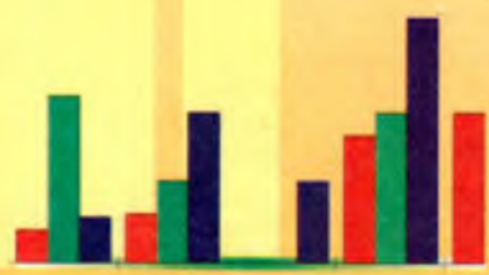
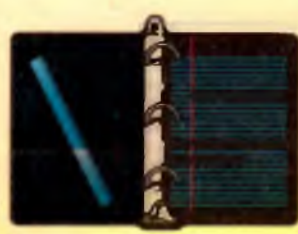


с.с.057
Р-751 ✓

Н. М. СОАТОВ

СТАТИСТИКА



Н.М. СОАТОВ

СТАТИСТИКА

*Ўзбекистон Республикаси Олий ва ўрта махсус таълим
вазирлиги томонидан олий ўқув юртлари учун дарслик
сифатида тавсия этилган*



ТОШКЕНТ
АБУ АЛИ ИБН СИНО НОМИДАГИ
ТИББИЁТ НАШРИЁТИ
2003

Муаллиф:
Н.М. Соатов — Иқтисод фанлари доктори, профессор.

Тақризчилар:
иқтисод фанлари доктори,
Ўзбекистонда хизмат кўрсатган фан арбоби,
профессор **Ё. Абдуллаев**,

иқтисод фанлари доктори, Ўзбекистонда хизмат кўрсатган иқтисодчи,
профессор **Х. Набиев**.

Ўзбекистон Республикаси фанлар академиясининг
академиклари **С. Фуломов** ва **М. Шарифхужаев**
умумий таҳрири остида

Ўзбекистонда бозор иқтисодиёти гуркираб ривожланаётган шароитда олий таълим йуналишлари ва ихтисосликлари бўйича мутахассисларни тайёрлаш сифатини тубдан яхшилаш ҳозирги замон долзарб масаласи бўлиб, у барча фанлар бўйича халқаро талаб ва андозаларга тула жавоб берадиган мазмунли дарсликларни яратишни тақоза этади. Мазкур дарслик айнан шу мақсадни кузлаб тайёрланган. У мазмун жиҳатидан ҳам, ёзилиш услуби жиҳатидан ҳам мавжуд қўлланмалардан тубдан фарқ қилади.

Дарсликда статистика ягона фан сифатида қаралиб, унинг умумий назарияси ва услубияти макроиқтисодий ва микроиқтисодий статистика масалалари билан узвий боғланишда, изчил уйғунлаштирилган ҳолда баён этилган. Ҳар бир масалани ёритиш жараёнида кургазмали услубдан кенг фойдаланилган, жумладан таркибий қисмларга бўлинган, схема-тархлар тузилган, атама ва тушунчанинг луғавий маъноси ва илмий мазмуни ёритилган, таърифлар эса контекстдан ажратиб берилган.

Унда фан масалалари икки туркумга ажратилиб, биринчи — «Тасвирий статистика» -қисмида статистика предмети ва методи, статистик кузатиш услубияти, статистик кўрсаткичлар, ахборотларни жадвал ва графиклар ёрдамида тақдим этиш усуллари, иккинчи — «Аналитик статистика» - қисмида эса таснифлаш ва гуруҳлаш, тақсимот қаторлари, уртача миқдорлар ва уртача тузилмавий кўрсаткичлар, вариация кўрсаткичлари, танланма кузатиш, корреляцион ва регрессион гаҳдил, динамикани урганиш статистик усуллари, иқтисодий индекслар, иқтисодий баланслар ва миллий ҳисобчилик асослари батафсил баён этилган.

Дарслик барча иқтисодий олий ўқув юртлари ва факультетлар талабалари ва магистрлари учун мулжалланган. Ундан малака ошириш институтларининг тингловчилари, аспирантлар, илмий ва амалий ходимлар статистика услубиятининг янгича талқин ва усулларини билиб олишлари мумкин.

С 0702000000 - 19
М 354(04) - 2003 2003

ISBN 5-638-00971-x

© Абу Али ибн Сино номидаги
тиббӣёт нашриёти, 2003 й.

КИРИШ

Ўзбекистон иқтисодиётини янада эркинлаштириш, хусусий мулкнинг ўрни ва таъсирини кенгайтириш, ишбилармонлик ва тадбиркорлик соҳалари учун барча зарур имкониятларни яратиш ва рағбатлантиришни ҳозирги ҳаётнинг ўзи тақазо этмоқда.

Президент И.А.Каримов Республика Олий Мажлиси саккизинчи сессиясидаги маърузасида бу долзарб масалаларни ечиш учун малакали кадрлар ва мутахассислар етишмаслиги, тафаккуримизнинг оқсоқлиги ҳар қадамда тўғоноқ бўлиб туриши ҳақида эслатиб ўтди.

Юқори малакали мутахассисларни тайёрлашни кенгайтириш билан бир вақтда олий таълим тизимини тубдан ислоҳ қилиш бугунги куннинг муҳим вазифаларидан бири бўлиб қолмоқда. Бу эса, биринчи навбатда, олий таълим йуналишлари буйича Давлат талабларида кузланган фанларнинг мазмуни ва ўқув дастурларини халқаро андозаларга мослаштириб такомиллаштиришни талаб қилади.

Собиқ совет тузумининг бошланғич даврларидаёқ, статистикани марказлашган тоталитар бошқарув мақсадига буйсундириш, унинг самарали қуролига айлантириш ниятида режали хужалик шароитида узининг назарий асосларидан ажралиши ва статистика фани йуқолиши ҳақида «назария» туқилган эди.

Натижада статистикага халқ хужалиги ҳисобининг бир тури сифатидагина қаралди, унинг назарияси эса эҳтимоллар назарияси билан бирлаштириб, математиканинг таркибий қисми деб талқин этила бошланди.

Кейинчалик, 50-йилларда янги ижтимоий фан сифатида статистика назарияси ҳақида курс яратилди ва математик статистика билан бир қаторда у олий ўқув юртлари режаларидан ўрин эгаллади. Натижада статистика назарияси мустақил иккита ўқув курслари бўлиб қолди. Афсуски, ҳанузгача бу масалага аёнлик киритилгани йўқ, ваҳоланки бутун дунёда яшнаётган эркин бозор иқтисодиёти мамлакатимизда ҳам бунёд этилмоқда ва у товар ишлаб чиқарувчилар билан истеъмолчилар эркин ҳаракати учун шароит яратмоқда, демак, тасодифий жараёнлар ҳаётимизда кечмоқда.

Барча бозор иқтисодиёти ривожланган ва тараққий эта бошлаган мамлакатларда, уларнинг университетлари ва олий мактабларида ягона статистика курси ўқитилиб келинди ва ҳозирги кунда ҳам ўқитил-

моқда. Кўп йиллар давомида синовлардан ўтган мазкур бой тажрибани ҳисобга олиб, университет ва институтларимизда ҳам уларнинг йўналишларидан қатъий назар, ягона статистика курсини ўқув жараёнларида қўллаш мақсадга мувофиқ булар эди. Шу билан бирга олий таълимнинг иқтисодий йўналишлари бўйича талабаларда статистик тафаккур бунёд этиш соҳасида юртимизда тўпланган тажрибалардан воз кечиш ҳам нотўғри бўлади. Бунда статистика назарияси билан бир қаторда ижтимоий-иқтисодий статистика ва тармоқ статистикалари ўқитилиб келинганлиги назарда тутилмоқда. Бу статистика соҳаларига хос масалалар ҳам ягона статистика курсидан фан назарияси ва услубияти билан узвий боғланган ва изчил уйғунлашган ҳолда ёритилиши лозим.

Молия, бухгалтерия ҳисоби ва аудитдан ташқари барча бошқа умумиқтисодий йўналишлар ва ихтисосликлар бўйича бакалавр даражасида юқори малакали иқтисодчи мутахассислар тайёрлаш ўқув режаларида ягона «Статистика» курси қўзланган бўлиб, унинг ўқув дастури эса юқорида баён этилган мазмунда тузилган. Ана шу ҳужжатга мувофиқ ушбу дарслик тайёрланди. Унда Тошкент давлат иқтисодиёт университетида кўп йиллар давомида фанни ўқитиш жараёнида муаллиф қилган маърузалар ва амалий машғулотлар натижалари умумлашган ҳолда баён этилди. Ушбу дарслик ягона статистика курси бўйича ёзилган биринчи китоб бўлгани учун камчиликлардан ҳоли эмаслигини муаллиф олдиндан эътироф этиб, унинг мазмуни бўйича қилинган ҳолисона таклиф ва маслаҳатларни бажонидил қабул қилишини билдиради ва сезгир китобхонлар ўз фикрларини қуйидаги манзилгоҳга ёзиб юборадилар деб умид қилади: Тошкент — 700181, Акмал Икромов тумани, Ибрагимов кучаси, 98-уй.

Муаллиф

I-Қисм.

ТАСВИРИЙ СТАТИСТИКА

1-Боб.

СТАТИСТИКА ПРЕДМЕТИ ВА УСЛУБИ

1.1. Статистика нима?

Жамият ҳаёти, турмуши ҳақидаги маълумотларга бўлган амалий эҳтиёж статистикани яратди.

Илк бор статистиканинг вужудга келиши амалий эҳтиёжлар билан узвий боғлиқ бўлган. Қадим замонлардаёқ қуроли кучларга лаёқатли кишилар сонини билиш, солиққа тортиш объектларини белгилаш зарурати туғилган, натижада аҳоли сони, унинг ёши ва жинси жиҳатдан тузилиши ҳақидаги маълумотларга эҳтиёжлар пайдо бўлган. Бу эса давлатни аҳоли сони ва таркибида бўлаётган ўзгаришлар устидан кузатишлар олиб боришга ундаган. Фуқаролик муносабатлари ривожланиб борган сари улар билан бевосита боғлиқ бўлган воқеаларни қайд қилишга зарурият ортиб борган. Шунинг учун туғилиш, ўлиш, никоҳга олиш, ажралиш каби ҳодисаларни ёзиб бориш тартиби ўрнатилган, кейинчалик эса одамларнинг бир жойдан иккинчисига кўчиб юриши билан боғлиқ бўлган миграцияси (ҳаракати)ни қайд қилиш тартиби белгиланган. Қишлоқ хўжалиги, савдо-сотиқ, хунармандчилик, саноат ва бошқа соҳалар ҳамда иқтисодий алоқаларнинг тараққий этиши хўжаликка оид ҳодиса ва амаллар устидан мунтазам равишда кузатиш олиб боришни тақазо этган. Натижада баҳолар ва савдо-сотиқ статистикаси, маҳсулотларни ишлаб чиқариш ва тақсимоли статистикаси ва бошқа иқтисодий статистика тармоқлари вужудга келган ва ривож топган.

Бозор муносабатлари ва аҳоли табақалари орасида ўзаро алоқалар кенгайиши билан бирга давлатни иқтисодиётга аралашуви объектив зарурият бўлиб қолади. Бу эса, ўз навбатида, янгидан-янги маълумотлар туплаш, иқтисодий ҳаётнинг ҳамма муҳим томонларини қамраб олган иқтисодий ахборот яратиш эҳтиёжини туғдиради. Шу билан бирга давлатлар орасида халқаро иқтисодий алоқаларнинг ривожланиши, бутун жаҳон хўжалигининг шаклланиши ва тараққий этиши айрим миллий иқтисодиёт ва бутун жаҳон хўжалиги миқёсида товар ва хизматлар ҳамда даромадларни яратиш, тақсимлаш ва истеъмол қилиш жараёнларини ҳар тарафлама тасвирлайдиган батафсил ҳисоб-китоб юритишни талаб қилади. Ҳозирги кунда бу масала айрим миллий давлатлар ва халқаро ташкилотларнинг долзарб вазифаларидан бири ҳисобланади.

Маълумотларда ифодаланган тартиб-қондаларни англаш иш-тиёқи, тушунтириш йўлларини топиш зарурияти статистикани фан соҳасига айлангирди.

Аммо, статистика илк бор вужудга келишидаёқ давлатни бошқаришнинг муҳим

қуроли сифатида шаклланган ва ривожланиб борган булса ҳам, шу билан бир вақтда купдан-куп воқеаларни, фактларни миқдорий жиҳатдан ҳисобга олиш ва маълум даражада тартибга солиш натижасида илмий жиҳатдан жуда қизиқарли материаллар ҳам жамғарилди. Бу ишнинг дастлабки онларидаёқ сезгир кузатувчи тарқоқ бутунлай тасодифий туюлган ўғил ёки қиз бола туғилиш сони, никоҳланиш, ёки у ё бу ёшда ўлиш сони ва ҳоказо, шуларга ўхшаш ҳодисаларда маълум тартиб-қоидалар борлигини пайқаб ҳайратда қолди. Натижада бунинг сабабларини англаш иштиёқи кишида уйғониб, уларни тушунтириш йулларини излаб топиш эҳтиёжи туғилди. Ана шу эҳтиёжни қондириш учун статистика хизмат қилабошлаши билан бирга илм-фан соҳасига айланди.

Амалий фаолиятда тупланган тажрибаларни умумлаштириш йули билан дастлаб давлатни бошқариш учун зарур маълумотлар туплаш, қайта ишлаш, таҳлил қилиш ва талқин этиш қоидалари, тартиблари, йуллари, усуллари яратилди. Статистикага ана шундай фан сифатида қаралиб янги изланишлар асосида бойиб борди. Унинг моҳияти ва усулларини такомиллаштиришда математика усуллари, қуроллари ва янги назарияларидан фойдаланиш жуда қўл келди, чунки статистика ҳам математикага ўхшаб сонлар, миқдорлар билан шуғулланади, аммо шундай тоифалари билан-ки, улар сифатга эга булиб, оммавий ҳодисаларни улчаш натижасида ҳосил булади. Пировард оқибатда статистик тафаккур услуги, яъни статистика назарияси ва услубияти (методологияси) шаклланди. Энди бу услуб нафақат ижтимоий-иқтисодий воқеаларни урганишда, балки бошқа соҳаларни ҳам бирин-кетин эгаллай бошлади. Ҳозирги вақтда у деярлик барча фан ва техника соҳаларида, тажриба—экспериментларда, физика, кимё, биология, археология, агрономия, тиббиёт, психология, социология, педагогика, тилшунослик, ҳарбий ишлар ва ҳатто тасвирий санъатда ҳамда мусиқа басталашда қўлланилмоқда.

Шундай қилиб, Статистика юзаки қарашда оддий суз булса ҳам лекин куп қиррали мазмунга эга.

Статистика лотинча “status” - аҳвол, ҳолат сузи билан италянча “state” - давлат сузидан келиб чиқиб, давлат аҳволи ҳақидаги фан.

Этимология, яъни сузларни келиб чиқиши жиҳатидан бу атама бевосита қандайдир битта классик — грекча ёки лотинча илдизга эга эмас. У лотинча “status”, яъни аҳвол, ҳолат деган сузнинг италянча “state” - давлат деган суз қиёфасини олишидан келиб чиқади. Статистика сузи кундалик ҳаётга ва илм-фанга XVIII асрда кириб келди. Дастлаб, савдо ва молия капитали ҳамда

пул мунособатлари тараққиёти натижасида вужудга келган эҳтиёжни қондириш мақсадида тупланган мамлакат аҳолиси, иқтисодий ва сиёсий аҳволи ҳақидаги маълумотлар статистик ахборотлар деб юритилади.

Дастлаб давлатшунослик фани статистика деб аталди.

Бу фаннинг кўзга кўринарли намоёндаси немис Г. Ахенвал (1719—1772 й.й.) биринчи бўлиб статистика сўзини от сифатида қўлади ва илмий одатга киритди. Унинг фикрича, статистика бу давлат учун алоҳида аҳамият касб этадиган масалалар шарҳи, тасвиридир. Аммо ҳозирги кунда статистика атамасини бундай мазмунда талқин этиш кўп жиҳатларини йўқотди. Кундалик турмушимизда мамлакат иқтисодиёти ва аҳолиси ҳақидаги маълумотлар тўплами статистика деб юритилса ҳам, аммо у ўтган асрлардаги “давлатшунослик” дан тубдан фарқ қилади.

Ҳозирги замон статистикаси давлатшуносликдан ахборотларнинг тўлалиги, турли тўламлиги ва ҳарактери билан тубдан фарқ қилади.

Бироз кейинроқ давлатнинг диққатга сазовор томонларини тасвирлайдиган давлатшунослик фани пайдо бўлиб, у статистика номи билан, уни яхши эгаллаган билимдон эса статистик деб атала бошланди.

Бу фарқ нафақат ахборот турлари кўплиги ва тўлалигида кўзга ташланиб қолмасдан, шу билан бирга уларнинг характерида ҳам яққол кузатилади. Энди статистика деганда фақат миқдорий ифодаланган ахборотлар тушунилади. Масалан, муайян давлатда қандай сиёсий тузум ҳукумронлиги, қайси тил давлат тили эканлиги статистикага ҳеч қандай алоқаси йўқ, аммо сиёсий

фирқалар сони, уларнинг мақсади, аъзолар сони ва бошқа белгилар бўйича тақсимланиши, етакчи фирқа ташкилотлари аъзоларининг ижтимоий ҳолати, ёши, жинси ва бошқа белгилари бўйича тақсимоми, қайси тилда қанча аҳоли гаплашиши ва ҳоказолар — булар статистикадир. Мамлакат ҳудудий бўлинмаларининг рўйхати ёки жўғрофий харитада жойланиши статистика эмас, бироқ аҳолининг сони, саноат тармоқлари ва ҳоказоларнинг ҳудудий кесимда тақсимоми статистикадир.

Статистикага оид маълумотлар учун умумий узига хос хусусият шундан иборатки, улар айрим якка ҳодисаларга тегишли бўлмасдан, балки доимо уларнинг тўплагини қамраб олувчи умумлаштирувчи миқдорлардир. Якка ҳодиса, тўплагиндан фарқли уларок, мустақил ва бир - бирига ўхшаш таркибий элементларга бўлинмайди. Тўплагин битта ёки бир нечта ҳодисага камайиши билан бутунлай йўқ бўлмасдан, олдинги мавқеини сақлаб қолади. Масалан, агарда шаҳар аҳолиси орасида бир ёки бир нечта киши вафот этса ёки бошқа жойга кўчиб кетса, аҳоли тўплагини қолаверади. Қандайдир корхона ёпилса корхоналар тўплагини ўз номини сақлаб қолади. Аммо якка корхонага қарашли асосий цех ёпилса, корхона ўз мавқеини йўқотади, яъни ишламай қўяди.

Шунингдек, шаҳарга бир киши кўчиб келиши ёки бола туғилиши, янги корхона ишга тушиши билан мавжуд тўплагин ўрнига янги-си ёки иккинчи бошқа тўплагин пайдо бўлмайди.

Агарда ҳодиса яккаю ягона бўлиб, кейинчалик унга ухшаш ҳодиса юзага чиқиши кутилса, у ҳолда бу ҳодиса мустақил статистика объектини ташкил этади. Масалан, Асакадаги узбек-қуря қўшма энгил машиналар ишлаб чиқарувчи корхона ишга тушиши билан республика ҳўжалигида янги тармоқ шаклланишига асос солинди. Демак, бу корхона статистика объекти ҳисобланади, чунки кейинчалик унга ўхшаш машинасозлик корхоналари вужудга келиши мумкин, ҳақиқатда ҳам пайдо була бошлади.

Тўпلام таркибидаги ҳар бир ҳодиса ўз-ўзидан статистикани қизиқтирмайди. У тўпلام бўйича умумий кўрсаткичларни олиш учун асос сифатида статистика диққатини тортади. Масалан, никоҳни қайд қилиш оила қурувчи икки ёш учун аҳамият касб этади, чунки уларнинг оилавий ҳуқуқ ва вазифаларини белгилайди, шу жиҳатдан давлат ташкилоти — ЗАГСларни ҳам қизиқтиради, чунончи улар ҳуқуқий оила муносабатлари устидан назорат олиб бориш учун тузилган. Бу факт статистика учун қайд қилинган никоҳлар сони, янги оилалар аъзоларининг ёши, яшаш манбаалари ва ҳоказо ҳақидаги умумий кўрсаткичларни олиш жиҳатидангина аҳамиятга эга.

Статистика сўзи пайдо бўлишидан бошлаб, то ҳозиргача ҳам куплик, ҳам бирлик сонда ишлатилиб келинди ва қўлланилмоқда. Бурунлари мамлакат аҳолисига оид маълумотлар, турли масалаларни тасвирлайдиган ахборотлар тегишли ҳодиса ёки предмет номи билан биргаликда фалон воқеа статистикалари деб аталар эди, масалан аҳоли статистикалари (яъни сони), унинг ёш - жинсий ёки миллий тақсимоти статистикалари (сони), туғилиш ёки улиш статистикалари (сони), савдо статистикалари, баҳо статистикалари, сиёсат статистикалари ва ҳоказо. Шу билан бирга статистика сўзи бирлик шаклда ҳам ишлатилди, жумладан юқорида таъкидлаганимиздек, давлатнинг турли диққатга сазовор томонларини тасвирлашга бағишланган давлатшунослик фани статистика номи билан юритилди.

Ҳозирги кунда ҳам статистика сўзини кўплик ва бирлик шаклларда қўллаш учраб туради. Жумладан инглиз тилида “statistics” деган сўз бор, у алоҳида ёлғиз ҳолда ҳам, бошқа сўзлар билан биргаликда ҳам қўланади. Биринчи ҳолда ушбу сўз куплик шаклига эга бўлиб, узбек тилига статистикалар деб угирилади. Масалан, илмий гипотезаларни баҳолашда қўлланадиган Стьюдент, Фишер, К. Пирсон сингари етук ихтирочи олимлар номи билан биргаликда ишлатиладиган мезонлар тегишли тарзда t-статистикалар, F-статистикалар, χ^2 -статистикалар деб ҳам юритилади. Иккинчи ҳолда “statistics” сўзи бирлик сонда қўланади, масалан, bussines and economics statistics деган ибора ўзбек тилида “бизнес ва иқтисодий статистика” деган мазмунга эга ва шундай шаклда ўгирилади. Ўз-ўзидан аёнки, бу ерда statistics сўзи бирлик сонда ишлатилмоқда.

Ҳозирги илм-фан гуркираб ривожланаётган шароитда статистик ахборотларга ёппасига қизиқиш ортиб бормоқда. Газета ва журналлар, бошқа ахборот воситалари замондошларимиз эътиборига сон-саноксиз статистик маълумотлар оқимини ёғдириб ташламоқда. Сўз аввалом-

бор иқтисодий ва ижтимоий статистика маълумотлари, ялпи ички маҳсулот ва миллий даромад ҳажми, иқтисодиёт тармоқларида бандлар ва ишсизлар сони, тижорий корхоналар ва ташкилотлар сони ҳамда уларнинг хўжалик фаолияти кўрсаткичлари, банклардан олинган кредитлар ҳажми ва фоиз даражаси, аҳоли яшаш қиймати индекслари, ташқи савдо кўрсаткичлари, давлат ва корхоналарнинг молиявий ҳолати ҳақидаги маълумотлар, истеъмол баҳоларининг узгариши ва инфляция даражаси, аҳоли сони ва унинг жинси—ёши, яшаш ва туғилган жойи, касби ва фаолият тури, яшаш манбаи ва бошқа белгилари асосида тақсимотлари ҳақидаги маълумотлар, туғилиш, ўлиш, никоҳдан ўтиш ва ажралиш статистикаси, ижтимоий суғурталаш, маориф, жиноятчилик, диний эътиқод, дам олиш ва саёҳат статистикаси, кишининг жамиятдаги мавқеини таърифловчи кўрсаткичлар — оила гаражидаги машиналар сони, турли клублар, хайр-эҳсон муассасалари ҳамда профессионал ташкилотлар аъзолари сони ва билим—савия даражаси, ўртача оила даромади, оилаларнинг ўртача даромади буйича табақаланиши, камбағаллик ҳамда қашшоқлик статистикаси ва хоказолар устида бормоқда. Бундан ташқари, ер куррасида об-ҳаво тақсимоти, ҳарорат ва ёғингарчилик, шамол йўналиши ва тезлигини таърифлайдиган метеорология ахборотлари, турли кўргазмалар ва конкурслар натижалари ҳақидаги маълумотлар, масалан, гузаллар конкурси ва унда иштирок этувчилар сони, ғолиб гузаллар ҳақидаги батафсил маълумотлар ҳам бу ерда назарда тутилади. Статистик маълумотлар ҳажми ниҳоятда катталашиб, ижтимоий ҳаёт ва атроф-муҳитнинг барча томонларини қамраб ола бошлагандан буён, бу вазиятни эътироф қилиш учун статистика атамасини умумлашган мазмунда қўллаш ва грамматик жиҳатдан бирлик сонда уни ифодалаш одат бўлиб қолди.

Гарчи фактлар гунг бўлса ҳам, уларни тушуниш керак, талқин эта билиш лозим. Статистикага ана шундай йўсинда ёндашиш натижасида бу сузнинг маъноси бойиди, у мазмунан янги жиҳатга эга бўлди.

Статистика деганда маълумотлар тўплаш жараёни ҳам, уларни қайта ишлаб, ҳолисона ва аниқ талқин этиш қоидалари ҳам тушунилади. Ана шу мазмунда статистика — ҳам фан, ҳам фаолият соҳаси, ҳам касб туридир. У уюштирилган билим тармоғи ҳам, мақсадларни амалга ошириш учун кучли қурол ҳам, касбкорлик соҳаси ҳам ҳисобланади. Кузга кўринган иқтисодчи олим Э.Кейн шохидлик қилишича, маъмурий муассасаларда ишларни таснифлашга оид америка маълумотномасида статистика қуйидагича таърифланади: “Статистика фактларни ҳулосалар ясаш учун асос сифатида тўплаш, таснифлаш ва миқдорий баҳолаш ҳақидаги фандир”¹ Шу жиҳатдан у тасвирий статистика номи билан ҳам юритилади.

Статистика — бу фан тармоғи, амалий фаолият соҳаси, билим йўналиши, билиш қуроли.

¹ Э. Кейн. Экономическая статистика и эконометрика. Инглизчадан таржимаси. М.: Статистика, 1997. 11 бет.

**Тасвирий статисти-
ка — бу маълумотлар
тўплаш, таснифлаш,
умумлаштириш ва тал-
қин этиш йўллариدير.**

Демак, тасвирий статистика деганда ахборотлар тўплаш, таснифлаш, умумлаштириш ва талқин этиш йўллари назарда тутилади. Унинг диққат марказида маълумотларни тўплаш ва қайта ишлаш туради. Тасвирий статистика маълумотларни самарали тўплаш, тартибга солиш ва умумлаштирилган

статистик ахборотлар олиш усулларини ишлаб чиқиш ва амалда қўллаш билан шуғулланади. Бу ишда ЭҲМ дан фойдаланиш муҳим масала ҳисобланади. Шунинг учун иқтисодчи мутахасислар, статистиклар ЭҲМ ёрдамида ахборотлар тўплаш, ишлаш ва сақлаш қоидаларини чуқур билишлари лозим.

Шундай қилиб, статистика атамаси кўп қиррали тушунча бўлиб, ҳозирги кунда у қуйидаги мазмунларда ишлатилади:

— статистика деганда турмушимизнинг турли томонлари — иқтисодий, маданий, сиёсий, маънавий, социал-психологик, ижтимоий-демографик ва ҳоказо ҳодисалар ҳамда атроф-муҳит ҳолати ҳақидаги маълумотлар мажмуаси тушунилади. Бундай мазмунда бу сўз кўпроқ даврий матбуот саҳифаларида ва ахборот воситаларида ишлатилади;

— маълумотларни тўплаш ва қайта ишлаш жараёни ҳам статистика деб юритилади;

— статистик кўрсаткичларни ҳисоблайдиган ва сақлайдиган, ахборот хизматларини кўрсатадиган махсус ташкилотлар назарда тутилганда ҳам статистика сўзи фойдаланилади. Масалан, газета саҳифаларида “статистика берган маълумотларга кура” деган ибора тез-тез учраб туради;

— йирик корхона ва идораларда ҳужалик фаолият ҳақидаги кўрсаткичларни ҳисоблаш ва ҳисоботлар тузиш билан шуғулланадиган бўлим номи ҳам статистика деб юритилади;

— статистика деб махсус илм-фан йўналиши ҳам аталади;

— статистика деганда турли илмий-техника соҳаларида гипотезалар яшаш, баҳолаш ва ечимлар қабул қилиш жараёнида статистик услубиятни тадбиқ қилиш ҳам тушунилади;

— ниҳоят, математикада турли мезонлар ва умумлаштирувчи кўрсаткичлар статистика деб юритилади.

1.2. Статистика предмети.

Предмет сўзи бир неча луғавий маънога эга. Бу:

1. биздан ташқарида ва онгимизга боғлиқ бўлмаган мавжудот, моддий буюм, нарса;

2. ўрганиладиган ҳодиса, воқеа, факт;

3. фикр юритиш объекти, фикрлаш мазмунини ташкил этувчи бирор нарса ёки қандайдир ҳаракат, йўналган нарса;

4. фан мазмунини белгиловчи билимлар доираси;

5. мавзу, сабаб.

Статистика предмети деганда статистика урганадиган объект, унинг жиҳатлари ва ривожланиш қонуниятлари, статистик фикрлаш, тушунтириш мазмунини ташкил этувчи воқеалар, уларнинг моҳиятидан келиб чиқадиган сабаб-оқибат боғланишлар, статистика фанининг мазмунини ёритиб берадиган билимлар доираси назарда тутилади. Бу масалага статистика қўлланиш соҳалари ҳам алоқадордир.

Статистика ўрганиш объекти — бу оммавий ҳодиса ва жараёнлардир.

реал воқеани билдиради. Масалан, оилада бола туғилиши, пахта ҳосили, ишчилар сони, ёнғингарчилик (қор ёки ёмғир ёғиши), атроф-муҳит булғаниши ва ҳоказолар.

Оммавий ҳодисанинг умумий таърифи: бирор объектлар тўпламида ёки мураккаб объект элементлари мажмуасида юзага чиққан воқеа.

Жараён сузи воқеалар оқимини, уларнинг маълум макон ва замон шароитида қандай тезликда кечишини, юзага чиқиш ёки, чиқмаслигининг ўзгаришини, ҳодисалар ривожланишини англатади.

Демак, оммавий ҳодиса — бирор объектлар тўпламида содир булган воқеа, ҳаракат натижаси. Масалан, Ўзбекистон барча деҳқон ва ширкат хўжаликлари томонидан бир йилда етиштирилган пахта ҳосили, ҳамма оилаларда туғилган болалар сони, ёққан қор ва ёмғир ҳажми, ҳамма корхона ва автомобиллар томонидан атмосферага чиқарилган газлар ва ҳаказолар.

Оммавий жараён умумий таърифи: объектлар тўпламида ёки мураккаб объектда содир булган воқеалар оқими, уларнинг ривожланиши.

Оммавий жараён — бу объектлар тўпламида содир булган воқеалар оқими ва унинг характери, уларнинг ривожланиш даражалари, тўплама ҳодисалар кечишидаги (ҳаракатидаги) ўзгаришлар. Масалан, Ўзбекистонда туғилган болалар сонининг кўпайиши, туғилиш даражасининг ўзгариши, умумий экин майдонида пахта салмоғининг камайиши ва дон экинлари улушининг ортиши, Тошкент шаҳрида корхона ва автомашиналар томонидан атмосферага чиқарилган газлар ортиши, Амударё ва Сирдарё сув ресурсларидан янги ерларни ўзлаштириш учун фойдаланиш натижасида Орол денгизи қуриб бориши, ер ости бойликлари захирасининг ўзгаришлари ва ҳоказолар. Оммавий ҳодиса ва жараён бир қатор муҳим белгилари билан ажралиб туради.

Унинг муҳим белгиларидан бири — оммавий ҳодиса ва жараёнда бир қанча якка объектлар (тўплам бирликлари) иштирок этади. Бу хусусият мураккаб объектларни оммавий ҳодиса деб қаралганда ҳам

Оммавий ҳодиса ва жараённинг биринчи муҳим белгиси — унда бир қанча объектлар иштирок этиб, улар ухшашлик аломатига эга эканлигидан иборат.

намоён бўлади, чунки бундай объект бир туда якка элементлардан тузилади. Тўпلام объектлари, шунингдек мураккаб объект элементлари урганилаётган ҳодиса, жараён учун муҳим бўлган мунособатлар жиҳатдан бир-бирига ўхшайдилар. Масалан, Ўзбекистонда пахтачилик ривожланиши оммавий жараён деб қаралса, пахта ишлаб чиқариш жараёни кўпдан-кўп деҳқон ва ширкат

хўжаликлари, уларда ишлаётган кўп сонли пахтакорлар, агрономлар ва бошқа мутахассислар иштирокида амалга ошади. Бу деҳқон ва ширкат хўжаликлари бир-бирига ўхшашлик томонларига эга бўлиб, улар жумладан пахта ишлаб чиқаришга ихтисосланишида, шу мақсад йулида фаолият қилишида уз ифодасини топади, пахтакорлар пахта етиштириш сирларини яхши билиш ва жисмоний меҳнат қилиш каби жиҳатлари билан бир-бирига ўхшайдилар.

Худди шунингдек, агрономлар ишлаб чиқариш жараёнида маҳсус вазифаларни бажаришлари ва зарур малакага эга бўлишлари, раҳбар мутахассислар эса хўжаликни ташкил этиш ва бошқариш сирларини билишлари билан бир-бирига ўхшашиб кетади.

Айрим объектлар ёки элементлар учун хос булган ухшашлик аломати улар ички изчил туб боғланишларга эга эканлигидан келиб чиқади. Бу эса урганилаётган объектлар, элементлар тўплами ички қиёфа жиҳатидан умумий асосга, сифатга, моҳиятга эгаллигини ва шу нуқтаи назардан бир жинслилигини англатади.

Демак, статистикада ўрганиладиган оммавий ҳодиса ва жараён моҳияти ва сифати жиҳатидан бир жинсли тўпلامда намоён булади. Шу билан бирга у миқдорий жиҳатдан турлича ифодаланиши мумкин.

Бу эса оммавий ҳодиса ва жараённинг яна бир муҳим хусусияти ҳисобланади. У урганилаётган тўпلامнинг айрим объектлари, элементлари бир-бирига ўхшашлиги билан бир қаторда ўзига хослик аломатига эгаллигидан келиб чиқади. Масалан, ҳар бир деҳқон хўжалиги маълум шароитда фаолият қилади, ўзига хос табиий ва иқтисодий ишлаб чиқариш омилларига эга бўлиб, бу жиҳатдан бир-биридан фарқ қилади. Худди

Оммавий ҳодиса ва жараённинг иккинчи хоссаси — айрим тўпلام объектлари, элементлари ўзига хослик аломатига эга бўлиб, мустақил, эркин тарзда амал қилишидан иборат.

шунингдек айрим пахтакор деҳқон, агроном ва раҳбар ходим ўзига хос жиҳатларга — ишлаш қобилияти ва малакаси, уз вазифасига мунособати ва кайфияти, ёши ва иш стажи, ишлаб чиқариш омилларидан фойдаланиш қудрати ва ҳоказога эга. Натижада улар ҳам бир-биридан фарқ қилади.

Ҳар бир тўпلام объекти, элементи ўхшашлик ва ўзига хослик жиҳатларининг ягона бирлигида ҳаётда ҳаракат қилади, маълум ҳодиса ва жараённинг соҳиби сифатида гавдаланади. Ана шундай айрим во-

қеалар, жараёнлар умумлашишидан эса оммавий ҳодиса ва жараён шаклланади ва у статистикани урганиш объекти ҳисобланади.

Оммавий ҳодиса ва жараённинг учинчи хоссаси — тўплам бирор объекти ҳақидаги тавсифларни унинг барча бошқа объектларининг тавсифлари тизимидан аниқлаб бўлмаслиги

Оммавий ҳодиса ва жараённинг бошқа яна бир хоссаси — унинг юзага чиқишида иштирок этувчи тўплам объектлари, элементларидан бири ҳақидаги ҳақиқий тафсилотларни (курсаткичларни) қолган бошқа объектлар тафсилотларидан тўла ҳолда ёки умуман аниқлаб бўлмайди. Маълум ширкат хўжалиги ёки саноат корхонасининг маҳсулоти, маҳнат ва маблағлар сарфи, техника воситалари каби ҳақиқий тафсилотларини бошқа хўжалик ва корхоналарнинг тегишли тафсилотлари асосида топиб бўлмайди. Бошқача айтганда, турли объектларнинг айрим тафсилотлари орасида тўла ёки қисман бўлса ҳам мустақиллик, қарамсизлик мавжуд. Бундан хулоса қилишимиз мумкинки, агарда ўрганилаётган объектларнинг биттасидан ташқари қолган ҳаммаси ҳақида маълумотлар маълум десак, у ҳолда ушбу номаълум объектнинг ҳақиқий курсаткичларини улар асосида аниқлаб бўлмайди, аммо чамалаб баҳолаш мумкин, холос. Бироқ олинган натижа қанчалик ҳақиқатга мослиги мавҳум жумбоқ булади, чунки ҳатто мазкур объект умуман бўлмаса ҳам, бундай чамалама ҳисоблаш натижаси уз кучида қолади. Шундай қилиб, қатъиян айтганда, биттасидан ташқари барча ширкат хўжаликлари ёки саноат корхоналари ҳақида қанчалик турли туман маълумотларга эга бўлмайлик, улар асосида мазкур хўжалик ёки корхона маҳсулоти ёки ишчилар сони ҳақидаги ҳақиқий курсаткичларни аниқлашга қодир эмасмиз. Бунинг устига, ҳаттоки ушбу хўжалик ёки корхона фаолият қилмай тўхтаб қолган тақдирда ҳам, мамлакатда пахта ёки саноат ишлаб чиқариш тўхтаб қолмаган бўлар эди.

Ниҳоят, оммавий ҳодиса ва жараённинг тўртинчи энг муҳим белгиси — унда маълум қонуният юзага чиқиши, аммо у якка ҳодисада намоён бўлмаслигидан иборат.

Ва ниҳоят, оммавий ҳодиса ва жараённинг яна бир муҳим хоссаси — унда маълум қонуният юзага чиқиб, аммо айрим элементлар, яъни якка ҳолда қаралган ҳодисада у намоён бўлмаслигидан иборатдир. Бу қонуният оммавий ҳодиса ва жараённинг моҳиятидан келиб чиқади, унинг табиатидан ажралмас жиҳат ҳисобланади. Бундай қонуният статистик қонуният деб аталади. Қонуният сўзининг фалсафий ва луғавий маъноси шундан иборатки, у объектив ҳодисалар ўртасидаги узвий боғланишларни ифодалаб, улар киши онги ва ихтиёридан ташқарида маълум изчил кетма-кетликда такрорланиши, барқарор бўлишини билдиради. Оммавий ҳодиса ва жараён табиатан ана шундай узвий боғланишга эга бўлган, изчил кетма-кетликда такрорланадиган ҳодисаларни қамраб олади. Якка ҳолда қаралганда, айрим ҳодисаларга тегишли ўзига хос-

лик аломатлари унда ёйилиб, умумий барқарорлик ҳолати ўз ифодасини топади. Бундай қонуниятлар статистик қонуниятлар деб аталишига сабаб — биринчидан, улар статистика ўрганадиган оммавий ҳодиса ва жараёнларда рўёбга чиқади, иккинчидан, улар статистика ёрдамида, унинг услубиятини қўллаш натижасида очилади.

Аммо уларни статистика учун хос, унинг хусусий қонуниятлари деб қараб бўлмайди, чунки бу ҳолда улар муаллақ ҳолатдаги, яъни бирор предметга таянмай, муаллақ туриб қолган нарсага ўхшаш тushунча бўлиб қолар эди. Оммавий ҳодиса ва жараёнларда намоён буладиган қонуниятларни очиш ва ўрганиш статистиканинг асосий вазифаси, статистик текширишда қўзланган ва ҳақиқатда эришилган пировард мақсад ҳисобланади. Ҳар доим улар айрим ҳодиса ва жараёнлар ҳақидаги маълумотларни тўплаш ва қайта ишлаш жараёнида олинадиган ҳамда бутун тўплам бўйича миқдорий нисбатларни таърифлайдиган умумлаштирувчи кўрсаткичлар шаклида намоён бўлади. Шу билан бир қаторда статистик қонуниятлар оммавий ҳодиса ва жараён табиатининг турли томонларига тегишли изчил боғланишларни, тартиб-қоидаларни ифодалайди. Шу жиҳатдан уларни маълум даражада шарт билан икки турга ажратиш мумкин:

Биринчидан, ўрганилаётган ҳодисалар тўпламининг тузилишидаги боғланишларни ифодаловчи қонуниятлар, уларни тақсимот қонуниятлари деб аталади;

Иккинчидан, оммавий ҳодиса ва жараённинг динамизмини ифодаловчи қонуниятлар, уларни ривожланиш (тараққиёт) қонуниятлари деб ҳам аташ мумкин.

Статистик қонуниятлар ҳақидаги фикр китобнинг кейинги бўлимларида батафсил баён этилган.

Оммавий ҳодисанинг аниқ таърифи — бу ҳар қандай ҳодисалар йиғиндиси бўлмасдан, уларнинг шундай тўпламики, унда статистик қонуниятлар намоён бўлади, аммо якка ҳодисада улар юзага чиқмайди.

Оммавий ҳодиса ва жараёнлар ҳамма соҳаларда мавжуд, статистика эса уларни ўрганади, шу сабабдан у универсал характерга эга.

Оммавий ҳодисанинг аниқ таърифи шундан иборатки, у ҳар қандай ҳодисалар йиғиндиси бўлмасдан, балки шундайларининг тўпламики, унда ички изчил боғланишлар ва уларни ифодаловчи қонуниятлар мавжуд, аммо улар одатда айрим якка ҳодисада юзага чиқмайди.

Статистика фани барча оммавий ҳодиса ва жараёнларни, қайси соҳаларга улар тегишлилигидан қатъий назар, ўрганади. Бунда унинг универсал, умумийлик жиҳати намоён бўлади.

Ахир юқорида зикр этилган хоссаларга эга бўлган оммавий ҳодиса ва жараёнлар ижтимоий ҳаётда ҳам, табиатда ҳам мавжуд-ку! Ва улар табиатан маълум ўхшашлик аломатларига эга-ку! Ушбу жиҳатларни ва улардан келиб чиқадиган хусусиятларни аниқлашда қандайдир зарарли

“универсализм” аломатларни куриш ноўриндир. Ҳар қандай фан маълум даражада умумийликка эга

Статистика предмети — оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг миқдорий — сифат аниқлигини урганиб, уларда намоён буладиган қонуниятларни миқдорий нисбатларда ифодалашдан иборат.

Оммавий ҳодиса ва жараённи ўрганаётиб, статистика уни миқдоран, яъни сонлар ёрдамида таърифлайди. Бу эса унинг баён этилган предмети таърифидан келиб чиқади. Оммавий ҳодиса ва жараённинг атом тузилмалари билан боғлиқ бўлган жиҳатлари, хусусиятлари фақат миқдоран ифодаланиши мумкин. Агарда тўпламнинг бирор сифат белгиси (аниқлиги) ўрганилаётган бўлса, у ҳолда ёки унга ҳамма якка

элементлар беистесно эга бўлади (бу ҳолда ҳар бир мустақил эркил элемент ҳам бу хоссага сўзсиз эга бўлади, албатта), ёки бир қисми эга бўлиб, бошқалари эса эга бўлмайди ва тегишли сонлар уртасидаги ўзаро нисбат ҳақида масала туғилади. Бошқа томондан, бирор сифатнинг ҳамма элементларда мавжудлиги, уларда белгининг миқдорий ифодаланиши вариацияга (фарқланишга) эга бўлиши мумкинлигини инкор этмайди, аксинча, уни назарда тутаяди, бу ҳам статистика эътибор кўламида бўлади.

Шундай қилиб, оммавий ҳодиса ва жараёнларни текширишда статистиканинг ажралмас хоссаси сифатида уларни миқдорий ифодалаш, миқдорий жиҳатдан ўрганиш деб қаралиши керак. Бундай текшириш жараёнини аниқроқ намоёиш қилмоқчи бўлсак, у ҳолда ўрганилаётган оммавий ҳодисаларни кузатишлар натижасида олинган “ x ” сонлар қатори деб ифодалашимиз ва уларни “ x ” миқдорлар тўплаганининг амалга ошиш имкониятларидан бири сифатида қарашимиз мумкин. У ҳолда статистик текшириш моҳияти “ x ” қатори билан боғлиқ бўлган бирор f параметрини (курсаткични) ёки мураккаб масалаларни ўрганишда бир қатор “ f_i ” параметрларни аниқлашдан иборат бўлади. Ушбу параметр (ёки параметрлар) қиймати ҳам, узининг заминидagi сонлар қаторига ухшаб, амалда мумкин бўлган миқдорлардан бири бўлади. Демак, у (ёки улар) узининг эҳтимоллари тақсимотига эга (яъни ҳар қандай берилган сон “ a ” учун, “ f ” параметри ундан катта бўлмаслик эҳтимоли мавжуд).

Масалан, x айрим i участкаларда (экин майдонларида) пахта ҳосилдорлиги бўлсин. Бу ҳолда статистик текшириш уртача ҳосилдорлик, максимал ҳосилдорлик, модал (куп учрайдиган) ҳосилдорлик, айрим участкаларнинг умумий ялпи майдони ёки ялпи ҳосилдаги салмоғи каби курсаткичларни аниқлашни кўзлайди ва уларни ҳисоблаш қоидаларини (алгоритминини) ҳам белгилайди. Уларга асосланиб, барча кузатишларда олинадиган натижалар маълум эҳтимоллик билан қандайдир чегарада бўлиши мумкинлигини баҳолаш имконияти туғилади. Статистика предмети бўлмиш оммавий ҳодиса ва жараёнларни юқорида баён этилган тартибда қараб, уларни текширишни барча соҳаларда, жумладан иқтисодийда ҳам, табиатда ҳам

амалга ошириш мумкин. Демак, бу ҳам статистика фанининг универсал характерга эга эканлигини яна бир бор тасдиқлайди. Бунда ҳам статистика нақадар назарий ва амалий аҳамиятга эга эканлиги яққол кўринади. Шунинг учун ҳам барча бўлажак мутахассислар статистика асосларини чуқур ва ҳар тарафлама эгаллашлари, уларни амалий фаолият соҳаларида қўллаш қобилиятига эга бўлишлари керак. Шу муносабат билан ҳурматли талаба-ўқувчилар эътиборини яна бир масалага жалб этишга журъат этмоқчимиз.

Статистика ғоялари қуртак ҳолда ҳар бир билимдон кишида муҳассамлашган, улар кундалик турмуш масалаларини ечишда кенг қўламда қўлланади. Масалан, олма харид қилиш ниятида қишлоқ хўжалик маҳсулотлари растасини айланиб юрган киши хатти-ҳаракатини синчиклаб қузатайлик. У аввал пештахтадаги олма уюмлари қаторини бирин-кетин урганиб, унинг сифат ва баҳоси ҳақида маълумотларни фикран қайд қилиб чиқади ва узига маъқул уртача баҳо ва олма сифатини белгилайди. Сунгра тегишли сотувчи ёки сотувчилар билан ол-барака қилиб, келишилган уртача баҳода керакли миқдорда олма харид қилади. Агарда ўша кимса байрам дастурхони учун олма сотиб олмоқчи бўлса, унинг хатти-ҳаракати бошқачароқ бўлади. Байрам кунлари одатда баҳолар кўтарилиши эҳтимолига эга бўлишини (олдин тўпланган тажрибасидан унга маълум ёки бошқалардан сўраб билади) ҳисобга олиб, бозор қилиш масаласини байрамдан бир неча кун олдинроқ ечади. Бу ҳолда ҳам баён қилинган тартибда иш тутади. Ўша кимсанинг бозор қилишдан мақсади дон, масалан, гуруч харид қилиш деб айтайлик. Одатда у пештахтадаги гуруч уюмларига қўл тиқиб, ҳар жойидан бир неча қисим донни олиб текширади ва баҳосини сўраб чиқади. Шу йул билан сифати ва баҳоси ҳақида фикран ахборот тўплайди. Сунгра сифат жиҳатдан узига маъқул гуручининг ўртача баҳосини чамалайди ва бутун уюм ёки керакли қисмининг эҳтимолли қийматини баҳолайди. Ниҳоят сотувчи билан ол-барака қилиб бозор баҳоси ҳақида келишади ҳамда керакли миқдорда гуруч харид қилади. Ушбу хатти-ҳаракатлар шунчалик тез ва беихтиёр бажариладики, бунда асосий статистика ғоялари қўлланилаётгани харидорнинг хаёлига ҳам келмайди, аммо қабул қилган қарори туғри эканлиги унда шубҳа уйғотмайди. Кундалик турмушимиздан бунга ўхшаш мисолларни кўплаб келтириш мумкин. Уларнинг асосида ҳаёт-мамот масалаларини ечишда асосий статистика ғояларини қўллаш ётади. Бундай хулоса масаланинг бир тамони бўлса, унинг иккинчи жиҳати статистика фанининг тушунчалари, қоидалари ва усуллари ҳамда статистикачасига тафаккур ва хулоса чиқариш тартиблари мусаффо бўшлиқдан келиб чиқмайди, балки ҳаётда тўпланган тажрибаларни умумлаштириш махсули ҳисобланади.

Шундай қилиб, статистика фанининг предмети оммавий ходиса ва жараёнларнинг миқдорий-сифат аниқлигини урганиш, уларда аниқ макон ва замон шароитида намоён буладиган қонуниятларини миқдорий нисбатлар орқали ифодалашдан иборат.

1.3. Статистикача тафаккур, эҳтимоллар, катта сонлар қонуни, статистик қонуниятлар

Нима учун оммавий ҳодиса ва жараёнда қонуниятлар қарор топиб, намоён бўладию, улар айрим ҳодисаларда юзага чиқмайди деган савол тугилиши табиийдир. Бу саволга жавоб ҳодисани тафаккур қилиш билан боғлиқ.

Тафаккур сўзининг луғавий маъноси — инсоннинг фикрлаш қобилияти, ўйлаш, фикр юритиш, муҳокама ва мулоҳаза қилиш.

Статистик тафаккур — объектив ҳодисаларни статистика жиҳатидан тушунтириш, уларни муҳокама қилиб, ички хоссалари ва боғланишларини изоҳлаш ҳамда меъёрни ойдинлаштириш.

Статистикача тафаккур деганда объектив воқеаларни статистика жиҳатидан тушунтириш, уларнинг моҳияти устида фикр юритиш, мулоҳаза олиб бориш жараёни тушунилади. Оммавий ҳодиса ва жараён табиати устида мулоҳаза юритиб, унинг меъёрини аниқлашга алоқадор томонларини, белгиларини ойдинлаштириш, статистик қонуниятлар юзага чиқиш сабабларини тушунтириш асосий мақсад ҳисобланади.

Бирор ҳодисани тушунтириш — демак, унинг рўёбга чиқишига сабаб бўлган бошланғич шарт-шароитларни излаб топиш. Шунинг учун маълум оқибатга зарурият билан олиб келган сабаблар изчиллиги ҳақида тўла тасаввур ҳосил бўлиши билан кишининг билиш (англаш) эҳтиёжи қондирилади. Сабаб-оқибат муносабатларининг жуда қатъий мантикий таърифини қуйидагича ифодалаш мумкин: ҳар ерда ва ҳар доим А юз берганда, унинг орқасидан Б оқибат бўлиб келади, ҳар ерда ва ҳар доим Б кузатилганда, ундан олдин А сабаб бўлиб юз беради. Турмушимизда бундай сабаб-оқибат боғланишлари кам учрайди, аммо табиат қонунлари амалида, уларнинг намоён бўлишида мазмунан юқоридаги таърифга мос келадиган сабаб-оқибат боғланишлар кузатилади.

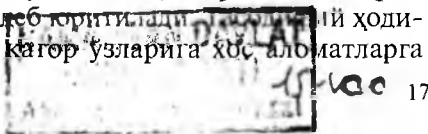
Бутун аниқ фанлар тараққиёти шундай идеал билимлар мажмуасини яратиш учун интиладики, бу ҳолда сабабият қонуни барча воқеаларда — коинот юлдузлари ҳаракатидан тортиб, то модданинг энг кичик заррачалари орасида амал қилиши ва тенг эҳтимол билан намоён бўлиши ҳақида инсон илмий ва амалий жиҳатдан исботланган тасаввурга эга бўлади.

Лекин фикрлаш доирамизни маълум фазовий уфққа туғрилашимиз биланок, унинг мантиқидан “ҳар ерда ва ҳар доим” деган тушунча бехос тушиб қолади, энди мулоҳаза кулами макон ва замон жиҳатидан чегараланиб, аниқ воқелик устида боради.

Айрим оммавий ҳодисаларни купликдан ажратиб олиб, якка ҳолда қарасак, улар тасодифий аломатларга эга бўлади.

Тасодифий ҳодиса — бу айрим якка ҳолда бошқаларидан ажратиб олинган воқеа.

Одатда бундай воқеаларни тасодифий ҳодисалар деб юритилади. Тасодифий ҳодисалар бир катор ўзларига ҳос аломатларга



эга. Улар ичиди энг характерли хосса — тасодифий ҳодисанинг бевосита юзага чиқишига сабаб бўлган зарурият ошкора кузга чалинмаслиги, гуё у йўқдек туюлиши ҳисобланади. Бунинг сабабини англаш бирмунча мушкулдир. Гап шундаки, реал ҳаётда тасодифий ҳодиса жуда мураккаб шароитда юз беради. Бунда купдан-куп омиллар ва кучлар ҳаракат қилади, узаро бир-бирларига таъсир этади, бирлашади ва қоришади; пировард натижада чигал урамлар, марақкаб боғланишлар мажмуаси ҳосил булади. Ушбу боғланишлар кулами ичидан муайян ҳодиса юзага чиқиши учун бевосита сабаб бўлган бирламчи шарт-шароитларни ажратиб олишнинг иложи йўқ, яъни улар ошкорона кузга ташланмайди.

Оммавий ҳодиса ва жараён табиатини ҳамда тасодифий ҳодиса моҳиятини ёритиш учун энг қулай ва содда мисоллар танга ташлаш, қимор ва лотерея ўйинлари ҳисобланади. Уларни илк бозор мунособатларининг (ҳозирги давлат томонидан тартиблаб туриладиганларидан ташқари) энг оддий моделлар деб ҳам қараш мумкин, чунки бу тизим иштирокчилари — товар ишлаб чиқарувчилар ва истемолчилар эркин, мустақил, бир-бирига буйсунмай, бошлиқсиз ҳаракат қилганларидек, танга ва қуръаларнинг қайси томони билан тушиши, қандай рангдаги (рақамли) шарни қутидан олиниши бир-бирига боғлиқ бўлмаган, якка-якка рўй берадиган ҳодисалардир. Бу ерда тасодифий ҳодисанинг асосий белгисини танга ташлаш мисолида кўриб чиқайлик. Тангани бармоқларга олиб, чириллатиб тепага отгандан сўнг, уни ерга тушиши муқаррар, демак, зарурий ҳодисадир, аммо қайси томони, масалан, гербли томони билан тушиши — бу воқеа биз учун тасодиф ҳисобланади, чунки у бошқа томони билан ҳам тушиши мумкин. Шу аснода агар танганинг ҳавода учиб ҳаракатини синчиклаб кузатсак, у ҳолда маълум томони — айнан гербли томони билан ерга тушишига олиб келаётган бир қатор изчил боғланишларга эга бўлган шарт-шароитларни англаб олиш қийин эмас. Улардан энг муҳимлари сифатида куйидагиларни кўрсатиб ўтишимиз мумкин: тангани ташлаш арафасидаги бошланғич ҳолати, яъни қайси томони билан тепага қараши, унинг вазни, ҳавода учиб тезлиги ва уни таъминлаган туртки кучи, ҳаво қаршилиги ва учиб давомида ҳосил бўлган танганинг айланиш сони, тушиш жойининг ҳолати, яъни юмшоқ заранглик даражаси, танганинг ерланиш пайтидаги ҳолати, яъни ясси ёки оғмароқ ҳолатда булиши ва ҳоказо.

Агарда танга герб томони билан тепага ирғитилса, у ҳолда бутун ҳавода булиш вақтида жуфт сонда давралар ясаб айланса, у ҳолда ўша герб томони билан ерга тушади, аммо айланмалар сони тоқ бўлса — аксинча, қиймат томони билан ерланиши кузатилади. Тажрибачи шахс қулида танга эга бўлган бошланғич ҳолат, ирғитишдаги туртки кучи, танганинг вазни, бутун ҳавода булиш вақти давомида ҳаво курсатган қаршилиқ ва ҳоказо — буларнинг барчаси танга ясайдиган айланмалар сони ва пировард натижада ерга тушганда қандай ҳолатда — герб ёки қиймат томони булишини аниқлевчи сабаблар ҳисобланади. Бун-

дай мураккаб шарт-шароитлар мажмуаси ичидан танга жуфт ёки тоқ сонда айланмалар ясашига бевосита сабаб булганини ажратиб олиш мумкин эмас, шунинг учун ҳам ҳодисанинг узи биз учун тасодифий характерга эга бўлади.

Шундай қилиб, тасодифий ҳодисанинг муҳим белгиси уни бевосита юзага чиқарувчи сабабнинг ноаниқлиги ва ошкор шарт-шароитлар билан бўлажак оқибат (натижа) орасида тулиқ мустаҳкам боғланиш йўқлигидир. Тасодифий ҳодиса ҳақида тасаввуримизда сабабларнинг кўплиги билан оқибатларнинг кўплиги мужассамлашади. Ҳодиса қанчалик мураккаб бўлса, уни юзага чиқарувчи сабаб-боғланишлар ўрамаи шунчалик чалкаш-чулқашдир. Бундай ҳолат табиий ҳодисаларга нисбатан ижтимоий ҳаёт ҳодисаларида кўпроқ кузатилади. Улар моҳиятан мураккаб бўлиши билан бир қаторда чалкашиб кетган жуда мураккаб сабаб боғланишлар шароитида юзага чиқади. Шунинг учун ҳам ижтимоий ҳаёт тасодифий ҳодисалар вужудга келиши учун кенг куламда имконият яратади.

Тасодифий ҳодиса белгиларидан бири — арзимас сабаб билан катта оқибат орасидаги зиддият.

Ҳаётда ақл бовар қилмайдиган шундай воқеъликлар учрайдики, уларда андак сабаблар мавжуд булган шароитда катта оқибат кузатилади. Бу ҳолда мазкур номутаносиблик ҳам, катта оқибат ҳам тасодиф ҳисобланади. Масалан, арзимас нарсани талашиб

ёш болалари уришиб қолган қуни-қушнилари узоқ вақт аразлашиб юрадилар, натижада иккала томон катта маънавий ва иқтисодий зарар куради. Тарихдан маълумки, Амир Темурнинг ўғлим деб бошланган хатига Туркия подшоҳи Боязид ҳақоратли сузлар билан жавоб юборди. Натижада арзимас сабаб билан икки давлат орасида уруш чиқади, Боязид қушинлари енгилди, Туркия давлати катта талофат кўради. Яна бир мисолни метеорология соҳасидан келтиришга журъат этамиз. Маълумки, атмосфера мувозанати барқарорлашган жойларда об-ҳаво шароитида ҳам катта узгаришлар рўй беради. Мутахассислар учун метеорология кузатишларидан аёнки, муайян жойда атмосфера мувозанати беқарорлашар экан, демак, қаердадир циклон муқаррар пайдо бўлади, аммо қаерда бўлиши мумкинлигини улар аниқ айта олмайдилар. Иқлимни кузатиш жараёнида сезилмай қолинган арзимас ўндан бир даражада ҳарорат узгаришига циклон ҳаракатига кучли таъсир этади, унинг йўлланишини узгартириб юборди.

Демак, арзимас сабаб билан унинг катта оқибати орасида кучли контраст (зиддият) бўлиши мумкин. Бундай воқеликларнинг эътиборли томони — ушбу катта натижалар, биринчи қарашда, инсон ақл-заковоти учун бутунлай тасодиф бўлиб туюлишидир.

Ниҳоят тасодифий ҳодисанинг яна бир ўзига хос белгиси — унинг индивидуаллашуви (яккаланиши), эркин ҳолда ҳаракат қилиши.

Тасодифий ҳодиса ҳар доим индивидуаллашиш (яккаланиш), эркин ҳаракатда бўлиш характери билан ажралиб туради. Бу

унинг ўзига хос хусусиятларидан бири ҳисобланади. Муайян ҳодисани тасодифий ҳодиса деб тасаввур қилишимиз учун уни бошқа воқеалардан ажралган ҳолда, якка ҳолда қарашимиз керак. Масалан, бир кишини машина уриб кетиши натижасида юз берган ўлимни бошқа шунга ўхшаш ҳодисалардан ажратиб, сабабларини якка ҳолда урганиб чиқиб, бахтсиз ҳодиса, тасодиф деган ҳукмга келишимиз мумкин.

Тасодифий ҳодисалар моҳияти намоён бўлиши учун қанчалик кўп шароит бўлса, текшириладиган воқеаларни статистика жиҳатидан изоҳлаш зарурати ҳам шунчалик кучаяди, уни қўлланиш майдони ҳам кенгайди.

Ҳодисани статистик изоҳлаш, тушунтириш, демак, уни тасодифият қонуни билан бошқариладиган тенг таъсир этувчи кучлар сифатида қарашдир. Аниқроқ қилиб айтганда, ҳодисани тушунтириш у ва унга ўхшаш ҳодисалар тўпламини, яъни оммавий ҳодиса ва жараённи урганиб, олинган натижани эса тўплам ичида барча тенг таъсир этувчи кучлар ҳаракати остида шаклланган умумий натижа деб эътироф этишдан иборат. Шунинг учун айрим воқеликда натижа қандай меъёردа бўлиши мумкинлигини башорат этиб бўлмайди.

Масалан, у ёки бу оилада дунёга келиши кутилаётган фарзанд ўғил ёки қиз бўлишини махсус тиббий-асбоб ускуна (УЗУ) ёрдами-сиз олдиндан билиб бўлмайди, бу ҳодиса кўпдан-кўп шарт-шароитлар таъсири остида шаклланади. Худди шунингдек, янги туғилган чақалоқ 20 ёшга тўлганда унинг бўйининг узунлиги қанча сантиметрга тенг бўлиши мумкинлигини ҳам аниқ башорат қилиб бўлмайди. Бундай ҳодисаларни алоҳида-алоҳида олиб қарайдиган бўлсак, у ҳолда тасодифиятга дуч келамиз, чунки қандай натижа билан яқунланиши биз учун қоронғудир. Аммо уларнинг каттагина тўпламини олиб қарасак, маълум тартиб-қоида, қонуният кузга ташланади. Жумладан, Ўзбекистонда ҳар бир 1000 та туғилган болалардан 486 таси қиз ва 514 та ўғил эканлиги, 20 ёшга кирганда, уларнинг асосий қисмида бўйининг узунлиги 164-168 см бўлишини аниқлаймиз, шу билан бирга бу кўрсаткичлар тор чегарада тебранишини ҳам пайқаймиз.

Статистик тафаккур эҳтимоллар назарияси билан боғланган, бу эса математика бўлими бўлиб тасодифий ҳодисаларни ўрганади.

Статистик изоҳлаш, тушунтириш билан тасодифий ҳодисалар орасида бундай мунособатлар мавжудлиги статистика назарий асосларини, унинг услубиятини эҳтимоллар назарияси билан яқиндан боғлайди.

Маълумки, эҳтимоллар назарияси математика фанининг махсус бўлими бўлиб, у мураккаб ҳодисалар эҳтимолини бошқа

бир мунча соддароқ ҳодисалар эҳтимоли орқали ифодалаб тасодифий ҳодисалар қонуниятларини ўрганади. “Эҳтимолларни ўрганиш — деб ёзган эди Борель, — тасодифий қонунларни ўрганишдир”.

Назарий жиҳатдан ҳамма ҳодисаларни иккита гуруҳга ажратиш мумкин: бири — аниқ, доимо юзага чиқадиган ҳодисалар, иккинчи-

си — эҳтимол, бўлиши мумкин, аммо бўлмаслиги ҳам мумкин булган ҳодисалар. Тасодикий ҳодисалар эса иккинчи гуруҳга киради.

Юқорида келтирилган мисолларда танга ерга герб томони билан ёки қиймат томони билан тушиши мумкин, об-ҳавони белгилайдиган циклон ўз ҳаракат йулини у ёки бу томонга ўзгартириши мумкин, оилада ё ўғил бола ё қиз бола туғилиши мумкин ва ҳоказолар. Демак, воқеалар ё у ҳолда, ё бу ҳолда намоён бўлиши эҳтимолига эга. Аммо нима бўлганда ҳам у содир бўлади. Юқорига отилган танга қандай томонидан қатъий назар, сўзсиз ерга қайтиб тушади. Туғиладиган бола жинси қандай бўлишидан қатъий назар, оила фарзанд кўради, 20 ёшга кирганда унинг бўйи маълум узунликка тенг бўлади. Нима бўлганда ҳам воқеанинг рўй бериши аниқ ҳодиса ҳисобланади, билакс эҳтимол ҳодиса эса юзага чиқиши мумкин, аммо у рўй бермаслиги ҳам мумкин.

Тула аниқликни “1” билан ифодаласак, у ҳолда эҳтимол каср билан ўлчаниб, улуш қисмини англатади. У бирга яқинлашган сари ҳодиса содир бўлиши шунчалик эҳтимолроқдир.

Бирор воқеа бўлиш эҳтимолини математик жиҳатдан ўлчаш учун аввало унинг кузатилиши мумкин булган шакллари ифодаловчи барча тенг имкониятли ва ноҳамжойли ҳолларни ҳисоблаб, уларнинг умумий сонини топиш керак. Сунгра воқеа рўй бериши учун қулай шароитга эга булган тенг эҳтимолли ва ноҳамжойли ҳоллар сони аниқланиши лозим. Ва ниҳоят, кейинги ҳисоблашдан ҳосил булган натижани биринчи галда олинган умумий сон билан таққослаш керак.

Демак, воқеа бўлиш математик эҳтимоли — воқеа учун қулай шарт - шароит туғиладиган тенг имкониятли ва ноҳамжойли ҳоллар сони / барча мумкин бўлган қулай ва ноқулай шароитларга эга булган тенг имкониятли ва ноҳамжойли ҳоллар сони

Масалан, тангани бир мартаба юқорига ирғитгандан сунг, герб томони билан ерга тушиш эҳтимоли қандай?

Танга ё герб томони билан (воқеа учун қулай ҳол) ёки қиймат томони билан (воқеа учун ноқулай ҳол) ерга тушиши мумкин. Танга туғри шаклга эга бўлган тақдирда, мазкур тасодифларнинг ҳар бири тенг имкониятли ҳисобланади. Шу билан бир қаторда улар ноҳамжой ҳоллардир, бир вақтда танга ҳам герб томони билан, ҳам қиймат томони билан бирга тушиши мумкин эмас,

бу ҳоллардан бири иккинчисини инкор этади. Шундай қилиб, ҳамма тенг имкониятли ва ноҳамжой ҳоллар сони 2 га тенг. Герб томони билан тушиши учун қулай шароит яратувчи худди шунингдек тенг эҳтимолли ва ноҳамжой ҳоллар сони 1 га тенг. Демак, герб томони билан тушиш эҳтимоли $1/2$ га тенг.

Шу билан бирга тангани бир мартаба юқорига ирғитишда унинг қиймат томони билан тушиш эҳтимоли ҳам $1/2$ га тенг бўлади. Эҳтимоллар йиғиндиси $1/2 + 1/2 = 1$ тула аниқликка жавоб беради, ё герб, ёки қиймат томони тушиши муқаррардир.

Математик эҳтимол билан тажрибада олинадиган эмперик такрорланиш даражаси (частотаси) орасида катта фарқ мавжуд. Мазкур курсаткич маълум макон ва замон чегарасида содир бўлаётган ҳодисалар устидан кузатиш натижасида вужудга келади ва урганилаётган белгига эга булган ҳодисалар сонини ҳамма ҳодисалар сонига нисбатини ифодалайди. Масалан, тангани 1000 карра юқорига иргитиш натижасида 502 марта герб томони билан тушса, у ҳолда $502/1000 = 0,502$ тажрибада кузатилган эмпирик такрорланиш даражаси булади. Агар тенг миқдорда оқ ва қора шарлар булган яшиқда 5000 мартаба шар олинган ва 2440 карра оқ шар чиққан булса, у ҳолда эмпирик такрорланиш даражаси $2440/5000 = 0,488$ билан ифодаланади ва ҳоказолар.

Статистикада кузатиладиган ҳодисалардан мисоллар келтирайлик. Масалан, 1990 йилда Ўзбекистонда 691,6 минг бола туғилган булиб, улардан 356,2 мингтаси ўғил ва 335,4 мингтаси қиз бола булган. Ўғил бола туғилиш эмпирик даражаси $356,2/691,6 = 0,515$ нисбат билан ифодаланади. Қиз болалар учун эса $335,4/691,6 = 0,485$.

Ўша йили республикамизда 217,1 минг киши никоҳдан ўтган, 29,9 минг киши эса ажралишган, аҳоли уртача сони 20,3 млн. киши булган. Демак, никоҳдан ўтиш эмпирик даражаси $217,1/20300 = 0,0106$, ажралиш даражаси эса $29,9/20300 = 0,0015$ га тенг булган.

Шундай қилиб, статистика, ҳодисаларни қайд қилиш маълумотларига асосланиб, уларнинг эмпирик такрорланиш даражасини аниқлайди ва уз текширишларида унга таянади. Шунга асосан статистика назарияси ва услуби учун эмперик такрорланиш даражасини математик эҳтимол билан боғлайдиган катта сонлар қонуни муҳим аҳамият касб этади. Бу қонуннинг умумий моҳияти шундан иборатки, урганилаётган оммавий ҳодисалар туплами катталашган сари уларнинг ҳар бирига тегишли хусусий жиҳатлар, узаро таъсир этувчи кучлар уз ҳаракатида бир бирини заифлаштириб боради ва натижада тасодифият зулматини ёриб умумий қонуний қоидалар тулақонлик билан намоён булади.

Тасодифий ҳодисалар катта сонлар қонунига буйсунади, унинг моҳияти: урганилаётган статистик туплам ҳажми катталашган сари айрим ҳодисаларга тегишли хусусий узаро таъсир этувчи кучлар заифлаша боради, тасодифият зулматини ёриб умумий қонуний қоидалар тулақонлик билан намоён булади.

Яков Бернулли теоремасига биноан, катта сонлар қонуни амал қилиши натижасида тажрибада кузатиладиган воқеаларнинг эмпирик такрорланиш даражаси тажриба кўп мартаба такрорланганда уларнинг математик эҳтимолига интилиб, у билан тенглаша боради. Ушбу соф математика йўли билан Я.Бернулли томонидан яратилган қоида жуда кўп марта тажрибаларда синаб кўрилган. Қуйида танга ташлаш билан ўтказилган тажрибаларда олинган натижалар келтирилган:

Тажрибачилар	танга ташлаш сони	герб тушиш сони	эмпирик такрорланиш даражаси
Ж.Бюффон	4040	2048	$2048/4040=0,5069$
К.Пирсон	12000	6019	$6019/12000=0,5016$
К.Пирсон	24000	12012	$12012/24000=0,5005$

Танга ташлаш сони ошган сари герб тушиш воқеасининг эмпирик такрорланиш даражаси математик эҳтимолга (0,5000) интилиб бормоқда, 24000 марта утказилган тажрибада деярлик унга тенг бўлган.

Адольф Кетле тажрибасида қутичага тенг сонда оқ ва қора шарлар солинган. Уларни синчиклаб аралаштириб, битта шар олинган, унинг ранги ёзилгандан сўнг қутичага қайтариб қўйилган. Яна шарлар яхшилаб аралаштирилгандан сўнг битта шар олиниб, ранги қайд қилинган, сўнгра у ҳам қутичага қайта солинган. Шу тарзда 4096 марта тажриба ўтказилиб, 2068 тасида оқ шар чиққан, демак, унинг эмпирик такрорланиш даражаси 0,5043 ни ташкил этиб, математик эҳтимол 0,5000 га жуда яқин бўлган.

Бундай мисолларни кўплаб келтириш мумкин. Улар амалда Я.Бернулли тажрибасини тасдиқлаб, узаро боғлиқ бўлмаган кузатишлар (тажрибалар) сони чексиз ортиб борганда муқаррарликка яқин ишонч билан ҳодисанинг эмпирик такрорланиш даражаси (частотаси) унинг математик эҳтимолига истаганча яқин бўлишини исботлайди. Бундан шундай хулоса чиқариш мумкин: Агар бирор A ҳодиса устида утказилган етарлича кўп сонли кузатишларда (такрор тажрибаларда) ҳодисанинг эмпирик нисбий такрорланиш даражаси бирор узгармас сон атрофида тебраниб туриши сезилса, у вақтда A ҳодиса тақрибан ўзининг нисбий такрорланиш даражасига тенг бўлган $P(A)$ эҳтимолга эга бўлади, яъни $P(A) \sim m / n$.

Ҳодисанинг статистик эҳтимоли — бу кўп сонли оммавий кузатишларда олинган унинг нисбий такрорланиш даражасидир.

Ушбу эмпирик нисбий такрорланиш даражасини ҳодисанинг статистик эҳтимоли деб аталади ва у эҳтимол тушунчасидан кўп амалий масалаларни ечишда фойдаланиш учун имконият яратади. Шу билан бирга эсдан чиқармаслик керакки, бундай текширишдан келиб чиқадиган статистик хулосалар умум мантиқий хулосалардан бироз гумонлиги билан фарқ қилади. Статистик тафаккур жараёнида мантиқий индуктив ва дедуктив фикрлаш усуллари қўлланади, албатта. Аммо статистик хулосаларни 100 фоиз ишонч билан тасдиқлаб бўлмайди, чунки уларнинг асосида ҳодисанинг ҳақиқий эҳтимоли эмас, балки статистик эҳтимоли ётади. Статистик эҳтимол кўп маротаба такрорланган кузатишларга, уларда намоён бўлган ўртача миқдорий нисбатларга асослангани учун ҳар бир текшириш натижаси улардан фарқ қилиши мумкин. Шу сабабли статистик хулосаларни баён этаётганда тегишли

жумлада эҳтимол сузи ҳам қатнашади ёки ишлатилмаган бўлса у назарда тутилади.

Статистик хулосалар маълум эҳтимол даражаси билан баён этилади, бу эса муайян текшириш натижалари қандай чегарада ётиши мумкинлигини, ишончли эканлигини англатади.

Оммавий ҳодиса ва жараёнда намоён бўладиган статистик қонуният катта сонлар қонунининг амал қилиш натижасидир.

Шундай қилиб, оммавий статистик кузатишларда ҳодисанинг математик эҳтимоли унинг барқарор нисбий такрорланиш даражаси шаклида намоён бўлади. Бунда статистик қонуният ўз ифодасини топади ва аниқ макон ва замон шароитида катта сонлар қонуни амал қилиш натижаси бўлиб юзага чиқади.

Статистик қонуниятлар оммавий ҳодиса ва жараёнларда, уларнинг асосий сабаблари таъсири остида юзага чиқади. Улар айрим ҳодисаларда намоён бўлмайди ва бунинг сабаби шундаки, бу ҳолда ёрдамчи иккиламчи омиллар, сабаблар муҳим роль ўйнаб, асосий сабабларнинг таъсир кучини қирқади ва улардан устунлик ҳам қилишлари мумкин. Агарда жараёни бир бутунликда, барча ҳаракатчан кучлар тупламида қаралса, у ҳолда тасодифий тафовутлар текисланиш, силлиқланиш тенденциясига эга бўлади, чунки улардан бир қисми ижобий, бошқалари салбий ҳисобланади. Текширилаётган туплам ҳажми қанчалик катта бўлса, шунчалик иккиламчи сабабларнинг оқибатлари, яъни уларнинг таъсири остида юзага келган тасодифий тафовутлар кўпроқ едирилади, сийқаланади. Натижада зарурий сабаб боғланишлар, яъни биология, иқтисодиёт, физика, кимё ва ҳақозо қонунлари яққолроқ намоён бўлади.

Аммо айрим ҳолатларда туплам сони кўпайса ҳам катта сонлар қонуни амал қилмаслиги ва статистик қонуниятлар юзага чиқмаслиги мумкин. Турмушимизда, иқтисодий ҳаётда бундай ҳолат қуйидаги ҳолларда кузатилади:

— ўрганилаётган ҳодисалар қастдан, атайлаб қилинган хатти-ҳаракатлар натижаси бўлса;

— ўрганилаётган туплам табиатан бир жинсли бўлмаганда, яъни у ҳар хил сифатга эга бўлган ҳодисалардан ташкил топса;

— оммавий жараёнинг турли унсурларига таъсир этувчи иккиламчи сабаблар кучли ўзаро боғлиқ бўлганда.

Статистик қонуниятлар намоён бўлиши учун ҳодиса бегараз хатти-ҳаракат натижаси, туплам бир жинсли бўлиши керак.

Шунинг учун катта сонлар қонуни амал қилиши ва статистик қонуниятлар юзага чиқиши учун маълум шарт-шароитлар таъминланиши лозим. Биринчи шарт — ўрганилаётган ҳодисалар бегараз, бехосдан қилинган хатти-ҳаракатлар натижаси бўлиши керак. Шу ҳолдагина ҳодиса тасодиф

характерга эга бўлади ва туплам унсурлари мустақил, эркин ҳаракат қилиши учун шароит туғилади, чунки уларга таъсир этувчи икки-

ламчи сабаблар ҳам узаро бутунлай боғланишга эга бўлмайди ёки кучсиз боғланган бўлади, натижада аксарият унсурлар ҳам ушбу сифатга эга бўлади. Иккинчи шарт - ўрганилаётган туплам бир турли (жинсли) бўлиши керак. Агарда унинг таркибий қисмлари бирор ёки айнан шундай асосий сабаблар таъсири остида бўлса, ўрганилаётган оммавий жараён ҳам бир жинсли, бир турлидир. Унга янги бошқа табиатли унсурларни қўшиб бўлмайди, акс ҳолда туплам ҳар хил жинсли бўлиб, турли асосий сабаблар таъсири остида бўлган қисмлардан шаклланади. Бундай тупламларни ўрганиш дастлаб уни бир жинсли қисмларга ажратишни тақозо этади.

1.4. Статистика услубияти

Оммавий ҳодиса ва жараёнлар ҳар хил соҳаларда кузатилади ва турли-тумандир, уларнинг кечиш шароитлари ҳам, тузилиши ҳам турличадир. Демак, бундай ҳодиса ва жараёнлар купдан-куп шаклларга ва турларга эга. Айниқса, ижтимоий ҳаётдаги ҳодиса ва жараёнлар ўзининг мураккаблиги ва куп узаро боғланишларга эгаллиги билан ажралиб туради. Шу сабабли статистик қонуниятлар ҳам уларда ҳар хил кўринишларда намоён бўлади ва турли жиҳатларини таърифлайди. Ўз-ўзидан равшанки, уларни қандайдир ягона бир усул ёрдамида ўрганиб бўлмайди. Бунинг учун махсус усуллар, йўллар мажмуаси, билим воситалари зарур.

Умуман олганда, услубият сузи қуйидаги луғавий маъноларга эга: 1) билимнинг илмий усуллари ҳақидаги таълимот; 2) бирор нарса-ни назарий текшириш ва амалий бажариш усули, воситаси; 3) айрим фан тармоқларида қўлланадиган усуллар, методлар, йўллар, воситалар мажмуаси; 4) ишлаш ва бошқаришдаги ўзига хос услуб, яъни махсус йўллар, усуллар мажмуаси.

Статистика услубияти — бу оммавий ҳодиса ва жараёнларни ўрганишда, унда намоён бўладиган қонуниятларни ойдинлаштиришда ишлатиладиган ўзига хос услуб, яъни статистика фани ва амалиётида қўлланадиган йўллар, усуллар, воситалар мажмуаси.

Статистика услубияти деганда оммавий ҳодиса ва жараённи илмий текширишда ва бошқаришда, унда намоён бўладиган қонуниятларни ўрганиш ва улардан амалий фойдаланиш жараёнида қўлланадиган ўзига хос услуб, яъни усуллар, методлар, йўллар, воситалар мажмуаси тушунилади. Оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг миқдорий нисбатларини аниқлаш, уларда намоён бўладиган қонуниятларни ойдинлаштириш мақсадида амалга ошириладиган статистик тадқиқотлар бир неча босқичларга, улар эса фазаларга бўлинади. Босқич ва фазалар ўзининг мақсади, вазифалари ва хусусиятлари билан биридан ажралиб туради. Шунинг учун ҳар бир фаза ва босқичда ўзига хос текшириш усуллари, йўллари, воситалари қўланади. Шу билан бирга ўрганилаётган соҳа ва масаланинг характериға қараб, унга мос келадиган у ёки бу усул (ёки усуллар тўдаси) аниқ тек-

ширишда, унинг муайян фазаси ва босқичида асосий, етакчи қурол сифатида ишлатилади.

**Статистик тадқиқот
иккита босқич ва бир
неча фазалардан таш-
кил топади ва уларда
узига хос усуллар қўлла-
нади.**

Кенг ва тўла маънода статистик тадқиқот иккита босқичдан ташкил топади:

- 1) Тасвирий статистика босқичи
- 2) Аналитик статистика босқичи.

Биринчи босқичда куйидаги асосий мақсад ва вазифалар кўзланади: ўрганилаётган объектларни ихтисослаштириш, улар ҳақида

маълумотлар тўплаш ва қайта ишлаш, оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг миқдорий меъёрларини тавсифловчи кўрсаткичларни ҳисоблаш, уларни кўркам ва ихчам шаклда ва зарур ҳолларда сўз билан тавсифлаш. Иккинчи босқичда эса кўрсаткичларни статистик таҳлил қилиш, улар орасидаги сабаб-оқибат боғланишларни аниқлаш ва баҳолаш, ўрганилаётган объектлар тақсимотларидаги қонуниятларни ойдинлаштириш, илмий гипотезаларни ишончилилик жиҳатдан баҳолаш ва статистик хулосаларни чиқариш ва ҳоказолар асосий мақсад ва вазифалар ҳисобланади.

Ҳар бир босқични, ўз навбатида, фазаларга бўлиш мумкин. Масалан, тасвирий статистика босқичида куйидаги фазалар ажралиб туради: ўрганилаётган объектлар тўпланими, оммавий ҳодиса ва жараённи ихтисослаштириш; улар устида статистик кузатиш ўтказиш; тўпланган бошланғич маълумотларни маълум тартибга солиш, умумлаштирувчи кўрсаткичларни ҳисоблаш, уларни кўркам ва ихчам шаклларда тасвирлаш. Аналитик статистика босқичида эса куйидаги фазалар одатда кўзга ташланади: ўрганилаётган объектларнинг турли белгилари асосида тақсимотларини тузиб, улардаги қонуниятларни ўрганиш, ҳодисалар ўртасидаги боғланишларни миқдорий ифодалаш, уларни замонда ривожланиш тенденцияларини ўрганиш, илмий гипотезаларни баҳолаш ва статистик хулосалар яшаш, мураккаб жараён томонлари орасидаги ўзаро боғланишларни интеграл тизим шаклида бир бутунликда таҳлил қилиш.

У ёки бу босқичнинг ҳар бир фазасида оммавий ҳодиса ва жараёнларни текширишнинг турли усуллари, воситалари, йўллари қўлланади. Масалан, объектларни ихтисослаштириш фазасида уларни оддий ёки мураккаб таснифлаш, элементар ёки иерархик бирлашмаларини тузиб гуруҳлашлар, иккиламчи (қайта) гуруҳлашнинг турли йўллари, кластер таҳлил йўллари ва ҳоказолар ишлатилади. Статистик кузатиш жараёнида ишлаб чиқариш ёки лаборатория шароитида тажриба синовлари ўтказиш, ҳисобот ёки махсус текширишлар ва руйхатларни амалга ошириш, анкета ёки танлама усулларда кузатиш ва бошқалар қўлланади. Ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни ўрганишда таҳлилий гуруҳлаш, параллел қаторларни тузиш, уларнинг эгри чизиқларини диаграммаларда тасвирлаш, баланс усули, корреляцион ва регрессион таҳлил усуллари, дисперсион таҳлил усуллари, куп ўлчовли таҳлил усуллари (омилли таҳлил, бош компонент усули ва ҳ.к.) ва бошқа усуллардан фойдаланилади. Бундан буён сўз асосий усуллар устида боради.

Статистика назарияси статистик тадқиқотнинг иккала босқичи ва уларнинг барча фазаларига тегишли умумий назариядир. У мазкур текширишнинг умумий қоидаларини, услубиятини, яъни унда қўлланадиган усулларни урганаётган оммавий ҳодисаларнинг моҳияти билан бир бутунликда ёритади. Ушбу китобнинг кейинги боблари асосий статистика усулларига бағишланиб, уларнинг мазмуни бозор иқтисодиёти шароитида қўлланиш тартиби ва хусусиятлари билан узвий уйғунлашган ҳолда баён этилади.

Оммавий ҳодисаларни урганишда математика усуллари ҳам ишлатилади.

Оммавий ҳодиса ва жараёнларни миқдорий жиҳатдан статистика урганаётганда математика усулларидан ҳам фойдаланилади. Жумладан бир қатор статистика методлари алгебра ва сонлар назариясига — тупламлар назарияси, алгебраик система-

лар, чизиқли тенгламалар ва тенгсизликлар системалари ҳамда матрицалар, вектор ва Евклид фазолари, детерминантлар ва ҳоказоларга таянади.¹ Одатда статистика назарияси ва математик статистика иккита мустақил фан соҳалари сифатида қаралади. Бундай зид қўйиш уларнинг математик аппаратидаги фарқларга асосланади. Статистика назарияси элементар, математик статистика эса мураккаброқ математик йўллардан фойдаланади.

Статистика назарияси ва математик статистика ягона фандир.

Аммо мазакур хусусият уларни алоҳида фанлар сифатида қараш учун асос бўлаолмайди, чунки статистика назарияси ва математик статистика ягона фандир. Биринчидан, статистикада содда усуллар урнига мураккаб, такомиллашган математика во-

ситаларини қўлланилиши умуман илм-фан тараққиётидан келиб чиқади ва унинг оқибати ҳисобланади. Бу жараён нафақат статистика тараққиётини, балки математика тараққиётини ҳам акс эттиради.

Иккинчидан, статистикада қўлланиладиган барча математик воситалар, улар қандай қуринишда бўлмасин, яъни арифметик, алгебраик ёки бирор олий математик анализ бўлишидан қатъий назар, уз мазмунини математиканинг таркибий қисми бўлмиш эҳтимоллар назариясидан олади ва у томонидан очиладиган қонуниятларга асосланади.

Эҳтимоллар назарияси оммавий ҳодисаларни сифат моҳиятидан ажралган ҳолда, умумназарий жиҳатдан бутунлай мусаффо тасодифий сонлар қатори сифатида қараб муҳим хоссаларини урганadi. Статистика эса ҳатто оммавий ҳодисаларнинг умумий қонун ва қоидаларини тадқиқ қилаётганда ҳам уларнинг биргина миқдорий хусусиятларига таянмасдан, балки вужудга келиш механизмига асосланади, юзага чиқиш сабабларини ҳисобга олади. Статистика курсидан математика усулларини чиқариб ташлашга уриниш, улардан сунъий

¹ Р.Н.Назаров., Б.Т.Тошпулатов, А.Д.Дусумбетов. Алгебра ва сонлар назарияси. I қисм, Т.: -Уқитувчи, 1993й.

равишда янги укув предмети сифатида - математик статистикани шакллантиришга ҳаракат қилиш статистика назариясининг асосий бойлигини ҳеч қандай асоссиз мусодара қилиш билан баробардир.

Бироқ ушбу китоб умумиқтисодий йўналиш бўйича бакалавр даражасида мутахассислар тайёрлаш дастурига биноан ва талабаларнинг олий математик анализ бўйича билим даражаларини ҳисобга олиб яратилгани учун унда математик аппаратни жуда соддалаштиришга ҳаракат қилинди. Шу боис нозик математик йўлларга таянган усуллар умумий тарзда баён этилди. Уларни чуқур эгаллашни хоҳловчи укувчилар китоб иловасида тавсия этилган махсус адабиётларга мурожаат қилишлари мумкин.

1.5. Иқтисодий статистика ва эконометрика

Инсоният турмуши, хатти-ҳаракатлари, ижтимоий ҳаёт статистика қўлланиши ва ривожланиши учун бепоён макон яратди. Унинг илм-фан тармоғи ва амалий фаолият соҳаси сифатида илк бор шаклланишида етакчи ролни айнан турмуш воқеалари ва яшаш зарурияти, ижтимоий ҳаёт ҳодисалари уйнагани бежиз эмас.

Статистикани ягона мустақил фан сифатида гавдаланиши ва турли соҳаларда қўлланишига сабаб унинг предмети бўлмиш оммавий ҳодиса ва жараёнлар ҳамма соҳаларда рўйбга чиқиши ва умумий ҳислатларга эга бўлишидир. Шу билан бир қаторда айрим соҳаларда улар ўзига хос шароитларда юзага чиқади ва уларнинг таъсири остида хусусий хусусиятларга ҳам эга бўлади. Шу туйғайли статистик қонуниятлар намоён бўлиши меъёри ҳам, ривожланиш шакллари ҳам ҳар бир соҳада ўзига хос йўл билан кечади. Бу эса статистика услубиятини муайян соҳа шароитига мувофиқлаштиришни, унга мос келадиган усулларни қўллашни, шароит ўзгариши билан уларни шаклан ва мазмунан такомиллаштириб туришни, янгиларини яратиб, эскиларни ўрнига уларни ишлатишни талаб этади ва ҳақиқатда ҳам шундай бўлмоқда. Пировард натижада ҳар бир соҳа статистикаси ягона статистика фани доирасида маълум даражада мустақил фан ва шу билан бирга унинг муҳим тармоғи, йўналиши сифатида шаклланади.

Иқтисодий статистика ана шундай фанлар қаторига киради ва ягона статистика фанининг жуда муҳим тармоғи ҳисобланади. Худди шунингдек унинг чегарасида мустақил йўналиш сифатида тармоқ статистикалари — микроиқтисодий статистика, макроиқтисодий статистика, саноат, қишлоқ хўжалиги ва бошқа тармоқ ва соҳалар статистикалари вужудга келмоқда ва ривож топмоқда.

Иқтисодий жараён — бу инсонларнинг доимо такрорланиб турувчи хатти-ҳаракатлари мажмуидир. Ижтимоий тараққиётнинг муайян тарихий шароитида мазкур хатти-ҳаракатлар маълум ҳолатда такрорланади яъни ўзига хос қонуниятлар билан характерланади. Бу қонуниятлар айрим ҳаракатларда ёки уларнинг функциялари орасида доимо такрорланувчи боғланишлар (ёки муносабатлар) намоён бўлишини ифодалайди. Бундай туб боғланишлар иқтисодий қонунлар деб аталади. Уларни ҳар қандай табиат ёки жамият қонунлари каби учта

туркум (тип) га ажратиш мумкин: сабабият қонунлари, тузилма (тузилиш) қонунлари ва функционал қонунлар.

Сабабият қонунлари — бу шундай боғланишларки, улар бир воқеа (юқоридаги ҳолда ҳаракат ёки ҳаракатлар мажмуи) содир бўлгандан сўнг доимо бошқа маълум воқеа рўй беришини ифодалайди, одатда бундай изчил кетма-кетлик замонда кузатилади. Биринчи воқеа сабаб деб, иккинчиси эса — оқибат деб аталади.

Тузилма (биргаликда мавжуд бўлиш) қонунлари — бу иккита ёки ундан ортиқ воқеаларни ҳамиша биргаликда рўй беришини ифодаловчи боғланишлардир. Ҳамиша бир вақтда содир буладиган ҳодисалар ҳисобига воқеаларнинг маълум қонуний тузилиши шаклланади, мана шундан тузилма қонунларининг номи келиб чиқади. Ниҳоят, функционал қонунлар — бу миқдорий ўлчанадиган воқеалар орасидаги боғланишлар бўлиб, уларни математик функциялар шаклида ифодалаш мумкин.

Иқтисодий жараёнга тегишли айрим якка ҳаракатларда мазкур зарурий ёки муҳим боғланишлар (муносабатлар) соф ҳолда намоён бўлмайди. Бундан ташқари, фақат айрим ҳолларда учрайдиган, лекин ҳаракатнинг бошқа такрорланишида юзага чиқмайдиган боғланишларни ҳам кузатиш мумкин. Улар ёрдамчи ёки тасодифий боғланишлар деб аталиб, иқтисодий қонунлар амал қилиши учун тўсиқлар пайдо қилади. Математиклар бундай ҳолатни асл боғланишларни айнашига, бир мунча бузилишига сабаб буладиган ташқи шовқинлар деб ҳам юритадилар.

Стохастик ёки статистик қонунлар — бу бир турли ҳодисаларни оммавий такрорланишида намоён бўладиган қонунлар.

Шунинг учун иқтисодий қонунлар иқтисодий жараёни шакллантирувчи хатти-ҳаракатлар фақат кўп маротаба такрорланган шароитдагина намоён бўлади. Буни назарга олиб, улар стохастик ёки статистик қонунлар характериға эга деб гапирадилар. Стохастик ёки статистик қонунлар — бу бир жинсли ҳодисаларни оммавий такрорланишида намоён буладиган қонунлар. Эркин бозор муносабатлари шароитида улар эркин рақобат таъсири натижаси бўлиб стихияли равишда амал қилади. Бир иқтисодчи олим таъбири билан айтганда, бундай қонунлар “тартибсиз алғов-далговлар орасидан фақат кўркўрона амал қиладиган ўртача сонлар қонуни сифатида ўзига йўл очади”. Ҳозирги замон бозор иқтисодиёти шароитида ҳам иқтисодий қонунлар ўртача сонлар қонуни тарзида рўёбга чиқиши ўз кучини сақлайди, аммо улар энди бутунлай стихияли равишда тартибсиз алғов-далговлар орасида эмас, балки у ёки бу даражада давлат томонидан тартибга солинган ижтимоий-иқтисодий муҳит шароитида амал қилади.

Иқтисодий статистика предмети — бу иқтисодий қонунларнинг миқдорий ифодаланиши, оммавий иқтисодий жараёнларнинг миқдор - сифат аниқлигини урганиш.

Шундай қилиб, иқтисодий статистика иқтисодий қонунларнинг аниқ макон ва

замон шароитида миқдоран рўёбга чиқишини, оммавий иқтисодий ҳодиса ва жараёнларнинг миқдор-сифат аниқлигини ўрганади.

Иқтисодий ҳодиса ва жараёнлар иерархик тузилиш жиҳатидан макроиқтисодий ва микроиқтисодий даражадаги воқеалардан ташкил топади.

Бутун дунё, айрим мамлакатлар, катта минтақалар бозорлари миқёсида юзага чиқадиган ҳодиса ва жараёнлар макроиқтисодий жараёнлар деб аталади. Масалан, дунё ёки мамлакат бозорларида тўплама таклиф ва талабнинг шаклланиши, аҳолининг иш билан бандлиги ва ишсизлиги, баҳолар даражасининг шаклланиши ва ўзгариши, миллий валюталарнинг қадрсизланиши ва инфляция даражаси, инвестиция жараёнлари, миллий бойликларнинг шаклланиши ва улардан фойдаланиш ва ҳоказолар.

Макроиқтисодий жараёнлар деганда корхона, фирма миқёсида, айрим товар ва хизматлар, меҳнат ва молиявий бозорларда рўй берадиган воқеалар оқими тушунилади. Масалан, муайян бозорда у ёки бу товарга талаб ёки таклиф шаклланиши, корхона ишлаб чиқариш ва молиявий фаолияти натижаларининг шаклланиши, фирма иқтисодий актив ва пассивлари шаклланиши, ишловчи кучлардан, моддий ва молиявий ресурслардан фойдаланиш ва ҳоказолар.

Иқтисодий статистика умум статистика усулларига асосланган, лекин иқтисодиёт шароитига мувофиқлаштирилган услубиятга эга.

Иқтисодий статистика макро ва микроиқтисодий ҳодиса ва жараёнларни ўрганиш жараёнида умумстатистик усуллар ва воситалар хазинасидан кенг фойдаланади. Улардан кўркурона фойдаланмасдан, балки у дастлаб ўрганилаётган иқтисодий ҳодисаларнинг хусусиятларини, уларнинг ривожланиш қонуниятларидаги ўзига хос жиҳат-

ларни ҳисобга олиб, уларни шаклан ва мазмунан қайта ишлаб чиқади, ўзининг текшириш шароитига тула мувофиқлаштиради, яъни янгиланган назарий қоидалар, услубият яратади. Макроиқтисодиёт ўзининг мураккаблиги, яъни ҳодисалар тўплами жуда катта ҳажмдалиги, кўп қатламли тузилишга эга эканлиги, улар орасидаги ўзаро боғланишлар чатишиб, чигаллашиб кетиши ва бошқа хислатлар билан ажралиб туради. Шунинг учун макроиқтисодий статистика услубияти мураккаб кўп ўлчовли усуллар тизимларига, жумладан юқори даражада агрегатлашган иқтисодий кўрсаткичлар тизими, кўп ўлчовли ўртачалар, гуруҳлашлар ва индекслар тизими, кўп ўлчовли боғланишларни таҳлил қилиш усуллари мажмуи ва ҳоказоларга таянади.

Микроиқтисодиёт эса, аксинча, содда, оддий жараёнлиги билан характерланади. Айрим корхоналар одатда бир неча фаолият турларини бирлаштиради, ишлаб чиқарадиган маҳсулот турлари ва ас-сортименти кам, фойдаланиладиган маҳнат ва моддий ресурслар деярли бир хил, уларда микроиқтисодий жараёнлар содда ҳолда рўй беради, микро бозорлар эса бир ёки бир неча предметлиги билан кўзга ташланади. Шунинг учун микроиқтисодий статистика услубияти оддий иқтисодий кўрсаткичлар ва таҳлил усулларига асосланади.

Макроиқтисодий статистика микроиқтисодий статистика учун назарий-услубий асосдир, корхона, тармоқлар ва бозор статистикалари унинг мустақил булимларидир.

Макроиқтисодий статистика микроиқтисодий статистика учун назарий-услубий асосдир, корхона, тармоқлар ва бозор статистикалари унинг маълум даражада мустақил булган булимлари ҳисобланади.

Иқтисодий статистика социал билишнинг муҳим қуролидир. У турмуш воқеаларини англаш, иқтисодий назариялар моҳиятини билиш, уларнинг қоидалари ва

тушунчаларини текшириш имкониятини яратади. “Биз учун, — деб ёзади америка иқтисодчиси ва статистици Огайо штати университети профессори Э.Кейн, — иқтисодий статистика — бу иқтисодий назария қоидаларини кузатиш фактлар ёрдамида текшириш усули ҳақидаги шундай фанки, у муваффақиятли ва муваффақиятсизликка учраган илмий текшириш соҳаларини аниқлаш имконини беради, ҳамда (зарур булган тақдирда) қониқарсиз ғояларни қайта куриб чиқиш учун назарийчига гуё қайтаради”¹

Бозор иқтисодиёти шароитида аксарият макроиқтисодий жараёнларни текширишда танлама кузатиш усулини қўллаш зарурияти туғилади, чунки улар миқёс ва ҳажм (сон) жиҳатидан шунчалик улканки, ёппасига кузатиш имкони булмайди. Танлама таклиф ва талаб ҳажми, истеъмол баҳолари ва ишлаб чиқариш баҳоларининг умумий даражаси, ишсизлар сони, миллий иқтисодиётда бандлар сони, яширин (хуфёна) иқтисодиёт ривожланиш даражаси, валютанинг қадрсизланиш даражаси ва шу каби ҳодисалар ҳақида маълумотлар танлама кузатиш усули ёрдамида аниқланади. Шунинг учун АҚШ маъмурий хизматлар Ҳайъати томонидан иқтисодий статистикани “зарурий даражада тўлиқ булмаган ахборотдан аниқ хулоса олиш учун хизмат қиладиган усуллар йиғими”² деб аташида маълум асос бор.

Шундай қилиб, иқтисодий статистика урганиш предмети ва услубияти билан ажралиб турувчи маълум даражада мустақил булган статистика фанининг таркибий қисми, соҳасидир.

Энди эконометрия моҳияти масаласини куриб чиқамиз.

Эконометрия нима?

Эконометрия нима? деган саволга америкалик иқтисодчи олим Э.Кейн куйидагича жавоб беради. “Эконометрия, — деб ёзади у, — иқтисодий статистиканинг махсус соҳаси — реал ҳужалик жараёнларини тасвирловчи назарий моделларга статистика усулларини тадбиқ қилиш масалаларини қамраб олади”³. Бошқа бир америка иқтисодчи олими Г.Тинтнер эконометрияни учта билим соҳалари: математика, сиёсий иқтисод ва статистиканинг синтези деб тушуна-

¹ Э.Кейн. Экономическая статистика и эконометрия. М.: Статистика, 1977, б 14.

² Уша ерда, б. 14

³ Э.Кейн. Экономическая статистика и эконометрия. М.: Статистика, 1977, б 15.

ди¹, ammo эконометрик текшириш билан статистик текшириш орасига тенглик аломатини қуяди². Эконометрия атамасини илмий тушунчалар қаторига биринчи бўлиб 1930 йилда киритган норвегиялик йирик статистик олим Рагнар Фриш унинг асосий вазифаси “иқтисодий назарияни математика ва статистика билан боғлиқ равишда ривожлантириш” деб билади. Дж.Джонсон фикрича, эконометрик текшириш қуйидаги туртта босқичдан иборат: 1) иқтисодий жараённинг математик моделини спецификациялаш; 2) иқтисодиёт ёки унинг сектори ҳақида аниқ маълумотлар туплаш; 3) модел параметрларини баҳолаш учун улардан фойдаланиш; 4) ниҳоят, олинган натижаларни статистик йул билан текшириш³. Эконометрия назариётчиларининг келтирган фикрларидан келиб чиқадики, бу соҳа билан иқтисодий статистика орасида катта фарқ йуқ. Иқтисодий статистика ҳам уз кўрсаткичларини иқтисодий назарияга таяниб, спецификациялаш йули билан тузади ва тегишли маълумотлар туплаб уларни ҳисоблайди, иқтисодий жараёнларни таҳлил қилиш учун турли усуллар ёрдамида уларнинг моделларини тузади ва ҳақиқий ахборотлар асосида баҳолайди ҳамда олинган натижаларни муҳимлик жиҳатидан текширади. Шунинг учун эконометрияни иқтисодий статистиканинг таркибий қисми, муҳим йуналиши деб қараш назарий ва мантиқий асосга эга. Дарҳақиқат, эконометрияда қўлланиладиган математик аппарат иқтисодий статистикада ҳам мувоффақиятли қўлланади.

Иқтисодий модел — бу иқтисодий жараённинг ихчамлаштирилган, лекин муҳим боғланишларни тавирлайдиган статистик қиёфасидир.

Иқтисодий моделлар моҳиятига келсак, уларни самолёт, пороход, автомашина каби жисмоний предметлар макети билан қиёслаб, масалани ойдинлаштириш мумкин. Масалан, ракета макети билан талаб ва таклиф моделларини олайлик. Ракета макети унинг кичиклаштирилган, ихчам ҳолда тасвирланган қиёфаси (ёки чизмаси) булганидек, иқтисодий модел ҳам талаб ёки таклифнинг энг муҳим томонларини акс эттира оладиган тасвирдир. Ракета макетида унинг тузилмавий элементлари бўлиб ёғоч, пластмасса, металл булаклари қатнашса, бундан фарқли ўлароқ иқтисодий моделларда бу вазифаларни баҳолар, товарлар миқдори, даромадлар ҳажми сингари узгарувчан миқдорлар, абстракт тушунчалар утайди. Улар орасидаги ўзаро боғланишларни ифодалаётганда клей урнига математик нисбатлар: алгебраик тенглама ёки тенгсизликлар ёхуд графикдаги эгри чизиқлар қўлланади. Шу билан бирга ушбу эгри чизиқлар ракета тасвирий чизмаси ролини ҳам бажаради. Улар жами узгарувчан миқдорларни ўзаро боғлайди, бетартиб ҳолда эмас, балки қатъиян маълум йул билан боғлайди. Натижада узгарувчан миқдорлар ўзаро таъсир кучи белгилаб қуйилган ўзаро нисбатлар чегарасида юзага чиқади.

¹ Г.Тинтиер. Введение в эконометрию. М.: Статистика, 1965, 6.27

² Уша ерда б 127,172

³ Дж.Джонсон. Эконометрические методы. М.: Статистика, 1980, б 15

Ҳар қандай модел айнан модел бўлгани учун ҳам ҳаётий воқеаларнинг ҳамма томонларини акс эттирмайди, ундан иккиламчи хоссалар четлаб қолади. Ракета макетларидан оз қисми учиши мумкин бўлганидек, кўпчилик иқтисодий моделлар реал иқтисодий жараёнларни адвекват ҳолда тасвирлашга қодир эмас. Маълум натижани англаш учун ёрдам қилмайди ҳам, уни тула ҳажмда аниқламайди ҳам. Бундай моделлар ёрдамида кўп нарсаларни билиш мумкин, лекин ҳамма нарсаларни билиб бўлмайди. Бу ўзининг ижобий ва салбий томонларига эга. Бир жиҳатдан, ҳеч ким бирор нарса ҳақида барча хоссаларини билиши шарт эмас ва бунга интилмайдиган ҳам, одатда у муҳим аломатларини билса бас. Иккинчи томондан, моделлар ёрдамида масалани назарий текшираётиб, жуда муҳим бўлган барча омилларни ҳисобга олишга эришдик деб ҳеч қачон қатъиян ишонч изҳор этиб бўлмайди. Бунинг учун улар ҳақиқий маълумотлар билан таққосланиши ва олинган натижалар ишончлилики нуқтаи назаридан баҳоланиши керак. Демак, иқтисодий статистика курсаткичлари билан бир қаторда назарий статистика яратган гипотезаларни баҳолаш усули қўлланиши керак. Эконометрия вазифасини одатда мана шунда деб билишади, аммо бу статистикадан бошқа нарса эмас - ку?!

Шундай қилиб, эконометрия иқтисодий статистиканинг таркибий қисми, маълум йўналишидир.

1.6. Асосий тушунча ва атамалар

Статистика

Миқдор

Сифат

Статистика объекти ва предмети

Статистика услубияти (методологияси) ёки услуби (методи)

Статистик қонуният

Тасвирий статистика

Аналитик статистика

Оммавий ҳодиса

Оммавий жараён

Муқаррар ва тасодиқий ҳодиса

Ножойли ва бир жойли ҳодиса

Тенг имкониятли ҳодиса

Математик ва статистик эҳтимол

Статистик тафаккур

Меъёр

Статистика тармоқлари

Иқтисодий қонунлар ва уларнинг миқдорий намоён бўлиш меъёрлари

Иқтисодий статистика

Макроиқтисодий статистика

Микроиқтисодий статистика

Иқтисодий модел

Эконометрия

1.7. Қисқача хулосалар

Статистика деганда илк бор мамлакатнинг иқтисодий ва сиёсий аҳволини сонлар ва иборалар ёрдамида изоҳлаш тартиби ҳақидаги фан тушунилган бўлса ҳам, ҳозирги кунда бу суз кўп маънода қўлланилади: Статистика-бу: 1) турмуш, жамият ҳаёти ҳақидаги аниқ сонлар, кўрсаткичлар тўплами; 2) мазкур маълумотларни тўплаш, ишлаш, умумлаштириш, сақлаш ва етказиб бериш билан боғлиқ бўлган фаолият соҳаси; 3) оммавий жараённинг устидан кўп кузатишлар утказиш натижасида олинган умумлаштирувчи меъзонлар, кўрсаткичлар; 4) илм-фаннинг махсус соҳаси. Статистика фани оммавий ҳодиса ва жараёнларни ўрганеди, уларда намоён буладиган статистик қонуниятларни аниқлайди, уларнинг меъёрини белгилайди. У уз услубиятига эга ва оммавий жараённи ўраниш услуби сифатида моддий дунё ва илм-фаннинг ҳамма соҳаларида қўлланади. Айниқса ижтимоий-иқтисодий, оммавий ҳодисаларни билишда, идрок қилишда статистика беқиёс катта рол ўйнайди. Бу соҳада олиб борилган текшириш ва кузатишларни умумлаштириш натижасида статистика фан соҳаси тарзида шаклланганлиги ва тараққий этиб келаётганлиги бежиз эмас. Унинг услубияти камол топишида математика ва бошқа аниқ фанлар ҳиссасини ҳам инкор этиб бўлмайди. Математик статистика номи билан олий мактабда ўқитилаётган фан статистика назарияси ва услубиятининг муҳим таркибий қисмидир. Мураккаб математик аппаратдан фойдаланилгани учун уни мустақил фан сифатида қарашга асос йўқ, чунки бу ҳолда моҳият ўзгармасдан (аниқ оммавий жараён ўранилади) шакл мураккаб кўринишда ифодаланади, холос.

Иқтисодий статистика ягона статистика фанининг таркибий қисми ва тармоғидир. Шу билан бирга унинг ўраниш манбаи муҳим узига хос томонларга эгаллиги ва уларга умумстатистик усулларни мослаштириш йўли билан янги мазмун ва шакллар бахш этилгани ва натижада бирмунча такомиллашган услубият яратилганлигини ҳисобга олиб, иқтисодий статистикани маълум даражада мустақил фан деб қараш ҳам мумкин. Эконометрия эса статистик усуллар ёрдамида оммавий иқтисодий ҳодисаларни текшириб, иқтисодиёт назарияларини ва қонуниятларини моделлаштириб миқдорий ифодалашдан иборат. Шунинг учун у иқтисодий статистиканинг муҳим йўналиши ва таркибий қисми деб қаралиши лозим.

1.8. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Статистика атамаси қандай келиб чиққан ва илк бор нимани аниқлаган?
2. Статистика сузи ҳозир нималарни билдиради?
3. Статистика предметли фанми?
4. Статистик услубми?
5. Статистика универсал фанми?
6. Оммавий ҳодиса ва жараён нима ва улар қандай хусусиятларга эга?

7. Тасодифий ҳодиса нима ва унинг қандай хоссалари мавжуд?
8. Юртимизга бир тўда одамлар бостириб келди. Тасодифий ҳодисами ёки йўқми?
9. Бузуқ машина хайдовчиси бир кишини уриб кетди. Тасодифий ҳодисами? Тушунтириб беринг.
10. Ўзбекистонда ягона самолётсозлик корхонаси бор. Бу оммавий ҳодисами? Тушунтириб беринг.
11. Математик эҳтимол билан статистик эҳтимол орасида қандай фарқ бор?
12. Дарслик китоблар қизиқарсиз бўлади. Ушбу китоб статистикадан дарслик. Демак, у қизиқарсиз китоб. Бундай фикр юритиш статистик тафаккурга мисол бўла оладими? Ўз фикрингизни асослаб беринг.
13. Сентябрь-октябрь ойларида Тошкентда купинча ёмғир ёғади. Бу йил сентябрь ойида ёмғир бўлмади. Октябрь ойида ёғадими? Жавобингизни статистик жиҳатдан изоҳлаб беринг.
14. Талабалар статистика дарсларига пассив қатнашдилар. Имтиҳон қандай якунланади? Ўз фикрингизни статистик тафаккур жиҳатдан изоҳлаб беринг.
15. Иқтисодий статистика иқтисодий фанми?
16. Эконометриячи? Эҳтимоллик назариялари-чи? Математик статистика-чи?
17. Статистик қонуният нима? У динамик қонуниятдан қандай фарқ қилади?
18. Улкан сонлар қонунининг моҳияти нимадан иборат? Статистика учун у қандай аҳамиятга эга?
19. Ўз хатти-ҳаракатларингизда статистика гоёларини ишлатасизми? Мисоллар келтиринг.
20. Пахта қабул қилувчи товаршунос нима учун аравадаги пахтага назар ташлаб чиқади ва у ёки бу жойидан ушлаб кўради?
21. Статистика услуги қандай масалаларни ўрганишда қўлланади? Ўқитувчи талаба билимини баҳолашда қўллайдими? Мисоллар келтиринг ва тушунтириб беринг.

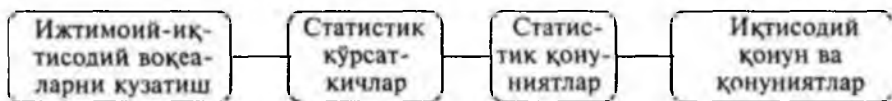
1.9. Адабиётлар.

1. *И.И. Елисеева, М.М. Юзбашев.* “Общая теория статистики”. М.: Финансы и статистика, 1999, б. 3-19
2. “*Общая теория статистики*”. под ред. А.Я. Боярского, Г.Л.Громико. М.: Изд-во МГУ, 1985, б. 3-24
3. *О.Ланге, А. Банасинский.* “Теория статистики” М.: Статистика, 1971, б. 3-39
4. *Э.Кейн.* “Экономическая статистика и эконометрия”. М.: Статистика, 1977, б.3-48
5. *Елисеева И.И.* “Моя профессия- статистик”. М.: Финансы и статистика, 1992.
6. “*Экономическая статистика*” под ред. Ю.Н. Иванова. М.: Инфра-М, 1998, б.3-19

2-Боб. СТАТИСТИК КУЗАТИШ УСЛУБИЯТИ

2.1. Ўзбекистон давлат статистикаси ва халқаро статистика

Иқтисодий воқеаларни билиш жараёнида статистика муҳим роль уйнайди. Ҳар қандай даврларда булганидек, бозор иқтисодиётида ҳам иқтисодий ҳодисаларни ўрганиш, улар устида статистик кузатишни йўлга қўйишдан бошланади, бу жараёнда ҳаётий воқеалар (фактлар) қайд қилиниб, улар ҳисобга олиниши натижасида бошланғич маълумотлар туланади. Сунгра уларни қайта ишлаш йўли билан умумлашган статистик ахборот ва кўрсаткичлар яратилади. Уларни статистика услуги ёрдамида таҳлил қилиб, оммавий жараёнларнинг статистик қонуниятлари аниқланади. Ва ниҳоят, бозор воқеаларини билиш жараёни иқтисодий қонуният ва қонунларни таърифлаш билан якунланади. 1-тарҳда бу жараён қандай ўзаро боғланган босқичлар кетма-кетлигида кечиши тасвирланган.



2.1-тарҳ. Иқтисодий воқеаларни билиш жараённинг босқичлари.

Демак, билиш фаолияти ўзининг сўнгги босқичида абстракт фикрлашнинг энг юқори даражасида амалга ошади ва у иқтисодий назария, бозоршунослик, бошқариш ва бошқа махсус фанларнинг илмий қоида ва тушунчаларини тадбиқ этиш билан якунланади. Билиш фаолиятининг асосий биринчи учта босқичи статистикага алоқадордир. Шундан ҳам турмуш воқеаларини англашда, уларни илмий текширишда статистика қанчалик аҳамиятга эга эканлиги ҳақида умумий тасаввур ҳосил қилиш мумкин.

Илмий таълимотларни иқтисодиёт ва жамият тараққиёти билан доимо уйғунлаштириб иқтисодий билимларни такомиллаштириш зарурияти статистика олдида иқтисодий категория ва қонунларни аниқ жой ва замон шароитида миқдорий намоён бўлиши устидан мунтазам равишда кузатиш олиб боришни долзарб масала қилиб қўяди. Бу функцияни амалий тасвирий статистика амалга оширади.

Статистика респондентлар билан ахборот истеъмолчилари орасида воситачидир

Шу жиҳатдан у 2-тарҳда тасвирланганидек, бошланғич маълумотларни етказиб берувчи респондентлар билан ишлаб чиқилган ахборотларни истеъмол қилувчилар орасида воситачи ролини уйнайди.

Респон-
дентлар

Статистика
ташкilotи

Статистик ахборотлар
истеъмолчилари

2.2-тарҳ. Расмий статистиканинг воситачилик роли.

Бозор иқтисодиёти билан режали хўжалик статистикалари орасида жуда катта фарқ мавжуд

Марказлашган режали хўжалик ва бозор иқтисодиёти шароитларида статистика ҳар хил респондентлар ва ахборотлар истеъмолчилари гуруҳига турлича таъсир этади.

Режали хўжалик шароитида давлат режаси ишлаб чиқариш регулятори бўлиб, халқ хўжалигининг барча иерархик тузилмаларида иқтисодиёт иштирокчиларининг хатти-ҳаракатларини, ҳулқ-атворларини аниқлайди. Шунинг учун иқтисодий ҳодисалар, шу жумладан якка-якка ҳодисалар нисбатан камроқ тасодифий кучлар таъсирида бўлиб, микроиқтисодий курсаткичларни ҳам бирмунча барқарор ва турғун булишини таъминлайди.

Режали бошқариш шароитида статистиканинг асосий функцияси давлат режаларини бажариш устидан назорат қилишдан иборат. Шу мақсад жиҳатдан микроиқтисодий кўрсаткичлар энг муҳим аҳамиятга эга, чунки иқтисодиётнинг куйи даражаларида давлат режасини бажариш юқори даражаларда ҳам унинг бажарилишини таъминловчи замин ҳисобланади. Микромаълумотлар очик бўлиб, статистика ва бошқа мақсадларда ҳам улардан фойдаланиш мумкин. Ҳамма респондентлар корхона, ташкилотлар ва муассасалар ўз фаолиятлари ҳақидаги маълумотларни ҳисобот шаклида статистика ташкилотларга тақдим этишга мажбурдир, чунки улар давлат ва жамоа мулки шаклларидаги умумхалқ мулки ҳисобланади. Фирқа марказий кўмиталари ва давлат бошқарув ташкилотлари чиқарган корхона ва идоралар фаолияти ҳақидаги ҳисоботларни тақдим этиш ва уларнинг мутахассислари ҳамда молиявий ресурсларини бошқа статистик текширишларни амалга ошириш ишига жалб қилиш туғрисидаги қарорлар барча респондентлар учун қонун кучига эга. Бу эса давлат статистика ташкилотларининг уларга нисбатан ҳуқуқларини оширади. Режали бошқариш шароитида хўжалик юритувчи субъектлар фаолияти айрим тасодифий кучлар таъсиридан ҳоли эмас, бу субъектлар бўйича давлат режасини бажариш кўрсаткичлари тебранишида ўз ифодасини топади. Статистика асосий тенденцияларни, социал ва иқтисодий ривожланиш қонуниятларини аниқлаши керак. Бунинг учун у микромаълумотларни агрегатлаштириш йўли билан макрокурсаткичлар тузиб чиқади, уларда тасадифий кучлар таъсири узаро ейилиб умумий барқарорлик, турғунлик қарор топади. Бундай макроиқтисодий ахборотлардан олий фирқа ва давлат ташкилотлари нафақат бошқарув мақсадларида, балки тарғибот ва ташвиқот учун ҳам фойдаланади. Уларнинг кўп қисми кенг оммадан сир сақланади, махфий тамга билан муҳрланиб, “ёпиқ” материаллар ҳисобланади. Макроиқтисо-

Статистика фарқлари асосидаги белгилар	Марказлашган режали хўжалик шароитида	Бозор муносибатлари шароитида
1. Статистика мақсади, функциялари ва вази­фалари	1. Давлат режаларини бажариш устидан назорат олиб бориш; бундан бухгалтерия ҳисоби, оператив техника ҳисоби ва статистик ҳисоб ягонавийлиги келиб чиқади. 2. Сиёсий мақсадлар, таъшикот ва тарғибот учун фойдаланиш.	Бозор иқтисодиётининг ахборот инфратузилмаси, бундан ҳисоб турлари бир - биридан ажралиши, жумладан статистика мустақиллиги ва бетараф­лиги келиб чиқади.
2. Давлат, иқтисодиёт ва жамиятда статистика мавқеи.	Олий фирка ва давлат орган­ларига бўйсуниллик, респон­дентларга нисбатан кенг ҳуқуқ­ларга эгаллик, ахборотларни мат­буотда эълон қилишда эса мус­тақилликка эга бўлмастик.	Статистик услубият масалаларида тула эркинлик ва му­стақиллик, респондентлар учун унинг қулай бўлишини таъминлаш ва яқиний ахборотдан кенг жамоатчилик фойдаланиши учун шароит яра­тиш.
3. Маълумот­лар ва уларни босиб чи­кариш махфий­лиги	Макромаълумотларни босиб чи­қариш назорат остида бўлиши ва катта ғовларга дуч келиши; микромаълумотлардан статис­тикадан ташқари мақсадлар учун ҳам фойдаланиш.	Микромаълумотлар сир сақлани­шини таъминлаш ва улардан факат статистик мақсадлар учун фойдаланиш, макромаълумотлар­дан эса кенг жамоатчилик фойда­ланиши учун шароит яратиш, уларни босиб чиқариш.
4. Бошланғич маълумотлар­ни тушлаш йуллари.	Ёппасига кузатиш ва айрим ҳолларда танланма усулни қў­ллаш, макрокур­саткичларни кенг доирада ҳисоблаш, оқилона ах­борот оқимини таъминлаш.	Кенг қуламда танланма куза­тишлар ўтказиш, ёппасига тек­ширишларни бир йўла тарзда амалга ошириш, миллий ҳисоб­чиликни макро даражада йўл­га қўйиш.
5. Маълумот­лар тури ва устивор соҳалардаги ишлар	Ишлаб чиқариш ҳажми, ялпи маҳсулот каби миқдорий қўр­саткичлар қўллаш, молиявий-пул курсаткичлардан тор дои­рада фойдаланиш; статистик ишлар мавзуи бир зайдда­гилиги.	Баҳо­лар, молия ва пул ста­тистикалари муҳим аҳамият касб этиши, юкори даражада агрегатлашган курсаткичларни узаро назорат қилишни таъ­минлайдиган усуллар ёрдамида ҳисоблаш; рақобат кучли бўл­гани учун ишлар мавзуи турли туманлиги, макро курсаткич­ларни доимо эълон қилиш.
6. Статистика самарадорли­гини баҳолаш мезонлари	Микромаълумотларни тезликда ва тула тўллаш, уларнинг аниқлигини таъминлаш учун назорат текширишларини ўт­казиш, оқилона маълумотлар оқимини яратиш, фирқа аппа­рати талаби билан кўп ишларни бажариш	Жамоатчилик қандай эътибор билан босиб чиқарилган мате­риаларни қабул қилиши, маъ­лумотларни тушлаш, курсат­кичларни ҳисоблаш усуллари ҳақида батафсил ахборот бе­риш, конъюктура тахлилида ва халқаро киёсий илмий тад­никотларда улардан фойдала­ниш имкониятини яратиш.
7. Ахборотларни истеъмол қи­лувчилар	Ҳуқмрон фирқа ва давлат ташкилотлари, илмий текшириш муассасалари	Давлат бошқарув органлари, тадбиркорлар, уюшмалар ва кенг жамоатчилик

2.3-тарх. Режали хўжалик ва бозор иқтисодиёти шароитларида расмий статистика орасидаги фарқлар.

дий ва ижтимоий ахборотларни матбуотда эълон қилиш, уларни ошқорликка мафтун этиш фақат олий фирқа ташкилотининг ҳуқуқий доирасидаги масаладир. Бозор иқтисодиёти шароити учун эса юқорида **зикр** этилган жиҳатларнинг бутунлай қарама-қарши ҳолати характерлидир. Микромаълумотлар “тижорат сири” бўлиб, макроахборотлар эса барча фойдаланувчилар учун очиқ ошқор материаллардан иборат. Ахборот истеъмолчилари фақат ҳуқумрон фирқа ва давлат ташкилотларидан иборат бўлмасдан, балки улар билан бир қаторда ихтилоф фирқа ва бошқа жамоа ташкилотлари, бозор тузилмалари - тижорат корхона ва ташкилотлари, уюшмалар, илмий текшириш муассасалари ва ўқув юртлари, оммавий ахборот воситалари, тадбиркорлар, халқаро ва ажнабий юридик ва жисмоний шахслар ҳам улардан фойдаланиш ҳуқуқига эга ва амалда фойдаланилади. Расмий ва норасмий статистика ўз вазифасини ҳамма учун хизматлар кўрсатишда, ижтимоий ахборот инфратузилмаси сифатида фаолият қилишда деб билади. Бошқача айтганда, у бозор иқтисодиётининг ахборот инфратузилмаси ҳисобланади. Бозор иқтисодиёти шароитида статистика функциялари ва мавқеида режали хўжаликка нисбатан яна бошқа фарқлар ҳам мавжуд. 2.3-тарҳда улар яққол тасвирланган.

Марказлашган режали хўжалик шароитида макроиқтисодий жараёнларни режалаштириш ва бошқариш халқ хўжалиги баланси услубияти ёрдамида олиб борилади. У моддий неъматларни ишлаб чиқариш, тақсимлаш ва истеъмол қилиш соҳасида директив топшириқларни аниқлаш имконини беради ва шунинг учун халқ хўжалигини марказлашган йўл билан бошқариш талабларига тўла жавоб қилади. Бундай шароитда статистиканинг бош функцияси моддий ресурсларни ишлаб чиқариш, тақсимлаш ва истеъмол қилиш жараёни устидан ёппасига кузатиш олиб боришдан иборатдир. Шу сабабли режали бошқариш молия-кредит ва пул мунособатларини давлат жамғармаларини сафарбар қилишда ёрдамчи қурол сифатида қарайди, хизматлар соҳасини эса унумсиз меҳнат соҳаси, моддий ишлаб чиқаришнинг қўшимча ўсимтаси деб ҳисоблайди. Расмий статистикада, жумладан халқ хўжалиги балансларида ҳам уларга шундай ўрин ажратилади.

Бозор мунособатлари ҳамма соҳаларда, фаолият тури ва натижаси қандай бўлишидан қатъий назар, товар ишлаб чиқарувчи ва истеъмол қилувчилар эркин ва мустақил фаолият қилишига асосланади. Бозорда барча хўжалик юритувчи субъектлар тенг ҳуқуқли бўлиб, ўзаро фаолият натижалари билан алмашади. Бу жараёнда ишлаб чиқарилган маҳсулот моддий буюм ёки хизмат кўринишида бўлиши аҳамиятга эга эмас, униси ҳам, буниси ҳам товар шаклини олади ва товар — пул мунособатлари ишлаб чиқарувчилар билан истеъмолчилар (аҳоли) орасида, улар билан давлат ташкилотлари, молия кредит муассасалари ва ҳоказолар орасида ҳуқум суради. Натижада ҳар бир муносабат қарама-қарши товар ва хизматлар ҳамда молиявий ресурслар оқими билан яқунланади. Бундай шароитда молиявий ва пул кўрсаткичларининг роли беқиёс ошади, чунки улар ёрдамида

даромадларни барпо этиш, тақсимлаш ва қайта тақсимлаш ҳамда пировард фойдаланиш жараёнларини узаро боғланишда ўрганиш имконияти туғилади.

Шундай қилиб, бозор иқтисодиёти макроиқтисодий жараёнларни янгича статистика услубиятини қўллаш йули билан ўрганишни талаб этади. Бу услубият миллий ҳисобламалар тизими ёки миллий ҳисобчилик деб аталади. Халқаро статистика томонидан мазкур услуб ва бошқа статистик ахборотларни ишлаб чиқишнинг халқаро андозалари (стандартлари) яратилган. Бозор иқтисодиётига асосланган мамлакатларнинг миллий статистикасида улар кенг қўлланилади.

Статистик ахборотларга кишилар турлича мунособатда бўлади: бири уларни идрок қила олмайди, иккинчиси сўзсиз уларга ишонади, учинчиси инглиз сиёсий арбоби Б.Дизраэли (1804-1881) фикрига қўшилади: “алдашнинг учта тури бор: бири—ёлғон, иккинчиси — фирт ёлғон, учинчиси — статистика”. Аммо қуйидаги чуқур маъноли ибора ҳам мазкур сиёсатдон айтган сўзлардир: “Кимки яхши ахборотга эга бўлса, уша киши турмушнинг хузур халоватини суради”. Статистик ахборот ҳамма соҳаларда ва даражаларда бошқариш жараёнининг муҳим воситаси, унинг таркибий унсури ҳисобланади. Статистика ёрдамисиз қарор қабул қилишга уриниш доимо масалани мушқуллашишига олиб келади ва кўп ҳолларда мувоффақиятсизлик билан якунланади. Бу шундай бемақсад хатти-ҳаракатки, уни образли қилиб айтганда, дўхтирдан касал кишининг соғлиғини тиклаш маъсулиятини ўз зиммасига олишни илтимос қила туриб, лекин унга баданнинг ҳароратини ўлчаш, томир ва юрак уришини текшириш, бетобликдан олдинги аҳволи ҳақида саволлар бериш каби малакавий ҳуқуқдан фойдаланишни таъқиқлаш сингари беъманилик билан қийслаш мумкин.

Давлат статистикаси ижтимоий-иқтисодий ахборотларни етказиб бериш ва қарорларни қабул қилиш функцияларини бажаради.

Статистик ахборотлар асосида ҳукумат узининг макроиқтисодий ва ижтимоий сиёсатини ишлаб чиқади, унинг натижаларини баҳолайди, мамлакатни иқтисодий ва ижтимоий ривожлантириш истиқболларини аниқлайди. Улар давлатлараро иккиёқлама ва кўп ёқлама иқтисодий битимларни тайёрлаш учун имконият яратади.

Бозор мунособатларига таянган корхона фаолиятини статистика ёрдамисиз ташкил этиш ва бошқариш мумкин эмас. Товарларни оммавий ишлаб чиқариш шароитида уларнинг сифати ҳақидаги маълумотларни статистика беради. Маҳсулот тайёр бўлишидан анча бурун у ишлаб чиқариш жараёнига кириб бориши мумкин, жумладан, унинг ёрдамида технологик жараёнларда маҳсулот сифатига салбий таъсир этиши мумкин бўлган ўзгаришларни аниқлаш ва бартараф қилиш тадбирларини белгилаш учун ахборот олиш мумкин.

Бозор мунособатлари шароитида фаолият қилаётган тадбиркор эркин рақобатда енгилмаслиги учун ишлаб чиқаришни ривожлантиришни ойлар ва ҳатто йиллар олдин режалаштириши керак, бир

қўли мустақкам харидор ҳамёнида эканлигига хотиржам булиши учун унинг томирини ушлаб туриши лозим. Харидорлар дидлари вақти-вақти билан узгариб туради ва тадбиркор мумкин даражада барвақт ўз маҳсулотига талаб миқдоран қандай узгариши мумкинлиги ҳақида ахборотга эга булиши лозим. У бозор конъюктурасини, талабнинг мавсумий тебранишларини ҳам билиши керак, бундай маълумотлар унга йил давомида ишлаб чиқариш ҳажмини оқилона талабга мос равишда тақсимлаш имконини беради. Талаб максимал даражада бўладиган даврларда товарлар заҳираси қандай ҳажмда булиши зарурлигини тадбиркор билиб олиб, талаб пасайган даврларда уни жамғариш учун самарали тадбирларни қўзлаши ва амалга ошириши мумкин. Акс ҳолда у талабдан кўп ёки оз маҳсулот ишлаб чиқариб, максимал самара олиш имконидан айрилади.

Тадбиркорлар диққат билан минтақа, мамлакат ва ҳатто жаҳон бозорлари кўламида умумлашган статистик кўрсаткичларни доимо кузатиши, уларни таҳлил қилиб бориши керак. Натижада турли самара билан яқунланадиган йўллар ичидан энг маъқулларини сайлаб олиш имкони очилади.

Улар умумий иқтисодий вазият, аҳолининг товарларни сотиб олиш қобилияти, ишсизлик тенденцияси, давлат ва корхоналарнинг молиявий аҳволи, давлат ва мижозларнинг қарзлари, баҳолар даражаси ва ўзгариши, инфляция жараёни ва ҳоказо ҳақидаги статистик ахборотларга эга булишлари керак.

Тадбиркорлар рақибларининг ниятларини билишга ҳаракат қилиб, уларнинг молиявий кўрсаткичларини ҳамда тармоқда яратилган товарлар ва фойда ҳақидаги маълумотларни қиёсий таҳлил қилишлари зарур.

Статистик ахборот илмий техника тараққиётини жадаллаштириш, унинг самарадорлигини оширишда ҳам муҳим рол ўйнайди.

Ҳар қандай даража ва соҳада статистикадан фойдаланиш самарадорлиги кўп жиҳатдан статистик маълумотларнинг сифатига боғлиқ. Хўш, статистик маълумотларни қаердан олиш мумкин?

Уларни авваломбор, турли босма матбуот воситаларидан олиш мумкин. Ўзбекистонда чиқадиган газета ва журналларда айрим корпорация ва корхоналарнинг, тижорат банкларининг молиявий ҳисоботлари босилиб чиқади. Ўзбекистон иқтисодий ва ижтимоий ҳаёти ва айрим соҳаларга оид кўп статистик маълумотлар “Иқтисодий ахборотнома”, “Экономическое обозрение” (иқтисодий шарҳлар), “Деньги и кредит” (пул ва кредит), “Ўзбекистон қишлоқ хўжалиги” журналларида ва “Ўзбекистон иқтисодий йўналишлари” лойиҳаси нашрларида босилиб чиқмоқда.

**Ўзбекистон Давлат
Статистика қўмитаси-
статистик маълумотлар-
ни ишлаб чиқарувчи ва
истеъмолчиларга етказиб
берувчи фабрика**

Аммо статистик ахборотларнинг асосий манбаи бўлиб, Ўзбекистон Республикаси давлат Статистика қўмитаси ва унинг маҳаллий ташкилотлари томонидан босиб чиқариладиган “Ўзбекистон Республикасининг ... йилда ижтимоий иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари” ва бошқа

статистик тўпламлар (... йилда Ўзбекистон Республикаси халқ ҳужалиги деб ҳам номланган) хизмат қилади. Уларда макроиқтисодий курсаткичлар, жумладан, ялпи ички маҳсулот, унинг шаклланиши ва тармоқлар бўйича тақсимоти, ундан пировард фойдаланиш, иқтисодиёт тармоқларида хусусийлаштириш жараёнининг бориши ҳақидаги маълумотлар, аҳоли бандлиги ва ишсизлик, қўшма корхоналарнинг ривожланиши туғрисидаги маълумотлар, ижтимоий индикаторлар, саноат ва бошқа халқ ҳўжалиги тармоқларининг ривожланиш курсаткичлари келтирилади.

Бундан ташқари, турли статистик ахборот тўплами - бюллетенлари тайёрланиб, махсус рўйхат асосида тегишли ташкилотларга фойдаланиш учун тарқатилади. Маҳаллий статистика ташкилотлари ҳам шундай тўпламларни тайёрлайдилар.

Статистик ахборотларни тақдим этиш - давлат статистика ташкилотларининг бош функцияси ва уларнинг фаолият маҳсулидир, ҳар қандай маҳсулот каби у ҳам қийматга эга. Айниқса давлат статистика ишлари дастуридан ташқари олинган ахборотлар қиммат туради. Ўзбекистонда Республика давлат статистика қўмитасининг тизими барпо этилган.

Давлат статистика қўмитаси Ўзбекистон Республикаси “Давлат статистикаси ҳақида” ва республика Президентининг “Ўзбекистон Республикаси Макроиқтисодиёт ва статистика вазирлигини қайта ташкил этиш ҳақида”ги 24 декабр 2002 йил УП-3183 сонли Фармониға мувофиқ Ўзбекистон Республикаси Вазирлар Маҳкамасининг 8 январь 2003 йил 8 - сонли қарорига асосан тузилган бўлиб, мамлакатимизда статистика соҳасида ягона сиёсат ишлаб чиқувчи ва амалға оширувчи мустақил юридик шахсдир.

Давлат Статистика қўмитаси Ўзбекистон Республикасининг амалдаги ва миллий манфаатларига мувофиқ, илмий асосли услубият, халқаро андоза ва қоидалар асосида тузилган ва тараққий этган ахборот тизимини барпо этиб, ягона давлат сиёсатини амалға оширади ҳамда давлат идора ва бошқарув органлари, ҳўжалик юритувчи бошқа субъектларнинг республика ижтимоий иқтисодий ривожланишиға оид статистик маълумотларға бўлган талабини қондиради.

Давлат Статистика қўмитаси ўз фаолиятини Ўзбекистон Республикаси Конституцияси, “Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистикаси туғрисида” ги Қонун ва бошқа расмий ҳўжатларға мувофиқ амалға оширади.

Давлат Статистика қўмитаси Қорақалпоғистон Республикаси, вилоятлар ва Тошкент шаҳар статистика бошқармалари, туман (шаҳарлар) статистика бўлимлари билан биргаликда Давлат статистика қўмитасининг ягона тизимини ташкил этади.

Давлат статистика қўмитаси зиммасиға қуйидаги асосий вазифалар юкланган:

— халқаро статистика андозалари ва қоидаларига мос илмий асосланган статистика услубият ва курсаткичлар тизимини ишлаб чиқиш;

Давлат статистика қўмитаси кўн қиррали вазифаларни бажаради

- мамлакат ижтимоий-иқтисодий аҳволини ифодаловчи статистик ахборотларни йиғиш, тайёрлаш, сақлаш ва таҳлил қилиш;
- давлат ҳокимияти ва идораларига статистик ахборотларни тақдим этиш (қонунларга мувофиқ);
- республикадаги ижтимоий-иқтисодий жараёнларни акс эттирувчи статистик курсаткичларнинг ҳаққонийлиги, холислиги, тезкорлиги, барқарорлиги ва узаро боғлиқлигини таъминлаш;
- хорижий давлатлар статистика хизматлари ва халқаро статистика ташкилотлари билан статистика ахборотларини электрон айрибошлашни амалга ошириш ҳамда ахборотлар тўплаб бориш;
- республикада ягона статистика ахборотлар маконини шакллантириш ва қўллаб-қувватлаш;
- миллий ҳисобламалар тизими ва якуний иқтисодий кўрсаткичларни, уларга бўлган талабга эътиборан, ишлаб чиқиш ҳамда республикада статистика тизимини босқичма-босқич ислоҳ қилиш.

Ўзбекистон Вазирлар Маҳкамаси томонидан тасдиқланган “Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистика қўмитаси ҳақида”ги Низом” да давлат статистика тизимининг бошқа функциялари, бурч ва вазифалари батафсил баён этилган. Давлат Статистика қўмитаси қошида статистик кенгаш тузилган бўлиб, у давлат статистикасини ривожлантириш, фаолият қилиш ва мувофиқлаштириш масалалари буйича коллегиал маслаҳатчи ташкилот ҳисобланади. Унинг аъзолари Ўзбекистон Президентининг Фармони билан тасдиқланиб, иқтисодий вазирлик ва идораларнинг етакчи мутахассислари, сиёсий ташкилотлар, жамғармалар ва бошқа жамоатчилик вакиллари, илмий текшириш институтлари ва олий ўқув юрларининг олимларидан таркиб топади.

2.4-тарҳда Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистика қўмитаси тизимининг тузилиши тасвирланган.

Айрим вазирликлар, идора ва корхоналарда статистика ишлари билан махсус бўлинмалар шуғулланади. Айниқса, соғлиқни сақлаш, сув ҳўжалиги, республика ер фондидан фойдаланиш, давлат молиявий ресурслари, солиққа тортиш, пул айланмаси ва ҳоказолар ҳақидаги кўрсаткичлар тегишли идора статистикаси томонидан тўпланади ва умумлаштирилади.

“Ўзбекистон Республикасини халқаро амалиётда қабул қилинган ҳисоб ва статистика тизимига ўтказиш Давлат Дастури” ишлаб чиқилган бўлиб, Вазирлар Маҳкамасининг 1994 йил 24 август 433- сонли қарори билан тасдиқланган. Бу дастурда кўзланган асосий тадбирлар ўтган даврда амалга оширилди, жумладан, миллий ҳисобчиликнинг асосий ҳисобламалари яратилди, молия, пул, баҳолар статистикаси қайтадан ишлаб чиқилди, бир қатор тармоқ ва соҳа статистикалари халқаро андозалар асосида ислоҳ қилинди. Амалга оширилмай қолган масалалар ва бошқа янги тадбирларни ўз ичига олган “2005 йилгача Ўзбекистон давлат статистикасини ислоҳ қилиш тизимини Комплекс Дастури” ишлаб чиқилди. Ҳозирги кунда ҳаётда амалга оширилмоқда.

Халқаро статистика ташкилотлари - маълумотларнинг мамлакатлараро таққосламалилигини таъминлайдиган стандартлар яратувчи ва уларни амалга оширувчи ташкилотлардир.

Халқаро статистикани ташкил этиш масалалари Бирлашган Миллатлар Ташкилоти (БМТ) ва унинг ихтисослашган муассасалари, Халқаро меҳнат ташкилоти (МОТ), Соғлиқни сақлаш жаҳон ташкилоти (ВОЗ), Озиқ-овқат комиссияси (ФАО), маориф, маданият ва фан соҳасида ҳамкорлик комиссияси (ЮНЕСКО) ҳамда бошқа халқаро ташкилотлар - Овropa иқтисодий

ҳамкорлиги, халқаро валюта фонди, бутун дунё банки, иқтисодий ҳамкорлик ва тараққиёт халқаро ташкилоти ва бошқа муассасаларнинг статистика хизматлари диққат марказида туради. Улар турли мамлакатлар статистик маълумотларининг таққосламалилигини таъминлаш мақсадида халқаро андоза (стандарт) ва тавсияларни ишлаб чиқади, халқаро таққослашларни амалга оширади, мамлакатлар гуруҳи, минтақа ва бутун дунё бўйича статистик маълумотларни босиб чиқаради. Босма тўпламлар орасида БМТ йилномаси *Statistics Yearbook*, жаҳон банки йилномаси *International Financial Statistics (Yearbook)*, халқаро валюта фонди бютени *Bulletin of IMF*, Халқаро демография ташкилоти йилномаси *Demographic Yearbook*, Халқаро меҳнат ташкилоти йилномаси *Yearbook of Labour Statistics* айниқса диққатга сазовордир.

Халқаро статистика институти статистика соҳасида халқаро илмий марказдир, у 1887 йилда ташкил этилган булиб, асосий вазифаси статистик усуллар ва ишламаларни унификациялаш, давлат статистикаси услубини такомиллаштириш, статистика назарияси ривожланишига кўмаклашиш. Мустақил Давлатлар Хамдўстлигига (МДХ) аъзо — мамлакатлар статистика хизматлари фаолиятини мувофиқлаштириш билан 1992 йил тузилган МДХ Статистика Қўмитаси шуғулланади. У МДХ аъзо — мамлакатлар бўйича статистик тўпламларни нашр этади.

Статистик босма тўпламлар - статистик ахборотларнинг энг муҳим манбаларидан бири. Улардан фойдаланаётиб, маълумотларга танқидий ёндашиш лозим, у ёки бу сонни ҳаққонийлигини баҳолаш керак. Шу жиҳатдан бир неча манбалардан фойдаланиш мақулдир. Агарда улар катта даражада фарқ қилса, демак маълумотларга ишониб бўлмайди. Бу ҳолда олиниш йўллари ёритилган ва илмий асосга эга маълумотлардан фойдаланиш тўғри бўлади.

Агарда статистик тўпламларда керакли маълумотлар йўқ бўлса, уларни ўзимиз топишимиз лозим, яъни статистик кузатишни амалга ошириб тўплашимиз керак. Давлат статистикаси тизими ишларининг камида учдан бир қисми бошланғич маълумотларни тўплаш билан боғлиқдир.

Статистик кузатиш ким томонидан ва қачон амалга оширилишидан қатъий назар, доимо у маълум қоидалар, услубият асосида бажарилиши керак, шундагина ҳаққоний маълумотларни олиш имкони беради.

2.2. Статистик кузатиш моҳияти ва унинг олдига қўйиладиган талаблар, кузатиш объекти ва субъекти

Статистик кузатиш - бу урганилаётган оммавий ҳодисалар ҳақида бошланғич маълумотларни тўплаш жараёнидир

Оммавий жараёнларни статистика жиҳатидан ўрганиш, яъни бир турли ҳодисалар ва уларнинг белгилари орасидаги боғланишларни миқдорий ифодалаб уларнинг тўплашида намоён бўладиган статистик қонуниятларни аниқлаш учун дастлаб улар ҳақида, урганилаётган объектлар тўғрисида бошланғич маълумотлар ёки бошқа суз

билан айтган хом статистик материалларни тўплаш керак. Мана шу жараён статистик кузатиш деб аталади.

Кузатиш сузи қуйидаги луғавий маънога эга:

1) бирор нарса (предмет, объект)ни билиш, аниқлаш мақсадида синчиклаб кўздан кечириш;

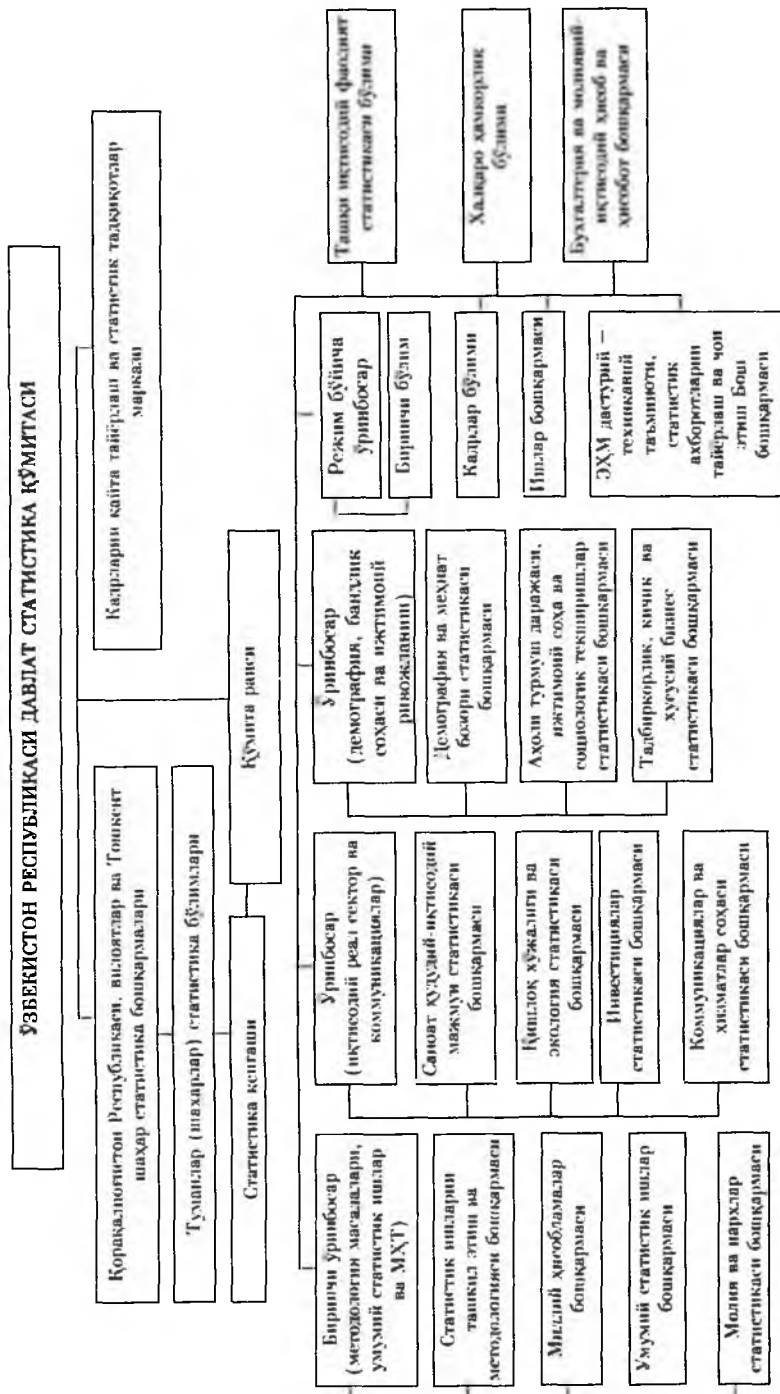
2) бирор нарса ёки кимсани зимдан қараб текшириб туриш, таъқиб қилиш;

3) воқеаларни урганиш, текшириш, бирор нарса ёки мақсадни назарда тутиш.

Статистик кузатиш оммавий ҳодисаларни, жараёнларни синчиклаб текшириш учун улар ҳақида бошланғич материалларни тўплашдир. У урганилаётган объектларни ва уларнинг унсурларини ҳисобга олиш билан боғлиқ. Ҳисоб – бу бирор предмет миқдорини санаб ёки ўлчаб аниқлаш, бирор кимса ёки нарса мавжуд миқдорини белгилаш учун махсус ҳужжатда у ҳақидаги маълумотлар қайд қилиш.

Статистик кузатиш ҳужалик ва турмуш воқеаларининг ҳисобига асосланади. Турли шаклдаги корхоналар ва уларнинг уюшмаларида ҳужалик воқеалари бухгалтерия ва оператив техника ҳисобларида қайд қилинади. Статистик кузатиш кўпинча ана шу ҳисоб турлари маълумотларига таянади. Шу билан бирга айрим иқтисодий, ишлаб чиқариш масалаларини урганиш учун бевосита кузатиш ҳам амалга оширилади, яъни тегишли ҳужалик воқеаларининг махсус ҳисоби йўлга қўйилади, масалан айрим асбоб-ускуна ҳолати синчиклаб текширилади, уни технологик жараёнда ишлатиш устидан назорат урнатилади. Уюшмаган ҳужаликлар ҳақидаги маълумотлар бевосита кузатиш ва натижаларни ҳисобга олиш йўли билан тўпланади. Масалан, бозорларда нарх-наволарни қайд қилиш, уй ҳужаликлар тасарруфидаги ерлардан қишлоқ ҳужалиги маҳсулотларини ишлаб чиқиш учун фойдаланиш, яъни экин майдони, олинган ҳосил ва ҳ.к. қайд қилиш, яқка ҳужаликлардаги моллар сони ва улардан олинган маҳсулот ҳажмини аниқлаш ва ҳ.к. Турмушимизда содир бўладиган воқеаларни фақат бевосита кузатиш ва махсус ҳисобни амалга ошириш йўли билан урганишимиз мумкин. Барча социологик текширишлар ана шу тартибда ташкил этилади.

Статистик кузатиш ҳисоб билан боғлиқ бўлса ҳам, аммо муҳим жиҳатлари билан ундан фарқ қилади. Асосий фарқлар қуйида умумлаштириб тасвирланган. (2,5-тарх).



2.4-тарҳ. Ўзбекистонда давлат статистикаси ташкилотларининг тузилиши

Фарқ асосидаги белги	Статистик кузатиш	Ҳисоб
1. Урганиладиган воқеалар характери	Оммавий характерга эга	яккалашган, индивидуаллашган характерга эга
2. Мақсад	Мустақил объектлар тупламида паноён бўладиган ички боғланишларни миқдорий ифодалаш	Объект ташқи киёфасида паноён бўлаётган боғланишларни миқдорий ифодалаш.
3. Маълумотлар манбаи	1. Уюлган хужаликлар хисоботи 2. Уюлмаган хужаликларда воқеаларни бевосита кузатиш, қайд қилиб бориш	1. Корхона бошланғич ҳисоб хужжати 2. Корхона бухгалтерия ва оператив-техника ҳисоби
4. Маълумотларни олиш усули	1. Хужжатли усул 2. Бевосита кузатиш 3. Суроқ-жавоб 4. Анкета ёрдамида	Бошланғич ҳисоб хужжати
5. Воқеаларни қамраб олиш	1. Барча воқеаларни кузатиш 2. Бир қисмини кузатиш	Ҳамма воқеаларни қайд қилиш
6. Ҳодисаларни қайд этиш характери	1. Узлуксиз, мулғазам қайд қилиш 2. Узлукли, эҳгиёж туғилганда кузатиш	Узлуксиз, мулғазам равишда қайд қилиш

2.5-тарх. Статистик кузатиш билан ҳисоб орасидаги асосий фарқлар.

Статистик кузатиш ҳар доим оммавий характерга эга, барча урганилаётган объектларни, уларнинг унсурларини қамраб олади. Ҳисоб эса ҳолислаштириш (индивидуаллаштириш) хусусиятига эга, ҳар бир воқеа, хужалик операцияси қайд қилинади. Статистик кузатиш мустақил, эркин ҳаракат қиладиган объектлар тупламида яъни оммавий жараёнда юзага чиқадиган ички боғланишларни миқдорий ифодалаш учун ташкил этилади. Ҳисоб эса қайд қилинаётган воқеаларнинг ташқи киёфасида юзага чиққан боғланишларни миқдорий ифодалаб беради. Статистик кузатишда маълумотларнинг манбаи бўлиб турли ҳисоб турлари, бевосита кузатиш натижалари хизмат қилса, ҳисобда эса бошланғич ҳисоб хужжатлари, бухгалтерия ҳисобламалари бу ролни ўйнайди. Маълумотларни олиш усулида, ҳодисаларни қайд қилиш тартибида, уларни қамраб олиш йулида ҳам статистик кузатиш билан ҳисоб орасида бир мунча фарқлар мавжуд. Ҳар қандай ҳисоб турини ҳамма жойларда ташкил этиш статистик кузатиш мақсадида бўйсундирилган бўлиши керак.

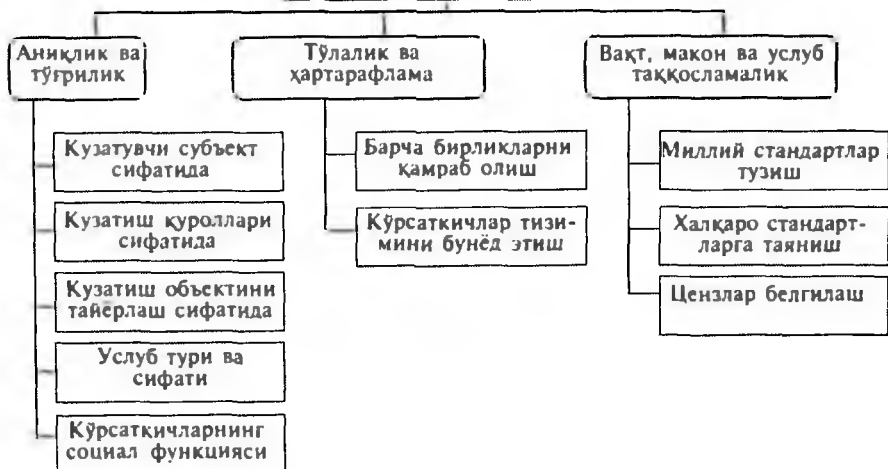
Статистик кузатишга талаблар: аниқлик, тўлалик, таққосламалик

Аниқлик бу маълумотларни ҳақиқатга мувофиқлиги

Статистик кузатиш ва унинг натижасида тупланадиган маълумотлар учта талабга жавоб бериши керак, яъни: 1) аниқлик ва тўғрилиқ; 2) тўлалик ва ҳар тарафламалиқ; 3) таққосламалиқ, солиштирмалик. (2.6-тарх).

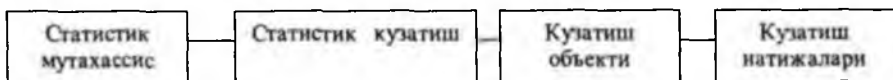
Аниқлик — бу маълумотларни реал ҳаётийлиги, ҳақиқатга тўла мос келиши. Бутун статистик кузатиш услуби, уни таш-

Статистик кузатиш тамойиллари



2.6-тарх. Статистик кузатиш тамойиллари ва қоидалари.

кил этиш ва амалга ошириш йули маълумотларнинг аниқлигини таъминлашга қаратилган бўлиши керак. Бу жараёнда пайдо бўладиган масалалар моҳиятини тушунтириш мақсадида статистик кузатишни ўзаро таъсир қилувчи таркибий қисмлар (компонентлар) шаклида тасвирлаш мумкин.



2.7-тарх. Статистик кузатиш таркибий компонентлари

Маълумотларни ҳаққонийлиги авваломбор кузатувчи статистикнинг қобилиятига-унинг малакасига, маҳоратига, тажрибасига, масаланинг тушина билишига боғлиқ. Иккинчидан кузатиш жараёнида фойдаланиладиган қуроллар сифатига - кузатиш дастури, статистик формулярлар, саволномалар, уларни тўлдириш учун йўриқнома (инструкциялар)ларнинг мавжудлиги, улар тўлиқ содда ва тушунарли қилиб тузилиши, жумла ва сўзларнинг ягона мазмунга эга бўлишига боғлиқ. Улар кузатувчи-статистик томонидан ишлаб чиқилиши сабабли, унинг қобилияти ва тажрибаси, ўз вазифасига маъсулият билан ёндашиши ушбу масалани мувоффақиятли ечилишида ҳал қилувчи ролни ўйнайди.

Учинчидан, маълумотларни аниқ ва ҳаққоний бўлишига кузатилаётган объектнинг тайёргарлик даражаси ҳам таъсир этади. Масалан, турмуш воқеаларини кузатишда аҳолига оммавий ахборот во-

ситалари орқали утказиладиган текширишнинг мақсади, вазифаларини тушунтириш муҳим аҳамиятга эга. Уйлар, хонадонлар ва кучалар номи ва сана рақамларини тартиблаб чиқиш ҳам маълумотларнинг аниқлигига таъсир этади.

Туртинчидан, маълумотларни аниқлиги, ҳаққонийлиги кузатиш услубига, услубий масалаларнинг тўғри ечилишига боғлиқ. Агарда курсаткичлар тизими нотўғри тузилган бўлса, уларни ҳисоблаш тартибида ноаниқлик бўлса, кузатиш объектнинг чегаралари мужмал белгиланган бўлса, у ҳолда тўпланган маълумотлар ҳам ҳақиқатдан олисроқ бўлади.

Бешинчидан, маълумотларни аниқлик даражасига курсаткичнинг социал функцияси таъсир этади. Масалан, чақалоқлар улими даражаси ҳақидаги маълумотлар ноаниқлиги бу воқеаларни атайлаб нотўғри ҳисобга олинишидан келиб чиқади. Чақалоқ туғилганидан сунг бир оз вақт утганда улиб қолишини купинча ўлик туғилди деб қайд қилинади. Ўлик туғилган бола ҳодисаларини эса чала туғилган бола деб ҳисобга оладилар. Жиноятлар сони ҳақидаги маълумотлар ҳам ишончсизлик туғдиради, чунки улар тартибни сақлаш ва ҳуқуқий ташкилотлар томонидан қайд этилган жинотларнигина акс этиради, ваҳоланки бу ташкилотлар барча тартибни бузиш ҳодисаларини ҳисобга олмайди. Касбий касалликлар ҳақидаги маълумотларда ҳам худди шунга ўхшаш ҳолат кузатилади.

Маълумотлар тўлиқлиги—бу кузатиш жараёнида барча воқеалар ва объектларни қамраб олишдир

Маълумотларнинг аниқлигини таъминлашда кузатилиши керак бўлган объектларни тўла ҳолда қамраб олиш, ҳар бир кузатиш бирлиги ҳақида тўлиқ маълумотларни қайд қилиш муҳим рол ўйнайди. Маълумотларни тўлиқлиги, демак, кузатиш жараёнида ҳамма объектларни, бирликларни қамраб олиш, ҳар бири ҳақида барча кўзланган маълумотларни тўплашдир.

Ўрганиш учун белгиланган объектлардан айримлари кузатишдан тушиб қолса, ёки айрим белги қайд қилинмай қолса, маълумотлар ҳам тўлиқ бўлмайди ва ишончсизлик туғдиради. Иқтисодий назария ва статистикада яширин иқтисодиёт деган тушунча бор. У маълум мақсадни кўзлаб иқтисодий фаолият натижаларини ҳисобдан яшириш, фаолиятнинг ўзини ҳам яширинча амалга оширишни англатади. Демак, бу ҳолда статистик кузатиш барча ҳужалик юритувчи субъектларни, ҳамма иқтисодий фаолият турлари ва бирликларини, уларнинг натижаларини қамраб олмайди. Оқибатда маълумотлар тўлиқ бўлмайди.

Ҳисоб тулдирмаларини баҳолаш — бу кузатишда қамраб олинмаган ҳодисалар ҳақидаги маълумотларни аниқлашдир

Шунинг учун макроиқтисодий курсаткичларни тўлиқлигини таъминлаш мақсадида статистика ташкилотлари кузатиш маълумотларининг камини тулдиришга оид баҳолаш ишларини амалга оширади, уларни ҳисоб тулдирмаларини баҳолаш деб аташ мумкин.

Бундай баҳолашларнинг турли йуллари, усуллари яратилган, улар хуфёна иқтисодиёт ҳажмини етарли даражада тула ва аниқ баҳолаш имконини беради. Пировард натижада иқтисодиётнинг ривожланиши ҳақидаги тулиқ маълумотлар билан аниқланади.

Маълумотларнинг таққосламалиги — бу уларнинг вақт, жой, ҳудуд ва услубий жиҳатдан ухшаш, қиёслама бўлиши

Айрим ҳодисалар ҳақидаги маълумотларни умумлаштириш учун оммавий жараённи таърифловчи тўплама курсаткичлар олиш учун улар бир-бирлари билан таққослама, яъни вақт, жой, ҳудуд ва услуб жиҳатидан ягонавийликка, тузилиш ухшашлигига эга бўлиши бир вақтда ва маълум макон чегарасида ҳамда ягона методикада тўпланиши керак. Бундан ташқари, бошқа ва олдин бажарилган текширишлар билан солиштирмалиги таъминланиши лозим, акс ҳолда ҳодиса динамизми ҳақида тўғри хулоса чиқариб бўлмайди. Агарда маълумотлар таққосламалиги ташкилий ва услубий нуқсонлар натижасида бузилган бўлса, статистик кузатиш услубиятини синчиклаб танқидий куз билан урганиб чиқиш, унинг камчиликларини бартараф қилиш керак.

Демак, кузатиш объектини тарифлаш ва чегаралаш ҳамда бирламчи белгиларни қайд қилиш тартибининг ягонавийлиги, ҳар доим ва ҳамма жойларда бир хиллиги, таннарх, меҳнат унумдорлиги, рентабиллик, иқтисодий активлар ликвидлиги (пулга айланиш тезлиги) каби ҳосилавий курсаткичларни умумий услуб асосида ҳисоблаш статистик кузатиш натижалари ва ахборотларнинг таққосламалигини таъминловчи муҳим шартлардир. Бундан ташқари, ҳар доим ҳодисаларни содир бўлиш ва ҳисобга олиш даври тенг бўлиши, кузатиш вақти ва пайти тўғри белгиланиши ва унга қатъий риоя қилиш лозим. Масалан, товар қолдиғи (заҳираси) ойнанинг бошига ёки охирига нисбатан аниқланади, савдо-сотик ҳажми эса ой, йил ва ҳоказо даврлар учун ҳисобланади. Одатда маълумотлар урганилаётган жараённинг камида битта тулиқ даврасига, масалан, уқув йилига, ҳужалик ёки молиявий йилига ва ҳоказоларга мос бўлиши тавсия этилади. Агарда жараён мавсумийлик таъсири остида бўлса, у ҳолда маълумотлар ойлар, йил чораклари ва бошқа қисқа даврлар учун тўпланади. Кузатиш вақтини белгилашда улчанаётган объект муқим, собит ҳолатда бўлиши ҳисобга олинади.

Миллий стандарт— муайян мамлакат миқёсида, халқаро стандарт эса—бутун жаҳон ёки мамлакатлар бирлашмаси миқёсида ҳодисаларни таснифлаш, курсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш, маълумотларни қайд қилишда қўлланадиган умумий талаб, тартиб ва умумий концепциялар жаммуасидир

Иқтисодий маълумотларнинг таққосламалигини таъминлаш учун миллий ва халқаро стандартларни (андозаларни) ишлаб чиқиш ва уларга тула амал қилиш муҳим роль уйнайди. Миллий стандартлар мамлакат миқёсида объектларни таснифлаш, курсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш, маълумотларни қайд қилиш жараёнида риоя қилиниши зарур бўлган талаблар, тартиб

қоидалар, концепциялар мажмуасидир. Улар одатда халқаро стандартларга асосланади. Халқаро андозалар деганда ўрганилаётган ҳодисаларни таснифлашда, статистик кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблашда, маълумотларни қайд қилиш ва ҳисобга олиш жараёнида бутун дунё миқёсида ёки маълум мамлакатлар бирлашмаси чегарасида қўллаш учун тавсия этиладиган умумий тартиб-қоидалар, талаблар концепциялар мажмуаси тушунилади. Миллий стандартларга риоя қилиш мажбурийдир. Халқаро андозалар эса одатда тавсиявий характерга эга, аммо уларни ҳисобга олиниши устидан халқаро ташкилотлар назорат олиб боради. Миллий стандартлар статистик маълумотларни мамлакат миқёсида услубий жиҳатдан таққосламалигини таъминлайди. Халқаро стандартлар эса айрим мамлакатларнинг миллий иқтисодиёти ва турмуш тарзига хос хусусиятларни сақлаб қолган ҳолда умумий жиҳатлари билан халқаро миқёсда таққослама бўлган ахборотларни олиш имконини беради. Натижада мамлакатлараро таққослашларни амалга ошириш, ривожланиб бораётган халқаро иқтисодий муносабатлар самарадорлигини урганиш, жаҳон бозори тараққиётида айрим мамлакатлар ҳиссасини аниқлаш, иқтисодий ривожланиш даражасига қараб уларни гуруҳларга ажратиш ва ҳар бир гуруҳга хос ривожланиш тенденцияларини текшириш, бутун жаҳон ҳужалиги тараққиётининг қонуниятлари ва ҳар бир даврдаги хусусиятларини ёритиш учун пойдевор яратилади.

Кузатиш объекти — бу маълумот тўпланадиган ҳодисалар тўплами, у вақт бўйича, фазо жиҳатидан ва моддий белгиларига қараб чегарланади

Статистик кузатиш самарали ташкил этилиши учун кузатиладиган объект чегараларини белгилаб, ажратиб чиқиш муҳим аҳамиятга эга. Ҳодиса вақт бўйича, фазо жиҳатидан ва моддий белгиларига қараб чегараланиши керак. Вақт ўлчов бирликлари (кун, ой, йил ва ҳ.к.) мазмунан бир турли бўлгани учун ҳодисани вақт бўйича чегаралаш бирмунча осон масаладир. Энг катта фарқ айрим ойларнинг узунлигида кузатилади. У 28 кундан 31 кун орасида ётади. Вақт ўлчов бирликлари бир турли бўлганлиги сабабли маълумотлар тегишли бўлган давр яъни вақт оралиғи ҳам асосан бир-бирига тенгдир. Демак, бу жиҳатдан улар таққослама ҳисобланади.

Кузатиладиган объектни фазода чегаралашга келсак, бунинг учун у маълум фаъзовий бўлинма чегарасида қаралиши, тўпланадиган маълумотлар ана шу доирага тегишли бўлиши керак. Аксарият статистик ишлар давлат буюртмаси билан унинг маблағи ҳисобига амалга оширилади. Шунинг учун тўпланадиган маълумотлар ҳам, кейинчалик уларни қайта ишлаш натижалари ҳам маъмурий-ҳудудий бўлинмаларга тегишли бўлиши лозим. Аммо мазкур бўлинмалар катталиқ жиҳатидан тенг эмас, уларнинг чегаралари ҳам вақт-вақти билан ўзгариб туради. Бу эса маълумотларни таққосламалигига таъсир этади, уларни ҳудудий жиҳатдан қайта ҳисоблаб чиқишини тақозо этади.

Кузатиш объектини моддий белгиларига қараб чегаралаш, кўринишда бутунлай равшан масалага ўхшаса ҳам, лекин бир қатор ҳолларда катта қийинчиликлар билан боғлиқдир. Масалан, ўлганлар сони-

ни улим сабаблари буйича аниқлаш бирмунча оғир масаладир. Ҳар бир ҳодиса сабабини врач ўлик жасадини текшириш йули билан аниқлаши мумкин. Аммо ҳаётда кўпинча бундай текшириш утказмасдан, врач ёзиб берган хабарнома (справка) билан қаноатланилади. Айниқса, иқтисодий ҳодисаларни моддий белгиларига қараб чегаралашда катта қийинчиликлар туғилади. Масалан, кичик тадбиркорлик ривожланиши ёки камбағал аҳоли қатламининг шаклланиш жараёнларини урганиш мақсадида статистик кузатиш ташкил этиш учун авваламбор “кичик тадбиркорлик”, “камбағаллик” тушунчаларини аниқ таърифлаш, уларнинг моҳиятини ифодаловчи белгиларни ажратиб чиқиш ва уларнинг меъёрларини аниқлаш керак. Бу эса жуда мураккаб иқтисодий-назарий ва статистик масала бўлиб, у пировард оқибатда кузатишдан олинадиган маълумотларнинг аниқлиги, тузаллиги ва таққосламалигини белгилайди. Кўпчилик мамлакатлар миллий статистикасида қабул қилингандек, Ўзбекистон статистика амалиётида ҳам кичик тадбиркорлик тушунчасини ифодаловчи белги қилиб, кичик корхонада банд бўлган ходимларнинг уртача йиллик рўйхатдаги сони олинган. Техника билан қуролланиш ва ундан фойдаланиш даражаси тенгдош ва барқарор бўлган шароитда бу белги кичик тадбиркорлик тушунчасини туғри таърифлайди. Бозор иқтисодиётига ўтиш даврида ақсарият кичик корхоналар шундай шароитда фаолият кўрсатишни ҳисобга олсак, амалиётда қабул қилинган ечимни асосли деб ҳисоблаш мумкин. Аммо статистика амалиётида қабул қилинган меъёр ва уни қисқа вақт давомида қайта кўриб чиқиш тажрибаси эътироздан холи эмас. Мустақилликнинг дастлабки йилларида Ўзбекистон давлат статистика ҳисоботида кичик корхона ва микрофирмалар биргаликда ҳисобга олинди, унинг меъёри уртача йиллик рўйхатдаги ишловчилар сони буйича қуйидагича белгиланган эди: саноатда ва қурилишда 50 кишигача, қишлоқ ҳужалиги ва бошқа моддий ишлаб чиқариш соҳасида 25 гача, савдода 5 кишигача, фан ва илмий хизмат кўрсатиш соҳаларида 10 кишигача. 1996 йилдан бошлаб кичик корхоналар таркибидан микрофирмалар ажратилиб, ҳисоботда алоҳида кўрсатилади, кичик корхоналар меъёри эса уртача йиллик бандлар (ишловчилар) сонига қараб қуйидагича белгиланган: саноатда 10 кишидан 40 кишигача, қишлоқ ҳужалиги ва бошқа ишлаб чиқариш соҳаларида 10 кишидан 20 кишигача, фан ва илмий хизмат кўрсатиш, савдо ва бошқа хизмат соҳаларида 5 кишидан 10 кишигача. Таққослаш учун Россия статистик амалиётида қабул қилинган тартибни келтирамиз: ўртача йиллик бандлар сони саноат, қурилиш ва транспортда 100 кишигача, қишлоқ ҳужалиги ва илмий техника соҳасида 60 кишигача, улгуржи савдо ва маиший хизматлар кўрсатишда 30 кишигача, бошқа тармоқ ва соҳаларда 50 кишигача. Бундан ташқари Россияда яна қушимча чегаравий белгилар қуйилган. Ўз-ўзидан равшанки, бундай шароитда кичик бизнес ривожланиши ҳақидаги маълумотларга нисбатан ишончсизлик туғилади ва уларнинг вақт ҳамда мамлакатлар буйича таққосламалиги хавф остида қолади.

Камбағаллик даражасини аниқлаш ундан ҳам каттароқ қийинчиликка дуч келади.

Кузатиш объекти вақтда, фазо жиҳатидан ва моддий белгиларига қараб чегараланганидан сўнг кузатиш айрим ҳодисаларнинг тула руйхатини тузишдан ва ҳар бирига хос белгиларини қайд қилишдан иборат. Ушбу ҳодисалар тўплами (ёки тўпламлари) статистик кузатиш объектини ташкил этади ва шу сабабли у ҳар доим оммавий характерга эга. Аммо бевосита кузатиш (тор маънода) предмети бўлиб айрим ҳодисалар хизмат қилади. Статистик кузатиш объектининг бўлинмас мустақил қисмлари (унсурлари) бўлиб, миқдорий ва сифат жиҳатлари (хоссалари) билан бир-биридан фарқ қилади. Шу сабабли ҳар бири ҳақида кузатиш жараёнида маълумотлар тўпланadi. Ана шу хусусияти билан статистик кузатиш табиий фанларда кенг қўлланиладиган бир предметли кузатишлардан фарқ қилади. Бу ҳолда бир жинсли тўпладан (массадан) бир бутун булаги (бир предмет) олиб текширилади ва унинг хоссалари ҳақида ахборот олинади. Унга асосланиб, бошқа тўплам булаклари ҳақида фикр юритилади. Текширилган ва текширилмаган булақлар бир массага тегишли бўлгани учун улар бир-биридан одатда фарқ қилмайди. Демак, кузатиш жараёнида аниқланган хоссалар бутун массага ва шу жумладан унинг текширилмаган булақларига ҳам хосдир.

Ценз — бу кузатиш объектини аниқловчи меъёр, белгилар тўплами.

Кузатиш объектини чегаралаш масаласига қайтиб, у ценз деган тушунча билан боғлиқлигини эслатиб ўтмоқчимиз. Ценз сузи икки маънода қўлланилади. Биринчидан, ценз деганда руйхат тушунилади. Ма-

салан, АҚШ да олиб бориладиган саноат цензлари, қишлоқ хўжалиги цензлари, мелиоратив цензлари ва ҳоказолар. Яқин ўтмишда 20-30- йилларда Ўзбекистонда ҳам шундай саноат ва қишлоқ хўжалиги цензлари ўтказилган эди.

Иккинчидан, ценз деб барча объектлар ичидан айнан кузатишда ҳисобга олиниши лозим бўлганларини белгилаш учун қабул қилинган маълум миқдорий меъёр ёки белгилар тўплами юритилади. Юқорида айтиб утилган кичик корхоналар тушунчасини белгиловчи миқдорий меъёр цензга мисол бўла олади. Яна бошқа мисол келтирамиз. 1989 йил аҳоли руйхатида шаҳар аҳолисини ҳисобга олаётганда Ўзбекистонда шаҳар, шаҳар типигадаги посёлка ва ишчи посёлкалари қуйидаги цензга асосланган эди:

— шаҳар — асосий қисми ишчи ва хизматчилардан ташкил топган, 10 минг кишидан ортиқ аҳолига эга бўлган пунктлар;

— шаҳар типигадаги посёлкалар — асосий қисми ишчи ва хизматчилардан иборат бўлган, 2 мингдан 10 минг кишигача аҳолиси бўлган пунктлар;

— ишчи посёлкалари — саноат корхоналари, темир йул станциялари қошидаги асосан ишчи ва хизматчилардан иборат бўлган, 500 дан 2 минг кишигача аҳолиси бўлган пунктлар.

Ҳозирги кунда ҳам мазкур ценз маъмурий статистика амалиётида қўлланилади.

Кузатиш субъекти — бу ўрганилаётган ҳодисалар ҳақидаги маълумотларни қайд қилувчи ва тўпловчи юридик ёки жисмоний шахс

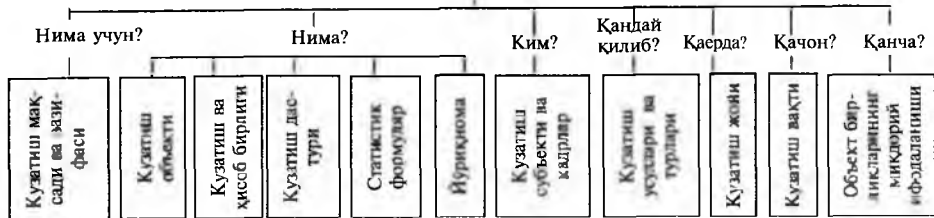
Кузатиш объекти билан бир қаторда унинг субъекти мавжуд. Кузатиш субъекти деб ўрганилаётган ҳодисалар ҳақидаги маълумотларни қайд қиладиган ва тўплайдиган юридик ёки жисмоний шахслар юритилади. Макроиқтисодий статистикада, масалан, кузатиш субъекти — бу ҳар бир корхона, ташкилот ва муассаса. Хужалик юритувчи субъект сифатида улар ўз фаолиятларидаги ҳодисаларни қайд қилади, маълумотлар тўплайди. Макроиқтисодий статистикада эса статистика ташкилотлари кузатиш субъектидир. Махсус статистик текшириш ва руйхатларда улар бошланғич маълумотларни қайд қилади ва тўплайди. Ҳисоботда эса бошланғич маълумотларни қайд қилиш ва корхона миқёсида умумлаштириб тақдим этиш айрим хужалик юритувчи субъектлар вазифаси булса, уларни қабул қилиб олиш ва ўз ҳудуд чегарасида умумлаштириш билан статистика ташкилотлари шуғулланади. Бу ҳолда хўжалик юритувчи субъектлар, яъни корхоналар, фирмалар, ташкилотлар ва муассасалар ҳисобот бирликлари деб аталади. Демак, ҳисоботга асосланган макроиқтисодий статистикада кузатиш субъекти иккита мустақил субъектлардан ташкил топади: ўз фаолияти ҳақидаги ҳисоботни тақдим этувчи корхона ва ташкилотлар ҳамда уларни тўплаб умумлаштирувчи статистика ташкилотлари. Умуман олганда иккиласи ҳам хўжалик юритувчи субъектлар деб юритилади. Уй хўжалиги бюджети статистикасида кузатиш субъекти ролини бошланғич маълумотларни қайд қилиш қисмида уй хўжаликлари ва оилалар, уларни қабул қилиб олиш ва кейинчалик ишлаб статистик ахборот ва кўрсаткичлар яратиш қисмида статистика ташкилотлари уйнайди. Униси ҳам, буниси ҳам бир суз билан хужалик юритувчи субъектлар деб номланади.

2.3. Статистик кузатишни тайёрлаш услубияти

Турмушимизда, кундалик ҳаётимизда у ёки бу масалани ечишни кўзлаб қиладиган ҳар бир хатти-ҳаракатимиздан олдин нима учун?, нима?, ким?, қандай қилиб?, қанча? ва қаерда? деган саволларга дуч келамиз ва уларга жавоб ахтарамиз. Бундай савол статистик кузатишларни ташкил этишда ҳам туғилади ва ўз ечимини кутади.

Статистик кузатишда нима учун? деган саволга кузатиш мақсади ва вазифалари, нима? деган саволга эса кузатиш объекти, унинг бирлиги ва дастури, статистик формулярлар ва уларни тузиш учун йуриқнома-лар жавоб беради. Ким? кузатиш субъекти, қачон? деганда кузатиш вақти, қаерда? деганда кузатиш жойи, қандай қилиб? деганда кузатиш усуллари ва турлари, қанча? деганда кузатиш белгиларининг миқдорий ифодаланиши назарда тутилади. Булар статистик кузатишнинг дастурий-услубий ва ташкилий унсурларини ташкил этади (2.8-тарҳ).

**Статистиканинг таркибий унсур
ва тушунчалари**



2.8 - тарҳ. Статистик кузатиш таркибий унсурлари ва тузилишлари.

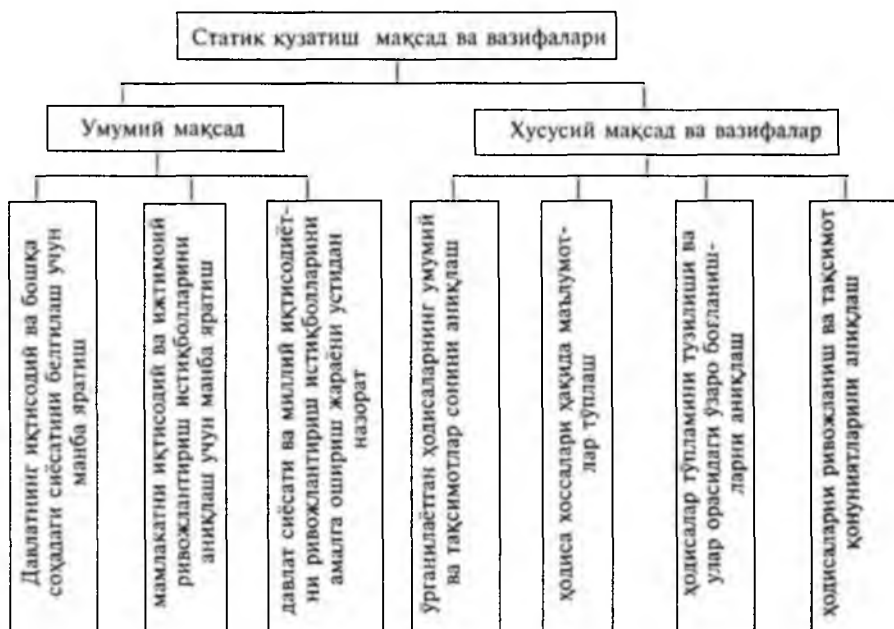
Нима учун? деган савол кузатиш мақсади вазифаларини аниқ белгилаш, баён этишни талаб этади. Бу масалани “етти ўлчаб бир кес” таъбирида иш тутиб, тўғри ва аниқ ечиш муҳим аҳамият касб этади, чунки кузатишни ташкил этиш жараёнида туғиладиган бошқа саволларга жавоб, яъни кузатиш дастури, объект бирлиги, субъекти, вақти ва жойини белгилаш унинг мақсади ва вазифаларига боғлиқдир. Шунинг эътиборига эришиш керакки, муҳим белгиланган мақсад ва вазифалар кузатиш жараёнида кераксиз маълумотлар тўпланишига, зарурларининг тушиб қолишига сабаб бўлиши мумкин. Пировард натижада сарфланадиган меҳнат ва маблағларнинг самарадорлиги пасаяди.

Кузатиш мақсади ва вазифалари — бу кузатишни ташкил этишдан қўзланган мақсад ва вазифалар

Статистик кузатиш қуйидаги мақсад ва вазифаларни қўзлайди (2.9-тарҳ).

Ўзбекистон республикасида барча статистик ишлар умумий мақсади — жамиятни, иқтисодиётни бошқариш ва тадбиркорлик фаолиятларини зўрайтириш учун зарур бўлган ахборотларни туплаш ва ҳамма фойдаланувчиларни улар билан таъминлаш, давлатнинг ички ва ташқи иқтисодий ва бошқа соҳалардаги сиёсатини ишлаб чиқиш, мамлакатимизни ижтимоий ва иқтисодий ривожлантириш истиқболларини белгилаш ва уларни амалга ошириш жараёни устидан назоратни кучайтириш учун манба яратиш. Бу умумий мақсаддан ташқари ҳар бир кузатиш ўзининг хусусий мақсади ва вазифаларига эга.

Масалан, аҳоли рўйхатининг вазифаси аҳоли сони ва тузилишини аниқлашдир. Микрофирма ва кичик корхоналарнинг ҳисоботи (форма 1- кичик бизнес)нинг вазифаси уларнинг сони ва асосий ҳужалик ва молиявий фаолият кўрсаткичларини белгилашдир. Аҳоли рўйхатининг маълумотлари, ўз навбатида мамлакатимизни ижтимоий ва иқтисодий ривожлантириш истиқболларини белгилаш учун керак бўлса, микрофирмалар ва кичик корхоналар ҳақидаги ахборотлар республикада бозор иқтисодиётининг муҳим инфратузилмаси сифатида кичик бизнеснинг ривожланиш жараёнини ўрганиш, унинг бозор муносабатлари ва қўп укладли миллий ҳужаликни шакл-



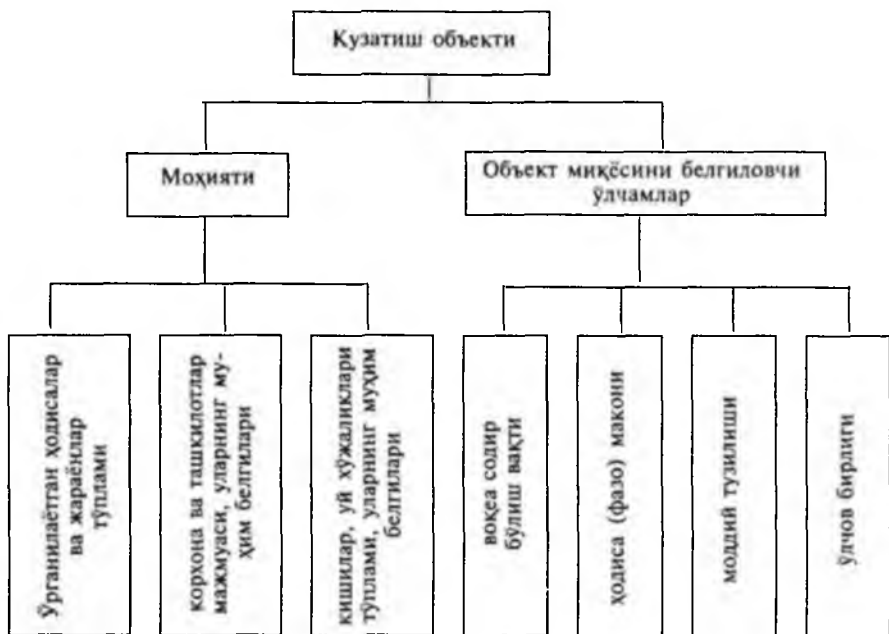
2.9-тарх. Статистик кузатиш вазифалари ва мақсади.

ланишидаги роли ва ўрнини аниқлаш учун зарурдир. Шу мақсад учун давлат корхоналари ва ташкилотларини хусусийлаштириш ва давлат тасарруфидан чиқариш ҳақидаги ҳисоботлар ҳам хизмат қилади. Мамлакатимизда бозор иқтисодиёти камол топиши учун муҳим шарт корхоналар фаолиятини янги шароитда ишлаш талабларига ҳарта-рафлама буйсундириш, уларга тула мос равишда ташкил этишдан иборатдир. Бу жараёни ўрганиш учун керакли маълумотларни тўплаш “Саноат корхоналарининг 2003 йилда маҳсулот етказиб бериш ва моддий ресурсларни олиш ҳамда шартномаларни тузишни текшириш” (форма № - шартнома) деб аталувчи ҳисоботнинг асосий мақсади ва вазифаларидир.

Нима? деган савол статистик кузатиш объекти ва унинг бирлигини ҳамда кузатиш жараёнида маълумотлари ҳисобга олиниши лозим бўлган белгиларни аниқлашни талаб этади.

Юқорида (2.2) кузатиш объекти нима эканлиги ва уни чегаралаш масалалари батафсил баён этилган эди. Бу ерда уларни умумлаштириб тасвирловчи 2.10-тархни келтирамиз.

Кузатиш объекти — бу ўрганилаётган ҳодисалар ва жараёнлар, яъни корхоналар ва ташкилотлар, ҳужаликлар, кишилар, оилалар, уй ҳужаликлари ва ҳоказоларни уларнинг фаолияти жиҳатидан қаралган тўплами. Уларнинг муҳим белгилари ҳақида маълумотлар тўпланади ва улар асосида тўпламини таърифлайдиган умумлаштирувчи курсаткичлар ҳисобланади. Кузатиш объектининг аниқ миқёсини, кўламини белгилаётганда вақт, фазо, моддий тузилиш ва ўлчов бирли-



2.10-тарҳ. Кузатиш объекти ва уни аниқлаш белгилари.

ги жиҳатидан унинг ўлчамларини аниқлашимиз лозим. Ҳодисанинг вақт бўйича ўлчами унинг моҳияти ва характериға боғлиқдир. Ҳодиса ва вақт бир-бирдан ажралмас жараёнлардир, чунки вақт ўтиши давомида ҳодиса (воқелик) содир бўлади.

Вақт ўтиш жараёнини тенг оралиқда бирон-бир он тўхтаб, узилиб кечаяпти деб қарасак, у ҳолда вақт ўлчовлари кун, ой, йил ва ҳ.к.ға эға бўламиз.

Шу муносабат билан ҳодиса ўлчами масаласига иккиёқлама ёндашиш мумкин. Биринчидан, вақт жараёни айни узилиш (тўхташ) оннда ҳодиса ҳолатини тарифлаш, яъни унинг мавжуд ўлчами, заҳирасини аниқлаш мумкин. Иккинчидан маълум вақт ўлчами — кун ёки ой ёки йил ва ҳ.к. вақт жараёни оралиғида содир бўлган ҳодиса миқдорини белгилашимиз мумкин. Кузатиш объекти таққослама бўлиши учун биринчи ҳолда жараён узилиш онлари орасида ўтган вақт тенг бўлиши керак, (масалан, ҳар йил ой ва ҳ.к боши ёки охири ёки қандайдир бошқа қисми), иккинчи ҳолда эса даврлар узунлиги бир хил бўлиши лозим.

Кузатиш объекти маълум ўлчов — оғирлик, узунлик, юза, ҳажм ва бошқа бирликларда ифодаланади. У таққослама бўлиши учун ўлчов бирликлари шаклан ва моҳиятан бир хил бўлиши керак. У ёки бу бирликни қўллаш, кузатиш мақсади ва вазифаси, ҳодисанинг моддий тузилиши билан белгиланади. Кузатиш объекти макон (фазо) ва моддий тузилиши жиҳатидан ҳам чегараланиши муҳим аҳамиятға эға. Бу масала юқорида (2.2) батафсил баён этилган.

Статистик кузатиш натижасида қоникарли маълумотлар олиш учун кузатиш объекти билан бир қаторда кузатиш бирлигини ва унинг кузатиш жараёнида қайд қилиниши (маълумотлар тўпланиши) лозим бўлган белгиларини аниқ белгилаш жуда муҳим масалалардан биридир.

**Кузатиш дастури—
бу кузатиш объектнинг
мустақил бўлинмас тар-
кибий қисми (бирлиги),
унинг муҳим белгилари
ҳақида маълумотлар
олинади**

Кузатиш бирлиги деганда кузатилаётган объектнинг мустақил бўлинмас таркибий унсури, бирлиги тушунилади. Кузатиш жараёнида унинг муҳим белгилари ҳақида маълумотлар олинади. Масалан, саноат фаолияти текширилаётганда ҳар бир корхона ва фирма, қишлоқ хўжалигини урганилаётганда ҳар бир ширкат хўжалиги, деҳқон ва фермер хўжалиги кузатиш бирлиги ҳисобланади.

Кузатиш мақсади ва вазифалари, унга жалб қилинаётган объектларнинг ҳарактерига қараб кузатиш бирлиги ҳар хил ва бир нечта бўлиши мумкин. Масалан, аҳолини рўйхатга олаётган вақтда ҳар бир кишининг ёши, жинси, савод даражаси, уқиш ва иш жойи ва шунга ухшаш демографик ва ижтимоий белгилари қайд қилиниши сабабли алоҳида олинган шахс кузатиш бирлиги бўлади. Агарда ушбу рўйхатда оила ва уй хўжаликлари сўни ва тузилишини ҳам аниқлаш талаб қилинса, у ҳолда ҳар бир шахс билан бир қаторда ҳар бир оила, уй хўжалиги ҳам кузатиш бирлиги бўлиб хизмат қилади. 1989 йил аҳоли рўйхатида кузатиш бирлиги қилиб ҳар бир шахс ва оила белгиланган эди. Аҳоли рўйхатига доир халқаро стандартларда оила ўрнига уй хўжаликларини кузатиш бирлиги қилиб олиш тавсия этилади. Кузатиш бирлиги қанчалик аниқ таърифланса, урганилаётган кузатиш объекти шунчалик тўла ва аниқ ҳисобга олинади, тўпланаётган маълумотлар ҳам тўлиқ ва ишончли бўлади.

Кузатиш бирлигини белгилаш оддий, қуруқ расмийчилик ва сафсатавозлик бўлмасдан жуда жиддий принципиал масала эканлигини аҳоли бюджетни статистикаси мисолида қараб чиқайлик.

Бу статистиканинг асосий мақсади аҳолининг яшаш бюджети, кирим ва чиқимларини, яъни даромад ва харажатларини ҳартарафлама урганишдир. Бунинг учун кузатиш бирлиги қилиб нима олинishi керак, оилами ёки уй хўжалиги?

Оила демографик ва социал-демографик тушунчадир. Унинг моҳиятини ифодаловчи энг асосий, бирламчи белги — оила аъзолари орасида уруғчилик, қон-қариндошлик муносабатлари мавжудлиги. Бошқа белгилар, жумладан биргаликда истиқомат қилиш, яшаш манбаларининг умумийлиги бирламчи белгидан келиб чиқади. Улар оила моҳиятини таърифлашда иккиламчи рол уйнайди. Оила асосини эрухотин ташкил этади, шунинг учун оила камида икки кишидан ташкил топади. Унинг таркибида бошқа аъзолар ҳам бўлиши мумкин, аммо улар эр-хотин билан (айрим ҳолларда ёки фақат эр билан, ёки фақат хотин билан) яқин қон қариндошлик аломатларига эга бўлиши лозим (демак, уғли ва қизи, отаси ва онаси, буваси ёки бувиси ва ҳ.к.).

Уй хўжалиги бошқача тушунчадир. Моҳиятан уй хўжалиги бир хонадонда яшовчилар хўжалигини англатади, улар биргаликда яшаш бюджетига эга бўлиб турмуш кечиради. Бундай хўжалик соҳиблари орасида “қора қозонни бир амаллаб қайнатмоқдамиз” деган ибора бежиз эмас. Демак, яшаш бюджетининг умумийлиги уй хўжалиги моҳиятини ифодаловчи энг муҳим бирламчи белги ҳисобланади. Бошқа белгилар, жумладан бир хонадонда яшаш, қариндошлик аломатларига эга бўлиш уй хўжалиги учун иккиламчи белгилардир. Шунинг учун уй хўжалиги бир кишидан ҳам, кўп кишилардан ҳам ташкил топиши мумкин. Узоқ қариндошлар, масалан неваралар, эваралар, опа-ука болалари ва ҳ.к. унинг аъзолари бўлиши мумкин. Бу ҳолда энг муҳими “қора қозон бирлиги”, яъни яшаш бюджетининг ягона-вийлиги ҳисобланади. Шунинг учун аҳоли бюджети статистикасида кузатиш бирлиги қилиб уй хўжалиги олиниши керак. Афсуски, со-биқ совет статистикасида бу масала нотўғри ечилган эди, бюджет статистикасида кузатиш бирлиги қилиб оила белгиланган эди. Ҳозир бу масалага аниқлик киритилди.

Айрим масалаларни кузатишда кузатиш бирлиги билан бирга ҳисоб бирлиги ҳам белгиланади. Масалан, чорва рўйхатида ҳар бир мол тури ҳақида, асбоб-ускуналар рўйхатида эса ҳар бир машина, станок ва бошқа асбоб-ускуналар ҳақида, кўп йиллик дарахтлар рўйхатида ҳар бир дарахт тури ҳақида батафсил маълумотлар тўпланади. Бу ҳолда хўжалик, корхона кузатиш бирлиги бўлса, унинг урганилаётган ҳар бир белгиси ҳисоб бирлигидир.

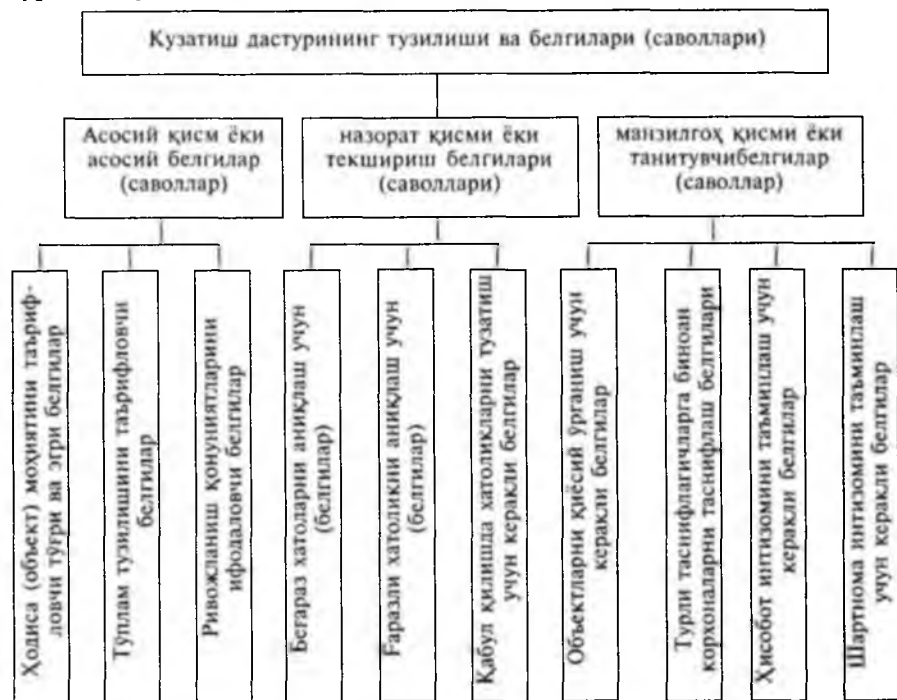
**Кузатиш дастури—
бу кузатиш жараёнида
маълумотлари тўплани-
ши лозим бўлган куза-
тиш ва ҳисоб бирлиги-
нинг асосий белгилари-
дир.**

Кузатиш дастури (программаси) деб урганилаётган ҳодиса, объект ҳақида маълумот тўпланадиган белгилар рўйхати юри-тилади. Бошқачароқ айтганда, кузатиш дастури кузатиш жараёнида жавоблар олини-ши лозим бўлган саволлар тўплами (рўйхати)дир. У қанчалик тўғри тузилса, текшириш натижалари шунчалик яхши чиқа-ди. Тўғри тузилган дастур ва маълумотлар

аниқлигини таъминлаш, булар — статистиканинг муваффақиятли бўли-ши учун энг муҳим устундир. Дастур тузиш статистик кузатишнинг энг оғир ва энг маъсулиятли босқичи ҳисобланади. Дастур текшириш-да кузланган мақсад ва вазифаларга мувофиқ тузилади. Бу ишни амал-га ошираётганда қуйидагиларга эътибор бериш керак: биринчидан дастур энг муҳим ўзгарувчан белгиларни ўз ичига олиши керак. Маса-лан, талабалар ўзлаштиришини ўрганмоқчи бўлсак, у ҳолда дастурда у талабам ёки йўқ, махмадонами ёки йўқ, китоб ўқийдими ёки йўқ деган саволларни ёзиш ноурин бўларди; иккинчидан, дастурда шун-дай саволларни (белгиларни) акс эттириш керакки, улар ёрдамида кузатилаётган ҳодисани чуқурроқ ўрганиш ва олинган маълумотларни текшириш имкониятлари яратилсин. Масалан, ширкат хўжалиги, фер-мер хўжалиги ҳисоботида ҳар бир экин турининг майдони берилиши билан бирга жами экин майдони ҳам келтирилади. Саноат корхонала-

рининг йиллик ҳисоботида ҳар бир асосий актив турининг миқдори билан бирга уларнинг умумий ҳажми ҳақидаги маълумот акс эттирилади. Натижада масалаларни кенгроқ ўрганиш ҳамда маълумотларни текшириш имкони туғилади; учинчидан, дастурдаги саволлар (белгилар номи) аниқ ва қисқа, ҳаммага тушунарли қилиб ифодаланиши керак; тўртинчидан, кузатиш дастурини тузиш ишига кенг жамоатчилик, илмий ходимлар ва йирик мутахассислар жалб қилиниши лозим, уни махсус кенгашларда ва матбуотда ҳар томонлама муҳокама қилиш айтиш мумкин. Айниқса, ҳозирги кунда Ўзбекистон мустақилликка эришиб, ўзининг бозор шароитига мувофиқ қайта қурилган миллий статистикасини яратётганда бу муҳим масала ҳисобланади. Афсуски республика статистика қўмитаси бунга суғуна билан қарамоқда, ҳалигача илмий-услубий кенгаш тузилмаган. Агар статистик кузатиш дастурини мутахассислар танқидидан ўтказмай ва матбуотда кенг суратда муҳокама қилмай, идораларда ўтириб ишлаб чиқиш амалиёти давом этверса, у ҳолда статистик маълумотларнинг тўлалиги ва ишончилиги даргумон бўлиб қолади.

Кузатиш дастури 3 қисмдан ташкил топади: асосий саволлар (белгилар), назорат саволлари (белгилари) ва манзилгоҳ қисми (уни маълумот берувчи субъектини ифодаловчи аломатлар ёки қисқача танитувчи белгилар деб ҳам юритилади). Қуйидаги 2.11- тарҳда дастурнинг тузилиши ва асосий белгилари тасвирланган.



2.11-тарҳ. Кузатиш дастурининг тузилиши ва белгилари

Дастурнинг асосий қисмида кўзланадиган белгилар урганилаётган объектнинг моҳияти, ички боғланишлари ва ривожланиши қонуниятларини ҳар тарафлама ойдинлаштирадиган барқарор ахборотлар олишни таъминлаши лозим. Шу билан бирга бошланғич маълумотларни олиш, асосий саволларга жавоб қилиш қийинчилик туғдирмаслиги керак. Катта миқёсда олиб бориладиган кузатишларни утказишдан олдин тузилган дастурнинг ишчанлигини аниқлаш мақсадида кичик ҳажмдаги синов текширишларни амалга ошириш уринлидир. Масалан, 1989 йил аҳоли рўйхатидан уч йил олдин айрим оғир шароитли шаҳар ва тоғли туманларда синов рўйхати утказилди. Унинг натижаларини ҳисобга олиб, рўйхат дастури ва бошқа масалаларга аниқлик киритилди. Бу мақсадга рўйхат якунида амалга оширилган ишларни баҳолаш ҳам хизмат қилади, чунки қилинган ишлар билан бир қаторда уларнинг камчиликлари кўрсатилади ва такомиллаштириш йуллари таклиф этилади.

Дастур саволларини шундай аниқ ифодалаш керакки, уларни турлича шархлаш имконияти қолмасин ва ҳамма респондентлардан туғри жавоб олиш таъминлансин. Масалан, аҳоли рўйхати дастурида киши саводи ҳақида саволни: саводлими ёки йўқ ёки умуман саводлими? деб қўйиш нотўғридир, чунки “ҳа” ёки “йўқ” деган жавобни турлича тушуниш мумкин. Дарҳақиқат бирор кимса уқишни билса-ю, ёзишни билмаса ёки унинг ёза олиши фақат қўл қўйиш билан чегараланса, уни саводли деб бўладими?! Фақат уқишни биладиган айрим кишилар саволга “ҳа” деб жавоб қилса, бошқалари “йўқ” деб жавоб бериши мумкин. Демак, маълумотлар ноаниқ булади. Шунинг учун рўйхат варақасида бу савол масала моҳиятини аниқ ёритадиган шаклда қўйилади: “саводлими — уқийди ва ёзади ёки фақат уқийди; ёки саводсизми?” Ёки ёш масаласини олайлик. Кимсанинг ёши деб нимани ҳисоблаш керак?

Савол “ёш” деб қўйилса, жавоб турлича бўлиши мумкин. Одатда эркаклар туғилган йилини кўрсатади, чунки армия сафига чақириш туғрисидаги президент буйруғида “палон йилда туғилганлар армия сафига чақирилади” деб ёзилади. Аёллар эса ёшини кичикроқ қилиб кўрсатишга ҳаракат қилишади. Айрим шахслар туғилган йили ва ойини кўрсатиши мумкин. Шунинг учун 1989 йил аҳоли рўйхати варақасида “туғилган йили, ойи ва куни” деб савол қўйилган эди. Ҳисобчидан эса “ёши деб туғилгандан сўнг ўтган тўлиқ йиллар сонини” ҳисоблаб варақада қайд қилиш талаб қилинди.

Кузатиш дастурини тузишнинг муҳим қондаси: айрим текширишга алоқадор бўлмаган маълумотлар олинишига йул қўймаслиги, акс ҳолда кузатиш ишлари оғирлашади, куп куч ва маблағ талаб этади. Бундан ташқари, савол-жавоб йўли билан маълумотларни олишда уларнинг ишончлиги ва аниқлигини таъминлаш учун дастурда кишиларда шубҳа туғдирадиган саволларни кузламаслик керак, чунки олдиндан нотўғри жавобларни кутиш мумкин. Масалан, кишиларнинг чет элга кетиш нияти урганилаётганда саволномада қуйидаги шаклда тўппа тўғри савол қўйиб бўлмайти: узоқ муддатга ёки бутунлай чет элга кетиш ниятингиз борми? Ўз-ўзидан кўринадики, бун-

дай саволга тўғри жавоб кутиб булмади. Шунинг учун саволлар тизимидан фойдаланиш яхшироқ натижа беради, ammo уларни шундай тузиш керакки, пировардида юқоридаги савол-жавобга мос келувчи хулоса яшаш имкони пайдо булсин.

Ёки бошқа мисолни олайлик, бой аҳоли табақасини текширишда пулдор шахслар одатда уз даромадлари ва жамғармалари ҳақида тўғри маълумотлар беришдан қочишларини ҳисобга олиб, уларни “Сизга яқин кишилар орасида ойлик даромади 100 минг доллар ва ундан кўп шахслар борми” деган саволга ухшаш эгри саволлар бериш маъқулдир.

Кузатиш дастурининг иккинчи қисми масаласига келсак, текшириш саволларини (белгилари) кузлашдан мақсад асосий маълумотларни назорат қилиш, улар ишончли, тўлиқ ва тўғри булиб чиқишини таъминлашдан иборат. Бундай текшириш саволлари икки турга булинади: бири дастурда қайд қилинмасдан оғзаки бериладиган саволлар, иккинчиси дастурда қайд қилинадиган саволлар. Дастур саволларига жавоб бериш жараёнида респондент айрим ҳодисаларни эслай олмаслиги сабабли, иккиланиб мужмал жавоб бера бошлаганда биринчи турдаги текшириш саволлари берилади. Масалан, аҳоли бюджети статистикаси дастурида кўзланган “нон ва нон маҳсулотлари истеъмоли” деган саволга жавоб бераётиб уй бекаси бир тандир ёпган нонини эсдан чиқариб ҳисобга олмаган булса, у ҳолда “палон кунини нон ёпмадингизми?”, “кунига ёки кун оралаб нон ёпасизми?” деган қушимча савол қўйиш уринлидир. Бундай савол воқеани эшашга ёрдам беради, демак, бефараз хатони тузатиш имконини беради.

Иккинчи турдаги текшириш саволлари одатда атайлаб қилинадиган хатоларни аниқлаш мақсадида қўлланади. Уларни бевосита асосий назорат қилинаётган савол билан ёнма-ён қўймасдан, респондентни чалғитиш мақсадида бошқа саволлардан сўнг дастурда қайд қилиш айна муддаодир. Масалан, уй эгалари айрим даромад турларини яшириши мумкинлигини ҳисобга олиб, аҳоли бюджети статистикаси саволномасида олдин ҳамма 300 та ҳаракат турлари ҳақида маълумотлар олиш, сўнгра даромадлар ҳақида маълумотлар олиш, кейин эса текшириш саволларига жавоб олиш кўзланади.

Ҳар қандай кузатиш дастури манзилгоҳ қисмига эга. Унда маълумот берувчи субъектларни танитувчи белгилар акс эттирилади. Социологик текширишларда суроқ-савол ананим кўринишга эга булса ҳам ҳисобдан тушиб қолиш ёки қайта ҳисобга олиш ҳолларига йўл қўймаслик мақсадида, ҳар бир кузатиувчи (респондент) шифрланиб, турар жойи қайд қилинади. Ҳисобот шаклида маълумотлар гупланаётганда танитув белгилари булиб корхона (ташкilot) номи ва манзилгоҳи, давлат статистикаси регистридаги шифри, турли таснифлагичларда кўзланган синфларга (гурухларга) мансублиги, қайси вазирлик, концерн, уюшма тасарруфидалиги, асосий фаолият тури, ташкилий-ҳуқуқий ва мулкчилик шакли хизмат қилади. Улар қуйидаги мақсад ва вазифаларни кўзлаб кузатиш дастурига киритилади: биринчидан, кузатиш ўтказилгандан сўнг унинг материалларини

қабул қилиш жараёнида ҳар хил хатолар аниқланиши мумкин. Уларни тузатиш учун маълумот берувчиларга мурожаат қилиш зарурияти туғилади. Шунинг учун корхона ёки кузатувчи шахс номи ва манзилгоҳи ҳақидаги маълумотлар керак; иккинчидан, бундай маълумотлар ҳисобот интизомини таъминлаш учун керак. Бозор иқтисодиёти шароитида ҳисоботларни ўз вақтида ва белгилаб қўйилган тартибда тақдим этмаслик ёки бундан бутунлай бош тортиш ҳоллари амалиётда тез-тез учраб туради. Шунинг учун “Давлат статистикаси ҳақида” ги қонун ва “Давлат статистикаси ҳисоботини бузганлик учун жавобгарлик ҳақида” ги Вазирлар Маҳкамасининг қарорига мувофиқ статистика ташкилотлари ҳисобот интизомини бузишга йўл қўядиган ҳўжалик юритувчи субъектларни маъмурий ва моддий жазоларга тортиш ҳуқуқига эга, жумладан уларга биринчи огоҳлантиришда 3-5 карра ойлик иш ҳақи минимуми миқдорида, яна ҳисобот интизомини бузиш такрорланганда 10 карра миқдорда жарима солишлари мумкин; учинчидан, бозор муносабатлари шароитида ҳўжалик юритувчи субъектлар фаолиятига давлат ўз буюртмалари орқали таъсир этади. Ушбу буюртма шартномани бажариш устидан кундалик назоратни олиб бориш учун субъектларни танитувчи белгилар ҳақидаги маълумотлар зарур; тўртинчидан, улар турли миллий таснифлагичларга мувофиқ ҳўжалик юритувчи субъектларнинг таснифларини тузиш учун керак; ва ниҳоят, бешинчидан, бозор иқтисодиёти шароитида субъектларнинг ўзаро иқтисодий муносабатлари тузилган шартномаларга таянади. Бу жараёнини ўрганиш учун ҳам субъектлар манзилгоҳига алоқадор маълумотлар керак.

Йуриқнома (инструкция) деб кузатиш дастурида кўзланган белгиларни бир хил талқин этиш ва тушунишни таъминлайдиган кўрсатмалар мажмуасига айтилади.

Йуриқнома кузатиш дастурида кўзланган белгиларни бир хил ташкил этиш ва тушунишни таъминлаш мақсадида тузилади. Унда кузатиш мақсади ва вазифалари, унинг объекти ва бирлиги, маълумотни қардан ва кимдан олиш, кузатиш муддати, ҳўжатларни расмийлаштириш тартиби, маълумотлар тегишли бўлган давр (ҳисобот даври), кўрсаткичларни ҳисоблаш

тартиби ва шунга ўхшаш кузатилаётган объект билан бевосита боғлиқ бўлган масалалар ёритилади. Йуриқномалар одатда кўп мутахассисликлар иштирокида пухта тузилади.

Статистик формуляр — кузатиш маълумотлари қайд қилинадиган ҳўжат.

Йуриқнома ҳар бир статистик формуляр учун алоҳида тузилади. Кузатиш маълумотлари қайд қилинадиган ҳўжат статистик формуляр деб аталади. У ҳар хил ном билан юритилади, жумладан ҳисобот формаси, рўйхатга олиш варақаси, сўроқнома (анкета), табел, накладной, йўл варақаси ва ҳоказолар.

Статистик формуляр олиш варақаси, сўроқнома (анкета), табел, накладной, йўл варақаси ва ҳоказолар.

Статистик формуляр икки хил бўлади:

- 1) якка предметли формуляр.
- 2) кўп предметли формуляр.

Якка предметли формуляр битта кузатиш ёки ҳисоб бирлиги ҳақидаги маълумотларни қайд қилиш учун хизмат қилади. Бунга корхона фаолияти ҳақидаги ҳисобот формалари, масалан, маҳсулот ишлаб чиқариш, молиявий натижа ва ҳоказолар тўғрисидаги ҳисоботлар мисол бўлади. Куп предметли формулярда бир нечта кузатиш ва ҳисоб бирлиги ҳақидаги маълумотлар берилади. Масалан, аҳоли рўйхати варақаси рўйхатга олиш пайтида мавжуд шахслар сони беш кишидан ошиқ бўлмаган хонадон учун тулдирилади, унинг ҳар бир устунда бир кимса ҳақидаги маълумотлар қайд қилинади. Агарда хонадонда мавжуд шахслар беш кишидан куп бўлса, у ҳолда мазкур хонадон учун тартиб рақами ёзилган икки ва ундан ортиқ варақалар ажратилади.

**Кузатиш жойи —
бу кузатиш бирлиги
жойлашган макон.**

Қаерда? деган савол кузатиш жойини тўғри белгилашни талаб қилади. Кузатиш жойи деганда макон ёки бошқа сўз билан айтганда ўрганилаётган ҳодиса рўй бераётган жой тушунилади. Реал ҳаётий жараёни вақт ва макондан ажратиб бўлмаганидек, ҳодисани ҳам маълум макондан ташқарида, қандайдир ноён бўшлиқда тасаввур қилиб бўлмайди. Ишлаб чиқариш жараёни корхона жойлашган маконда, унинг меҳнат, моддий ва молиявий ресурсларидан фойдаланилаётган жойда, уларни ишлаб чиқаришга жалб қилинаётган жойда кечади. Шунинг учун ҳисоботда, асбоб-ускуналар рўйхатида ва бошқа иқтисодий ресурсларни ҳар хил шакл ва усулларда кузатишда корхона, ташкилот ва муассаса жойлашган жой кузатиш жойи ҳисобланади. Корхона бошқа худудларда жойлашган филиалларга эга бўлиши ёки бир нечта ишлаб чиқариш цикллари билан узаро боғланган корхоналар уюшмасига бирлашган бўлиши мумкин. Бундай ҳолларда ҳисобот учун бош корхона жойлашган макон кузатиш жойи бўлади. Уюшма корхоналари мустақил ҳужалик юритувчи субъектлар мақомига эга бўлиб, ўз ҳисоб-китобини алоҳида-алоҳида юритсалар, у ҳолда кузатиш шакли ва усулидан қатъий назар доимо уларнинг ҳар бири жойлашган макон кузатиш жойидир. Кучмас ҳодисаларни (буюм, объект, восита ва ҳ.к.) кузатаётганда кузатиш жойи унчалик муҳим аҳамиятга эга эмас, чунки улар доимо бир жойга бириктириб қўйилган. Аммо жойи ўзгариб туриши мумкин бўлган ҳодисаларни кузатаётганда бу масалани тўғри ечиш катта аҳамиятга эга.

Агарда аҳоли рўйхатга олинаётган бўлса, у ҳолда кузатиш жойини белгилаб қўйиш жуда муҳим, чунки рўйхат тенглаштирилган пайтда қўпчилик аҳоли уйида бўлса, айрим шахслар иш жойида, бошқалар кучада, автобус, самолёт, поездда ва пороходларда, яна бирлари ресторан-кафеларда ёки бошқа тунги кўнгил очиш жойларида бўлиши мумкин. 1989 йил аҳоли рўйхатида узоқ сафарга кетаётганлардан ташқари ҳамма шахслар яшаш уйларида рўйхатга олинди. Узоқ сафарга чиққанлар эса аэропортларда, вокзалларда, узоқ йўналишли поездларда, самолётларда, пороходларда ва автобусларда рўйхатга олинди, сўнгра яшаш жойларидаги тегишли рўйхат утказувчиларга хабар қилинди.

Статистик кузатиш вақти — бу кузатиш тенглаштирилган фурсат (пайт) ва ўтказиладиган муддат.

Қачон? деган савол статистик кузатиш вақтини тўғри белгилашни талаб қилади. Умуман кенг маънода қаралганда, кузатиш вақти ҳодисани ўрганиш давридир, яъни уни текшириш бошлангандан, то маълумотларни олиш ниҳоясига етгунча ўтган вақт оралиғи (давр)дир. Бу ҳолда у маълумотлар тегишли бўлган вақтни ҳам, уларни туплаш вақтини ҳам ўз ичига олади. Статистик кузатиш тор мазмунга эга бўлиб, фақат маълумотларни тўплаш жараёнини англлатгани учун унинг вақти деганда мазкур ишни (маълумотлар туплаш)ни бажариш учун белгиланган вақт оралиғи тушунилади. У ҳодисани ўрганиш, рўёбга чиқиш даврини яъни у ҳақидаги маълумотлар тегишли бўлган вақт оралиғини ўз ичига олмайди. Ҳисоботда бу вақт оралиғи ҳисобот даври деб аталади. Ҳисобот даври унинг биринчи кунни 00 соатдан бошлаб то охириги кунни 24 00 соатгача ўтган вақт узунлиги билан ўлчанади. Ҳодисалар ҳолатини, мавжуд сонини аниқлашда бундай даврни белгилаб бўлмайди, чунки унинг давомида, ҳодиса ҳолатида, демак мавжуд сониди катта ўзгаришлар содир бўлиши мумкин. Шунинг учун бу ҳолда суратга олиш жараёнида қўлланиладиган усулдан фойдаланиш керак. Маълумки, сурат фотоаппарат объективи очилиш ониди (пайтида) фотообъект (масалан, бирор кимса) эга бўлган қиёфани акс эттиради. Ҳодисалар ҳолати устидан статистик кузатиш ташкил этиш учун ҳам шундай қайд қилиш пайтини белгилаш лозим. Бу эса муайян фурсатда мавжуд булган ҳодисалар сони ва тузилишини аниқлаш имконини беради.

Ҳодисани ҳисобга олиш, қайд қилиш тенглаштирилган бундай пайт кескин фурсат (критик момент) деб аталади. Аҳоли рўйхатида ва бошқа тез ҳаракатчан ҳодисалар рўйхатида ҳамда уларнинг жорий ҳисоби асосида мавжуд сони аниқланаётганда кескин фурсат белгиланади. 1989 йил аҳоли рўйхатида кескин фурсат қилиб 11 январдан 12 январга ўтар кечаси 24⁰⁰ соат белгиланган эди. Айнан шу фурсатда яшаш жойида мавжуд булган шахслар рўйхатга олинди, яъни 12 январ 00 соатгача туғилган болалар рўйхатга олинган, ундан кейин туғилганлар эса рўйхатга олинмаган, шу вақтгача улган шахслар рўйхатдан ўтмаган, кейин улганлар эса мавжуд аҳоли сифатида рўйхатга олинган.

Кескин фурсатни белгилашдан мақсад: биринчидан, тупланадиган маълумотларни тўлаллиги, аниқлиги ва таққосламаллигини таъминлаш; иккинчидан, ҳодисалар ҳолатини суратда тасвирлагандек акс эттириш; учинчидан айрим ҳодисаларни ҳисобдан тушиб қолишига ёки тақдор ҳисобга олинмишига йўл қўймаслик; тўртинчидан, кузатишни белгиланган муддатда тугатиш.

Кескин фурсатга тенглаштириб маълумотларни тўплаётганда кузатишни узоқ муддатга чўзиб бўлмайди, чунки кузатиш фурсати билан тегишли ҳодиса (факт) рўй бериш пайти орасидаги муддат узайган сари кузатилувчи шахснинг ҳодиса ҳақидаги тасарруфи заифлашади, эслаш қобилияти равшанлик ва ойдинлик хислатларини

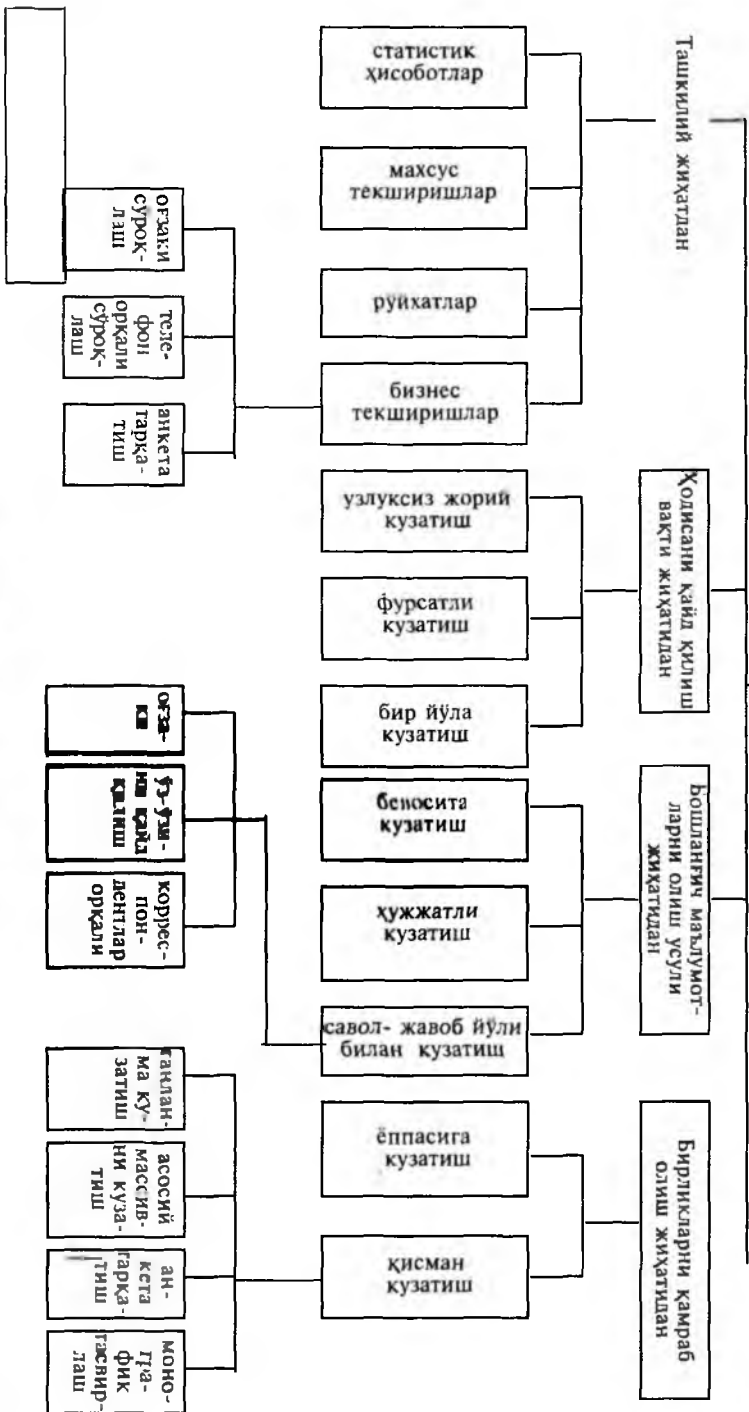
бирмунча йўқотади. Шунинг учун оммавий кузатиш юқори даражада аниқ бўлишини таъминлаш учун воқеа рўй бериш пайти билан уни қайд қилиш фурсати орасидаги муддат мумкин даражада қисқа бўлиши керак. Шу билан бирга бу масала кузатиш бирликларининг тарқоқлик миқёсига, кузатиш учун ажратилган маблағ ва кадрлар сонига, уларнинг малака ва маҳоратига боғлиқ. Шунинг учун кузатиш муддатини оптимал даражада белгилаш лозим. 1989 йилги аҳоли рўйхатида кузатиш муддати қилиб 12 январдан 20 январгача бўлган вақт белгиланган эди. Ҳисоботда кузатиш муддати ҳисоботни тақдим этиш вақтидан иборат. Масалан, корхона фаолиятининг молиявий натижалари, харажатлари, асосий воситалари ва бошқа номолиявий активлари мавжудлиги, меҳнат ҳақидаги йиллик ҳисоботлар ҳисобот давридан кейинги йилнинг 15 февралгача, чораклик ҳисоботлари эса кейинги ойнинг 25 кунигача тегишли статистика ташкилотларига тақдим этилади, деб белгилаб қўйилади.

Тез ҳаракатчан ҳодисалар ҳақидаги маълумотлар тупланаётганда кузатишни, масалан, аҳоли рўйхатини шундай йил қисмида (фасл, ой, кун) утказиш керакки, у вақтда кузатилаётган ҳодисалар нисбатан турғун, кам ҳаракатда бўлсин. Шу билан бирга улар нормал ҳолатда бўлиши шарт, буни ҳам унутмаслик керак.

Кузатишни утказиш бир қатор тайёргарлик ва ташкилий ишларни бажариш билан боғлиқдир. Биринчидан, кузатиладиган бирликларнинг тахминий рўйхати тузилади ва кузатиш жойлари белгиланади. Масалан, аҳолини рўйхатга олиш учун даставвал аҳоли яшайдиган пунктлар, шаҳарларда эса бундан ташқари уй дафтари тартибга солинади. Булар рўйхат утказилаётганда кузатиш бирликларини тушириб қолдирмаслик ва рўйхат утказиш учун зарур маблағлар миқдорини ва кадрлар сонини аниқлаш учун керак. Иккинчидан, кузатиш формулярлари, бланкалар, варақалар, уларни тузиш йўриқномалари тайёрланади ва жойларга етарли миқдорда тарқатилади. Учинчидан, кузатиладиган макон ҳудуди участкалар (қисмлар)га бўлинади, керакли кадрлар сони ва аниқ шахслар белгиланади. Керакли кадрлар сони кузатиш дастури ва муддати, уни ўтказиш йўли ва усули, кузатиладиган бирликларнинг ҳудудий тақсимооти ва шу кабиларга боғлиқдир. Туртинчидан, кузатишга жалб қилинган маъсул шахслар билан махсус машғулотлар олиб борилади. Кузатиш дастуридаги ҳар бир саволнинг мазмуни, қандай жавоблар олиш кераклиги, кузатишни қай тартибда амалга ошириш, кузатиш ҳужжатларини қандай тартибда тулдириш каби масалалар кадрларни ўқитиш ва ургатиш жараёнида бирма-бир батафсил кўриб чиқилади. Ўқиш якунида маъсул шахсларга тегишли ўқув курсидан ўтганлиги ҳақида ҳужжат (сертификат) берилади.

Кузатиш, айниқса, аҳоли рўйхати самарали ва сифатли яқунлашниши учун кенг омма орасида кузатиш мақсади ва вазифалари ҳақида тушунтириш ишларини авж олдириш муҳим аҳамиятга эга.

Статик кузатиш турлари



2.4. Статистик кузатиш турлари

Қандай қилиб? деган савол статистик кузатиш усуллари ва турларини аниқ белгилашни талаб қилади. Ҳодисаларни қайд қилиш вақти, бошланғич маълумотларни олиш усули, кузатиш бирликларини ўз ичига қамраб олиши ва ташкилий жиҳатдан статистик кузатиш қуйидаги турларга бўлинади (2.12- тарх).

Ташкилий ва молиялаштириш жиҳатидан статистик кузатишларни тўртта турга бўлиш мумкин: 1) статистик ҳисобот; 2) махсус уюштирилган текширишлар; 3) рўйхатлар; 4) бизнес текширишлар. Уларнинг мазмуни 2.5-бўлимда баён этилган.

Воқеалар содир бўлишини қайд қилиш вақтига қараб статистик кузатиш уч турга ажралади: 1) узлуксиз (жорий) кузатиш; 2) фурсатли кузатиш; 3) бир йўла кузатиш.

Узлуксиз кузатиш — бу воқеа рўй бериши биланоқ уни қайд қилиш (ҳисобга олиш)дир.

Узлуксиз кузатишда воқеа (ҳодиса) содир бўлиши биланоқ, яъни ўша дамнинг узида қайд қилинади. Масалан, туғилиш, ўлиш, никоҳдан ўтиш ва ажралишларни фуқаролик ҳолатини қайд қилиш органлари ва қишлоқ йиғинларида қайд қилиш,

яратилган маҳсулотларни бошланғич ҳужжатларда ҳисобга олиш, ишчи ва ходимларнинг ишга чиқишини табел ҳисобида қайд қилиш ва ҳ.к.

Фурсатли даврий кузатиш — бу воқеа содир бўлгандан сўнг маълум муддат ўтганда уни қайд қилиб текширишларни тенг вақт оралиғида такрорлаб туриш

Фурсатли даврий кузатиш деганда воқеа содир бўлгандан сўнг маълум вақт ўтганда уни қайд қилиш ва кузатишларни тенг вақт оралиғида такрорлаб туриш тушунилади. Масалан, ҳар ўн йилда аҳоли рўйхатини ўтказиш, талабалар ўзлаштириш даражасини ҳар ярим йилда рейтинг баллари орқали баҳолаш.

Бир йўла кузатиш — бу ҳодисани ҳар замонда, эҳтиёж туғилишига қараб кузатиш.

Бир йўла кузатиш қандайдир масалани ечиш мақсадида зарурият туғилган ҳолларда турлича муддатларда қайта амалга оширилиб турилади. Бундай кузатишга уй-жой фонди рўйхати, кўп йиллик мевали дарахтлар рўйхати, табиий офат натижасида кўрилган зарарларни баҳолаш ишлари ми-

сол бўла олади. Урганилаётган тўплам бирликларини ўз ичига қамраб олишига қараб статистик кузатиш ёппасига кузатиш ва қисман кузатишга ажратилади.

Ёппасига кузатиш — бу тўпламнинг ҳамма бирликлари ҳақида маълумот тўплаш.

Ёппасига кузатишда тўплам барча бирликлари ҳақидаги зарурий маълумотлар тўпланади. Статистик ҳисобот шу тарзда ташкил этилади. Уни барча ҳужалик юри-тувчи субъектлар тузади ва статистика таш-

килотларига тақдим этади. Аҳоли рўйхати, экин майдонларининг якуний ҳисоби, чорва рўйхатлари ҳам ёппасига кузатишга мисол бўла олади.

Қисман кузатиш —бу мавжуд катта тўпладан бир қисм бирликларни олиб, улар ҳақида маълумотлар тўплаш.

Ёппасига кузатиш, айниқса, аҳоли рўйхати ва бошқа рўйхатлар мамлакатнинг бир вақтда ҳудудларида барча қисқа муддатда амалга оширилади. Шунинг учун уларнинг дастури содда ва ихчам бўлиши керак, акс ҳолда кузатишлар кўп куч ва маблағларни талаб қилади.

Агарда бундай имконият яратилиши мумкин, деб фараз қилиб, ёппасига кузатишни кенг дастур билан амалга оширмоқчи бўлсак, у ҳолда қуйидаги иккита хавфли вазият туғилиши мумкинлигини назарда тутиш керак. Биринчидан, кузатишда иштирок этувчи ходимлар сони кўпайгани учун кузатиш натижаларига субъектив факторлар таъсир этиш хавфи зўраяди, демак, хатолар кўпайиши мумкин. Иккинчидан, энг муҳими кузатиш қисқа муддат давом этиши ва узоқ вақт оралиғида такрорланиши сабабли юқори малакали мутахассислар учун доимий ишсизлик ҳолатида бўлиш хавфи туғилади, чунки ўз ихтисосликларига оид иш билан қисқа вақт давомида банд бўлиб, бошқа жойлардан иш қидиришга мажбур бўладилар. Бундай кескин вазиятдан чиқиш учун икки йўл мавжуд: бири — кузатиш вақтини узайтириб жалб қилинадиган мутахассислар сонини камайтириш (оптималлаштириш) ёки иккинчиси кузатиш бирликлари сонини камайтириш, демак, кузатиш объекти қилиб умумий тўпламнинг бир бўлагини (қисмини) олиш.

Биринчи йўл кузатиш вақти узайиши натижасида тўпланган маълумотларнинг кундалик амалий аҳамияти пасайишига ёки умуман фойдаланиш учун кераксиз бўлиб қолишига олиб келиши мумкин. Шунинг учун фақат иккинчи йўлни танлаш, яъни кузатиш бирликлари сонини камайтириш асосий самарали ечим бўла олади. Шундай қилиб, айна кузатиш фазосини (мақсад ва вазифалари, мураккаб-лашган дастур, қисқа муддатда кузатишни ўтказиш ва ҳоказо) сақлаган ҳолда ёппасига кузатишни қисман кузатиш билан алмаштириш лозим.

Қисман кузатишда асосий услубий масала умумий тўплам бирликлари ичидан кузатиш учун бир қисмини тўғри олишдан иборат. Бу кичик тўплам шундай шакллантирилиши керакки, бутун умумий тўплам бирликлари орасидаги ўзаро муносабатлар юқори даражали аниқлик билан кузатиш учун олинган бирликларда ҳам ўз ифодасини топсин. Шундай шароитдагина қисман текшириш натижалари асосида умумий тўплам ҳақида фикр юритиш, хулоса чиқариш имконияти (эҳтимоли) туғилади. Статистикада қисман кузатишнинг қуйидаги турлари мавжуд:

- а) анкета (саволнома) орқали кузатиш;
- б) асосий массивни кузатиш;
- в) монографик тасвирлаш;
- г) танлама кузатиш.

Анкета орқали кузатиш — бу тўлдирилиши ихтиёри бўлган саволнома тузиб, кузатиувчи субъектларга тарқатиш йўли билан маълумотлар тўплаш.

Анкета орқали кузатиш керакли маълумотларни кам харажат қилиб олиш имкониятини яратса-да аммо уларнинг аниқлиги жавоб бераётган шахсларга боғлиқдир. Одатда анкеталарни биринчи навбатда шахсий манфаатдор бўлган кишилар тўлдиришини доимо эсда тутиш керак. Шу сабабли бу кузатиш тури иқтисодий статистикада кам ишлатилади. У купроқ социологик ва демографик текширишларда, жамоатчиликнинг у ёки бу масала ҳақидаги фикрини аниқлашда қўлланади.

Асосий массивни кузатиш — бу тўпلامда асосий ўринни эгаллаган бирликлар ҳақидагина маълумотлар тўплаш, қолганларини эса эътиборга олмаслик.

Қисман кузатиш турларидан яна бири **асосий массивни текшириш** деб аталади. Унинг хусусияти шундаки, кузатиш учун урганилаётган белгининг умумий ҳажмида энг салмоқли ўрин тутган тўпلامнинг асосий қисми ажратиб олинади, бошқалари эса кам салмоққа эга бўлганлиги сабабли текшириш натижалари уларга унчалик боғлиқ эмаслигини олдиндан билган ҳолда ташлаб юборилади. Ўзбекистон деҳқон бозори савдо статистикаси ана шу асосий массивни текшириш принципларида олиб борилади. Деҳқон бозорлари шаҳар ва шаҳар типидagi поселкаларда мавжуддир. Текшириш эса катта шаҳарлардаги асосий деҳқон бозорларида олиб борилади. Бу шаҳарларда республика шаҳар аҳолисининг ярмидан купи яшайди, деҳқон бозори савдоси айланишида улар асосий ўринни эгаллайди.

Монографик тасвирлаш — бу типик ҳодисаларни ҳар тарафлама таърифловчи маълумотларни тўплаш.

Монографик тасвирлаш ҳам қисман кузатиш турларидан ҳисобланади. Монографик тасвирлаш деганда типик ҳодисаларни ҳар тарафлама чуқур ва синчиқлаб ўрганиш тушунилади. У ёппасига кузатиш натижаларини бойитиш мақсадида ўтказилади. Монографик тасвирлаш барча тўпلام ҳақида фикр юритиш учун маълумот тўплашни қўзламайди ва шу билан қисман кузатишнинг бошқа турларидан фарқ қилади. Унинг маълумотлари айни текширилаётган ҳодиса, объектга тегишлидир. Монографик тасвирлаш купинча илғор тажрибани урганиш ва оммалаштиришда қўлланади.

Танлама кузатиш — бу бош тўпلامдан унинг ички боғланишларини тула акс эттирувчи қисмини танлаб олиб маълумот тўплаш.

Танлама кузатиш қисман кузатиш турлари ичида илмий асослангани бўлиб, энг яхши натижа беради. У гўғри ташкил

этилганда олинган маълумотлар умумий туплам ҳақида тўла-тўқис ва аниқ фикр юритиш имкониятини яратади. Танлама кузатиш деганда умумий бош тупламдан бир қисмини илмий асосланган, ваколатликни тўла таъминлаб берадиган усуллар ёрдамида танлаб олиб текшириш тушунилади. У статистика амалиётида жуда кенг қўлланади. Масалан, уй ҳўжаликлари бюджети танлама кузатиш орқали ўрганилади. Бозор шароитида танлама кузатишни қўллаш соҳалари беқиёс кўпаяди. Танлама кузатиш бош тупламнинг бир қисмини ўз ичига қамраб олса ҳам, барибир оммавий кузатишдир, чунки кузатиладиган объект етарли даражада кўп санокли бирликлардан ташкил топади. Унинг натижалари бирликларни тўғри танлашга боғлиқдир. Бундай танлаш тўғри бўлиши учун асосий талаб бирликларини танлаш жараёнида ҳеч қандай бичиб туқишларга йўл қўймаслик текширувчининг субъектив фикрларидан танлаш бутунлай четда бўлишини таъминлашдир. Шунинг учун танлаш жараёнини механизациялаштириш субъектив сохта фикрлар таъсиридан қўтилишнинг энг тўғри йўли ҳисобланади.

Текшириладиган бирликларни бош тупламдан танлашни соф механик усулда ёки қуръа ташлаш йўли билан амалга ошириш мумкин. Биринчи ҳолда, бирликларнинг тасодифий тақсимотини таъминлайдиган тартибда уларнинг рўйхати тузилади, кейин маълум ораликда оралатиб айрим бирликлар сайлаб олинади. Натижада танлаш жараёни тасодифий соф ўйин таъсири остида бўлади. Демак, тасодифан танланадиган бирликлар катта сонлар қонунига биноан бутун туплам тузилишига мосликда, пропорционалликда тақсимланиш эҳтимолга эга бўлади. Шундай қилиб, бирликларни танлаш эҳтимолларни ҳисоблашдаги асосий шартларни тўла таъминлаш йўли билан амалга ошириш керак: биринчи шарт — тупламнинг барча бирликлари тенг танланиш имкониятига (эҳтимолига) эга бўлиши керак ва шу билан бирга бир бирликни сайлаш бошқа бирлик олинишига таъсир қилмаслиги лозим. Иккинчи муҳим шарт — танлаб олинган бирликлар сони етарли даражада кўп бўлиши керак.

Статистик кузатиш жараёнида бошланғич маълумотларни олиш турли усуллар ёрдамида амалга оширилади.

Шунга асосан статистик кузатиш тўрт турга бўлинади:

1. Бевоcита кузатиш — бу усулнинг характерли томони шундаки, текширишни амалга ошираётган ташкилотнинг вакили кузатишда бевоcита қатнашади. У кузатилаётган нарсаларни бирма-бир қўриб, санаб, тартиб ва ўлчаб олган натижаларни кузатиш варақасига ёзади. Масалан, чорва рўйхати ўтказилгандан сўнг унинг натижаларини текшириш мақсадида ҳўжаликларнинг бир қисмида қайтадан рўйхат ўтказилади. Бу назорат юритишларда ҳўжаликлардаги барча моллар бирма-бир саналади, кейин эса варақага ёзилади; юк вагонлари рўйхатини ўтказаётганда ҳар бир вагонни махсус ажратилган шахслар текшириб кейин уни рўйхатга олади.

2. Ҳужжатли кузатиш — зарур бўлган маълумотлар, ҳар хил ҳужжатлардан олинади. Бу усул кўпинча ҳисобот усул деб юритилади.

Чунки барча корхона, муассаса ва ташкилотлар статистик ҳисоботларни бошланғич ҳисобга асосланиб тузадилар.

3. Савол-жавоб йўли билан кузатиш — кузатилаётган шахсларга саволлар берилиб, олинган жавоблар асосида кузатиш варақалари тўлдирилади. Бу ҳолда ҳеч қандай ҳужжат талаб қилинмайди. Бу усулнинг ўзи иккига бўлинади:

1. Оғзаки усул (экспедицион).
2. Ўз-ўзини регистрация қилиш усули.

Оғзаки усулда махсус тайёрланган кишилар (рўйхатга олувчи, ҳисобчи) кузатилаётган шахсларга кузатиш варақасидаги саволларни бериб, олган жавобларни варақага ёзадилар. Масалан, 1989 йилда ўтказилган аҳоли рўйхатида шу усул қўлланган. Ўз-ўзини регистрация қилиш усулида статистика ташкилотларининг вакиллари кузатиш варақаларини кузатилаётган шахсларга тарқатадилар ва маълум вақтдан сунг тўлдирилган варақаларни йиғиштириб оладилар. Варақаларни тўлдираётган шахсларга текшириш моҳиятини тушунтириш ва ёзилган маълумотларни ҳар тарафлама текшириш вакилларнинг бурчи ҳисобланади. Бу усул уй ҳужаликлар бюджетини текширишда, айрим рўйхатларни (масалан 1961 йилдаги мактаблар рўйхати) ўтказишда қўлланади;

4. Респондентлар ёрдамида кузатиш усули зарур маълумотлар статистика бошқармаларига ихтиёрий ёки ёлланма муҳбирлар томонидан юбориб турилади (ҳар бир корхона, туман, шаҳарларда ўз хоҳиши билан шу иш билан шуғулланувчи кишилар керакли маълумотларни статистика бошқармаларига юбориб турадилар). Бу усул 1929 йилгача қишлоқ ҳужалиги статистикасида кенг қўлланган. Ҳозирги кунда истемол баҳолари статистикасида ишлатилади. Юқорида қайд қилинган статистик кузатиш усулларидан энг мукаммали оғзаки (экспедицион) усулдир. Гарчи у бошқа усулларга нисбатан кўп харажатларни ва кўп миқдордаги рўйхатга олувчиларни талаб қилса-да, лекин аниқ маълумотларни олиш имкониятини яратгани учун амалда кенг қўлланади. Албатта у ёки бу усулни қўллаш кузатилаётган объектнинг характериға (масалан, юридик жонсиз нарсалар кузатилаётган бўлса, оғзаки усулни қўллаш тўғри келмайди), кузатиш мақсади ва вазибаларига, ажратилган молиявий ресурслар ва кадрлар сонига боғлиқ.

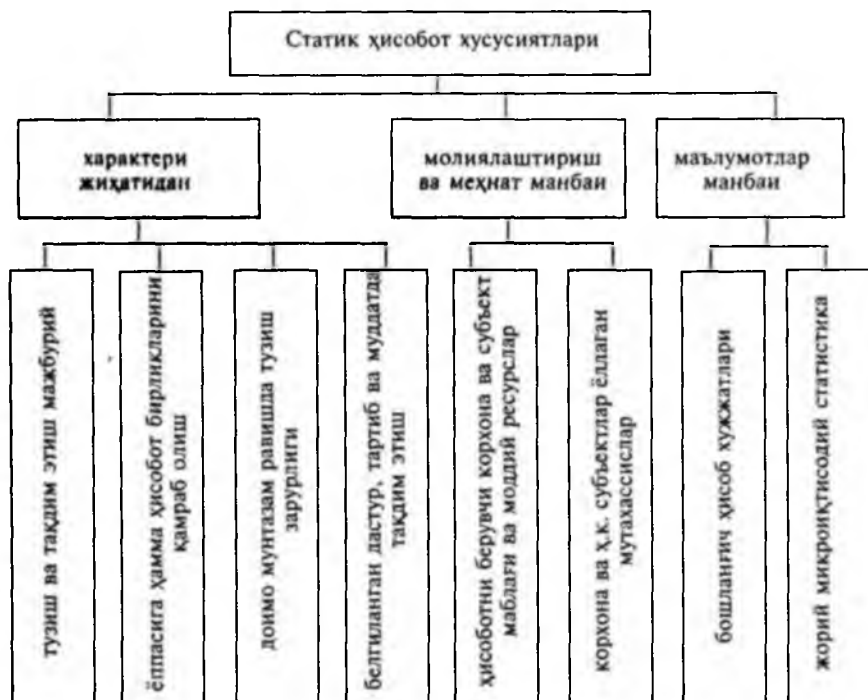
2.5. Ҳисобот, махсус ташкил этиладиган кузатиш, бизнес текширишлар ва рўйхатлар

Ҳисобот — корхона ва ташкилотлар фаолияти ҳақидаги маълумотларни мунтазам равишда белгиланган тартибда ва вақтида олишни таъминловчи кузатиш туридир

Ҳисобот корхона ва ташкилотлар фаолияти ҳақидаги маълумотларни узлуксиз, белгилаб қўйилган тартибда ва вақтда тўплашнинг муҳим йўли (шакли)дир. “Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистикаси ҳақида”ги қонунга мувофиқ республика ҳудудида жойлашган ва юридик шахс мақомига эга бўлган барча корхоналар ва таш-

килотлар, уларнинг мулкӣй ва ташкилий-ҳуқуқӣй шаклидан қатъий назар, ўз фаолияти ҳақида аниқ ва тўла маълумотларни белгиланган дастурда, тартибда ва муддатда тегишли давлат статистика ташкилотларига тақдим этишга мажбурдир. Статистик кузатиш тури сифатида ҳисобот бир қатор ўзига хос хусусиятлар билан ажралиб туради. Асосий хусусиятлар қуйидагилардан иборат (2.13- тарх).

Ҳисоботларни Ўзбекистон Республикаси ҳудудидаги барча (ёки белгилаб қўйилган) юридик шахс сифатида ҳўжалик юритувчи субъектлар мажбурий тарзда, мунтазам равишда, белгиланган тартиб, дастур ва муддатда ўз молиявий, моддий ва тегишли ресурслар ҳисобига тузишлари ва тегишли жойлардаги давлат статистика ташкилотларига тақдим этишлари лозим. Ҳисобот маълумотлари бошланғич ҳисоб ҳужжатларига ва жорий микростатистикага мос бўлиши керак. Уларнинг аниқлиги ва тўлаллиги учун корхона бошлиқлари шахсан жавобгардир. Статистика ташкилотлари ҳисобот маълумотларининг “тижорат сирини ” қуриқлашга қаратилган барча чора ва тадбирларни амалга оширишлари зарур. Бу уларнинг муҳим бурчи сифатида “Давлат статистикаси ҳақидаги ” Қонунда белгилаб қўйилган.



2.13-тарх. Статистик ҳисобот хусусиятлари

Ҳисобот шакллари, уларнинг дастури, тузиш-тақдим этиш тартиби ва муддатини республика Статистика қўмитаси тегишли тармоқ вазирликлари ва идоралари иштирокида ишлаб чиқади ва тасдиқлайди. Улар "Давлат статистик ҳисобот шакллари табели" деган ҳужжатда қайд қилинади. Шу билан бирга айрим вазирлик ва идоралар, масалан, Марказий банк, Соғлиқни сақлаш вазирлиги, Молия вазирлиги, Давлат божхона қўмитаси ва ҳ.к. умумий идоравий ҳисоботларни тузиб давлат статистика қўмитасига тақдим этади. Улар ўзларининг таъсарруфидаги ташкилотлар учун Республика Давлат Статистика қўмитаси билан келишган ҳолда махсус ҳисобот шакллари-ни тузиб ҳаракатга киритадилар. Улар идора статистика ҳисоботлари деб юритилади. Давлат статистика қўмитаси бундай ҳисоботлар устидан қатъий назорат олиб боради, уларни камайтириш чораларини куради. Давлат статистик ҳисобот шакллари-ни тузиш ва ташкил этиш тартиби ҳисобот интизоми деб юритилади. Унга ҳамма корхоналар, ташкилот ва идоралар риоя қилишлари керак. "Давлат статистикаси ҳақидаги" Қонун ва "Давлат ҳисоботларини тақдим этиш тартибини бузиш учун жавобгарлик ҳақида"ги Қонунга мувофиқ Давлат статистика қўмитаси ҳисобот интизомини ашаддий бузувчи субъектларни маъмурий ва молиявий жазога тортиш ҳуқуқига эга. Ҳисоботни тақдим этиш тартибини бузган ва унда нотўғри маълумотлар келтирган корхона ва ташкилот раҳбарлари, мулк ва ташкилий-ҳуқуқий шакллари-дан қатъий назар, дастлаб огоҳлантирилади ёки уч қаррадан саккиз қаррагача миқдорда минимал ойлик иш ҳақи миқдоридан жаримага тортилиши мумкин. Йил давомида бундай хатти-ҳаракатлар такрорланган ҳолда уларга саккиз қаррадан ун беш қаррагача минимал ойлик иш ҳақи миқдоридан жарима солинади. Давлат статистика ҳисоботини тақдим этиш муддатини бузиш деганда белгиланган вақтдан бир кунга кечикиш, бир кундан ортиқ вақтга кечикиш эса ҳисоботни топширмаслик деб қаралади. Ҳисобот маълумотларини бузиш деганда даромадларни яшириш мақсадида ёки бошқа гаразли ният билан давлат статистикасига нотўғри маълумотларни келтириш ҳамда ҳисоботни тузиш ҳақидаги амал қилаётган йуриқномалар ва услубий курсатмаларни бузиш натижасида хатоларга йул қуйиш тушунилади.

Ҳисобот давлат бошқарув ташкилотлари учун зарур ахборотларни беради. Улар саноат ишлаб чиқариш ҳажми ва бошқа иқтисодиёт тармоқларида яратилган маҳсулотлар ўзгаришини кузатиш, мамлакат ва минтақаларни ҳар тарафлама ривожланиш даражасини баҳолаш, турли мулк шакллари орасидаги ўзаро муносабатларни тармоқлар, минтақалар ва бутун мамлакат миқёсида ўрганиш, давлат ва нодавлат корхона ва ташкилотлар фаолияти самарадорлигини қиёсий баҳолаш имконини беради.

Ҳисобот ва унинг шакллари мазмунан дастурий жиҳатдан барқарор бўлиши катта аҳамиятга эга. Фақат шундай шароитдагина узоқ даврлар учун динамика қаторларини тузиш, демак, улардаги асрий тенденцияларни аниқлаш, конъюктура ва мавсумий тебранишларни таҳлил қилиш, ривожланиш истиқболларини белгилаш имконияти

таъминланади. Ҳисобот мазмуни, яъни унинг шакллари ва курсаткичлари, тузиш тартиблари вақт-вақти билан ўзгариши мумкин, аммо ҳар бир ўзгаришни киритишдан олдин, у дарҳақиқат зарурмикин деган саволга ижобий жавоб ҳар тарафлама асосланиши керак. Маълумки, ҳисобот маълумотларини корхоналарнинг молия ва бухгалтерия бўлимларида ишловчи минглаб, ун минглаб ходимлар тайёрлайди, улар учун ҳар бир ўзгартириш қўшимча иш бўлиб, асосий вазифалардан четланиш ҳисобланади. Бундай шароитда аниқ маълумотлар олиш эҳтимоли пасайиши мумкин.

Шундай қилиб, ҳисобот барқарор бўлиши — аниқ статистик ахборотлар олиш шартларидан биридир.

Ҳисобот шакллариининг мазмуний қисмига оид масалалар (объект, кўрсаткичлар, ҳисобот даври ва ҳоказолар) Ўзбекистон Республикасида халқаро амалиётда қабул қилинган ҳисоб ва статистика тизимига ўтиш Давлат Дастурига асосан ва мамлакатимизда иқтисодий ислохотларни жадаллаштириш ҳозирги кун талабларидан келиб чиқиб ечилади. Кичик ва ўрта бизнесни ривожлантириш зарурияти бундай корхоналар фаолияти устидан кузатишни такомиллаштиришни тақазо этади. Ҳозирги вақтда улар учун махсус чораклик ва йиллик ҳисоботларни тузиш ва тақдим этиш тартиби урнатилган. Давлат статистика қўмитаси тизими ҳисобот маълумотларини иқтисодиёт тармоқлари, мулк ва ташкилий-ҳуқуқий шакллари бўйича мамлакат ва минтақалар миқёсида умумлаштиради ва таҳлил қилади.

Худди шунингдек, корхона ва ташкилотларни хусусийлаштириш ва давлат тасарруфидан чиқариш миллий иқтисодиётни тараққий эттириш учун чет эл капиталини жалб қилиш ва қўшма корхоналарни ривожлантириш жараёнларини кузатиш ва таҳлил қилиш мақсадида махсус ҳисобот формалари жорий этилган. Уларни юридик шахс мақомига эга булган барча ҳужалик юритучи субъектлар тузиб статистика ташкилотларига тақдим этади.

Ҳар бир ҳисобот шакли асосий ва манзилгоҳ қисмлардан иборат. Асосий қисм ҳисобот мазмунини белгилайди, унда урганилаётган ҳодиса, объект турлари ва таркибий унсурлари бўйича қуйидаги маълумотлар киритилади:

— жорий даврда ва йил бошидан ҳисоблаб, ҳақиқатда эришилган кўрсаткичлар;

— жорий давр истиқболини баҳолашда кузланган курсаткичлар;

— ўтган давр ҳақиқий кўрсаткичлари;

— ўлчов бирликлари;

Манзилгоҳ қисми қуйидаги танитув белгиларини ўз ичига олади:

— ҳисобот номи ва коди (шифри);

— тасдиқланган вақти;

— статистика ва юқори ташкилотга тақдим этиш муддати;

— ҳисобот даври;

— тузувчи субъект (корхона ва ҳоказо) манзилгоҳи;

— корхона бўйсунадиган юқори ташкилот ба идора, вазирлик номи;

— ташкилий ҳуқуқий шакли;

— турли таснифлагичлардаги гуруҳга мансублигини англатувчи кодлар;

— корхона ва ташкилот раҳбарларининг имзоси ва муҳр босилган вақт.

Статистик ҳисобот шакллари характери ва мазмуни, ҳисобот даври, юбориш усули, умумлаштириш даражасига қараб қуйидаги турларга бўлинади (2.10-тарх):



2.14-тарх. Давлат статистика ҳисоботи турлари

Барча иқтисодиёт тармоқларига тегишли ҳисобот шакллари умумтилли (намунавий) ҳисобот деб аталади. Уларни барча корхоналар ва ташкилотлар тузади. Масалан, фаолиятнинг молиявий натижалари ҳақидаги, ишлаб чиқариш (ёки муомала) харажатлари ҳақидаги ҳисоботлар. Иқтисослашган ҳисобот деб иқтисослашиш соҳасига тегишли курсаткичлар келтириладиган ҳисобот шакллари юритилади. Масалан, суғорма далачилик ҳақидаги ҳисобот, олтин қазиб олиш ҳақидаги ҳисобот, кичик корхона ва микрофирмлар ҳақидаги ҳисобот шакллари.

Жорий ҳисобот бозор конюктураси ва мавсумий тебранишларни ўрганиш, кундалик бошқаришга зарур маълумотларни тўплаш мақсадида хизмат қилади. Бундай маълумотлар жорий статистика деб ҳам юритилади. Жорий ҳисобот кундалик, беш ва ўн кунлик, ойлик, чораклик ва ярим йиллик бўлиши мумкин. Ҳисобот даври қанча қисқа бўлса, шунча оз маълумот унинг шаклида келтирилади. Масалан, олтин олиш ҳақидаги бир кунлик ҳисобот, газ олиш ҳақидаги ўн кунлик ҳисобот, қишлоқ хужалик ишларини бажариш ҳақидаги ярим йиллик ҳисобот, маҳсулот ишлаб чиқариш ҳақидаги ойлик, меҳнат ҳақидаги чораклик ҳисоботлар.

Корхона ва ташкилотларнинг бир йиллик фаолияти ҳақидаги маълумотлар йиллик ҳисоботда берилади. Бундай ҳисоботлар ўнлаб ҳисобот шакллари ва юзлаб кўрсаткичларни ўз ичига олади. Бозор иқтисодиёти шароитида қисқа муддатли ҳисоботлар кам қўлланилади. Уларни фақат давлат тасарруфи ёки назорати остидаги корхона ва ташкилотлар тузади. Барча мулк шаклларидаги ҳужалик юритувчи субъектлар учун асосий ҳисобот бўлиб йиллик ва чорак йиллик ҳамда қисман ойлик ҳисоботлар хизмат қилади.

Юбориш йўлига қараб ҳисобот телеграф, электрон почта ва почта ҳисоботларига булинади. Телаграф орқали юбориладиган ҳисобот бир неча кўрсаткичлардан иборат. Электрон почта ҳисоботи ЭХМ ёрдамида тўпланadi. Почта орқали юбориладиган ҳисоботлар куп кўрсаткичларни ўз ичига олади. Ҳозирги кунда электрон почта ҳисоботи порлоқ истиқболга эга.

Давлат статистика қўмитасининг муҳим функцияси ҳисобот бирликлари доирасини аниқлашдан иборат. Шу мақсадда мамлакат ҳудудидаги ҳамма корхоналар, ташкилотлар ва уюшмалар мулк шаклидан қатъий назар, ҳамда тадбиркорлик фаолияти билан шуғулланувчи шахслар статистика қўмитасига идентификациялаш кодларини бериш учун, умумреспублика техника-иқтисодий ахборот таснифлагичи асосида таснифлаш белгиларини аниқлаш учун ҳамда корхоналар ва ташкилотлар ягона Давлат регистрига(КТЯДР) киритиш учун таъсис этиш ҳужжатларини тақдим этадилар.

Корхоналар, ташкилотлар, муассасалар, уюшмалар янгича шаклда қайта ташкил этилаётганда ёки уз фаолиятини тўхтатганда статистика ташкилотига йиллик ҳисоботни ишлаган даври (йил бошидан то ёпилишгача ўтган давр) учун тақдим этади ва шу билан бирга КТЯДРга ўзгартиш киритиш учун тегишли ҳужжатларни топширади.

Бозор иқтисодиёти шароитида ҳисоботлар ёрдамида статистик кузатишни ташкил этиш имконияти тор доира билан чегараланган. Бу йул билан ҳужалик юритувчи субъектлар фаолиятининг умумий натижалари, улар тасарруфидаги иқтисодий активлар ва пасивлар, меҳнат ресурслари ҳамда улардан фойдаланиш жараёни ҳақидаги умумий, асосан пулда ифодаланган маълумотлар тўпланadi. Аммо, бундан ташқари яна купдан куп иқтисодий ва ижтимоий ҳодисалар ва жараёнлар мавжудки, улар ҳақидаги маълумотларни муттасил ҳисоботлар олиш йули билан туплаб бўлмайдди. Масалан, аҳоли сони ва туғилиши, бозор баҳолари, ишсизлик, миллий валюта инқироzi, уй ҳужаликлари бюджети, у ёки бу масала ҳақида жамоатчилик фикри, тадбиркорлик фаолиятининг тараққиёт йулида кундаланг бўлиб ётган тусиқлар ва уларни йуқотиш ҳақидаги тадбиркорлар фикри, бизнес фаолиятини зўрайтириш борасидаги истаклар, иқтисодий фаоллик истиқболини таъминлаш ниятида амалга ошириш учун мулжалланган тадбирлар ва ҳоказолар тўғрисида ахборот тўплаш учун статистик ҳисоботни йўлга қўйишга интилиш бемаъни ҳаракат бўлар эди. Бунинг учун махсус статистик текширишлар ташкил этиш зарур.

Урганилаётган ҳодисалар, жараёнлар моҳияти ва кузатиш характериға қараб улар уч турда бўлиши мумкин: руйхатлар, жорий махсус статистик текширишлар ва бизнес текширишлар.

Жорий махсус текширишлар — бу махсус респондентларни ёллаб ҳодисалар ҳақида бошланғич маълумотларни мунтазам ёки вақтма-вақт қайд қилиш йўли билан тўплаш жараёнидир.

Жорий махсус статистик текширишлар деганда статистик ташкилотлар томонидан махсус респондентларни ёллаб ўрганилаётган ҳодиса, жараён ҳақидаги бошланғич маълумотларни мунтазам ёки вақти-вақти билан қайд қилиб тўплаш тушунилади. Бундай кузатишга уй ҳужаликлари бюджети статистикаси, истеъмол баҳолари статистикаси, уюшмаган савдо статистикаси, деҳқон ҳужалиги (фермер ҳужалиги билан ара-

лаштириб юборманг!) статистикаси ва ҳ.к. мисол бўлиши мумкин. Масалан, аҳоли бюджети статистикасида махсус уй ҳужаликлари танлаб олиниб, улар қисман ҳақ олиш эвазига уз розилиги билан йил давомида даромадлари ва харажатлари ҳақидаги маълумотларни махсус дафтарда ёзиб борадилар. Ҳар ойда бир марта маҳаллий статистика ташкилотларининг масъул ходими уларни текшириб қабул қилади. Сўнгра тўпланган маълумотлар туман, вилоят ва республика миқёсида умумлаштирилади. Ёки истеъмол баҳолари статистикасини олсак, махсус ёлланган респондентлар барча савдо шахобчалари ва деҳқон, мол бозорларида, гузар ва кўчаларда ҳар ойнинг белгиланган кунида (одатда 15-20 кунлар орасида) 300 маҳсулот ва хизматлар тури бўйича баҳоларни (тарифларни) махсус дафтарда қайд қилади, сўнгра маҳаллий статистика ташкилотининг масъул ходими уларни текшириб қабул қилади. Шундай тартибда тўпланган бошланғич маълумотларга асосланиб, шаҳар, вилоят ва республика миқёсида уртача бозор баҳолари ва умумий истеъмол баҳолари индекслари ҳисобланади. Мисоллардан кўриниб турибдики, жорий махсус кузатиш ҳисоботдан шу билан фарқ қиладики, бу ҳолда бошланғич маълумотлар биринчидан, махсус ёлланган респондентлар томонидан қайд қилинади, иккинчидан, уларни тўплаш харажатлари статистика ташкилотининг молиявий ресурслари ҳисобига қопланади.

Бизнес текширишлар — бу саволномалар ёрдамида иқтисодий ҳолатни таҳлил қилиш ва қисқа муддатли иқтисодий истиқболни белгилаш учун савол-жавоб йўли билан тадбиркорлардан маълумотлар тўплашдир.

Бизнес текширишлар бозор иқтисодиётига хос бўлган статистик кузатишдир. Уларнинг асосий мақсади тадбиркорларнинг иқтисодий фаолиятини ўрганишдан иборат. Жорий махсус текширишлардан фарқли улароқ, бизнес текширишлар тадбиркорлардан интервью олиш, олдин тайёрланган саволларга ёзма ёки оғзаки жавобларни махсус саволномаларда қайд қилишга асосланади. Уларнинг узига хос хусусияти шундаки, саволномалар комплекс характерга эга бўлиб, узаро боғланган бир-

бирини тўлдирувчи саволлардан, уларнинг маълум масалага оид мажмуаларидан ташкил топади, натижада иқтисодий фаолликни ҳар

тарафлама ёритиш имконини беради. Бизнес текширишлар бозор иқтисодиёти ривожланган мамлакатларда ярим асрдан бери амалга оширилмоқда. Уларни ташкил этиш услубияти ишлаб чиқилган, маълумотлардан фойдаланиш соҳалари ҳам аниқланган. Ҳозирги кунда бундай текширишлар 50 дан ортиқ мамлакатларда қўлланилади. Европада 1960 йилда махсус уюшма - иқтисодий тенденцияларни урганиш бўйича Халқаро Текширишлар Маркази (ИТҲХТ) ташкил этилган.

Бу ташкилот янги муҳим бизнес текширишлар ва улардан фойдаланиш масалаларига бағишланган халқаро конференциялар (ҳар икки йилда) ташкил этади. Уларда юздан ортиқ миллий ташкилотлар вакиллари иштирок этиб, ўз тажрибалари билан фикр алмашадилар ҳамда бизнес-текширишларни такомиллаштириш ва янги соҳаларда қўллаш ҳақида илмий амалий тавсиялар яратадилар.

Бизнес текширишлар иқтисодиёт тармоқларида ёки иқтисодий соҳаларда ҳақиқий эришилган даражани таърифловчи курсаткичлар олишни қўзламайди, балки улар ҳозирги умумий иқтисодий ҳолатни ва қисқа муддат ичида қандай ўзгаришлар бўлиши мумкинлигини баҳоловчи иқтисодий курсаткичлар ва динамик қаторлар тузиш учун асос яратади. Бунинг учун саволнома илмий асосда тузилиши, иқтисодий жараён (цикл) бошланиши арафасидаги ҳолат, унга тайёргарчилик даражасини ифодаловчи белгилар билан бирга жараён давомида ижобий ва салбий таъсир этувчи омиллар ҳақида маълумотлар олишни таъминловчи саволларни ўз ичига олиши керак. Шу билан бир қаторда саволнома амалий жиҳатдан фойдаланиш учун қулай бўлиши шарт. Респондентлар (корхона менежерлари) саволларга қийналмасдан, тезлик билан жавоб қилиш имкониятига эга бўлсалар, текшириш ҳам, унинг яқунларини чиқариш ҳам тез суратларда амалга ошади. Бунинг учун саволнома асосан сифат белгилардан ташкил топиши, миқдорий белгилар эса суз билан, масалан “кўп, оз, уртача” шаклда жавоб қилишни қўзлаши керак. Ҳар бир саволга муқобил жавоб “ҳа ёки йўқ” ёки 3-5 жавоблардан бирини белгилаш варақада таклиф қилинса, текширишни утқақиш осонлашади ва тезлашади. Бевосита кузатиладиган бирликлар тўпламини шакллантириш масаласига келсак, кўп босқичли тасодифий танлаш усулига таяниш маъқул, чунки бу ҳолда бош тўплам ҳақида (бутун иқтисодиёт ва унинг тармоғи) репрезентатив маълумотлар олиш учун шарт вужудга келади, демак, иқтисодий таҳлил ва қисқа муддатли иқтисодий истиқболни баҳолаш натижалари ишончли бўлади.

Жорий махсус текширишлар ва бизнес текширишлар маълум масалаларни урганишда қўлланади. Бундан ташқари, рўйхатлар ҳам статистик кузатишнинг муҳим ташкилий йули сифатида қўлланиш соҳаларига эга.

Турмушимизда, ижтимоий ҳаётимизда шундай ҳодисалар содир бўладики, улар нисбатан барқарорликка эга бўлиб, узоқ вақт давомида аста-секин ўзгарадилар. Шунинг учун уларнинг ҳолатини доимо қайд қилиш учун ҳеч қандай зарурият бўлмайди.

Рўйхат — бу барқарорроқ ҳодисаларнинг кескин фурсатда мавжуд ҳолати ҳақидаги маълумотларни ёппасига кузатиш йули билан вақтма-вақт тўплаш жараёни.

Аста-секин бўладиган узгаришлар жамғарилиб, узоқ вақт утганидан сўнг бундай ҳодисаларни янги ҳолатда гавдаланишига сабаб бўлади. Натижада уларнинг маълум кескин фурсат ҳолатидаги қиёфасини суратга олиш эҳтиёжи туғилади. Бундай кузатишга ҳодисаларни рўйхатга олиш ёрдамида эришилади. Нисбатан барқарорлик ҳолатига эга бўлган ҳодисаларга мисол қилиб

аҳоли сони ва тузилиши, ер майдонининг қишлоқ хўжалиги учун яроқлигига қараб тақсимланиши, корхоналарни ишлаб чиқариш турлари буйича тақсимланишини кўрсатиш мумкин.

Рўйхатлар мувоффақиятли бўлишини қуйидаги талаблар таъминлайди:

- 1) рўйхат қисқа муддатда ўтиши;
- 2) рўйхат бир вақтнинг ўзида бутун мамлакат ҳудудида амалга ошиши;
- 3) рўйхатга олиш вақти кузатилаётган ҳодисанинг энг кам тебранишга эга бўлган ҳолатига тенглаштирилиши;
- 4) ҳар тенг вақт оралиғида рўйхатларни такоррлаб туриш;
- 5) янги рўйхатни ўтказаетганда олинадиган натижаларни таққосламалигини таъминлаш ниятида олдинги кузатиш тартибини сақлаб қолиш керак.

Биринчи учта талаб оммавий статистик кузатиш моҳиятидан келиб чиқади. Туртинчи—рўйхатларни тенг вақт оралиғида қайтариб туриш ҳақидаги талаб олинадиган маълумотларни таққослама бўлишини таъминлаш учун зарур. Бешинчи талабни амалга ошириш жуда оғир масаладир, чунки бу талабни қатъий тадбиқ қилиш кузатиш дастурини турғун, муқим бўлишига сўзсиз олиб келади. Аммо лекин ҳар қандай йирик статистик иш тажриба жамғаради ва янгилашиш, такомиллаштириш учун туртки беради. Статистика ривожланиши натижасида янги услубий ечимлар, янгича масалага янгича ёндашишлар вужудга келади. Шунинг учун рўйхат ташкилотчиси “сиз ҳам куймасин, кабоб ҳам куймасин” қабилда иш тутиб, маълумотларнинг таққосламалиги таъминланган ҳолда рўйхат услубиятни такомиллаш ишига олиб келувчи оптимал ечимни топиши ва қўллаши лозим.

Рўйхатдан фойдаланиш соҳалари кўп, аммо умумий ҳолда уларни қуйидаги учта гуруҳга бирлаштириш мумкин: а) аҳоли рўйхатлари; б) қишлоқ хўжалик рўйхатлари; в) саноат ва тижорат рўйхатлари.

Ушбу муҳим турлардан ташқари айрим масалаларга бағишланган рўйхатлар ҳам мавжуд (масалан, чорва рўйхати, асбоб-ускуналар рўйхати, уй-жойлар рўйхати ва ҳоказо) улар у ёки бу умумлашган синфнинг таркибий қисми ҳисобланади.

Аҳоли рўйхатлари давлатларнинг аҳоли сони ва тузилиши ҳақидаги маълумотларга нисбатан эҳтиёжларини қондириш воситаси сифатида пайдо бўлди. Шу мақсадда қадим замонлардаёқ турли мамлакат-

ларда аҳоли сонини ҳисоблаш ишлари олиб борилган. Масалан, Россияда бундай ҳисоблашлар аҳоли ревизиялари деб аталган ва биринчи ревизия Петр I буйруғи билан 1721 йилда амалга оширилган. Ҳаммаси бўлиб унта ревизия бажарилган ва охириги ревизия 1858 йил бўлган.

Овропа мамлакатлари орасида барча аҳолини қамраб олган биринчи рўйхатга олиш Францияда 1801 й. Б.Наполеон қарори билан ўтказилган. Аммо у маълумотларни туплаш умумий услубиятига эга бўлмаган, фақат жойлардаги ҳокимларга уларнинг обшчина(жамоа) ларида яшовчилар сони ҳақидаги маълумотларни етказиб бериш тўғрисида фармойиш бериш билан чегараланган. АҚШ да биринчи аҳоли рўйхати 1790 йилда Америка Конституциясига асосан, Англияда 1801 й., Нидерландияда 1829 й. амалга оширилган. Бутун мамлакат миқёсида биринчи бир кунлик аҳоли рўйхати статистиканинг отаси А.Кетлэ бошчилигида 1846 йил Бельгияда ўтказилган. Бу рўйхатни амалга ошириш учун биринчи марта асосий қоидалар ишлаб чиқилган ва улар амалда қўлланилган. А.Кетлэ ташаббуси билан аҳоли рўйхатларини барча мамлакатларда бир услубда олиб бориш ва натижаларининг таққосламалигини таъминлаш мақсадида халқаро статистик конгресслар ташкил этилган. Биринчи конгресс А.Кетлэ фаол иштирокида 1853 йил Брюсселда ўтган. Ҳаммаси бўлиб халқаро статистика институти ташкил бўлишидан (1887 й) бурун 35 йил давомида 10 халқаро конгресс чақирилган, уларда аҳоли рўйхатларининг халқаро услубий асослари ва стандартлари ишлаб чиқилган.

Ўзбекистон ва Туркистон ҳудудларида ҳам аҳоли рўйхатлари амалга оширилган. Масалан, 1812 йили Қўқон хони Олимхон Тошкент ҳокимлигини забт этиб, солиққа тортиш мақсадида шаҳар аҳолисини рўйхатга олиш ҳақида фармойиш берган. Афсуски, рўйхат қандай тартибда ўтганлиги ҳақида ҳеч қандай маълумот сақланиб қолмаган, аммо Бешёғоч даҳасида 800 хонадон бўлгани ва ҳисобга олингани тўғрисида маълумотга эгамиз. Россия Туркистонни зўрлик билан босиб олгандан сўнг, улка ҳарбий маъмурияти қошида Туркистон Статистика қўмитаси 1866 йилда тузилади, кейинчалик эса Тошкент, Самарқанд, Фарғона вилоят статистика қўмиталари барпо этилади. Улар ўлканинг йирик шаҳарларида бир кунлик аҳоли рўйхатларини амалга оширганлар. Масалан, Тошкентда биринчи бир кунлик рўйхат 1866 йилда ўтказилган бўлиб, фақат янги шаҳар қисмидаги аҳолини қамраб олган. Кейинчалик бундай шаҳар аҳоли рўйхатлари деярлик ҳар йили амалга оширилган.

Бир кунлик аҳоли рўйхатлари Самарқанд, Туркистон, Олма-Ота, Чимкент ва бошқа шаҳарларда ҳам ўтказилган. Бутун Туркистон, шу жумладан Ўзбекистон аҳолиси биринчи марта 1897 йил аҳоли рўйхатида ҳисобга олинган, кейин эса собиқ Иттифоқ даврида 1920 йилдан бошлаб 6 марта — 1920, 1926, 1939, 1959, 1979, 1989 йилларда аҳоли рўйхатга олинган. Охириги рўйхат 1989 йил амалга оширилган. Совет ҳокимияти қўлагандан сўнг, БМТ статистика бюросининг тавсиясига мувофиқ янги аҳоли рўйхатлари Россия Федерацияси ва

Украинада - 2002 йил, Белоруссия, Қозоғистон, Қирғизистон, Озорбойжонда - 1999 йил, Туркменистонда 1995 йил, Тожикистон ва Болтиқ бўйи республикаларида 2000 йил ўтказилди. Мамлакатимизда ҳам аҳоли рўйхатини ўтказиш учун тайёргарлик ишлари олиб борилмоқда.

Аҳоли сони ва тузилиши ҳақидаги маълумотларнинг мамлакатлараро таққосламалигини таъминлаш мақсадида рўйхатларни ўтказиш услубиятига оид халқаро стандарт тавсиялар ишлаб чиқилган. Авваломбор улар аҳолини рўйхатга олиш вақти, жойи ва категориясига тегишлидир. БМТ статистика бюроси томонидан аҳоли рўйхатларини ҳар 10 йилда, охириги рақами нолга яқин йилларда ўтказиш тавсия этилади.

Кескин фурсат қилиб белгиланган пайтда рўйхатга олиш жойида ҳақиқатда мавжуд бўлган доимий яшовчи ҳамма кишиларни ҳисоблаш халқаро стандартларда кузланади. Рўйхатга олиш одам истиқомат қиладиган хонадонларда (уйларда) бажарилади. Демак, кишилар яшайдиган уйлар, хонадонлар кузатиш жойидир, кузатиш бирлиги эса уйда кескин фурсатда ҳақиқатда бор бўлган ҳар бир киши ҳисобланади. Кузатиш дастурида жинси, туғилган куни, ёши, оилавий ҳолати, савод даражасидан ташқари фарзандлари сони, касб-ҳунари, фаолият тури, даромадлар манбаи, она тили ҳақидаги савол одатда кузланади. Бундан ташқари, айрим мамлакатларда фуқаролиги, урушда қатнашгани, руҳий ва жисмоний ҳолати, диний эътиқоди каби саволлар ҳам дастурда кузланади.

1989 йил аҳоли рўйхати мамлакатимизда асосий ва танлама дастурлар асосида оғзаки савол-жавоб йўли билан амалга оширилди. Асосий рўйхат варақасида 18 саволлар бўлиб, улардан 11 савол кишининг демографик ҳолатига, 7 савол эса уй-жой шароитига тегишли эди. Ҳамма аҳоли ушбу асосий рўйхат варақасини тўлдириш йўли билан рўйхатга олинди. Танлама рўйхат варақасида асосий саволлардан ташқари қўшимча 7 савол кузланиб, улардан 4 таси уй-жой шароитига ва 3 таси эса демографик ҳолатга тегишли эди. Аҳолининг ҳар тўрт кишисидан биттаси учун танлама рўйхат варақасини тўлдириш йўли билан 25% танлама аҳоли рўйхати амалга оширилди.

2.6. Статистик кузатиш хатолари ва уларни аниқлаш йўллари

Кузатиш хатолари—бу маълумотларни тўплаш жараёнига хос хатолардир

Ҳар қандай кузатиш, қанчалик яхши ташкил этилиб амалга оширилмасин, хатолардан холи бўлмайди. Маълумотларни тўплаш жараёнида йўл қўйилган хатолар кузатиш хатолари деб аталади. Жуда катта аниқликка эга бўлган ўлчов воситалари ёрдамида бажариладиган бир предметли кузатишларда ҳам хатолар бўлади. Бир предметли кузатиш назарияси ва у билан боғлиқ бўлган кузатиш хатолари таълимоти кузатиш билан шуғулланувчи фанлар орасида энг аниқ ҳисобланадиган астрономияда ҳар тарафлама чуқур

синчиклаб ишлаб чиқилган. Бу соҳадаги кузатиш хатолари икки тур-га бўлинади: а) мунтазам хатолар ва б) тасодифий хатолар.

Мунтазам хатолар уз навбатида икки хил бўлади: а) ўлчов хатолари ва б) хусусий хатолар, яъни кузатувчи шахс хатолари. Ўлчов хатолари кузатиш жараёнида фойдаланилаётган асбобларнинг зарур даражада мукамал эмаслигидан келиб чиқади. Кузатувчи шахс хатолари бевосита кузатувчининг шахсиятига, унинг шахсий ўқувларига боғлиқдир.

Мунтазам хатоларни олдиндан, кузатишни йулга қўйишдан бурун ҳисобга олиш мумкин, шунга мувофиқ бир предметли кузатиш натижаларига тузатишлар киритилади. Ўлчов хатолари кузатиш қайси асбоб ёрдамида амалга оширилган бўлса, уни текшириш натижаларига қараб тузатилади ва кузатиш натижасига аниқлик киритилади. Шундай тузатиш кузатувчи шахсга нисбатан ҳам амалга оширилади, бунинг учун шахсий ўқувни ҳисобга оладиган шахсий тенгламалар деб аталувчи тенгламалар тузилади.

Олдиндан ҳисобга олиш мумкин бўлмайдиган тасодифий хатолар бу номли хатолар қонунига бўйсунди. Аниқланганки, бир хил тўғрилик билан бажариладиган ўлчашлар сони кўп бўлганда, муайян тасодифий хатолар қуйидаги қонунларга бўйсунди:

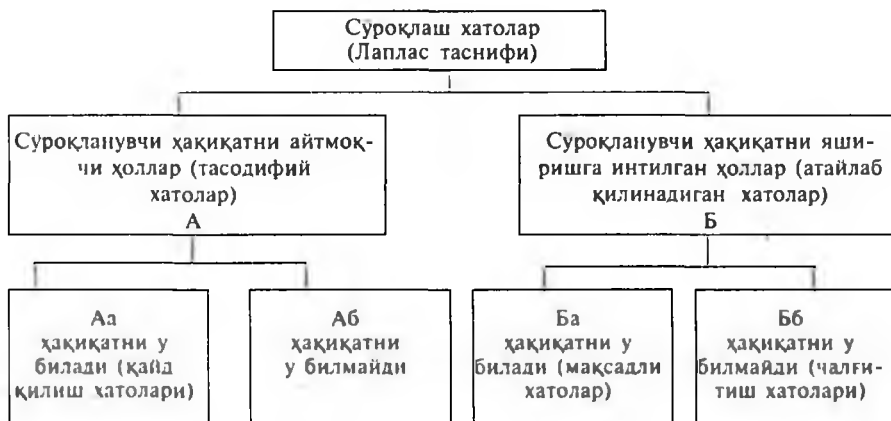
1) тасодифий хатолар - плюс ишорали кўпайиш томонга ва минус ишорали камайиш томонга йўналган ва умуман абсолют қийматда бир-бирига тенг бўлган хатолар бир хил тезликда (каррада) учрайди.;

2) абсолют қиймат жиҳатдан катта хатолар кам, онда-сонда учрайди. **Зикр этилган бир предметли кузатиш хатолари назариясининг қоидалари оммавий статистик хатолар соҳасига ҳам тадбиқ этилиши мумкин. Оммавий кузатишнинг ўлчов хатолари уни амалга ошираётганда қўлланаётган воситалар билан узвий алоқада вужудга келади.** Бундай восита бўлиб, маълумки кузатиш услуби ва биринчи навбатда унинг дастури келтирилган статистик формуляр ҳамда унинг йуриқномаси хизмат қилади. Ўлчов хатоларини йўқотиш учун фойдаланилаётган асбобларни текшириб созлаш зарур бўлганидек, кузатиш дастури ва услубини илгари амалий синовдан ўтган дастур ва усуллар билан таққослаб қиёсий ўрганиш ва статистик синов-тажриба ишларини, масалан, синов рўйхатини амалга ошириш йўли билан статистик кузатиш воситаларини такомиллаштиришга эришилади, демак, ўлчов хатолари бартараф қилинади.

Статистик кузатиш хусусий хатолари оммавий кузатувчининг хусусиятлари таъсири остида вужудга келади. Бу хусусиятлар икки таъсир этувчи кучларга узвий боғлиқдир: бири — айрим кузатувчига хос хислатлар, иккинчиси — улардан ҳосил бўлган омmanın тузилишидаги жиҳатлар. Айрим кузатувчи зиммасига юкланган вазифаларни бажариш учун унинг тайёрлик даражаси оммавий кузатишда шахсий тенгламанинг ечимини таъминлайди. Кузатувчилар оммасининг уюшқоқлиги эса кузатиш жараёнининг айрим босқичлари ва жойларида учрайдиган тартибсизликлар ва нуқсонлар натижасида пайдо бўладиган хатолардан сақланиш учун асосий гаровдир.

Ижтимоий ҳаёт ҳодисаларини ўрганишда статистик кузатишнинг энг муҳим хусусияти суроқлашга тортилаётган кузатиш объектининг фаоллиги ва ундан олинadиган маълумотлар асосий статистик материал ҳисобланишидир. Статистик кузатиш жараёнида пайдо бўладиган энг кўп ва миқдоран катта хатолар суроқлаш объектининг нотўғри маълумотлар беришга мойиллигидан келиб чиқади. Субъектларни суроқлаш оқибатида вужудга келадиган хатолар таснифини биринчи марта улуг француз математики хатолар назариясининг асосчиси П.Лаплас тузиб чиққан. Гарчи уз таснифлашида у суд жараёнида олинadиган гувоҳлик кўрсатишларидаги хатоларга таянган бўлса ҳам, ammo ундан статистик суроқлаш хатоларини таснифлашда ҳам фойдаланиш мумкин.

П.Лаплас гувоҳлик хатоларини қуйидаги турларга ажратади (2.15-тарх):



2-15-тарх. Суроқлаш хатолари (П.Лаплас таснифи)

Аа шаклидаги хатолар суроқланувчи шахс тасодифан нотўғри курсатмалар берганда вужудга келади. Масалан, гувоҳлик маълумотларни ёзишда ёки оғзаки баён этишда хатоларга йул қуйиш мумкин. Бундай хатолар қайд қилиш хатолари деб юритилади. Улар кузатиш натижалари учун хавфли эмас, кўп ҳодисаларни кузатаётганда, хатолар қонунига биноан, бир-бирини тузатадилар.

Қайд қилиш хатолари — бу ёзиш ва оғзаки тушунтириш жараёнларида адашиш натижаларидир.

Аб шаклидаги хатолар олдин бўлиб ўтган воқеаларни суроқланувчи шахс унитиши, у ҳақида иккиланиши натижасида вужудга келади. Масалан, аҳоли бюджети статистикасида қайд қилинган маълумотларни текшириш жараёнида уй бекасидан ойнанинг биринчи кунларида қанча тандир нон ёпгансиз ёки кунига қозонга қанча гушт солар эдингиз, деб сўралса, у воқеани унутганлиги учун нотўғри жавоб бериши мумкин. Бундай хатоларга ёши ҳақидаги саволга

ёшини бутунлаштириб жавоб қилиш ҳоллари ҳам мисол була олади. Умуман Аа ва Аб шакллардаги хатолар бехосдан қилингани, бегараз бўлгани учун уларни тасодифий хатолар деб юритилади. Улар хатолар қонунига бўйсунди ва шу сабабли текширишнинг пировард натижасига таъсир этмайди.

Тасодифий хатолар — бу бехосдан, бегараз қилинадиган ҳаракат натижаларидир.

Аммо энг катта ва тез-тез учрайдиган хатолар Ба гуруҳида кузатилади. Бу ҳолда сўроқланувчи шахс онгли равишда, қандайдир ният билан, бирор мақсадни кузлаб нотўғри маълумот беради. Бб типидagi хатолар ҳам шу тоифадаги нотўғри маълумот бериш ҳисобланади. Улар сўроқланувчи (кузатиловчи) шахсни ўзини билоғон қилиб кўрсатишга интилишидан келиб чиқиб, терговчини (кузатувчини) чалғитиб, текширишни берк кўчага бошлаш мақсади учун хизмат қилади. Аммо бундай хатоларни аниқлаш ва барта раф қилиш бирмунча осон бўлиб, кўп куч ва вақт талаб этмайди, чунки бошқа сўроқланувчи чалғитишга интилувчиларни тезда фош этади. Бб типидagi хатолар ижтимоий-иқтисодий ҳодисаларни кузатишда, жумладан бизнес текширишларда ва социологик текширишларда ҳам учраб туради. Масалан, тадбиркорлик фаолияти ҳақидаги маълумотларни текшириш ниятида хусуматли шахсларга саволлар билан мурожаат қилинса, улар билса-билмасалар нотўғри ахборот беришга ҳаракат қилади. Ба ва Бб шаклларидаги хатолар ҳар доим бир ёқлама характерга эга бўлади. Шунинг учун улар мунтазам хатолар деб юритилади.

Мунтазам хатолар - бу атайлаб бирор мақсадни кузлаб берилдиган нотўғри маълумотлардир.

Статистик ҳисоботларда ҳам турли хатолар учрайди. Уларни қуйидаги турларга ажратиш мумкин (2.16-тарх):



2.16-тарх. Статистик ҳисобот хатолари

Расмийлаштириш хатолари деганда ҳисоботларни тақдим этаётганда айрим манзилгоҳга оид маълумотларни тушириб қолдириш ёки тасодифан нотўғри ёзишлар билан бир қаторда уларни атайлаб нотўғри расмийлаштиришлар тушунилади.

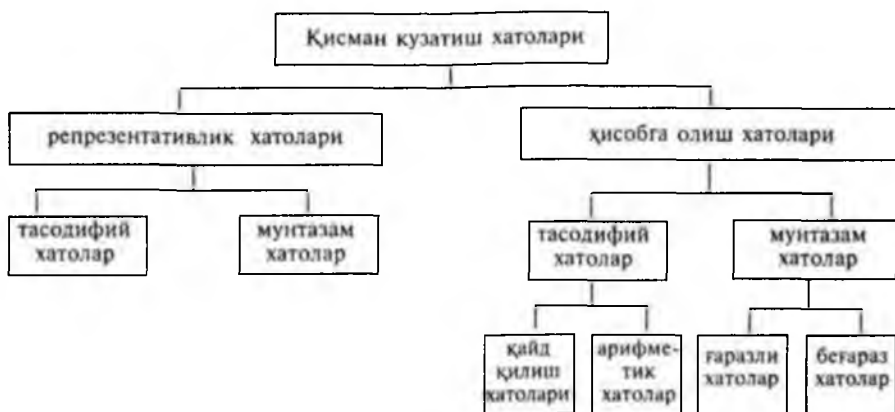
Бозор иқтисодиёти шароитида тижораг сирини таъминлаш мақсадида шундай хатти-ҳаракатлар ҳам учрайди. Маласан, корхона номи ва манзилгоҳи нотўғри кўрсатилади, жавобгарчиликдан бош тортиш мақсадида ҳисобот биринчи шахслар қўли ўрнига иккинчи шахслар қўли билан тасдиқланади.

Қушиб ёзиш деб ҳақиқий фаолият натижаларини яхшилаб кўрсатиш ниятида ҳисобот маълумотларига қушиб ёзишлар юритилади. Собиқ иттифоқ даврида корхона ва ташкилотлар ҳисоботида бундай қушиб ёзишлар тез-тез учраб турар эди. Бундан бевосита ҳисобот тақдим этувчи корхона ва ташкилот раҳбарларидан ташқари, юқори давлат бошқаруви ҳам манфаатдор эди, чунки уларнинг фаолияти ҳам ижобий баҳоланишга олиб келар эди. Бозор иқтисодиёти шароитида қушиб ёзишлар кам учрайди, одатда улар давлат тасарруфидаги корхоналарда ва бошқарув ташкилотларида айрим ҳолларда кузатилади. Бозор шароитида фаолият натижаларини камайтириб ҳисоботда акс эттириш, демак, ҳақиқатни яшириш ҳоллари тез-тез учрайди. Бундай хатти-ҳаракатлар солиқдан қочиш ва бошқа ғаразли мақсадларни кўзлайди.

Қушиб ёзиш ва ҳисоботдан яширишлар текшириш натижаларига ҳар доим салбий таъсир этади. Улар ҳисоботнинг мунтазам хатолари деб юритилади.

Ҳисоботнинг мазмуний қисмида тасодифий хатолар, жумладан қайд қилиш хатолари (масалан, катта қийматли маълумотларда рақам разрядларидан бири ёзилмай қолади ёки бутунлашда хатога йўл қўйилади) ва арифметик хатолар кузатилади.

Қисман кузатишларда қайд қилиш ва арифметик хатолардан ташқари яна уларга хос хатолар мавжуд (2.17-тарҳ).



2.17-тарҳ. Қисман кузатиш хатолари

Қисман кузатишларда воқеаларни ҳисобга олиш жараёнида қайд қилиш ва арифметик хатолар билан бир қаторда мунтазам хатолар ҳам учрайди. Улар ғаразли ва ғаразсиз бўлади. Ғаразли хатолар бирор мақсадни кўзлайди. Беғараз хатолар эса кузатиш услубини, айниқса дастурни ва йўриқномаларни умумий кўринишда мужмал баён этилишдан ва кузатувчиларни ишни осонлаштириш учун белгиланган тартибдан қисман четланишдан келиб чиқади. Шу билан бирга қисман кузатишларда хусусий хатолар мавжуд, улар репрезентативлик хатолари номи билан юритилади.

Репрезентативлик хатоси — бу бош ва танлама туплам умумлаштирувчи кўрсаткичлари орасидаги фарқдир.

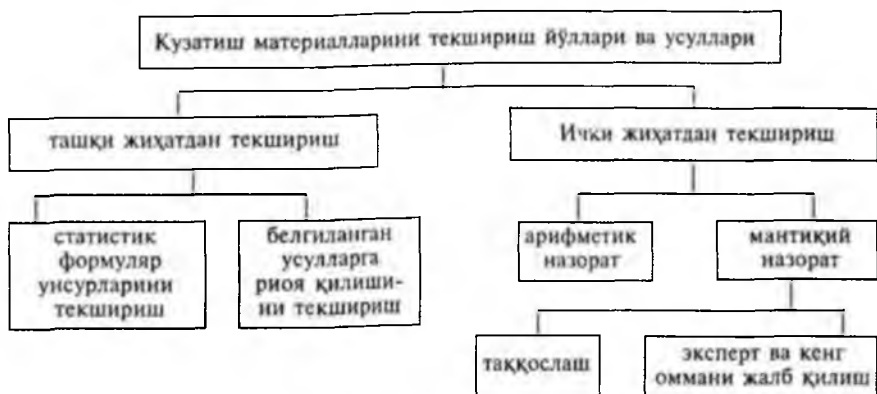
У ҳам тасодифий ва мунтазам характерга эга булиши мумкин. Тасодифий хато танлама кузатиш моҳиятидан келиб чиқади ва икки ёқлама йуналишга эга, хатолар қонунига буйсуниб кузатиш бирликлари қупайган сари у камайиб боради. Мунтазам хато одатда бир йуналишда, танлаб олиш қоидаларини қупол равишда бузиш натижасида юзага чиқади. Саволнома (анкета) ёрдамида кузатишда қупроқ мунтазам хатолар учрайди. Монографик тасвирлаш ва асосий массивни кузатишда асосан ҳисобга олиш хатолари кузатилади. Монографик тасвирлаш умумий туплам ҳақида фикр юритиш имконини бермайди. Асосий массивни кузатиш бош туплам нуқтаи назаридан доимо мунтазам хатога эга, чунки, унинг асосий массивдан бошқа қисми бутунлай инобатга олинмайди. Агарда масалага асосий массивни кузатишдан олинган умумлаштирувчи кўрсаткичларни бош тупламга тадбиқ этиш жиҳатдан ёндашсак, у ҳолда бундай репрезентативлик хатоси хато ҳисобланади, чунки репрезентативликни таъминлаш тадбир-чоралари кўрилмайди.

Статистик кузатиш материалларини қабул қилиш — бу кузатиш тугаганидан сўнг унинг материалларини ҳар тарафлама текшириш йўли билан хатоларини аниқлаш ва бартараф этиш жараёнидир.

Юқорида зикр этилган хатоларга йул қўймаслик ва уларнинг олдини олиш учун кузатиш бошланмасдан, то тамом бўлгунча қатор самарали тадбир-чораларни амалга ошириш лозим. Кузатиш бошланишидан олдин ва ўтказиш даврида қандай тадбир-чоралар кўрилиши ҳақида тегишли услубий, дастурий ва ташкилий масалаларни юқорида баён этаётганда батафсил сўз юритилган эди. Бу ерда кузатиш тугагандан сўнг унинг материалларини қайта ишлагунча қандай тадбир-чоралар ёрдамида кузатиш хатоларини аниқлаш ва бартараф этиш мумкинлигини қисқача ёритамиз.

Бу босқичда йул қўйилган хатоларни аниқлаш ва бартараф этиш мақсадида амалга ошириладиган назорат ишлари статистик кузатиш

материалларини қабул қилиш деб аталади. Бу жараёнда қуйидаги текшириш йўллари ва усуллари қўлланади (2.18-тарҳ)



2.18-тарҳ. Кузатиш материалларини текшириш йўллари ва усуллари

Кузатиш материалларини қабул қилиш жараёнида дастлаб кузатиш ҳужжатлари (формуляр) ва ундаги маълумотлар ташқи томондан текширилади. Бу ерда кузатувчи субъектларнинг танитувчи белгилари тулалиги, ҳужжатларни расмийлаштириш тўғри амалга оширилгани аниқланади. Бундан ташқари, кузатиш воситалари ва услублари йуриқномаларда баён этилган талаблар, миллий ва халқаро стандартларга қанчалик риоя этилгани текширилади. Масалан, инструктор-текширувчи¹ аҳоли руйхати материалларини қабул қилаётганда аввало руйхат варақалари қандай расмийлаштирилгани, ундаги реквизитларга (унсурларга) жавоблар тўла ёки туламаслигини текшириб чиқади. Шу билан бирга кузатиш бирликлари, хонадонлар, уйлар тулалигини текширади. Ташқи жиҳатдан текшириб бўлинганидан сўнг ички текшириш амалга оширилади. Дастлаб маълумотларни арифметик жиҳатдан тўғрилиги текширилади. Бунда мураккаб

Арифметик текшириш — бу узаро боғланган маълумотларни сон жиҳатдан назорат қилиш.

Мантиқий назорат — бу кузатиш материалларини ҳодисанинг моҳиятига қанчалик мослигини белгилашдир.

жамлама кўрсаткичлар тузилиш, узаро боғланган курсаткичлар эса боғланиш жиҳатдан арифметик амаллар ёрдамида (қўшиш, бўлиш ва ҳ.к.) текширилади. Сўнгра истиқболда кузланган даража ва олдинги даврда эришилган натижа билан таққослаб ҳам текшириш амалга оширилади.

Маълумотларни тўғри ёки тўғримаслигини аниқлашда мантиқий назорат алоҳида аҳамиятга эга. Мантиқий назорат деганда кузатиш материалларини мазмунан текшириш тушунилади. Улар қанчалик ҳодиса

¹ Бирор ишни тўғри йўлга солишни ўргатувчи, йул-йуриқ берувчи мутахассис.

моҳиятига мос келиши белгиланади. Бунда маълумотларда қарама-қаршилиқ бор-йўқлиги аниқланади. Масалан, аҳоли рўйхатида киши ёши, оилавий ҳолати, маълумоти каби саволларга берилган жавобларни таққослаб, мантиқий текширишни амалга ошириш мумкин. Агарда 10 ёшли бола уйланган, 3 ёшли бола саводли деб курсатилган бўлса, у ҳолда бу ерда ёшни, оилавий ҳолатни, саводни аниқлашда хатога йўл қўйилган.

Текшириш жараёнига экспертлар ва кенг оммани жалб қилиш ҳам муҳим роль уйнайди. Масалан, деҳқон ва фермер хужаликларида етиштирилган ҳосил, мавжуд моллар сони ва улардан олинган маҳсулот ҳажми каби маълумотларни қишлоқ йиғинларида муҳокама қилиш қатор хатоларни аниқлаш имконини беради. Косибчилик фаолияти, уйда нон ёпиш, ишсизлар сони, камбағал оилалар ҳақидаги маълумотларни текшириш ишига маҳалла фаолларини жалб қилиш ҳам яхши натижа беради. Кичик ва ўрта корхоналар ҳисоботи маълумотларини текшириш учун эгри маълумотлардан фойдаланиб турли чамалама баҳолашларни бажариш ҳам хатоларни аниқлаш имконини беради. Масалан, электро энергия ва меҳнат сарфига қараб ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажми ҳақидаги маълумотларни текшириш мумкин.

2.7. Асосий тушунча ва атамалар

Статистик текшириш

Статистик маълумотларни аниқлиги, тулалиги ва таққосламалиги

Тижорат сири ва статистик материалларни конфиденциаллиги

Статистик йилнома

Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистика Қўмитаси

Идоравий статистика

Халқаро статистика

Халқаро статистика стандартлари

Миллий статистика стандартлари

Кузатиш

Ҳисоб (учет)

Статистик кузатиш объекти ва бирлиги, субъекти

Ҳисоб ва ҳисобот бирлиги

Кузатиш дастури

Статистик формуляр

Йуриқнома

Статистик кузатиш вақти ва ҳисобот даври

Кузатиш муддати ва кескин фурсат

Кузатиш жойи

Суроқлаш

Ҳужжатли кузатиш

Респондент

Ёппасига кузатиш

Қисман кузатиш

Саволнома (анкета)
Монографик тасвирлаш
Асосий масссивни кузатиш
Танлама кузатиш
Статистик ҳисобот
Руйхатлар ва цензлар
Махсус статистик текширишлар
Бизнес текшириш
Тасодифий хато
Қайд қилиш хатоси
Мунтазам хато
Репрезентативлик хатоси
Ташқи текшириш
Ички текшириш
Арифметик назорат
Мантиқий назорат

2.8. Қисқача хулосалар

Статистик кузатиш статистик текширишнинг биринчи босқичи-дир. У тасвирий статистиканинг асоси, оммавий ҳодиса ва жараёнларни урганишнинг энг муҳим ва маъсулиятли даври ҳисобланади, чунки текширишнинг пировард натижаси авваломбор кузатиш жараёнида тўпланган маълумотларга боғлиқ. Аниқлик, тулалик ва таққосламоқлик статистик кузатишнинг асосий илмий принциплари ва қонунидир. Статистик кузатиш ҳисобдан, оддий бир предметли кузатишдан куп жиҳатлари билан фарқ қилади. Статистик кузатиш ҳар доим оммавий характерга эга, унинг объекти бўлиб оммавий ҳодиса ва жараёнлар хизмат қилади. Ҳисоб эса ҳар бир ҳодисани қайд этади, у яққалантириш, ёлғизлантириш характериға эга. Ёлғиз ҳодиса ҳисоб ва бир предметли кузатишнинг объекти ҳисобланади. Статистик кузатиш ҳисобни, оддий бевосита кузатишни уз ичига олади, чунки айрим ҳодисаларни қайд қилиш йули билан уларнинг тўплами ҳақида маълумотлар олинади. Бу ҳолда айрим ҳодиса статистик кузатиш объектининг бирлиги ҳисобланади. Статистик кузатиш қатор дастурий-услужий ва ташкилий масалаларни илмий асосда ечишни талаб қилади. У ҳаққоний маълумотлар етказиб бериши учун кузатиш объекти ва бирлиги тўғри аниқланиши, чегараланиши, унинг дастури, ҳужжати (статистик формуляри) ва йуриқномаси тўғри тузилиши, вақти ва жойи тўғри белгиланиши керак. Бошқа масалалар, чунончи кузатиш усули ва тури, шакли, йўллари ва ҳоказолар ҳам илмий асосда ечилиши лозим. Тўғри, илмий асосда деганда зикр этилган масалаларни ечиш жараёнида кузатилаётган ҳодисаларнинг моҳиятига, ички боғланишларига, ривожланиш қонун ва қонуниятларига таяниш заруриги назарда тутилади. Маълумки, улар тегишли назарий фанлар предмети ҳисобланади, масалан иқтисодий ҳодисалар моҳиятини, уларнинг муҳим хусусиятларини, ички боғланишларини, ривожланиш қонуниятларини ёритиш иқтисодий назария ва

бошқа иқтисодий фанлар предметидир. Тарихий манбалар асосида у ёки бу даврга тегишли буюмлар, уларнинг хусусиятлари ва ўзаро боғланишларини аниқлаш, турли жойларда изланишлар ўтказиб, ҳар хил буюмлар ёки уларнинг парчаларини топиш, топилмаларнинг хусусиятларини аниқлаш ва модуллар яшаш ва ҳоказолар - буларнинг ҳаммаси археология фанининг предмети ҳисобланади. Бундай назарий таълимотларни билмасдан, уларга таянмасдан статистик кузатиш объекти ва бирлиги, унинг дастурини мувоффақиятли аниқлаш ва бошқа услубий ва ташкилий масалаларни салгина бўлсада тўғри ечиш мумкин эмас. Шу мунособат билан кузатишининг дастурий-услубий масалалари билан ким статистикми ёки бошқа тегишли соҳа мутахассислари шуғулланиши керакми? деган савол туғилади. Бу принципиал масалалардир, чунки унинг ечилишига қараб соҳа ва тармоқ статистикаларининг тузилиши ва дастури, уларда ёритиладиган масалалар кўлами белгиланади. Статистика оммавий ҳодисаларни миқдор сифат аниқлигини урганувчи фан экан, дастлаб у текшириладиган ҳодиса ҳақидаги тушунчалар ва категорияларни адекват (унга мос) статистик шаклларга айлантириши лозим, сўнгра кузатишни ва текширишни амалга ошириши мумкин. Бошни танадан ажратиб булмаганидек, статистик шаклларни яъни ҳодисаларнинг миқдорий ифодаланишини уларнинг моҳиятидан ажратиб бўлмайди. Назарий фанлар ҳодисаларнинг сифат томонларини ўрганиш жараёнида уларнинг миқдор томонларини ҳам ҳисобга олади. Худди шунингдек, статистика ҳам ҳодисаларни миқдоран ўргана туриб, уларнинг сифатига таянади.

Шундай қилиб, кузатишининг дастурий ва услубий масалалари билан назарий фанлар таълимотига таяниб, статистика шуғулланиши лозим. Бу ишга тегишли соҳа мутахассислари ва назариётчи олимларини жалб этиш яхши самара беради.

Статистик кузатиш уч босқичга эга: 1) кузатишни тайёрлаш; 2) уни амалга ошириш; 3) кузатиш материалларини қабул қилиш. Улар ўзаро боғланган бўлиб, маълум масалаларни ечади. Ҳамма босқичларда кузатиш натижасида тупланадиган маълумотларнинг ҳаққонийлигини таъминловчи тадбир-чоралар амалга оширилиши керак. Агарда биринчи босқичда ечимлар қабул қилиш жараёнида назарий адекватликни таъминлаш тадбир-чоралари кўрилса, иккинчи босқичда уларга қатъий риоя қилиш устидан узликсиз назорат олиб борилади, учинчи босқичда эса кузатиш материалларини ҳар тарафлама текшириш йўли билан улардаги хатолар аниқланади ва бартараф этиш тадбир — чоралари амалга оширилади.

2.9. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

- Ўзбекистонда давлат статистикаси қандай ташкил этилган?
- Давлат статистика қўмитасининг бурч ва вазифалари нималардан иборат ва у қандай тузилган?
- Идора статистикаси нима, у қандай ишлар билан шуғулланади?

- Кузатиш мақсади ва вазифалари деганда нималар тушунилади?
- Кузатиш объекти нима ва у қандай тартибда чегараланади?
- Кузатиш бирлиги нима? Ҳисоб бирлиги-чи?
- Кузатиш субъекти нима?
- Ценз, миллий стандартлар ва ҳалқаро стандартлар нима, улар қандай мақсадларни кузлайди?
- Кузатиш формуляри нима ва унинг қандай турлари бор?
- Йуриқнома нима ва у нима учун тузилади?
- Кузатиш вақти ва жойи деганда нима тушунилади ва улар қандай тартибда аниқланади;
- Кузатиш муддати ва кескин фурсат нима ва улар қандай мақсадларни кузлайди?
- Статистик кузатиш ҳисобдан ва оддий предметли кузатишлардан қандай фарқ қилади?
- Воқеаларни қайд қилиш вақтига қараб статистик кузатишлар қандай турларга бўлинади, уларни мазмуни нималардан иборат?
- Ҳодисаларни ҳисобга олиш усули жиҳатидан статистик кузатиш қандай турларга бўлинади?
- Ёппасига кузатиш нима ва қандай турларга бўлинади?
- Қисман кузатиш нима? Монографик тасвираш-чи, асосий массивни кузатиш-чи, саволнома орқали кузатиш-чи; танлама кузатиш-чи?
- Ўзбекистон Республикасида олий таълимни қайта қуриш масалаларини урганиш мақсадида статистик кузатишни ўтказиш кузланган. Кузатиш объекти нима ва уни қандай тартибда чегаралайсиз; Кузатиш ва ҳисоб бирлиги нима ва уни қандай аниқлайсиз? Кузатиш дастурида қандай саволларни кузлаш маъқул? Қандай статистик формулярдан сиз фойдаланган бўлар эдингиз? Йўриқнома тузиш керакми, унда нималарни акс эттириш керак?
- Тошкент давлат Иқтисодиёт университетининг 2003 йилдаги асосий фаолият турларини урганиш учун статистик кузатиш ташкил этиш керак. Кузатиш объекти қилиб нималар олинади, кузатиш бирлиги-чи? Кузатиш дастурини тузиш учун энг муҳим белгилар қилиб нималарни олиш керак? Университет қошидаги гимназия, коллеж ва лицейларни ҳам кузатиш объекти таркибига киритиш керакми?
- Университетда яхши ўзлаштириш даражасига эришган ихтисосликни аниқлаш учун статистик кузатиш ўтказиш керак. Кузатиш объекти ва бирлиги қилиб нимани оласиз? Ҳисоб бирлиги қилиб-чи? Кузатишни қандай турда ва усулда ўтказиш маъқул? Унинг дастури ва статистик формулярини тузинг. Йўриқнома тузасизми? Нималарни унда акс эттирасиз?
- Сиз аъзо бўлган академ гуруҳдаги талабалар бир ҳафталик вақт фондидан қандай фойдаланаётгани ҳақида статистик кузатиш ўтказиш керак. Кузатишни қандай турда ва усулда олиб бориш маъқул? Кузатиш вақти қилиб қайси ҳафтани белгилаш лозим. Кузатиш дастурини тузинг ва курсдошларингиз билан муҳокама қилинг. Тупландирган маълумотларни ҳаққонийлигини таъминлаш учун тадбир-чоралар белгиланг. Ўз академ гуруҳингизда бундай кузатишни ўтказиш

зиб, илмий иш ёзинг. Олинган натижаларни барча ўқув юрти талабаларига тадбиқ қилиб буладими, факультетга-чи, ихтисосликка-чи?

— Аҳоли рўйхати нима? Ўзбекистон аҳолиси сўнгги марта қачон рўйхатга олинган ва бу рўйхат қандай тартибда амалга оширилган, унинг дастурида қандай саволлар қўзланган?

Микрофирмалар ва кичик корхоналар ҳисоботи қандай мақсадларни қўзлайди, қузатиш объекти ва бирлиги қандай тартибда белгиланган, бу ҳисоботни барча саноат корхоналари тузиши керакми, ҳисобот дастурида қандай асосий кўрсаткичлар гуруҳи қўзланган?

— Статистик ҳисобот нима, қандай турлари мавжуд?

— Рўйхат нима, қай тартибда унинг дастурий-услубий ва ташкилий масалалари ечилади?

— Махсус статистик текшириш ҳақида нималарни биласиз?

— Бизнес-текширишлар нима? Собиқ Иттифоқ даврида бундай текширишлар утказилганми? Нима учун утказилган ёки утказилмаган?

— Статистик қузатишнинг қандай босқичлари бор, маълумотларнинг ҳаққонийлигини таъминлаш учун уларда қандай тадбир-чоралар қўзланади?

— Қузатиш маълумотларида қандай хатолар бўлиши мумкин ва улар қай тартибда аниқланади. Хатоларни бартараф қилиш учун қандай тадбир — чораларни амалга ошириш керак?

— Талабалар статистика фанини ўзлаштириш даражаси ва унга таъсир этувчи омилларни танлама усулда ўрганиш учун статистик қузатиш ўтказиш керак. Талабаларни танлаб оламизми ёки академ гуруҳларни-ми? Бундай қузатиш объекти ва бирлиги ролини нима ўйнайди? Қузатиш дастурида қандай саволларни қўзлаш маъқул? Тузган дастурингиз асосида ўз академ гуруҳингизда қузатиш ўтказа оласизми? Мумкин бўлса ўтказинг, натижаларини эса талабалар мажлисида ва илмий талабалар теварагида муҳокама қилинг.

2.10. Адабиётлар

1. Деев Г., Крутова Т. Метод основного массива в статистических наблюдениях. Вестник статистики, 1992, №5, 39-43 б.

2. Деев Г., Мухин П. Несплошное статистическое наблюдение. Вестник статистики, 1966, №3, 21-27 б.

3. Елисеева И.И. Моя профессия - статистик. М.: Финансы и статистика, 1992

4. “Давлат статистика ҳисоботини тақдим этиш тадбирини бугунлик учун жавобгарлик ҳақида” Ўзбекистон Республикаси вазирлир Маҳкамасининг қарори.

5. Петер фон дер Липпе. Экономическая статистика. Издатель. Федеральное статистическое управление Германии, Йена, 1995, 15-52 б.

6. О.Моргеништерн. О точности экономико-статистических наблюдений. М.: статистика, 1968

7. А.Г.Здраволезлов. Методология и процедура социологических исследований. М.: Мисль, 1969

8. Ўзбекистон Республикаси “Давлат статистикаси ҳақида”ги Қонуни, ноябр 2002 йил.

9. “Ўзбекистон Республикаси Давлат статистика қўмитаси фаолиятини ташкил этиш ҳақида”ги Ўзбекистон Республикаси Вазирлар Маҳкамасининг 8 январ 2003 йил 8 - сонли қарори.

10. Ўзбекистон Республикаси Давлат статистика қўмитаси ҳақида Низом. 8 январ 2003 йил 8 - сонли Вазирлар Маҳкамасининг қарори билан тасдиқланган.

3-Б о б

СТАТИСТИК КЎРСАТКИЧЛАР

3.1. Статистик кўрсаткичларнинг мазмуни ва аҳамияти

Олдин айтганимиздек, статистика оммавий ҳодиса ва жараёнларни миқдоран сон шаклида ифодалайди. Аммо статистикада ишлатиладиган "сонлар" математикадаги абстракт сонлар эмас. Агарда математикадаги сонлар умуман катта кичикликни, шаклларни белгилар орқали ифодаланиши бўлса ва улар бутун ва каср, мавҳум ва ҳақиқий, рационал ва иррационал ва ҳ.к. сонлардан ташкил топса, статистикада қўлланиладиган "сонлар" бундай тартибдаги сонлар бўлмасдан, балки улар кўрсаткичлар, аниқроғи статистик кўрсаткичлардир. Ҳуш, статистик кўрсаткичлар нима? У қандай мазмунга ва тузилишга эга? Статистик кўрсаткичларнинг қандай турлари мавжуд? Улар оммавий ҳодиса ва жараёнларни билишда ва таҳлил қилишда, турмушимизда, иқтисодиётни бошқаришда қандай аҳамиятга эга? Статистик кўрсаткичлар тизими деганда нима тушунилади ва у қандай тартибда тузилади? Ушбу боб мана шу масалаларга бағишланган ва қўйилган саволларга жавоб беради.

Кўрсаткич сузи қуйидаги луғавий маъноларга эга: 1) кўрсатиш учун хизмат қилувчи ёзув, ишора; 2) бирор нарсанинг ривожини, даражасини, ишнинг боришини, бажарилишини ва шу кабиларни билдирувчи белги ёки нарсаси.

Фалсафий жиҳатдан статистик кўрсаткич ўрганилаётган ҳодиса ва жараённинг (ёки хоссаларнинг) меъёридир. Ҳодисанинг сифати билан миқдорининг ўзаро боғлиқлиги, ажралмас бирлиги унинг меъёри деб аталади. "Меъёр - деб изоҳлайди буюк файласуф олим Гегель - сифат аниқлигига эга булган миқдор..., у маълум миқдорки, у билан бирор муайян нарсаси боғланган". Статистик кўрсаткичлар меъёр эканлигига ишора қилиб, Гегель ёзган эди: "Статистикада қўлланиладиган сонлар фақат узларининг сифат натижалари билангина қизиқарлидир. Қуруқ рақамлар билан ишлаш ... оддий қизиқувчанлик предмети ҳисобланади, у на назарий ва на амалий жиҳатдан диққатга сазавор эмас".¹

Статистик кўрсаткич — бу оммавий ҳодиса ва жараённинг меъёри, яъни унинг сифат ва миқдор бирлигини ифодалаш шакли (тавсифномаси)

Статистик кўрсаткичлар деб маълум макон ва замон шароитида оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг ҳолатини, ривожланишини, тузилишини, ўзаро боғланишларини ифодаловчи меъёрлар юритилади. Статистик кўрсаткич ўрганилаётган бирликлар (объектлар) тўплами ёки гуруҳининг хоссаларини умумлаштириб тавсифлайди. Шу жиҳатдан у яккама-якка, белгилардан фарқ қилади. Масалан, ҳар бир кишининг яшаш умри — бу белги. Мамлакатда ёки минтақада

¹ Гегель. Асарлар. Т. I, М.Л. 1992, 184-6

бунёд бўлган авлоднинг уртача умр кечирishi мумкин бўлган давр узунлиги ёки қисқача айтганда ўртача яшаш умри статистик кўрсаткичдир. Статистикада ҳодиса деганда маълум предмет ёки ҳақиқатда содир бўлган воқеа, объектив ҳаётий воқелик назарда тутилади. Шу жиҳатдан ҳодиса тушунчасининг фалсафий талқинидан бир мунча фарқ қилади.

Маълумки, фалсафада ҳодиса деганда объектив воқеликнинг ҳаракатчан ва узгарувчанроқ юзаки томони тушунилади, унинг табиати-ни аниқлайдиган ички, нисбатан турғун томони эса моҳият деб аталади. Демак, статистикада ҳодиса тушунчаси урганилаётган предмет ёки воқеликнинг ҳам ташқи, ҳам ички томонларини бир бутун яхлит ҳолда, узвий ягонавийликда олиб қарашга асосланади.

Табиатан статистик кўрсаткичлар уларни тузувчи статистикларнинг ихтироси бўлмасдан, балки ўрганилаётган ҳодисаларнинг реал хоссаларини илмий жиҳатдан умумлаштириш ҳосиласи, объектив алҳақликда рўй бераётган жараёнларнинг тасвири ҳисобланади. Улар ёрдамида иқтисодий, маънавий, сиёсий ва бошқа ҳаётий ҳодисалар таърифланиши мумкин. Шу жиҳатдан статистик кўрсаткичлар муҳим туркумларга ажралади. Улар орасида иқтисодий кўрсаткичлар гуруҳи етакчи ролни ўйнайди, чунки иқтисодиёт ижтимоий тараққиётнинг асоси ҳисобланади.

Иқтисодий кўрсаткич — бу иқтисодий ҳаётда рўй бераётган у ёки бу ҳодиса ёки жараённинг сифат-миқдорий аниқлигидир. Сифат деганда ҳодисанинг ички қиёфаси (аниқлиги) ёки унинг ривожланиш қонуни билан бевосита боғлиқ бўлган моҳияти тушунилади. Сифат ҳодисанинг турли-туман жиҳатлари, хоссалари, муҳим белгиларининг бирикмасида аён бўлади.

Миқдор — ҳодисанинг ташқи қиёфаси (аниқлиги) бўлиб, унинг у ёки бу хоссасининг ўлчами, сони, рўёбга чиқиш даражаси шаклида кўринади.

Миқдор ҳодисани унинг хоссалари қандай ривожланаётганига қараб таърифлайди. У умумий, абстракт тушунчадир. Миқдор маълум ўлчамда, сонда ифодаланганидагина аниқликка, муайян реаликка эга бўлади. Сифат ва миқдор бир-бири билан чамбарчас боғланган бўлиб, ягона бир бутунликда ҳодиса меъёрини ҳосил қилади. Меъёрда сифат миқдорий ўлчамга эга бўлади, миқдорий аниқлик эса сифатга эга бўлади. Иқтисодий кўрсаткичнинг сифат томони тасвирланаётган иқтисодий категория ёки ҳодисанинг моҳияти, унинг характери, ички хислати ва хоссалари билан белгиланади.

Масалан, Ўзбекистонда 2000 йилда 3002 минг тонна пахта ҳосили олинди, деган кўрсаткичда ишлаб чиқарилган пахта, унинг умумий иқтисодий мазмунини ифодалайди, у ўз навбатида, ишлаб чиқариш фаолияти ва унинг натижаси — "маҳсулот" деган иқтисодий категория билан уйғундош ва ҳамохангдошдир. Кўрсаткичнинг миқдор томони - бу унинг аниқ ўлчами, катта-кичиклигидир. Мисолимизда, 2000 йилда Ўзбекистонда 3002 минг тонна етиштирилган пахта ҳажми. Агарда кўрсаткичнинг сифат томони - изоҳланаётганда иқти-

содий тушунчанинг узига хос белгиларига урғу берилса, яъни уларга алоҳида диққат жалб этилса, миқдор томони баён этилаётганда эса ҳар доим унинг миқдорий ўлчами фазовий ва замоний тавсифлари билан бирга шарҳланади.

Агарда кўрсаткичнинг сифат томони Ким? Нима? Қандай қилиб? деган саволларга жавоб берса, миқдорий томони эса қерда? Қачон? Қанча? деган саволларга жавоб беради.

Айрим китобларда иқтисодий кўрсаткичларнинг сифат томони-ни урганиш фақат иқтисодий назария ва бошқа иқтисодий фанлар предмети ҳисобланади, статистика фани эса уларнинг миқдор томонини тадқиқ қилиш билан чегараланади деган фикр олдинга сурилади. Аммо бундай қараш нотўғридир, чунки бу ҳолда сифат билан миқдор бир-биридан ажралиб қолади, ваҳоланки уларнинг ягона бирлигида статистика кўрсаткичлари гавдаланади. Статистик текшириш кўрсаткичларнинг сифат томонини ҳам, миқдор томонини ҳам ўз кўламига олади. Бу уринда шуни ҳам таъкидлаш керакки, бундай текширишларни амалга ошираётганда статистика ҳеч шак-шубҳасиз иқтисодий назарияга таянади, ундан иқтисодий категория ва тушунчалар, уларнинг ривожланиш қонун ва қонуниятлари ҳақидаги таълимотни билиб олади ва уларни иқтисодий назария тилидан статистик кўрсаткичлар тилига угиради.

Иқтисодий фанлар иқтисодий категория ва тушунчалар моҳиятини, ривожланиш қонун ва қонуниятларини ёритаётганда, уларнинг муҳим туб белгилари ва узаро боғланишларини олиб назарий жиҳатдан умумлаштиради. Аммо иқтисодий категорияларнинг яна бошқа ташқи хоссалари ва муносабатлари мавжудки, уларни иқтисодий фанлар иккиламчи деб қарайди, назарий умумлаштиришдан четда қолдиради. Статистика тушунчалари учун эса бундай белги ва муносабатлар ҳам аҳамиятли ҳисобланади, чунки улар ҳам иқтисодий ҳодисаларни бир-биридан фарқловчи белгилар қаторига киради, демак улар миқдорий ўлчамнинг шаклланишида кўрсаткичларнинг тула, аниқ ва ҳаққоний бўлишида у ёки бу даражада рол ўйнайди.

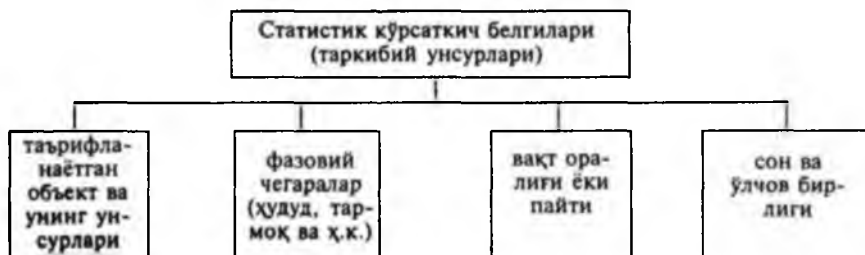
Масалани ойдинлаштириш мақсадида баён этилганларни иш ҳақи мисолида куриб чиқайлик. Бу курсатакичнинг моҳияти ва асосий намоён бўлиш шаклларини иқтисодий назария ёритиб беради. Иш ҳақи ишлаб чиқаришда сарфланган ишчи кучи қиймати эканлигини, бозор шароитида ишлаб топилган даромад сарфланган меҳнат баҳоси кўринишида аён бўлишини, меҳнат жараёнининг миқдорий ўлчами (иш вақти узунлиги) билан меҳнат унумдорлигига (вақт бирлигида яратилган маҳсулот ҳажми) боғлиқ бўлишини ва шу сабабли вақтбай ҳамда ишбай ҳақлар тусларида шаклланишини иқтисодий фанлар ургатади. Статистика иш ҳақи кўрсаткичини аниқлаётганда ана шу иқтисодий назарияга таянади, албатта. Аммо иш ҳақи миқдорий ўлчамини ҳисоблаш учун бундай сифат белгиларни билиш етарли эмас, улар билан қаноатланиб бўлмайди, чунки иш вақти туловлар кўринишида юзага чиқади, уларнинг шакллари турли-тумандир. Масалан, бажарилган иш ёки ишланган вақт учун туловлардан таш-

қари, болали аёлларга эмизиш вақти учун тўловлар, бригадани бошқариш учун тўловлар, шогирдларни ўргатиш учун тўловлар, турли мукофот тўловлари, хизмат вазифасини бошқа жойларга бориб бажарганда қилинган харажатларни қоплаш учун тўловлар, яқин қовму қариндоши ўлганда ёки болали оилаларга ёрдам тўловлари ва ҳоказолар. Иш ҳақи кўрсаткичини ҳисоблаш учун улар орасидан бевосита ишлаб топилган (меҳнат учун) ҳақ билан боғлиқ тўловларни ажратиб чиқиш керак.

Демак, статистик кўрсаткичларни тузиш учун ўрганилаётган ҳодисаларни сифат белгиларини конкретлаштириш, бевосита миқдорий ўлчамга алоқадор хоссаларини белгилаб чиқиш талаб қилинади. Бу ҳаққоний статистик кўрсаткичларни аниқлашнинг муҳим шартидир.

Шундай қилиб статистика иқтисодий ҳодисалар табиатини ўрганмасдан, уларнинг миқдорий аниқлигини илмий асослай олмайди, бошқача сўз билан айтганда, статистик кўрсаткичларни тузиш услубитини яратиб бўлмайди.

Статистик кўрсаткич қатор ўз табиатига хос, улардан ажралмас муҳим белгилар, таркибий унсурларга эга (3.1-тарх).



3.1-тарх. Статистик кўрсаткич таркибий унсурлари.

Ўрганилаётган объект ва унинг хусусиятлари кўрсаткичнинг сифат томонини, сон ва ўлчов бирлиги унинг миқдорий томонини белгилайди. Фазовий чегаралар ҳудуд, тармоқ, ташкилий-ҳуқуқий ва ҳ.к. томондан, вақти оралиғи ёки пайти замон жиҳатдан кўрсаткични таърифлаб чегаралайди. Улар сифат томонга ҳам, миқдор томонга ҳам алоқадордир.

Статистик кўрсаткичлар оммавий ҳодиса ва жараёнларни билишнинг муҳим қуроли бўлиб хизмат қилади. Аммо, ҳар қандай билим доимо чегараланган, ўрганилаётган воқеликка тўла мос келмайди. Статистик кўрсаткич, ёки уларнинг тизими ҳам ўрганилётган ҳодиса ва жараёнларнинг ҳамма белгиларини, ҳамма хусусиятларини мутлоқ аниқликда акс эттира олмайди. Ҳозирги замонда илм-фан эришган даражадагина, айниқса, ахборотларни ҳисоблаш, ўлчаш, тўплаш ва узатиш соҳасида мавжуд билимлар ва имкониятлар даражасидагина статистик кўрсаткичлар уларни тавсифлайди. Ҳаммага аёнки, йиғиб олинган дон экинлари ҳосилини соф мутлоқ аниқликда ўлчаб

булмайдн, чунки уларнинг ичнда турли-туман нарсалар (хас-чуп, ёввойи утлар уруғи, чанг-тўзон ва ҳ.к.) мавжуд, бундан ташқари тарозимизнинг ўзи ҳам катта аниқликда улчаш имкониятини бермайди.

Статистик кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш жуда мураккаб жараёндр. Унинг мураккаблиги авваломбор оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг тузилиши билан боғлиқдр. Статистик кўрсаткичлар орқали тасвирлаш лозим бўлган белгилар ва муносабатлар унинг турли қатламларида ётади, айримлари юзага яқин, бошқалари ич-ичнда, чуқур тубида жойлашган. Агарда биринчи тоифадаги белгиларни улчаш, демак, статистик кўрсаткичини тузиш унчалик қийин иш бўлмаса-да, аммо иккинчи турдагилари учун бу вазифа катта ижодий изланишларни талаб ётади. Масалан, қишлоқ хўжалигида етиштирилган пахта оғирлиги унинг сиртқи белгисининг тавсифидир. Уни аниқлаш учун териб олинган чигитли пахталарни тортиш кифоядр. Бу ҳолда олинган натижа маълум нуқсонларга эга бўлса ҳам, аммо қониқарли статистик кўрсаткичларни олиш имконини беради. Лекин чигитли пахта турли миқдорда толага эга, тўқимачилик саноати учун хом ашёдр, пахта экишдан мақсад шу толани олишдан иборат.

Ишлаб чиқарилган пахта толаси ҳажмини аниқлаш бирмунча мураккаб ишдр. Бунинг учун пахта тозалаш заводларида чигитли пахтадан тола ажратилиши лозим. Бу масалани танлама усулда ҳам ечиш мумкин. Бу ҳолда умумий чигитли пахтадан бир қисмини махсус илмий асосланган усулларда танлаб олиб, ундан тола чиқиш даражасини лаборатория ёки завод шароитида аниқлаш ва олинган натижаларни барча пахта захирасига қўллаш керак. Бундай статистик текшириш бирмунча вақт ва куч талаб қилади. Бундан ташқари ҳисоблаш натижалари кейинчалик (ҳамма чигитли пахтадан заводларда тола олинганидан сўнг) аниқлик киритишни талаб қилади.

Яна шуни ҳам эсдан чиқармаслик керакки, етиштирилган тола ҳажми пахтанинг барча истеъмол хоссаларини акс эттирмайди. Тўқимачилик саноати ва пировард истеъмол (кийим бош шаклида) учун толанинг узунлиги, қалинлиги, чидамлилиги, йўғонлилиги, чузилувчанлиги ва бошқа хоссалари ҳам муҳим аҳамият касб ётади, тола умумий оғирлик кўрсаткичи уларни таърифламайди. Шунинг учун тола ҳажми ҳам пахтакорлар фаолияти натижасини тўла ва аниқ таърифлашга қодир эмас. Оддийгина ҳисобланган пахта ишлаб чиқариш ҳажмини улчаш каби масалани ечиш ҳам катта қийинчиликлар билан боғлиқ экан. Энди мамлакатнинг иқтисодий усиш даражаси, аҳоли турмуш фаровонлиги, миллий иқтисодиёт самарадорлиги, аҳоли маданий даражаси ва ҳ.к. каби мураккаб жараёнлар учун статистик кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш қанчалик оғир ва қийин иш эканлигини тасаввур қилиб кўрингчи? Китобхонлар ва биринчи навбатда талабалар бу ҳақда бироз ўйлаб кўрадилар деган умиддамиз.

Бу ерда эътиборни шунга жалб қилмоқчимизки, олдимиздаги жумбоқни битта ёки бир неча статистик кўрсаткичлар тузиш йўли

билан ечиб бўлмайди, албатта. Бунинг учун илмий асосланган кўрсаткичлар тизimini ишлаб чиқиш керак.

Статистик кўрсаткичлар тизими — бу ўзаро боғланган кўрсаткичлар мажмуасидир

Статистик кўрсаткичлар тизими деганда оммавий жараёнларни ва уларнинг белгиларини ўзаро боғланишда акс эттирувчи бир-бири билан боғланган кўрсаткичлар мажмуаси тушунилади.

Статистик кўрсаткичлар тизими абадий қотиб қолган, ўзгармас тушунча эмас. Оммавий ҳодиса ва жараёнлар ривожланиши ва илм-фан тараққиёти билан бир қаторда тизимни ҳам доимо такомиллаштириш, эскириб қолган кўрсаткичлар ўрнига янгиларини яратиш, бошқаларини эса янги шароит ва имкониятларни ҳисобга олиб яшилаш керак.

Шундай қилиб, оммавий ҳодиса ва жараён кўпдан-кўп хоссаларга, хусусиятларга эга. Улар ҳодисанинг белгилари деб аталади. Белгилар ҳодиса ва жараённинг зуҳури (якка кўриниши, намоён бўлиши) бўлиб, кўрсаткичлар ёрдамида тасвирланади. Белги ҳар бир объектнинг, ҳодисанинг ажралмас атрибути, миқдорий қийматга эга. Масалан, маълум кишининг ёши белги бўлиб, уни турли даражадаги аниқлик билан ўлчаш мумкин — йилларда, ойларда, кунларда ёки туғилган куни орқали таърифлаймиз. Статистик кўрсаткич эса тўпلامни ёки уни бирор мустақил қисмининг тавсифномасидир. Уни тузиш текширишда кўзланган мақсад ва вазифаларга, илм-фан тараққиётида эришилган даражага, статистик мутахассиснинг билим даражасига, унинг ижодий қобилиятига боғлиқ. Корхона ишчиларининг ўртача ёши ёки туман, республика аҳолисининг ўртача ёши статистик кўрсаткичдир, у маълум одамлар тўпلامини ёш жиҳатдан таърифлайди. Ёш кўрсаткичларининг бошқа тури аҳолини ёш бўйича тақсимланиши ва унинг асосида ҳисобланадиган статистик кўрсаткичлар тизими ҳисобланади. Улар тўплам тузилиши, ёш бўйича ўзгарувчанлик даражаси ва ҳоказоларни ифодалайди.

3.2. Статистик кўрсаткичларнинг турлари ва таснифи

Статистика ўрганадиган оммавий ҳодиса ва жараёнлар ранг-баранглиги билан ажралиб туради. Уларнинг хосса ва мунособатлари яъни белгилари ҳам турли-тумандир. Шунинг учун сон-саноксиз статистик кўрсаткичлар мавжуд, уларнинг турлари ҳам кўп. Ўз-ўзидан равшанки, уларни бирма-бир қараб чиқиб бўлмайди. Шу сабабли статистик кўрсаткичларни умумлаштириш, маълум тартибга солиш, муҳим томонларига қараб таснифлаш зарурияти туғилади.

Статистик кўрсаткичларни таснифлаш мураккаб масаладир. Унга турли томондан ёндашиш мумкин. Бу ерда статистик кўрсаткичларнинг энг муҳим таснифлари устида сўз боради. Уларнинг аниқ турлари ва шакллари китобнинг бошқа бобларида, ижтимоий, иқтисодий, тармоқ ва бошқа статистика фанларида баён этилади.

Авваломбор туб характери, ички ҳиссиёти, умуман ҳодисаларни билишда тутган ўрни ва ролига қараб статистик кўрсаткичларни икки

катта туркумга ажратиш мумкин. Биринчи туркум ўрганилаётган ҳодиса ва жараёнларнинг моҳияти ва белигиларини таърифловчи кўрсаткичларни ўз ичига олади, масалан, ўртача жон бошига яратилган миллий даромад, ялпи ишлаб чиқарилган ички маҳсулот, 1 га экин майдонидан ўртача олинган ҳосил, 1 сигирдан ўртача соғиб олинган сут, мамлакат ва вилоятларда туғилиш ва ўлиш кўрсаткичлари, миллий бойлик ҳажми, бозорларда истеъмол буюмларига баҳоларнинг ўртача даражаси ва ҳ.к. Мазкур туркум кўрсаткичлари учун хос хусусият — уларни тузишда статистика билан бир қаторда бошқа фанлар ҳам қатнашади, аниқроғи уларнинг илмий тушунча ва таълимотларига статистика таянади. Улар ўз навбатида урганилаётган жараёндаги роли ва вазифаларига қараб гуруҳларга, синфларга ва ҳ.к. турларга бўлинади. Масалан, ижтимоий-иқтисодий статистика кўрсаткичлари — макроиқтисодиёт, микроиқтисодиёт, миллий бойлик, социал статистика, аҳоли статистикаси ва ҳ.к. кўрсаткичларга ажралади. Ушбу бобнинг 3.3 ва 3.4 - бўлимларида макроиқтисодий статистика кўрсаткичларини тузиш ва таснифлаш масалалари баён этилган.

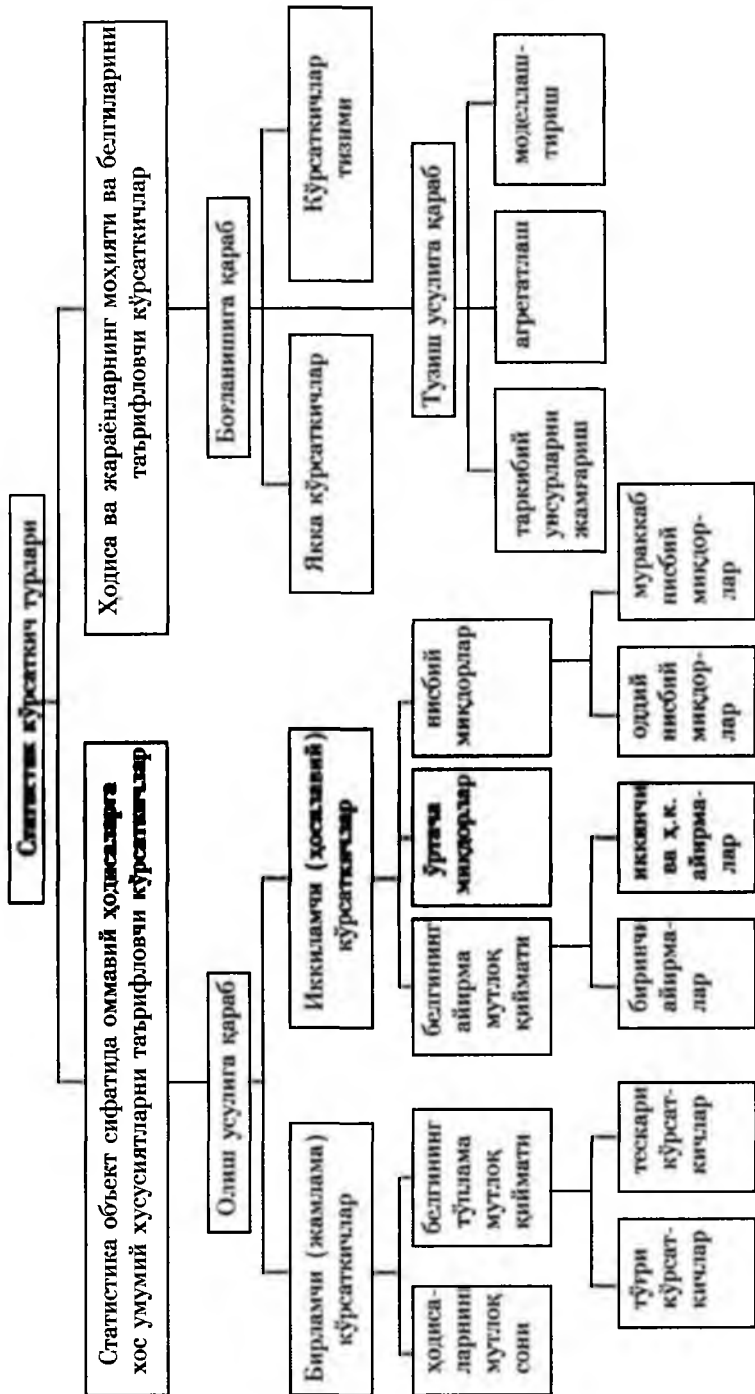
Иккинчи туркум кўрсаткичлари оммавий ҳодиса ва жараёнлар статистика ўрганиш объекти сифатида қаралганда уларда намоён бўладиган умумий хусусиятларни таърифлайдилар.

Бу ерда уларнинг ички тузилиши ва ташқи қиёфасидаги ухшашлик ва фарқлар, ички ва ташқи муносабатлари ҳамда боғланишлари, ривожланиш интенсивлиги динамизмдаги хусусиятлар назарда тутилмоқда. Шу сабабли ушбу туркум кўрсаткичларини тузиш, ўлчаш ва ҳисоблаш усуллари ва йўллари ҳам ҳар хил. Демак, улар мазмунан (қандай хусусиятни таърифлаш) ва шаклан (тузиш, ҳисоблаш тартиби) статистик жиҳатлари билан бир-биридан фарқ қилади (3.2-тарх).

Биринчи туркумдаги кўрсаткичлар бир-бири билан боғланишига қараб яккама-якка кўрсаткичлар ва кўрсаткичлар тизимидан ташкил топади. Уларни тузиш ва ҳисоблаш тартибига қараб таркибий унсурларини (қисмлар) жамғариш натижасида, ҳодисаларни агрегатлаштириш йўли билан уларни моделлаштириш асосида олинган кўрсаткичларга бўлинади. Макроиқтисодий ва микроиқтисодий статистикада мазкур усулларнинг моҳияти муҳим социал-иқтисодий кўрсаткичлар ёрдамида батафсил ёритилади. Иккинчи туркум кўрсаткичлари қаторига мутлоқ ва нисбий ҳамда ўртача миқдорлар, индекслар, вариация ва эксцесс кўрсаткичлари, белгилар орасидаги ўзаро боғланиш кўрсаткичлари, тақсимот тузилиши кўрсаткичлари, замонда ўзгариш ва ўсиш тезлиги ва тебраниш кўрсаткичлари, статистик ва истиқбол кўрсаткичларининг аниқлик ва ишончлик даражасини баҳолашлар ва ҳ.к. киради. Улар сифат ва миқдор жиҳатидан туғри тузилиши ва ҳисобланиши, тақдим этилиши ва қўлланиши учун биргина статистика жавоб беради, чунки улар унинг туғма болалари ҳисобланади.

Бирламчи кўрсаткич — бу кузатиш натижаларини жамғариш натижасидир

Мазкур кўрсаткичлар олиш усулига қараб бирламчи ва иккиламчи кўрсаткичларга бўлинади. Бирламчи кўрсаткичлар жамғариш натижасида ҳосил бўлади. Улар



3.2-таъх. Статистик кўрсаткичларнинг турлари

мутлоқ миқдорлар бўлиб, кузатиш объекти бирликларининг умумий сони ва уларга тегишли булган белгилар қийматларининг тўплама йиғиндиси ҳисобланади. Белги моҳиятини акс эттиришига қараб бирламчи кўрсаткичлар тўғри курсаткичларга ва тескари курсаткичларга булинади.

Тўғри кўрсаткич белги табиатига мос равишда, унга тескари ҳолда ўзгарувчи курсаткич тескари кўрсаткич деб аталади

Белги табиатига мос равишда ўзгарадиган курсаткичлар тўғри ва унга нисбатан тескари боғланишда булган кўрсаткичлар тескари кўрсаткичлар деб аталади. Масалан, вақт бирлигида ўртача бир ходим (ишловчи) яратган маҳсулот меҳнат унумдорлигининг тўғри кўрсаткичи, маҳсулот бирлигига сарфланган меҳнат (иш вақти) унинг тескари кўрсаткичидир,

меҳнат унумдорлиги ишловчи кучнинг вақт бирлигида маҳсулот ярата олиш қобилиятини англатади. Асосий фондлардан фойдаланиш самарадорлиги учун фонд қайтими (асосий фонд бир бирлигига нисбатан олинган маҳсулот) унинг тўғри кўрсаткичи, маҳсулот фонд талабчанлиги тескари курсаткичдир. Худди шунингдек, айланма маблағлардан фойдаланиш самарадорлиги учун уларнинг ҳисобот даврида айланиш сони — тўғри курсаткич, айланма муддати (бир айланиш неча кунда бўлиши) эса — тескари курсаткич. Ҳар қандай иш сифатини ифодаловчи белги даражасини тўғри ва тескари кўрсаткичлари орқали ўлчаш мумкин.

Бирламчи курсаткичлар асосида ҳисобланувчи курсаткичлар иккиламчи, яъни ҳосиллавий курсаткичдир

Иккиламчи курсаткичлар бирламчи курсаткичларга ишлов бериш яъни улар билан турли математик амалларни бажариш ҳосиласидир. Масалан: ялпи пахта ҳосили (белги қийматлари йиғиндиси)ни экин майдонига (мазкур белги соҳиблари сони, ҳодисалар тўплами) бўлиб, ўртача ҳосилдорлик статистик курсаткичини аниқлаймиз, яъни $X = \sum XM : \sum M$ бу ерда X —ҳар бир гектар пахта майдонидан олинган ҳосил, M —пахта майдони, га., $\sum XM$ —ялпи ҳосил, $\sum M$ —жами пахта майдони.

Шундай қилиб, белгиларнинг яккама-якка қийматлари асосида бутун тўпламни ёки унинг қисмини таърифловчи статистик курсаткич уларни қўшиш амали ёрдамида олинади. Бу берилган белгиларнинг ўзини қўшиш ёки улар асосида ҳар бир тўплам бирлиги учун олинган миқдорларни жамғариш бўлиши мумкин. Жамғариш натижасида олинган якунлар курсаткичлардир ёки бошқа курсаткични (мисолимизда ўрта ҳосилдорлик) олиш учун кейинчалик улар билан турли ҳисоблаш амалларини бажариш керак.

Шунга асосланиб, статистик курсаткичнинг умумий таърифини қўйидагича ифодалаш мумкин: статистик курсаткич—бу кузатиш объекти бирликларига тегишли белгилар функцияларининг жамлама қийматлари функциясидир. Бу таъриф объектлар сонини ҳам (бунинг учун жамғариладиган функцияни ҳар бир объектда бирга тенг деб қараш керак), бирор белги қийматлари йиғиндисини (агарда жам-

102

гариладиган функцияни ушбу белги қийматиға тенг деб олинса) ҳам қамраб олади.

Шундай қилиб, статистик кўрсаткич пировард натижада белгиларнинг айрим функциясидир. Бошқа ҳолларда статистик кўрсаткич белгининг қийматлари устида ҳисоблаш амалларини бажариш йўли билан эмас, балки уларни таққослаш йўли билан олиниши мумкин. Максимал ёки қатор ўртасида ёки маълум оралиқдан сўнг жойлашган қийматлар бундай кўрсаткичларга мисол бўла олади.

Жамғариладиган белгиларнинг аниқ турлари ва функциялари, улар билан бажариладиган амаллар кўрсаткич тузиш усулининг табиати-ни ва алгоритмини ифодалайди.

Бирламчи статистик кўрсаткичлар мутлоқ миқдорлардир. Белгининг ўзи қандай ўлчов бирлигида ифодаланган бўлса, улар ҳам айна шу бирликда ифодаланadi. Иккиламчи ҳосилавий кўрсаткичларга келсак, уларни ҳисоблаш амаллари белгининг мутлоқ қийматларини бир-биридан айириш ёки унинг жамғарма қийматларини уларнинг сонига бўлишдан (бошқача айтганда белгини иккиёқлама қараш функцияларини бир-бирига бўлиш) иборат бўлса, улар ҳам мутлоқ миқдорларда ифодаланadi.

Иккиламчи статистик кўрсаткичларнинг бошқа турлари нисбий миқдорлар деб юритилади. Улар турли тўпламлар ёки тўплам қисмларига тегишли белги қийматларини бир-бири билан солиштириш, ҳар хил ўзаро боғланган белгилардан бирини иккинчисига бўлиш ёки яна қандайдир бошқа мураккаб ҳисоблаш амалларини бажариш йўли билан олинади. Нисбий миқдорлар оддий бир миқдорни иккинчисига бўлиш натижасида ёки мураккаб тузилмавий ҳисоблашларни бажариш ҳосиласи бўлиши мумкин. Шунга қараб улар оддий нисбий кўрсаткичлар ва мураккаб статистик кўрсаткичларга ажралади.

Бундай мураккаб кўрсаткичларга мисол қилиб индексларни, корреляцион-регрессион таҳлил кўрсаткичларни кўрсатиш мумкин.

Статистик кўрсаткичларни таснифлаш масаласи якунида, шунга эътиборни жалб қилмоқчимизки, кўрсаткичларнинг ўзлари ҳам, уларнинг таснифлари ҳам статистика услубияти ривожланиши билан биргаликда такомиллашади. Назарий статистика уларнинг мазмуни ва шакллари, ҳисоблаш усулларини абстраклаштирилган ҳолда ишлаб чиқади ва ўрганади. Масалан, ўртача миқдорлар ва вариация кўрсаткичларнинг мазмуни ва турлари, уларни қўллаш шарт-шароитларини бу фан ёритади. Худди шунингдек, у индексларни тузиш, динамика қаторларини таҳлил қилиш, ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни баҳолаш, илмий гипотезаларни аниқлилиқ ва ишончлилиқ жиҳатидан баҳолаш, тақсимот қаторларини таҳлил қилиш ва бошқа кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш усулларини яратади. Бу кўрсаткичлар маълум объект, белги, вақт оралиғи учун ҳисобланса, улар аниқ реал кўрсаткичларга айланади. Бу ҳолда объектив воқелиқ шароитларини ҳисобга олиш муҳим аҳамият касб этади.

3.3. Мутлоқ ва нисбий кўрсаткичлар

Мутлоқ кўрсаткичлар урганилаётган ҳодисалар ва уларнинг белгиларининг бир хиллигини, ухшашлигини ифодалайди. Улар ҳодисалар ва уларнинг белгиларининг кўлами, сони, ҳажми, даражаси, макон ва замонда тақсимланиши шаклида намоён бўлади. Мутлоқ миқдорлар ҳодисалар тўплами ёки бир бутун қисмини таърифлашига қараб макро ва микро кўрсаткичларга, олиш усулига асосан оқим ва заҳиравий кўрсаткичларга бўлинади. Оқим кўрсаткичлари маълум давр давомида содир бўлган ҳодисаларнинг абсолют миқдорини таърифлайди, заҳиравий кўрсаткичлар эса уларнинг муайян ҳолатини, айти фўрсатда мавжуд бўлган миқдорини аниқлайди. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистон миллий иқтисодиётида 3194,5 млн. сўмлик ялпи ички маҳсулот яратилган, улардан 2665,0 млн. сўм истеъмол ва 506,4 млрд. сўм иқтисодий активларни жамғариш учун ишлатилган. 2001 йил 1 январь ҳолатига республикада 203,3 минг хўжалик юритувчи субъектлар фаолият қилган, аҳоли 24,8 млн. кишидан ошиқроқ бўлган, 12,5 млн. киши меҳнат ресурслари бўлиб 8,98 млн. киши иқтисодий фаол аҳоли ҳисобланган, 35,4 минг киши ишсиз бўлган.¹

Абсолют миқдорлар натура ва шартли натура бирликларида ва пулда ифодаланади. Натура бирликлари узунлик, оғирлик, юза ва ҳажм бирликлардан иборат бўлиб, улар ҳодисаларнинг жисмоний табиати ва ўрганишдан кўзланган мақсадга қараб қўлланади. Аммо бу ҳолда бир жинсли ҳодисаларнинг сифат томони ҳисобга олинмайди. Шартли натура бирликлари истеъмол қийматлари бир хил бўлган, аммо сифат белгилари билан кенг кўламда фарқланувчи ҳодисаларни миқдорий ўлчашда ишлатилади. Бунинг учун бир жинсли ҳодисаларнинг энг муҳим белгисига қараб шартли бирлик қабул қилинади ва унга бошқа ҳодисаларни ушбу қийматлари орасидаги нисбатларга асосан келтириш коэффицентлари тузилади. Бу коэффицентларга тегишли ҳодисаларнинг жисмоний сонини кўпайтириб, уларнинг шартли-натура бирликларида ифодаланган умумий миқдори аниқланади. Қуйида тракторларни шартли эталон тракторларга келтириш тартиби ёритилган.

Жадвалдан кўришиб турибдики 2-хўжаликда жисмоний тракторлар сони кўп бўлса ҳам, аммо нисбатан камроқ иш бажаради. Агар экин майдонлари хўжаликларда тенг бўлса, 1-хўжалик тракторлар билан яхшироқ таъминланган, чунки унда шартли эталон тракторлар сони 6 га кўп.

Шартли натура ўлчов бирликлари ёрдамида ҳар хил жинсли (турли) ҳодисаларни ўлчаб бўлмайди, чунки бу ҳолда улар учун умумий муҳим белги топилмайди, демак айлангириш коэффицентларини

¹ Ўзбекистон Республикасининг 2000 йилда ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари, Т.:2001, 10-15 бет.

Шартли эталон тракторлар сонини ҳисоблаш тартиби

Трактор маркаси	Тракторлар жисмоний сони (дона)		Эталон ¹ тракторларга келтириш коэффициентлари	Шартли эталон тракторлар сони	
	Хужалик №1	Хужалик №2		Хужалик №1	Хужалик №2
А	1	2	3	4=3*1	5=3*1
ДТ-75	10	14	1,00	10,0	14
ДТ-20	4	8	0,27	1,0	2
К-100	6	1	2,10	13,0	2
ЖАМИ	20	23	-	24,0	18,0

ИЛОВА: ¹⁾ Шартли эталон трактор деб 1 соат давомда 1 шартли эталон гектарга тенг иш бажара оладиган трактор қабул қилинган.

тузиб бўлмади. Бундай ҳолларда ҳодисаларнинг умумий миқдори пулда бозор баҳолари ёрдамида ифодаланади.

Оммавий ҳодиса ва жараёнларни билиш ва ўрганишда мутлоқ миқдорлар муҳим қурол вазифасини ўйнаса-да, аммо улар билан чекланиб қолиш мумкин эмас. Мутлоқ миқдорлар ўрганилаётган воқелик қандай тезликда ривожланаётганлигини, унинг такрорланиш интенсивлигини аниқламайди. Бунинг учун нисбий миқдорлар қўлланади. Улар қиёсий таҳлилни чуқурлаштириш ва тафаккуримизни бойитиш учун хизмат қилади.

Таққослаш статистик кўрсаткичларни шакллантиришнинг муҳим усулидир. У солиштирилаётган ҳодисалар ва белгиларнинг ўхшашлик томонлари ва фарқларини аниқлаш имконини беради. Таққослашнинг турли йуллари ва шакллари мавжуд (3.3-тарҳ).

Демак, статистик таққослашлар турли миқдорларни (кўрсаткичларни) бир-бири билан айирма ёки нисбат шаклида солиштиришни билдиради, яъни:

$$\Delta = K_1 - K_0 \quad (3.1)$$

$$DT = K_1 / K_0 \quad (3.2)$$

Бу ерда K_1 - таққосланувчи кўрсаткич, K_0 —таққословчи кўрсаткич Δ айириш натижасида олинган янги кўрсаткич, T —булиш натижасида олинган янги кўрсаткич.

Айирмалар шаклидаги (3.1) таққослаш натижаси (Δ) номли кўрсаткич бўлиб, у ўрганилаётган ҳодиса миқдорлари ўлчов бирлигида ифодаланади. У бир ҳодиса иккинчисига нисбатан мутлоқ ўлчамда

Таққосланиш турли кўрсаткичларни айирма ёки бўлиш йули билан ўзаро солиштиришдир



3.3-тарх. Статистик таққослаш турлари.

қанчага катта-кичиклигини белгилайди. Нисбий (3.2) таққослаш натижаси (Т) номсиз (абстракт мавхум) кўрсаткич бўлиб, ҳодисанинг сифат моҳиятини назардан соқит қилади. У жараён тезлигини, интенсивлигини акс эттиради. Бундай тартибдаги (3.2) таққослаш натижалари нисбий статистик кўрсаткичлар деб аталади. Бу ҳолда таққосланувчи (булинувчи) кўрсаткич (K_1) жорий миқдор, таққословчи (булувчи) кўрсаткич эса заминий миқдор деб номланади.

Нисбий кўрсаткичлар ҳар хил шаклларда ифодаланади. Уларнинг ифодаланиш шакли заминий миқдорнинг қандай бирликка тенглаштириб олинишига боғлиқдир. Агар заминий миқдор 1 га тенглаштириб олинса, нисбий кўрсаткичлар одатда коэффициентлар деб аталади ва қанча марта катталиги ёки жорий миқдор заминий миқдорнинг қандай қисмини, улушини ташкил этишини билдиради. Масалан, Ўзбекистонда 2000 йилда 3916 минг т дон ҳосили олинган, 1995 йил эса — 3215 минг т. Демак, дон ишлаб чиқариш 1,22 марта ошган ($3916:3215=1,22$), мазкур даврда республика аҳолиси 22,9 млн. кишидан 24,8 млн. кишига етган ёки 1,08 марта ($24,8:22,9=1,08$) кўпайган. Жон бошига 1995 йил 140 кг ($3215:22,9=140$), 2000 йилда эса 158 кг ($3916:24,8$) дон яратилган ёки бу кўрсаткич 1,13 марта ошган ($158:140=1,13$).

Агарда заминий миқдор 100 га тенглаштирилса, нисбий миқдор фоизда (%) ифодаланади. Мисолимизда 2000 йилда 1995 йилга нисбатан ялпи дон ҳосили 122% ($3916*100 / 3215$), жон бошига эса 113% ни ташкил этган.

Агарда заминий миқдор 1000 га тенглаштирилса, нисбий миқдор промилледа (‰) ва у 10 000 га тенглаштирилса, нисбий миқдор продицемилледа ифодаланади.

Нисбий миқдорларни ифодалашда у ёки бу шаклни қўллаш таққосланаётган миқдорлар ўртасидаги тафовутга ва ҳодисанинг мазмунига боғлиқ. Агар булинувчи миқдор булувчига нисбатан анча катта бўлса, у ҳолда нисбий кўрсаткичларни коэффициентда ифодалаш маъқул. Агарда улар бир-биридан унчалик тафовут қилмаса, у ҳолда одатда фоиз қўлланади. Агар булинувчи миқдор булувчига қараганда анча кичик бўлиб, майда касрли сонларни қўллаш ҳодиса мазмунига зид бўлмаса, у ҳолда нисбий миқдорларни промилледа, айрим ҳолларда продицемилледа ифодалаш тўғри бўлади.

Масалан, 2000 йилда Ўзбекистонда 533,2 минг бола туғилган эди, 130,4 минг киши эса ўлган. Аҳоли сони 24,8 млн. кишига нисбатан ҳисобланган туғилиш коэффициенти 21,5 ‰ ($533,2*1000 / 24,8$) ва ўлиш коэффициенти 5,5 ‰ ($130,4*1000 / 24,8$) ни ташкил этади. Демак, ҳар минг нафар киши аҳолига нисбатан 21,5 бола туғилган ва 5,5 киши ўлган. 1990 йилда бу кўрсаткичлар 33,6‰ ва 6,1 ‰ тенг бўлган.¹

¹ Ўзбекистан в цифрах в 1990 г. Краткий статсборник, Т.: Ўзбекистон, 1991,25-б.

Шу пайтгача биринчи тартибли статистик таққослашлар натижа-сида олинадиган нисбий кўрсаткичлар устида сўз бораётган эди. Аммо статистик таққослашлар иккинчи, учинчи ва ҳоказо тартибли бўли-ши мумкин.

Биринчи тартибли таққослашларда бевосита ҳодисалар, уларнинг белги қийматлари таққосланган бўлса, иккинчи тартибли статистик таққослашлар биринчи тартибли таққослаш натижаларига асослана-ди, яъни бу ҳолда улар бир-бири билан солиштирилади. Иккинчи тартибли таққослашлар натижасида вужудга келадиган нисбий кўрсат-кичлар оммавий ҳодиса ривожланиш жараёнларининг янги қирра-ларини очиш, таҳлилни чуқурлаштириб воқеликнинг ич-ичидаги муносабатларни ўрганиш учун хизмат қилади. Иккиламчи тартибли таққослашлар қуйидаги шаклларда амалга оширилиши мумкин:

$$T_{\Delta y} = \Delta y_{i+1} / \Delta y_i \quad T_{\Delta} = (y_{i+1} - y_i) / (y_i - y_{i-1}) \quad (3.3)$$

$$T_{\Delta i} = \Delta T_{i+1} / \Delta T_i = (T_{i+1} / T_i) / (T_i / T_{i-1}) \quad (3.4)$$

$$T_{\Delta y / \Delta T} = \{ (y_{i+1} - y_i) / (y_i - y_{i-1}) \} / \{ y_i / y_{i-1} \} \quad (3.5)$$

$$K_c = (\mathcal{E}_i - \mathcal{E}_{i-1}) / (P_i - P_{i-1}) \quad (3.6)$$

$$K_{\phi} = (\mathcal{E}_i / P_i) / (\mathcal{E}_{i-1} / P_{i-1}) \quad (3.7)$$

$$K_3 = \{ (\mathcal{E}_i - \mathcal{E}_{i-1}) / (P_i - P_{i-1}) \} : (\mathcal{E}_i - P_{i-1}) \quad (3.8)$$

Бу ерда Y_i — жорий давр кўрсаткичи.

Y_{i-1} — олдинги давр кўрсаткичи.

Y_{i-1} — кейинги давр кўрсаткичи.

\mathcal{E}_i ва \mathcal{E}_{i-1} — жорий ва ўтган даврда олинган иқтисодий эффект (самара, натижа).

P_i ва P_{i-1} — тегишли даврларда ишлатилган ресурслар.

Δ — ўзгариш аломати.

(3.3), (3.4) ва (3.5) шаклларидаги таққослашлар натижасида ри-вожланиш тезлигининг жадаллашиш суратлари деб аталувчи нисбий кўрсаткичлар олинади.

(3.6), (3.7) ва (3.8) кўринишидаги таққослашлар урганилаётган ҳодисалар ўртасида сабаб-оқибат боғланишлар мавжудлигини таҳ-лил қилишда қўлланади. Жумладан, бозор тараққиётини иқтисодий таҳлил қилишда ишлатиладиган чегаравий мойиллик кўрсаткичлари (3.6) типидagi таққослашга асосланади. Масалан, истеъмол қилиш ёки жамғариш учун чегаравий мойиллик коэффициентлари қуйида-гича ҳисобланади:

$$K_c = \Delta c / \Delta \text{GDP} = (C_i - C_{i-1}) / (\text{GDP}_i - \text{GDP}_{i-1})$$

$$K_i = \Delta I / \Delta \text{GDP} = (I_i - I_{i-1}) / (\text{GDP}_i - \text{GDP}_{i-1})$$

Бу ерда K_c ва K_i истеъмолга ва жамғаришга чегаравий мойиллик кўрсаткичлари;

C_i ва C_{i-1} — жорий ва утган даврдаги пировард истеъмол учун ишлатилган товар ва хизматлар ҳажми;

I_i ва I_{i-1} — тегишли даврларда реал активларни жамғариш учун инвестициялар;

GDP_i ва GDP_{i-1} — тегишли даврларда яратилган ялпи ички маҳсулот;

Δ — ўзгаришни ифодаловчи белги.

Масалан, 1999 йил Ўзбекистоннинг ялпи ички маҳсулоти 2048,4 млрд. сўм, шу жумладан пировард истеъмол фонди 1725,5 млрд. сўм ва жамғарма фонди — 313,0 млрд сўмни ташкил этган, 1998 йилда эса бу кўрсаткичлар тегишли тартибда 1416,2 млрд сўм, шу жумладан 1182,9 млрд сўм ва 109,4 млрд сўм бўлган, бундан:

$$K_c = (1725,5 - 1182,9) / (2048,4 - 1416,2) = 542,6/632,2 = 0,86.$$

$$K_i = (313,0 - 209,4) / (2048,4 - 1416,2) = 3,6/632,2 = 0,06$$

Макроиктисодий ва молиявий коэффициентлар бозор иқтисодиёти ривожланишини таҳлил қилишда муҳим қурол ҳисобланади. Улар (3,7) типдаги таққослашга асосланади. Ва ниҳоят, бозор иқтисодиёти ҳодислари уртасидаги сабаб-оқибат мунособатларни таҳлил қилишда эластиклик кўрсаткичлари муҳим роль ўйнайди. Уларнинг заминиди (3,8) типдаги таққослашлар ётади.

3.4. Нисбий кўрсаткичларнинг таснифи

Нисбий миқдорларнинг мазмуни, яъни воқеликнинг қандай томонини таърифлаши ва ҳисоблаш усулига қараб уларни қуйидаги тасниф гуруҳларига ажратиш мумкин (3,5-тарх).

Биринчи гуруҳ нисбий кўрсаткичлари мураккаб объект ёки тўпلامнинг тузилиши ва унинг фарқларини умумлаштириб таърифлайди. Тузилиш нисбий миқдорлари айрим унсур (қисм)ларнинг умумий тўпلامдаги (мураккаб объект ҳажмидаги) салмоғи ёки ҳиссаси қандай эканлигини аниқлайди. Бунинг учун айрим унсур (қисм) ҳажми умумий тўплам ҳажми билан таққосланади, яъни:

$$S_i = n_i / \sum n_i \text{ Бу ҳолда } \sum S_i = 1.$$

Агарда салмоқ ёки ҳиссаларни фоизда ифодаласак:

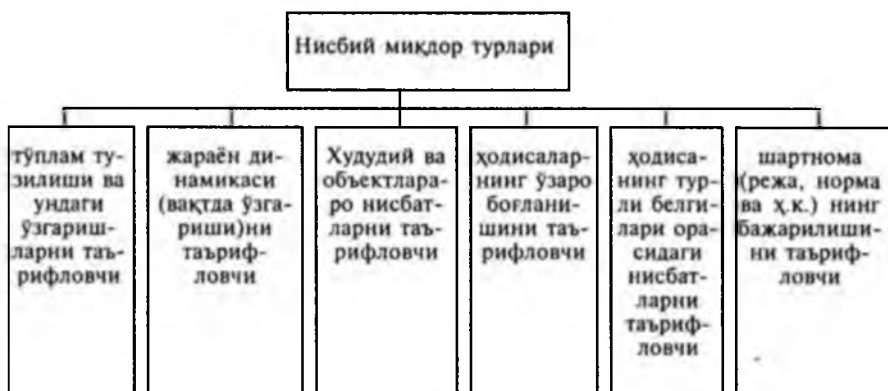
$$S_i = n_i * 100 / \sum n_i \text{ Бу ҳолда } \sum S_i = 100.$$

Бу ерда:

n_i — i — унсури (қисми)нинг ҳажми;

$\sum n_i = N$ — тўплам (мураккаб объект)нинг умумий ҳажми;

S_i — унсур(қисм)нинг салмоғи ёки ҳиссаси.



3.5. Таъриф. Нисбий кўрсаткичлар турлари.

Тузилиш ва унинг фарқларини таърифловчи кўрсаткичлар қаторига қуйидагилар ҳам киради:

а) координация нисбий миқдорлари: улар айрим унсур (қисм)ларнинг бир-бирига нисбатини таърифлайди, яъни:

$$K_i = n_i / n_{i-1} = S_i / S_{i-1}$$

K_i — координация нисбий миқдорлари (бир унсурни иккинчисига нисбати);

б) тўплам тузилишининг мураккаблик даражасини, ҳиссаларнинг нотекислик даражасини таърифловчи ўртача абсолют ва ўртача квадратик кўрсаткичлари ҳамда уларнинг нисбий кўрсаткичлари, яъни:

$$\bar{d}_i = \Sigma |S_i - \bar{S}_i| / N; \delta_s = \sqrt{\Sigma(S_i - \bar{S}_i)^2 / N};$$

$$d_{ds} = d_d / S_0; V_{ds} = d_s / \bar{S};$$

Бу ерда:

d_s — ҳиссаларнинг ўртача абсолют тафовути.

δ_s — ҳиссаларнинг ўртача квадратик тафовутлари.

V_{ds} — ўртача абсолют тафовутнинг нисбий кўрсаткичи.

V_{Gs} — ўртача квадратик тафовутнинг нисбий кўрсаткичи.

\bar{S}_i — ўртача ҳисса даражаси, яъни $\bar{S}_i = \Sigma S_i / N$

N — тўплам ҳажми, яъни $N = \Sigma n_i$;

в) икки тўплам тузилишидаги фарқларни умумлаштириб таърифловчи кўрсаткичлар, масалан:

$$\bar{K}_{SA-SB} = \sqrt{\Sigma(S_{iA} - S_{iB})^2 / \Sigma(S_{iA}^2 + S_{iB}^2)};$$

Бу ерда: S_{iA} — А тўпламдаги айрим унсур(булак)лар ҳиссаси;

S_{iB} — Б тўпламдаги айрим унсур(булак)лар ҳиссаси;

Уқорида зикр этилган кўрсаткичларни ҳисоблаш тартибини Андижон ва Навоий вилоятларидаги қўшма корхоналарнинг ташқи иқтисодий фаолияти ҳақидаги маълумотлар мисолида кўриб чиқамиз.

3.2.-жадвал

Андижон ва Навоий вилоят қўшма корхоналарининг ташқи иқтисодий фаолиятининг кўрсаткичлари

Кўрсаткичлар	1999 й (млн АҚШ \$)		1998 й (млн АҚШ \$)		Жамига нисбатан фоизда			
	Андижонвил.	Навоийвил.	Андижонвил.	Навоийвил.	1999		1998	
					Андижонвил.	Навоийвил.	Андижонвил.	Навоийвил.
А	π_{iA}	π_{iB}	π_{iA}	π_{iB}	$S_{iA} = \frac{\pi_{iA}}{\Sigma \pi_A}$	$S_{iB} = \frac{\pi_{iB}}{\Sigma \pi_B}$	$S_{iA} = \frac{\pi_{iA}}{\Sigma \pi_A}$	$S_{iB} = \frac{\pi_{iB}}{\Sigma \pi_B}$
Экспорт	36,5	151,6	78,6	108,6	9,7	79	22,8	72,4
Импорт	339	40,4	265,7	41,4	92,3	21	77,2	27,6
Жами	375,5	192	344,3	150	100	100	100	100

Маъна: Ўзбекистон Республикасининг 1999 йил ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари, 26-27 -бетлар.

Охириги тўртта устундаги кўрсаткичлар ҳисоблаб топилган, бунинг учун ҳар бир вилоятда олдин экспорт, сўнгра импорт жами айланма ҳажмига бўлинган, масалан, 1999 йил Андижон вилояти учун экспорт $S_{iA} = \frac{\pi_{iA}}{\Sigma \pi_A} = 36.5 * 100 / 375.5 = 9,7\%$ импорт $S_{iA} = 339.0 * 100 / 375.5 = 92.3\%$ жами 100% (9,7+92,3%)

Демак, Андижон вилоятида экспорт салмоғи 1998-1999йилларда 22,8%дан 9,7%гача камайган. Навоий вилоятида эса, аксинча, унинг салмоғи 72,4%дан 79,0%гача ошган. Импорт бўйича қарама-қарши тенденция кузатилади. 1998 йил Андижон вилоятида 1 миллион АҚШ\$ импорт ҳажмига 0,30 млн. АҚШ\$ экспорт тўғри келган. 1999 йил эса 0,11 миллион \$ Навоий вилоятида 1999 йил 3,75 млн \$ ва 1998 йил 2,62 млн \$. Демак, Навоий вилоятида қўшма корхоналар актив(фаол) ташқи иқтисодий фаолият балансига эга бўлган. Андижон вилоятида эса—пассив баланс билан бундай фаолият яқунланган. Энди ташқи иқтисодий фаолият баланси тузилишидаги фарқларни умумлаштирувчи кўрсаткични ҳисоблаймиз.¹

1998 йил учун

$$K_{SA-SB} = \sqrt{(\Sigma(S_A - S_B))^2 / (\Sigma(S_A^2 - S_B^2))^2} =$$

$$= \sqrt{(22.8 - 72.4)^2 + (77.2 - 27.6)^2} / (2.8^2 + 72.4^2 + 72.2^2 + 27.6^2) = 0.628$$

¹ Бошқа кўрсаткичларни ҳисоблаш тартиби 4.5 бўлимда ёритилган.

$$K_{SA-SB} = \sqrt{(79.04 - 4.7)^2 + (92.3 - 21.0)^2} / (79.0^2 + 4.7^2 + 92.3^2 + 21.0^2) = 0.804$$

Демак, Андижон ва Навоий вилоятларининг қиёсий ташқи иқтисодий фаолият баланси 1999 йилда 1998 йилга нисбатан бирмунча ёмонлашган, чунки унинг экспорт ва импорт бўйича тақсимотидаги нотекислик кучайган.

Динамика нисбий курсаткичлари — бу турли вақт даврларига тегишли курсаткичлар нисбати ҳосиласидир.

Нисбий курсаткичларнинг иккинчи гуруҳи ўрганилаётган ҳодиса ва жараённинг динамикасини, вақт бўйича ўзгаришини таърифлайди. Улар жорий даврдаги ҳодиса курсаткичини ўтган даврдаги миқдорига бўлиш йули билан аниқланади ва одатда фоизда ҳисобланиб, **ўсиш суръатлари** деб аталади. Агар даврлар сони уч ва ундан ортиқ бўлса, уларни ҳисоблаётганда таққослаш асосини ўзгармас ёки ўзгарувчан кўринишда олиш мумкин. Биринчи ҳолда ҳамма даврлар курсаткичлари бир давр (заминий давр), масалан, бошланғич давр курсаткичи билан таққосланади. Олинган натижалар **заминий ўсиш суръатлари** деб номланади. Иккинчи ҳолда ҳар бир кейин келадиган давр курсаткичи ўзидан олдинги давр курсаткичи билан солиштирилади. Олинган нисбий миқдорлар **занжирсимон ўсиш суръатлари** деб аталади. Агарда таққосланувчи давр курсаткичини $-Y_i$, бошланғич давр курсаткичини $-Y_0$ ва олдинги давр курсаткичини $-Y_{i-1}$ деб белгиласак, у ҳолда занжирсимон ўсиш суръати ($T_{зан}$)

$$T_{зан} = Y_i * 100 / Y_{i-1}$$

заминий ўсиш суръати ($T_{зам}$) эса

$$T_{зам} = Y_i * 100 / Y_0$$

Юқоридаги (жадвал 3,2) мисолимизда Андижон вилояти қўшма корхоналари учун 1999 йилда 1998 йилга нисбатан ўсиш суръатлари

экспорт бўйича $36,5 * 100 / 78,6 = 46,4\%$

Импорт бўйича $339 * 100 / 265,7 = 127,6\%$

Ташқи савдо айланмаси бўйича $375,5 * 100 / 344,3 = 109,1\%$.

Навоий вилояти учун эса мазкур курсаткичлар

экспорт бўйича $151,6 * 100 / 108,6 = 139,6\%$

импорт бўйича $40,4 * 100 / 41,4 = 97,6\%$

ташқи савдо айланмаси бўйича $192 * 100 / 150 = 128\%$

Шундай қилиб, Андижон вилояти қўшма корхоналарида экспорт ҳажми 1999 йилда 1998 йилга нисбатан 46,4% ни ташкил қилган, яъни 53,6% (100—46,4%) га камайган, импорт ҳажми 127,6% ни ташкил этган, демак 27,6% кўпайган. Бутун ташқи савдо айланмаси эса 9,1% ошган. Навоий вилояти қўшма корхоналарида экспорт 34,6%

кўпайган. Импорт эса 2,4% (100—97,6) камайган. Натижада бутун ташқи савдо айланмаси 28,0% ошган. Умумий хулоса қилиб таъкидлаш мумкинки, Навоий вилояти қўшма корхоналари Андижон вилоятига нисбатан ташқи иқтисодий фаолиятни зурайишига эришган. Мазкур вилоятлар бўйича 1997 йил қўшма корхоналар фаолиятининг натижаларини қўшимча жалб қилиб, яъни Андижон вилоятида экспорт 133,6 млн. АҚШ доллари, импорт 685,9 млн. доллар, умумий айланма 819,5 млн. доллар, Навоий вилоятида экспорт 153,7 млн. доллар, импорт 37,3 млн. доллар ва умумий айланма 191 млн. доллар¹, занжирсимон ва заминий ўсиш суратларини аниқлаймиз.

Усиш суратлари	Андижон вилояти			Навоий вилояти		
	1997	1998	1999	1997	1998	1999
а) занжирсимон: -экспорт	-	78,6*100/133,6= 58,8%	36,5*100/78,6= 46,4%	-	108,6*100/153,7= 70,7%	139,6%
- импорт	-	265,7*100/685,9= 38,7%	339*100/265,7= 12,6%	-	41,4*100/37,3= 111%	97,6%
-умумий айланма	-	344,3*100/819,5= 44%	375,5*100/344,3 =109,1%	-	150*100/191= 78,5%	118,0%
б) заминий						
- экспорт	100	78,6*100/133,6= 58,8%	36,5*100/133,6= 27,3%	100	108,6*100/153,7= 70,7%	151,6*100/153,7= 98,6%
- импорт	100	265,7*100/685,9= 38,7%	339*100/685,9= 49,4	100	41,4*100/37,3= 111%	40,*100/37,3= 108,3%
-умумий айланма	100	344,3*100/819,5= 44%	375,5*100/819,5= 45,8%	100	150*100/191= 78,5%	192*100/191= 100,5%

Занжирсимон ўсиш суръатлари давр сайин (мисолимизда йил сайин) ўсиш даражасини(камайишини), заминий ўсиш суръатлари эса қаторнинг бошланғич даврдан сунг ўтган даврлар (мисолимиз икки йил) давомида умумий ўсиш даражасини ифодалайди.

Ўрганилаётган ҳодисалар динамикасини таърифловчи нисбий кўрсаткичлар гуруҳига ўсиш суръатларидан ташқари яна қўшимча ўсиш суръатлари, тренд тенгламаларининг кўрсаткичлари (озод ҳадлар ва регрессия коэффицентлари), корреляция коэффицентлари, динамикада тебранувчанлик ва барқарорлик кўрсаткичлари, динамика индекслари ва ҳ.к. киради.

Нисбий миқдорларнинг учинчи гуруҳи ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни ҳамда ҳодисанинг омил (сабаб) белгилари билан натижавий (оқибат) белгилар ўртасидаги боғланишларни таърифлайди. Улар, масалан, бозор баҳолари билан таклиф ва талаб ҳажми, истеъмол ва жамғарма билан товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, меҳнат унумдорлиги билан маҳсулот ҳажми, даромадлар билан меҳ-

¹ Ўзбекистон Республикасининг 1998 йилда ижтимоий ва иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари, 27-28 бетлар.

нат унумдорлиги, сарфланган ўғитлар билан ҳосилдорлик ва ҳ.к. боғланишларни тавсифлайди. Ушбу гуруҳ кўрсаткичлари қаторига чегаравий мойиллик ва эластиклик коэффицентлари, корреляция ва детерминация коэффицентлари, баланс тузилмаларининг нисбий кўрсаткичлари, аналитик индекслар киради. 3,8 булимда чегаравий мойиллик ва эластиклик нисбий кўрсаткичларини ҳисоблаш тартиби баён этилган. Бошқа кўрсаткичлар китобнинг тегишли бобларида қараб чиқилган.

Фазовий (ҳудудий) таққослаш нисбий кўрсаткичлари мазмунан турдош бўлиб, аммо турли объект ва ҳудудларга ҳамда тузилмаларга тегишли кўрсаткичларни солиштиришдан олинган натижалардир.

Нисбий кўрсаткичларнинг яна бир катта гуруҳи ҳодиса ва жараёнларни фазода олиб таққослаш натижалари бўлиб, турли мамлакатлар, минтақалар, маъмурий ҳудудий бўлинмалар, ташкилий-ҳуқуқий тузилмалар ва объектларга тегишли мазмундош статистик кўрсаткичларнинг узаро нисбатларини тавсифлайди. Улар жаҳон ҳўжалигини таҳлил қилиш ва унда айрим мамлакатлар ўрнини аниқлашда, миллий бозорларни шаклланишида айрим минтақа ва тузилмаларнинг ролини ўрганишда, корхона ва фирмалар фаолиятини қиёсий таҳлил қилишда муҳим қурол ҳисобланади. Мазкур гуруҳ кўрсаткичларини қисқача қилиб фазовий (ҳудудий) таққослаш нисбий кўрсаткичлари деб аташ мумкин. Уларни ҳисоблаш тартиби Россия, Марказий Осиё республикаларида жон бошига ЯИМ ишлаб чиқариш ва айрим маҳсулотларни истеъмол қилиш маълумотлари мисолида қуйида тасвирланган (3.3-жадвалга қаранг).

3.3-жадвал

Россия ва Марказий Осиё республикаларида жон бошига ЯИМ ишлаб чиқариш ва айрим маҳсулотларни истеъмол қилиш кўрсаткичлари (уртача 1995 йил¹)

Республикалар	Жон бошига ЯИМ (АҚШ дол.)	Жон бошига истеъмол, кг			Россияга нисбатан %			
		нон ва нон маҳсулотлари	гўшт ва гўшт маҳсулотлари	сабзавот (картошқадан ташқари)	ЯИМ	нон	гўшт	сабзавот
Россия	2650	124	55	73	100	100	100	100
Қозоғистон	1160	176	51	54	44	142	93	74
Қирғизистон	630	109	38	44	24	88	69	60
Тожикистон	360	155	14	97	14	125	25	133
Туркменистон	...	147	24	90	...	119	44	123
Ўзбекистон	960	162	33	134	36	131	60	184

¹ Экономическое обозрение, январь 1998 й, 6 ва 33-бетлар

Демак, жон бошига ЯИМ ишлаб чиқариш бўйича Ўзбекистон Марказий Осиё республикалари орасида 2-ўринда, нон истеъмоли бўйича ҳам 2-ўринда, гўшт истеъмоли бўйича 3-ўринда ва сабзавот истеъмоли бўйича биринчи уринни эгаллайди. Россияга нисбатан республикамиз жон бошига ЯИМ яратиш бўйича 2,8 марта ва гўшт истеъмоли бўйича 1,7 марта орқада қолмоқда. Аммо нон истеъмоли бўйича 1,3 марта ва сабзавот бўйича 1,8 марта ундан узиб кетган.

Фазовий таққослаш нисбий миқдорларини, айниқса, мамлакатлар миқёсида ҳисоблашдан олдин, дастлаб солиштириладиган курсаткичларни таққослама ҳолга келтириш керак. Бунинг учун қуйидагиларга эътибор бериш лозим:

1. Таққосланадиган курсаткичлар сифат жиҳатидан бир хил кузатиш объекти ва бирлигига тегишли бўлиши керак. Кузатиш объекти бирлигини чегаралаш масаласи ягона тартибда ечилиши керак. Агарда кичик корхоналар устида сўз борса, курсаткичлар микрофирмалардан мустасно ҳолда фақат кичик корхоналар тўпламига тегишли бўлиши керак.

2. Таққосланаётган курсаткичлар ягона тартибда, усулда ҳисоблашни лозим.

3. Уларнинг улчов бирликлари мазмунан ва шаклан бир хил бўлиши керак. Агарда улар пулда ифодаланса таққослама баҳолардан фойдаланиш ёки уларга келтириш керак. Маълумки, жисмоний натура улчов бирликлари ҳодисаларнинг сифатидаги фарқларни тулиқ ҳисобга олмайди. Шу сабабли, бундай бирликларда ифодаланган курсаткичларга аниқлик киритиб, уларнинг сифат жиҳатидан таққосламалигини таъминлаш лозим.

Нисбий курсаткичларни бошқа гуруҳи бир объект (ҳодиса) га тегишли турли белгиларнинг ўзаро нисбатларини таърифлайди. Одатда улар интензивлик нисбий курсаткичлари деб юритилади ва ўрганилаётган объектларнинг иккиламчи белгиларини умумлаштиради. Айрим ҳолларда бу белгиларни сифат белгилари деб ҳам аташади. Меҳнат унумдорлиги даражаси, иқтисодий ўсиш даражаси, аҳоли зичлиги, моддий ва табиий ресурслардан фойдаланиш самарадорлиги (маҳсулдорлиги) ва ҳоказо сифат белгиларини улчаш учун тўғри ва тескари курсаткичлардан фойдаланамиз. Масалан, меҳнат унумдорлиги даражасини вақт бирлигида уртача бир ишловчи киши яратган маҳсулот ҳажми ёки маҳсулотнинг меҳнат талабчанлиги орқали таърифлаш мумкин. Биринчи ҳолда яратилган маҳсулот ҳажми меҳнат сарфлари билан таққосланади, иккинчисида эса тескари йўл билан бу амал бажарилади (меҳнат сарфлари маҳсулот билан таққосланади). Аҳоли зичлигини аниқлаш учун аҳоли сони ер майдони билан таққосланади. Моддий ресурслар самарадорлигини ресурс қайтими ёки ресурс талабчанлиги билан таърифлаш мумкин. Масалан, корхона бир йилда 50

Интензивлик нисбий курсаткичлари ҳодисанинг турли белгиларини таққослаш натижаси бўлиб, бир белги қийматининг бир бирлигига иккинчисининг қанча бирлиги тўғри келишини ифодалайди.

млн. сўмлик асосий фондлар билан 150 млн. сўмлик маҳсулот ишлаб чиқарган бўлса, фонд қайтими 3 сўм(150:50) ёки фонд талабчанлиги 33 тийин (50:150).

Ижтимоий-иқтисодий таҳлил қилишда турли белгиларнинг ўзаро нисбатини таърифловчи кўрсаткичлар кенг қўлланади. Мазкур кўрсаткичлар туркумига белгиларнинг системалик даражасини таърифловчи кўрсаткичлар ҳам киради. Масалан, гидротермик коэффициент деб аталувчи кўрсаткич 1 йилдаги ёгинлар миқдори билан самарали ҳарорат миқдори уртасидаги узаро нисбатни ифодалайди. Инсон қоматининг мутаносиблиги унинг оғирлиги ва бўйи орасидаги узаро нисбат билан ўлчанади.

Юқорида баён этилганларни умумлаштириб урганилаётган объектнинг бир белгисини "А" ва иккинчиси "Б" деб белгиласак, у ҳолда интенсивлик нисбий миқдори $C=A/B$ ёки $1/C=B/A$.

Демак, интенсивлик нисбий кўрсаткичлари солиштирилаётган миқдорларнинг бир бирлигига иккинчи миқдорнинг қанча бирлиги туғри келишини ифодалайди.

Интенсивлик нисбий кўрсаткичлари демографик ва социал жа- раёнларни таҳлил қилишда кенг қўламда ишлатилади. Масалан, минг нафар аҳолига нисбатан туғилган болалар ёки ўлган кишилар сони, Тошкент шаҳрига кўчиб келганлар ва кўчиб кетганлар сони, янги туғилган авлод ўртача умри (йил ҳисобида), 10 000 нафар аҳолига нисбатан шифокорлар ва касалхоналардаги ўринлар сони, мактаблар ва кутубхоналар сони, 100 000 нафар аҳолига нисбатан турли касалликлар сони, 100 нафар аҳолига нисбатан ўрта ва олий маълумотлилар сони ва ҳоказо кўрсаткичлар ҳисобланади. Айрим кўрсаткичларни аниқлаётганда унинг моҳиятига асосини мувофиқлаштириш талаб қилинади. Масалан 6 ёшгача бола саводли бўлиши мумкин эмас. Шу сабабли 100 аҳолига нисбатан ўрта ва олий маълумотли мутахассислар сонини аниқлаётган умумий аҳоли сонидан 6 ёшгача бўлган болалар ва туғма руҳий касаллар сони чиқариб ташланади.

Ва ниҳоят, нисбий кўрсаткичларнинг алоҳида гуруҳини буюртма ва бошқа шартномаларни, режаларни, нормаларни бажариш даражасини таърифловчи кўрсаткичлар ташкил этади. Улар ҳақиқатда ишлаб чиқарилган ёки етказиб берилган маҳсулот (иш, хизмат) ҳажмини шартномада, режада, нормада кўзланган миқдори билан таққослаб аниқланади, яъни

$$K = \frac{A_{\text{ҳақиқий}} * 100}{B_{\text{шартнома ёки режа}}}$$

Масалан, шартномага биноан давлат буюртмаси ҳужалик учун 5 000 тонна пахта қилиб белгиланган, ҳақиқатда ҳужалик 5600 тонна пахтани давлатга сотган. Шартнома 112% бажарилган ($5600*100/5000=112\%$).

Корхоналар уртасида тузиладиган моддий ресурсларни етказиб бериш ҳақидаги шартномаларда ресурсларнинг ҳажми билан бир қаторда уларнинг турлари ва ассортиментлари, етказиб бериш муддати кўзланади. Шартнома тўла бажарилди деб ҳисоблаш учун ресурсларни умумий ҳажми бўйича уни таъминлаш етарли бўлмайди, бундан ташқари ассортимент ва муддати жиҳатидан ҳам уни бажариш талаб этилади. Бу ҳолда ҳақиқатда етказиб берилган ресурслар ҳажми шартномада кўзланган ассортиментлар ва муддат чегарасида ҳисобга олинади, улардан ортиқчиси инобатга олинмайди. Масалан, шартномага биноан, январ ойи корхона "А" ресурсларнинг "а" ассортиментидан 800 дона, "б" ассортиментдан 700 дона етказиб бериши керак эди. Ҳақиқатда корхона "а" дан 850 дона "б" дан 640 дона етказиб берган. Бундан ташқари, шартномада март ойида етказилиб берилиши кўзланган "С" ассортиментидан 150 дона ҳақиқатда етказиб берилган. Жами шартномада 1500 дона етказиб бериш кўзланган ҳолда ҳақиқатда 1640 дона етказиб берилди. Етказиб бериш умумий ҳажми бўйича шартнома 109,3% ($1640 \cdot 100 / 1500$) бажарилган бўлса ҳам, ammo ассортимент ва муддати бўйича у таъминланмаган. Шартномада кўзланган шартларни таъминлайдиган ҳақиқатда етказиб бериш ҳажми "а" дан 800 дона "б" дан 640 дона ичига олади, қолганлари январ шартномасида кўзланмаган. Демак, шартнома етказиб беришнинг ассортиментлари ва муддатини ҳисобга олган ҳолда 96% ($1440 \cdot 100 / 1500$) бажарилган.

Режа ёки нормани бажариш даражаларини аниқлаётганда ҳақиқатда ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажми ёки бажарилган иш ҳажми режада ёки нормада кўзланган унинг миқдори билан таққосланади, ҳоло.

Айрим ҳолларда шартнома ёки режада кўзланган кўрсаткич мулоқ миқдорда бўлмасдан, нисбий миқдорда ифодаланади. Масалан, ўтган йилдаги даражадан 10% кўпроқ ресурс етказиб бериш ёки маҳсулот ишлаб чиқариш кўзланади. Бу ҳолда шартнома ёки режани бажариш даражасини аниқлаш учун дастлаб ҳақиқий ўзгариш даражаси ҳисобланади. Масалан, жорий даврда 2100 дона етказиб берилган ёки ишлаб чиқарилган бўлса, ўтган йили эса 2000 дона бўлса, у ҳолда ҳақиқатда 5% кўп ($(2100 \cdot 100) / 2000 = 105\%$) етказиб берилган ёки ишлаб чиқарилган. Сўнгра ўтган йилга нисбатан ҳақиқий ўсиш сурати (105%) шартномада ёки режада кўзланган ўсиш сурати 110% ($100 + 10\% = 110$) билан таққосланади.

Шартнома ёки режа бажариш даражаси

$$(105 \cdot 100) / 110 = 95,5\%.$$

Демак, 4,5% бажарилмаган.

Қараб чиқилаётган нисбий кўрсаткичлар гуруҳи ижтимоий-иқтисодий тараққиёт жараёнида ҳақиқатда эришилган даражаларни норматив ёки максимал мумкин бўлган даража билан таққослашдан олинандиган кўрсаткичларни ҳам ўз ичига олиши мумкин. Мазкур кўрсаткичлар ижтимоий-иқтисодий ривожланиш истиқболларини

белгилаш учун муҳим аҳамиятга эга. Масалан, илмий асосланган нормативларга асосан Ўзбекистонда бир киши бир йилда 124,1 кг нон ва нон маҳсулотларини, 83,9 кг гушт ва гушт маҳсулотларини, 113,3 кг турли сабзавотларни (картошқадан ташқари) истемол қилиши оптимал тиббий ечим ҳисобланади. 3.3-жадвал маълумотларини ушбу нормалар билан солиштирсак, нормативга нисбатан 30,5 % куп ($162 \cdot 100 / 124,1 = 130,5\%$) нон ва нон маҳсулотларини ва 18,3% дан ошиқроқ турли сабзавотлар ($134 \cdot 100 / 113,3 = 118,3\%$) гушт ва гушт маҳсулотларини эса 60,7% кам ($33 \cdot 100 / 83,9 = 39,3\%$) бир киши истемол қилаётганини курамиз. Истемол саватини асосий маҳсулот ва хизматлар турлари билан илмий асосланган нормаларда тўлдириб ҳар йилнинг уртача бозор нарҳларида баҳолаб, олинган истемол ҳажми қийматини уртача бир нафар аҳолига туғри келадиган даромадлар ва истемол учун харажатлар билан солиштирсак, аҳолининг турмуш даражаси ҳақида муҳим интеграл курсаткичларга эга бўламиз. Ёки уша истемол саватини баҳолашдан олинган натижаларни йилма-йил (бундай ҳисоблашларни ойма-ой ҳам бажариш мумкин) таққослаб чиқсак, истемол баҳоларининг ўзгариши ҳақида муҳим ахборотга эга бўламиз.

Нисбий курсаткичларнинг турлари ва ҳисоблаш тартиби ҳақида юқорида баён этилганларга яқун ясаб, қуйидагиларга эътибор беришни таъкидлаб ўтамиз.

Нисбий миқдорларни тузиш шундай масалаки, у урганилаётган ҳодиса ва жараён, унинг хусусиятлари ҳақидаги аниқ билимни статистика услубиётининг умумий қонуниятлари билан узвий бирлаштиришни талаб қилади. Бу масалани ечиш жараёнида маълум мантиқий-статистик қоидаларга асосланиш керак.

Биринчи қоида, - нисбий курсаткичда солиштирилаётган мутлоқ (ёки нисбий) миқдорлар реал объектив ҳаётда бирор нарса билан боғланган бўлиши керак. Агарда бу шарт бажарилмаса, у ҳолда "дарахт узунми ёки тун?", "ақл купми ёки бугдой" деган иборалар таҳлидида иш тутиш билан тенг бўлади. "Дарахт" билан "тунни" ёки "ақл" билан "бугдой"ни бирини иккинчисига бўлиб умуман математик боғлаш мумкин, аммо ҳеч қандай нисбий курсаткич ола олмаймиз. Маъно жиҳатдан таққосланаётган курсаткичларнинг тулароқ мувофиқ бўлишини таъминлаш учун ҳаракат қилиш керак. Масалан, молдан сут олиш даражасини аниқлаш учун ялпи соғиб олинган сут ҳажмини соғин сигирлар сонига (сигирлар, ёки қўйлар, ёки эчкилар) бўлиши керак. Бу ҳолда ёш бузоқларни, ёки ҳукизларни, қўчқорларни, такаларни ҳисобга олиш нотўғри бўлади, аммо юнг олиш даражасини ҳисоблаётганда она қўй ва эчкилар билан чегараланиб бўлмайди, чунки қўчқорлардан ҳам, такалардан ҳам юнг олинади, аммо қора молларни, эшакларни, товуқ ва бошқа қушларни қўшиб бўлмайди, чунки улардан юнг олинмайди.

Иккинчи қоида. Нисбий курсаткичларни тузаётганда таққосланаётган бошланғич курсаткичлар фақат бир хоссаси (атрибути), хусусияти билан фарқ қилиши мумкин: масалан, белгиси (муайян объект-

да, вақтда, режа ёки хақиқий кўрсаткич эканлиги), вақт даври (муайян белгида, объектда ва ҳоказо), ёки кўрсаткичлар хақиқий, режа ёки норматив эканлиги. Икки ва ундан ортиқ хоссалари (хусусиятлари) билан фарқ қилувчи кўрсаткичларни таққослаб бўлмайди. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистонда пахта ишлаб чиқаришни 1990 йил ёки 2002 йилда Қозоғистонда мис ёки пулат эритиш билан солиштириш мантиққа туғри келмайди.

Учинчи қоида. Нисбий кўрсаткич эга бўлиши мумкин бўлган миқдорий чегараларни билиш керак. Масалан, вариация коэффицентларини ҳисоблаётганда унинг махражидаги кўрсаткич нолга яқин сон бўлса, у ҳолда вариация кўрсаткичи ўз маъносини йўқотади, у чексиз қийматга эга бўлади. Шунингдек, бошланғич таққосланаётган кўрсаткичлар бир даврда манфий (минус), иккинчи даврда эса мусбат (пилус) ишораларга эга бўлса, уларни таққослаб бўлмайди, яъни ўсиш суръатини аниқлаш мумкин эмас. Корреляция коэффицентларига ўхшаш нисбий миқдорларни тузаётганда максимал қиймати бирга интиладиган, минимал даражаси эса - нолга интиладиган кўринишни таъминлаш керак. Шундай тартибда двигател фойдали иш коэффиценти, Жини концентрация коэффиценти тузилади. Иқтисодийнинг самарадорлиги ҳам кўрсаткичларини шундай кўринишда тузиш маъқулроқ булар эди.

3.5. Нисбий миқдорлар орасидаги боғланишлар.

Табииат ва турмушимиздаги ҳодисалар, объектив воқеаликлар ўзаро алоқадорликки, ўзаро боғлиқликка эга. Улар доимо ўзаро бир-бирларига таъсир этади. Шунингдек, ҳар бир объект ичиди турли тамонлар ва элементлар ўзаро алоқада, ўзаро боғланишдадир. Алоқасиз, боғланишсиз ҳеч қандай воқеа бўлиши мумкин эмас.

Ҳодиса ва жараёнларнинг умумий универсал алоқадорлиги, боғлиқлиги, ўзаро таъсири инсон тафаккурида, илмий тушунчаларда ўз аксини топади. Статистик кўрсаткичлар оммавий ҳодиса ва жараёнлар ўртасидаги ички алоқадорликни акс эттиришдан бошқа нарса эмас. Улар, шу жумладан нисбий кўрсаткичлар ўртасида ҳам ўзаро алоқадорлик мавжуд. Нисбий миқдорларни вақт бўйича ҳаракатда динамик ўзгаришида олиб қараганда улар орасидаги ўзаро боғланишлар яққол намоён бўлади.

Юқорида динамика нисбий кўрсаткич шакллари мисолида занжирсимон ва заминий ўсиш суратлари қараб чиқилган эди. Улар урганилаётган ҳодисаларнинг вақт бўйича ҳаракатини тасвираб, биринчиси, даврма-давр ўзгаришини, иккинчиси эса бошланғич даврдан бошлаб муайян давргача ўтган вақт давомида бўлган ўзгаришларни ўлчайди. Шу сабабли, занжирсимон ўсиш суратлари кўпайтмаси заминий ўсиш суратига тенг. Масалан, тўрт давр учун бу кўрсаткичлар орасида боғланиш:

$$\frac{y_1}{y_0} \cdot \frac{y_2}{y_1} \cdot \frac{y_3}{y_2} \cdot \frac{y_4}{y_3} = \frac{y_4}{y_0}$$

Мисол, Ўзбекистон реал ялпи ички маҳсулоти (олдинги) йилга нисбатан кўпайган 1995й. 1996й. 1997й. 1998й. 1999й

—0,9% 1,7% 5,2% 4,4% 4,4%

бундан занжирсимон ўсиш қолдиқлари:

0,99; 1,017; 1,052; 1,044; 1,044.

Уларнинг кўпайтмаси $0,991 \cdot 1,017 \cdot 1,052 \cdot 1,044 \cdot 1,044 = 1,156$ ёки $0,991 \cdot 1,017 = 1,008 \cdot 1,052 = 1,06 \cdot 1,044 = 1,107 \cdot 1,044 = 1,156$.

Демак, 5 йилда реал ЯИМ 15,6% ошган.

Тўпلام тузилишини таърифловчи нисбий миқдорнинг динамикаси (яъни вақтида ўзгариши) таркибий унсурлари (қисимлари) ва умумий ҳажмининг ўзгаришига боғлиқ. Маълумки, ҳар бир унсур (қисм) ҳиссаси $S_i = n_i / \sum n_i$ (1) билан аниқланади. Ушбу тенглик элементлари (параметрлари)нинг динамикаси — $K_{ni} = n_{ii} / n_{oi}$; $K \sum n_i = \sum n_{ii} / \sum n_{oi}$; $K_{si} = S_{ii} / S_{oi}$; билан ифодаланади. Тенгликка (1) биноан

$$S_{ii} / S_{oi} = (n_{ii} / \sum n_{ii}) : (n_{oi} / \sum n_{oi}) = (n_{ii} / n_{oi}) / (\sum n_{ii} / \sum n_{oi}) = K_{ni} / K_{\sum n_i} \quad (2)$$

$$\text{Бундан, } S_{ii} = K_{ni} \cdot S_{oi} / K_{\sum n_i} \quad (3)$$

ёки

$$S_{oi} = S_{ii} : K_{ni} / K_{\sum n_i} = S_{ii} \cdot K_{\sum n_i} / K_{ni} \quad (4);$$

Бу ерда:

n_{ii} — жорий даврда айрим унсурлар, қисмлар ҳажми;

n_{oi} — ушбу кўрсаткич ўтган давр учун;

$\sum n_{oi}$ ва $\sum n_{ii}$ — ўтган ва жорий даврларда тўпلام умумий ҳажми;

S_{ii} ва S_{oi} — ўтган ва жорий даврларда айрим унсурлар ҳиссаси;

K_{ni} ва $K_{\sum n_i}$ — жорий даврда ўтган даврга нисбатан айрим унсурлар ва тўпلام умумий ҳажми ўзгаришининг коэффициентлари;

K_{si} — айрим унсурлар ҳиссасининг ўзгариш коэффициентлари;

Мисол, 1979 ва 1989 йилдаги аҳоли рўйхатлари орасидаги 10 йиллик давр давомида Ўзбекистон аҳолиси 29,3 % кўпайган ҳолда, шаҳар аҳолиси 27,8% га ва қишлоқ аҳолиси 30,4 % га ошган. Шаҳар ва қишлоқ аҳолисининг ҳиссалари (умумий аҳоли сонида) қандай ўзгарган? Шаҳар аҳолисининг ҳиссаси (2) биноан $127,8/129,3=0,988$ ёки 98,8%, қишлоқ аҳолисининг ҳиссаси $130,4 / 129,3 = 1,009$ ёки 100,9%. Демак, шаҳар аҳолисининг ҳиссаси 1,2% камайган, қишлоқ аҳолисининг ҳиссаси эса 0,9% га кўпайган. Агарда 1979 йил шаҳар аҳолиси умумий аҳолига нисбатан 41,2% ни ташкил этган бўлса, у ҳолда 1989 йил унинг ҳиссаси (3) биноан $127,8 \cdot 41,2 / 129,3 = 40,7\%$. Агарда 1989 йил қишлоқ аҳолиси ҳиссаси 59,3 % бўлган бўлса, у ҳолда 1979 йил у (4) биноан тенг: $(129,3 \cdot 59,3) / 130,4 = 58,8\%$. Юқорида баён этилган боғланишлардан фойдаланиб тўпلام буйича урганилаётган белгининг ўртача қийматининг ўзгаришини ҳисоблаш мумкин. Мисол, фермер хўжалигида ҳисобот йили бултурғига нисбатан умумий пахта майдони 15% камайган ҳолда юқори ҳосилли ер майдони 20% га ошган ва умумий экин майдонда 70% ташкил этган. Кам ва юқори

ҳосилли майдонларда пахта ҳосилдорлиги ўзгармай қолган бўлса, уртача барча майдонда пахта ҳосилдорлиги қандай ўзгарган? Ҳисобот йилида юқори ҳосилли экин майдон ҳиссаси (2) биноан 4,3% [(120*100)/115 = 104,3 %] ошганда ўтган йили унинг ҳиссаси 67,1 % бўлса [(70 / 104,3) ёки = 67,1%], кам ҳосилли майдон ҳиссаси бу йил 30% (100-70) ўтган йили эса 32,2% (100-67,1) ташкил этган, демак 8,8% (30/32,9=91,2) камайган. Майдон категорияларида ҳосилдорлик ўзгармаганлиги учун (динамикаси $k_{\text{ш}}=1,0$), уртача ҳосилдорлик динамикаси: $K_x = \sum K_{x_i} S_{x_i} / \sum K_{x_i} = (1*104.3+1*91.2) / 2 = 97.75\%$ ни ташкил этади.

Демак, уртача ҳосилдорлик 2,25% камайган.

Фазовий таққослаш нисбий кўрсаткичи $K_{A/B} = A/B$ солиштирилаётган кўрсаткичларнинг ўзгариши таъсири остида ўзгаради, яъни

$$K_{A_1B_1} / K_{A_0B_0} = (A_1/A_0) / (B_1/B_0) = (A_1/B_1) / (A_0/B_0) \quad (5)$$

Бу ерда: A_1 ва A_0 — жорий ва ўтган даврда A ҳудуд (мамлакат, миллат, объект) кўрсаткичлари (булинувчи миқдор);

B_1 ва B_0 — шу даврларда B ҳудуд кўрсаткичлари (булинувчи миқдор).

Мисол: 1999 йилда 1998 йилга нисбатан Жиззах вилоятида ялпи ички маҳсулоти 11,7%, аҳоли сони эса 3,9% камайган Сирдарё вилоятида ЯИМ 4,4% ошгани ҳолда аҳоли сони 2,2% камайган Жиззах вилоятида Сирдарёга нисбатан жон бошига ЯИМ ишлаб чиқариш қандай ўзгарган?

$$(111,7 : 103,9)/(104,4 : 97,8) = 107,5/106,5 = 1,009 \text{ ёки } 100,9\%.$$

Демак, Жиззах вилоятида жон бошига ЯИМ ишлаб чиқариш Сирдарёга нисбатан 0,9% кўпайган.

Бир объектга тегишли турли белгилар нисбатини таърифловчи интенсивлик нисбий миқдорларининг динамикаси ҳам ҳар бир таққосланаётган белгининг ўзгаришига боғлиқдир. Юқоридаги мисолимизда жон бошига ЯИМ ишлаб чиқаришнинг вилоятлар бўйича таққосламасидан, ҳар бир вилоят динамикасини олиб қарасак:

$$K_{A/B} = (A_1/B_1) : (A_0/B_0) = (A_1/A_0) : (B_1/B_0) = K_A/K_B \quad (6)$$

Бу ерда:

A_1 ва A_0 — бирор объектнинг “А” белгисининг жорий ва ўтган даврдаги кўрсаткичи;

B_1 ва B_0 — айти объектнинг “Б” белгисининг жорий ва ўтган даврдаги миқдори;

$K_{A/B}$ — А ва Б белгиларининг ўзаро нисбатидан ҳосил бўлган интенсивлик нисбий кўрсаткичининг динамика кўрсаткичи (жорий даврда ўтган даврга нисбатан ўзгариши);

K_A — “А” белгисининг динамика нисбий миқдори;

K_B — “Б” белгисининг динамика нисбий миқдори.

Юқоридаги мисолларимизда Жиззах вилоятида жон бошига ЯИМ ишлаб чиқариш 1999 йилда 1998 йил нисбатан 7,5 % ошган (111,7/

103,9 = 1,075 ёки 107,5%), Сирдарё вилоятида эса 6,5% купайган (103,9/97,8 = 1,065 ёки 106,5%).

Бошқа мисол: Ўзбекистон ЯИМ (1998 й. таққослама баҳоларда) 1998 йилдаги 1416,2 млрд. сўмдан 1999 йилда 1478,5 млрд. сўмгача купайган, яъни 4,4% ортган. Миллий иқтисодиётда банд аҳоли сони шу даврда 8800 минг кишидан 8885 минг кишига етган яъни 1% ошган. Демак, иқтисодиётда меҳнат унумдорлиги 3,4% га кўтарилган (104,4/101 = 1,034 ёки 103,4%) ҳақиқатда ҳам 1 киши 1998 йилда 161 минг сўм (1416,2 млн. сўм / 8800 минг киши) ЯИМ яратган, 1999 йил эса 166,4 минг сўм (1478,5 млрд. сўм : 8885 минг киши), яъни 3,4% купайган (166,4*100/161 = 103,4%).

Ўзаро боғланишни таърифловчи нисбий кўрсаткичларни динамикада олиб қаралганда ҳам худди шунингдек боғланишлар кузатилади. Бу ҳолда узаро боғланиш нисбий кўрсаткичнинг динамикаси ва уни ҳисоблашда асос бўлган кўрсаткичлар динамикаси аниқланади. Масалан, истеъмолга (ёки жамғаришга ёки чет элга мол чиқаришга, чет элдан мол келтиришга ва ҳоказо) уртача мойиллик коэффициентининг динамикаси пировард истеъмол (ёки жамғарма ва ҳоказо) фонди динамика нисбий миқдорини ялпи ички маҳсулот динамика нисбий миқдорига бўлишга тенг, яъни

$$K_{\text{ист}} = K_{1(\text{ист})} / K_{0(\text{ист})} = (\Phi_{1(\text{ист})} / \text{ЯИМ}_1) : (\Phi_{0(\text{ист})} / \text{ЯИМ}_0) = (\Phi_{1(\text{ист})} / \Phi_{0(\text{ист})}) : (\text{ЯИМ}_1 / \text{ЯИМ}_0)$$

Бу ерда:

$K_{1(\text{ист})}$ ва $K_{0(\text{ист})}$ — жорий ва ўтган даврлардаги истеъмолга мойиллик коэффициентлари.

$\Phi_{1(\text{ист})}$ ва $\Phi_{0(\text{ист})}$ — жорий ва ўтган даврлардаги пировард истеъмол фондлари.

ЯИМ_1 ва ЯИМ_0 — шу даврдаги ялпи ички маҳсулот.

Масалан, 1999 йилда Ўзбекистонда пировард истеъмол ҳаражатлари (ҳақиқий баҳоларда) 1725,5 млрд.сўм бўлиб, 1998 йилга нисбатан (1182,9 млрд.сўм) 45,9% купайган (1725,5*100:1182,9=1,459 ёки 145,9%), ялпи ички маҳсулот шу даврда 1416,2 млрд.сўмдан 2048,4 млрд сўмгача (ҳақиқий баҳоларда) ортган ёки 44,6% ошган (2048,4*100:1416,2=1,446 ёки 144,6%). Бундан истеъмолга уртача мойиллик коэффициенти 0,9% купайган (145,9*100:144,6=100,9%). Ҳақиқатда ҳам уртача мойиллик коэффициент 1998 йилда 84,2% (1725,5*100:2048,4), 1998 йил 83,5% (1182,9*100:1416,2) яъни 0,9% ошган (84,2*100:83,5=100,9%).

Эластиклик коэффициенти динамикаси тўртта кўрсаткич: ялпи самара, ялпи ресурслар, қўшимча самара ва қўшимча ресурслар динамикаси билан аниқланади.

Биринчи давр эластиклик коэффициенти $K_{(0)} = ((\Theta_1 - \Theta_0) : (P_1 - P_0)) : (\Theta_0 / P_0)$, иккинчи давр учун эса бу коэффициент $K_{(1)} = ((\Theta_2 - \Theta_1) : (P_2 - P_1)) : (\Theta_1 / P_1)$ га тенг.

Иккинчи давр эластиклик коэффициентининг биринчи давр коэффициентига нисбати, яъни коэффициентнинг динамика нисбий миқдори

$$K_{K_2} = K_{2(\Theta_2)/K_{1(\Theta_1)}} = ((\Theta_2 - \Theta_1) : (P_2 - P_1)) : ((\Theta_1/P_1) : ((\Theta_1 - \Theta_0)/(P_1 - P_0))) : ((\Theta_0/P_0)) = ((\Theta_2 - \Theta_1) / (\Theta_1 - \Theta_0)) : (P_2 - P_1) / (P_1 - P_0) : ((\Theta_1/\Theta_0) : (P_1/P_0)) \quad (7)$$

Масалан, Ўзбекистонда уртача ойлик иш хақи ва жон бошига товaрларни харид қилиш ва хизматлар учун тўловлар қуйидаги миқдорлар билан таърифланган (ҳақиқий баҳоларда):

	1997	1998	1999
Ойлик иш хақи (сум) (даромад)	3693 (P ₀)	5414 (P ₁)	8662 (P ₂)
Жон бошига товар ва хизматлар учун харажатлар (минг сум талаб)	23,0(Θ ₀)	32,9(Θ ₁)	53,0(Θ ₂)
Қушимча талаб (минг сум)	-	9,9(Θ ₁ - Θ ₀)	20,1(Θ ₂ - Θ ₁)
Қушимча даромад (сум)	-	1721 (P ₁ - P ₀)	3248 (P ₂ - P ₁)
1 сум даромадга талаб (сум)	6,23	6,08	6,12
Қушимча 1 сум даромадга қушимча талаб (сум)	-	5,75	6,19

Талабни даромадга нисбатан эластиклик коэффициентни:

$$1998/1999 \ 5,75/6,23=0,923$$

$$1999/1998 \ 6,19 / 6,08 = 1,018$$

Демак, эластиклик коэффициентни 10.3%(1,018*0,923 = 110,31) ошган, бу кўрсаткични (7) буйича ҳисобласак

$$((20,1/9,9) : (3248/1721)) / ((32,9 : 23,0) / (5414 : 3693)) = (2,030 : 1,887) / (1,430 : 1,466) = 1,0758 : 0,9754 = 1,103 \text{ ёки } 110,3\%.$$

Демак, олдинги натижага эга бўламиз.

Шартномани (режани, нормани) бажариш нисбий курсаткичларини ҳам динамикада қараш мумкин. Бу ҳолда уларнинг динамика нисбий миқдори ҳақиқий бажариш кўрсаткичи динамикаси билан шартномада қўзланган курсаткичнинг динамикаси орасидаги узаро нисбатга тенг.

$$K_1 = K_1 / K_0 = ((X_1 : Ш_1) / (X_0 : Ш_0)) = ((X_1 : X_0) / (Ш_1 : Ш_0)) \quad (8)$$

Мисол, I квартал учун шартномада қўзланган 500 дона ўрнига 480 дона маҳсулот етказиб берилган. II кварталда эса 600 дона ўрнига 648 дона етказилган.

Демак, I кварталда шартнома 96% (480*100:500 = 96%), II кварталда эса 108% (648*100:600=108%) бажарилган ёки I кварталга нисбатан шартномани бажариш даражаси 12,5% яхшиланган (108*100 : 96=112,5%). Бу натижани (8) тенглик буйича ҳам аниқлаш мумкин. I квартал шартномасига нисбатан II квартал шартномасида 20% маҳсулот етказиб беришни ошириш қўзланган (600*100 : 500 = 120%). Ҳақиқатда маҳсулот етказиб бериш ҳажми 35% ошган (648*100 : 480 = 135%).

Демак, шартномани бажариш II кварталда I кварталга нисбатан 12,5% яхшиланган (135*100 : 120 = 112,5%).

Нисбий курсаткичларни фазо жиҳатидан ўзгаришда деб қараш мумкин. Бу ҳолда юқорида кўриб чиқилган ҳар хил турдаги нисбий курсаткичлар орасидаги боғланишлар ўз кучини сақлайди, фақат таққослашларни вақт бўйича бажармасдан, объектлараро (ҳудудлараро, мамлакатлараро) амалга ошириш лозим.

Нисбий миқдорлар масаласи якунида яна бир муҳим жиҳатга эътибор бериш керакки, нисбий кўрсаткичлардан амалий фаолиятда фойдаланиш жараёнида уларнинг соясида турган мутлоқ курсаткичларни ҳеч қачон назардан чиқармаслик лозим, чунки уларнинг катта ёки кичик қийматларга эга бўлишига қараб 1% ўзгаришнинг оғирлиги (мутлоқ қиймати) турлича миқдорга, демак, маънога эга бўлади.

3.6. Миллий маҳсулот ва даромадларнинг доиравий айланмаси - макроиқтисодий кўрсаткичлар тизимининг асоси

Эҳтиёж — бу инсоннинг ҳаётий ва руҳий талабидир.

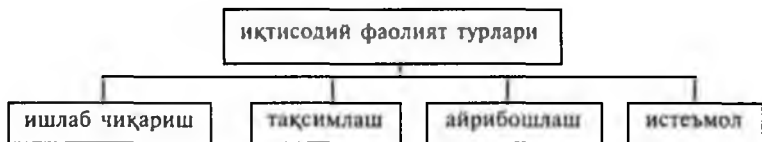
Иқтисодий фаолият - бу инсон тирикчилигини таъминлаш воситалари мажмуасидир.

Иқтисодиёт инсоннинг тирикчилик утказишга қаратилган хўжалик фаолияти бўлиб, ҳаётий эҳтиёжни қондириш воситаси ҳисобланади.

Эҳтиёжлар турли-тумандир. Шу сабабли уларни қондириш ҳам турлича йўллар билан амалга оширилади. Лекин бу бари-бир иқтисодий фаолиятни талаб қилади.

Иқтисодий фаолият ишлаб чиқаришдан бошланиб, яратилган маҳсулотларни тақсимлаш ва айирбошлаш орқали истеъмол этиш билан тугалланади. Унинг асосий бўғини ишлаб чиқариш, яъни ҳар хил буюмлар ва хизматларни яратишдир. Меҳнат яратган неъматлар иқтисодий неъматлар дейилади. Бу неъматлар табиат инъомлари (ҳаво, сув, ер ости бойликлари ва ҳоказо)дан фарқ қилади. Чунки бу инъомлар текин неъматлар бўлиб, меҳнат маҳсули ҳисобланмайди.

Маҳсулотларни тақсимлаш ва айрибошлаш орқали истеъмол қилиш (ишлатиш) ҳам иқтисодий фаолият таркибига кириб, унинг махсус шакллари ташкил этади ва ишлаб чиқариш, тижорат (савдо-сотиқ) орқали истеъмол билан боғланади.



3.6.-тарх. Иқтисодий фаолият турлари.

Иқтисодий фаолият турлари хилма-хил, бир-бири билан ўзаро боғлиқ, бир-бирини тақозо этади. Одамзот ишлаб чиқаришсиз яшай олмайди, ишлаб чиқариш орқали яратган маҳсулотларни ўзаро тақсимлаб, бир-бирларига керакли қисмларга бўлиб, сўнгра айрибош-

лаш орқали ўз талабларини қондирадилар, яъни истеъмол қилишга эришади.

Унутмаслик керакки, инсон ўз эҳтиёжини қондирмаса, иш қобилятини тиклай олмайди. Бинобарин, ишлаб чиқаришсиз истеъмол бўлмайди. Демак инсон яшаши учун доимо меҳнат қилиши, керакли буюмлар ва хизматларни яратиши, тақсимлаш ва айрибошлаш орқали истеъмол этиши лозим. Бу иқтисодий жараён такрор ишлаб чиқариш деб аталади.

Такрор ишлаб чиқаришнинг бош бугини бевосита ишлаб чиқаришдир. У иккига - моддий ва номоддий ишлаб чиқариш соҳаларига бўлинади:

1. Моддий ишлаб чиқариш - аниқ моддий буюм шаклига эга маҳсулотлар (масалан, озиқ-овқат, кийим-кечак, ёқилғи, хом-ашё, машина, ускуна ва бошқалар)ни яратиш билан шуғулланади. Бунга сааноат, қишлоқ хўжалиги ва қурилиш тармоқлари киради.

Режали ижтимоий мулкчиликка асосланган хўжалик шароитида моддий ишлаб чиқариш бир оз кенгроқ мазмунда талқин этилади. Унинг таркибига юқорида зикр қилинган 3 та асосий тармоқдан ташқари уларга хизмат кўрсатувчи транспорт, алоқа (ишлаб чиқаришга хизмат қисмида), савдо, омбор хўжалиги, ахборотларни яратиш, қишлоқ хўжалиги маҳсулотларини тайёрлаш каби тармоқлар ҳам киририлган. Аммо бу масала (айниқса қайси хизматларни киритиш) ҳали узил-кесил ечилмаган, илмий тортишув предмети ҳисобланади.

2. Номоддий ишлаб чиқариш - моддий қурилишга эга бўлмаган, инсон сезги органлари томонидан бевосита ҳис этилмайдиган, аммо нафи бор хизматлар кўрсатиш билан шуғулланади. Масалан, шифокор ёки ўқитувчи хизмати, молиячи ва солиқчи хизмати, шофёр ва алоқачи хизмати, омборчи ва ахборотчи хизмати, маданият, халқ таълими, соғлиқни сақлаш, жисмоний тарбия ва спорт, давлат бошқаруви, мудофаа билан бир қаторда транспорт, алоқа, қишлоқ хўжалиги маҳсулотларини тайёрлаш ташкилотлари, ахборотларни тарқатиш, савдо ва шу каби хизматлар ҳам киради.

Иккала ишлаб чиқариш соҳаларида маҳсулотлар яратилади, сарфланган меҳнат унумлидир. Аммо шаклан бу маҳсулот турлари турлича бўлибгина қолмасдан, улар билан боғлиқ бўлган иқтисодий жараёнларнинг кечиши ҳам ўзига хос фазилатларга эга.

Моддий ишлаб чиқаришда яратилган маҳсулот, буюм муайян шаклига эга бўлгани учун сифатига таъсир этмайдиган шароитлар яратиб сақлаш мумкин, демак, ишлаб чиқариш жараёнида айирбошлаш ва истеъмол жараёнларини бир мунча кейинроққа қолдириш мумкин. Натижада ишлаб чиқариш жараёни билан тақсимлаш, айрибошлаш, жумладан сотиш-олиш ва истеъмол жараёнлари орасида узилиш пайдо бўлади, бу бўшлиқни сақлаш ва саралаш жараёнлари эгаллайди. Бундай имкониятдан бозор шароитларида фойдаланиш муҳим иқтисодий аҳамият касб этади. Маҳсулотларни арзон гаровга сотиб олиб, бозоргир бўлганда қиммат баҳоларда сотиш ва

пировард натижада мўмай даромад олиш учун шарт-шароит туғилади.

Номоддий ишлаб чиқаришда яратилган маҳсулот истеъмолчига курсатилган хизматлардан иборат бўлгани учун ишлаб чиқариш жараёни билан истеъмол жараёни бир вақтда кечади. Бинобарин, уларни бир-биридан ажратиб бўлмайди. Ривожланган бозор шароитида айирбошлаш жараёни ҳам бир вақтнинг ўзида содир бўлади. Демак, такрор ишлаб чиқариш жараёнлари хизматларни курсатиш соҳасида бир вақтнинг ўзида амалга ошади.

Тақсимлаш фаолиятида маҳсулотлар ҳар хил мезон асосида иқтисодиёт иштирокчилари орасида тақсимланади. Натижада уларнинг даромадлари вужудга келади.

Тақсимот бевосита ишлаб чиқариш доирасида ҳам, иқтисодий фаолиятнинг бошқа жараёнларида ҳам амалга ошади. Кишилар маълум маҳсулотни ишлаб чиқарадилар, иш ва хизматларни бажарадилар, меҳнат тақсимотига биноан ҳиссаларини оладилар. Демак, иқтисодиётда меҳнат тақсимоти мавжуд, у инсонда керакли малака - маҳоратга эга бўлишни талаб қилади.

Айирбошлаш фаолиятида маҳсулотлар маълум миқдорий нисбатда бир-бирига алмаштирилади. Бу жараён икки хил: бири - маҳсулот айирбошлаш, иккинчиси - товар айирбошлаш шаклида кечиши мумкин.

Бир маҳсулотни бошқасига бевосита маълум миқдорий мезонда айирбошлаш бартер деб аталади.

Бартер энг қолақ айирбошлаш усули бўлиб, олди-сотди муомалалари издан чиққан, пул шиддат билан қадрсизланган шароитда қўлланади. Меъёрдаги иқтисодиёт шароитида товар айирбошлаш амал қилади.

Бир маҳсулотни бошқасига пул воситасида ва маълум нарх асосида олди-сотди йули билан айирбошлаш товар айирбошлаш деб аталади.

Бу ҳолда товар олдин пулга, сунгра пул бошқа керакли товарга айирбошланади. Натижада айирбошлаш самарали бўлиши учун қулай шароит туғилади, чунки пулга хоҳлаган товарни хоҳлаган жойда ва вақтда, масалан, нархи юқори жойда ва вақтда сотиш ёки нархи паст бўлган жойда ва пайтда сотиб олиш мумкин бўлади. Бундай айирбошлаш ҳаммабоп, универсал бўлибгина қолмай, у айирбошлашнинг иқтисодий жиҳатдан энг самарали, энг юксак ва энг қулай шаклидир.

Юқорида айтилганидек, айирбошлаш орқали истеъмол фаолияти юз беради.

Истеъмол деганда маҳсулотларни тегишли эҳтиёжларни қондириш учун ишлатиш тушунилади

Маҳсулотлар ва хизматлар биринчидан, тирикчилик учун кишиларнинг ўзлари томонидан истеъмол этилади, иккинчидан ишлаб чиқаришни давом эттириш учун унинг ўзи томонидан ишлатилади.

Маҳсулотлар ва хизматларни истеъмол қилиш ҳар хил йўсинда кечади. У якка, оилавий, гуруҳий ёки

муммиллий истеъмол фаолияти сифатида юз бериши мумкин. Масалан, овқатни ёки куйлакни ҳамма якка тартибда истеъмол қилади. Телевизор, мебель ва бошқа уй жиҳозларини оила биргаликда ишлатади. Мактаб, касалхона ёки болалар боғчасидаги асбоб-анжомларни ҳам бир гуруҳ кишилар биргаликда ишлатади. Армия, хавфсизлик хизмати ёки бошқа маъмурий ташкилотлар хизматидан бутун халқ бахраманд бўлади. Аммо маҳсулотлар ва хизматларни истеъмоли қандай тарзда юз беришидан қатъий назар улар истеъмол этилгач яна қайта яратилиши лозим. Демак, шундай қоида бор: чексиз эҳтиёжларни қондириш узлуксиз иқтисодий фаолиятни талаб этади, яъни такрор ишлаб чиқариш заруриятини туғдиради.

Иқтисодий фаолият ёки иқтисодиёт кишиларнинг маълум мақсад йўлидаги хатти-ҳаракати бўлиб, унинг маҳсули эришилган натижа (самара)дан иборатдир. Товар айирбошлаш шароитида бу самарани маҳсулот сифатида бозор тан олади. Бунинг учун муайян фаолият бошқа истеъмолчиларга наф келтириб, уларнинг эҳтиёжини қондира олиши, товар ишлаб чиқарувчига (таклиф этувчи, сотувчи) эса даромад келтирадиган бўлиши керак. Бу икки талабдан бирига жавоб бера олмаган фаолият иқтисодиёт деган номга сазовор бўла олмайди.

Демак, бозор шароитида иқтисодий фаолият — бу маълум мақсад йўлидаги шундай хатти-ҳаракатки, унинг натижаси бошқалар эҳтиёжини қондириб, ишлаб чиқарувчиларга даромад келтириши лозим.

Иқтисодий фаолият билан фуқаролар якка тартибда ёки гуруҳ-гуруҳ бўлиб, оилавий тарзда, корхона ва ҳужаликларга уюшиб шуғулланишади. Бу фаолият билан шунингдек, давлат ҳам шуғулланади. Иқтисодий фаолият билан шуғулланувчилар ҳужалик юритувчи субъектлар деб аталади. Уларни миллий ҳисоблар тизимида институционал бирликлар деб юритилади. Улар учун қуйидагилар хосдир:

— ташкилий-ҳуқуқий жиҳатдан тўла мустақилликка эга бўлиб, эркин хатти-ҳаракат қилиш;

— иқтисодий фаолият учун керакли воситалар ва маблағлар (актив ва пассивлар)га эга бўлиб, улардан ўз ҳошишларича, самарали фойдаланиш;

— бошқа субъектлар билан тенг ҳуқуқли алоқа урнатиб, пировард бу алоқаларни натижалари учун ҳам, бутун фаолият натижаси учун ҳам, вақти келганда бошқалар учун кафолатда туриб улар учун ҳам жавобгарликни ўз зиммасига олиш;

— ҳужалик операцияларининг тўла ҳисоб-китобларини юритиш.

Ҳужалик юритувчи субъектлар ўзаро мунтазам алоқада бўладилар. Бу эса уларнинг иқтисодий мунособатларидир. Ўзаро алоқасиз на ишлаб чиқариш, на тақсимот ва на айирбошлаш ва на истеъмол юз беради.

Иқтисодий мунособатлар зарурат ҳисобланади. Режали иқтисодиёт шароитида халқ ҳужалиги деган тушунча кенг тарқалган эди. Бозор иқтисодиёти шароитида эса унинг ўрнига миллий иқтисодиёт

сўзи кўпроқ ишлатилмоқда. Бу сузлар бир хил луғавий маънога эга булсаларда иқтисодий - статистик талқинда бир-биридан фарқ қилади.

Халқ хўжалиги деганда мамлакат иқтисодиётида ижтимоий меҳнат тақсимоти натижасида шаклланган моддий ишлаб чиқариш ва ноишлаб чиқариш тармоқлари йиғиндис тушинилади.

Ижтимоий мулкчиликка асосланган режали хўжалик шароитида унинг фаолият натижаси сифатида ялпи ижтимоий маҳсулот гавдаланади, у эса ўз навбатида моддий ишлаб чиқариш тармоқлари ва уларга хизмат кўрсатиш соҳасида яратилган ялпи маҳсулотларнинг арифметик йиғиндисидан ҳосил булади.

Миллий иқтисодиёт тушунчаси бундан фарқ қилади. Мамлакатда функционал меҳнат тақсимоти натижасида бир хил турдаги иқтисодий фаолиятлар асосида шаклланган ишлаб чиқариш тармоқлари, соҳалари бир-бири билан изчил ва узвий боғланиб, ягона ижтимоий иқтисодиётни барпо этадилар.

Яхлитлик нуқтаназаридан ижтимоий иқтисодиёт миллий иқтисодиёт деб аталади.

Демак, бу ҳолда миллий иқтисодиёт тармоқлар кетма-кетлигида ҳосил булган туплам сифатида эмас, балки ўзаро иқтисодий бирикиш натижасида юзага келган бир бутун организм сифатида талқин этилади. Миллий иқтисодиёт фаолиятининг

натижаси барча тайёр маҳсулотлар ва хизматлардан иборат булиб, улар пировард натижада истеъмол қилинади ёки истеъмол қилишга мулжалланади.

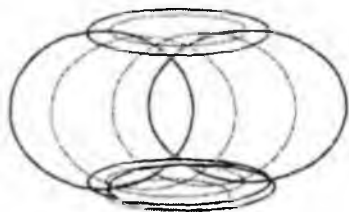
Қуйидаги чизмада халқ хўжалиги ва миллий иқтисодиёт тушунчалари орасидаги фарқлар яққол кўриниб турибди:

ишлаб чиқариш соҳаси

ноишлаб чиқариш соҳаси



а) Халқ хўжалиги



⇒ Ялпи миллий маҳсулот

б) Миллий иқтисодиёт

3.7-тарх. Халқ хўжалиги ва миллий иқтисодиёт тушунчаларини тузилмавий тасвири.

3.7-а тарҳдан кўришиб турибдики, халқ ҳужалиги — бу кетма-кетликдаги турли тармоқлар тўпламидир. Миллий иқтисодиёт эса 3-б тарҳда тасвирланганидек, бир-бири билан узаро бирикиб кетган тармоқлардан ҳосил бўлган ягона иқтисодий организм (тизими) дир. Халқ ҳужалиги деганда ёпиқ ижтимоий иқтисодиёт куз унгимизда гавдаланса, миллий иқтисодиёт эса бозор иқтисодиёти билан узаро боғлиқ ва унинг хусусиятларидан келиб чиқадиган тушунчадир.

Бозор иқтисодиёти **очиқ иқтисодиёт** булиб, ташқи иқтисодий алоқаларни кенг миқёсда йўлга қўйиб, миллий иқтисодиётни жаҳон бозори билан изчил, жаҳон ҳамжамияти билан узвий боғлашишни тақазо этади.

1) бу ерда "иқтисодий тизим" сўзи тор луғавий маънода ишлатилган. Кенг маънода у иқтисодий ресурслар, иқтисодий муносабатлар, иқтисодий механизм ва иқтисодий сиёсатни қамраб олади.

Шу боисдан мамлакат миллий иқтисодиётини статистика тилига мослаштириш учун бу тушунчага аниқлик киритиш зарурияти туғилади. Бунинг учун уни иерархиявий (поғонама-поғона) ва ҳудудий тузилиши жиҳатидан кўриб чиқиш ва таҳлил қилиш керак.

Ҳудудий тузилиш миллий иқтисодиётни ётиқ (горизонтал) кесимда қарашга асосланади. Бу ҳолда у айрим ҳужаликлар, минтақалар ва мамлакат ички иқтисодиёти ва шу мамлакатдаги миллат (аниқроғи резидентлар) иқтисодиётидан ташкил топади. Айрим ҳужаликлар уз фаолиятини маълум макон шароитда олиб боради. Одамларнинг мазкур макон чегарасида бирлашиб, маълум мақсад йўлида биргаликда ҳаёт кечириши, меҳнат қилиши, турли ишларни бажариши, кўзланган натижага эришиши муайян ҳужаликнинг туб моҳиятини белгилайди. Бу ҳужалик якка тартибда, оилавий, гуруҳий, корпоратив ва бошқа шаклларда ташкил этилиши мумкин.

Минтақа иқтисодиёти маъмурий-ҳудудий ва иқтисодий бўлинма (масалан, туман, вилоят, ҳудудий ишлаб чиқариш мажмуи, иқтисодий район ва ҳоказо) ларга таянади. Бундай иқтисодиёт ҳудудий бўлинмалар чегарасида олиб бориладиган иқтисодий фаолиятларнинг изчил, бир бутун мажмуасидир.

Мамлакат иқтисодиёти унинг иқтисодий — ҳудуди чегарасида шаклланган иқтисодий тизимини англатади. Иқтисодий ҳудуд жуғрофий маънодан фарқ қилади. Бундай ҳудуд чегарасида фуқаролар, товарлар ва капиталларнинг эркин ҳаракати учун давлат ҳокимияти томонидан барча зарурий шарт-шароитлар яратилади. У мамлакат жуғрофий ҳудудидан ташқари, давлат тасарруфидаги оролларни, ҳудуддаги сувларни, фазони ва бошқа мамлакатлардаги "ҳудудий анклав"ларни (уларни мазкур мамлакатдаги анклавлари ҳисобдан чиқарилади) ҳам қамраб олади.

Ҳудудий анклавлар — бу, давлат ҳокимияти измидаги бошқа мамлакатлар ҳудудида жойлашган ерлар булиб, улардан фойдаланиш ижарачилик ёки мулкӣ қонунчиликка биноан тузилган икки ёқлама битимлар ва шартномаларга асосланади ҳамда дипломатик, илмий ва қисман ҳарбий (ҳарбий базалар жойлаш) мақсадларни кузлайди.

Ички миллий иқтисодиёт мамлакат иқтисодиётини иқтисодий ҳудуд нуқтаи назаридан талқин этишга асосланади. У мазкур ҳудудда ҳужалик юритувчи субъектларнинг иқтисодий фаолияти бир бутун организм (тизим) сифатида шаклланишини ифодалайди.

Бу масаланинг бир томони, унинг иккинчи томони мамлакат иқтисодиётига резидентлик нуқтаи назаридан қаралиши билан боғлиқдир.

Ҳужалик юритувчи субъектлар эркин ҳаракатдаги мустақил иқтисодий сиймо сифатида гавдаланиши учун уларнинг мамлакат иқтисодий ҳудудида фаолият кўрсатиши асосий мезон бўла олмайди. Бунинг учун улар мазкур ҳудудда иқтисодий манфаат марказига эга булиши шарт. Бу белги ҳужалик юритувчи субъектнинг иқтисодий

табиатини аниқловчи энг муҳим сифат ҳисобланади.

Мамлакат иқтисодий ҳудудида жойлашиб, муайян субъект тасарруфи остида бўлган мулк ёки объект, масалан, уй-жой, иморат, ер, иншоот, асбоб-ускуна, жиҳоз ва бошқа шаклдаги моддий ресурслар иқтисодий манфаат маркази деб аталади. Субъект ушбу объектга нисбатан тула мулкчилик ёки ундан фойдаланиш ва ижарага бериш ёхуд фойдаланиш тартиб қоидаларини белгилаш ва солиққа тортиш ҳуқуқларига эга бўлиши мумкин. Мулкчилик ҳуқуқининг даражасидан (тулиқ ёки қисман) қатъий назар, ҳамма ҳолларда ҳужалик юритувчи субъект ўзи яшаётган мамлакат иқтисодий ҳудудида жойлашган мулк ёки объектга (иқтисодий манфаат марказига) эга бўлгани учун мазкур мамлакатнинг резиденти ҳисобланади. Аксарият резидентлар ўз мамлакати иқтисодий ҳудудида фаолият кўрсатадилар. Уларнинг бир қисми бошқа мамлакатлар ҳудудида иқтисодий фаолият билан қисқа вақт (1 йилгача муддат) давомида шуғулланадилар. Бундай икки тоифадаги резидентлар — субъектлар иқтисодий фаолиятларининг мажмуасидан ягона организм (тизим) сифатида ҳосил бўлган мамлакат иқтисодиёти бутун миллат — резидент иқтисодиёти ёки тула маънодаги миллий иқтисодиёт деб аталади.

Миллий иқтисодиётга тикка (вертикал) кесимда қаралса, унинг иерархиявий (поғонама-поғона) тузилиши кўзга ташланади.

Иқтисодий иерархиянинг энг қуйи поғонасидан ҳужалик юритувчи субъектлар яъни корхоналар, ташкилотлар, муассасалар, уй ҳужаликлари, корпорациялар, фирмалар, якка тартибда товар ишлаб чиқарувчилар ўрин эгаллайди. Уларнинг иқтисодий фаолияти миллий иқтисодиётнинг негизини ташкил этади.

Функционал меҳнат тақсимоли натижасида бир турдаги маҳсулот ишлаб чиқарувчи ва хизмат кўрсатувчи субъектлар бирикмасидан тармоқлар ҳосил бўлади. Иқтисодий иерархияда қуйидан юқорироқ ўрин тутади ва ўрта поғона ҳисобланади.

Корхоналар иқтисодиёти билан тармоқлар иқтисодиёти микроиқтисодиёт деб юритилади.

Демак, микроиқтисодиёт иерархиянинг энг қуйи ва ундан юқорироқ поғоналарида шаклланади. Бир туркумли иқтисодий фа-

олият билан шуғулланадиган хўжалик юритувчи субъектлар ўзаро бирлашувидан иқтисодий секторлар вужудга келади. Мамлакат миллий иқтисодиёти қуйидаги йирик иқтисодий секторлардан ташкил топади:

— товар ва хизматларни ишлаб чиқарадиган номолиявий корпоратив сектор;

— иқтисодиётни тартибга солиш умумдавлат бошқарув вазифаларини утайдиган марказий ҳукумат ва маҳаллий ҳокимиятлар (ижтимоий таъминотни ҳам қўшиб) сектори;

— молиявий воситачилик вазифасини бажарадиган молиявий корпоратив сектор;

— товар ва хизматларни истеъмоли ва ишчи кучини қайта яратиш билан шуғулланадиган уй хўжаликлари сектори;

— уй хўжаликларига хизмат қиладиган нотижорат ташкилотлар сектори;

— юқорида қайд этилган барча секторлар бирлашиб, жуда йирик бирикма — ички иқтисодиёт секторини вужудга келтиради;

-ва ниҳоят, ташқи иқтисодий фаолиятларни ифодалайдиган ажнабий давлатлар сектори.

Мазкур секторлар орасида изчил ўзаро иқтисодий алоқалар мавжуд. Улар товар - пул муносабатлари шаклида кечадилар.

Макроиқтисодиёт тушунчаси секторлар иқтисодиёти ва улар орасидаги ўзаро иқтисодий алоқаларни бир бутун иқтисодий организм сифатида қарашга асосланади.

Шундай қилиб, мамлакат ҳамда минтақалар миқёсида олиб қаралдиган миллий иқтисодиёт, яъни иқтисодий жараёнлар мажмуаси макроиқтисодиёт деб аталади.

Бозор иқтисодиёти шароитидаги пул-товар муносабатлари негизида турли - турман, беҳисоб хўжалик операциялари ётади. Хўжалик операцияси — бу маълум иқтисодий масала бўйича шундай сай-ҳаракат ёки келишувки, пировард натижада унинг ҳолатида, тузилишида ўзгариш рўй беради. Масалан, олди-сотди операцияси натижасида товар бир томондан иккинчи томонга, пул

тўлови эса тескари йўналишда ҳаракатга келади, пировард натижада алмашув жараёни рўй беради. Бир хил турли хўжалик операцияларининг мажмуаси иқтисодий оқимларни ҳосил қилади.

Иқтисодиёт секторлар орасида икки тоифадаги иқтисодий оқим мавжуд: бири — товар ва хизматлар оқимлари деб аталади. Бу оқим товар ва хизматлар ҳаракатини, уларнинг ҳолатидаги ўзгаришларни ифодалайди. Иккинчиси — даромадлар ва харажат (буромад)лар оқимлари деб юритилади. Улар товар ва хизматлар ҳаракати натижасида даромадларнинг шаклланиши ва пул тўловлари сифатида харажатларнинг вужудга келиш жараёнларини ифода этади.

Бу оқимлар бир-бирига қарама-қарши йўналишда ҳаракат қилиб, биргаликда маҳсулотлар ва даромадларнинг доиравий айланмасини ҳосил қилади. Доиравий айланма эса бозор иқтисодиёти моделининг соддалаштирилган тасвири ҳисобланади.

Шундай қилиб, **иқтисодий оқим** — бу товарлар ва даромадлар ҳаракати билан боғлиқ бўлган шундай иқтисодий жараёнки, у вақт нуқтаи назаридан узлуксизлик хусусиятига эга бўлиб, маълум давр учун одатда пулда ёки бошқа ўлчов бирликларида ифодаланади.

Маҳсулотлар ва даромадларнинг доиравий айланмаси деганда ишлаб чиқарувчилар билан уй хўжаликлари орасида бозор келишувлари асосида маҳсулотларни айрибошлаш жараёнларини тасвирлайдиган товар ва хизматларнинг оқимлари ва улар билан пул туловлари ёрдамида мувофиқлаштирилган даромадлар (харажатлар) оқимлари тушинилади. Бу иқтисодий доиравий айланма 3.8-тарҳда тасвирланган.

Авалло иқтисодий доиравий айланмада иккита кутб мавжудлиги кўзга ташланади: бири — товар ва хизматларни ишлаб чиқарувчилар, яъни ишлаб чиқариш соҳаси сектори (3.8-тарҳда улар фирмалар деб номланган); иккинчиси — товар ва хизматларни истеъмол қилувчилар, яъни пировард истеъмол сектори (расмда улар уй хўжаликлари деб аталган). Соат милининг ҳаракат йўналиши бўйича товарлар ва хизматлар оқимлари, уларнинг ҳаракатлари тасвирланган.

Дастлаб ишлаб чиқариш секторига моддий-иқтисодий ва табиий ресурслар ҳамда меҳнат оқимлари (ишловчи куч) жалб қилинади.

Ҳар бир тармоқ чегарасида улар ишлаб чиқаришнинг моддий-ашёвий заҳираларини ёки фондларини ҳамда ишловчи кучини ҳосил қилади.

Бутун миллий иқтисодиёт миқёсида эса улар **миллий бойликни** шакллантиради. (бу ҳолда иқтисодий салоҳият ва ресурслар деб ҳам юритилади). Иқтисодий ўсиш натижасида мазкур бойлик кўпая боради.

Ишлаб чиқариш фаолиятида бевосита ишлатилмайдиган уй-жой, уй жиҳозлари, шахсий истеъмол буюмлари каби моддий ресурслар ҳам борки, улар **ноишлаб чиқариш фондлари** деб аталади ва миллий бойликнинг таркибий қисми ҳисобланади.

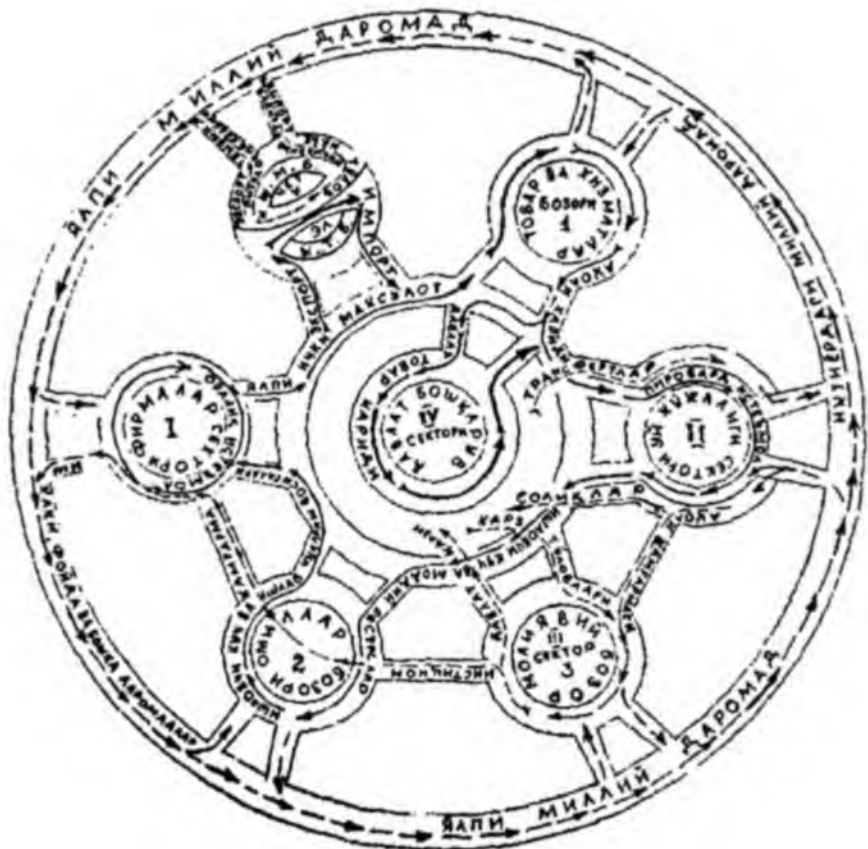
Моддий-иқтисодий ва табиий ресурслар ишлаб чиқариш фаолиятининг моддий — ашёвий омилини, меҳнат ресурслари эса унинг шахсий-инсоний омилини ҳосил этади.

Шахсий инсоний омил — бу иқтисодий фаол аҳоли, унинг жисмоний ва ақлий қобилияти, билим ва савияси, малака ва маҳорати, тадбиркорларнинг иш кўзини билиши ва ташкилотчилиги, хавф-хатардан қўрқмасдан таваккалчилик асосида иш юритишидир.

Моддий-ашёвий омил — ишлаб чиқариш учун зарур бўлган барча моддий шаклдаги воситалардир. Улар меҳнат қуроллари ва воситаларидан, меҳнат буюмларидан иборат бўлиб, ишлаб чиқариш воситалари деб ҳам аталади.

Уларнинг бир қисми — табиий ресурслар, бошқалари эса меҳнат жараёнида яратилган жамғарма иқтисодий ресурслардир.

Ишлаб чиқариш воситалари ва ишловчи куч маълум техник-технологик усуллар ёрдамида бир-бири билан бирикиб, ўзаро бир-бирига таъсир этиб ҳаракатга келади. Натижада ишлаб чиқариш юзага чиқади, товарлар ва хизматлар яратилади.



3.8-тарх. Иқтисодий доиравий айланма.

- Товар ва хизматлар оқимининг ишораси.
- ⇄ Даромадлар ва харажатлар оқимининг ишораси.
- Ички катта доира — товар ва хизматлар айланмаси.
- Ташқи катта доира — даромадлар ва харажатлар айланмаси.

- ЖМБ — Жаҳон молиявий бозори.
- ЖТБ — Жаҳон товар ва хизматлар бозори.
- I-V — Иқтисодиёт секторлари.
- 1-5 — бозор турлари.

Барча ишлаб чиқариш соҳалари ва тармоқларида яратилган товарлар ва хизматлар туплами ялпи ишлаб чиқариш деб аталади.

тилган бошланғич моддий-ашёвий заҳиралар урнини қоплайди. Масалан, ялпи дон ҳосилидан бир қисми уруғлик заҳира жамғармасини тўлдириш учун ажратилади.

Ялпи ишлаб чиқаришнинг таркибий қисми бўлиб, ишлаб чиқариш жараёнида истеъмол қилинган товарлар ва хизматлар оралиқ истеъмол деб аталади.

Улардан ташқари ишлаб чиқаришнинг қолган муайян воситалари ялпи қисми пировард истеъмол учун яроқли товарлар ва хизматлардан ташкил топади. Ишлаб чиқариш соҳаси (сектори)да улар тайёр маҳсулот ҳисобланади. Миллий иқтисодиёт миқёсида бундай товарлар ва хизматлар агрегати **ялпи ички маҳсулот** деб аталади, унинг тармоқлари ва секторлари доирасида эса **ялпи қўшилган қиймат** деб номланади.

Иқтисодий доиравий айланмада мазкур тайёр маҳсулотлар товарлар ва хизматлар бозори орқали истеъмолчилар, уй ҳужалиги сектори томон ҳаракат қилади.

Мамлакат ички бозорларини товарлар ва хизматлар билан тўйишида ички иқтисодиёт билан бир қаторда ташқи иқтисодий фаолият ҳам муҳим роль уйнайди.

Одатда жамиятнинг талаб ва эҳтиёжларини ички ишлаб чиқариш ҳисобига ҳамма товарлар ва хизматлар билан қондириш иложи бўлмайди.

Тақчил маҳсулотлар бошқа хорижий мамлакатлардан импорт қилинади, иқтисодий наф (самара) келтирадиган товарлар эса чет элга экспорт қилинади.

Ички ишлаб чиқариш билан импорт ҳисобига мамлакат ички бозорларининг товарлар ва хизматлар ресурслари шаклланади. Олди-сотди операциялари натижасида улар харидорлар — аҳоли билан давлат ташкилотлари ихтиёрига ўтади. Иқтисодий доиравий айланмада 3.8-тарҳда тасвирланганидек, товар ва хизматларнинг аҳоли хариди билан давлат хариди кейинчалик бирлашиб, уй ҳужаликлари сектори томон ҳаракат қилади. Мазкур товарлар ва хизматлар асосан пировард истеъмол учун уй ҳужаликлари томонидан ишлатилади. Демак, такомиллашган янги ишловчи кучни қайта тиклаш учун хизмат қилади. Ишлаб чиқариш техника воситаларидан ташкил бўлган қисми омиллар бозори томон янги тикланган ишловчи куч билан биргаликда ҳаракат қилади. Пировард натижада янги асосий фондлар ва моддий — ашёвий заҳиралар ҳамда номоддий активлар жамғармалари вужудга келади. Аммо иқтисодий доиравий айланма акс эттирилган расмда (3.8-тарҳ) ушбу иқтисодий жараёнлар бирмунча содалаштириб тасвирланган. Аслида улар бошқачароқ куринишда кечади.



3.9-таърих. Товар ва хизматлар оқимининг шакллари

Аҳоли сотиб олган товарлар ва хизматлар асосан шахсий истеъмол учун ишлатилади. Уларнинг бир қисми эса моддий-техника ресурслари сифатида омиллар бозори томон йул олади. Давлат харид қилган товарлар ва хизматларга келсак, улар қисман шахсий истеъмол, қисман жамоа истеъмоли ва қисман умуммиллат истеъмоли учун ишлатилади ҳамда аҳоли шахсий истеъмоли билан қушилиб, пировард истеъмолни ҳосил қилади. Моддий-техника воситалари шаклидаги қолган қисми давлат томонидан янги асосий фондлар ва моддий - ашёвий заҳиралар жамғармасини вужудга келтириш учун ишлатилади. Пировард натижада истеъмол фонди ва жамғарма фонди шаклланади. Шундай қилиб товарлар ва хизматлар оқимлари пировард истеъмолни ва асосий фондлар, моддий-ашёвий заҳиралар ҳамда номоддий активлар жамғармаларини вужудга келтириш билан якунланади. Ушбу жамғармалар ва қайта тикланган ишловчи куч янги кенгайтирилган ишлаб чиқариш жараёнида моддий ашёвий ва шахсий инсоний омиллар сифатида хизмат қилади.

Товарлар ва хизматлар оқими ҳақидаги шарҳларни якунлай туриб, юқорида баён этилган фикрларни янада яққолроқ ва ойдинроқ изоҳлаш мақсадида 3.9-тарҳни келтирамиз (3.9-тарҳ).

Демак, товарлар ва хизматлар иқтисодий доиравий айланмада турли мақомлар ва шаклларга эга бўлади.

Юқорида товарлар ва хизматлар оқимини тасвирлаётганда биз реал бозор шароитидан бирмунча четландик. Асосий эътиборни миллий маҳсулот категорияси ўз ҳаракати давомида иқтисодий жараёнларда қандай шаклларда намоён булишига жалб қилиш учун бундай абстракция (алҳақ воқеъликдан четланиш) зарур эди. Реал бозор шароитида товарлар ва хизматлар ҳаракати олди-сотди амаллари натижасида пул ёрдамида юзага чиқади. Сотиб олинган товарлар учун харидор пул тўлайди, яъни ўз даромадларини харж қилади. Сотувчи эса ушбу пул тушумига яъни даромадга эга бўлади. Демак, товарлар учун пул тўлови сотувчи учун даромад, харидорлар учун буромад (ҳаражат) ҳисобланади. Шундай қилиб, бозор иқтисодиёти шароитида товарлар ва хизматлар оқими доиравий айланмада у билан мувофиқлашган пулда ифодаланган даромадлар ва буромадлар оқими шаклида кечади. Мазкур оқим биринчисига қарама-қарши йуналишда ҳаракат қилади. Шунинг учун иқтисодий доиравий айланма чизмасида (3.8 тарҳ) даромадлар ва буромадлар оқими соат милининг ҳаракатига тескари кўринишда тасвирланган. Энди мазкур оқимни чуқурроқ кўриб чиқамиз.

Дастлаб молиявий бозорлар, ҳукумат (давлат бошқарув ташкилотлари) ва ташқи иқтисодий алоқалар мавжудлигини эътиборга олмайдик. У ҳолда доиравий айланма кутблари - уй ҳужаликлари ва фирмалар бир-бири билан икки тоифадаги бозорлар орқали боғланганини кўрамиз. Пастдаги омиллар бозоридан фирмалар ишлаб чиқариш учун зарур бўлган ресурсларни ишловчи куч, капитал (асосий фондлар ва моддий-ашёлар) ва табиий ресурсларни уй ҳужаликларидан сотиб олишини кузатамиз. Демак, ушбу пул тўловлари

фирмалар учун буромад, уй хужаликлари учун эса даромадлардир. Улар ресурслар учун тегишли пул тўловлари амалда иш ҳақи, фоиз даромадлари, рента тўловлари, фойда ва ҳоказолар шаклларни олади. Макроиқтисодиёт миқёсида мазкур даромад шакллари йигиндиси уй хужаликлари қулида тупланадиган **миллий даромаддир**. Мазкур даромад товарлар ва хизматлар бозорларидан туплама истеъмол учун маҳсулотларни сотиб олишга харж қилинади.

Миллий даромад миллий маҳсулотга тенгдир. Ҳақиқатда ҳам фирмалар ўз маҳсулотларини товарлар ва хизматлар бозорида (доиравий айланма чизмаси ифодаланган 3.8-тарх юқори қисмига қаранг) уй хужаликларига сотадилар. Макроиқтисодиёт миқёсида ушбу товарлар ва хизматлар тупламидан миллий маҳсулот ҳосил бўлади, миллий даромад эса уни сотиб олиш учун уй хужаликлари қилган харажатлардан иборатдир. Маҳсулотларни сотишдан олинган пул тўловларининг аксарият қисмини фирмалар ишчиларга иш ҳақи, ер рентаси, капитал учун фоиз тўловлари ва ҳоказо шаклларда ишлатади. Ушбу тўловлар миллий маҳсулотни ишлаб чиқариш харажатлари бўлиб, бутун миллий даромад ҳажмини ўз ичига олади. Барча харажатларни қоплангандан сўнг фирмаларда қоладиган фойда миллий даромаднинг таркибий қисми ҳисобланади, чунки бир вақтнинг ўзида фирмалар эгаси бўлмиш уй хужаликлари уни ишлаб топадилар. Шундай қилиб, иш ҳақи, фойда ва бошқа ишлаб чиқариш ресурслари учун тўловлар миллий маҳсулотни сотишдан олинган пул тўловлари бўлиб, улар тўла ҳолда уй хужаликлари ихтиёрига ўтадилар ва миллий даромадни барпо этадилар. Доиравий айланма таркибий қисмлари (миллий даромад ҳам, миллий маҳсулот ҳам) реал ва номинал ҳолда ўлчаниши мумкин. Иқтисодий фанда "номинал" атамаси ҳар қандай миқдорни ҳақиқий баҳоларда ифодалаш учун ишлатилади. Демак, товар ва хизматларни ҳақиқий бозор баҳоларида ҳисоблаш уларнинг номинал ҳажмини аниқлашдир. Агарда пул инфляцияга учраган бўлса, бундай ҳисоблаш унинг таъсирини ҳам ҳисобга олади. "Реал" баҳолаш эса инфляция таъсиридан ҳоли бўлади. Бунинг учун номинал ҳисоблаш натижаси индексацияланиши керак. Уй хужаликлари билан фирмалар орасидаги ўзаро макроиқтисодий алоқаларни баён эта туриб, энди тежаб-жамғариш, инвестиция қилиш ва молиявий бозорлар билан боғлиқ бўлган боғланишларни кўриб чиқамиз.

Бозор иқтисодиёти шароитида уй хужаликларининг истеъмол харажатлари, одатда, уларнинг даромадларидан оздир. Истеъмол товарлар ва хизматларни сотиб олиш ҳамда солиқларни тўлаш учун қилинган харажатлардан ташқари уй хужаликлари қулида умумий даромадларидан қолган қисми жамгарма деб аталади. У даромадларни тежаб-тергаб ишлатиш натижасида ҳосил бўлади. Жамғаришнинг энг кўп тарқалган шакллари нақд пуллар тўплаш ёки уларни банкларга қўйиш ёки қимматли коғозларни сотиб олишдир. Бундай шаклларда жамғармалар вужудга келтириш учун даромадлардан бир қисми ишлатилади. Айрим иқтисодчилар уй хужаликлари томонидан қарзларни тўлаш ҳам жамғариш жараёнига киради деб ҳисоблайдилар,

чунки бу ҳолда қарздан қутилиш учун кетган пул истеъмол учун ҳам, солиқларни тулаш учун ҳам ишлатилмайди. Таъкидлаш мумкин-ки, барча уй ҳужаликлари жамғарувчилар қаторига кирмайди, албатта. Масалан, ёш оилалар ишлаб топган даромадларидан кўпроқ харж қиладилар, жумладан улар уй-жой, қиммат уй жиҳозлари сотиб олиш, билим олиш учун кўп пул сарфлайдилар. Одатда, бу маблағ қарз ҳисобига қопланади. Қариялар ҳам нафақаларидан ташқари яхшироқ кун кечириш учун олдин жамғариб қўйган маблағларидан қўшимча харажат қиладилар. Шу билан бир қаторда ортиқча даромадларга эга бўлган оилалар кўпроқ жамғаришга эришадилар. Пировард натижада макроиқтисодиёт миқёсида уй ҳужаликлари қўлида бирмунча жамғарма маблағлар ҳосил бўлади.

Агарда уй ҳужаликлари йил давомида ишлаб топган даромадларидан камроқ харж қилсалар, тадбиркор корхона ва фирмалар эса, аксинча ўртача ҳар йили маҳсулотлар сотишдан келган даромадлардан кўпроқ маблағ харажат қиладилар. Бунинг сабаби шундаки, улар ишлаб чиқариш ресурслари учун туловлардан ташқари **инвестициялар** қилишлари керак. Ушбу инвестициялар асосан икки қисмдан ташкил топади — бири асосий фондларни кўпайтириш учун инвестициялар, иккинчиси моддий-ашёвий заҳираларни қўшимча тўлдириш учун инвестициялар. Доиравий айланма чизмасида (3.8-тарҳ) омиллар бозори орқали оқимда тасвирланган.

Инвестицияларни молиялаштириш масаласига келсак, одатда у молиявий бозорлар ёрдамида ечилади.

Кўпчилик жамғармаларни уй ҳужаликлари, кўпчилик инвестицияларни эса фирмалар амалга оширади. Бунинг учун биридан иккинчисига пул маблағларининг кўчишини таъминлайдиган механизмлар зарур. Ана шу механизмлар молиявий бозорларнинг амал қилиши натижасида вужудга келади. Молиявий бозорлар доиравий айланма чизмасининг (3.8 тарҳ) марказида тасвирланган.

Молиявий бозорлар турли каналлар мажмуасидан иборат бўлиб, улар орқали пул маблағлари жамғарма соҳиблари (эгалари)дан қарз олувчиларга (тадбиркор фирмаларга) утади. Мазкур каналлар асосан иккита тоифадан ташкил топади: бири — тўғридан-тўғри молиялаштириш каналлари бўлиб, улар орқали жамғарма эгаларидан маблағлар бевосита қарз олувчиларга утади, иккинчиси — эгри молиялаштириш каналлари, бу ҳолда уй ҳужаликларидан фирмалар томон ҳаракат қиладиган маблағлар тижорат ва жамғарма банклари, суғурта ташкилотлари ва ҳоказо махсус институтлар орқали утади, демак, улар молиявий воситачилик ишларини бажаради.

Тўғридан-тўғри молиялаштириш, ўз навбатида, икки усулда амалга ошиши мумкин: бири — ҳиссадорлик йўли билан молиялаштириш, иккинчиси — қарз олиш йўли билан молиялаштириш.

Биринчи ҳолда фирма инвестициялар учун пул маблағларини жалб қилишга уларнинг эгаларига ўз мулкида ҳиссадорлик йўли билан қатнашиш ҳуқуқини берадиган шартнома асосида эришади. Бунинг учун турли акциялар чиқариб, ҳужаликларга сотилади, улар фирма фой-

дасидан бир ҳиссасини олиш ҳуқуқига эга бўлади. Иккинчи ҳолда фирмалар инвестиция учун пул маблағларини жалб қилаётганда уз зиммасига ушбу маблағларни келажакда келишилган фоиз билан қайтариб бериш мажбуриятини олади.

Шундай қилиб, миллӣ даромаднинг бир қисми молиявий бозорлар орқали инвестицион жамғармаларга айланади. Уй хужаликлари учун мазкур жамғармалар келажакда оғир кунларда истеъмоқ қилиш учун тўплаб қуйилган маблағдир. Шунинг учун шахсий истеъмоқ билан жамғарма биргалликда тўплама истеъмоқ деб ҳам аталади.

Иқтисодий доиравий айланмада, макро-иқтисодий узаро муносабатларни шаклланишида, 3.8-тарҳдан кўриниб турганидек, давлат сектори муҳим роль уйнайди. Айлана чизмасида давлат бошқарув ташкилотларининг барча даражалари — марказий ҳуқуқий қонунчилик идоралари ва ҳукуматнинг ижроия ташкилотлари, вилоят ва туман ҳокимиятлари, бошқа маҳаллий ташкилотлар ягона давлат секторига бирлаштирилган бўлиб, бу сектор бошқа иқтисодий секторлар билан тўрт воситалар ёрдамида — солиқлар, трансфертлар, товарлар ва хизматларни давлат хариди ва ниҳоят қарзлар орқали боғланиши тасвирланган.

Давлат бюджет даромадлари асосан фирмалардан ва уй хужаликларидан олинадиган солиқ тушумларидан ташкил топади. Аммо 3.8-тарҳда фирмалар тўлайдиган солиқлар бевосита тасвирланмаган. Доиравий айланини соддалаштириш мақсадида олдин барча фирмалар ялпи фойдаларини ўз эгалари бўлмиш уй хужаликларига (ишлаб чиқариш воситалари ва ишловчи кучни сотиб олиш учун) тўлайди, сўнгра улар мазкур фойдалардан ҳамма солиқларни давлат бюджетига йўллайдилар деган ғоя чизмада акс эттирилган. Бундай қараш масала туб моҳиятига таъсир этмайди, албатта. Бюджет даромадларидан уй хужаликларига давлат пенсиялари ва нафақалари, кам даромадли аҳоли қатламларига турли шаклдаги иқтисодий ёрдамлар, ишсизларга нафақалар ва бошқа бир ёқлама туловлар берилади. Бундай туловлар **трансфертлар** деб аталади. Уй хужаликларидан давлат секторига тушадиган пул маблағлари оқимига мавжуд солиқ тизимининг соф таъсирини аниқлаш учун ялпи солиқ туловларидан трансферт туловларини айириб ташлаш керак. Натижада **соф солиқлар** ҳажми ҳосил бўлади.

Шундай қилиб, давлат тарнсфертлари — давлат бюджетига келадиган солиқ тушумлари билан уй хужаликлари секторидан чиқадиган пул маблағлари оқими ҳажми орасидаги фарқ ёки бошқача сўз билан айтганда давлат бюджетидан уй хужаликларига бир ёқлама товонсиз туловлардир.

Соф солиқлар — ялпи солиқ туловларидан давлат трансфертларини чегириб ташлаш натижасида олинган курсаткич (баҳолаш)дир.

Умумий давлат бюджети харажатлари икки қисмдан иборат: бири — трансфертлар, иккинчиси — товар ва хизматларни давлат томонидан сотиб олиш харажатлари ёки қисқача давлат харидлари. Улар давлат ташкилотлари сотиб олган товарлар ва

хизматлар учун туловлардан, шунингдек, давлат хизматчиларига бериладиган иш ҳақидан иборат. Шундай қилиб, давлат харажатлари — бу давлат харидлари билан трансферт туловлари йиғиндисидир.

Доиравий айланма чизмасида (3.8-тарх) давлат бюджетнинг барча харажатлари олдин давлат секторидан товарлар ва хизматлар бозорига, сўнгра ишлаб чиқариш бозорлари орқали уй хўжаликларига йўналиши тасвирланган. Бу ерда ҳам маълум даражада соддалаштиришга йўл қўйилган. Аслида давлат харидлари таркибида ҳисобга олинган давлат хизматчиларининг мойналари уз ҳаракатида товар бозорлари ҳамда фирмалар секторини четлаб, давлат секторидан бевосита ишловчи куч (ишлаб чиқариш омиллари) бозорлари томон ҳаракат қилади, сўнгра уй хўжалиги секторига кириб боради.

Ва ниҳоят, давлат сектори бошқа секторлар билан молиявий бозорлардан олинган давлат қарзлари орқали боғланган. Давлат харажатлари ҳар доим солиқ тушумлари ва бошқа давлат даромадларига тенг булавермайди. Одатда улар даромадлардан кўпроқ булади. Натижада **бюджет тақчиллиги** ҳосил бўлиб, у **молия бозорларидан олинган қарзлар ҳисобига қопланади**. Мазкур қарзлар давлат облигациялари ва бошқа қимматли қоғозларини молиявий воситачилар уй хўжаликларига ҳамда корхоналарга сотиш йўли билан қопланади. Давлат бюджетиде ортиқчалик (даромадлар харажатлардан кўп) ҳоли ҳам бўлиши мумкин, албатта. Бу ҳолда у тўпланиб қолган давлат қарзларини тўлаш учун ишлатилади. Демак, давлат сектори молиявий бозорларни пул маблағлари билан таъминловчи сифатида гавдаланади.

Ёпиқ иқтисодий тизим — бу бошқа мамлакатлар билан алоқалари йўқ тизим.

Очиқ иқтисодий тизим — хорижий давлатлар билан экспорт, импорт ҳамда молиявий операциялари механизмлари ёрдамида боғланган тизим.

Шу пайтгача иқтисодий тизимга ёпиқ шаклда қарадик, яъни у ташқи дунё билан иқтисодий алоқаларга эга эмас деб фараз қилдик. Аммо реал ҳаётда бундай тизим йўқдир. Бозор шароити миллий иқтисодиётни очиқ тизим шаклида бўлишини тақазо этади. **Очиқ иқтисодий тизим** бутун жаҳон билан товар ва хизмат **импорти ва экспорти ҳамда халқаро молиявий бозорлар орқали боғланган.**

3.8-тархда халқаро иқтисодий алоқалар доиравий айланада қандай йўл билан иштирок этиши тасвирланган.

Товарлар ва хизматлар импорти ташқи дунё билан алоқада бўлишнинг биринчи бугинидир. У импорт қилувчи хорижий давлатларга пул туловларини англатади. Шунинг учун импорт — даромадлар ва харажатлар оқими, демак, иқтисодий доиравий айланада ички миллий иқтисодиётдан чет эл томон ҳаракат қилувчи оқим сифатида урин эгаллайди.

Экспорт ички миллий иқтисодиётни чет эл билан боғлайдиган яна бир бугин ҳисобланади. Хорижий давлатларга сотилган товарлар ва хизматлар қийматини қоплайдиган туловлар сифатида олинган

маблағлар ички товарлар бозорлари орқали уй хўжаликлари, фирмалар ва давлатга маҳсулотларни сотишдан олинган пул маблағлари оқими билан қўшилади. Ушбу барча манбалардан олинган маблағлар ички миллий маҳсулотни сотишдан фирмалар олган даромадлар билан қўшилади.

Товар ва хизматларни экспорт ва импорт қилишдан ташқари миллий иқтисодиёт чет эл билан халқаро молиявий операциялар орқали ҳам боғланган. Мазкур молиявий операциялар таркибига, масалан, қарз олиш ва кредит бериш, реал ва молиявий активларни чет элдан сотиб олиш (халқаро харид) ва бошқа мамлакатларга сотиш киради. Пировард натижада ички миллий иқтисодиёт томон ёки ундан ташқарига, чет элга йўналган туловлар оқими ҳосил булади.

Чет эллик сотувчилардан активларни соф хариди билан хорижий молиявий воситачилардан олинган соф қарзлар натижасида вужудга келган ва ички иқтисодиёт томон йўналган маблағ оқимлари капитал оқиб келиши деб аталади.

Бу ерда соф қарзлар деганда янги қарзлар билан эски қарзлар (ссудалар) бўйича туловлар орасидаги фарқ тушунилади. Хорижий харидорларга активлар сотишнинг соф ҳажми ёки улар томонидан соф хариди деганда умумий харид ҳажмидан хорижий харидорлар томонидан сотиб олинган активларни қайтадан мамлакат резидентларига сотиш ҳажмини айириб ташлаш натижаси назарда тутилади.

Мамлакатнинг молиявий воситачилар томонидан чет элдан сотиб олинган активлар ва ажнабий кредиторларга берилган кредит (ссуда) лар соф ҳажми **бошқа мамлакатларга капиталнинг оқиб кетиши** деб аталади.

Импорт ва экспорт бўйича туловлар оқимлари билан капиталлар оқимлари орасида маълум ўзаро боғланиш мавжуд.

Иқтисодий доиравий айланмада молиявий бозорларнинг давлат бoshқарув ташкилотлари ва ташқи иқтисодий фаолиятдаги роли билан боғлиқ бўлган масалаларни баён этиш якунида қуйидагиларни таъкидлаб ўтамиз.

Биринчидан, ялпи ички маҳсулот таркибидаги товар ва хизматларни мамлакат бозорларидан сотиб олиш билан бевосита алоқадор бўлмаган пул маблағларидан фойдаланишнинг учта йўли мавжуд:

- давлат бюджетига тушадиган соф солиқлар;
- молиявий бозорларга келадиган жамғармалар;
- ниҳоят, импорт бўйича қоплама туловлар, улар чет элга "хорижий давлатлар сектори"га кетадилар. Пул маблағларини харид қилишнинг ушбу учта усули маҳсулотлар ва даромадлар доиравий айланмасидан "четга қочиш" деб аталади.

Четга қочишлар — бу миллий даромаднинг шундай қисмики, уни уй хўжаликлари мамлакат ичида ишлаб чиқарилган товарларни сотиб олиш учун ишлатмайдилар. Санаб ўтилган учта "четга қочишлар"нинг ялпи ҳажми билан истеъмол учун харажатларнинг йиғиндиси ҳар доим миллий даромадга тенг.

Иккинчидан, мамлакат ичида ишлаб чиқарилган товарлар ва хизматлар учун харажатларнинг учта турлари борки, улар бевосита ички истеъмолчиларнинг харажатлари ҳисобланмайди. Булар инвестициялар, давлат харидлари ва экспортдан тушумлар. Бундай оқимларни доиравий айланага қилинадиган "инъекциялар" деб аталади.

"Инъекциялар" - бу миллий маҳсулотни молиялаштириш учун истеъмолчилардан ташқари бошқа субъектлар томонидан қилинадиган харажатлар, яъни давлат харидлари, экспортни пул билан қоплаш.

Барча "инъекциялар" миқдори билан истеъмол учун харажатлар йиғиндиси ҳар доим миллий маҳсулотга тенг.

Доиравий айланманинг мазкур унсурлари (таркибий элементлари) орасидаги боғланишларга таяниб, уларни ифодалайдиган тенгламалар тузиш мумкин.

C - истеъмол, I - инвестициялар, G - давлат харидлари, X - экспорт, S - жамғарма, T - соф солиқлар, M - импорт десак, у

ҳолда:

Ялпи ички миллий маҳсулот $Y = C + I + G + (X - M)$.

$(X - M)$ - товарлар ва хизматларни соф экспорти. Ялпи ички маҳсулот ҳажми Y аниқланаётганда тўплама истеъмол (C + I) билан "инъекциялар" йиғиндисидан импорт "X" айириб ташланиши керак, чунки C, I ва G тарифига биноан, импорт истеъмол товарлари учун харажатларни ҳам, инвестиция товарлари учун харажатларни ҳам, ички истеъмол товарлари учун харажатларни ҳам, инвестиция товарлари учун харажатларни ҳам ва ниҳоят давлат харид қилган товарлар учун харажатларни ҳам ўз ичига олади, акс ҳолда импорт икки марта ҳисобдан ўтади.

Миллий даромад "Д" = C + T + S.

Миллий даромад билан ички миллий маҳсулот тенглигидан, яъни доиравий айланманинг асосий хоссасидан хулоса қилиш мумкинки:

$$C + I + G + (X - M) = C + T + S$$

Ушбу тенгламани, ўз навбатида, қуйидаги кўринишга келтириш мумкин:

$I + G + X = S + T + M$ яъни умумий "инъекциялар" ҳажми умумий "четга қочишлар" ҳажмига тенг. Энг муҳими шундаки, фақат "четга қочишлар" ва "инъекциялар"нинг тўплама кўрсаткичларигина бири-бирига тенгдир. Айрим "четга қочирма" ва "инъекциялар" турларини жуфт ҳолда олиб қараганда одатда аниқ баланс бўлмайди, умуман бундай бўлиши талаб қилинмайди. Бошқача айтганда давлат харидлари соф солиқларга, импорт экспортга, жамғарма инвестицияларга тенг бўлиши умуман шарт эмас, чунки молиявий бозорлар "четга қочишлар" натижасида олинган маблағлар ҳисобига бундай оқимни мавжуд оқимларнинг ҳар бирини молиялаштира олади.

Иқтисодиётда молиявий бозорлар таянч ролга эга эканлигини алоҳида таъкидлаб, "четга қочишлар" ва "инъекциялар" тенгламасини қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин:

$$I + (G - T) = S + (M - X).$$

I инвестициялар ва $(G - T)$ - давлат бюджети тақчиллиги молиявий бозорлардан чиқадиган маблағларни ишлатиш усуллариدير.

S - жамғарма ва $(M - X)$ - соф импорт. У оқиб келадиган капитал ҳажмига тенг. Демак, $S + (M - X)$ - молиявий бозорларга "кириб келадиган" маблағлар йиғиндисидир.

Шундай қилиб, маҳсулотлар ва даромадлар доиравий айланмаси бозор иқтисодиёти секторлари орасидаги асосий макроиқтисодий алоқаларини акс эттиради. У миллий маҳсулот билан миллий даромад оқимлари орасидаги боғланишларни, улар уз ҳаракатида қандай шаклларда юзага чиқишларини ҳар тарафлама тавсифлайди. Шунинг учун мазкур иқтисодий доиравий айланма макроиқтисодий статистика кўрсаткичлари тизимини тузиш учун асос ҳисобланади.

3.7. Макроиқтисодий кўрсаткичлар тизими

Макроиқтисодий статистик кўрсаткичлар тизими асосида иқтисодий доиравий айланма назарияси ётади. Шу билан бирга уларни тузиш жараёнида системали таҳлил илмий қоидалари (принциплари)ни ҳисобга олмаслик мумкин эмас, чунки миллий иқтисодиёт, унинг фаолияти мураккаб объект (tizim)дир. Системали ёндашишнинг энг муҳим қоидалари, илмий принциплари қуйидагилардан иборат:

— **яхлитлик(бутунлик)**, яъни урганилаётган объект хоссаларини унинг таркибий унсурларига тегишли хоссалар арифметик йиғиндисини сифатида талқин этиш бутунлай нотўғри хатти-ҳаракатдир;

— **структуралик (тузилмалик)**, яъни объект тузилишини аниқлаб, у орқали тизимни тасвирлаш мумкин. Унинг табиати айрим унсурлар табиатига эмас, балки узининг тузилмавий хусусиятига бевосита боғлиқдир;

— **иерархиялик (поғонама-поғоналик)**, яъни унсурлар тартибли тизмаликка эга бўлиб, бири иккинчисига бўйсунди. Демак, объектнинг таркибий қисмлари ва уларнинг тавсифномалари (кўрсаткичлари)ни тадқиқ қилиш изчил кетма-кетликда олиб борилиши керак;

— **tizim унсурларининг узаро алоқадорлиги**, яъни битта ёки бир тўда унсурлар (омиллар) қийматлари, тавсифномалари, хоссаларининг ўзгариши бошқа унсурларда (натижада) ўзгаришлар бўлишига олиб келади.

Системали таҳлилнинг мазкур илмий қоидаларидан келиб чиққан ҳолда, макроиқтисодий статистик кўрсаткичлар тизимини тузаётганда иқтисодий тараққиёт мақсадли йўналиши, кузланган мақсадга эришиш учун зарур бўлган ресурслар билан уни таъминлаш ва ижобий натижалар олиш (ишлаб чиқариш ҳажми, истеъмол даражаси, миллий хавфсизлик ва ҳоказо) муаммолари ҳисобга олинади. Иқтисодий ўсиш мақсадлари иқтисодиётни ривожлантиришнинг барча босқичларига, шу жумладан қайта қуриш даврига ҳам хосдир.

Иқтисодий ривожлантириш умумдавлат мақсадлари аҳолининг барча ижтимоий қатламлари (гуруҳлари) ва умумжамият манфаатларини, жумладан, иқтисодий фаолиятнинг айрим соҳалари ва тармоқларини, минтақаларни ривожлантиришни давлат томонидан ташкил қилиш, инвестициялар ҳажмлари ҳамда йуналишларини, баҳолар даражаси ва узгаришини аниқлаш, демографик ва илмий-техник сиёсат, ижтимоий муаммоларни ечиш, экология, миллий хавфсизликни таъминлаш ва ҳоказо масалаларни акс эттиради.

Объектив мантиққа биноан тараққиёт мақсадларини белгилаш уларни амалга ошириш учун зарур бўлган ресурсларни аниқлашни тақозо этади. Мавжуд ресурслар уз навбатида иқтисодий тараққиёт соҳасида аниқ натижалар олишга қаратилган иқтисодий, илмий-техникавий ва ташкилий тадбирларни амалга ошириш учун моддий замин ҳисобланади.

Шундай қилиб, системали ёндашишлар асосида миллий макро-иқтисодий статистик курсаткичлар тизими узаро боғланган блоклардан иборат бўлган мантиқий структуравий модел курунишида тасвирланиши лозим:

Миллий иқтисодий ривожлантириш мақсадлари → уларга эришиш воситалари → ривожланишнинг умумий натижалари ва самардорлиги.

Мазкур иқтисодий ривожлантиришнинг системали таҳлили моделига айнаётган тарзда макроиқтисодий статистика курсаткичлари тизими тузилади:

Биринчи блокдаги курсаткичлар норматив, башорат қилиш, режалаш хусусиятга эга бўлиб, улар статистика тизимидан ташқарида шаклланади ва унга четдан кириб келади. Муайян курсаткичлар иқтисодий ривожланиш мақсадлари қандай даражада амалга ошаётганлиги устидан статистик назорат урнатиш

Макроиқтисодий статистик курсаткичлар тизими бу—миллий иқтисодий ривожлантириш мақсадларини таърифловчи курсаткичлар, уларга эришиш воситаларини таърифловчи курсаткичлар, ривожланишнинг умумий натижалари ва самардорлигини таърифловчи курсаткичлар — иқтисодий жараёнлар билан уларнинг натижалари орасидаги узаро боғланишлар ва мутаносибликни акс эттирувчи баланс тузилмаларидир.

учун асос бўлиб хизмат қилади. Охириги блок курсаткичлари миллий иқтисодий ривожланиш жараёнини умумлаштириб, унинг барча томонларини узаро боғланишда ва яхлитликда таърифлаш ва таҳлил қилишни таъминлайди.

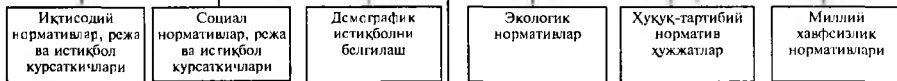
Биринчи блок курсаткичларини ҳисобга олмаган тақдирда, системали ёндашишлар асосида тузилган макроиқтисодий статистика курсаткичлари тизими иқтисодий доиравий айланма назарияси билан мувофиқлашган бўлиб, унинг илмий принципларига тула жавоб беради.

3.10-тарҳда макроиқтисодий статистик курсаткичлар ва уларнинг таснифлари тасвирланган.

Шуни ҳам таъкидлаш керакки, макро-иқтисодий курсаткичлар тузилиш жиҳати-

Макроиқтисодий курсаткичларнинг турлари

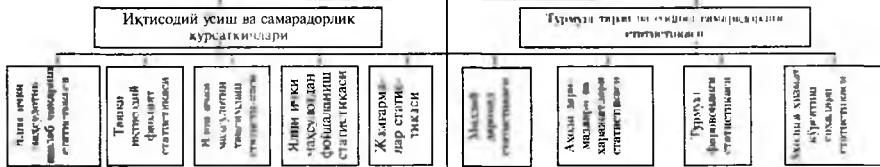
Ривожланиш мақсадларининг нормативлари



Ривожланиш воситалари статистикаси



Ривожланиш натижалари статистикаси



Миллий ҳисобчилик



3.10-тарҳ. Макроиқтисодий курсаткичлар таснифлари.

дан ҳам, ҳисоблаш услубияти нуқтаи назаридан ҳам халқаро статистика амалиётида қабул қилинган стандарт тартиб қоидалар ва талабларга тўла мувофиқлашган бўлиши керак. Масалан, миллий бойлик кўрсаткичларини ҳисоблаш бўйича Бирлашган Миллатлар Ташкилоти Статистика Хайъати (БМТ СХ) ва унинг ихтисослашган муассасалари (Халқаро Банк (ХБ) ва Тараққиёт Дастури (ТД)) томонидан янги концепция ва халқаро тавсиялар ишлаб чиқилган. Унинг моҳияти шундаки, шахсий-инсон омилига инвестицияларнинг ортиб бориши натижасида жамиятда катта ҳажмда "инсоний капитал" вужудга келади. У эса, ўз навбатида иқтисодий ўсишни таъминлаш учун харж қилинади. Пировард натижада ишлаб чиқаришнинг учта омили: меҳнат, капитал ва ер ҳақидаги эски формула ўрнига унинг янгича талқини (концепцияси) вужудга келди. Шунга монанд тарзда миллий бойлик тушунчаси жамғариладиган "инсоний, табиий ва қайта яратиладиган капитал" тўплами сифатида талқин этилади.

Шу билан бирга Халқаро банк миллий бойликнинг янги концепциясини яратибгина қолмасдан, унинг умумий ҳажмини аниқлаш услубиятини ҳам ишлаб чиқди ва шу асосда 92 мамлакатнинг миллий бойликларини тажриба-экспериментал тарзда баҳолашга эришди.

Янги концепциянинг моҳияти шундаки, Халқаро банк иқтисодий ўсиш омиллари назариясидан "Инсонни барқарор ривожлантириш" назариясига ўтишни таклиф қилади. Ушбу назарияда ҳар бир киши шахсияти миллий даражада ҳам, халқаро даражада ҳам жамият диққат марказида бўлиши керак. Инсонни ривожлантириш пировард мақсад бўлиб, иқтисодий ўсиш эса ушбу мақсадга эришиш воситасигинадир, деб таъкидланади. Шу билан бирга инсонни ривожлантириш меъёри сифатида товарлар ва хизматлар мўл-кўллигини эмас, балки ишчиларнинг моддий ва маънавий бойиш даражасини қабул қилиш таклиф қилинади.

"Қайта яратиладиган капитал" концепциясига келсак, у Бирлашган Миллатлар Ташкилоти Статистика Хайъати томонидан ишлаб чиқилган "иқтисодий активлар" ҳақидаги таълимотларга таянади. Улар миллий ҳисобчиликнинг 1993 й -МХТ-93 БМТ томонидан қабул қилинган халқаро стандартида баён этилган. Унда табиий капиталнинг айрим турлари бўйича дифференциал рентани 25 йиллик муддатга дисконтлаштириш йўли билан емирилиш даражасини (ўртача 4 %) ҳам ҳисобга олиб баҳолаш таклиф этилади.

Бошқа макроиқтисодий кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш ҳам миллий бойликни баҳолаш каби халқаро стандартлар ва концепциялар асосида бажарилиши керак.

Макроиқтисодий кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш услубияти турли хил усулларни, йўлларни ўз ичига олади. Уларни умумлаштириб, қуйидаги тўртта йўналишга келтириш мумкин:

— ўрганилаётган иқтисодий ҳодиса ёки жараён ҳақидаги назарий тушунчани айният статистик шаклга ўгириш;

— иқтисодий ҳодисалар ва операцияларни ухшашлик томонлари-
га қараб гуруҳлар, турлар, синфлар ва булимларга бирлаштириш,
яъни уларни таснифлаш;

— иқтисодий тоифа моделини, яъни соддалаштирилган тасвири-
ни ишлаб чиқиш;

— агрегатлашган иқтисодий индекторларни яратиш (масалан,
истеъмол баҳолари индекси, ялпи ички маҳсулот дефлятори, конь-
юктура индекслари ва ҳоказолар).

Статистика кўрсаткичларини биринчи йўналишда тузиш масала-
лари олдин иш ҳақи кўрсаткичини аниқлаш мисолида кўриб чиқил-
ган эди. Яна бир мисол қилиб "камбағаллик даражаси" деган иқтисо-
дий тоифани статистика жиҳатидан талқин қилиш масаласини олай-
лик. Камбағаллик аҳоли турмуш даражаси билан бевосита алоқадор
булган тоифадир. У айнан аҳоли гуруҳи, қатлами олган даромадлар
билан кун кечирish учун зарур булган товарлар ва хизматлар "сава-
ти" орасидаги мунособатларни ифодалайди. Демак, камбағаллик да-
ражасини фақат даромадларнинг умумий ҳажмига ёки фақат товар
ва хизматлар истеъмоли ҳажмига қараб баҳолаб бўлмайди. Бунинг
учун яшаш минимал қийматини ҳисоблаш, ҳамда жон бошига олин-
ган тўплама даромадлар миқдорини аниқлаш керак. Камбағаллар тои-
фасига яшаш минимум қиймати чегарасида ва ундан кам миқдорда
жон бошига тўплама даромад олган уй хўжаликларини (оилаларни)
киритиш мумкин. Бундай уй хўжаликларининг уларнинг умумий со-
нидаги салмоғи камбағаллик даражасини ифодалайди. Яшаш мини-
мум қийматини ва тўплама даромадлар ҳажминини уй хўжаликлари-
нинг айрим гуруҳ ва қатламлари бўйича аниқлаш машаққатли иш-
дир. Уларни ҳисоблаш статистика соҳасида маълумотга эга булиш
билан бир қаторда умумиқтисодий, демографик, социологик, ши-
фокорлик соҳаларида ҳам чуқур маълумотларга эга булишни тақазо
этади. Шунинг учун мазкур масалани турли тоифадаги мутахассис-
лар биргаликда самарали ечишлари мумкин.

Макроиқтисодий кўрсаткичлар тизими ва ҳисоблаш услубияти-
нинг иккинчи йўналиши иқтисодий ҳодисалар ва операцияларни тас-
нифларини ишлаб чиқиш ҳамда улар асосида ҳисоб-китоб олиб бо-
ришни назарда тутди. Шу мақсадда халқаро стандарт таснифлагич-
лар яратилган, жумладан иқтисодий фаолият турларининг секторли
ва тармоқий таснифлари, товар ва хизматлар билан операциялар-
нинг стандарт таснифлари, даромадлар тақсимодининг стандарт тас-
нифлари, касб турларининг халқаро таснифи ва ҳоказолар.

Учинчи йўналиш ҳам статистика назарияси ва амалиётида кенг
қулланилади. Айниқса, туртинчи йўналиш яъни агрегатлашган иқти-
содий индексларни тузиш ва фойдаланиш макроиқтисодий статис-
тикада жуда катта куламда тарқалган. Миллий ҳисоблар тизимида
қолдиқ (сальдо) йули билан олинадиган барча макроиқтисодий
кўрсаткичлар (масалан, ялпи ички маҳсулот ва миллий даромад, их-
тиёрдаги миллий даромад ва пировард истеъмол, жамғарма ва ҳока-
золар) ана шу йўналишнинг маҳсули ҳисобланади.

3.8. Бозор иқтисодиёти жараёнларини таҳлил қилишнинг халқаро стандарт кўрсаткичлари

Халқаро статистик ташкилотлар, масалан, Халқаро Валюта Фонди ва Жаҳон банки булимлари томонидан ишлаб чиқилган иқтисодий ривожланаётган ва бозор иқтисодиётига утаётган мамлакатларда иқтисодий юксалишни таъминлашга қумаклашиш лойиҳалари ва докладларида ҳар хил мутлақ ва нисбий кўрсаткичлар қулланилади ва шу билан бирга уларнинг моҳияти, функцияси ва ҳисоблаш услубиятига оид умумий тартиб-қоидалар баён этилади. Улар халқаро стандарт статистик иқтисодий кўрсаткичлар тизимининг асосини ташкил этади.

Барча нисбий кўрсаткичлар, яъни бир миқдорни иккинчисига булишдан олинган натижалар, уларнинг турлари ва мазмунидан қатъий назар, коэффицентлар деб юритилади. Коэффицентларни қўллаш ва талқин этиш халқаро стандарт талаблари сифатида қуйидагилар тавсия этилади:

— коэффицентлар булинувчи ва бўлувчи миқдорларга боғлиқ бўлгани учун уларнинг хусусиятлари ва мазмунини ҳисобга олиб, талқин этилиши зарур;

— алоҳида олинган коэффицент ҳақиқий манзарани тулиқ тасвирлашга қодир эмас, чунки иқтисодий жараёнлар мураккаб характерга эга. Шу сабабли иқтисодий таҳлилда коэффицентлар тизими қулланилиши керак;

— иқтисодий коэффицентлар таққослама булиши учун уларнинг асослари яъни солиштирилаётган миқдорлар таққослама фаолият турларига тегишли булиши зарур.

Моҳият функцияси ва ҳисоблаш услуби жиҳатидан коэффицентлар уч тоифага ажралади:

- ўртача мойиллик коэффицентлари;
- чегаравий мойиллик кўрсаткичлари;
- эластиклик кўрсаткичлари.

3.8.1. Ўртача мойиллик кўрсаткичлари

Бу кўрсаткичлар иқтисодий субъектларнинг у ёки бу иқтисодий фаолият ёки ҳодисаларни амалга ошириш учун қанчалик мойил эканлигини таърифлайди. Улар одатда айрим ҳодиса ёки фаолият тури натижасини барча ҳодисалар ёки фаолият турларининг умумий якуни билан солиштиришдан ҳосил бўлади ва, демак, ундаги ҳиссани аниқлайди. Масалан, мамлакат ялпи ички маҳсулотида саноат ёки қишлоқ хўжалигининг ҳиссаси бунга мисол бўла олади. Бу кўрсаткични ҳисоблаётганда миллий иқтисодиёт ёки тармоқнинг хусусиятларини эътиборга олиш керак. Агарда унда якка ҳокимлик сингари салбий иқтисодий воқеа ўрин олса, у ўртача мойиллик коэффицентини шаклланишига ҳам кучли таъсир этади. Масалан, Саудия Арабистони иқтисодиётида нефт қазиб олиш катта ўрин эгаллайди ва унинг ҳажми йил сайин табраниб туради. Шунинг учун халқаро стан-

дарт мазкур мамлакат ялпи ички маҳсулотида саноат маҳсулотининг ҳиссасини аниқлаётганда нефт қазиб олишни (саноат қўшилган қийматида ҳам, ялпи ички маҳсулот умумий қийматида ҳам) ҳисобга олмасликни тавсия этади. Ўзбекистон саноати ва миллий иқтисодиётида пахта тозалаш саноати худди шунга ўхшаш мавқеъга эга. Республика қишлоқ хўжалигида пахта якка ҳокимлигини бартараф қилиш мақсадида унинг экин майдони кейинги йилларда анча қисқартирилди. Натижада пахта тозалаш саноати ривожланиши сусайди, бу эса ялпи ички маҳсулот таркибий тузилишига сўзсиз таъсир қилади. Шу сабабли Ўзбекистон иқтисодиётининг саноат фаолиятига ёки қишлоқ хўжалигига ўртача мойиллик коэффициентларини пахта тозалаш саноатини ҳисобга олмасдан аниқлаш халқаро стандартларга мувофиқ бўлади.

Ўртача мойиллик коэффициентлари реал иқтисодиёт натижаларини, талаб ва таклиф тузилишини, макро даражада молиявий фаолият ва банклар фаолияти натижаларини, давлат бюджети даромадлари ва ҳаражатларини, пул муомалаларини таҳлил қилишда кенг қўлланади. Улар ёрдамида ялпи ички маҳсулот тармоқий тузилиши, пировард истеъмол турлари жиҳатидан талаб тузилиши, хўжалик юритувчи субъектлар ва аҳоли солиқлар тўлашга мойиллиги, давлат бюджетининг турли харажатларга ва тақчилликка мойиллиги, тижорат банклари ва корхоналарнинг қарзларини тўлови ва ликвидликка мойиллиги ва бошқа масалалар тадқиқ этилади.

Бу тоифадаги кўрсаткичлардан энг муҳимлари сифатида қуйидаги коэффициентларни кўрсатиш мумкин:

1. Истемолга ўртача мойиллик коэффициенти ялпи ички маҳсулотда пировард истеъмол ҳиссасини аниқлайди. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистон ялпи ички маҳсулоти 3194,5 млрд.сўм, пировард истеъмол учун харажатлар 2665,0 млрд.сўмни ташкил этган. Демак, истеъмолга ўртача мойиллик даражаси 83,4% ($2665,0 \cdot 100 / 3194,5$). Таққослаш учун эслатиб ўтамир, бу коэффициент 1995й-72,9%, 1996й-77,3%, 1997й-81,3%, 1998й-83,5%, 1999й-82,7% бўлган.

2. Жамғаришга ўртача мойиллик коэффициенти, ялпи ички маҳсулотда капитал (сармоя) жамғариш ҳиссасини кўрсатади. Экспорт ва импорт баланслашган ҳолатда бу кўрсаткич истеъмолга ўртача мойиллик даражасини биргача (100 фоизгача) тўлдирмаси ҳисобланади. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистонда ялпи капитал жамғармаси 506,4 млрд.сўм, демак, унинг ялпи ички маҳсулотда ҳиссаси 15,9% ($506,4 \cdot 100 / 3194,5$) ташкил этган. Таққослаш учун 1995й-24,2%, 1996й-23,0%, 1997й-18,9%, 1998й-14,8%, 1999й-17,1%.¹ Келтирилган маълумотларга биноан, Ўзбекистон иқтисодиётида истеъмолга ва жамғармага ўртача мойиллик коэффициентлари йиғиндиси 100%га тенг эмас, чунки айрим йилларда экспорт импортдан кўп, бошқа йилларда кам бўлган.

¹ Ўзбекистон иқтисодий йўналишлари, 1-чорак 2001 йил, Тошкент, 91-бет.

3. Хужалик юритувчи субъектлар ва аҳолининг солиқлар тулашга уртача мойиллик коэффициенти, ялпи ички маҳсулотга нисбатан солиқ туловлари (ёки бюджет даромадлари) неча фоизни ташкил этишини курсатади. Масалан, 2000 й. Ўзбекистон давлат бюджети даромадлари (солиқ ва бошқа тулов ҳамда тушумлар) 910,1 млрд.сўм булган, демак, ялпи ички маҳсулотга нисбатан 28,5% ($910,1 \cdot 100 / 3194,5$) ташкил этган. Таққослаш учун 1995й-39,2%, 1996й-44,3%, 1997й-38,7%, 1998й-32,4%, 1999й-30,5%.

4. Давлат бюджетининг харажатларга уртача мойиллик коэффициенти, бюджет харажатлари ялпи ички маҳсулотга нисбатан қанча фоиз ташкил этишини белгилайди. Масалан, Ўзбекистон давлат бюджети харажатлари 2000 йил 941,6 млрд.сўм ёки ялпи ички маҳсулотдан 29,5% ($941,6 \cdot 100 / 3194,5$) иборат булган. Таққослаш учун 1995й-41,7%, 1996й-46,1%, 1997й-40,7%, 1998й-34,5%, 1999й-32,2%.

5. Давлат бюджетининг тақчилликка уртача мойиллик коэффициенти, бюджет тақчилликка қанчалик мойиллигини таърифлайди. Бюджет умумий харажатлари билан даромадлари орасидаги фарқни ялпи ички маҳсулотга булишдан бу курсаткич ҳосил булади. Масалан, Ўзбекистон давлат бюджети харажатлари 2000 йилда даромадлардан 31,5 млрд.сўм куп булган. Демак, бюджетнинг тақчилликка мойиллик даражаси 1% ($31,5 \cdot 100 / 3194,5$)ни ташкил этган, ваҳоланки 1995й-2,5%, 1996й-1,8%, 1997й-1,7%, 1998й-2,1%, 1999й-1,7%.¹

6. Мамлакат молия-кредит тизимининг ишчанликка уртача мойиллик коэффициенти, йил охирига булган M_2 -пул агрегатининг ялпи ички маҳсулотга нисбатидан ҳосил булади. M_2 пул агрегати иқтисодий муомаладаги нақд пуллар, нодавлат сектори томонидан банк тизимига қўйилган йўқлаб олинувчи депозитлар ва муддатли ҳамда жамғарма депозитларни уз ичига олади. Ликвидликка мойиллик коэффициент тез суратлар билан ортса, ликвидлик ҳаддан ташқари куп барпо этилиши натижасида иқтисодиётга инфляция босими кучайишидан дарак беради. Ундан молия-кредит тизими орқали капитални сафарбар қилиш даражасини таърифловчи курсаткич сифатида ҳам фойдаланилади.

7. Экспортлаштиришга уртача мойиллик коэффициенти, иқтисодиётнинг товар ва хизматларни бошқа мамлакатларга сотишга мойиллик даражасини курсатади ва экспорт ҳажмини ялпи ички маҳсулот билан солиштиришдан ҳосил булади. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистон экспорти (ФОВ) 3264,7 млн.АҚШ доллари, ялпи ички маҳсулот эса айрибошлаш курсарида 12370,0 млн. АҚШ долларини ташкил этган эди, демак, экспортга уртача мойиллик даражаси 26,4% ($3264,7 \cdot 100 / 12370,0$) булган. Таққослаш учун бу курсаткич 1999й-18,9%, 1998й-23,5%, 1997й-29,8%, 1996й-33,2%, 1995й-36,7%.

¹ Ўзбекистон иқтисодий йўналишлари, 1-чорак 2001 йил, Тошкент, 98-99-бетлар.

8. Импортлаштиришга ўртача мойиллик коэффициенти, иқтисодиётнинг товар ва хизматларни чет элдан келтиришга мойиллик даражасини аниқлайди, импорт ҳажмини ялпи ички маҳсулот билан таққослаш натижасидир. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистон импорти (ФОБ) 2947,4 млн. АҚШ долларидан иборат бўлган, демак, импортга ўртача мойиллик даражаси — 23,8% $(2947,4 \cdot 100) / 12370,0$), 1999й—18,2%, 1998й—21,9%, 1997й—30,7%, 1996й—34,1%, 1995й—28,5%.

Импортлаштиришга мойиллик коэффициенти экспортлаштиришга мойиллик коэффициенти билан таққослама бўлиши учун, уларни ҳисоблашда экспорт ва импорт ҳажми бир хил баҳоларда, масалан ФОБда ифодаланиши керак.

3.8.2. Чегаравий мойиллик курсаткичлари

Иккинчи тоифадаги халқаро стандарт курсаткичлар чегаравий мойиллик курсаткичлари деб аталади. Бу ерда "чегаравий" сўзи қўшимча, устама деган маънога эга. Бу курсаткичлар қўшимча ресурслар ёки омил ҳисобига олинган қўшимча натижа (самара)лар ўртасидаги ўзаро нисбатга асосланади. Демак, улар қўшимча омил ёки ресурс бирлигига нисбатан ўртача қанча қўшимча натижа қўлга киритилганини кўрсатади. Макроиқтисодий таҳлилда кенг қўлланиладиган муҳим чегаравий мойиллик курсаткичларидан айримларини қараб чиқамиз.

1. Чегаравий истеъмолга мойиллик коэффициенти (MPC) пировард истеъмол учун қўшимча сарфланган даромад (ΔC) қўшимча яратилган ялпи ички маҳсулотдан (ΔGDP) қанча фоиз ташкил этишини аниқлайди, яъни $MPC = \Delta C \cdot 100 / \Delta GDP$. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистонда яратилган ялпи ички маҳсулот 3194,5 млрд.сўм, 1999й. эса 2128,7 млрд.сўм, пировард истемол учун 2665,0 млрд.сўм ва 1761,4 млрд.сўмлик сарфланган. Бундан чегаравий мойиллик коэффициенти

$$MPC = \frac{\Delta C}{\Delta GDP} = \frac{(2665,0 - 1761,4) \cdot 100}{3194,5 - 2128,7} = \frac{903,6 \cdot 100}{1065,8} = 84,8\%$$

Демак, 2000 йилда қўшимча яратилган ялпи ички маҳсулотдан 84,8% пировард истемол учун сарфланган.

2. Чегаравий жамғармага мойиллик коэффициенти (MPS) жамғарма учун қўшимча сарфланадиган даромад (ΔS) қўшимча яратилган ялпи ички маҳсулотдан (ΔGDP) қанча қисм (фоиз) ташкил этишини кўрсатади. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистон ялпи капитал жамғармаси 506,4 млрд.сўм, 1999 йил эса 364,2 млрд.сўм эди. Бундан чегаравий жамғармага мойиллик даражаси

$$MPS = \frac{\Delta S}{\Delta GDP} = \frac{(506,4 - 364,2) \cdot 100}{3194,5 - 2128,7} = \frac{142,2 \cdot 100}{1065,8} = 13,3\%$$

3. Чегаравий импортга мойиллик коэффиценти (MPI) қушимча олинган ялпи ички маҳсулотдан (ΔGDP) қайси қисми (фоизи) қушимча импорт (ΔI) ҳиссасига туғри келишини кўрсатади, яъни $MPI = (\Delta I) / (\Delta GDP)$. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистон импорти (ФОВ) 2947,4 млн. АҚШ долл., 1999 йил эса 3110,7 млн. АҚШ долл. эди, ялпи ички маҳсулот эса тегишли тартибда 12370,0 млн.\$ ва 17096,5 млн.\$ булган. Бундан

$$MPI = \frac{\Delta I}{\Delta GDP} = \frac{(2947,4 - 3110,7) * 100}{12370,0 - 17096,5} = \frac{-163,3 * 100}{-3726,5} = 43,8\%.$$

Демак, импорт камайиши ҳисобига ялпи ички маҳсулотнинг 43,8%га камайиши туғри келади. Чегаравий мойиллик коэффицентларини юқорида кўриб чиқилган ўртача мойиллик коэффицентлари қўлланадиган барча ҳоллар учун ҳисоблаш мумкин.

3.8.3. Эластиклик коэффицентлари

Эластик сўзи грекча "elastikos" сузидан олинган булиб, эгилувчанлик, қайишқоқлик, оҳиста ўзгарувчанлик деган лугавий маънога эга. Статистикада бу атама ўзаро алоқадор ҳодисалар динамикасида намоён бўладиган бири иккинчисининг ўзгаришига нисбатан эгилувчанлиги, қайишқоқлиги мазмунида қўлланади. Эластиклик коэффицентлари ўзаро боғланган ҳодисалардан бири иккинчисининг ўзгаришига нисбатан сезгирлик қобилиятини аниқлайди. Улар биринчи ҳодиса бир фоизга ўзгарганда иккинчиси қанча фоизга ўзгаришини кўрсатади, одатда натижавий ҳодиса қушимча ўсиш суратини у билан боғланишда қаралаётган иккинчи ҳодиса (умумий ресурс, омил белги) қушимча ўсиш суратига булишдан ҳосил бўлади. Бундай кўрсаткичларга мисол қилиб қуйидаги муҳим макроиқтисодий коэффицентларни кўрсатиш мумкин:

1. Туплама талабнинг истеъмол нархларига нисбатан эластик коэффиценти истеъмол нархлари бир фоизга ўзгариши натижасида туплама талаб қанча фоизга ўзгариши мумкинлигини кўрсатади. Масалан, 2000 йилда 1999 йилга нисбатан Ўзбекистонда истеъмол баҳолари 25%, пировард истеъмол (таққослама нархларда) 4,9%, ялпи миллий даромад 44,2% купайган. Демак, истеъмол нархларининг 1% ўзгаришига реал пировард истеъмол (таққослама нархларда) 0,2% (4,9:25) ва миллий даромад 1,8% ($44,2 * 100 / 25$) ошиши туғри келади.

2. Туплама таклифнинг ишлаб чиқарувчилар нархларига нисбатан эластиклик коэффиценти ишлаб чиқарувчилар нархлари бир фоизга ўзгариши билан ялпи ички маҳсулот қанча фоизга ўзгаришини аниқлайди. Масалан, 2000 йилда Ўзбекистонда ишлаб чиқарувчилар нархлари 1999 йилга нисбатан 60,8%, ялпи ички маҳсулот (таққослама нархларда) 4, реал миллий даромад 15,4% купайган. Демак, ишлаб чиқарувчилар нархларининг 1% ортиши билан бирга реал ички маҳсулот 0,07%га (4 : 60,8), реал миллий даромад эса 0,25%га купа-

йиши юз берган. Демак, ишлаб чиқарувчилар нархларига нисбатан реал ички маҳсулот эластик эмас.

3. Импорт учун талабнинг даромадга нисбатан эластиклик коэффициенти импорт қўшимча ўсиш суратини миллий даромад қўшимча ўсиш суратига нисбатидан вужудга келади:

$$I_1 = \frac{\Delta T_1}{\Delta T_{GDP}} = \frac{I_1 - I_0}{I_0} : \frac{GDP_1 - GDP_0}{GDP_0} = \frac{I_1 - I_0}{GDP_1 - GDP_0} : \frac{I_0}{GDP_0} = \frac{\Delta I}{\Delta GDP} : \frac{I_0}{GDP_0}$$

Демак, импорт учун талабнинг даромадга нисбатан эластиклик коэффициенти чегаравий импортга мойиллик коэффициенти утган давр ўртача мойиллик коэффициентига бўлиш йули билан ҳам аниқлаш мумкин. Масалан, 2000 йилда 1999 йилга нисбатан Ўзбекистонда импорт -13,3%, ялпи миллий даромад (АҚШ долларида) эса -17,6% камайган. Бундан импорт учун талабнинг даромадга нисбатан эластиклиги яъни импорт 1%га камайиши миллий даромаднинг 0,76%га камайиши билан биргаликда юз берган.

4. Солиқларнинг ўз асосларига нисбатан эластиклик коэффициенти солиқлар ўз асослари ўзгаришига нисбатан сезувчанлик қобилиятини улчайди. Улар солиққа тортиш асоси 1% ўзгарганда давлат бюджетининг солиқлардан олган даромадлари қанча фоизга ўзгаришини кўрсатади. Масалан, биринчи чорак 2001 йилда Ўзбекистон давлат бюджети даромадлари 245,0 млрд.сўм, биринчи чорак 2000 йилда эса 166,1 млрд.сўмни ташкил этган, яъни 78,9 млрд.сўмга кўпайган. Шу даврда республика ялпи миллий даромади 448,8 млрд.сўмдан 705,9 млрд.сўмга яъни 257,1 млрд.сўмга кўпайган. Демак, ялпи миллий даромад бир сўмга кўпайишига бюджет даромадларининг 0,31 сўм (78,9:257,1) ортиши тўғри келади. Биринчи чорак 2001 йилда бир сўмлик миллий даромадга нисбатан бюджетда 0,37 сўм (166,1:448,8) солиқ ва бошқа тўловлар йиғилган. Бундан солиқларнинг даромадга нисбатан сезувчанлик қобилияти 0,84 яъни миллий даромад қўшимча 1% ўсиши солиқ ва бошқа бюджет тўловларини 0,84% билан бирга юзага чиқади.

5. Экспорт таклифининг нархларга нисбатан эластиклик коэффициенти экспорт ҳажми экспорт баҳолари ўзгаришига нисбатан сезувчанлик қобилиятини баҳолаш имкониятини беради. Бунинг учун реал экспорт қўшимча ўсиш сурати ФОВ нархлари ўртача даражасининг қўшимча ўсиш суратига бўлинади. Масалан, 2000 йил январ-сентябр ойларида Ўзбекистон экспорт ҳажми индекси 105,5%, экспорт баҳолари индекси эса 101%ни ташкил этган. Демак, экспорт товарлари нархлари 1% ўсиши унинг ҳажмини 5,5% ўсиши билан биргаликда намоён бўлган. Шу даврда пахта толаси экспорти 6%, ФОВ баҳоси эса 1,5% ошган. Демак, экспорт баҳоси ўзгаришига нисбатан пахта толаси экспорт ҳажми ўзгарувчанлигига 4 марта (6:1,5) сезгир ёки эластик бўлган.

Юқорида халқаро стандартларга мувофиқ ўртача мойиллик, чегаравий мойиллик ва эластик кўрсаткичларини тузиш масаласини ай-

рим мисолларда ойдинлаштиришга ҳаракат қилдик, холос. Уларнинг руйхати яна купдан-куп коэффицентлар билан тулдирилиши мумкин. Халқаро стандартларда макроиқтисодий таҳлилни чуқурлаштириш имкониятини яратадиган жуда куп курсаткичлар кузланган.

3.9. Асосий атама ва тушунчалар

Сифат ва миқдор
Ҳодиса хусусияти ва узгарувчан белги
Узлуксиз узгарувчан ва тадрижий узгарувчан белги
Меъёр ва статистик курсаткич
Мутлақ курсаткичлар
Нисбий курсаткичлар
Таққослаш ва солиштириш
Статистик курсаткичлар тизими
Туғри ва тескари курсаткичлар
Динамика нисбий курсаткичлари
Тузилиш нисбий курсаткичлари
Ўзаро боғланиш нисбий курсаткичлари
Фазовий таққослаш нисбий курсаткичлари
Интенсивлик нисбий курсаткичлари
Шартнома (режа, норма)ни бажариш нисбий курсаткичлари
Макро ва микроиқтисодий курсаткичлар
Иқтисодий коэффицентлар
Уртача мойиллик курсаткичлари
Чегаравий мойиллик курсаткичлари
Эластиклик курсаткичлари

3.10. Қисқача хулосалар

1. Статистик курсаткичлар оммавий ҳодиса ва жараёнлар ҳақида ахборотлар беради, уларнинг истиқбол дастурларини ишлаб чиқиш учун замин яратади ва уларни амалга ошириш устидан кучли қурол ҳисобланади. Улуғ немис ёзувчиси, шоири ва мутафаккири И.В.Гёте абадий кўз юмишидан икки йил олдин ўз котибаси Эккерманн билан суҳбатда: "Айтмишларки, сонлар гуё оламини бошқаради. Аммо аминманки, сонлар олам қандай бошқарилаётганини ўргатади." деган эди. Россияда биринчи мартаба чоп этилган статистика дарслигининг муаллифи К.Ф.Герман (1762-1838) ўз китобида ёзган эди: "Статистика яхшилиқни ҳам, ёмонликни ҳам ошқор этувчи даракчи ва ҳукуматни назоратчисидир".² Ҳақиқатда ҳам сафсатавоз нутқлар ёки реклама хабарларига таяниб эмас, балки ишончли аниқ статистик курсаткичларга асосланиб, халқ айрим раҳбарларнинг фаолиятини баҳолаши мумкин ва керак.

¹ *Eckermann J.P. Gespräche mit Gothe Leipz, 1902, S313*

² *Герман К.Ф. Всеобщая теория статистики- СПб, 1809-П.6 78*

2. Илмий билишда ва амалий фаолиятда статистик кўрсаткичлар куйидаги функцияларни бажаради:

— урганилаётган ҳодиса ва жараёнларни миқдорий ифодалаш ва баҳолаш, яъни ўлчаш функцияси;

— уларнинг муҳим томонларига эътиборни жалб қилиш, юзаки томонларини соқит қилиш, яъни умумлаштириш функцияси;

— ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни тавсифлаш ва қонуниятларни миқдорий ифодалаш, яъни аналитик функция;

— ахборотларни оммалаштириш, яъни реклама функцияси;

3. Статистик кўрсаткичлар ранг-баранг бўлиб улар урганилаётган ҳодиса ёки жараённинг турли жиҳатларини таърифлайди. Ҳеч қайси кўрсаткич тури устиворликка эга эмас, унинг плюси ва минуси мавжуд. Шу сабабли иқтисодий-ижтимоий таҳлилда барча кўрсаткичлар мажмуи, уларнинг тизими қўлланилиши керак.

3.11. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

— Ҳодисанинг сифати ва миқдори деганда нималар тушунилади?

— Статистик кўрсаткич нима, илмий билишда ва амалий фаолиятда у қандай аҳамиятга эга?

— Статистик кўрсаткич билан ҳодиса белгиси уртасида қандай муносабат мавжуд?

— Статистик кўрсаткич қандай унсурларга эга, унинг сифат томони нима, миқдор томони-чи?

— Кўрсаткич тегишли макон ва замонда қандай мақсад учун хизмат қилади?

— Статистик кўрсаткичларнинг қандай турлари бор?

— Мутлақ миқдор деганда нима тушунилади?

— Мутлақ миқдорларнинг қандай турларини биласиз?

— Мутлақ миқдорлар қандай шаклларда (ўлчов бирликларида) ифодаланади?

— Шартли ўлчов бирликлари нима ва қачон қўлланади?

— Нима учун бозор иқтисодиёти шароитида статистик кўрсаткичларни пулда (қийматда) ифодалаш керак?

— Аёллар, эркаклар ва болалар пойафзалларини, куйлакларини, костюмлари ва бошқа буюмларини доналаб ҳисоблаб бўладими? Агарда бўлса, бундай ўлчаш қандай камчиликларга эга?

— Билим даражангизни қандай кўрсаткичлар ёрдамида ўлчаш мумкин?

— Нима учун ишлаб чиқилган чит ва бошқа газмол турлари погонметр ва жисмоний метрда ўлчанади?

— Қайси ҳолда машинасозлик маҳсулотлари жисмоний бирликларда ва қайси пайтда оғирлик бирлигида ўлчанади?

— Қандай мақсад кўзланганда барча буюмлар оғирлик бирликларида ўлчанади ва нима учун турли ўлчов бирликларида ҳисобланади?

— Аҳоли рўйхатида Сизнинг ёшингиз қайси ўлчов бирлигида қайд қилинади?

— Ҳамёнингизда 3000 сўм бор, йил бошига нисбатан истеъмол баҳолари 60% ошган. Реал қийматда ҳамёнингиздаги пул неча сўм?

— Сиз ўтган ойда 1-кун 4 соат, 2-кун 10 соат, 3-кун 6 соат ўқигансиз, бошқа кунлари касал бўлиб ўқишга келмагансиз. Қанча одам-соат, одам-кун ва одам-ой ўқишда бўлгансиз?

— Ширкат хужалигида 5та 6 қаторли, 8та 4 қаторли ва 3та 2 қаторли пахта териш машиналари бор, пахта экин майдони 500 га. Хужалик терим машиналари билан қандай таъминланган ?

— Нисбий миқдорлар нима ва улар қандай ифодаланади? Фоиз билан коэффициент, фоиз билан промилле ўртасида қанча фарқ бор?

— Таққослаш деганда нима тушунилади, унинг қандай турлари мавжуд?

— Нисбий миқдорларнинг қандай турларини биласиз?

— Ўртача истеъмолга мойиллик нима? Қандай нисбий миқдор турига мисол бўла олади?

— Чегаравий истеъмолга мойиллик нима? У қандай ҳисобланади

— Истеъмол билан даромад орасида қандай эластиклик мавжуд? Бу курсаткич қандай ҳисобланади?

— Нисбий курсаткич турлари орасида қандай ўзаро боғланишлар бор?

— Таклиф эгри чизиғи асосида қандай нисбий миқдор ётади ва у қандай тартибда ҳисобланади?

— Группангизга икки талаба қўшилиши натижасида аъзолар сони 10% ошган. Аълочилар сони 20% кўпайиб, уларнинг гурппадаги салмоғи 40%га етган. Ўтган йили аълочилар сони қанча бўлган ва гурппада неча фоизни ташкил этган?

— Университет талабалари сони 5% ошган ҳолда президент стипендиатлари 20% кўпайган. Уларнинг салмоғи неча фоизга ошган?

— Асосий фондлар 5% ошгани ҳолда ишлаб чиқарилган маҳсулот 4% камайган. Фонд қайтими қандай ўзгарган?

3.12. Адабиётлар

1. *Плошко Б.Г.* Группировка и системы статистических показателей. М.: Статистика, 1971.
2. *Суслов И.П.* Теория статистических показателей. М.: Статистика, 1975.
3. *И.П.Суслов, М.И.Турава.* Методология статистических сравнений. М.: Статистика, 1980.
4. *Суслов И.П.* Основы теории достоверности статистических показателей. М.: Новосибирск, "Наука", 1979.
5. *Бендина Н.В.* Экономическая статистика. Конспект лекции. М.: Изд. "Прелор", 1999.
6. *Апарин Н.С., Зоварина Е.С., Рябушкин Б.Т.* К вопросу о концепции и содержании системы статистических показателей для анализа социально-экономического развития России и ее регионов. Вопросы статистики, 1999, №7.

СТАТИСТИК МАЪЛУМОТЛАРНИ ТАҚДИМ ЭТИШ УСУЛЛАРИ ЖАДВАЛЛАР ВА ГРАФИКЛАР

Статистик маълумотларни шундай тақдим этиш керакки, улардан фойдаланиш қулай бўлсин, уларни ўқиш ва тушуниш осон булсин. Уларни тақдим этишнинг энг камида 3 та усули мавжуд: матнда сўз билан баён этиш, жадвал зухурида ва графиклар орқали тасвирлаш.

Маълумотларни матнда сўз билан баён этиш кўринишда яхши йўлга ўхшаб туюлса ҳам, аммо субъектнинг маҳоратига, маълумотларни талқин қилишдаги ўзига хосликка боғлиқ. Бундан ташқари, бу ҳолда уларни ҳар тарафлама тушуниш, боғланишларини пайқаш бирмунча оғирлашади.

4.1. Статистик жадваллар.

Жадвал статистик маълумотларни яққол, ихчам ва умумлаштириб тақдим этиш усулидир

Статистик ахборотларни жадвалда ифодалаш сўз билан баён этишга қараганда урганилаётган воқеаларни равшан ва жозибали қилиб тасвирлайди.

Статистикадаги жадваллар логарифмлик, карра ва бошқа жадваллардан тубдан фарқ қилади. Улар ижтимоий - иқтисодий ҳаётимиз, турмушимизнинг турли томонларини таърифловчи курсаткичларни яққол ва ихчам шаклда, узаро боғланишда ифодалаб, умумий ва ўзига хос хусусиятларини ойдинлаштиради.

4.1.-жадвал

Ўзбекистон аҳолисининг иқтисодий фаоллиги

Курсаткичлар	1995	1998	2000	2000 й.да 1995й. га нисбатан %да
Аҳоли сони(йил охирига, млн.киши)	22,7	24,0	24,7	108,8
Меҳнат ресурслари(минг киши)	11021,0	11998,9	12594,0	114,3
Ундан, иқтисодий фаол аҳоли	8195,5	8840,1	9018,4	110,0
Шу жумладан, иқтисодиётда бандлар	8157,5	8800,0	8983,0	110,1
Ишсизлар	38,1	40,1	35,4	92,9
Меҳнатга лаёқатлик даражаси (%)	48,6	50,0	51,0	104,9
Иқтисодий фаоллик даражаси (%)	74,5	73,7	71,6	96,1
Бандлик даражаси (%)	99,54	99,55	99,6	100,1
Ишсизлик даражаси (%)	0,46	0,45	0,4	87,0

Маънаба: Ўзбекистон Республикасининг ижтимоий ва иқтисодий ривожланишининг асосий курсаткичлари. Статистик тупламлар : 1995 й. 22 - бет, 1998 й. 55-57-бетлар, 2000й. 9 ва 59-бетлар.

Демак, Ўзбекистон аҳолиси, унинг меҳнатга қобилиятли ва иқтисодий фаол қисми йил сайин купайиб бормоқда. Аммо умумий аҳоли ўсиш суръатига нисбатан меҳнатга қобилиятли кишилар сони тезроқ купаймоқда ва унга нисбатан иқтисодий фаол аҳоли сони эса бироз секин ортмоқда. Натижада аҳолининг меҳнатга лаёқатлик даражаси ўсиши билан бир қаторда иқтисодий фаоллик даражаси бироз пайшиш тенденциясига эга.

Жадваллар ётиқ ва тик тўғри чизиклар кесилмаларидан тузилган геометрик шакл бўлиб, қатор ва устунлардан таркиб топади. Уларда ўрганилаётган объектлар ва уларнинг курсаткичлари жойлаштирилади. Ҳар бир қатор ва устун ўз номига, жадвал эса умумий сарлавҳаларга эга бўлиб, булар жадвалнинг асосий унсурлари ҳисобланади.

Агарда жадвал қаторлари ва устунлари ўз номларига ҳамда умумий сарлавҳага эга бўлиб, сонлар билан тўлдирилмаган бўлса, у **жадвал макети деб аталади.** Ҳар бир жадвал қисқа, аниқ ва тушунарли, шу билан бирга маълумотлар маъносини ойдинлаштирадиган сарлавҳага эга бўлиши керак.

Умумий сарлавҳада жадвалда жойлашган сонларнинг асосий маъноси ифодаланган бўлиши ва шунингдек, қайси ҳудуд, қайси даврга нисбатан олинганлиги кўрсатилган бўлиши, шунингдек, ўлчов бирлиги ҳам берилган бўлиши лозим.

Статистик жадвал чуқур маънога эга бўлиб, ижтимоий воқеа ва ҳодисаларни ифодалашни буйича уни узига хос мантиқий гапга ухшатиш мумкин. Шунинг учун ҳар бир **статистик жадвалнинг эгаси ва кесими мавжуддир.** Ҳар хил кўрсаткичлар орқали таърифланаётган статистик тўпلام жадвалнинг эгаси, кўрсаткичлар эса жадвалнинг кесими ҳисобланади. Жадвалнинг эгаси, одатда, жадвалнинг чап қисмида, кесими эса ўнг томонида бўлади. Лекин улар аксинча жойлашиши ҳам мумкин (жадвал 4.1 га қаралсин).

4.2. Жадвал турлари ва тузиш қоидалари

Иқтисодий изланишларда статистик жадвалларнинг ҳар хил турлари қўлланилади. Эганинг тузилишига қараб статистик жадваллар уч турга бўлинади: оддий, группавий ва комбинацион.

Оддий жадвал деб ўрганилаётган объектлар ва уларнинг кўрсаткичлари бирма-бир рўйхат кўринишида ёзилган жадвалга айтилади.

Оддий статистик жадвалнинг эгасида статистик кузатишга жалб қилинган объектларнинг номлари ёки маълумотлар тегишли даврлар ёзилган бўлади. Жадвал 4.1 бунга мисол бўла олади. Бу жадвалда йиллар берилган устунлар эга бўлиб, кўрсаткичлар келтирилган қаторлар кесимдир.

Жадвалнинг эга қисмида ўрганилаётган объектнинг муҳим бир белгиси буйича группалаш амалга оширилган бўлса, бундай жадвал группавий жадвал дейилади (5.5 жадвалга қаралсин).

Группавий жадвал деганда ўрганилаётган объектларни бир белги асосида гуруҳлаш натижаларини ифодалайдиган жадвал назарда тутилади.

Айрим пайтларда воқеа ва ҳодисаларни бир белгиси бўйича гуруҳлаганда уларни тулиқ урганишнинг иложи бўлмайди. Бундай пайтда воқеа ва ҳодисалар икки ва ундан ортиқ белгиси асосида гуруҳларга ажратилиб урганилади. Бунинг учун аввал урганилаётган ҳодиса тўплами бир белгиси бўйича, кейин ҳар қайси гуруҳ бошқа белги бўйича кичик гуруҳчаларга ажратилади. Бундай гуруҳлаш натижалари асосида комбинацион жадваллар тузилади. Улар оддий жадвалларга қараганда воқеа ва ҳодисаларнинг ўзаро алоқаси ва боғланишларини чуқурроқ ва тула ёритишга ёрдам беради. (6.7 жадвалга қаралсин)

Комбинацион жадвал - бу эга қисмида объектларни иккита ва ундан ортиқ белгилари асосида гуруҳлаш натижаларини акс эттирадиган жадвалдир

Воқеа ва ҳодисаларни урганиш жараёнида ва қўйилган вазифаларга қараб эга ва кесим уз уринларини алмаштириб туриши мумкин. Статистик жадвал ихчам ва қуримли чиқиши учун уни тузишда қўйидаги қоида ва тартибларга амал қилиш керак:

1. Жадваллар ҳажми катта бўлмаслиги керак. Мураккаб тўпламларни урганишда жадвал ҳажминини кенгайтмасдан, яхши

си икки ва ундан ортиқ ўзаро боғланган жадваллар тузиш керак. Жадваллар аниқ, тушунарли ва ўқишга осон қурилишда тузилиши керак.

2. Жадвалнинг умумий номи ундаги эга ва кесимлар мазмунини ифодалаш лозим, уни қисқартириб ёзиш мумкин эмас.

3. Жадвалда бир-бири билан боғлиқ курсаткичлар бирин-кетин, соддадан мураккабга ўсиб бориш тартибида жойлаштирилиши лозим.

4. Жадвалдаги маълумотлар мазмунини англаш осон бўлиши учун уларни бир хил аниқлик даражаси билан бутунлаштириб, каттароқ сонлар орқали ифодалаш лозим.

5. Шартли белгилашларга катта эътибор бериш керак. Зарур бўлганда айрим курсаткичлар ёнига юлдузча ёки рақамлар қўйилиб, уларни қаердан ёки қандай ҳисоблаб олинганлиги илова тарзида берилиши керак.

6. Ҳодиса содир бўлганлиги туғрисида маълумотлар бўлмаса, жадвалда шу курсаткич урнига “маълумот йўқ” ёки нуқталар (...) қўйилади, агарда ҳодиса умуман содир бўлмаган бўлса, тире (-) белгиси билан ифодаланади. Жадвалларни тузиш техникаси яхши эгалланса, уларни ўқиш ва тушуниш иши анча осонлашади.

4.3. Графиклар ҳақида тушунча, статистикада уларнинг роли ва аҳамияти

График - бу статистик маълумотларни таъсирчан ва жозибали қилиб тасвирлайдиган геометрик шакллар

Статистик маълумотларни кенг омма учун тушунарли, таъсирчан, диққатга сазовор ва лунда қилиб баён этиш жуда муҳимдир. График усули ана шу мақсад учун хизмат қилиб, амалда кенг қўлланади.

Статистикада графиклар деганда ижтимоий ҳаёт ҳақидаги маълумотларни шартли олинган меъёрда тузиувчи ҳар хил геометрик шакл ва чизиқлар, предметларнинг тас-

вирлари (суратлари) ҳамда географик хариталарда нишонланган шартли белгилар ёрдамида тасвирлаш тушунилади. Улар кишининг диққатини узига тез жалб этиш билан бирга маълумотларни эсда яхшироқ сақлаш, тулароқ ва чуқурроқ тасаввур қилишга имкон беради. Шунинг учун графиклар иқтисодий, маданий ва умуман ижтимоий тараққиётнинг барча соҳаларида эришилаётган ютуқларимизни оммалаштиришда муҳим қурол вазифасини ўтайди.

Шундай қилиб, статистик маълумотларни графикларда тасвирлаш натижада уларни соддалаштириш, оидинлаштириш, умумлаштириш, яқунлаштириш ва пировардида тасаввуримизни бойитиш каби муҳим фазилатларга эга бўламиз.

Бу усул турли ҳодисаларни таққослашда, уларни динамикаси ва узаро боғланишларини таҳлил қилишда, режаларни, давлат буюртмаларини бажариш устидан назоратни амалга оширишда, урганилаётган мураккаб тупламларнинг тузилишини текширишда, айрим воқеаларнинг ёйилиш қўламини тасвирлашда қўлланади.

4.4. Графикларнинг турлари ва асосий элементлари

Графиклар тузилиш шакли ва қандай жараёнларни тасвирлаши жиҳатидан ҳар хил турларга, таснифий гуруҳларга бўлинади. Қуйида уларнинг турлари тасвирланган.



4.1-тарх. Статистик график турлари.

Диagramма деганда статистик маълумотларни геометрик шакллар ёрдамида тасвирлаш тушунилади. Агар маълумотлар шартли белгиларни географик карталарга тушириш йўли билан тасвирланса, бундай графиклар картограммалар деб аталади. Картодиаграммалар диagramма ва картограммаларнинг аралашмасидан ташкил топади. Бу ҳолда географик карталар ҳодисаларнинг ҳудудий тақсимланишига

қараб контурларга (булақларга) булинади ва уларда маълумотларни тасвирловчи диаграммалар келтирилади. Картограмма ва картодиаграммалар ҳодисаларнинг маконда (территорияда) жойланишини тасвирлашда қўлланади.

Графикларнинг асосий тури диаграммалардир. Уларни тузаётганда купинча ясси геометрик шакллар ва чизиқлардан фойдаланилади.

Статистик маълумотларни графикларда тасвирлаш учун аввало масштаб қабул қилинади ва унга қараб шкала тузилади.

Масштаб деб сонлар билан ифодаланган курсаткичларни текисликдаги тасвирий нисбатларга айлантирувчи шартли меъёрга айтилади. У ўрганилаётган ҳодисанинг қандай миқдори текисликдаги чизиқнинг битта бирлигига тенг деб шартли равишда қабул қилинганлигини билдиради. Масалан, Ўзбекистонда пахта етиштириш диаграммасини тузаётганда 1 млн.т. пахтани 1 сантиметрга тенг деб қабул қилсак, бу меъёр ушбу графикнинг масштаби ҳисобланади.

Шкала деганда шундай чизиқ тушуниладики, унинг айрим нуқталари тасвирланаётган ҳодисанинг маълум миқдорларига тенг бўлади ва, демак, шу миқдор деб ўқилиши мумкин. У учта элементдан иборатдир (4.2-тарх).



4.2-тарх. Шкала (тенг меъёрли).

1) шкала таянчи деб аталувчи чизиқ;
2) чизиқлар билан нишонланиб маълум тартибда шкала таянчига жойлашган нуқталар;

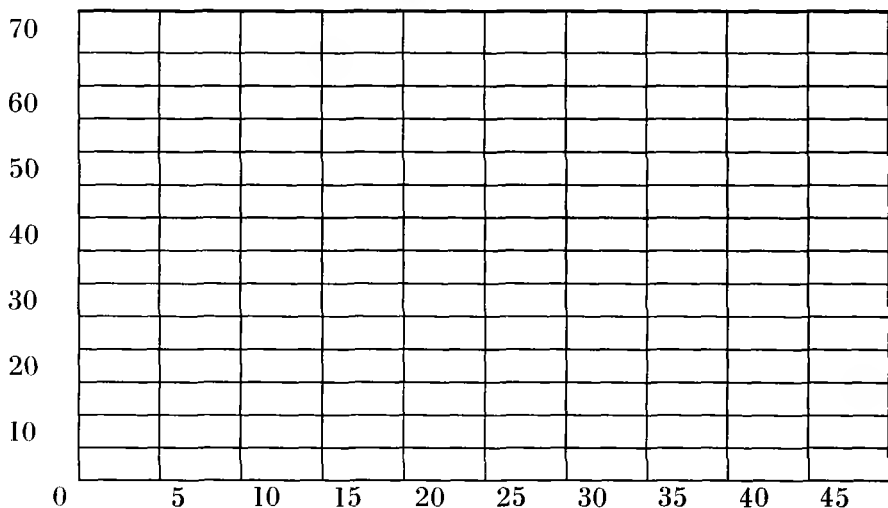
3) шу нуқталарга тааллуқли сонларни белгиловчи рақамлар.

Шкала таянчининг ҳар бир нуқтасига ўрганилаётган ҳодисанинг маълум миқдори мос келади ва, аксинча, ҳодисанинг ҳар бир миқдорини чизиқдаги маълум нуқта ифодалайди. Масалан: 2000 йил Ўзбекистонда 3.8 млн. тонна пахта ҳосили олинган эди. Агар масштабни, юқорида айтилганидек, 1 см. 1 млн тонна пахтага тенг деб олсак, у ҳолда шкала таянчи чизиғининг саноқ бошланадиган “0” нуқтасидан 3.8 см узокликда ётган нуқтаси жами етиштирилган пахтани билдиради ёки аксинча, 3.8 млн тонна пахта “0” нуқтасидан 3.8 см олисликда ётган нуқта орасидаги масофа ўлчами билан тасвирланади.

Шкала таянчи тўғри чизиқдан ёки эгри чизиқдан иборат бўлиши мумкин. Шунга қараб **шкалалар тўғри чизиқли ва эгри чизиқли шкалаларга булинади.** Тўғри чизиқли шкалага оддий миллиметрли чизғич (линейка) мисол була олади. Соатнинг циферблати эса эгри чизиқли шкалага мисолдир. Куп ўлчов асбоблари ёйсимон эгри чизиқли шкалага эга. Бундан ташқари **шкалалар тенг меъёрли ва ўзгарувчан меъёрли бўлиши мумкин.** Графикларни статистикада қўллаётганда одатда тенг меъёрли шкалалардан фойдаланилади. Тасвирланаётган

микдорлар бир-бирдан кенг кўламда фарқ қилса, графикларни тузишда узгарувчан меъёрли шкалалар ишлатилади. Бу турдаги шкалалар қаторига логарифмик ёки нимлогорифмли шкала киради. Унда шкала таянчидаги кесмалар тасвирланаётган микдорларнинг логарифмларига пропорционалдир.

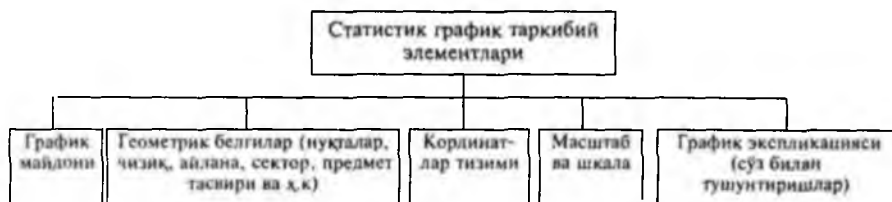
Чизикли графикларни тузаётганда одатда координат системаси ёки майдонидан фойдаланилади. Бунинг учун координат ўқларига шкалалар жойлаштирилади. Айрим пайтларда шкалалар таянчида нишонланган нуқталардан (ингичка) тўғри чизик ўтказилади ва натижада рақамли сетка ҳосил бўлади (4.3-тарх).



4.3-тарх. Рақамли сетка.

Рақамли сетка статистик маълумотларни графикларда аниқроқ тасвирлаш имкониятини яратади ва улардан фойдаланишни бирмунча осонлаштиради.

Қуйида статистик графикларнинг таркибий элементлари тасвирланган (4.4-тарх).



4.4-тарх. Статистик графикнинг таркибий элементлари.

Энди энг муҳим диаграммаларни чизиш тартиби билан яқиндан танишиб чиқайлик.

4.5. Чизиқли ва ясси диаграммалар

Чизиқли ва ясси диаграммаларнинг жуда кўп турлари мавжуд бўлиб, улар орасида энг муҳимлари қуйидагилардан иборат.

Чизиқли диаграммалар. Бу диаграммалар энг кенг тарқалган бўлиб, улар ёрдамида динамика қаторлари, ҳодисалар орасидаги боғланишлар, тақсимланиш қаторлари ва шартнома (режа)ни бажариш кўрсаткичлари тасвирланади. Чизиқли диаграммалар координат майдони ёки рақамли сетка асосида тузилади. Вертикал ўққа (ордината ўқи) олинган масштабда динамика қаторининг кўрсаткичлари ёки натижавий белгининг қийматлари нуқтачалар билан нишонланиб жойлаштирилади. Горизонтал ўққа (абсцисса ўқи) маълум масштабда қаторнинг даврлари (вақтлари) ёки фактор белгисининг қийматлари нуқтачалар билан нишонланади. Кейин ўқлардаги ҳар қайси нуқтачалардан қарама-қарши ўққа нисбатан параллел равишда перпендикуляр чизиқлар утказилади. Уларнинг ўзаро учрашган нуқталари (ордината чўққилари) бир-бири билан бирлаштирилади ва натижада синиқ чизиқ ҳосил бўлади. Бу синиқ чизиқ динамика қаторини ёки урганилаётган ҳодисаларнинг ўзаро боғланишини тасвирлайди.

Қуйидаги маълумотларни чизиқли диаграмма шаклида ифодалайлик.

4.2-жадвал

Ўзбекистонда 1992-1998 йилларда етиштирилган пахта ва дон ялли ҳосили

млн. тонна

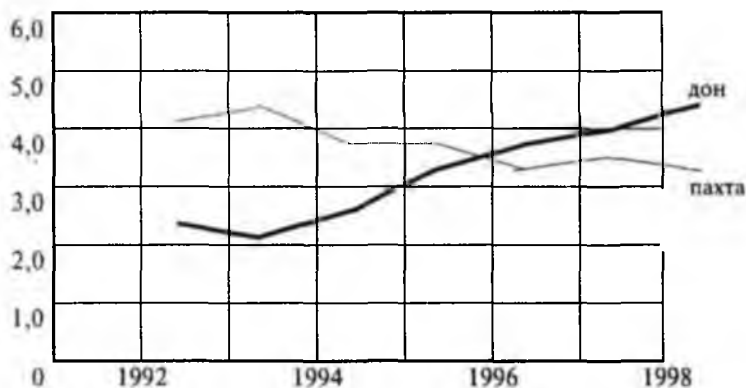
Йиллар Кўрсаткичлар	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Пахта	4128	4135	3938	3934	3350	3641	3236
Дон	2257	2142	2467	3215	3562	3776	4136

Маъна: Ўзбекистоннинг иқтисодий йўналишлари, октябрь-декабрь 1998 йил, 40-бет.

Координат системасини чизиб, вертикал ўққа пахта ва дон ялли ҳосилини, горизонтал ўққа эса йилларни жойлаштирамыз. Агар масштаб қилиб даврлар учун 1 см : 1 йилга, кўрсаткичлар учун эса 1 см : 1 млн. т пахта ва донга тенг деб олсак, у ҳолда юқоридаги маълумотлар абсцисса ва ордината ўқларининг шкалаларида қуйидаги нуқтачалар билан ифодаланади:

Йиллар (см)	1	2	3	4	5	6	7
Пахта	4,1	4,2	3,9	3,9	3,4	3,6	3,2
Дон	2,3	2,1	2,5	3,2	3,6	3,8	4,1

Бу нуқтачаларни тегишли ўқларда нишонлаб, улардан перпендикуляр чизиқлар утказамиз, кейин уларнинг ўзаро кесишган жойидаги нуқталарни бирлаштириб, 4.1-расмдаги пахтачиликка тегишли синиқ чизиқни ҳосил қиламиз.



Масштаб: 1 см-1 млн.т.

4.1-график. Ўзбекистонда пахта ва дон етиштиришнинг ўсиши.

Чизиқли диаграммада бир нечта ҳодиса динамикасини ҳам тасвирлаш мумкин. Бу ҳолда синиқ чизиқлар ҳар хил ранг билан ёки бир-биридан ажралиб турадиган кўринишда (йўғон чизиқ, ингичка, пунктир ва ҳ.к) чизилиши керак (4.1-график).

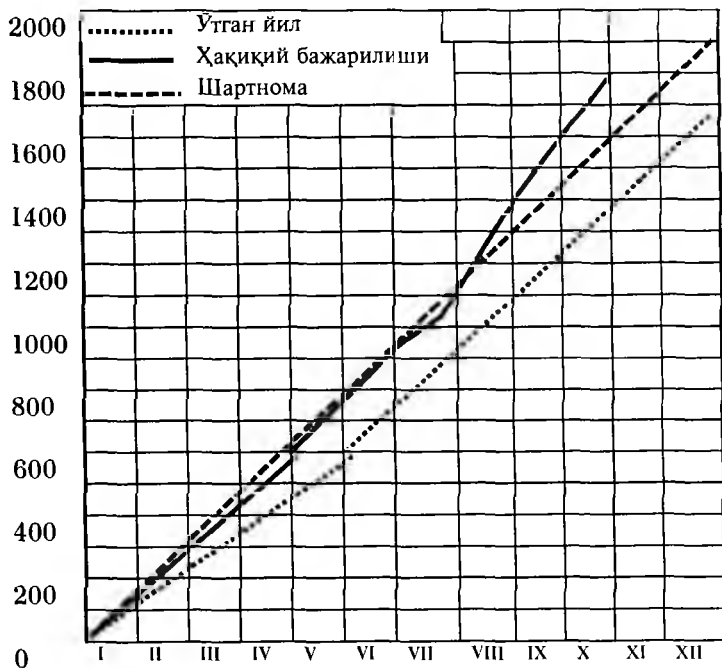
Динамика қаторларини чизиқли диаграмма шаклида тасвирлаётганда шунини эсда сақлаш лозимки, графикнинг кўримли ва осон тушунарли бўлиши учун масштабни туғри олиш муҳим аҳамиятга эга.

Агар даврлар учун олинган масштаб жуда кичик бўлса, у ҳолда диаграмма суръати, яъни тараққиёт қонуниятини бузиб, сунъий тарзда кучайтириб акс эттиради. Ушбу масштаб ҳаддан ташқари катта олинганда эса, аксинча, ўсиш суръати сунъий равишда сўниш тарзида гавдаланади. Демак, бу ҳам мақсадга мувофиқ эмасдир.

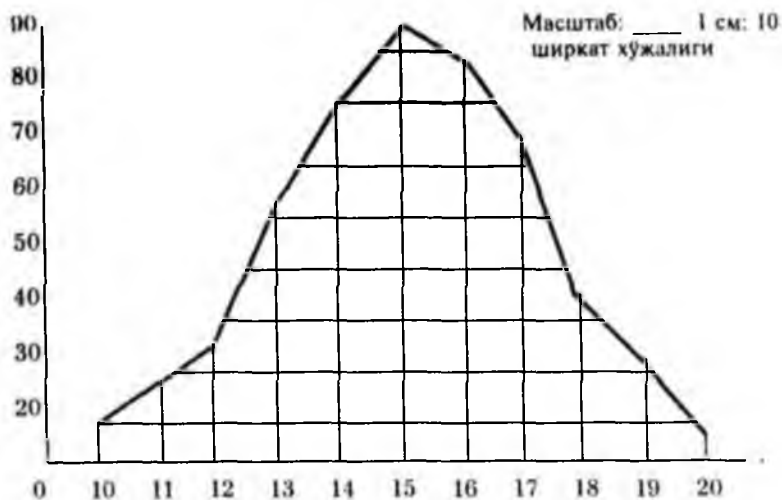
Шунинг учун масштабни шундай белгилаш керакки, у кўрсаткичлар орасидаги пропорционаллик ва нисбатларни тула ва аниқроқ тасвирлаш имкониятини туғдирсин.

Чизиқли диаграмма ёрдамида шартномаларни бажариш суръатларини аниқлаш ва анализ қилиш ҳам мумкин. Бу ҳолда вертикал (ордината) ўққа шартномада кўзланган топшириқлар билан ҳақиқатда бажариш кўрсаткичлари ҳамда ўтган даврда эришилган даражалар жойлаштирилади (4.2-график).

Чизиқли диаграмма ёрдамида вариацион қаторлар ҳам тасвирланади. Бу ҳолда горизонтал ўққа қаторнинг асослари (варианталар), яъни ўзгарувчан белги қийматлари, вертикал ўққа эса уларнинг учрашиш сонлари (айни қийматга эга бўлган объектлар сони) жойлаштирилади. **Дискрет вариацион қаторлар учун тузилган диаграмма тақсимланиш полигони деб аталади.** 4.3-график ширкат хўжаликларининг пахтачилик бригадалари сонига қараб тақсимланиши полигон шаклида тасвирланган.

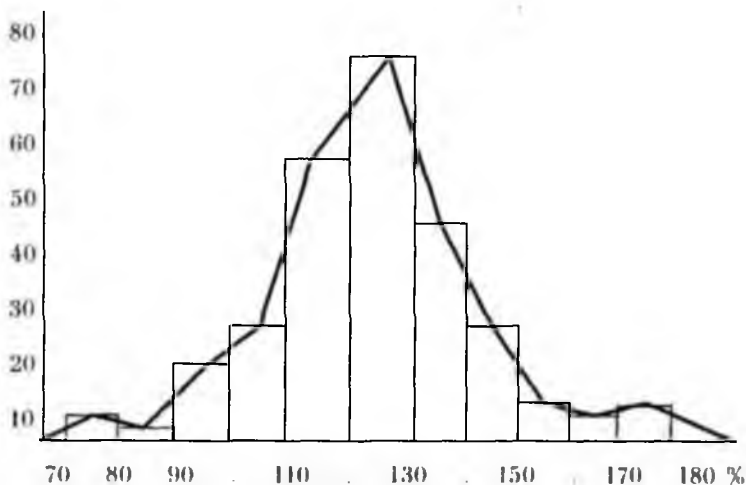


4.2-график. Шартномани бажариш диаграммаси.



Хужаликдаги пахтачилик бригадалари сони.

4.3-график. Ширкат хўжалиги пахтачилик бригадалари сони буйича тақсимланиш полигони.



кунлик терим нормасини бажариш фоизи

4.4-график. Фермер хўжаликларида теримчиларнинг кундалик терим нормасини бажариш даражаси бўйича тақсимланиш гистограммаси.

Интервалли (оралиқли) вариацион қаторлар учун тузилган диаграмма эса тақсимланиш гистограммаси деб юритилади. 4.4-графикда Ўзбекистон фермер хўжаликларида пахта теримчиларининг кундалик терим нормасини бажариш даражаси бўйича тақсимланиши гистограмма шаклида тасвирланган.

Чизиқли диаграммалар кўпинча синиқ чизиқ шаклида тузилади. Аммо мураккаб ҳодиса ва жараёнларни урганишда бу шакл ҳар доим қўл келавермайди. Айрим ҳолларда чизиқли диаграммани спираль шаклида тузиш мақсадга мувофиқдир.

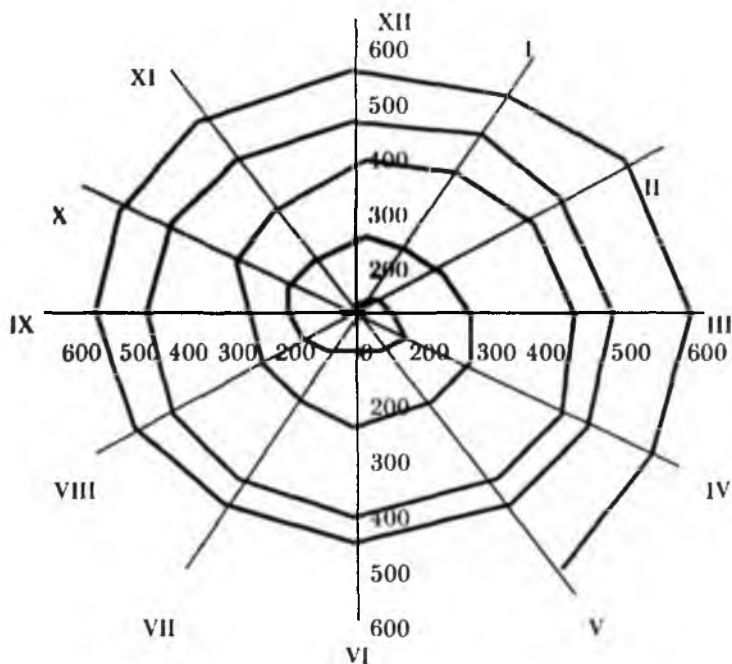
Спираль шакли диаграммалар урганилаётган тўпلامнинг умумий узгариши билан бир вақтда унинг таркибий қисмларининг узгаришини ҳам тасвирлаш ёки ҳодисанинг даврма-давр (масалан, йилма-йил) узгариши билан бир йўла ҳар бир давр ичидаги (масалан, ойма-ой) узгаришини ҳам акс эттириш зарур бўлганда қўлланилади.

Бундай диаграммани тузиш учун ягона марказдан тенг бурчак билан ҳар ёққа тарқалувчи бир даста тўғри чизиқлар чизилади. Уларнинг сони тўплам қисмларининг сонига ёки давр (йил) ичидаги вақтлар (ойлар) сонига тенг бўлиши керак. Демак, ҳар бир тўғри чизиқ тўпلامнинг айрим қисмини ёки давр (йил) ичидаги аниқ вақтни (ойни) англатади.

Бу тўғри чизиқларга олинган масштаб билан урганилаётган ҳодисанинг тегишли вақтлардаги (ойлардаги) кўрсаткичлари ёки тўплам айрим қисмларининг миқдорлари нуқта билан нишонланади. Кейин нуқталар бир-бири билан тўғри чизиқ ёрдамида уланади ва натижада спираль ҳосил булади. 4.5-графикда 1995-1999 йилларда Ўзбекистон истеъмол баҳоларининг ойлар бўйича ўсиши спираль шаклида тасвирланган.

Ўзбекистон истеъмол баҳолари индекси
декабрь 1994 = 100%

		1995	1996	1997	1998	1999
Январь	1	1,169	228,5	381,2	465,1	598,2
Февраль	2	1,377	234,6	899,9	478,2	616,2
Март	3	1,484	240,0	410,8	487,7	631,0
Апрель	4	1,732	263,0	440,0	497,0	345,5
Май	5	1,840	270,4	452,8	503,9	657,7
Июнь	6	1,801	270,7	438,7	495,9	
Июль	7	1,803	262,3	437,4	504,3	
Август	8	1,816	265,2	434,8	506,3	
Сентябрь	9	190,3	272,3	436,1	511,9	
Октябрь	10	200,4	284,3	439,2	527,8	
Ноябрь	11	208,6	314,2	446,6	547,8	
Декабрь	12	217,0	356,6	454,7	572,5	



4.5-график. Ўзбекистонда 1995-1999 йилларда истеъмол товарлар ва хизматлари баҳолари спирали (бурама чизиғи).

Устун (ёки тасма) шакли диаграммлар. Устун (ёки тасма) шакли диаграммалар статистик маълумотларни кўримли қилиб тасвирлашнинг энг оддий усулидир. Улар ҳар хил кўрсаткичларни таққос-

лаш, мураккаб ҳодисаларнинг тузилиши ва уларнинг замонда (вақт-да) ўзгаришини тасвирлаш учун хизмат қилади. Устун (ёки тасма) шаклли диаграммаларда статистик маълумотлар вертикал ёки горизонтал жойлаштирилган тўғри тўртбурчак куринишида тасвирланади. Бундай диаграммаларни тузиш тартиби билан қуйидаги мисолда танишиб чиқайлик.

4.3.1-жадвал

Ўзбекистонда ялпи ички маҳсулот ва унинг таркибий қисмларининг йиллик ўсиш суръатлари (олдинги йилга нисбатан % да)

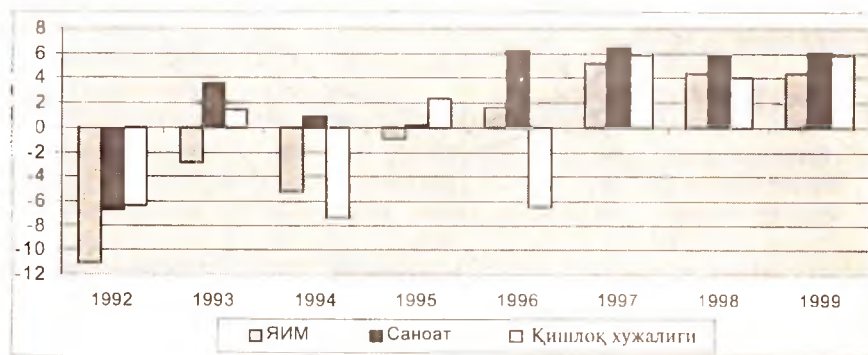
Ииллар	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
ЯИМ	-11,1	-2,8	-5,2	-0,9	1,7	5,2	4,4	4,4
Саноат	-6,7	3,6	0,9	0,2	6,3	6,5	5,8	6,1
Қишлоқ хўжалиги	-6,4	1,5	-7,4	2,3	-6,5	5,8	4,0	5,9

Маъна: Ўзбекистоннинг иқтисодий йўналишлари. 1998 ва 1999 йил IV чорак, 38-бет.

Бу маълумотларни графикда тасвирлаш учун масштаб белгилаймиз. Айтайлик, масштаб қилиб 1 см:2% га олсак, у ҳолда маълумотлар шкалада қуйидаги нуқталар билан ифодаланади(см):

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
ЯИМ	-5,5	-1,4	-2,6	-0,5	0,9	2,6	2,2	2,2
Саноат	-3,3	1,8	0,5	0,1	3,2	3,3	2,9	3,1
Қишлоқ хўжалиги	-3,2	0,8	-3,7	1,2	-3,3	2,9	2,0	3,0

Координат системасини чизиб, вертикал уққа масштаб буйича шкалага асосланиб ўсиш суръатларини, горизонтал уққа эса маҳсулот турлари билан йилларни жойлаштирамиз. Ҳар қайси йил учун тўрттадан кенглиги 0.5 см ва буйи юқоридаги жадвал маълумотларига тенг қилиб горизонтал уқда устунлар чизамиз(4.6-график).



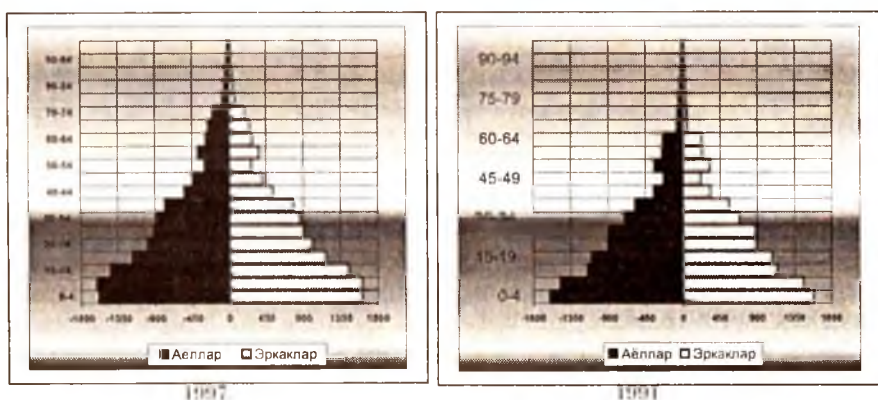
4.6-график. Ўзбекистонда 1992-1999 йилларда ялпи ички маҳсулот ва унинг таркибий қисмлари - саноат ва қишлоқ хўжалик маҳсулотининг йиллик қўшимча ўсиш суръати (олдинги йилга нисбатан фоиз ҳисобида)

Устунларни бир-бирдан очиб тузиш ҳам мумкин. Бу ҳолда уларнинг оралиғи тенг бўлиши лозим. Уларга тегишли маълумотларни ёзиб қўйиш тавсия этилади. Устунларнинг кенглиги ҳамма объектлар ва йиллар учун бир меъёردа бўлиши шарт. Устун шаклли диаграммада мураккаб ҳодисаларнинг структурасини тасвирлаш мумкин(4.7-график).



4.7-график. Узбекистон ташқи савдосида 1998-1999 йилларда МДХ ва хорижий мамлакатларнинг салмоғи (яқунга нисбатан фоиз ҳисобида)

Тасмасимон диаграмма ҳам устун диаграммага ухшаб тузилади. Бу ҳолда устунлар ётқизилган ҳолда тасвирланади. Тасмасимон диаграммалар орқали аҳолининг ёш-жинсий тузилишини пирамида шаклида тасвирлаш мумкин. Қуйида Узбекистон аҳолисининг жинсий-ёш таркиби 1991—1997 йиллар учун пирамида шаклида тасвирланган.



4.7а-график. 1991-1997 йилларда Узбекистон аҳолисининг жинсий-ёш таркиби пирамидаси.

4.6. Секторли диаграммалар

Секторли диаграмма булакларга ажратилган доирадан иборат бўлиб, уларнинг катталиги тасвирланувчи сонларга мос келади. Бундай диаграммалар ёрдамида мураккаб ҳодисаларнинг таркибий қисмларга тақсимланиши, яъни уларнинг структураси тасвирланади. Улар қуйидаги тартибда тузилади. Доира чизилиб, уни ўрганилаётган тўпламнинг умумий йигинди сони (100%) деб қабул қилинади. Кейин эса таркибий қисм сонларига пропорционал ҳолда доира секторларга бўлинади. Бунинг учун секторларнинг марказий бурчаклари топилиб, транспортёр ёрдамида улар доирада белгиланади. Агар бутун ва булак сонлар абсолют миқдорда ифодаланган бўлса, марказий бурчакларни аниқлаш учун 360° ни умумий бутун сонга бўлиб, масштаб белгиланади ва уни кетма-кет бўлак сонларга кўпайтирилади. Агарда ҳодисанинг тузилиши тузилмавий нисбий миқдорлар билан ифодаланган бўлса (умумий тўплам 100% деб олиниб, унинг айрим қисмлари жамига нисбатан процентда ҳисобланган), у ҳолда масштаб $3,6^\circ$ га тенг ($360^\circ: 100\%$) бўлиб, айрим қисмларнинг салмоғи (% да ҳисобланган) унга кўпайтирилади.

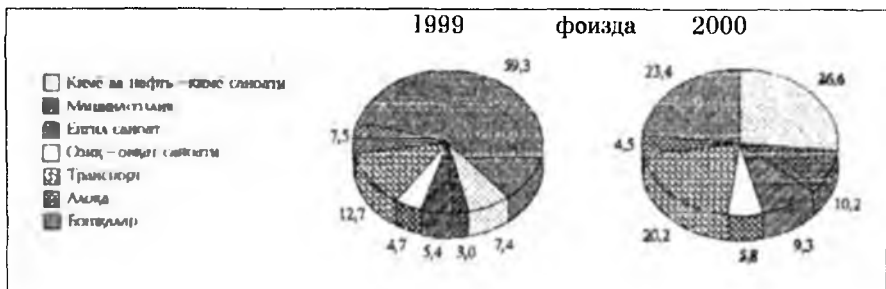
Секторли диаграммани тузиш тартиби билан қуйидаги мисолда танишиб чиқайлик.

4.4-жадвал

Ўзбекистон иқтисодиётида ўзлаштирилган чет эл инвестиция ва кредитларнинг тармоқлар бўйича тақсимланиши (жамига нисбатан фоиз ҳисобида)

Тармоқлар	Жамига нисбатан, %		Шкала, градус ҳисобида	
	1999	2000	1999	2000
Кимё ва нефт-кимё саноати	7,4	26,6	26,7	95,8
Машинасозлик	3,0	10,2	10,8	36,7
Енгил саноат	5,4	9,3	19,54	33,5
Озиқ-овқат	4,7	5,8	16,9	20,9
Транспорт	12,7	20,2	45,7	72,7
Алоқа	7,5	4,5	27,0	16,2
Бошқалар	59,3	23,4	213,5	84,2
Жами	100	100	360	360

Бу маълумотларни секторли диаграмма шаклида тасвирлаш учун 2 та тенг радиусли доиралар чизиб, ҳар бирини тегишли йил маълумотларига мос равишда секторларга бўламиз. Бунинг учун тармоқлар салмоғи ҳақидаги курсаткичларни $3,6^\circ$ га кўпайтириб, секторларнинг марказий бурчакларини аниқлаймиз. Кейин эса ҳар бир тармоқ учун секторни транспортёр ёрдамида тегишли йил доирасида белгилаймиз. (4.8-график). Диаграмма қиёсий жиҳатдан жозибали бўлиши учун доираларни бир-биридан тенг олисликда жойлаш, уларнинг марказларини бир тўғри чизиқда ифодалаш ва шу чизиқдан йўналган ҳолда тармоқларнинг (қисмларнинг) жиддий кетма-кетлигини таъминлаб, тегишли марказий бурчакларни белгилаш ҳамда секторларни ҳар хил рангларга бўяш ёки штрихлаш лозим.



4.8-график. 2000 йилда Ўзбекистон иқтисодиётида ушлаштирилган чет эл инвестиция ва кредитларининг тармоқлар буйича тақсимоти.

4.7. Квадрат ва доира шаклдаги диаграммалар

Бу диаграммалар ясси диаграммалар туркумига кирази ва қатор квадрат ёки доиралардан иборат бўлиб, уларнинг ҳар бири уз майдони билан тасвирланувчи ҳодиса миқдорини ифодалайди. Бундай диаграммалар динамика қаторларини тасвирлаш ва бир вақт (давр) га тегишли миқдорларни солиштириш мақсадида тузилади. Квадрат шакли диаграммаларни тузиш учун тасвирланувчи миқдорлар квадрат илдишлардан чиқарилади ва сўнгра томонлари олинган натижаларга пропорционал қилиб квадратлар чизилади. Доира шакли диаграммалар ҳам шу тартибда тузилади. Аммо бу ҳолда радиуслари тасвирланувчи миқдорларни квадрат илдишлардан чиқариш натижасида олинган миқдорларга пропорционал бўлган доиралар чизилади. Қуйидаги маълумотларни квадрат ва доирали диаграмма шаклида тасвирлайлик.

4.5-жадвал

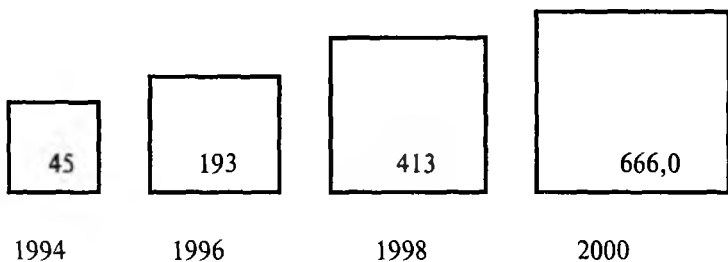
Ўзбекистонда фермер хўжалиқларининг ривожланиши

Йиллар	1994	1996	1998	2000
Хўжалик сони (минг)	5,9	14,2	21,4	31,1
Умумий майдони (минг га)	45	193	413	666
1 хўжалик ўртача ер майдони (га)	7,6	13,6	19,8	21,4

Умумий майдон ҳақидаги маълумотларни квадрат илдишдан чиқариб қуйидаги натижаларга эга бўламиз:

$$\sqrt{45} = 6,7; \quad \sqrt{193} = 13,9; \quad \sqrt{413} = 20,3; \quad \sqrt{666} = 25,8.$$

Масштаб қилиб 1 см ни 4 деб олсак, у ҳолда томонлари 1,68 см; 3,48см; 5,08 см ва 6,45 см га тенг квадратлар чизамиз (4.9-график).

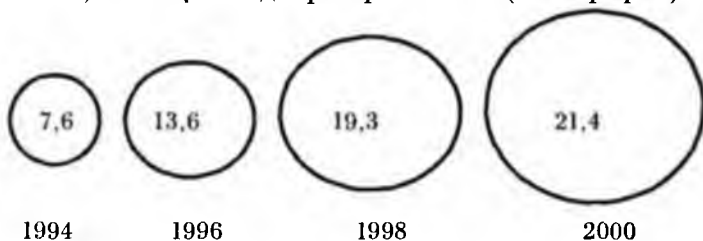


4.9-график. Ўзбекистонда фермер хўжаликларига бириктирилган ер майдонининг ўсиши.

Ўртача бир фермер хўжалиги ер майдони ҳақидаги маълумотларни квадрат илдиздан чиқарсак:

$$\sqrt{7,6} = 2,76 \quad \sqrt{13,6} = 3,69 \quad \sqrt{19,3} = 4,39 \quad \sqrt{21,4} = 4,63.$$

Масштаб қилиб 1 см:2 олсак, у ҳолда радиусини 1,38 см; 1,85 см; 2,20 см ва 2,32 см қилиб доиралар чизамиз (4.10-график).



4.10-график. Ўзбекистонда ўртача 1 фермерга бириктирилган майдоннинг ўсиши.

4.8. Тасвирли (суратли) диаграммалар

Графикларнинг таъсирчанлигини кучайтириш учун диаграммалар урганилаётган ҳодисаларнинг тасвирлари (суратлари) ни чизиш йўли билан тузилади. Ўлчов бирлиги қилиб шартли равишда тасвирланаётган ҳодиса сурати (фигураси) олинади. Масалан, темир йўлда юк айланмасининг ўсишини тасвирлаш учун юк вагонлари чизилади. Бунинг учун 1 та вагон қанчадир юк айланмаси ҳажмини билдиради деб белгилаб, тасвирланувчи маълумотларни шу масштабга бўлиб, чизилиши керак булган вагонлар сони аниқланади. Ўзбекистонда темир йўл юк айланмасининг ортиши қўйидаги маълумотлар билан ифодаланган:

4.6-жадвал

Ўзбекистон темир йўлида юк айланмасининг ўсиши динамикаси

Курсаткичлар	1990	1995	2000	2005 Прогноз
Млрд.т/км	56,5	16,9	15,0	20,5
Шартли вагон сони	3,3	1,0	0,9	1,2

Битта вагон 16,9 млрд т/км юк айланмасини билдиради деб белгиласак, у ҳолда юқоридаги маълумотларни тасвирлаш учун 1990 йил - 3,3 вагон, 1995 - 3,0 вагон, 2000 йил - 0,9 вагон, 2005 йил - 1,2 вагон (4.11-график).

Масштаб: 1 вагон — 16,9 млрд.т т/км



4.11-график. Ўзбекистон темир йўлида юк айланмасининг ўсиши (млрд.т/км)

4.9. Статистик хариталар

Жўғрофий тузилишга эга бўлган статистик қарорлар статистик харита шаклида тасвирланади. Бу хариталар ўрганилаётган ҳодисаларнинг ҳудудий тақсимланишида қандай хусусият ва қонуниятлар мавжудлигини ойдинлаштиради. Улар ишлаб чиқарувчи кучларни иқтисодий минтақалар бўйича жойлаштириш ва ривожлантириш масалаларини ўрганишда, иқтисодий ресурслардан фойдаланишни ҳудудий кесимда қараб, бу борадаги миқдорий нисбатни ва қонуниятларни белгилашда жуда қўл келади.

Статистик хариталар иқтисодий жўғрофий хариталардан фарқ қилади. Иқтисодий-жўғрофий хариталар ишлаб чиқарувчи кучларни сифат жиҳатдан тавсифлаб ва чамалаб (баҳолаб), уларнинг жўғрофий жойланишини катта аниқлик билан муфассал тавсифлайди. Статистик хариталар эса шу масалаларга оид статистик маълумотларни умуман ҳудудий кесимда фазовий миқдорий нисбатларни яққолроқ тасаввур қилишга имкон беради. Демак, иқтисодий жўғрофий хариталар иқтисодий ресурсларнинг жойланишини сифат томондан таърифлаб берса, статистик хариталар эса уни миқдор жиҳатидан ифода қилади. Бу ўринда статистик хариталарни, умуман жўғрофий кесимда тузилган статистик жадваллар мазмунини тасвирий ифодалаш деб таърифлаш мумкин булар эди. Аммо улар бундай жадвалларга нисбатан бир мунча сермазмундир, чунки тасвирий тил жадвал тилига қараганда жўғрофий жадвалларда ифодаланган миқдор ва нисбатларни фазода белгилаб олиш учун яхшироқ мослашгандир. Демак, статистик хариталар жўғрофий тартибда тузилган жадвалларни зўрайтириб беради.

Статистик харита шундай контурли жуғрофий харитаки, унда фақат маъмурий бўлинмаларнинг контурлари (айрим ҳолларда яна сув артериялари) мавжуд бўлиб, улар чегарасида статистик маълумотлар шартли белгилар билан тасвирланади.¹

Статистик хариталар кўзланган мақсад ва вазифаларга қараб уч турга — харитограмма, харитодиаграммаларга ва марказграммаларга бўлинади. Агарда бирор ҳодисанинг ҳудудлар бўйича тақсимланишини тасвирлаш зарур бўлса, у ҳолда харитограмма қўлланилади. Аммо мақсад айрим минтақаларни берилган белгилар асосида тулароқ таърифлашдан ёки минтақаларро алоқаларни тасвирлашдан иборат бўлса, у ҳолда харитодиаграмма тузилади.

Харитограмма - шундай статистик харитаки, унда урганилаётган ҳодисанинг ҳудудий тақсимланиши унинг маълум оралиқдаги қийматларига мослаб олинган шартли белгилар (штрихлар, ранг, нуқталар ва ҳ.к.) билан тасвирланади.

Харитограмма - шундай статистик харитаки, унда урганилаётган ҳодисанинг ҳудудий тақсимланиши унинг маълум оралиқдаги қийматларига мослаб олинган шартли белгилар (штрихлар, ранг, нуқталар ва ҳ.к.) билан тасвирланади. Бу белгилар ҳар бир бўлинма контури ичига кўрсаткичнинг қийматиغا қараб жойлаштирилади. Харитограммга тусли ва нуқтали турларга бўлинади.

Ҳодисанинг интенсивлигини (масалан, аҳоли зичлиги) ҳудудлар бўйича таърифловчи тақсимланиш қаторлари тусли харитограммга кўринишида тасвирланади (4.11-график).

Бу ҳолда тасвирланаётган миқдорларнинг йиғиндиси иқтисодий мазмунга эга эмасдир. Демак, шундай ҳолларда тусли харитограммаларни тузиш мумкин.

Урганилаётган ҳодисанинг айрим ҳудудларда тарқалиши, яъни унинг туманлар бўйича тақсимланиши нуқтали харитодиаграммалар шаклида тасвирланади.

Урганилаётган ҳодисанинг айрим ҳудудларда тарқалиши, яъни унинг туманлар бўйича тақсимланиши нуқтали харитодиаграммалар шаклида тасвирланади. Бу ҳолда тасвирланаётган миқдорлар (сонлар)нинг йиғиндиси иқтисодий мазмунга эгадир. Фақат шундай ҳолатда нуқтали харитограммаларни тузиш мумкин.

Марказграммалар деганда жадваллар тула ҳолда жойлаштириладиган харитограммалар тушунилади.

Марказграммалар деганда жадваллар тула ҳолда жойлаштириладиган харитограммалар тушунилади. Масалан, вилоятлар бўйича аҳоли динамикаси ҳақидаги маълумотларни статистик-жуғрофий жиҳатдан тасвирлаш учун бундай марказграммалар

тузиш мумкин. Бу ҳолда контурли хариталарда маълумотлар тегишли ҳудудий бўлинмалар (вилоятлар) бўйича тасвирланади.

¹ Бошқа жуғрофик белгилар — шаҳар, темир йўл, жой рельефи ва ҳоказолар бу харитада курсатилмайди.

4.10. Асосий тушунчалар ва атамалар

Статистик жадвал
Жадвал эгаси ва кесими
Жадвал моҳияти
Жадвал оддий
Жадвал гуруҳи
Жадвал комбинацион
Жадвал тузиш қоидалари
Статистик графиклар
График унсурлари
Масштаб ва шкала
Диаграмма устун ва тасма шакли
Диаграмма синиқ чизиқли
Диаграмма бурамали(спералли)
Диаграмма секторли
Диаграмма юзали
Диаграмма қиёфали
Харитограмма, харитодиограмма ва марказграмма.

4.11. Қисқача хулосалар

1. Статистик маълумотлар жонсиз сонлар устуни ва қаторлари бўлиб, уларнинг орқасида яшириниб ётган ҳодисаларни билиш, улар ўртасидаги ўзаро алоқаларни англаш ва ривожланиш қонуниятларини аниқлаш маълумотлардан фойдаланувчи шахсларнинг уларни ўқий олиш, сонлар тилини билиш қобилиятига боғлиқ. Статистиканинг назифаси эса уларга барча қулай шароитларни туғдириб кумаклашишдан иборат.

Бу жараёнда унинг зиммасига тушадиган юкни товар бозорида фаолият қилаётган савдогарнинг вазифасига қиёслаш мумкин.

Бозорда ўз молини харидоргир қилиб кўрсатиш мақсадида сотувчи уни тула маънода товар қилиб эътироф этишга, яъни барча олий томонларини кўрсатишга интилганидек, статист ҳам ўз фаолиятининг маҳсули бўлмиш маълумотларни яққол, кўркам, жозибали қилиб, барча мантиқий-мазмуний томонларини ойдинлаштириб тақдим этиши керак.

Шу мақсад учун статистик маълумотларни жадваллар шаклида ифодалаш ва графикда тасвирлаш хизмат қилади.

2. Жадваллар статистик маълумотларни ихчам шаклда, ўзига хос хусусият ва боғланишларни яққол қилиб тақдим этиш имкониятини берса, статистик графиклар уларни кўркам, жозибали, ўзига тортувчан, ўзаро нисбатлари, ўхшашлик ва фарқларини кўзга илинарли қилиб тасвирлайди. Натижада сон тилини билиш, уларни ўқиш ва талқин этиш осонлашади.

3. Жадвал ва графикларни тузиш санъатдир, аммо самарали илмий восита сифатида улар хизмат қилиши учун бу санъатдан туғри

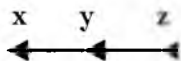
фойдалана билиш лозим. Сонлар билан ишлашни билмайдиган шахсларга улар, қанчалик яхши ишлов берилган бўлмасин, жуда оз маъно касб этади ёки бутунлай ҳеч нарсани англатмаслиги мумкин. Статистик рақамлар билан биринчи тўқнашишдаёқ, улар саросимага тушиб қолади. Агарда бунинг устига бирор кимса тсзроқ уқдириш мақсадида бу сонларни ҳадеб қайта -қайта эслатиб турадиган бўлса, парокандалик вазияти янада кучаяди. Бундай ҳолатларда одам жадвалнинг маълум қисмигагина эътибор қилишга мойил бўлади, ундан бирор маъно чиқаришга интилади, аммо бу ҳолда урғу белгисини ноурин қўйиш хавф-хатари ортади. Умумлаштирилмаган хомаки маълумотларга дуч келган одамзот кайфиятини бепаён чакалакзор ўрмонда компасиз адашиб қолган кишининг ҳолати билан қиёслаш мумкин. Хуш, бу ҳолатдан қандай чиқиш керак? Қайси томон шарқу, қайси томон ғарб? Барглар орасидаги таралаётган ёруғлик нурига қараб йўл тутса, у ўрмондан ташқарига олиб чиқиши ёки аксинча унинг янада қалин чакалакзор зулматига олиб бориши мумкин.

Шунинг учун маълумотлар моҳиятини англаш, билиш жараёнини енгиллаштириш учун уларни содда ва асл маъносида тақдим этиш керак. Демак, жадвалларни тузаётганда маълумотларнинг табиатига эътибор бериш зарур ва яна шуни ҳам ҳисобга олиш керакки, айрим маълумотлар бирмунча осон йўл билан умумлаштирилса ва соддалаштирилса бошқалари эса, аксинча анча-мунча қийинчилик туғдиради. Масалан, корпорация раҳбарлари молиявий барқарорлик ҳақида дарак олиш биланоқ, уларда қайси бўлим қандай кўрсаткич билан фаолият қилаётганини билиш иштиёқи пайдо бўлади. Шу сабабли молиявий натижалар ҳақидаги жадвалда ҳар қайси бўлим бўйича фойда ёки зарар ҳажмини кўрсатиш ва уларни махсулот турлари бўйича тақсимлаш етарлидир. Аммо бундай жадвални ортиқча маълумотлар билан тўлдириб юбориш мумкин эмас, жумладан фойда келтирган бўлимлар ҳақида қўшимча бунинг сабабларини ёритувчи маълумотлар бериш ноуриндир, чунки уларга бошлиқлар муҳтож эмас. Қанчалик жадваллар содда шаклда тузилса, шунчалик улардаги маълумотларни талқин этиш шунчалик осон бўлади.

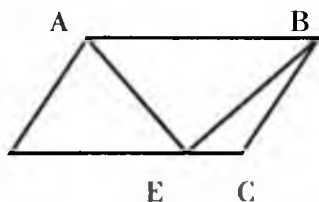
Аммо бундай соддалаштириш меъёрда бўлиши керак, бу эса жадвал ва гарфиклар тузиш қоида-тартибларида белгиланади.

4. Статистик маълумотларни тасвирловчи диаграмма ва чизмаларга назар ташлаш улар устида фикрлашга қараганда нафақат осон ва қулай, балки шу билан бирга тафсилотларни ёзма ёки оғзаки баён қилишга нисбатан кўпроқ таассурот қолдиради. Кузатувчи ўзининг кўриб сезиш қобилиятидан фойдаланиб шакллардаги, ташқи қиёфадаги ва жисмоний катталиклардаги ўхшашлик ва фарқларни тезроқ илғаб олади, икир-чикирларидан эса четланади. Аммо диаграмма ва тасвирлар ёрдамида статистик маълумотларни соддалаштириш ва юзакилаштиришнинг маълум чегараси (оптимал меъёри) мавжуд. Бу

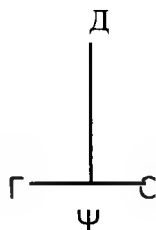
меъёр графикларда ифодаланган тасвирий мутаносибликлар ҳақиқатда маълумотларда кузатиладиган нисбатлар ва хусусиятларга қанчалик мос келиши билан белгиланади. Ундан ошириб юбориш муайян тасвирий воситаларини суистеъмол қилиш яъни улардан ёмон ниятда фойдаланиш ҳисобланади. Назар ташлаш, кўриш одамзот идрокини чалғитиши, нотўғри фикрга олиб келиши мумкин.



4.1-чизма.



4.2-чизма.



4.3-чизма.

4.1-чизмада XYZ чизиғида қайси кесим XY ёки YZ узун? Кўринишда YZ кесими узунга ўхшайди, аслида эса иккала кесим тенгдир. 4.2-чизмада AE чизиғи BE чизиғига қараганда узунроққа ўхшайди, аслида улар тенг. 4.3-чизмада ДΨ тик чизиқ ётиқ ГС чизиғидан узунроқ кўринади, ҳақиқатда эса улар тенг. Ҳурматли ўқувчиларимиз чизғич билан улчаб текшириб кўрадилар деган умиддамиз. Бевосита биргина диаграмма ва тасвирларнинг ўзи кўзнинг алданишига, чалғишига сабаб бўлибгина қолмасдан, уларга юзаки назар ташлаш, синчиклаб қарамаслик ҳам бундай сохта таассуротга сабаб бўлади. Аниқ маълумотларга эга бўлмасдан пуч ҳаёлларга берилиб, хомаки фикрларнинг тасдиқини диаграмма ва тасвирлар орқали юзага чиқариш учун интилиш асло нотўғри йўл ҳаракатдир. Бундай ожизлик одамзот табиатида учраб турадиган нуқсонлардан бири бўлиб, диаграмма ва тасвирлар тузиш қоидалари эса уларнинг олдини олиш учун самарали чоралар кўзлаши лозим.

4.12. Мустақил ишлаш учун саволлар ва машқлар.

1. Статистик жадваллар деганда нимани тушунасиш? Улар сўз билан баён этишга қараганда афзалликларга эгами?
2. Статистик жадвал қандай унсурлардан таркиб топган? Унинг эга ва кесими деганда нима тушунилади? Жадвал макети деганда-чи?
3. Статистик жадвалларнинг қандай турларини биласиз?
4. Оддий жадваллар нима? гуруҳи-чи? Комбинацион жадвал-чи?
5. Талабалар давомати қайд қилинадиган журнал қандай жадвал турига мисол бўлади? Имтиҳон дафтарчангиз-чи? Рейтинг баллари журнали—чи? Имтиҳон қайдномаси-чи?
6. Курсдошларингиз ўзлаштириши билан давомати уртасидаги боғланиш натижалари келтирилган жадвал қайси жадвал турига мисол бўлади?

7. Курсдошларингиз фанларни ушлаштириш жараёнини тасвирлайдиган комбинацион жадвал макетини тузинг.

8. Комбинацион жадвал группавий жадвалга нисбатан қандай афзалликларга ва нуқсонларга эга?

9. Ўзбекистонда бозор иқтисодиёти шаклланиш жараёнини тасвирлаш учун оддий, группавий ва комбинацион жадвал макетларини тузинг.

10. Ўзбекистон Республикасининг 2002 йилда ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари деган статистик йилномада келтирилган жадваллардан қайсилари оддий, группавий ва комбинацион жадвалларга мисол бўлади?

11. Группангизда 20 талаба бўлиб, 11 киши қизлар, 9 киши ўғил болалар, қизлар орасида аълочилар 7 та, ўғил болалар ичида эса 3 та, ўғил болалар ичида 40% дарсларга ёмон қатнашган, қизлар орасида эса 15%, бунинг устига ёмон қатнашганлар ичида 50% ўғил бола ва 10% қиз бола йил давомида ўз устида мустақил кам ишлаган. Бу маълумотларни жадвал шаклида баён этинг.

12. Юқоридаги (11чи) маълумотлар асосида турли диаграммалар тузинг.

13. Статистик графиклар деганда нимани тушунасиз?

14. График унсурларини санаб чиқинг ва уларнинг функциясини тушунтириб беринг.

15. Графиклар қандай турларга ажралади?

16. Ходимлар сонининг вақт бўйича ўзгариши қандай диаграммалар ёрдамида тасвирланади? Уларнинг тузилиши-чи? Улар орасида ўзаро боғланиш-чи?

17. Аҳоли жон бошига пахта ва дон ишлаб чиқариш ҳажмини мамлакатлараро, вилоятлараро ва ҳужаликлараро таққослаш учун қандай диаграмма туридан фойдаланиш мумкин?

18. Чизиқли диаграммаларнинг қандай турлари мавжуд ва улар қандай тартибда тузилади? Бу диаграммалар ёрдамида қандай жараёнларни тасвирлаш мумкин?

19. Устун (ёки тасма) шакли диаграммалар қандай тартибда тузилади? Улар ёрдамида қандай жараёнларни тасвирлаш мумкин?

20. Секторли диаграммаларни тузиш тартибини бир мисолда тушунтириб беринг. Улар ёрдамида қандай жараёнларни тасвирлайсиз?

21. Доира ва квадрат шакли диаграммалар қачон қўлланади? Уларни тузиш тартибини бир мисолда тушунтириб беринг.

22. Иқтисодий назариядан сизга маълум бўлган Лоренц эгри чизиги қандай диаграмма турига мисол бўлади? Уни тузиш тартибини биласизми?

23. Ўзбекистон аҳолисининг жинси-ёши бўйича тақсимотини қандай диаграмма шаклида тасвирлаш мумкин? Аҳоли жинси-ёши пирамидасини чиза оласиз-ми?

24. Тасвирли диаграммалар қандай тартибда тузилади? Рекламарда улар қўлланиладими?

25. Харитаграмма ва харитадиаграмма нима ва қандай мақсадда тузилади?

26. Марказграмма нима, у харитаграммадан қандай фарқ қилади

27. 4.1-жадвал маълумотларини турли диаграммалар орқали тасвирланг.

28. Ўзбекистон Республикасининг 2000 йилда ижтимоий- иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари деган статистик тўпламда вилоятлар бўйича чорвачилик маҳсулотларини етиштириш (гўшт, сут ва тухум) ҳажми кўрсатилган (38 ва 39 бетлар). Уларни харитаграмма ва харитадиограмма шаклида тасвирланг.

4.13. Адабиётлар.

1. *Д.Ф.Лифшиц.* Статистические таблицы. М.: Госстатиздат, 1968.
2. *Герчук Я.П.* Графические методы в статистике. М.: Статистика, 1968.
3. *Герчук Я.П.* Графики в математико-статистическом анализе. М.: Статистика 1972.
4. Теория статистики. Под.ред. Р.А.Шмайловой. М.: Финансы и статистика, 1998

II Қисм

АНАЛИТИК СТАТИСТИКА

5 - Боб

СТАТИСТИК ТАСНИФЛАШ ВА ГУРУҲЛАШ УСЛУБИЯТИ

5.1. Статистик таснифлашнинг моҳияти ва аҳамияти

Таснифлаш ва гуруҳлаш статистик тўпламлар тузиш, уларни чегаралаш билан узвий боғланган бўлиб, оммавий ҳодиса ва жараёнларни ўрганиш ва статистик ахборотларни яратишнинг муҳим қуролидир. Бу усул статистик кузатиш натижасида олинган бесаноқ, тарқоқ, тасодифиёт гирдобида ўралашиб қолган бошланғич материаллар билан "сувни сиқиб, мағзини олиш" таъбирида иш тутиб, улар асосида ихчам бир-бири билан узвий боғланган, маълум тартиб-қоидаларга, қонуниятларга буйсунган, тузилмавий шаклларга эга тўпламлар барпо этиш имконини беради.

Таснифлаш — бу урганилаётган ҳодисаларни тартиблаш мақсадида уларнинг муҳим белгиларига қараб гуруҳларга, туркумларга ва ҳоказоларга ажратишдир.

Статистикада таснифлаш деганда урганилаётган нарсалар ва ҳодисаларни тартиблаш мақсадида уларнинг табиати, ўхшашлик ва фарқловчи хусусиятларига қараб маълум қисмларга, гуруҳларга, синфларга, туркумларга, турларга тақсимлаш тушунилади. Тақсимлаш асоси қилиб олинган белги ёки белгилар тудаси таснифлаш белгиси, уларнинг ҳар бир соҳиби таснифлаш бирлиги деб аталади.

Статистик таснифлаш ҳамма соҳаларда қўлланилади ва турлича номлар билан юритилади. Мисол қилиб кимёдан Менделеевнинг даврий элементлар системасини, биологиядан Линнейнинг ботаник систематикасини, ботаникадан — ўсимликлар систематикасини, зоологиядан — ҳайвонлар систематикасини, тилшунослиқдан — дунё тиллари классификациясини, кутубхоначилик ишларидан — кундалик ва даврий матбуот манбалари систематикасини, астрономиядан — қуёш системаси ёки юлдузлар системасини ва ҳоказоларни кўрсатиш мумкин. Айниқса, ижтимоий-иқтисодий ҳодиса ва жараёнларни ўрганишда таснифлашлар кенг қўлланилади ва беқиёс аҳамият касб этади. Социал-иқтисодий статистикада ижтимоий-иқтисодий таснифлашлар тизими ишлаб чиқилган, уларнинг миллий ва халқаро стандартлари ҳам мавжуд. Иқтисодий таснифлашларни ЭҲМ ёрдамида амалга ошириш учун таснифлагичлар яратилган.

Таснифлагич — бу маълум таснифлашга мувофиқ кодлар билан нишонланган объектларнинг тартиблаш-рилган рўйхатидир.

Статистикада таснифлагич деб маълум таснифлашга мувофиқ кодлар билан нишонланган объектларнинг (иқтисодиёт тармоқлари ва секторлари, корхоналар, фаолият турлари, товар ва хизматлар, бюджет даромадлари ва харажатлари, касб-хунарлар, асосий фондлар ва ҳ. к.) тартиблаш-

тирилган рўйхати (саноқномаши) юритилади. Код — бу таснифлаш гуруҳлари ва объектларини белгилаш учун қабул қилинган шартли нишон ёки аломатлар тўплами. У объект номи ўрнини босади ва уни идентификациялаш (таснифлашдаги ўрнини қайси тасниф гуруҳига мансублигини аниқлаш) воситаси бўлиб хизмат қилади.

Ҳодиса ва объектларни маълум синф ва гуруҳларга мансублигини белгилаш учун таснифлагичга батафсил йуриқномалар ва луғатлар берилади.

Номенклатурада таснифлагичга қўшимчалар киритилади ва у ҳар тарафлама батафсиллаштирилади. Номенклатура — бу объектлар ва уларнинг гуруҳларини стандарт шаклдаги рўйхатидир (саноқнома-си). Масалан, ташқи иқтисодий фаолият товар номенклатурасида ташқи савдо объекти бўладиган товар ва хизматлар уларнинг гуруҳлари ва турлари бўйича батафсил номма-ном кўрсатилади.

Таснифлаш одатда атрибутив белгилар асосида тузилади ва барқарорлик хислатига эга бўлиб, узоқ муддат давомида хизмат қилади. У фасет ёки иерархик (поғонавий тузилма) усули ёки иккала усул бирикмаси ёрдамида барпо этилади. Шу жиҳатдан таснифлагичларни фасет ёки иерархик тузилма турларига ажратиш мумкин.

Фасет — ҳар бир тасниф бирликларини номма-ном ёзиб чиқиш рўйхати.

Фасет — (фр. Facette) сўзи луғавий жиҳатдан бирор нарсанинг, масалан геометрик шакл, ойна ва ҳоказо қиррасини англатади. Таснифлашда бу сўз рўйхат, маълум тартибда номма-ном санаш маънога эга. Ҳар бир фасет таснифлаш объектларини

бир белги асосида кетма-кетлик тартибида санаб чиқиш йўли билан тузилади. Агарда объект мустақил, қатъий ўзаро боғланишга эга бўлмаган фасетлар (рўйхатлар) тўплами ёрдамида тасвирланса, у ҳолда айрим фасетлардан турли масалаларни ечиш учун фойдаланиш мумкин. Фасет шаклида тузилган таснифлашга дунё мамлакатларини халқаро стандарт таснифланиши мисол бўла олади. Унда бутун дунё мамлакатлари уч фасетда — 1) бозор иқтисодиёти ривожланган мамлакатлар; 2) бозор иқтисодиёти ривожланаётган мамлакатлар ва 3) бозор иқтисодиётига ўтаётган мамлакатларга ажратиб берилади. Ҳар бир мамлакат миллий статистикаси ушбу фасетлар чегарасида бошқача тартибда мамлакатлар рўйхатини тузиши мумкин. Масалан, Ўзбекистон Статистика қўмитасидан ва Божхона статистикасида учинчи фасет чегарасида янги учта кичик фасет барпо этилади: 1) Марказий Осиёдаги бозор иқтисодиётига ўтаётган мамлакатлар; 2) Муста-

қил Давлатлар Ҳамдўстлигига аъзо мамлакатлар; 3) Бозор иқтисодиётига утаётган бошқа мамлакатлар. Ҳар бир фасетда мамлакатлар алфавит бўйича жойлаштирилади.

Иерархик таснифлаш — бу бирликларнинг бир-бирига бўйсунган ҳолда таснифларини тузиш демак.

Таснифлашнинг иерархик (поғонама-поғона) тузилмавий усулида объектлар мажмуаси бир-бирига бўйсунган тасниф гуруҳларига маълум кетма-кетликда тақсимланади. Дастлаб улар бир белги асосида йирик гуруҳларига, кейин иккинчи белги асосида ҳар бир ёки айрим йирик гуруҳ доирасида

кичик гуруҳчаларга, сунгра уларнинг чегарасида синфларга ва шу тартибда турлича даражали қисмларга ажратилади. Натижада таснифлаш объекти батафсил тасвирлана боради. Шундай қилиб таснифлар орасида иерархик бўйсунушлик (тузилиш) ўрнатилади. Аксарият иқтисодий таснифлашлар иерархик тузилмавий усулга асосланади. Иерархиянинг энг юқори даражасида бўлим, ундан сунг кичик бўлимлар ўрин эгаллайди. Таснифлаш объектларининг батафсилроқ тавсифи синфлар даражасида баён этилади. Кўпчилик таснифлашларда кичик синфларни тузиш ҳам кўзланади. Кенг кўламли таснифлашларда ўрганилаётган объектлар янада чуқур ва батафсил тасвирланиб, унинг қуйи даражалари — гуруҳлар, кичик гуруҳлар, турлардан таркиб топади.

Иқтисодий таснифлашлар тизими статистик ахборотларни тартиблаш, таҳлил қилиш, сақлаш ва самарали ишлашнинг муҳим воситасидир. Қўлланиш учун мажбур ҳисобланган асосий таснифлашлар стандарт кучига эга. Улар одатда статистика ташкилотлари томонидан ахборот истеъмолчилари билан келишган ҳолда яратилади ва халқаро даражада гармонизациялаш (уйғунлаштириш) предмети ҳисобланади.

Ўзбекистонда бозор муносабатларини шакллантириш ва халқаро ҳамжиҳатлик билан бирлашиш жараёнларининг ҳозирги босқичида статистик кўрсаткичларнинг ҳаққонийлиги ва таққосламалигини таъминлаш учун муҳим восита бўлиб ахборотларни таснифлаш ва кодлаштиришнинг ягона тизими хизмат қилади. Ўзбекистон давлат статистикасида қуйидаги асосий иқтисодий таснифлагичлар қўлланади: товар ва хизматлар, иқтисодий фаолият турлари, корхона ва ташкилотлар, халқ ҳужалиги тармоқлари, бошқарув ҳужжатлари, давлат бошқарув ташкилотларининг белгилари, бюджет даромадлари ва харажатлари, мулк шакллари, ташкилий-ҳуқуқий шакллар, маъмурий-ҳудудий бўлинмалар объектлари, маҳсулотларни (хизматлар, ишлар) ишлаб чиқариш ва реализация қилиш харажатлари, асосий активлар (фондлар) ва ҳоказо таснифлагичлари. Эскириб қолган таснифлагичлар янги шароитга мослаштирилиб халқаро стандартлар асосида қайта куриб чиқилмоқда, янгилари эса яратилмоқда. Айрим халқаро стандарт ва миллий Ўзбекистон Республикаси таснифлагичлари билан танишиб чиқамиз.

5.2. Бозор шароитида қўлланадиган муҳим таснифлашлар

5.2.1. Иқтисодий фаолият турларининг тармоқлар бўйича халқаро ва миллий стандарт таснифлагичи

Иқтисодий фаолият турларини тармоқлар бўйича таснифлаш социал-иқтисодий тараққиётни таҳлил қилишда муҳим роль уйнайди. У корхона ва бошқа ҳужалик юритувчи субъектларни ёки уларнинг мустақил қисмларини (айрим товар ва хизматларни ишлаб чиқариш) халқ ҳужалиги ва саноат тармоқлари бўйича тақсимлаш учун пойдевор ҳисобланади. Тармоқ таснифлари товар ва хизматлар таснифлари билан узвий боғлангандир. Иқтисодий фаолият турларини тармоқлар бўйича таснифлаш эса товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, даромадларни барпо этиш, уларни тақсимлаш ва қайта тақсимлаш, истеъмол қилиш ва жамғариш жараёнларини таҳлил қилиш, ишлаб чиқариш омилларини ўрганиш учун замин яратади.

Барча иқтисодий фаолият турларининг тармоқлар бўйича халқаро стандарт таснифлагичи (ISIC ёки ХСТТ) Бирлашган Миллатлар Ташкилотининг Статистика ташкилоти томонидан яратилган бўлиб, иқтисодий фаолият турларини иерархик тузилма усулида таснифлаш имконини беради. Европа Иқтисодий Ҳамжиҳатлиги (ЕХ) таснифлашлари заминида БМТ таснифлашлари ётади ва ЕХ аъзо мамлакатларида қўланади. Ўзбекистонда ҳам улар асос қилиб олинган. ХСТТ (ISIC) лотинча алфавит бош ҳарфлари билан нишонланган 17 секция (қисм) га эга. Айрим секциялар бир бўлимдан (масалан, қурилиш, маориф), бошқалари — бир неча бўлимлардан иборат. Ҳаммаси бўлиб унда 229 синфлар мавжуд бўлиб, улар 159 гуруҳларга бирлаштирилган.

Бўлим ва гуруҳлар қуйидагиларни ҳисобга олиб тузилган:

- ишлаб чиқарилаётган товар ва хизматлар характери;
 - товарлар ва хизматлардан фойдаланиш;
 - хом ашё тури, ишлов бериш ва ишлаб чиқариш технологияси.
- Синфлар ишлаб чиқарилаётган маҳсулотнинг асосий қисмини ҳисобга олиб белгиланади.

Қуйида асосий қисмлар ва уларнинг бўлимлари келтирилган (1993 йил таснифлагичи):

- A. Қишлоқ ва ўрмон ҳужалиги, овчилик.
- 01. Қишлоқ ҳужалиги, овчилик ва йўлдош хизматлар.
- 02. Ўрмон ҳужалиги ва йўлдош хизматлар.
- B. Балиқ овлаш, балиқ боқиш ва йўлдош хизматлар.
- C. Қазилма — кон саноати.
- 10. Кумир, торф, лигнит қазиб олиш.
- 11. Нефт ва газ олиш, йўлдош хизматлар.
- 12. Уран ва тория маъданини (руда) олиш.
- 13. Металл маъданларини қазиб олиш.
- 14. Бошқа шахта ва карьерлар.
- D. Қайта ишловчи саноат.
- 15. Озиқа-таътимли саноат.

16. Табак саноати.
17. Туқима саноат.
18. —37. Туқимачилик турлари.
- Е. Электроэнергия, газ, сув ишлаб чиқариш.
40. Электроэнергия ва газ ишлаб чиқариш.
41. Сув тўплаш, тозалаш ва тақсимлаш.
- Ғ. Қурилиш.
45. Қурилиш.
- Г. Улгуржи ва чакана савдо, автомашина, мотоцикл ва техника воситаларини таъмирлаш.
50. Автомобиль ва мотоциклларни сотиш, таъмирлаш ва хизмат кўрсатиш.
51. Улгуржи ва коммиссион савдо, автомашина ва мотоцикллар сотишдан ташқари.
52. Чакана савдо, автомашина ва мотоцикллар сотиш, уй техника воситаларини таъмирлашдан ташқари.
- Н. Меҳмонхона ва ресторанлар.
54. Меҳмонхоналар.
55. Ресторанлар.
- И. Транспорт, омбор хўжалиги ва коммуникациялар.
60. Ер усти транспорти.
61. Сув транспорти.
62. Ҳаво транспорти.
63. Ҳамкор фаолият турлари; (туристик агентликлар)
- Ҷ. Молиявий воситачилар.
65. Молиявий воситачилар, нафақа (пенсия) ва суғурта жамғармалардан ташқари.
66. Нафақа (пенсия) ва суғурта жамғармалари, социал суғуртадан ташқари.
67. Ҳамкор фаолият турлари.
- К. Кучмас буюмлар билан операциялар, ижара ва тадбиркорлик хизматлари.
70. Кучмас буюмлар билан операциялар.
71. Машина ва асбоб-ускуналарни ижарага олиш.
72. ЭҲМ ва ҳамкор хизматлар.
73. Илмий тадқиқот ва тараққиёт (ИТТКИ).
74. Бошқа тадбиркорлик хизматлари.
- Л. Марказий маъмурият ва мудофаа, социал суғурта ва таъминот.
75. Марказий маъмурият ва мудофаа, социал суғурта ва таъминот.
- М. Маориф.
80. Маориф.
- Н. Соғлиқни сақлаш ва социал хизматлар.
85. Соғлиқни сақлаш ва социал хизматлар.
- О. Бошқа оммавий, жамоа ва шахсий хизматлар.
90. Муҳитни сақлаш; санитар тозалаш ва орасталаш.
91. Жамоа ташкилотлари.

92. Дам олиш, туризм, маданият ва спорт хизматлари.

93. Бошқа хизматлар.

P. Шахсий уй хизматчилари.

95. Шахсий уй хизматчилари.

Q. Экстерриториал ташкилотлар ва жамиятлар.

Иқтисодий фаолият турлари, маҳсулот ва хизматлари Ўзбекистон Республикаси таснифлагичи асосан БМТ ISIC-93 га мос келади. Унинг юқори иерархик даражалари турли гуруҳ сонлари бўйича БМТ ISIC-93 дан фарқ қилмайди, ammo унда олтита (ISIC-93 да тўртта) таснифий даражалар - булим, кичик булим (булим ости), гуруҳ, кичик гуруҳ (гуруҳ ости), синф, синф остилар кузланган. Таснифлагичда "тармоқ" ишлаб чиқариш турлари тўплами сифатида таърифланади, яъни бир жойда бир хил ишлаб чиқариш фаолиятини бажарувчи корхоналар ёки уларнинг бўлинмалари (уларнинг асосий фаолияти ҳиссасига қўшилган қийматнинг куп қисми тўғри келиши лозим) мажмуаси. Бир вақтда бир неча ишлаб чиқариш фаолияти турлари билан шуғулланувчи корхоналар тегишли тармоқларга киритиш учун ишлаб чиқариш турларига ажратилади. Амалиётда бундай ажратиш ишлаб чиқариш ҳажми, харажатлар, банд ходимлар сони ва ҳ.к. ҳақидаги маълумотларни олиш имконияти булган тақдирда бажарилади. Агарда бундай бўлинмаларни аниқлаш мумкин булмаса, корхоналарнинг асосий фаолиятига қараб у кирадиган тармоқ белгиланади.

Ҳар бир тармоқ ишлаб чиқариш фаолияти тури, маҳсулоти ва хизмат турига қараб ҳамма мулк ва ташкилий - ҳуқуқий шакллардаги хўжалик юритувчи субъектларни қамраб олади. Асосий ишлаб чиқариш фаолияти турлари қуйидагича таърифланади:

Саноат фаолияти — маҳсулот ва энергия шаклидаги моддий буюмларни яратиш, яъни табиий ресурсларни қазиб олиш ва қайта ишлаш, қишлоқ ва ўрмон хўжалиги маҳсулотларини қайта ишлаш. Давлат бошқариш ташкилотлари (вазирликлар, идоралар) саноатга кирмайди. Саноат корхоналаридаги носаноат характеридаги бўлинмалар ҳам тармоқ таркибига кирмайди.

Қишлоқ хўжалиги — усимлик ва ҳайвонларни парвариш қилишдир. Унинг таркибига ҳамма мулк ва ташкилий-ҳуқуқий шакллардаги қишлоқ ширкат хўжаликлари, деҳқон ва фермер хўжаликлари (овчилик, мўйначилик, ва ҳ.к. кўшиб) киради. Дарё ва денгизларда балик овлаш кирмайди.

Ўрмон хўжалиги — ўрмончилик ва табиат инъомларини туплаш (йиғиш) дан ташкил топади. Дарахтларни кесиш ва тахта ясаш тармоқ таркибига кирмайди.

Қурилиш — Бу кучмас объектларни ишлаб чиқариш фаолияти. Унинг таркибига ихтисослашган ва умумқурилиш ташкилотлари (мулк ва ташкилий ҳуқуқий шакллардан қатъий назар) киради. Қурилиш қуйидаги фаолият турларини ўз ичига олади:

— янги қурилиш;

— монтаж ва бошқа пудрат ва хўжалик усулида бажариладиган ишлар;

— ишлаб чиқариш ва ноишлаб чиқариш характеридаги иморат, иншоат ва бошқа объектларни кенгайтириш ва реконструкциялаш ва капитал таъмирлаш;

— ишлаб чиқариш қувватларини техника билан қайта қуроллантириш;

— уй-жойларни капитал таъмирлаш ва аҳоли бюртмаси билан янги уй-жойлар қуриш ва таъмирлаш;

— лойиҳалаш ва лойиҳа-изланиш ишлари, фойдаланиш учун формалаш ишлари;

— қурилиш устидан хўжалик бошқаруви;

Транспорт — юк ва одамларни ташиш билан боғлиқ бўлган фаолият турларини божарувчи барча хўжалик юритувчи субъектларни қамраб олади.

Алоқа — аҳолига ва хўжалик юритувчи юридик шахсларга почта, курьер, электр ва радио алоқа хизматларини ўтовчи мустақил хўжалик субъектларидан ташкил топади.

Савдо — ички ва ташқи савдони ҳамда буюмларни вақтинча фойдаланишга бериш (прокат)ни ўз ичига олади. Ички савдо — бу улгуржи ва чакана савдо. У барча савдо фаолияти билан шуғулланувчи жисмоний ва юридик шахсларни қамраб олади (қуча ва гузор савдоси, деҳқон бозорлари, давлат ва нодавлат савдо ташкилотлари, турли савдо воситачилик хизматларини кўрсатиш ва ҳ.к.)

Ахборот-ҳисоблаш хизматларини кўрсатиш — бу ахборотларни қайта ишлаш ва тақдим этиш, ЭҲМ учун дастурларни тайёрлаш, улар бўйича маслаҳат бериш ва ҳ. к. Бу фаолият билан ҳисоблаш марказлари, машина счёт станциялари, марказлашган бухгалтериялар, айрим шахслар ва бошқалар шуғулланади.

Кўчмас мулк билан операциялар — бу ташкилотлар томонидан ишлаб чиқариш ва ноишлаб чиқариш характеридаги қўзғалмас буюмларни (уй-жойдан ташқари) сотиш ва ижарага бериш ҳамда бундай воситачилик хизматларини кўрсатиш (брокер конторалари, агентликлари ва айрим шахслар томонидан).

Бозор амалини таъминлаш учун умумий тижорат фаолияти қуйидаги хизматларини ўз ичига олади — махсус товар ва фонд ҳамда бошқа биржалар, брокер конторалари ва агентликлари томонидан товарларни, қимматли қоғозларни, валюталарни сотиш, олиш ва умумий кўринишда уларни (ижарачиларга, вақтинча фойдаланувчиларга топшириш) билан боғлиқ бўлган воситачилик хизматларини кўрсатиш.

— "ноу-хоу", патентлар, лицензиялар, бошқа ихтирочилик-муаллифлик ҳуқуқларини олиш, адабиёт ва санъат асарлари учун муаллифлик ҳуқуқларини олиш ва бериш, рози қилиш билан боғлиқ бўлган воситачилик хизматлари;

— реклама, кўрғазма ва учрашувлар ташкилий хизматлари;

— аудиторлик фаолияти;

— маркетинг тадқиқотлари;

— тижорат, молиялаштириш ва бошқариш масалалари бўйича маслаҳат бериш.

5.2.2. БМТнинг асосий активлар таснифлагичи

Асосий активлар деганда хужалик юритувчи субъектлар тасарруфида бўлган барча ишлаб чиқариш ресурслари тушунилади. Мамлакат миқёсида улар миллий бойликни ташкил этади. БМТ таснифлагичида асосий активларни қуйидаги гуруҳларга ажратиш тавсия этилади.

1. Номолиявий активлар:

А. Қайта яратиладиган номолиявий активлар:

1. Моддий доимий капитал:

а) уй-жойлар

б) бошқа иморат ва иншоотлар

в) машина ва асбоб-ускуналар

г) маданийлаштирилувчи активлар (дарахтлар, узумзорлар ва ҳ. к.)

2. Номоддий доимий капитал:

а) ерости бойликларини излаб топиш;

б) ЭҲМ дастурий таминоти;

в) адабий, санъат, илмий ва лойиҳа-изланиш асарларнинг асл нусхалари;

3. Заҳиралар: материаллар, хом-ашё, ёқилғи, тайёр булмаган ишлаб чиқариш ва қурилиш, тайёр маҳсулот ва ҳ.к. заҳиралар.

4. Бебаҳо буюмлар: қиммат баҳо металллар ва тошлар, антиквариат, бошқа бебаҳо буюмлар.

5. Қайта яратилмайдиган номолиявий активлар.

1. Қайта яратилмайдиган моддий активлар:

а) ер (иморат ва иншоотлар остидаги ер, ҳайдаладиган ер, дам олиш мақсадларида фойдаланиладиган ер, бошқа ерлар);

б) ер ости бойликлари;

в) биологик табиий ресурслар;

г) сув ресурслари;

2. Қайта яратилмайдиган номоддий активлар; патентлар, лицензиялар, дипломлар, муаллифлик ҳуқуқлари; фирмалар маркази ва бошқалар.

II. Молиявий активлар.

1. монетар олтин;

2. пул маблағлари ва депозитлар;

3. акциялар ва қимматли қоғозлар;

4. ссуда ва кредитлар;

5. бошқа молиявий воситалар (савдо кредити, бошқа тулов ва кимлар, савдо кредитидан ташқари).

5.2.3. Бандлик ҳолати бўйича халқаро таснифлаш (1993 й)

У иқтисодиётда банд бўлган аҳолини ўрганишда катта аҳамиятга эга. Иқтисодий фаол аҳолининг иқтисодий фаолиятида тутган ўрни ва функциясини таҳлил қилиш учун хизмат қилади. Қуйидаги таснифий гуруҳларни ажратиш тавсия этилади:

1. тадбиркорлар (камида 1 кишини ёллаб ишлатади);

2. узибанд аҳоли (ўз ҳисобига ишловчи шахслар);
3. ёлланма ходимлар;
4. ишлаб чиқариш кооперативларининг аъзолари;
5. беҳақ ёрдам қилувчи оила аъзолари;
6. машғулотини таснифлаб бўлмайдиган ходимлар;

5.2.4. Касб тури бўйича халқаро таснифлаш (БМТ 1988й)

Касб - ҳунар турларини урганиш учун тузилади. Ҳунарларни қуйидаги йирик гуруҳларга бирлаштириш кўзланади:

1. давлат бошқарув ходимлари, олий маъмурий кадрлар, қонун чиқарувчи ва ижрочи ҳокимият ходимлари;
2. интеллектуал ва илмий ҳунарлар;
3. оралиқ ҳунарлари (техниклар, операторлар, ҳамширалар, диний арбоблар, социал ходимлар);
4. маъмурият ходимлари (котиблар, кассирлар, хизмат курсатувчи ва девонхона ходимлари);
5. савдо ходимлари;
6. қишлоқ хўжалик ходимлари, балиқчилар, урмончилар;
7. ҳунармандлар ва ёрдамчи ходимлар (қурувчилар, шахтёрлар ва ҳоказо);
8. машина ва асбоб-ускуналарининг операторлари;
9. малакасиз ходимлар (куча-қовли тозаловчилар, қоравуллар, ҳам-моллар, баққоллар ва ҳ.к.);
10. ҳарбий касблар.

5.2.5. Ўзбекистон Республикаси мулкчилик шакллари таснифлагичи (МШТ)

1998 йил 1 июл дан бошлаб жорий этилган Ўздавстандартнинг 1998 йил 02.07. 12-166- сонли қарори билан тасдиқланган. У Ўзбекистон Республикаси таснифлаш ва кодлаш ягона тизимининг таркибий қисми бўлиб, объектларни таснифлашда қўлланади, мулкчилик шаклларини таснифлаш ва кодлашнинг умумий негизларини урнатади.

МШТ турли мулкчилик ва ташкилий-ҳуқуқий шаклларидаги жисмоний ҳамда юридик шахслар фаолиятининг муҳим курсаткичлари истиқболини белгилаш, статистик ҳисобга олиш, таҳлил қилишда ахборотларни йиғиш, уларга машинада ишлов беришни таъминлаш учун хизмат қилади. Унда мулк шакллари уч хонали сон билан кодлаштирилган бўлиб, биринчи рақам мулкчилик шакллари гуруҳини, иккинчи рақам муайян мулк гуруҳини чегарасида мулкчилик кичик гуруҳини ва учинчи рақам унинг доирасида мулкчилик турини билдиради. Таснифлагичда таснифлаш объекти ва субъекти аниқ таърифланган. Унда таъкидланишича, таснифлаш объекти бўлиб, мулкка эгаллик, ундан фойдаланиш ва тасарруф этиш ҳуқуқини ифодалайдиган мулкчилик муносабатлари тизимининг иқтисодий туркуми сифатида белгиланадиган мулкчилик шакли ҳисобланади. Мулкчилик ҳуқуқи субъектлар, фуқаролар, юридик шахслар ва давлат ҳисобланади.

Юридик шахс ўз фаолиятининг асосий мақсади сифатида фойдали олишни кўзлаган (тижорат ташкилоти) ёки шу ниятда фойда олишни кўзлаган (нотижорат ташкилоти) ташкилот бўлиши мумкин. Тижорат ташкилоти бўлган юридик шахс хўжалик ширкати (уртоқлик) ва жамияти, ишлаб чиқариш ширкати, бирлашган (унитар) корхона, бошқа шаклларда бунёд этилади. Нотижорат ташкилот ҳисобланган юридик шахс муассаса эгаси маблағ билан таъминлайдиган ижтимоий бирлашма, ижтимоий жамғарма (фонд) ва бошқа шаклларда тузилади.

Таснифлагич хўжалик юритувчи субъектларни ва уларнинг фаолият кўрсаткичларини мулкчилик шакли бўйича куйидаги гуруҳларга тақсимлашни талаб қилади:

Код	Номи
100	ХУСУСИЙ МУЛ
110	Фуқаролар хусусий мулки
111	Ишлаб чиқариш воситалари ва ишлаб чиқариладиган маҳсулотга (юридик шахсни ташкил қилмай) фуқарони хусусий мулкчилиги
112	Деҳқон хўжалиги мулки
113	Фермер хўжалиги мулки
114	Ишлаб чиқариш воситалари ва ишлаб чиқариладиган маҳсулотга (юридик шахсни ташкил қилган ҳолда) фуқарони хусусий мулкчилиги
115	Хусусий фирма
120	Маҳалла мулки
130	Ширкат мулки
131	Матлубот жамияти мулки
132	Ижара корхонаси мулки
140	Хўжалик бирлашма (жамият) лар мулки
141	Хўжалик жамиятлари мулки
142	Хўжалик жамиятлари (маъсулияти чекланган ёки қўшимча маъсулиятли жамиятлар) мулки
143	Ширкат мулки
144	Очиқ турдаги ҳиссадорлик жамиятлари мулки
145	Ёпиқ турдаги ҳиссадорлик жамиятлари мулки
146	Хўжалик уюшмалари бирлашмаларининг мулки
150	Жамоат бирлашмалари мулки
151	Диний ташкилотлар мулки
160	Қўшма корхоналар, чет эл фуқаро ва ташкилотлари мулки
161	Қўшма корхоналар мулки
162	Чет эл фуқаролари ва фуқаролиги бўлмаган шахслар мулки
163	Чет эл юридик шахслари (чет эл фирмаларининг филиал ва булинмалари) мулки
164	Чет эл давлатлари ва халқаро ташкилотлар мулки
165	Дипломатик хизматлар ва ваколатхоналар мулки
166	Халқаро ташкилотлар ва давларлараро бирлашмалар мулки
190	Мулкчиликнинг бошқа турлари

Код	Номи
200	Оммавий мулк
210	Республика мулки
211	Концернлар мулки
212	Нотулик сотиб олинган ижара корхоналари буйича давлат мулки
220	Муниципиал мулки (маъмурий-худудий тузилмалар)
221	Қорақалпоғистон Республикаси мулки
222	Вилоят ҳокимиятлари мулки
223	Туман ҳокимиятлари мулки
224	Шаҳар ҳокимиятлари мулки
290	Оммавий мулкнинг бошқа турлари

Хусусий мулкчилик фойда олиш мақсадида хусусий мулкка эга бўлиш, ўз мулкидан фойдаланиш ва бошқарув ҳуқуқига эгаликдан иборат. Хусусий мулкчилик ҳар қандай шаклда мулк эгасининг ишлаб чиқариш жараёнида ва ёлланма меҳнатни қўллашда бевосита шахсан иштирок этишга асосланган бўлиши мумкин.

Фуқароларнинг шахсий мулки уй-жойлар, дала ҳовли, боғ уйлари, ер участкаларидаги дов дарахтлар, уй ҳайвонлари ва транспорт воситалари, пул маблағлари, уй-жой ҳужалиги ва шахсий қўлланиладиган буюмлар, шахсий ёрдамчи ҳужалик, боғдорчилик, сабзавот-полиэ-резаворчилик, яратилган маҳсулот, шунингдек фуқароларнинг истеъмолбоп бошқа мол-буюмлари бўлиши мумкин.

Маҳалла мулки объекти ўз-ўзини жамоа дастлабки бошқарув бўғинлари тасарруфида, фойдаланишида ва бошқарувида бўлган маҳалла мол-мулки: маҳалла аҳлининг биргаликдаги меҳнат фаолияти асосида юзага келган мулк ёки уларнинг биргаликдаги даромадлари, шунингдек мазкур мулкдан ишнинг кўзини билган ҳолда фойдаланиш ва кўнгилли бадаллар, корхона, ташкилот муассасалар томонидан қилинган моддий ёрдам, маҳаллий бошқарув идоралари берган молиявий ресурслардир.

Ширкат мулки — биргаликда ҳужалик юритиш ва бошқа фаолият кўрсатиш учун аъзолик асосида кўнгилли равишда бирлашган фуқароларнинг умумий мулкидир.

Ширкат мулки — аъзоларнинг пул ва бошқа мулкӣ бадаллари, улар ишлаб чиқарган маҳсулот, бу маҳсулотларнинг сотилишидан олинган даромадлар ҳамда ширкат устави назарда тутган бошқа фаолиятлардан ташкил топади.

Ишлаб чиқарилган маҳсулот, олинган даромад ва шу корхона маблағи ҳисобидан олинган бошқа мол-мулклар ижара корхонасининг мулкига киради.

Жамоа корхонаси мулки давлат корхонаси мулкининг меҳнат жамоаси мулкига ўтган, ижара мулкани сотиб олиш ёки қонун назарда тутган бошқа йўллар билан олинган ҳолларда вужудга келади.

Жамоа корхонаси мулки — ишлаб чиқарилган маҳсулотни қўшган ҳолда ва олинган даромадлар жамоа умумий мулки ҳисобланади.

Юридик шахс бўлган ҳўжалик жамияти ва ширкати мулки ҳўжалик фаолияти натижасида олинган қатнашчиларнинг мулкий бадали ва қонун йўл қўйган бошқа асосларда қўлга киритилган мулк ҳисобланади. Ҳўжалик жамияти ва ширкат қатнашчиси бадали - қўйилмаси таркибига асосий ва айланма фондлар, пул маблағлари ва қимматбаҳо қоғозлар, шунингдек мулкдан фойдаланиш ҳуқуқи кириши мумкин.

Корхона ва ташкилотларнинг ҳўжалик уюшмалари (шу жумладан концерн, тармоқ, тармоқлараро ва ҳудудий бирлашмалар) корхона, ташкилотлар томонидан қўнгилли равишда уюшмаларга берилган мулкка, шунингдек уларнинг ҳўжалик фаолияти натижасида олинган мулкка эгалик қилиш ҳуқуқига эгадирлар.

Ҳўжалик уюшмалари уларга кирувчи корхона ва ташкилотлар мулкига эгалик қилиш ҳуқуқига эга эмасдир.

Жамоат бирлашмалари (сиёсий партиялар, оммавий ҳаракатлар, шу жумладан халқ фронтлари, касаба уюшмалари, хотин-қизлар, фахрийлар, ёшлар ва болалар ташкилотлари, қўнгилли жамиятлар, фондлар, уюшмалар ва фуқароларнинг бошқа бирлашмалари) ўз мулки сифатида бино-иншоотлар, уй-жой фонди, асбоб-ускуна, жиҳозлар, маданий-оқартув ва соғломлаштириш мол-мулки, пул маблағлари, акциялар, жамоа бирлашмалари уставлар назарда тутилган фаолиятни моддий таъминлаш учун зарур мол-мулкка эга бўлишлари мумкин.

Жамоат бирлашмалари мулкига унинг маблағлари ҳисобидан барпо этиладиган корхоналар киради.

Жамоат бирлашмаларининг пул маблағлари, бирлашмага кириш ва аъзолик бадалларидан, уставга мувофиқ ўтказиладиган маърузалар, кургазмалар, спорт ва бошқа тадбирлар, лоторея ўйинлари, ишлаб чиқариш, ҳўжалик ва ноширлик фаолиятидан ва бошқа тушумлардан шаклланади.

Диний ташкилотлар мулкига ибодат-диний маросимлар ўтказиш, мулк-ашёлари ишлаб чиқариш, ижтимоий ва хайру эҳсон қилиш объектлари, пул маблағлари ҳамда диний ташкилотлар фаолиятини таъминловчи бошқа зарур мулклар киради.

Диний ташкилотлар ўз маблағлари ҳисобидан сотиб олинган, яратилган, фуқаролар хайр-инъом этган, давлат ёки ташкилотлар берган мулкка эга.

Диний ташкилот ихтиёрида чет элда мавжуд бўлган мулк ҳам бўлиши мумкин.

Ўзбекистон Республикасида мулкни хайру эҳсон мақсадларида берилишига йўл қўйилади.

Оммавий мулк — республика мулки ва маъмурий-ҳудудий тузилма (муниципал) лар мулкидан иборат бўлган давлат мулкидир.

Республика мулкига ер, ер ости бойликлари, сув, ҳаво кенглик-лари, наботот ва ҳайвонот дунёси ҳамда табиат бойликлари, давлат ҳокимияти бошқарувчи республика органлари, давлат аҳамиятига эга маданий ва тарихий бойликлар, республика бюджети маблағлари, олтин заҳиралари, валюта ва давлатнинг бошқа фондлари киради, шунингдек корхоналар ва бошқа мулкый мажмуалар, ўқув, илмий, илмий-тадқиқот муассасалари ва ташкилотлари, давлат бюджети ёки бошқа маблағларидан вужудга келган ёки олинган ақлий фаолият натижалари ҳамда бошқа мол-мулклар кириши мумкин.

Ўзбекистон Республикасининг фавқулодда мулки: ер, қазилма бой-ликлари, ички сувлар, ҳаво ҳавзалари, наботот ва ҳайвонот дунёси;

Ўзбекистон Республикасининг ҳокимият ва бошқарув органлари;

— республика халқларининг маданий ва тарихий бойликлари;

— республика бюджети маблағлари, республика банклари, суғур-та, заҳира ва бошқа фондлар;

— корхоналар ва халқ хўжалиги мажмуалари (ёқилғи-энергетика, тоғ-металлургия, машинасозлик, нефт, кимё-урмон, агросаноат, транспорт), республика суверенитети, иқтисодий мустақиллигини таъминлайдиган олий ўқув юртларидир.

Ер ва бошқа табиат бойликлари, ички сувлар, наботот ва ҳайво-нот дунёси, республика ҳудуди доирасида ҳаво кенгликлари Ўзбеки-стон Республикасининг ажралмас ва бўлинмас мулкидир.

Давлат корхонаси мулки ва давлат корхонасига бириктирилган мулк тулиқ хўжалик юритиш ҳуқуқи асосида корхонага тегишлидир. Хўжаликни уз мулки билан тулиқ юритиш ҳуқуқини амалга ошира бориб, корхона мазкур мулкга эга бўлади, фойдаланади.

Давлат бюджетда бўлган, мулк эгаси томонидан давлат муасса-сасига бириктирилган давлат мулки ҳисобланган мулк мазкур ташки-лотнинг тезкор бошқарувида бўлади.

Муниципиал мулкка маҳаллий бюджет маблағлари, маҳаллий уй-жой фонди ва коммунал хўжалиги, корхоналар ҳамда бошқа мулкый мажмуалар, халқ таълими, маданият, соғлиқни сақлаш, шунингдек бошқа мулклар киради.

Вилоят, туман, шаҳар ёки бошқа маъмурий-ҳудудий тузилмалар-нинг объектлари бўлиб, ҳокимият органлари ва маъмурий - ҳудудий тузилмалар, маҳаллий бюджет маблағлари, ҳокимиятларнинг уй-жой ва уй-жой коммунал хўжалиги, шунингдек, саноат, қурилиш, қиш-лоқ хўжалиги, савдо, маиший хизмат курсатиш, транспорт корхо-налари ва бошқа корхона ва мажмуалар, халқ таълими, маданият, соғлиқни сақлаш муассасалари мулки ҳамда маҳаллий бюджет маб-лағлари ҳисобидан вужудга келган мулклар ва ҳудудларнинг иқтисо-дий-ижтимоий ривожланиши учун, тегишли маъмурий-ҳудудий ту-зилмалар олдида турган бошқа вазифаларни бажариш учун бошқа мулклар ҳисобланади.

5.3. Статистик гуруҳлаш

Иқтисодий таснифлагичлар узоқ давр давомида қулланиб, жорий ва йиллик статистик текширишлар учун замин бўлиб хизмат қилади. Улардан фарқли ўлароқ, гуруҳлаш муайян текшириш мақсадлари учун, айрим масалаларни унда ёритиш учун амалга оширилади. Купинча гуруҳлаш миқдорий белгилар асосида тузилади. Улар атрибутив белгилар асосида ҳам қурилади, аммо бу ҳолда кўпроқ тақсимот қаторлари шаклига эга бўлади, муқобиллик принципи асосида тузиш ҳам тез-тез учраб туради.

Статистик гуруҳлаш — бу ўрганилаётган ҳодисаларни муҳим белгиларига қараб бир хил (турдош) гуруҳларга бирлаштиришдир.

Статистикада гуруҳлаш деб ўрганилаётган ҳодисаларни (объектларни, бирликларни) муҳим белгиларига асосланиб турдош (сифатдош) гуруҳлашга (тўпламларга) бирлаштириш юритилади. Масалан, акционер компанияларни дивиденд тулаш даражасига қараб гуруҳларга ажратиш, оилаларни уртача жон бошига туғри келадиган пул даромадлари бўйича гуруҳларга ажратиш, Ўзбекистон республикасида хужалик юритувчи субъектларни айланма маблағларининг айланувчанлик даражаси асосида гуруҳларга тақсимлаб фойда олишни мазкур омилга боғлиқлигини ўрганиш, талабаларни давоматига қараб гуруҳларга ажратиб фанларни ўзлаштириш жараёнини ўрганиш ва ҳ.к.

Куйида Ўзбекистон иқтисодиётида фаолият кўрсатаётган субъектларни мулкчилик ва ташкилий-ҳуқуқий шаклларига қараб икки йирик гуруҳ: давлат сектори ва нодавлат секторига ажратиш натижалари келтирилган (5.1. жадвал).

Ўзбекистон иқтисодиётида хусусий (нодавлат) сектор ҳиссаси йил сайин ошиб бормоқда ва барқарорликка эга. Ҳозирги кунда унинг улушига республикада хужалик юритувчи субъектларнинг деярлик 90% ва иқтисодиётда банд аҳолининг 73% туғри келмоқда.

5.1-жадвал

Ўзбекистон иқтисодиётида давлат ва нодавлат сектори ҳиссаси (1998—2000 й.й. %%)

	Миллий иқтисодиёт		ш.ж. саноат	
	давлат сектори	нодавлат сектори	давлат сектори	нодавлат сектори
Хужалик юритувчи субъектлар сони (йил охирига)				
1998	11,2	88,8	17,0	83,0
1999	10,4	89,6	14,4	85,6
2000	10,4	84,9	8,7	91,3
Банд ишчилар сони				
1998	27,5	72,5	25,9	74,1

1999	27,0	73,0	30,2	69,8
2000	24,0	76,0	21,3	78,7
Ялпи ички маҳсулот				
1998	35,6	64,4	39,8	60,2
1999	34,4	65,6	38,6	61,4
2000	29,8	70,2	34,6	95,4

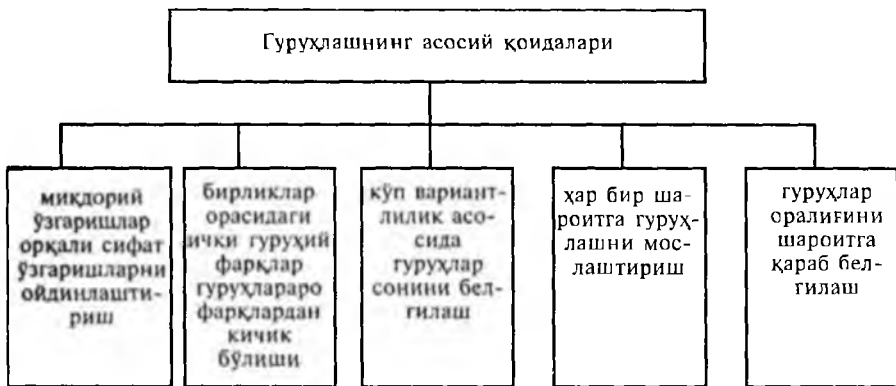
Маъба: Узмакроиқтисодстат вазирлиги. Статистика давлат департаменти. Ўзбекистон Республикасининг 2000 ва 1999 йилларда ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий курсаткичлари. Қисқача статистик тўплам. Тошкент, 1999 ва 2001 й.й., 15, 17, 18 ва 32 бетлар.

Бу сектор ялпи ички маҳсулотнинг 2/3 қисмини ишлаб чиқармоқда. Шу билан бирга давлат тасарруфи ва назорати остида йирик корхона ва ташкилотлар қолмоқда. Улар иқтисодиётда монопол рол ўйнаши ва бозор муносабатлари тараққиётига салбий таъсир этиши мумкин. Бундай ҳулоса давлат секторининг ялпи ички маҳсулотдаги ҳиссаси умумий ҳужалик юритувчи субъектлар ва бандлар сонидаги улушига нисбатан юқорироқ даража билан ифодаланишидан келиб чиқади.

Гуруҳлаш статистик кузатиш натижасида тўпланган маълумотларни кейинчалик қайта ишлаш ва турли статистик тўпламларни ҳосил қилиш заминида ётади. Тузилган ҳар бир гуруҳ (тўплам) учун умумий ва ўртача курсаткичлар ҳисобланади, уларни бир-бири билан таққослаб гуруҳлар орасидаги фарқларнинг келиб чиқиш сабаблари аниқланади, турли белгилар орасидаги ўзаро боғланишлар таҳлил қилинади. Агарда тўпланган маълумотларни жамғариб умумий курсаткичлар олиш билан чегаралансак, у ҳолда улар турли статистик тўпламларга тегишли булиши мумкин, натижада уларнинг тузилиши ва хусусиятларини аниқлай олмаймиз.

Маълумотларнинг гомогенлиги (тузилиш жиҳатдан турдошлиги) уларни статистик тасвирлаш ва таҳлил қилиш учун яъни умумлаштирувчи курсаткичларни ҳисоблаш ва талқин этиш, регрессия тенгламаларини тузиш, корреляцияни ўлчаш, статистик ҳулосалар чиқариш учун бошланғич шарт ҳисобланади.

Шундай қилиб, кузатиш маълумотларини урганиш ва тартибга солиш қуроли сифатида гуруҳлашнинг аҳамияти шундаки, у маълумотларни умумлаштириш ва тасаввур қилиш учун ихчам, яққол шаклда тақдим этишни таъминлайди. Бундан ташқари, гуруҳлаш маълумотларга турли жиҳатдан ишлов бериш ва таҳлил қилиш учун асос яратади. Бунинг учун гуруҳларни бунёд этиш белгиси ёки белгиларини танлаш, тузиладиган гуруҳлар сони ва уларнинг чегараларини аниқлаш илмий тартиб-қоидаларга таяниши керак. Статистика бундай илмий принципларни яратган, улар ичида энг асосийлари қуйидагилардан иборат (5.1-тарх).



5.1.-таврх. Гуруҳлашнинг асосий қоидалари.

Гуруҳлашнинг умумий тартиб-қоидаси шундан иборатки, у миқдорий ўзгаришлар тўплана бориб қандай сифат ўзгаришига олиб келаётганини тасвирлаши лозим. Масалан, қишлоқ ширкат хужаликларарида пахта ёки дон экин майдони кичик ер булакларидан таркиб топганда ёки ҳосилдорлик (1 га майдондан олинган ҳосил) паст бўлганда ишлаб чиқариш зарар билан яқунланади. Бу белгилар орган сари зарарлик даражаси пасаяди, маълум оптимал нуқтадан сўнг хўжалик фаолияти фойда билан яқунланади ва рентабеллик (фойда) даражаси кутарила боради. Демак, миқдорий ўзгаришлар тўпланиб сифат ўзгаришга, яъни зарарли хужалиқдан рентабелли хужалиққа айланишга олиб келади. Қишлоқ ширкат хужалиқларини пахта ёки дон экин майдони ёки ҳосилдорлиги асосида гуруҳларга ажратганда ана шу жараён гуруҳлаш натижасида ўз тасвирини топиши керак.

Гуруҳлашда миқдорий ўзгаришлар орқали сифат ўзгаришларини ойдинлаштириш учун гуруҳларни таърифловчи кўрсаткичлар типик ва барқарор бўлишини таъминлаш зарур.

Гуруҳлашларда миқдорий ўзгаришлар орқали сифат ўзгаришларни ойдинлаштириш ҳақидаги қоидаани амалда бажариш учун гуруҳлаш белгиларини тўғри танлаб олиш ва айрим гуруҳлар учун ҳисобландиган умумий кўрсаткичлар типик барқарор бўлишини таъминлаш муҳим рол уйнайди.

Гуруҳлаш белгилари қилиб қўзланган мақсад ва вазифалар нуқтаи назаридан муҳим белгилар яъни урганилаётган ҳодисаларнинг туб боғланишларини ифодаловчи белгилар олинishi керак. Шу билан бирга гуруҳлашнинг конкрет шароитга мослаштириш, яъни шароит ўзгаришига қараб гуруҳлашни туслантириб, унинг белгиларини ўзгартириш - бир шароитда гуруҳларни бир белги асосида тузиб, иккинчи шароитда бошқа унга мос келадиган белгиларга таяниш зарур. Масалан, экстенсив такрор ишлаб чиқариш шароитида ишчилар сони корхона миқёсини белгилаш учун муҳим белги ҳисобланса, интенсив шароитда, яъни

илмий-техника жараёни шароитида у иккиламчи бўлиб қолади, чунки ишлаб чиқариш миқёси янги техника қўлланиши, юқори меҳнат унумдорлиги даражаси билан белгиланади. Агарда лалмикор ерларда дон ишлаб чиқариш ҳажми экин майдонга асосан боғлиқ булса, суформа ерларда экин майдонга кўпроқ ишлов бериб (уз вақтида суфориш, уғитлар бериш ва ҳ.к.) юқори ҳосил олишга боғлиқдир. Шунинг учун фермер хўжаликлари фаолиятини иқтисодий таҳлил қилишда лалмикор шароитда дон ишлаб чиқарувчи хўжаликларни экин майдони бўйича, суформа далачилик шароитида фаолият қилаётган хўжаликларни эса дон ҳосилдорлиги (1 га майдондан олинган ҳосил) бўйича гуруҳлаш айни муддаодир.

Айрим гуруҳларни таърифловчи курсаткичлар типик ва барқарор бўлиши учун уларга мансубли бирликлар сони етарли миқдорда бўлиши шарт.

Айрим гуруҳлар учун ҳисобланадиган умумий курсаткичлар типик ва барқарор бўлишини таъминлаш учун ҳар бир гуруҳга тегишли бирликлар сони етарли миқдорда (5 бирликдан кам бўлмаслиги) бўлиши керак, чунки бу ҳолда умумий курсаткичларда тасодифий кучлар таъсири узаро қирқилади ва қонуният, типик жиҳат яхшироқ намоён бўлади. Бошқа томондан, бирор гуруҳ тўплам бирликларининг ярмидан кўпроқ қисмини қамраб олишига йўл қўймаслик керак, акс ҳолда гуруҳлашнинг муҳим принципи (қоидаси) - бир гуруҳга тегишли бирликлар орасидаги фарқлар ҳар хил гуруҳларга тегишли бирликлар орасидаги фарқлардан катта бўлмаслиги ҳақидаги талаб бузилади, демак, бундай гуруҳ турдош бўлмаган бирликларни ҳам уз ичига олади.

Гуруҳлар сони — кўп вариантли ечим асосида белгиланиши керак.

Гуруҳлар сонини тўғри белгилаш гуруҳлаш самарали бўлиши учун муҳим гаровдир. Бу масалани кўпвариантлик қоидага таяниб ечиш энг яхши йўл ҳисобланади. Бунинг учун дастлаб гуруҳлар сони турлича булган гуруҳлаш вариантлари тузилади, сўнгра улар ичидан гуруҳлар орасидаги фарқларни энг яққол тасвирловчи вариант танлаб олинади. Танлаш мезони қилиб $\sigma_{\bar{x}}^2 : \delta^2 = \max$ олиш мумкин. Бу ерда $\sigma_{\bar{x}}^2$ - урганилаётган белгининг гуруҳлараро дисперсияси, δ^2 - уртача ички (қолдиқ) дисперсия. Гуруҳлар сонини белгилаётганда, юқорида таъкидлангандек, барча гуруҳларга тегишли бирликлар сони етарли миқдорда бўлиши, бирор гуруҳга ҳамма бирликларининг ярмидан кўпроғи тегишли бўлмаслиги ва ўртада жойлашган гуруҳларда четки гуруҳларга нисбатан бирликлари сони кўпроқ бўлиши зарурлигини эътиборга олиш керак.

Айрим дарсликларда¹ гуруҳлар сонини Г.А. Стержесс формуласи $K = 1 + 3.321 \lg N = 1 + 1.441 \ln N$ ва Г. Брукс ҳамда Н. Карузертс формуласи $K = 5 \log N$, (бу ерда: \log — ўнлик логарифм, \ln — натурал логарифм)

¹ Ё. Абдуллаев. Статистиканинг умумий назарияси. Т.: Уқитувчи, 2002, 78-бет
Локин Г.Ф. Биометрия. М.: Высшая школа, 1973, 19-бет.

рифм, N — берилган тўплам бирликлар сони, K — гуруҳлар сони) ёрдамида аниқлаш тавсия этилган. Аммо бу формулалар вариацион қаторларни тузиш учун мулжалланган бўлиб, улардан тўплам бирликлар сони 100 дан кўпроқ $N > 100$ ва гуруҳлаш бир белги асосида тузилганда фойдаланиш мумкин. Тўплам сони кам бўлса, гуруҳлар сони кўпайиб кетади, масалан, $N = 25$ бўлса $K = 6$ ёки $N = 50$ бўлса $K = 7$ ва натижада айрим гуруҳлар етарли миқдорда бирликларга эга бўлмайди, баъзиларида бундай бирликлар умуман бўлмаслиги ҳам мумкин. Гуруҳлашларни тузишда юқоридаги формулалардан фойдаланиш учун яна бир шарт- айрим бирликларда гуруҳлаш белгиси бир оҳангли ўзгарувчан қийматларга эга бўлиши керак.

Гуруҳлар оралигининг чегараси — бу айрим гуруҳларга тегишли бирликлар сонини тўғри аниқлаш гаровидир.

Гуруҳлар оралигининг чегараси масаласига келсак, уни икки шаклда ечиш мумкин: бири - ҳамма гуруҳлар учун оралиқ тенг миқдорда белгилаш, иккинчиси - уни тенгмас шаклда, кўпайиб ёки озайиб келувчи миқдорларда ифодалаш. Биринчи ҳолда гуруҳ оралиғи қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$i = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{K}$$

Бу ерда: X_{\max} — гуруҳлаш белгисининг энг катта қиймати;
 X_{\min} — унинг энг кичик қиймати, K —тузиладиган гуруҳлар сони.

Гуруҳлар оралиғи тенг бўлмаган шаклда белгиланаётганда уларни тенг миқдорда бирликлар билан тўлдириш айни муддао ҳисобланади. Бу ҳолда берилган тўплам гуруҳларга тенг сонда бирликларни тақсимлаш йўли билан ажратилади, яъни $m = N : k$

Бу ерда: m — ҳарбир гуруҳга тегишли бирликлар сони;
 N — умумий тўплам бирликлари сони;
 k — тузиладиган гуруҳлар сони.

Бунинг учун дастлаб тўплам бирликлари гуруҳлаш белгисининг қийматлари асосида ранжлаштирилади, яъни тартиб сони буйича уларнинг қатори (руйхати) тузилади, сўнгра ҳар « m » та бирликлар саналиб, улардан биринчи, кейин иккинчи ва ҳ.к. гуруҳлар тузилади. Гуруҳлар оралиқ чегараси ҳар бир гуруҳга тегишли бирликларнинг ҳақиқий қийматлари билан ифодаланади.

Агарда гуруҳлаш белгиси жуда қисқа тартиб сонли дискрет (бутун) миқдор билан ўлчанса (масалан, 1 дан 10 ёки 15 гача), у ҳолда гуруҳлаш муайян белгининг у ёки бу қийматига эга бўлган бирликлар сонини санаб чиқиш йўли билан тузилади. Сўнгра ҳар қайси гуруҳ тегишли кўрсаткичлар билан тавсифланади. Масалан, уй хўжаликларини аъзолар сонига қараб гуруҳлаб, жон бошига тўғри келадиган даромадлари ва харажатларини ўрганмоқчи бўлсак, у ҳолда 1, 2, 3 ва ҳ.к. аъзо сонига эга бўлган уй хўжаликлари айрим гуруҳларни таш-

кил этади. Дастлаб ҳар бир гуруҳга тегишли ҳужаликлар сони аниқланади, сунгра улар бўйича аъзолар сони, олган даромадлари ва истеъмол харажатлари қўшиб чиқилади, кейин эса ўртача жон бошига туғри келадиган даромадлар ва харажатлар миқдори ҳисобланади.

5.2-жадвал

Белорус уй ҳужаликларида даромад ва харажатларни ҳужалик аъзолари сонига боғлиқлик даражаси (1997 йил)

Уй ҳужалиги аъзолари сони	Уй ҳужаликлар сони (минг)	Аъзолар сони (минг киши)*	Ҳужалик ихтиёридаги ресурслар (соф даромад) млрд руб*	Истеъмол харажатлари млрд. руб*	уртача 1 ҳужалик (минг руб)		Уртача жон бошига (минг руб)	
					ихтиёрдаги ресурслар	истеъмол харажатлари	ихтиёрдаги ресурслар	истеъмол харажатлари
1	750,0	750,0	1508,8	1164,6	2011,8	1552,8	2011,8	1552,8
2	966,2	1932,4	3434,6	2550,2	3554,8	2639,4	1777,4	1319,7
3	793,2	2379,6	3913,5	2952,6	4133,8	3722,4	1644,6	1240,8
4	771,6	3086,4	4246,7	3121,6	5503,7	4045,6	1375,9	1011,4
5 ва куп	324,4	1946,7	1906,0	1426,3	5875,4	4396,8	979,2	732,8
	3605,4	10095,1	15009,6	11215,3	4124,7	3159,0	1473,1	1128,2

Манба: «Вопросы статистики», 1998, №7, 65,68,71-бетлар.

*В.Тамашевич, И.Н.Бокун мақоласидаги маълумотлар асосида ҳисобланган.

Демак, уй ҳужаликларининг аъзолари сони купайган сари жон бошига ўртача туғри келадиган соф даромадлар (ялпи даромадлардан солиқлар чиқариб ташланган) ва истеъмол харажатлари камая боради, демак, турмуш кечириш оғирлашади.

Гуруҳлаш белгиси узлуксиз узгарувчан қийматларга эга бўлса, гуруҳ оралиғи қуйи ва юқори чегарали, яъни «» дан «» гача қилиб белгиланади. Ҳар қайси кейинги гуруҳнинг қуйи чегараси узидан олдинги гуруҳнинг юқори чегарасига тенг (масалан, 10,0—20,0; 20,0—30,0 ва ҳ.к.) ёки тенгмас (масалан, 10,0—20,0; 20,1—30,0; 30,1—40,0 ва ҳ.к.) шаклда бўлиши мумкин. Айрим ҳолларда биринчи гуруҳнинг қуйи чегараси (20 гача, 20,1—30 ва ҳ.к. 50,1 ва юқори) ва охири гуруҳнинг юқори чегараси очиқ ҳолда бериледи. Гуруҳлаш услуби жиҳатидан бундай умумий қоидадан четланишларга йўл қўймаслик керак.

5.4. Гуруҳлаш турлари

Гуруҳлаш статистик боғланишлар ва қонуниятларни аниқлаш, урганилаётган тупламнинг тузилишини урганиш ва ҳужаликларнинг социал-иқтисодий типларини тасвирлаш мақсадида бажариледи. Унинг ҳар хил турлари ва шакллари мавжуд (5.2-тарҳ).

Гуруҳлаш мақсад ва вазифаларига қараб уч турга бўлинади:

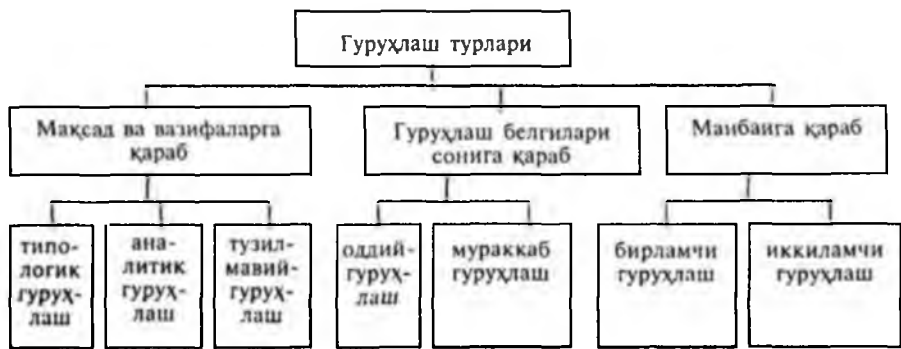
- 1) типологик;
- 2) аналитик;
- 3) тузилмавий гуруҳлаш.

Типологик гуруҳлаш деганда урганилаётган ҳодисалар тупламини социал-иқтисодий типларга тақсимлаш тушунилади. Тип сузи қуйидаги луғавий мазмунга эга: 1) бир турдаги нарса учун умумий бўлган намуна; 2) биологик ҳайвон ва ўсимликлар систематикасидаги ўзаро ухшаш синфларни бирлаштирадиган олий булинма 3) бир қатор ички ёки ташқи белгилар ягонавийлиги асосида

Типологик гуруҳлаш — бу тупламини социал-иқтисодий типларга ажратишдир.

бирлашган кишилар категорияси.

Социал-иқтисодий тип деганда жамиятда, иқтисодиётда бажарадиган функциялари ва тутган ўрни умумийлигига асосланган ҳужа-



5.2-тарҳ. Гуруҳлаш турлари.

Социал иқтисодий тип жамиятда иқтисодиётда бажарадиган функциялар ва тутган ўриннинг умумийлиги билан белгиланади

лик юритувчи субъектлар, шахслар, қандайдир нарсалар (ишлаб чиқариш воситаси, ишловчи куч ва ҳ.к.) категорияси, туплами тушунилади. У энг олий социал-иқтисодий тузилмадир. Жамиятда, иқтисодиётда бажарадиган функциялар ва тутган ўрин зами-нида мулкчилик муносабатлари ётади. Демак, мулкчилик шакли социал-иқтисодий

тип табиатини белгиловчи энг муҳим белгидир. Шу билан бирга мулкчилик муносабатларининг миқёси, ривожланиш даражаси ҳам муҳим роль уйнайди. Бу белги, уз навбатида, фаолият соҳаси ва тармоғи, унинг натижалари ва омиллари (ресурслари), илмий-техника тараққиёти ва ҳ.к. шарт-шароитларга боғлиқ, демак, уларнинг меъёри билан аниқланади. Натижада социал-иқтисодий тип турли жиҳатдан конкретлашиб социал, иқтисодий ва бошқа шакллардаги типлар кўринишида намоён бўлади. Шунинг учун типологик гуруҳлаш мулк шакллари, тармоқ, соҳа, фаолият тури, маҳсулот ва хизматлар тури, иқтисодий ресурс турлари ва бошқа белгиларга қараб тузилиши керак.

Амалиётда урганилаётган тупламни қандай типларга ажратиш масаласи статистик текширишда кўзланган мақсад ва вазифаларга қараб мутахассис-экспертлар фикрлари асосида ечилади.

Типологик гуруҳлашни тузиш алгоритми қуйидаги кетма-кет операцияларни бажаришдан иборат:

1. урганилаётган ҳодисаларни қандай типларга ажратиш дастлаб белгилаб қўйилади;
2. типлар тасвирини шакллантирувчи гуруҳлаш белгилари сайлаб олинади;
3. гуруҳларнинг оралиқ чегаралари аниқланади;
4. гуруҳлаш белгилари бирикмаси асосида ҳар қайси тип гуруҳига тегишли тўплам бирликлари сони аниқланади;
5. айрим типларни тасвирлаш учун тегишли бирликлар ҳақидаги бошланғич маълумотлар асосида умумий кўрсаткичлар ҳисобланади.

Мисолда кўриб чиқайлик. Ўзбекистон қишлоқ хўжалиги, қурилиш, чакана савдо ва аҳолига пулли хизматлар кўрсатиш соҳаларида кўп укладли иқтисодиётни (тип) шаклланиш жараёнини типологик гуруҳлаш ёрдамида таҳлил қилиш мақсад қилиб белгиланган.

Қишлоқ хўжалигида асосий хўжалик типлари: қишлоқ ширкат хўжаликлари (ҚШХ), фермер ва деҳқон хўжаликлари; қурилиш, савдо ва аҳолига пулли хизматлар кўрсатишда: давлат корхона ва ташкилотлари, хусусий корхоналар, хўжалик бирлашмалари ва ширкатлар, қўшма корхоналар, чет эл фуқаролари ва ташкилотлари тасарруфидаги фирмалар ва ҳ.к. Демак, гуруҳлаш белгиси қилиб тармоқлар ва мулкчилик шакллари олишимиз керак. Хўжалик юритувчи субъектларни тармоқлар ва мулкчилик шакллари буйича тақсимлаб, ҳар қайси гуруҳ учун фаолият натижаларини ифодаловчи кўрсаткичларни, яъни қишлоқ хўжалиги маҳсулоти, қурилиш ишлари, капитал қўйилмалар, чакана товар айланмаси ва пулли хизматлар ҳажмларини ҳисоблашимиз, сўнгра ҳар бир типнинг ялпи кўрсаткичдаги ҳиссасини топишимиз лозим. Бундан ташқари, айрим мулкчилик типларини икки йirik типга: давлат сектори ва нодавлат секторига бирлаштириш мумкин. Қуйида бундай гуруҳлаш натижалари келтирилган.

5.3-жадвал

Ўзбекистон қишлоқ хўжалиги, қурилиш ва чакана савдо тармоқларида мулкчилик шакллариининг ривожланиши 1999

Мулк шакллари	Жамига нисбатан % %.				
	Қишлоқ хўжалик маҳсулоти	Қурилиш ишлари	Капитал қўйилмалар	Чакана товар айланмаси	Пулли хизматлар
Давлат мулки	1,0	22,0	66,0	4,0	45,3
Ширкатлар мулки	34,9	31,0	11,3	7,8	12,4
Қўшма корхоналар, чет эл фуқаролари ва ташкилотлари мулки		2,4	6,8	4,8	4,1

Фуқаролар ва хусусий фирмалар мулки	65,1	42,9	14,5	71,1	34,4
Бошқа мулк шакллари	-	1,7	1,4	12,3	3,8
Жами	100	100	100	100	100

Манба: Ўзмакроиқтисодстат. Ўзбекистон Республикасининг 1999 й. ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий курсаткичлари. 33, 41, 48, 61-бетлар.

Бошқа мисол. Акционер (ҳиссадор) жамиятларини дивиденд тўлаш даражасига қараб уч типга: кўп, ўртача ва оз дивидендли гуруҳларга тақсимлаб урганиш мақсад қилиб қўйилган.

Дивиденд тўлаш даражаси дивиденднинг (акциялар буйича тақсимланган фойда) умумий соф даромаддаги ҳиссаси ёки 1 акцияга тўланган дивиденд миқдори билан улчанади. Бу курсаткичлар фирма акционер капиталининг тузилиши, фирма ҳаёт цикли (қанча вақтдан бери ишлаши) ва унинг истиқболига боғлиқ. Одатда ёш, тез ривожланувчи жамиятлар кам дивидендлар тўлайди, етук корхоналар эса дивиденд учун кўпроқ даражада фойдадан ажратишга ҳаракат қилади. Капитал тузилиши ва фойда ва ундан дивиденд тўлаш учун ажратилган қисм тармоқ турига боғлиқ. Шунинг учун мисолимизда гуруҳлаш белгиси қилиб дивиденд тўлаш даражаси билан бирга тармоқни олишимиз керак. Шундай қилиб, ҳиссадор жамиятларини олдин тармоқларга, сўнгра ҳар бир тармоқ ичида дивиденд тўлови даража буйича уч гуруҳга - юқори даражали, ўртача ва оз дивидендли типларга тақсимлашимиз лозим. Агарда типлар орасидаги фарқлар сабабини таҳлил қилмоқчи бўлсак, у ҳолда ҳар қайси тип учун акционер капиталининг тузилиши, жамият ҳаёт цикли (фаолият қилиш даври), умумий фойда ҳажми, унинг тақсимланиши, жамият раҳбариятига тўланган иш ҳақи ва ҳ.к. маълумотларни ҳисоблаш керак.

Биринчи гуруҳлаш белгиси-тармоқ тип шарт — шароитларни характерлайди, иккинчиси эса бевосита фирма типини белгилайди. Турли тармоқлар учун гуруҳ оралиғининг миқдори ҳар хил қийматларга эга бўлиши мумкин. Бундай кўринишда гуруҳ оралиғини белгилаш **группалаш белгисининг оралиғини ихтисослаштириш** деб аталади.

Гуруҳлар оралиғини ихтисослаштириш — бу шароитни ҳисобга олиб гуруҳлар оралиғини турлича белгилашдир.

Айрим ҳолларда типларнинг шаклланиш шароитларини ифодалайдиган гуруҳларни ҳар хил белгилар, масалан кўп энергия талабчан тармоқларда — истеъмол қилинган электроэнергия, кўп хом-ашё талабчан тармоқларда — товар — моддий заҳиралар, меҳнат талабчан тармоқларда — ишчилар сони, капитал талабчан тармоқларда — асбоб-ускуналар қиймати асосида тузиш мумкин. Бундай тартибда гуруҳлаш белгиларини олиш гуруҳлар белгиларини ихтисослаштириш деб юритилади.

Гуруҳлаш белгиларини ихтисослаштириш — бу шароитларга мослаштириб гуруҳлаш белгиларини ўзгартириб туришдир.

Тузилмавий гуруҳлаш — бу бир белги асосида тўплам тизилишини тасвирловчи тақсимот қаторидир.

Турли тармоқларда айрим типларни ажратиш жараёнида гуруҳ оралиғини ихтисослаштириш тартибидан фойдаланиш миқдорий гуруҳлаш белгиларини (мисолимизда дивиденд тулови даражаси) атрибутив белги билан ифодалаб (юқори, ўртача, кам) ҳамма тармоқлар учун умумий типларни аниқлаш имкониятини туғдиради. Бунинг учун ҳар бир тип учун тармоқларга тегишли маълумотлар жамғарилади (қушилади) натижада икки белги (тармоқ ва дивидент даражаси) бирикмаси асосида тузилган муракаб гуруҳлаш оддий бир белги

(дивидент даражаси) асосида тузилган оддий гуруҳлашга келтирилади ва у барча ҳиссадор бирлашмаларнинг уч типга тақсимланишини ифодалайди. Бу ҳолда типологик гуруҳлаш натижаси субъектив омилга боғлиқ бўлади, чунки айрим тармоқларда типларни аниқлаш учун гуруҳлар оралиғини белгилаш тадқиқотчи хоҳишига (мойилига) асосланади. Шунинг учун умумий типлар бўйича ҳисобланган курсаткичларни ишончлик нуқтаи назаридан t — мезон ёки F — мезон ёки χ^2 — мезон ёрдамида баҳолаш лозим.

Тузилмавий гуруҳлаш одатда маълум бир белгига қараб тўплам тузилишини таърифлайди. Бунинг учун дастлаб бир белги асосида тақсимот қатори тузилади, сўнгра ҳар қайси гуруҳ учун тузилмани таърифловчи тўплама курсаткичлар, масалан гуруҳлаш белгисининг гуруҳлардаги йиғма ҳажми ва у билан яқиндан боғлиқ бўлган белгилар тўплама миқдорлари ҳисобланади ва ниҳоят уларга асосланиб айрим гуруҳларнинг умумий тўпламдаги ҳиссалари аниқланади. 5.1 - жадвалда келтирилган Ўзбекистон миллий иқтисодиёти ва саноатида давлат ва нодавлат секторларининг шаклланиши ҳақидаги маълумотлар тузилмавий гуруҳлашга мисол була олади. Республикмизда ҳўжалик юритувчи субъектлар мулкчилик шаклларига қараб икки катта иқтисодий тузилмага (давлат ва нодавлат сектори) тақсимланган, сўнгра ҳар қайси гуруҳ учун ялпи ички маҳсулот (қушилган қиймат) ва ишловчи ходимлар сони тегишли субъектлар бўйича жамғариб чиқилган, кейин эса ҳар бир тузилманинг умумий субъектлар ва банд ходимлар сони ва ялпи ички маҳсулотдаги салмоғи ҳисобланган. Шундай ҳисоблашлар саноат тармоғи учун ҳам бажарилган. Тузилмавий гуруҳлаш икки ва ундан ортиқ белгилар асосида ҳам тузилиши мумкин. Бу ҳолда белгиларни бирикма шаклда ёки куп ўлчовли миқдор ёрдамида ифодаланади. Белгилар бирикма шаклида олинганда дастлаб бир белгига қараб йирик тузилмалар барпо этилади, сўнгра ҳар бири чегарасида (ичида) иккинчи белги асосида кичик тузилмалар яратилади, демак улар икки белги таъсири остида

шаклланади. Тузилмалар — катталари ҳам, кичиклари ҳам — юқорида баён этилган тартибда ҳисобланган курсаткичлар билан таърифланади.

Тузилмавий гуруҳлаш тақсимот қаторлари билан умумийликка эга, аммо улардан қатор жиҳатлари билан фарқ қилади.

Тузилмавий гуруҳлаш кўп ўлчовли белгиларга қараб тузилганда ҳар бир тузилма кўп омиллар таъсири остида шаклланади. Бундай гуруҳлаш турли йўллар билан амалга оширилади.

Тузилмавий гуруҳлашлар билан тақсимот қаторлари бир-бирига ўхшашиб кетади, аммо улар вазибалари ва тузилиш жиҳатидан бир-биридан фарқ қилади. Тузилмавий гуруҳлашда кузланган мақсад - тўплам тузилишини ўрганиш. Бунинг учун ҳар бир тузилма бир тўда курсаткичлар ёрдамида тавсифланиши керак, бу ҳолда унинг турли жиҳатлари ойдинлашади. Тақсимот қаторлари эса статистик тўплам тавсифларини ва қонуниятларини аниқлаш учун хизмат қилади.

Тузилмавий гуруҳлашлар тузилишидаги ўзгаришларни динамика ва фазо жиҳатидан статистик ўрганиш ва миқдорий баҳолаш имконини беради. Бунинг учун икки усулдан фойдаланиш мумкин: бири - ҳар бир тўпламнинг ичидаги фарқларни миқдорий баҳолашга асосланади, иккинчиси эса - тўпламлар тузилиши орасидаги фарқларни баҳолашга таянади.

Биринчи ҳолда ҳар бир тўплам ички тузилмавий фарқлари уларнинг ўртача абсолют қиймати ва ўртача квадратик қиймати ҳамда уларнинг коэффицентлари ёрдамида баҳоланади. Агарда айрим гуруҳлар учун ўрганилаётган курсаткич m_i бўлса, уларнинг тўпламдаги

салмоғи (улуши, қисми) $d_i = \frac{m_i}{\sum m_i}$

у ҳолда: ўртача абсолют салмоқлар фарқи $\Delta d = \frac{\sum |d_i - \bar{d}|}{K}$ (1)

(ишораси ҳисобга олинмайди)

унинг коэффицентлари $K\Delta = \frac{\Delta d}{d}$ (2)

салмоқларнинг ўртача квадратик фарқи $\sigma_d = \sqrt{\frac{\sum (d_i - \bar{d})^2}{K}}$

ва унинг коэффицентлари $K_\sigma = \frac{\sigma_d}{d}$ бу ерда: $\bar{d} = \frac{\sum d_i}{K}$.

Бу курсаткичлар тўпламлар тузилишини динамика ёки фазо жиҳатдан қиёсий таҳлил қилиш учун ҳисобланади.

Иккинчи ҳолда икки қиёсланаётган тўпламлар тузилишини ифодаловчи тузилма салмоқлари (d_i) орасидаги фарқлар асосида ҳисобланадиган ўртача арифметик ва ўртача квадратик фарқлар қиймати

ва уларнинг коэффицентларидан миқдорий баҳолаш кўрсаткичлари ташкил топган.

$$\theta = \frac{\sum |d_{i1} - d_{i0}|}{K} \quad (5)$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum (d_{i1} - d_{i0})^2}{n}} \quad (6)$$

$$K_{\theta} = \frac{\theta}{d_i} \quad (7)$$

$$K_S = \frac{S}{d_{i1}} \quad (8)$$

Бу ерда: d_{i1} — жорий даврдаги (ёки таққосланувчи) туплам гуруҳлари (тузилма) нинг салмоқлари

d_{i0} — ўтган даврдаги (ёки таққословчи) туплам гуруҳларининг салмоқлари

θ — икки туплам тузилишидаги фарқларнинг ўртача абсолют қиймати (ишораси инобатга олинмайди)

S — икки туплам тузилишидаги фарқларнинг ўртача квадратик қиймати

K — ўртача абсолют фарқлар даражаси

K_S — ўртача квадратик фарқлар даражаси.

Иккинчи шаклдаги (5—8) кўрсаткичлардан фақат гуруҳлаш асослари (гуруҳлар оралиғи) ва гуруҳлар сони бир хил бўлган тупламлар тузилишини қиёсий урганишда фойдаланиш мумкин. Биринчи шаклдаги (1—4) кўрсаткичларни қўллаш бундай чегарага эга эмас.

Ўзбекистон ялпи қишлоқ хўжалик маҳсулотининг хўжалик тоифалари бўйича тузилиши ҳақидаги маълумотлар асосида юқорида баён этилган кўрсаткичларни ҳисоблаш тартибини куриб чиқамиз.

5.4-жадвал

Ўзбекистон ялпи қишлоқ хўжалиги маҳсулотининг хўжаликлар тоифаси бўйича тузилишидаги узгариши (фонзда)

Хўжалик гуруҳлари	1997	1999	1997		1999		1999 й — 1997 й фарқи	
	d_{i0}	d_{i1}	$(d_i - \bar{d}_i)$	$(d_i - \bar{d}_i)^2$	$(d_i - d_i)$	$(d_i - d_i)^2$	$(d_{i1} - d_{i0})$	$(d_{i1} - d_{i0})^2$
деҳқон хуж.	56,6	60,7	23,3	542,9	27,4	750,8	4,1	16,8
ширкат хуж.	40,2	34,9	6,9	47,6	1,6	2,6	-5,3	28,1
Фермер хуж.	3,2	4,4	-30,2	912,0	-29,0	841,0	1,2	1,4
Жами	100	100	60,4	1502,5	58,0	1594,4	10,6	46,3

$$\bar{d} = \frac{\sum d_i}{3} = \frac{100}{3} = 33,3\%$$

$$1997\Delta d = \frac{60,4}{3} = 20,1\%, \sigma_d = \sqrt{\frac{1502,5}{3}} = 22,4\%, K_{\Delta} = \frac{20,1}{33,1} = 0,60,$$

$$K_{\delta} = \frac{22,4}{33,3} = 0,67$$

$$1999\Delta d = \frac{58}{3} = 19,3\%, \delta_d = \sqrt{\frac{1594,4}{3}} = 23,1\%, K_{\Delta} = \frac{19,3}{33,3} = 0,58,$$

$$K_{\sigma} = \frac{23,1}{33,3} = 0,69$$

$$1999/97 \text{ фарқ } \theta = \frac{10,6}{3} = 3,5\%, S = \sqrt{\frac{46,3}{3}} = 3,9\%,$$

$$K_{\theta} = \frac{3,5}{33,3} = 0,11, K_S = \frac{3,9}{33,3} = 0,12$$

Демак, 1999 йилда 1997 йилга нисбатан қишлоқ хўжалиги маҳсулотларини ишлаб чиқарувчи хўжаликлар тоифаси тузилишида деярлик узгариш бўлмаган.

Аналитик гуруҳлаш — бу белгилар орасидаги ўзаро боғланишларни тасвирловчи гуруҳлашдир.

Аналитик гуруҳлаш деб икки ва ундан ортиқ белгилар орасидаги ўзаро боғланишларни таърифловчи гуруҳлаш аталади. Қуйида 140 бутун дунё мамлакатлари 1975-1995 й.й. ўртача йиллик инфляция даражасига қараб 7 та гуруҳга ажратилган ва ҳар қайси гуруҳ учун жон бошига ялпи ички маҳсулот ишлаб чиқаришнинг мазкур даврдаги ўртача йиллик ўсиш суръатлари ҳисобланган.

5.5-жадвал

Дунё мамлакатларида жон бошига ялпи ички маҳсулот (ЯИМ) ишлаб чиқаришнинг инфляция даражасига боғлиқлиги (1975-1995 й.й. ўртача йиллик маълумотларига асосан)

Инфляция даражасига қараб мамлакатлар гуруҳи %%	Мамлакатлар сони	Ўртача йиллик қўшимча усиш суръатлари (%%)	
		истеъмол баҳолари	жон бошига ЯИМ
5 дан кам	16	3,5	2,6
5 - 10	54	7,2	1,5
10 - 15	25	11,7	1,4
15 - 25	17	19,3	0,4
25 - 40	10	29,5	0,3
40 - 100	13	53,8	-0,7
100 дан юқори	5	243,5	-3,3
Жами (ўртача)	140	23,4	1,0

Манба: ЭКО, 1996, №10, 6.96

Демак, инфляция зурайган сари иқтисодий ўсиш даражаси ҳам пасаяди, бу кўрсаткич 50% дан ошгандан сунг эса иқтисодиётда орқага кетиш ҳукум суради ва таназзулик кучая боради.

Аналитик гуруҳлашда икки тоифадаги белги иштирок этади: бири - омил белгилар, иккинчиси - натижавий белгилар. Натижавий белги деб бошқа белгилар таъсири остида узгараётган белги аталади, омил белги эса унга таъсир этаётган, уни узгаришига сабаб булаётган белги ёки белгилардир. Масалан, жадвал 5.5 да инфляция даражаси омил белгидир, жон бошига ялпи ички маҳсулёт ишлаб чиқариш уртача йиллик суратлари эса - натижавий белги. Белгиларни бундай икки тоифага ажратиш маълум боғланиш шароитига қараб бажарилади. Бир шароитда омил белги ҳисобланган белгилар иккинчи шароитда натижавий белги булиши мумкин. Инфляция даражасини пул эмиссияси (янги пул муомилага чиқариш) ёки баҳолар кўтарилиши билан боғлиқликда қаралса, у натижавий белги булади, пул эмиссияси, баҳолар кўтарилиши эса омил белгилар ҳисобланади.

Аналитик гуруҳлаш одатда омил белги ёки белгилар асосида тузилади, ҳар қайси гуруҳ эса натижавий белгилар билан таърифланади. Аммо бундай гуруҳлашни натижавий белги (ёки белгилар) асосида ҳам бажариш мумкин. Бу ҳолда айрим гуруҳлар учун омил белгиларнинг кўрсаткичлари (қийматлари) ҳисобланади. Бундай гуруҳлаш қандай омиллар таъсири остида натижавий белги шаклланаётгани, улар орасидан қайси омиллар устунроқ рол ўйнаётгани ва қайси бирлари салбий таъсир этаётганини кузатиш имконини беради. Аммо лекин натижавий белги асосида тузилган гуруҳлашлар барча омиллар ҳаракати ва таъсир кучи ҳақида туғри маълумот бермайди, чунки омиллар бевосита натижавий белгига таъсир этиши билан бир қаторда бир бирлари билан ҳам узаро боғлангандир, оқибатда ижобий омиллар таъсир кучи салбий омиллар ҳисобига қирқилиб сустлашади. Шунинг учун бундай гуруҳлашларни омил белгилар асосида гуруҳлашлар билан бирга олиб бориш керак.

5.5. Оддий ва мураккаб гуруҳлаш

Оддий ёки бир улчамли гуруҳлаш бир белги асосида, мураккаб ёки кўп улчамли гуруҳлаш икки ва ундан ортиқ белгилар асосида тузилади.

Гуруҳлаш бир ёки бир неча белгилар асосида тузилиши мумкин. Бир белги асосида тузилган гуруҳлаш оддий ёки бир улчамли, икки ва ундан ортиқ белгилар асосида қурилган гуруҳлаш мураккаб ёки кўп улчамли гуруҳлаш деб аталади. Бир омил белги асосида тузилган аналитик гуруҳлаш ўрганилаётган омил билан натижавий бел-

ги орасидаги боғланишни акс эттирса ҳам, аммо бу боғланиш соф ҳолда юзага чиқмайди, чунки омилнинг ўзи бошқа омиллар таъсири

остида шаклланади ва шу сабабли натижавий белги узгарувчанлиги бевосита урганилаётган омил таъсиридан ташқари яна ёт «шовқин» га ҳам боғлиқдир. Бу масалани ойдинлаштириш учун қуйида 50 микро фирмалар ва кичик корхоналарнинг ишчилар сони ва уларнинг уртача ишлаш стажига қараб гуруҳлаш жараёни тасвирланган (5.6-жадвал)

5.6-жадвал

50 кичик фирма ва корхоналарни ишчи сони ва иш стажига қараб гуруҳлаш учун ёрдамчи жадвал

Корхона №	Ишчи сони (киши)	Стаж (йил)	Ялпи қушилган қиймат (минг сум)	Барча ишчи стажи (киши-йил)	I ишчига махсулот (минг сум)	y_i^2	$y_i^2 n_i$
A	1	2	3	4	5	6	7
$n_i x_i$	n_i	x_i	$y_i n_i$	$x_i n_i$	$y_i = y_i n_i / n_i$		
№1	1	1,0	200	1,0	200	40000	40000
№2	2	1,5	404	3,0	202	40804	81608
№3	3	1,9	585	5,7	195	38025	114075
№4	7	2,0	1638	14,0	234	54756	383292
№5	3	3,0	615	9,0	205	42025	126075
№6	3	3,8	666	11,4	222	49284	147852
№7	3	4,0	663	12,0	221	48841	146523
№8	5	4,2	1100	21,0	220	48400	242000
№9	4	5,9	888	23,6	222	49284	197136
Ia=9 ҳаммаси	31	3,2	6759	100,7	218,0	411415	1478561
№10	5	6,5	1160	32,5	232	53824	269120
№11	6	6,5	1380	39,0	230	52900	317400
№12	9	7,0	2169	63,0	241	58081	522729
№13	8	7,5	1960	60,0	245	60025	480200
№14	10	7,0	2420	70,0	242	58564	585640
№15	9	7,7	2250	69,3	250	62500	562500
I б=6 ҳаммаси	47	7,1	11339	333,8	241,3	345894	2737589
№16	8	11,9	1992	95,2	249	62001	496008
№17	10	12,0	2440	120,0	244	59536	595360
№18	10	12,7	2900	127	290	84100	841000

1-3 ҳаммаси	28	12,2	7332	342,2	261,9	205637	1932368
I жами 18	106	7,3	25430	776,7	239,9	962946	6148518
№19	12	4,4	3000	52,8	250	62500	750000
№20	13	5,3	3276	68,9	252	63504	825552
№21	14	6,3	3528	88,2	252	63504	889056
№22	17	6,0	4352	102,0	256	65536	1114112
№23	11	5,5	2625	60,5	245	60025	660275
IIа=5 ҳаммаси	67	5,6	16851	372,4	251,5	345894	4238995
№24	15	7,0	3780	105,0	252	63504	952560
№25	16	7,5	4048	120,0	253	64009	1024144
№26	18	8,0	4716	144,0	262	68644	1235592
№27	20	8,8	5280	176,0	264	69696	1393920
№28	18	9,4	5202	169,2	289	83521	1503378
№29	19	10,1	4978	191,9	262	68644	1304236
№30	18	10,5	4968	189,0	276	76176	1371168
IIб 7 ҳаммаси	124	8,8	32972	1095,1	265,9	494194	8784998
№31	17	12,1	4726	205,7	278	77284	1313828
№32	19	12,1	5301	229,9	279	77841	1478979
№33	20	13,8	6000	276,0	300	90000	1800000
№34	20	16,0	6020	320,0	301	90601	1812020
IIв 4 ҳаммаси	76	13,6	22047	1031,6	290,1	335726	6404827
II жами 16	267	9,4	71870	2499,1	269,2	1144989	19428820
№35	21	6,3	5670	132,3	270	72900	1530900
№36	24	6,2	6720	148,8	280	78400	1881600
№37	30	6,0	8100	180,0	270	72900	2187000
№38	26	6,3	6968	163,8	268	71824	1867424
IIIа 4 ҳаммаси	101	6,2	27458	624,9	271,9	296024	7466924
№39	22	6,5	5830	143,0	265	70225	1544950
№40	23	7,0	6164	161,0	268	71824	1651952
№41	26	9,0	7254	234,0	279	77841	2023866
№42	27	10,0	7344	270,0	272	73984	1997568
№43	28	10,2	7840	285,6	280	78400	2195200
IIIб 5 ҳаммаси	126	8,7	34432	1093,6	273,3	372274	9413536
№44	27	13,0	7506	351,0	278	77284	2086668
№45	21	11,8	6300	247,8	300	90000	1890000
№46	25	13,2	7100	330,0	284	80656	2016400
№47	25	15,2	7700	380,0	308	96864	2371400
№48	29	16,0	8410	464,0	290	84100	2438900
№49	31	16,0	8711	496,0	281	78961	2447791
№50	26	17,0	7930	442,0	305	93025	2418650
IIIв 7 ҳаммаси	184	14,7	53657	2710,8	291,6	598890	15669809
III 16 жами	411	10,8	115547	4429,3	281,1	1267188	32550269
Ҳаммаси	1784	9,8	212837	7705,1	271,5	3375123	58127607

Бу жадвалда ишчилар сони, уртача ишлаш стажи, ялпи қўшилган қиймат берилган маълумотлардир, бошқа маълумотлар ҳисоблаш йули билан олинган, жумладан барча ишчилар стажи (киши-йил) ишчилар сонини стажига кўпайтиришдан, I ишчига олинган маҳсулот эса ялпи қўшилган қийматни ишчилар сонига бўлишдан ҳосил бўлган. Барча 50 корхоналар дастлаб ишчилар сонига қараб уч гуруҳга бўлинган. Бунинг учун гуруҳ оралиғи қуйидагича белгиланган:

$$K_f = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{n} = \frac{31(\text{корхона№49}) - 1(\text{корхона№1})}{3} = \frac{30}{3} = 10 \text{ киши}$$

$$I_{\text{гp}} = 1 - 10, II_{\text{гp}} = 11 - 20, III_{\text{гp}} = 21 - 31$$

ишчиларга эга бўлган корхоналарни уз ичига олди. Жадвалда улар I жами, II жами, III жами деган қаторларда келтирилган.

Сўнгра ҳар бир гуруҳ доирасида корхоналар учта гуруҳчаларга бўлинган. Ҳамма гуруҳларда гуруҳчалар оралиғи бир хил бўлишини таъминлаш учун (акс ҳолда маълумотлар таққослаб бўлмайди) яна ўша тартибдан фойдаланилган, яъни энг катта стаждан (корхона №50) энг кичик стаж (корхона №1) олиниб учта бўлинган:

$$K_e = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{n} = \frac{17-1}{3} = 5.3 \text{ йил}$$

Натижада қуйидаги оралиқли гуруҳчалар ҳар бир гуруҳ ичида барпо этилган $a = 1,0 - 6,3$ йил $b = 6,4 - 11,6$ йил $c = 11,7 - 17,0$ йил.

Пировардида икки белги бирикмаси асосида тузилган мураккаб гуруҳлашга эга бўлинган. Агарда учта гуруҳлар буйича муайян гуруҳчаларга тегишли маълумотларни қўшсак, у ҳолда иккинчи белги (стаж) асосида тузилган оддий гуруҳлаш вужудга келади. Қуйида 5.7-жадвалда ҳар қайси белгига қараб тузилган гуруҳлашларнинг натижалари қайд қилинган.

Ишчилар сонига қараб гуруҳлашда корхона миқёси ошган сари меҳнат унумдорлиги ҳам ошиб бормоқда. Олдинги гуруҳга нисбатан кейинги гуруҳларда ишчилар сони бир кишига кўпайганда уртача бир ишчига тўғри келадиган маҳсулот неча сўмга кўпайишини ҳисоблаймиз.

$$b_{yx} = \frac{y_2 - y_1}{x_2 - x_1} = \frac{269.2 - 239.9}{16.7 - 5.9} = \frac{29.3}{10.8} = 2.7 \text{ минг сўм - киши.}$$

$$b_{yx} = \frac{y_3 - y_2}{x_3 - x_2} = \frac{281.1 - 269.2}{25.7 - 16.7} = \frac{11.9}{9.0} = 1.3 \text{ минг сўм - киши.}$$

**Кичик корхоналарда меҳнат унумдорлиги билан корхона миқёси ва ишчи ишлаб
стажи орасидаги боғланиш**

Гуруҳлар	Кор- хона- лар сони	Ишчи- лар сони	Ялли қўшилган қиймат (маҳсулот, минг сум)	Барча ишчи- лар стажи (киши- йил)	Уртача стаж (йил)	Ўртача 1 ишчи маҳсулоти (минг сум)	Ўртача 1 корхона учун	
							маҳсуло т (минг сўм)	ишчи сони
а) ишчилар сонига қараб корхона миқёси	f_i	X_{ij}	$q_{ij} = \sum X_{ij} \cdot Y_i$	$\sum X_{ij} X_{il}$	$\bar{x} = \frac{\sum x_{ij}}{\sum x_{ij}}$	$y_i = \frac{\sum q_{ij}}{\sum x_{ij}}$	$q_{ij} = \frac{\sum q_{ij}}{\sum f_{ij}}$	$\bar{x}_{ij} = \frac{\sum x_{ij} \cdot y_j}{\sum y_j}$
1-10	18	106	25430	776.7	7.3	239.9	1414.2	5.9
11-20	16	267	71870	2499.1	9.4	269.2	4491.8	16.7
21-31	16	411	115547	4429.3	10.8	281.1	7221.7	25.7
Ҳаммаси	50	784	212847	7705.1	9.8	271.5	4257.5	15.7
б) ишчилар стажига қараб гуруҳлар	f_{ij}	X_{ij}	$q_{ij} = \sum X_{ij} \cdot Y_i$	$\sum X_{ij} X_{il}$	$\bar{x}_j = \frac{\sum x_{ij}}{\sum f_{ij}}$	$y_i = \frac{\sum q_{ij}}{\sum x_{ij}}$	$q_{ij} = \frac{\sum q_{ij}}{\sum f_{ij}}$	$\bar{x}_{ij} = \frac{\sum x_{ij}}{\sum f_{ij}}$
1,0-6,3	18	199	51068	1098.0	5.5	256.6	2838.6	11.1
6,4-11,6	18	297	78743	2522.5	8.5	265.1	4374.6	16.5
11,7-17,0	14	288	83036	4084.6	14.2	288.2	5931.1	20.6
Ҳаммаси	50	784	212847	7705.1	9.8	271.5	4257.5	15.7

Иккинчи гуруҳда биринчи гуруҳга нисбатан ишчилар сони 1 кишига кўпайганда меҳнат унумдорлиги (ўртача 1 ишчи ишлаб чиқарган маҳсулот) 2,7 минг сумга ортган, учинчи гуруҳда иккинчи гуруҳга нисбатан эса бу кўрсаткич 1,3 минг сумга ошган. Бундай кўрсаткичлар боғланиш қуввати (кучи) деб аталади. Уларнинг қийматларидаги фарқлар катталашиб ёки камайиб борса, белгилар орасида эгри чизиқли боғланиш мавжудлигидан дарак беради. Агарда улар бир-бирига тенг бўлса, белгилар орасида тўғри чизиқли боғланиш мавжуддир. Бу ҳолда ўртача боғланиш қуввати (кучи)ни ифодаловчи кўрсаткич муҳим таҳлилий аҳамиятга эга. Ушбу кўрсаткич қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$b_{yx} = \frac{\bar{y}_n - \bar{y}_1}{x_n - x_1}$$

бу ерда y_n ва y_1 охириги ва биринчи гуруҳларда натижавий белгининг ўртача қийматлари $x_n - x_1$ уша гуруҳларда омил белгисининг ўртача қийматлари.

$b_{yx} < 0$ бўлса белгилар орасида тескари боғланиш, $b_{yx} > 0$ бўлса, улар орасида тўғри боғланиш мавжуд. Эгри чизиқли боғланиш учун ўртача боғланиш қувватини ифодаловчи кўрсаткич аҳамиятга эга эмас. Иш стажига қараб гуруҳлаш натижаларига биноан юқоридаги кўрсаткичларни ҳисоблаймиз.

$$b_{yx} = \frac{\bar{y}_2 - \bar{y}_1}{x_2 - x_1} = \frac{265,1 - 256,6}{16,7 - 11,1} = \frac{8,5}{5,4} = 1,6 \text{ минг сўм - киши.}$$

$$b_{yx} = \frac{\bar{y}_3 - \bar{y}_2}{x_3 - x_2} = \frac{288,2 - 265,1}{20,6 - 16,5} = \frac{23,1}{4,1} = 5,6 \text{ минг сўм - киши.}$$

Демак, иш стажи билан меҳнат унумдорлиги орасида ҳам эгри чизиқли боғланиш мавжуд.

Аналитик гуруҳлаш натижаларига таяниб белгилар орасидаги боғланишни яна бир курсаткич: эмпирик корреляцион муносабат ёрдамида ўлчаш мумкин. Бу курсаткич грекча η (эта) ҳарфи билан белгиланади. У дисперсияларни қўшиш қоида­сига асосланади. Бу қоидага биноан умумий дисперсия ички гуруҳий ва гуруҳлараро дисперсиялар йиғиндисига тенг. Натижавий белги умумий дисперсияси

$$S_n^2 = \frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{N} = \frac{\sum y_i^2}{N} - \left(\frac{\sum y_i}{N} \right)^2$$

гуруҳланган қаторда $S_r^2 = \frac{\sum (y_i - \bar{y})^2 n_i}{\sum n_i} = \frac{\sum y_i^2 n_i}{\sum n_i} - \left(\frac{\sum y_i n_i}{\sum n_i} \right)^2$

Омил белги нисбий барқарорликка эга бўлганда, гуруҳ ичида шаклланган натижавий белги дисперсияси бошқа ўрганилмаётган белгилар (омил белгидан ташқари) ҳисобига вужудга келади. Бу дисперсия қолдиқ дисперсия деб аталади. У ўрганилаётган омил x бириктирилиб қўйилганда натижавий белги ўзгарувчанлиги қандай даражада бўлиши мумкинлигини ўлчайди, яъни

$$\bar{S}_{yx}^2 = \frac{\sum_{j=0}^m (y_{ij} - \bar{y}_j)^2}{n_j} = \frac{\sum y_{ij}^2}{n_j} - \left(\frac{\sum y_{ij}}{n_j} \right)^2$$

Бу ерда: y_{ij} — j гуруҳга тегишли i —туплам бирлигида натижавий белги эга бўлган қиймат;

\bar{y}_j — j гуруҳи учун натижавий белги ўртача қиймати;

n_j — j гуруҳига тегишли бирликлар сони

$j = 1, 2, 3, \dots, m$

Айрим гуруҳлар учун ҳисобланган ички гуруҳий дисперсиялардан уларнинг ўртача қиймати аниқланади, яъни

$$S_{yx}^2 = \frac{\sum_{j=1}^m S_{y(x)j}^2}{\sum_{j=1}^m n_j}$$

Гуруҳлараро дисперсия урганилаётган омил таъсири остида натижавий белги қандай ўзгарувчанликка эга бўлишини ўлчайди, шунинг учун у омил дисперсияси деб ҳам аталади, яъни

$$S_{yx}^2 = \frac{\sum_{j=1}^m (\bar{y}_j - \bar{y})^2 n_j}{\sum n_j} = \frac{\sum \bar{y}_j^2 n_j}{\sum n_j} - \left(\frac{\sum y_j}{N} \right)^2$$

Дисперсияларни қўшиш қондасини қуйидагича ёзиш мумкин:

$$S_y^2 = S_{y(x)}^2 + S_{yx}^2 \quad \text{ёки}$$

$$\sum_j \sum_i (y_{ij} - \bar{y})^2 = \sum_{(j)} \sum_{(i)} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2 + \sum_{(j)} (\bar{y}_j - \bar{y})^2 n_j$$

Эмпирик корреляцион муносабат натижавий белги ўзгарувчанлигининг қайси қисми омил белги таъсири остида шаклланишини ўлчайди. У омил дисперсиясини умумий дисперсияга нисбатидан келиб чиқади.

$$\eta^2 = \frac{S_{yx}^2}{S_y^2} \quad \text{— эмпирик детерминация коэффициенти,}$$

$$\eta = \sqrt{\frac{S_{yx}^2}{S_y^2}} \quad \text{— эмпирик корреляцион муносабат.}$$

Бу кўрсаткич (0,1) оралиқда қийматга эга бўлади. 1 га яқинлашган сари, боғланиш кучлироқлигини аниқлатади, ва аксинча, 0 га интилса боғланиш кучсиздир. 5,6 ва 5,7- жадвал маълумотларига биноан:

а) Корхона миқёси (ишчилар сони) билан меҳнат унумдорлиги орасидаги боғланиш учун

I

$$S_y^2 = \frac{58\,127\,607}{784} - \left(\frac{212873}{784} \right)^2 = 430$$

$$S_{yx}^2 = \frac{\sum \bar{y}_j^2 n_j}{\sum n_j} - \left(\frac{\sum y_j}{N} \right)^2 = \frac{239,9^2 * 106 + 269,2 * 267 + 281,1^2 * 411}{106 + 267 + 411} - \left(\frac{212873}{784} \right)^2 = 73895,0 - 73712,3 = 182,7$$

$$\eta^2 = \sqrt{\frac{S_{yx}^2}{S_y^2}} = \sqrt{\frac{182,7}{430}} = 0,4249$$

Демак, меҳнат унумдорлиги умумий дисперсиясининг 42,5% корхоналар миқёси орасидаги ўзгаручанлик ҳисобига рўй берган.

б) иш стажи ва меҳнат унумдорлиги орасидаги боғланиш учун

II

$$S_{yx}^2 = \frac{58127607}{784} - \left(\frac{212783}{784}\right)^2 = 74142,3 - 73712,3 = 430,0$$

$$S_y^2 = \frac{256,6^2 \cdot 199 + 265,1^2 \cdot 297 + 288^2 \cdot 288}{199 + 297 + 288} - \left(\frac{212783}{784}\right)^2 = 73873,1 - 73712,3 = 158,8$$

$$\eta_{yx}^2 = \frac{158,8}{430} = 0,3693$$

$$\eta = \sqrt{\frac{S_{yx}^2}{S_y^2}} = \sqrt{\frac{158,8}{430}} = 0,6077$$

Демак, меҳнат унумдорлиги умумий дисперсиясининг 36,9% иш стажи орасидаги ўзгарувчанлик ҳисобига шаклланган.

Нативавий белгига бир тўда омиллар таъсири ва айрим омилларнинг соф таъсирини ўрганиш учун кўп омилли аналитик гуруҳлаш амалга оширилади. У омил белгилар бирикмаси асосида тўплам birlikларини мураккаб гуруҳлаш йўли билан бажарилади. Бундай гуруҳлашни **комбинацион гуруҳлаш** деб аталади. Ҳар қайси гуруҳ ва гуруҳчалар учун нативавий белгининг ўртача қийматлари ҳисобланади. Бизнинг мисолимизда комбинацион гуруҳлаш қуйидаги шаклга эга.

5.8.- жадвал

Меҳнат унумдорлигининг корхоналар миқёси (ишчилар сони) ва иш стажига боғлиқлиги

Ишчилар сони бўйича гуруҳлар	Иш стажи бўйича гуруҳчалар	Корхоналар сони	Ишчилар сони	Ялпи маҳсулот (минг сўм)	Ҳамма ишчилар стажи (қизи йил)	I корхона ўртача ишчилар сони x_1	ўртача стаж (йил) x_2	ўртача I ишчига маҳсулот (минг сўм) y
1-10	1,0-6,3 6,4-11,6 11,7-17,0	9 6 3	31 47 28	6759 11339 7332	100,7 333,8 342,2	3,4 7,8 9,3	3,2 7,1 12,2	218,0 241,3 261,9
Уртача		18	106	25430	776,7	5,9	7,3	239,9
11-20	1,0-6,3 6,4-11,6 11,7-17,0	5 7 4	67 124 76	16851 32972 22047	372,4 1095,1 1031,6	13,4 17,7 19,0	5,6 8,8 13,6	251,5 265,9 290,1
Уртача		16	267	71870	2499,1	16,7	9,4	269,2
21-31	1,0-6,3 6,4-11,6 11,7-17,0	4 5 7	101 126 184	27458 34432 53657	624,9 1093,6 2710,8	25,3 25,2 26,3	6,2 8,7 14,7	271,9 273,3 291,6
Уртача		16	411	115547	4429,3	25,7	10,8	281,1
Умумий ўртача		50	784	212837	7705,1	15,7	9,8	271,5

Жадвал маълумотлари икки омил таъсири остида меҳнат унумдорлиги ўзгаручанлиги устидан кузатиш имконини беради. Улар натижа билан бир омил (иккинчи омил барқарор қилиб ўртача даражага бириктириб қўйилганда) орасидаги боғланишни соф ҳолда улчаш имконини беради. Бунинг учун боғланиш кучининг хусусий (ёки соф) курсаткичлари ҳисобланади. Мисолимизда иш стажи билан меҳнат унумдорлиги орасидаги боғланиш учта хусусий (соф) курсаткичига эга (корхона миқёси ўртача даражада ўзгармас қилиб боғлаб қўйилганда):

$$b_{yx_2^a(x_1^a)} = \frac{261,9-218,0}{12,2-3,2} = \frac{43,9}{9,0} = 4,88 \text{ минг сўм/киши}$$

$$b_{yx_2^c(x_1^c)} = \frac{290,1-251,5}{13,6-5,6} = \frac{38,6}{8,0} = 4,8 \text{ минг сўм/киши}$$

$$b_{yx_2^b(x_1)} = \frac{291,6-271,9}{14,7-6,2} = \frac{19,7}{8,5} = 2,3 \text{ минг сўм/киши}$$

Худди шунингдек меҳнат унумдорлиги билан иккинчи омил - корхона миқёси (ишчилар сони) орасидаги боғланиш учун унинг хусусий курсаткичларини (иш стажи ўзгармас қилиб боғлаб қўйилганда) ҳисоблаш мумкин.

$$b_{yx_{1(a)}(x_{2(a)})} = \frac{271,9-218,0}{25,3-3,4} = \frac{53,9}{21,9} = 2,5 \text{ минг сўм/киши}$$

$$b_{yx_{1(b)}(x_{2(b)})} = \frac{273,3-241,3}{25,2-7,8} = \frac{32,0}{17,4} = 1,8 \text{ минг сўм/киши}$$

$$b_{yx_{1(c)}(x_{2(b)})} = \frac{291,6-261,9}{26,3-9,3} = \frac{29,7}{17,0} = 1,7 \text{ минг сўм/киши}$$

Олинган натижаларни олдинги ҳисоблаш натижалари билан таққослашдан келиб чиқадики, омиллар ташқи «шовқин»лардан тоза-лаб қаралганда, улар билан натижа орасидаги боғланиш бироз кучаяди.

$$\eta_{yx_1(x_2)}^2 = \frac{S_{yx_1(x_2)}^2}{S_y^2} = \frac{158,0}{430,0} = 0,3674$$

$$\eta_{yx_1(x_2)} = \sqrt{\frac{S_{yx_1(x_2)}^2}{S_y^2}} = \sqrt{\frac{158,0}{430,0}} = 0,6062$$

$$\eta_{yx_2(x_1)}^2 = \frac{\bar{S}_{yx_2(x_1)}}{S_y^2} = \frac{197,9}{430} = 0,4602$$

$$\eta_{yx_2(x_1)} = \sqrt{\frac{197,9}{430}} = 0,6784$$

Икки омил таъсири тўплама эмпирик корреляцион муносабат орқали улчанади, яъни

$$\eta^2_{yx_1x_2} = \frac{\bar{S}_{y_1x_1x_2}}{\bar{S}_{y_1}^2} = \frac{355,9}{430} = 0,8277$$

$$\eta_{yx_1x_2} = \sqrt{\frac{\bar{S}_{y_1x_1x_2}}{\bar{S}_{y_1}^2}} = \sqrt{\frac{197,9+158,0}{430}} = \sqrt{\frac{355,9}{430}} = 0,90993$$

$$\eta^2_{yx_1x_2} = \frac{S_{y_1}^2 - \overline{(y_i - \bar{y}_{je})^2}}{S_{y_1}^2} = \frac{430 - 74,1}{430} = \frac{355,9}{430} = 0,8277$$

$$\bar{S}_{(y_i - \bar{y}_{jl})}^2 = \frac{\sum_i \sum_i (y_i - \bar{y}_{je})^2 n_e}{\sum n_e} = \frac{171,5 \cdot 31 + 20,9 \cdot 47 + 417 \cdot 28 + 16,3 \cdot 67 + 43,2 \cdot 124 + 116,0 \cdot 76}{784} = \frac{58056,6}{784} = 74,1$$

Кўп омилли аналитик гуруҳлаш узро боғланишларни ўрганиш учун жуда яхши усулдир. У айрим омиллар натижавий белгига қандай таъсир этишини соф ҳолда (бошқа омиллар ўзгармас қилиб боғлаб қўйилган шароитда) аниқлаш учун имкон беради.

Аmmo ҳар қанча ижобий томонлари билан бир вақтда бу усул катта минусга ҳам эга - тўпламни жуда майда парчаларга бўлиб юборади. Натижада айрим гуруҳлар жуда оз, масалан, икки - учта birlikлардан ташкил топади, айримлари эса бутунлай буш бўлиши мумкин. Бу ҳолда ўртача гуруҳий кўрсаткичлар тасодифият кучлари таъсирида бўлади, демак, боғланиш ўлчовлари ҳам ишончсизлик туғдиради.

5.6. Кўп ўлчовли гуруҳлаш усуллари

Кўп ўлчовли гуруҳлаш деб бир қанча белгилар асосида тузилган гуруҳлашга айтилади.

Кўп ўлчовли гуруҳлаш комбинацион гуруҳлашга нисбатан қатор афзалликларга эга. Комбинацион гуруҳлашни қўллаш учун муҳим шарт - ўрганилаётган тўплам жуда кўп, жумладан юзлаб-минглаб birlikларни бирлаштириши лозим. Бу усулда гуруҳлаш асоси қилиб олинadиган белгилар сони кўпайган сари тузиладиган гуруҳлар сони геометрик прогрессия бўйича ошиб боради. Агарда ҳар бир белги асосида учта гуруҳ тузиладиган бўлса, икки белги асосида ўрганилаётган тўплам 6 гуруҳга, уч белги билан - 9, тўрт белги билан эса 12 та гуруҳга бўлиниши керак. Бунинг учун тўплам birlikлари ушбу белгилар бўйича бир маромда тақсимланиши ва уларнинг сони 100 дан кам бўлмаслиги лозим, акс ҳолда айрим гуруҳлар

атиги 1—2 бирликни ўз ичига олиши мумкин. Аммо тўплам бирликларни барча белгилар бўйича бир меъёрда тақсимланиши мумкин эмас. Уч — тўрт поғонали 9—12 гуруҳлардан тузилган гуруҳлашни тасаввур қилиш ундаги боғланишларни яққол англаш жуда қийин масаладир.

Кўп ўлчовли гуруҳлашлар комбинацион гуруҳлашга оид камчиликлардан холидир ва шу билан бир вақтда гуруҳларни мураккаб ҳолда тасвирлашни, бир тўда белгиларга таяниб тузишни таъминлайди. Кўпинча улар кўп ўлчовли таснифлаш деб номланади.

ЭҲМ ва амалий дастурлар пакетидан фойдаланиш мазкур усулларнинг кенг қўлланишига сабаб бўлди.

Асосий мақсад — маълумотларни таснифлаш, бошқа сўз билан айтганда, уларни бир тўда белгилар асосида гуруҳлаш. Бундай масалалар табиий ва ижтимоий фанларда, оммавий жараёнларни бошқаришга оид амалий фаолиятда кенг тарқалган. Масалан, молиявий аҳволи бўйича корхоналар типини аниқлаш, иқтисодий фаоллик бўйича иқтисодий ўсиш суръатларини белгилаш, тарихий ёдгорлик ёки археологик изланишлар натижасида топилган буюмлар белгиларига қараб тарихий давр маданиятини баҳолаш, касалликнинг объектив аломатларига қараб уларни диагностика қилиш, истеъмоқ қилишга мойиллик аломатларига қараб истеъмоқ бозорларини типларга ажратиш, тадбиркорлар фикрларига қараб бозор истиқболини белгилаш ва ҳ.к.

Кўп ўлчовли таснифлашнинг энг оддий усули тўплам бирликларини кўп ўлчовли ўртача миқдорлар асосида гуруҳлашдир.

Кўп ўлчовли ўртача миқдор — бу бир тўда белгилар қийматларига асосланиб ҳар бир тўплам бирлиги учун ҳисобланган ўртача курсаткич

Кўп ўлчовли ўртача миқдор деб ҳар бир тўплам бирлиги учун унинг бир тўда миқдорий белгиларининг асосида ҳисобланган ўртача курсаткич аталади. Турли белгилар абсолют қийматларини қўшиб бўлмагани учун дастлаб уларнинг нисбий қийматлари аниқланади. Бунинг учун айрим бирликларга тегишли ҳар бир белги қиймати бутун тўплам бўйича унинг ўртача қийматига бўлинади (ёки қандайдир стандарт ўртача бирлик қийматига нисбатан ҳисобланади). Сунгра, барча белгилар учун ҳисобланган нисбий курсаткичлар қўшилади ва натижада ҳар бир бирлик учун кўп ўлчовли ўртача миқдор аниқланади, яъни:

$$\bar{\theta} = \frac{\sum_{j=1}^K \theta_{ij}}{K} = \sum_{j=1}^K \left(\frac{x_{ij}}{x_j} \right) / K$$

Бу ерда: θ — бирлик учун кўп ўлчовли ўртача курсаткич;
 x_{ij} — i -бирлик учун x_j белгисининг қиймати;
 $x_j - x_j$ — i — белгининг ўртача тўплам (ёки стандарт) бўйича қиймати;

- К — белгилар сони;
 j — белги тартиб сони (номери);
 i — тўплам бирлигининг тартиб сони (номери).

Масалан, либерал иқтисодий сиёсат пул-кредит тизимини барқарорлаштиришни, корхоналарни давлат тасарруфидан чиқаришни, ташқи иқтисодий фаолият учун тусиқлар қўймасликни, ялпи ички маҳсулотни тақсимлаш ва фойдаланишни тартибга солишни тақозо этади. Бу жараённинг индекатори вазифасини иқтисодий эркинлик индекси уйнаши мумкин. Унинг таркибий омиллари сифатида ҳар бир мамлакат учун қуйидаги кўрсаткичларни олиш мумкин: пул мас-саси ўсиш суръати билан ЯИМ ўсиш суръати орасидаги нисбат, инфляция суръати, давлат корхоналарининг ЯИМ яратишдаги ҳисса-си, ЯИМда давлат (жамоа) истеъмолининг ҳиссаси, экспорт ва им-порт учун солиқларнинг ташқи иқтисодий айланмага нисбатан даражаси. Ҳар бир кўрсаткич минимал қийматга эга бўлган мамлакатларни эталон деб белгилаб, бошқа мамлакатларнинг тегишли кўрсаткичларини у билан солиштириш натижаларини қўшиш йўли билан иқтисодий эркинлик индексларини аниқлаш мумкин. Дунё мамлакатларини шун-дай индекс асосида гуруҳлаш натижаси қуйида келтирилган.

5.9-жадвал

**Иқтисодий ўсиш суръатларини иқтисодий эркинлик даражасига боғлиқлиги
 (140 та дунё мамлакатлари учун ўртача
 1975-1995 й.й. маълумотлари**

Иқтисодий эркинлик индексига қўриб гуруҳлар (%%)	Иқтисодий эркинлик ўртача индекси (%%)	Жон бошига ЯИМ ўртача йиллик қўшимча ўсиш суръатлари (%%)
33,7 (Россия)	33,7	-8,5
35-50	45,3	-1,7
50-60	56,3	0,0
60-70	65,8	0,3
70-80	74,7	1,5
80- ва юқори	83,3	2,4

Манба: ЭКО, 1996, №10, 105-бет.

Демак, иқтисодий сиёсат либераллашган сари иқтисодий ўсиш суръати ҳам жонлана боради. Кейинги 20 йил давомида энг юқори иқтисодий ўсиш суръатлари (бир йилда 5% дан юқори) энг либерал иқтисодий сиёсат юритган мамлакатларда (иқтисодий эркинлик ўрта-ча индекси 79,2%) кузатилган.

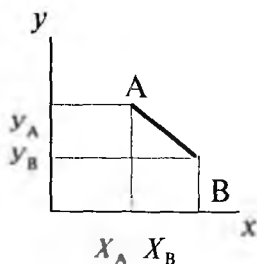
Аммо бундай кўп ўлчовли ўртача кўрсаткичлар асосида объект-ларни гуруҳлаш камчиликларга эга. Турли белгилар нисбий миқдор-лар асосида ўрталаштирилаётган бўлса ҳам, лекин бу масала илмий исботлашни талаб этади. Бундан ташқари, ўртача миқдорларнинг шаклланишида барча бирликлар бир хил вазнда олинади, ваҳоланки

ижтимоий-иқтисодий жараёнларни кечишида ҳар хил омиллар турлича рол уйнайди.

Куп улчовли таснифлашнинг асослироқ усули кластер таҳлилидир. Усул номи инглизча the cluster сўзининг илдизидан келиб чиқади. Бу сўз синф, гуруҳ, туда маъносига эга. Кластер сўзи математикадаги «тўплам» тушунчасига маънодошдир, чунки айрим синфлар фақат бир хил ҳодисаларни (математикада сонлар олгани каби) ўз ичига олади, аммо математикадаги тўпладан фарқли улароқ улар бўш бўлиши мумкин эмас.

Кластер таҳлил ҳар бир кластерга тегишли бирликларни уларнинг бир туда белгиларига, қиёфасига ўхшашлик меъёрига қараб аниқлашга асосланади. Бундан бирликлар (объектлар) орасидаги «масофа» тушунчаси келиб чиқади ва у қиёфалар (объектлар) бўйича барча урганилаётган белгилар қийматларининг фарқлари билан ўлчанади. Муайян масофа меъёри турли йўллар билан аниқланиши мумкин. Одатда «евклид масофаси» деб аталувчи усул қўлланади, Пифагор теоремасига¹ биноан, икки ўлчамли текисликда А ва В нуқталари орасидаги масофа квадрат илдизи остидан чиқарилган ушбу нуқталарнинг абсцисса ва ордината ўқлари бўйича координаталари орасидаги фарқларнинг квадрати йиғиндисига тенг, яъни:

$$d = \sqrt{(x_B - x_A)^2 + (y_A - y_B)^2}$$



5.1-чизма. Евклид масофаси.

Куп улчовли текисликда К координатли Р ва q нуқталари орасидаги масофа, яъни К белгиларнинг айрим қийматлари фарқларининг уртача квадрати қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$d_{pq} = \sqrt{\sum_{j=1}^K (x_{jp} - x_{jq})^2}$$

Аммо ўз-ўзидан равшанки, ҳар хил сифатли белгиларнинг абсолют қийматлари билан ифодаланган бир нуқта билан иккинчи нуқта

¹ Учбурчак катетлар квадратларининг йиғиндиси гипотенуза квадратига тенг.

орасидаги фарқлар квадратларини қушиб бўлмайди. Дастлаб ҳар бир белги бўйича тўпلام бирликлари орасидаги фарқларни бирор нисбий ўлчовсиз кўрсаткич билан ифодалаш керак. Бундай кўрсаткич сифатида одатда «нормаллаштирилган фарқ» ишлатилади, яъни:

$$d_{jpq} = \frac{x_{jp} - x_{jq}}{\sigma_{x_j}}$$

Бу ерда: $x_{jp} - x_{jq}$ - p ва q бирликка тегишли белгиси қийматлари орасидаги абсолют фарқ;

σ_{x_j} - x_j белгисининг ўртача квадратик тафовути;

d_{ipq} - нормаллаштирилган фарқ, унинг ишораси (+ ёки -) аҳамиётга эга эмас, текисликда белгилар орасидаги «масофа» сколяр миқдордир, (вектор миқдори эмас).

Ҳар қайси белги бўйича ўртача квадратик тафовут ва белгининг биринчи объектининг иккинчисидан, учинчисидан ва ҳ.к., иккинчи объектнинг учинчисидан, тўртинчисидан ва ҳ.к. учинчи объектнинг тўртинчисидан, бешинчисидан ва ҳ.к. ва шундай кетма-кет тартибда барча объектлар учун маълум белги қийматларининг жуфт фарқлари ҳисобланади. Сўнгра ушбу жуфт фарқларни ўртача квадратик тафовутга бўлиб, нормаллаштирилган фарқлар матрицаси тузилади. Бундай ҳисоблашлар ҳамма белгилар учун бажарилади ва нормаллаштирилган фарқлар матрицалари тузилади.

Сўнгра ҳар бир объект учун ҳамма белгилар бўйича евклид масофалар қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$d_{pq} = \sqrt{\sum_{j=1}^k d_{jmq}^2}$$

Натижада нормаллаштирилган евклид масофаларининг матрицаси вужудга келади. Нормал тақсимотли тўпلامда барқарорлаштирилган фарқларнинг барча объектлар бўйича (бутун матрица бўйича) ўртача қиймати бирга тенг. Бу текисликда белгининг чегаравий (кескин нуқтаи) масофасини аниқлаш учун жуда муҳимдир, чунки унга эришилгандан сўнг объектларни кластерга бирлаштириш тўхтайдди.

Нормаллаштирилган евклид масофаси ўртача қийматлари асосида объектлар кластерларга бирлаштирилади, олдин энг яқин масофали, сўнгра бир-биридан борган сари узоқлашиб бораётган объектлар олинади. Биринчи қадамда энг қисқа евклид масофасига эга бўлган объект биринчи объект билан бирга кластерга бирлашади. Сўнгра мазкур кластер учун ҳамма белгилар бўйича ўртача нормаллаштирилган фарқлар ва кластердан бошқа объектларгача бўлган евклид масофалари ҳисобланади. Шу тартибда биринчи кластер ўртача евклид масофа кескин нуқтага эришгандан сўнг иккинчи кластер барпо этилади. Шундай қилиб, қадамма-қадам кластерга бирлаштириш ва янги кластерларни тузиш жараёни давом этади.

Кластер таҳлил ҳақида баён этилганларни умумлаштириб, бажариладиган амалларни қуйидаги кетма-кетлик шаклида тасвирлаш мумкин:

1) ҳар бир белгининг туплам буйича уртача қийматини ҳисоблаш — x_j ;

2) ҳар бир белги қийматларининг уртача квадратик тафовутларини ҳисоблаш — σ_{x_j} ;

3) ҳар қайси белги буйича нормалаштирилган фарқларнинг матрицасини ҳисоблаш — d_{pq} ;

4) ҳар бир жуфт туплам бирликлари орасидаги евклид масофаларни ҳисоблаш — d_{pq} ;

5) евклид масофалари орасида энг қисқасини танлаб олиш — $d_{pq} = \min$;

6) энг қисқа евклид масофасига эга бўлган туплам бирликларини бир кластерга бирлаштириш;

7) кластердаги бирликлар учун барча белгиларнинг уртача қийматларини ҳисоблаш;

8) кластер билан бошқа бирликлар орасидаги янги нормалаштирилган масофаларни ҳисоблаш;

9) кластер билан бошқа бирликлар (ёки кластерлар) орасидаги янги евклид масофаларини ҳисоблаш;

10) евклид масофалари орасидан энг кичик миқдорлигини танлаб олиш;

11) (6—10) амалларни қайтадан бажариш ва ҳ.к. Барча евклид масофалари белгилаб қуйилган критик (кескин нуқтаси) миқдоридан $d_{крит}$ ошгандан сўнг кластерга бирлаштириш жараёни тўхтайтиди.

Кўп улчовли таснифлашга оид масалаларни ЭХМ ёрдамида ечиш учун «Кластер-мастер», SPSS, SAS амалий дастур пакетлари мавжуд. Одатда улар ҳар бир кластер таркиби (туплам бирликлар руйхати)ни, улар орасидаги евклид масофаларини, ҳар қайси белги буйича нормалаштирилган фарқлар матрицаларини босиб чиқаради.

Баён этилган евклид масофаларини ҳисоблаш услуги ҳамма бирликларни тенг ҳуқуқликда қарашга асосланади. Аммо социал-иқтисодий ҳодисаларни типларга ажратишда гуруҳлаш белгилари тенг ҳуқуқли эмасдир: одатда айрим белгилар кўпроқ аҳамиятга эга. Демак, такомиллашган кластер таҳлил усули бу ҳолатни ҳисобга олиши, гуруҳлаш белгиларини турли вазнларда олиши керак. Бу ҳолда тортилган евклид масофалари қўлланиши лозим:

$$d_{pq} = \sqrt{\sum_{j=1}^k d_{j pq} \cdot W_j}$$

бу ерда W_j — j белгининг вазни.

Вазни аниқлаш - жуда мураккаб масала; уни статистикларнинг биргина ўзи еча олмайди. Бу ишга мутахассислар жалб қилиниши керак. Кластер-таҳлилнинг турли усуллари мавжуд. Улар тавсия этилган адабиётда батафсил ёритилган.

5.7. Иккиламчи гуруҳлаш

Статистик гуруҳлашнинг юқоридаги турлари дастлабки ҳар бир объектга тегишли маълумотлар асосида амалга оширилади. Шунинг учун бирламчи гуруҳлаш деб юритилади. Лекин бундай бирламчи гуруҳлашлар билан бир қаторда уларнинг натижаларини қайта ишлаш йўли билан тузиладиган иккиламчи гуруҳлаш ҳам мавжуддир. Бу усулга одатда бирламчи гуруҳлаш натижалари мақсадга мувофиқ бўлмаса, ёки уларни таққослаш мақсадига мослаштириш зарурати туғилганда муурожаат қилинади. Иккиламчи гуруҳлаш икки йўл билан амалга оширилади:

1) бирламчи гуруҳлар оралиқларини ихчамлаштириб мақсадга мувофиқлаштириш;

2) умумий йиғиндига нисбатан айрим гуруҳларнинг салмоғини ихтисослаштириш.

Бу усулларни қуйидаги мисолда куриб чиқамиз. Икки вилоят фермер хўжаликлари пахта ҳосилдорлигига қараб турлича гуруҳланган бўлиб, уларни қиёсий ўрганиш зарурияти туғилган.

5.10-жадвал

Икки вилоят фермер хўжалиklarининг пахта ҳосилдорлиги буйича гуруҳлаш натижалари

А - вилоят			Б - вилоят		
Ҳосилдорлик ц/га	жамига нисбатан %% ҳисобида		ҳосилдорлик ц/га	жамига нисбатан %% ҳисобида	
	хўжалик сони	пахта майdonи		хўжалик сони	пахта майdonи
20 гача	2	1	25 гача	28	14
20-22	11	6	25-30	36	32
22-24	15	9	30-35	28	38
24-26	22	18	35 ва юқори	8	16
26-28	18	17			
28-30	9	11			
30-32	11	15			
32-35	7	13			
35 ва юқори	5	10			
Жами	100	100	Жами	100	100

Ўз-ўзидан равшанки, бу маълумотларга асосланиб, хўжаликларда пахта ҳосилдорлигини икки вилоят буйича қиёсий ўрганиб бўлмайди, чунки гуруҳлар ҳар хил оралиқларда берилган. Уларни таққослаш учун А вилоят хўжалиklarини қайта гуруҳлаб ихчамлаймиз. Бунинг учун Б вилоят хўжалиklари гуруҳининг оралиғини асос қилиб оламиз ва натижада қуйидаги таққослама маълумотларга эга бўламиз.

**Икки вилоят фермер хўжалиklarининг пахта ҳосилдорлиги
бўйича қиёсий тақсимоти (биринчи усул)**

	жамига нисбатан %% ҳисобида			
	хўжалик сони		пахта майдони	
	А-вилоят	Б-вилоят	А-вилоят	Б-вилоят
25 гача	39 ¹⁾	28	25 ³⁾	14
25-30	38 ²⁾	36	37 ⁴⁾	32
30-35	18	28	28	38
35 ва юқори	5	8	12	16
Жами	100	100	100	100

1). $(2 + 11 + 15 + 22 / 2)$. 2). $(22 / 2 + 18 + 9)$; 3). $(1 + 6 + 18 / 2)$;

4). $(18 / 2 + 17 + 11)$

бу ерда 2—бу 5.10. жадвалдаги гуруҳ оралиғи, масалан, $22 - 10 = 2$.

Бу маълумотлардан куруниб турибдики, Б-вилоятда хўжаликлар А вилоятга нисбатан пахта ҳосилдорлиги бўйича анча юқори даражага эришган.

Юқоридаги (5.10 жадвал) А вилоят гуруҳларини уларнинг салмоғига қараб қайта гуруҳлаш мумкин. Бу ҳолда ҳам Б вилоят натижаларини (айрим хўжалик гуруҳларнинг умумий сонидagi салмоғини) асос қилиб оламиз ва натижада қуйидаги маълумотларга эга

5.12-жадвал

**Икки вилоят фермер хўжалиklarининг пахта ҳосилдорлиги бўйича
қиёсий тақсимоти (иккинчи усул)**

	жамига нисбатан %% ҳисобида			
	хўжалик сони		экин майдони	
	А-вилоят	Б-вилоят	А-вилоят	Б-вилоят
25 гача	28 ¹⁾	28	16 ⁵⁾	14
25-30	36 ²⁾	36	31,2 ⁶⁾	32
30-35	28 ³⁾	28	37,2 ⁷⁾	38
35 ва юқори	8 ⁴⁾	8	15,6 ⁸⁾	16
жами	100	100	100	100

1) $2 + 11 + 15 = 28$; 2) $22 + 14 = 36$; 3) $(18 - 14) + 9 + 11 + 4 = 28$;

4) $(7 - 4) + 5 = 8$; 5) $1 + 6 + 9 = 15$; 6) $18 + (17 * 14) / 18 = 18 + 13,2 = 31,2$;

7) $(17 - 13,2) + 11 + 15 + 13 * 4 / 7 * 13 = 37,2$; 8) $(13 - 7,4) + 10 = 15,6$

А-вилоятда Б-вилоятга нисбатан кам ҳосилли хўжаликлар умумий пахта майдонида кўпроқ қисмини, юқори ҳосилли хўжаликлар эса, аксинча, камроқ қисмини ташкил этади. Демак, улар нисбатан кичикроқ хўжаликлар экан ва шу сабабли Б вилоятдаги хўжаликларга қараганда камроқ ҳосилдорликка эришган.

5.8. Асосий атамалар ва тушунчалар

Таснифлаш ва унинг бирлиги
Таснифлаш объекти ва субъекти
Таснифлаш турлари
Фасет
Иерархиявий тузилма
Таснифлагич ва унинг турлари
Иқтисодиёт сектори ва тармоғи
Халқ ҳўжалигининг асосий тармоқлари
Асосий активлар таснифлагичи
Касб таснифлагичи
Ўзбекистон мулкчилик шакллари таснифлагичи
Гуруҳлаш ва унинг белгиси
Типологик гуруҳлаш
Аналитик гуруҳлаш
Тузилмавий гуруҳлаш
Гуруҳлаш қоидалари
Гуруҳ оралиғи ва унинг миқдори
Социал-иқтисодий тип
Гуруҳлаш белги ва гуруҳ оралигини ихтисослаштириш
Оддий ва мураккаб гуруҳлаш
Кўп ўлчовли гуруҳлаш ва унинг усуллари
Евклид масофаси ва кластер
Иккиламчи гуруҳлаш.

5.9. Қисқача хулосалар

1. Таснифлаш ва гуруҳлаш ҳодиса ва жараёнларни ўрганиш учун статистик тўпламларни тузиш, уларни чегаралаш ва статистик ахборотларни яратишнинг муҳим қуролидир. Бу усул ёрдамида статистик қузатиш натижасида тўпланган бесаноқ, тарқоқ, тасодифиёт гирдобада ўралиб қолган, ҳом бошлангич материаллар асосида ихчам бири-бири билан узвий боғланган, маълум тартиб-қоидаларга, қонуниятга бўйсунган, тузилмавий шаклларга эга тўпламлар барпо этилади.

Таснифлар ҳамма илмий ва амалий соҳаларда қўлланади. Кимё, биология, физика, астрономия ва бошқа табиий фанларда яратилган таснифлар оламшумул кашфиётлар ҳисобланади, масалан, Менделеевнинг даврий элементлар системаси, Линнейнинг ботаника системаси, Чарлз Дарвиннинг ўсимликлар систематикаси, Улуғбекнинг астрономик жадваллари («Зиж Курагоний») ва ҳ.к. шулар жумласидандир.

Ҳар қандай фан ўз предмети туркумларга, турларга, синфларга ажратиб ўрганади, илмий-текшириш натижаларини эса умумлаштириб турли таснифлар тизимини яратади. Статистикада ҳам ижтимоий-иқтисодий ҳодиса ва жараёнларнинг таснифлар тизими ишлаб чиқилган. Уларни ЭҲМ ёрдамида тузиш учун халқаро ва миллий таснифлагичлар яратилган.

2. Таснифлаш ҳодиса ва жараёнларни сифат хоссаларига асосланиб, ўзаро боғланишда тартиблаш бўлса, гуруҳлаш таснифларни кундалик

ҳаётда тузиш ва ижтимоий-иқтисодий таҳлил жараёнида қўллашдир. Гуруҳлаш кўпроқ миқдорий белгиларга таянади. Агарда таснифлаш ўрганилаётган объектларнинг сифат хусусиятларини билишни ва фақат уларга таянишни талаб қилса, гуруҳлаш уларнинг муайян шароитда одатда миқдорий жиҳатдан намоён булиш натижаларига таянади. Шу билан бирга у гуруҳларни тузиш ва чегаралаш учун белгиларни сайлаб олиш ва ҳамда пировард натижаларини талқин (таҳлил қилиш) қилишда урганилаётган объектларнинг сифат моҳиятини ҳисобга олишни талаб қилади.

Шундай қилиб, гуруҳлаш тўла қонли статистик усул ва операциядир.

3. Таснифлашнинг ҳар хил турлари ва усуллари бўлганидек, гуруҳлашнинг ҳам турли усуллари мавжуд. Типологик, аналитик ва тузилмавий гуруҳлашлар, оддий ва комбинацион, бир ўлчовли ва кўп ўлчовли, бирламчи ва иккиламчи гуруҳлашлар шулар жумласидандир.

4. Гуруҳлаш усулидан амалий ишда фойдаланаётганда гуруҳларни тузиш ва уларни таърифловчи бирламчи мутлоқ ва ўртача кўрсаткичларни ҳисоблаш билан одатда чегараланилади. Аммо бу ҳолда статистика услуги яъни аналитик статистика тўла қонликда қўлланилди, деб бўлмайди, чунки у гуруҳий кўрсаткичларни ва улар орасидаги боғлиқликларни баҳолашни, ишончли эканлигини аниқлашни талаб қилади. Шунинг учун гуруҳлаш натижаларини эластиклик ва барқарорлик кўрсаткичларини ҳисоблаш ҳамда дисперсион таҳлил билан тўлдириш ва такомиллаштириш керак. Натижада гуруҳлаш статистика усули сифатида бой мазмунга эга бўлади ва аналитик аҳамияти кучаяди.

5.10. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Таснифлаш нима ва нима учун оммавий ҳодиса ва жараёнларни ўрганишда уни қўллаш керак?

2. Таснифлаш қандай илмий ва амалий аҳамиятга эга?

3. Ҳамма фанларда ҳам объектларни таснифлаш амалга ошириладими?

4. Таснифлаш биргина статистикларнинг вазифасими ёки тегишли предмет мутахассисларининг-ми?

5. Таснифлашнинг қандай турлари ва усуллари мавжуд?

6. Фасет нима? Иерархиявий тузилма-чи?

7. Таснифлаш объекти деганда нима тушунилади, унинг бирлиги деганда-чи?

8. Таснифлаш субъекти нима?

9. Статистик гуруҳлаш деганда нима тушунилади, у қандай аҳамиятга эга?

10. Гуруҳлаш қоидалари деганда нималар тушунилади?

11. Ўзбекистон аҳолисини жинси-ёши бўйича тақсимладингиз, бу таснифлашми ёки гуруҳлашми?

12. Кичик, ўртача ва катта корхоналарни аниқловчи цензлар (миқдорий белгилар билан) белгилаб қўйилган, бу таснифлашми ёки гуруҳлаш-ми?

13. 2000 йил маълумотлари асосида Ўзбекистонда фаолият курсатувчи субъектлар кичик, ўртача ва катта корхоналарга тақсимланган. Бу гуруҳлашми ёки таснифлашми?

14. Типологик гуруҳлаш нима? Аналитик гуруҳлашчи, тузилмавий гуруҳлаш-чи?

15. Тақсимот (вариацион) қаторлар билан тузилмавий гуруҳлаш орасида фарқ борми, бўлса нималардан иборат?

16. Гуруҳлаш белгиси нима ва у қандай тартибда сайлаб олинади?

17. Гуруҳлар сони қандай аниқланади, гуруҳлар оралиғи-чи?

18. Гуруҳлашнинг илмий қоидалари нималардан иборат?

19. Оддий ва мураккаб гуруҳлаш нима, бир улчовли ва кўп улчовли-чи?

20. Кўп улчовли гуруҳлашнинг қандай усулларини биласиз?

21. Бирламчи ва иккиламчи гуруҳлаш нима?

22. Иккиламчи гуруҳлашнинг қандай усулларини биласиз?

23. Гуруҳлаш усулининг статистик мазмуни ва аҳамиятини кучайтириш учун уни қандай йўллар билан такомиллаштириш мумкин?

24. Курсдошларингизнинг статистикадан билим даражаларини ўрганиш учун уларни қандай белгилар асосида гуруҳлаш мумкин, ҳар бир гуруҳни қандай курсаткичлар билан таърифлаш мумкин?

25. Ўзбекистонда бозор иқтисодиёти асосларини барпо этиш жараёнини қандай гуруҳлашлар ёрдамида ўрганиш мумкин?

26. Оилаларда «қайнона ва келин» муносабатларини ўрганиш учун қандай гуруҳлашлардан фойдаланиш мумкин?

27. Талабалар вақт фондидан фойдаланиш билан фанларни узлаштириш жараёни орасидаги боғланишларни гуруҳлаш усули ёрдамида ўрганиб буладими; бўлса қандай гуруҳлашлар амалга ошириш керак?

28. Ўзбекистонда қишлоқ хўжалиги ривожланишида фермер хўжалиқларининг ролини ўрганиш учун қандай гуруҳлашлардан фойдаланиш мумкин?

29. Ўзбекистон миллий иқтисодиётининг тараққиётида тижорат банкларининг ролини ўрганиш учун қандай гуруҳлашлардан фойдаланиш мумкин?

30. Ўзбекистонда талаб ва таклиф қонунлари қандай намоён бўлаётганини таҳлил қилиш учун гуруҳлаш усулидан фойдаланиб буладими, агарда бўлса, қандай гуруҳлашларни тузиш маъқул деб ҳисоблайсиз?

5.11. Адабиётлар.

1. *Плошко Б.Г.* Группировка и системы статистических показателей. М.: Статистика, 1971

2. *Миркин Б.Г.* Группировка в социально-экономических исследованиях. М.: Финансы и статистика, 1985.

3. *Мандель И.Д.* Кластерный анализ. М.: Финансы и статистика, 1988

4. *Афифи А. Эйзен С.* Статистический анализ. Подход с использованием ЭВМ. Пер с англ. М.: Мир, 1982

5. *Еньюков И.С.* Методы - алгоритмы - программу многомерного статистического анализа М.: Финансы и статистика, 1986

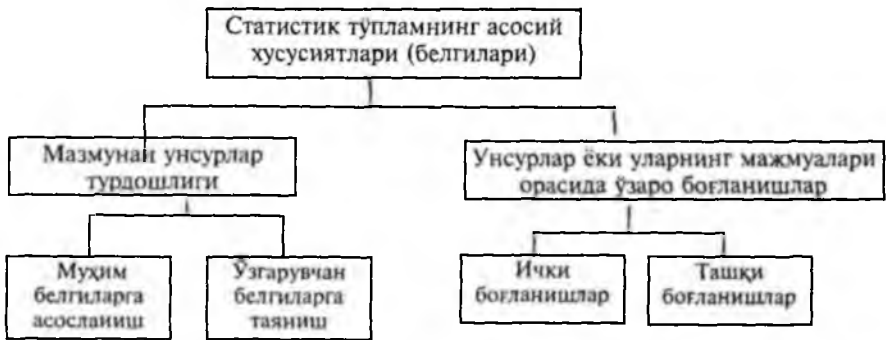
6. *Г.Ф. Фёдоров-Давыдов.* Статистические методы в археологии М.: Высшая школа, 1987г.

СТАТИСТИК ТЎПЛАМ, ТАҚСИМОТ ҚАТОРЛАРИ ВА УЛАРНИНГ ТАСВИРИЙ ПАРАМЕТРЛАРИ

6.1. Статистик тўплам мазмуни ва хусусиятлари

Статистика ўрнадиган оммавий ҳодиса ва жараёнлар маълум объектлар (бирликлар) тўпламида содир бўлади. Маъсалан, товарларни ишлаб чиқариш жараёни корхоналар, фирмалар, уй ҳужаликлари ва ҳ.к. тўпламида, транспорт хизматларини кўрсатиш жараёни транспорт корхоналари ва яқка ҳужалик юритувчилар тўпламида, товар ва хизматларни айирбошлаш жараёни бозорлар, савдо шахобчалари тўпламида, истеъмол жараёни уй ҳужаликлари тўпламида юзага чиқади. Бундай объектлар, бирликлар тўплами статистик кузатиш объектларини ташкил этади.

Кузатиш натижасида тўпланган маълумотлар одатда ҳар хил объектларга ёки уларнинг тўпламига тегишли бўлади. Аммо ҳар қандай бирликлар мажмуи статистик тўплам бўла олмайди. Бунинг учун улар маълум хоссаларга, хусусиятларга эга бўлиши керак. Статистик тўпланимнинг асосий хислатлари ва белгилари қуйидагилардан иборат (6.1-тарҳ).



6.1-тарҳ. Статистик тўпланимнинг асосий хусусиятлари.

Статистик тўплам — бу алоҳида-алоҳида олиб қараганда ўзаро фарқланувчи, аммо сифат жиҳатдан (мазмунан) жинсдош ва ўзаро боғланган, умумий қонуниятларга бўйсунувчи бирликлар мажмуидир.

Статистик тўплам деганда маълум умумий шароитлар нуқтаи назардан биргаликда ўрганиш учун бириктириб қараладиган, айрим-айрим ҳолда бир-биридан фарқ қилувчи, аммо сифат мазмуни жиҳатидан бир хил (турдош) ва ўзаро боғланган, умумий қонуниятга бўйсунадиган бирликлар мажмуаси тушунилади.

Статистик тўплам таркибига кирувчи айрим бирликлар унинг аъзолари, unsur-

лари ёки вариантлар (лотинча variants, variants- фарқлинувчилар, ўзгаришчан) деб аталади. Айрим вариантлар ўз соҳибларининг энг бундан тўпلام бўйича уларнинг сони вариантлар сонига тенг, улар тўпلامнинг умумий ҳажмини аниқлайди ва шу сабабли тўпلام ҳажми юритилади.

Ижтимоий - иқтисодий ҳодисаларни урганишда тўпلام вариантлари ишчининг иш ҳақиси, бир кунда яратган маҳсулоти, оила аъзоларининг сони, кишининг ёши, жинси, миллати, маҳсулот тури ва ҳ.к.дан иборат бўлиши мумкин. Бу ҳолда ишчи сони, оила сони, истиқомат қилувчи аҳоли сони, маҳсулот ҳажми соҳиблар ҳисобланади.

Биологик текширишларда тўпلام аъзолари айрим зотлар (орнаментларнинг) маълум тури, жинси, ёши, қоннинг таркибий элементлари ва бошқа объектлардан ташкил топади. Бу ҳолда зот сони, таҳлилга олинган қон миқдори ва ҳар бир тажриба (қон текшириш) вариантларнинг соҳибларидир. Тиббий текширишларда касалнинг маълум тури, беморга тавсия этилган дори-дармон миқдори, унинг ёши, жинси, яшаш шароитлари, ҳақим (дўктор) маҳсулоти, билим даражаси, ёши ва ҳ.к. тўпلام вариантлари бўлиши мумкин. Бу ҳолда у ёки бу касалга чалинган бемор, айрим шифокорлар дори-дармон турлари соҳиблар ҳисобланади.

Шунга ҳам эътиборни жалб қилиш керакки, вариантлар миқдори га яъни қандай бирликка нисбатан ифодаланишига қараб соҳиб ҳажми ўзгаради. Масалан, статистик тўпلام вариантлари бўлиб корхона бўйича уртача иш ҳақи, ходимлар сони, уларнинг уртача ёши, иқтисодий активларнинг умумий ёки бир ходимга нисбатан ҳажми, маълум даврда, масалан, ойда ёки йилда ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажми (умумий ёки бир ходимга туғри келадиган) ва ҳ.к. хизмат қилган сони, у ҳолда корхона соҳиб ҳисобланади. Вариант ва соҳиб биргаликда ҳисобланади, тўпلام унсурлари (элементи, бирлиги)нинг умумий сони ҳисобланади. Шу сабабли бундан буён аносир (унсур, элемент) атамаси устида сўз боради.

Статистик тўпلامнинг энг муҳим хусусияти у сифат жиҳатида мазмунан турдош (жинсдош) аносирдан тузилишидир. Бу ерда тўплам аносирининг ички қиёфаси, туб моҳияти, яъни муҳим белгилари боғланишлари назарда тутиляпти. Мисол қилиб, мамлакатда социал-иқтисодий типлар, қатламлар шаклланиш жараёнини статистик урганишни олсак, у ҳолда муҳим белгилар бўлиб ҳужаликларнинг иқтисодий қудратини таърифловчи кўрсаткичлар хизмат қилади. Шун билан бирга тўплам унсурлари юзаки, иккиламчи белгиларга, тақдир қиёфада бир-бири билан боғланган, ўхшаш қилиб тасвирлайдиган хоссаларга эга бўлиши мумкин. Бундай белгиларга қараб воқеа жараённинг ички тузилишини, туб боғланишларини урганиш учун статистик тўплам тузиб бўлмайди, чунки унсурлар умумий қонунга бўйсунмайди. Масалан, ишлаб чиқариш воситаларига эга бўлган иқтисодий фаолият билан шуғулланувчи ҳужаликлар билан бир қаторда, қандайдир воситаларга эга бўлган ёки бирор нарсани, мис

* аносир — унсурлар деган маънога эга, демак, унсур сузининг кўплик шаклидир

учун ерни ижарага олган хужаликлар булиши мумкин. Хужаликларнинг социал-иқтисодий табиатини урганаётганда ҳамма хужаликларни бир тупламга бирлаштириш нотўғри бўлади, чунки бирор воситаларга эга бўлган ёки ерни ижарага олган хужаликлар улардан шахсий истеъмол учун фойдаланишлари мумкин.

Сифат турдошлиги деганда муайян боғланишда, айти урганилаётган жараёнда туплам аносирига хос мазмуний бир хиллик, умумий ички боғланишлар тушунилади. Шунинг учун иқтисодий жараёнларни урганаётганда ишлаб чиқаришда фойдаланиладиган буюмлар (нарсалар)га эга бўлган уй хужаликлари билан уз истеъмоли учун фойдаланиладиган буюмларга эга бўлган хужаликларни ёки ерни бозор маҳсулотларини ишлаб чиқариш учун ижарага олган хужаликлар билан уни уз истеъмоли, масалан, дала-ҳовли қилиб фойдаланиш учун ижарага олган хужаликларни бир тупламга бирлаштириб бўлмайди, чунки улар турли социал-иқтисодий типларга мансубдир. Бундай ҳолларда ҳар қайси хужаликлар туплами алоҳида статистик туплам деб қаралиши керак.

Аммо бошқача боғланишда, масалан, оилада туғилган болалар орасида ўғил болалар ҳиссасини текшираётганда, уша ҳар хил ижтимоий табиатга эга бўлган хужаликлар ягона статистик туплам сифатида қаралиши жоиздир, чунки ўғил бола ёки қиз бола туғилиши хужаликнинг социал-иқтисодий кудратига (табиатига) боғлиқ эмас ва шунинг учун уларни турдош сифатга эга деб ҳисоблаш мумкин.

Бошқа мисол танлаш назарияси ва амалиётдан келтирамиз. Маълумки, танлама кузатиш ҳар хил жинсли унсурлардан тузилган тупламларни текширишда ҳам муваффақият билан қўлланади. Бундай танлама текширишни амалга оширишдан мақсад ҳар хил сифатли аносирларнинг умумий тупламдаги ҳиссасини ва бошқа умумлаштирувчи курсаткичларни аниқлашдир. Бунинг учун энг муҳим шарт-шароит туплам қандай сифатли бирликларни қамраб олиши эмас, балки танлаш жараёнида ҳеч қайси гуруҳга устуворлик бермасдан ҳамма унсурлар учун тенг чиқиш эҳтимолига эга бўлишни таъминлашдир. Демак, танлама текширишни муваффақиятли яқунланиш сири танлаш жараёнида ҳамма унсурларни "бир жинсли", "тенг ҳуқуқли" деб қарашдир, моҳият жиҳатдан улар бундай сифатга эга бўлмасликлари мумкин.

Турли типдаги аносир гуруҳлари орасидаги пропорцияларни аниқлаш мақсадида уларнинг аралашмасига асосланиб умумий статистик туплам тузиш ва ўрганиш мумкинлигидан унсурлар ўзаро сифатдошликка эга бўлиши ҳақидаги талаб ноўринга ўхшаб туюлади. Аксинча, бундан унинг инкори келиб чиқмайди, балки бу ҳолда сифат бир хиллиги бошқа жиҳатдан, умумийроқ белги ёки белгилар асосида таъминланади. Туплам унсурини таърифловчи хоссалар турли қатламларда ётади, агарда жараён моҳиятини белгиловчи хоссалар, яъни унсурни қайси типга мансублигини аниқлайдиган белгилар туб қатламлардан жой олган бўлса, юзага яқин ётганлари унинг умумий ҳолатини, мустақил бирлик сифатида ҳаракат қилишини белгилай-

ди. Ишлаб чиқариш воситалари ижарага олинганми ёки узиникими, ижарага олинган бўлса, қандай мақсад кузланган — уз истеъмоли ёки бозор учун маҳсулот ишлаб чиқаришми, бундан қатъий назар барча бирликлар ҳужалик юритувчи субъектлардир, улар иқтисодий фаолият қилади ва шу жиҳатдан умумий сифатдошликка эга. Шунинг учун ҳамма ҳужаликларни бир тўплагга бирлаштириш мумкин. Демак, улар статистик тўплаг бунёд этади. Худди шунингдек танлаш объекти сифатида бош тўплаг бирликлари умумий сифатдошликка эга, шу сабабли танлаш жараёни учун статистик тўплаг ҳисобланади. Иккинчи масала — кузатиш оқибатида самарали натижа олишни таъминловчи танлама тўплагни шакллантириш. Бунинг учун умумий тўплаг хусусий сифатдошликка эга бўлган гуруҳларга тақсимланиши, сунгра уларнинг сонига мос равишда танлама статистик тўплаг бунёд этилиши керак. Демак, бу ҳолда миқдор, яъни унсурлар сони сифатни ифодалайди, умумий тўплаг сонидан ҳамма унсурлар учун умумий сифат, гуруҳлар сонидан эса, хусусий сифатлар уз ифодасини топади. Тасодифий танлаш пировард натижада текшириш самарали яқунланишини таъминлайди. Бу мисолимизда ҳамма унсурлар учун умумий сифатдошлик ўрганилаётган жараённинг мавжуд ҳолати билан белгиланса, айрим гуруҳлар учун эса унинг хусусий томонлари билан аниқланади.

Тўплаг унсурларининг боғланишлари — бу уларнинг ички ва ташқи ўзаро муносабатларидир.

Статистик тўплаг учун хос иккинчи муҳим хусусият — унинг унсурларини таърифловчи белгилар ўзаро боғланишда бўлиши ва шунинг учун аносирни муҳим боғланишда қарашдир. Ушбу хусусият биринчи, сифат турдошлиги хусусиятидан келиб

чиқади, уни тулдиради ва у билан узвий бутунликда статистик тўплаг моҳиятини ойдинлаштириш учун хизмат қилади. Шу билан бирга айрим масалаларни ўрганишда устуворлик ролини ўйнайди.

Статистик тўплаг унсурлари икки турдаги ўзаро боғланишларга эга: бири—ички боғланишлар, иккинчиси—ташқи боғланишлар .

Ички боғланишлар деганда тўплаг аносирининг социал-иқтисодий (ёки физикада жисмоний, кимёда кимёвий, биологияда биологик ва ҳ.к.) табиатини аниқловчи ички муҳим белгилар орасидаги ўзаро муносабатлар тушунилади. Улар ўрганилаётган жараённинг ривожланиш қонуниятларини белгилайди ва статистик тўплагда қандай намоён бўлаётганини таҳлил қилиш имкониятини яратади. Шунинг учун бундай боғланишлар тўплагнинг тузилиши ва ривожланишини ўрганишда ҳал қилувчи ролни ўйнайди. Масалан, мамлакатда кўп укладли миллий иқтисодиётни барпо этиш жараёнини статистик ўрганиш учун ҳужалик юритувчи субъектлар тўплагини мулкчилик муносабатида қарашимиз керак. Натижада хусусий мулк шакллари қандай қонуниятлар билан ривожланаётганини таҳлил қилиш имконияти туғилади.

Ёки кичик бизнес бозор иқтисодиётининг шаклланишида қандай рол ўйнашини билиш учун кичик корхоналар тўплагини тузиб,

улар ҳақида маълумотлар туплашимиз ва ривожланиш курсактичларни турли боғланишларда урганиб чиқишимиз лозим. Миллий иқтисодиётда талаб ва таклиф қонунлари қандай намоён бўлаётганини урганиш учун ҳар бир бозор тури унсурлари — ишлаб чиқарувчилар ва истеъмолчилар тупламини аниқлашимиз, сунгра баҳолар, талаб ва таклиф ҳажмлари ҳақидаги маълумотларни туплаб таҳлил қилишимиз керак.

Ташқи боғланишлар деганда статистик туплам унсурларини ёки уларнинг тупламларини узаро алоқаларда қараш назарда тутилади. Социал-иқтисодий жараёнларни ўрганаётганда ижтимоий гуруҳларни аниқлаш билан чегараланилмайди, уларни бир-бири билан таққосланади, узаро муносабатлари аниқланади. Шу билан бир қаторда, статистика у ёки бу тупламни урганаётиб, унинг доираси билан чегараланмай, бир тупламни иккинчиси билан солиштиради, улар орасидаги узаро алоқаларни текширади. Шундай қилиб, статистика туплам ичидаги боғланишларни урганиш билан бир қаторда унинг ташқи боғланишларини ҳам таҳлил қилади. Шунинг учун маълумотларни туплаш жараёнида бир вақтда ҳамма ҳўжалик юритувчи субъектларни кузатиш зарурияти фақат биргина ижтимоий-иқтисодий гуруҳларни аниқлаш билан боғлиқ эмас. Бундан ташқари у гуруҳлараро ва тупламлараро муносабатларни урганиш муҳимлигидан ҳам келиб чиқади.

Фақат иқтисодиётда эмас, балки бошқа соҳаларда ҳам статистикани қўллашдан мисоллар келтириш мумкин. Масалан, кимёвий реакцияларни статистик талқин этиш моддаларнинг сифатдош молекулалари тўдалари орасида кузатиладиган узаро бир-бирига таъсирини таҳлил қилишни англатади.

Шу билан бирга эсдан чиқармаслик керакки, сифатдош тупламларни ажратишнинг узи фақат ҳамма унсурларни кузатгандан сунг, олинган маълумотлар асосида бажарилиши мумкин.

Сифатдош тупламларни чегаралаш айна боғланишда ҳал қилувчи ролни уйнайдиган белгилар асосида амалга оширилади. Демак, у унсурлар орасидаги узаро муносабатларга, уларнинг яна қандайдир учинчи нарса билан умумий алоқасига таянади.

Статистик туплам объектив барқарор бўлиши учун яъни у унсурларнинг оддий ташқи йиғиндиси булмасдан, бир бутун объект сифатда гавдаланиши учун улар орасида объектив боғланиш бўлиши керак.

Агарда бошқа сайёраларда ердагига ухшаш нарсалар мавжуд булса, бундан уларни ердагилар билан биргаликда ягона туплам сифатида қараш бемаънилик булар эди. Туплам тадқиқотчи томонидан сунъий равишда ва унинг хоҳиши билан тузилмасдан, объектив муносабатни акс эттириши керак. Тадқиқотчи ҳам ана шундай тупламни урганиши, яъни унсурларни объектив боғланишда қараш лозим. Аёнки, иккита ёпиқ идишлардаги газ молекулалари ягона тупламни ташкил этмайди. Бу ҳолда улар турлича босим ва ҳарорат даражаси, тезликлар тақсимооти каби ташқи курсаткичларга эга булади. Бу газ-

ларни бир идишга солиниши биланоқ молекулалар тудалари бир-бири билан тўқнашиб, урилиб ягона тўпламни барпо этади ва у маълум босим, ҳарорат даражаси, тезликлар тақсимооти ва ҳ.к. билан ҳарактерланади. Шундай қилиб, статистик тўплам элементлари умумий сифат дошлик ва объектив боғланиш билан тавсифланади. Унсурларнинг объектив боғланиши мазкур жараёнда улар умумий ва ҳақиқатда мавжуд муносабатлар, яъни уларнинг айна жараёнда тугган ўрнини аниқлашда ҳал қилувчи алоқалар билан бирлашганини билдиради.

Ва ниҳоят, шуни ҳам таъкидлаш керакки, бундай статистик тўпламда сифат фарқлари бутунлай йўқолиб, фақат биргина миқдорий фарқлар қолади, деган хулоса юқорида зикр этилган фикрлардан келиб чиқмайди. Қаралаётган боғланиш нуқтаи назардан тўплам унсурлари сифатдош бўлиб, бошқа жиҳатлари билан бир-биридан фарқ қилади. Шунинг учун уларни мазкур тўплам чегарасида яна бошқа тўпламларга бўлиш мумкин. Миқдор фарқларга келсак, улар функционал боғланиш ҳарактерига эга бўлмайди, яъни ҳар бир унсурни таърифловчи белгиларнинг миқдорий қийматлари уларнинг бошқа унсурлардаги қийматларидан тўла келиб чиқмайди, чунки улар турли шароитларда ва омиллар таъсири остида шаклланади.

Статистик тўпламлар ва улар орасидаги чегаралар маълум динамизмга эга: уларнинг таркибига янги бирликлар киради, бошқалари чиқади, айримлари бир тўпламдан иккинчисига ўтади. Туғилиш ва ўлиш, келиш ва кетиш жараёнлари натижасида маълум ҳудудда яшовчи аҳоли тўпламида турли узгаришлар рўй беради. Касаллик эпидемиясининг ривожланиши ва сўниши, соғломлар категориясидан касаллар категориясига ўтиш ва аксинча, касаллар категориясидан соғломлар категориясига қайтиш, тузалиш жараёнида иммунитет тўплаб, соғайгандан сўнг вакциналаш йўли билан иммунитетга эга бўлганлар категориясига ўтиш жараёнларида ўз ифодасини топади.

6.2. Тўплам бирлиги ва унинг белгилари

Тўплам бирликлари—бу статистик тўпламни бунёд этувчи унсурлардир.

Статистика урганадиган тўпламни бунёд этувчи унсурлар унинг бирликлари деб аталади. Тўплам тузиш, демак, уни таркибига кирувчи бирликларни аниқлашдир. Бу жараёнда иккита масала ечилади: биринчидан,

бирлик таърифланади, яъни уларни бир-биридан ва бошқа бирликлардан ажратувчи чегаралар белгиланади; иккинчидан мазкур статистик тўплам таркибига кирадиган ва кирмайдиган бирликлар аниқланади. Масалан, аҳоли рўйхатида оила тушунчаси мазкур аҳоли пунктида доимо яшовчи уруғчилик (қавму қариндошлик) ва бирга турмуш кечириш (яшаш) алоқаларига эга бўлган кишилар тўплами деб таърифланади. Демак, бошқа шаҳарларда яшовчилар муайян шаҳар оилалари тўпламига кирмайди. Уруғчилик (қавму қариндошлик) муносабати бир хонадонда истиқомат қилувчи оилаларни бир-биридан чегаралаш имконини беради, биргаликда турмуш кечириш (яшаш) эса қавму қариндош оилаларни бир-биридан фарқлаш учун хизмат қилади.

Тўплам бирлиги турли белгиларга эга. Уларнинг асосий турлари куйидагилардан иборат (6.2-тарх).

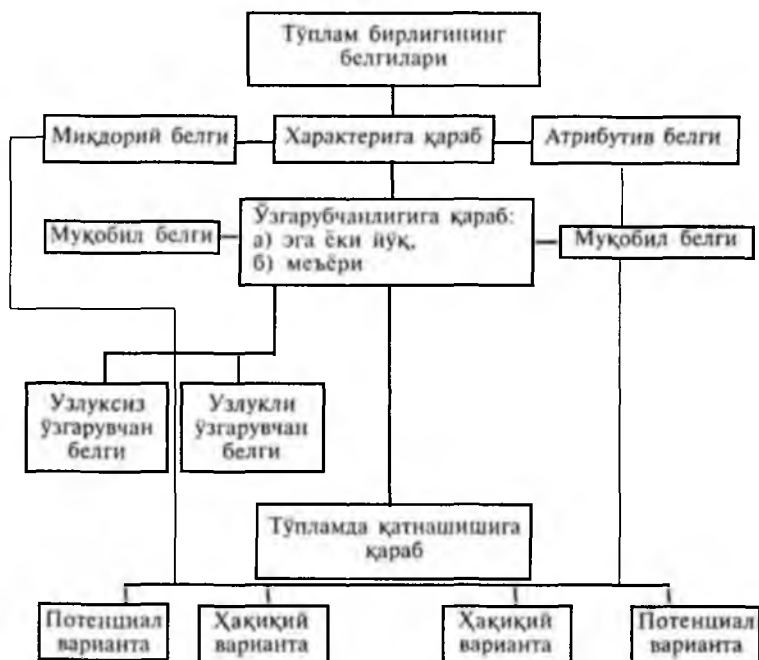
Белги — бу тўплам бирлигининг аломатлари, хислати ва ҳ.к.

рим бирликларда турли шаклларда намоён бўлади, натижада бирликлар бир-биридан фарқ қилади.

Вариацион белги — бирликдан-бирликка фарқланувчи белгидир. Атрибутив белги — бу мазмунан бир - бирдан фарқланувчи белги, миқдорий белги эса — қийматга эга бўлувчи, сон билан ифодаланувчи белги.

Ҳарқандай тўплам бирлиги узига хос аломатлар, хислатлар, хоссалар мажмуи билан характерланади ва улар унинг белгилари деб аталади. Статистик тўпламлар муҳим белгилар асосида тузилади. Улар ай-шақлларда намоён бўлади, натижада бирликларни аниқлашга бевосита алоқадор бўлган белгилардир. Масалан, маълум фаолият тури, атрибутив белги бўлиб, муайян тармоққа мансуб бўлган барча ўхшашликларни аниқлаш имконини беради. Бундай белгиларнинг ўзгарувчанлиги

Бундай белгилар вариацион белгилар деб аталади. Белгилар сўз билан ёки сон билан ифодаланиши мумкин. Биринчи ҳолда атрибутив (сифат) белгилар, иккинчисида - миқдорий белгилар деб юритилади. Атрибутив белгилар тўплам таркибига кирувчи бирликларни аниқлашга бевосита алоқадор бўлган белгилардир. Масалан, маълум фаолият тури, атрибутив белги бўлиб, муайян тармоққа мансуб бўлган барча ўхшашликларни аниқлаш имконини беради. Бундай белгиларнинг ўзгарувчанлиги бирликларни муқобил ҳолатда талқин этганда кўзга ташланади. Мисолимизда мавжуд ҳужаликлардан маълум қисми муайян фаолият



6.2-тарх. Тўплам бирлиги белгиларининг турлари.

тури билан шуғулланади, шунинг учун ўрганилаётган статистик тўпламни (тармоқни) ташкил этади, бошқалари эса бундай фаолият тури билан шуғулланмайди, демак, бошқа тўпламларни барпо этади.

Миқдорий белгилар ҳамма тўплам бирликлари учун тенг булиши, бир сон билан ифодаланиши мумкин. Маслан, барча автомашиналар туртга ғилдиракка эга, бир хил маркали машиналар матори одатда тенг қувватга эга. Одамларнинг сезиш, қуриш, ҳид билиш, ишлаш ва ҳаракат қилиш органлари сон жиҳатдан тенг ва ҳ.к. Бундай миқдорий белгилар статистик тўплам тузиш учун асос бўла олмайди. Аксарият, миқдорий белгилар тўплам бирликларида турлича ифодаланади, бир-биридан фарқланади, вариацияга (узгарувчанликка) эга. Автомашиналар босиб ўтган йўл, бажарган иш (ташиган юк ҳажми), корхоналар ишлаб чиқарган маҳсулот ҳажми, уларда ишлаётган ишчилар сони ва ҳ.к. бундай миқдорий белгиларга мисол бўла олади. Айнан шундай бирликдан бирликка узгарувчанликка эга бўладиган белгилар асосида статистик тўплам тузилади. Улар статистиканинг урганиш предмети ҳисобланади. Миқдорий белгилар узлуксиз узгарувчанликка ёки тадрижий (даражама-бадаража) узгарувчанликка эга булиши мумкин. Бу ҳол жараённинг табиатидан келиб чиқади. Аҳоли сониди, ишчилар сониди, оила аъзолари сониди узғаришлар узук-узук жараён сифатида кечади, шунинг учун улар бутун сонлар билан ифодаланади. Ишлаб чиқариш, айрибошлаш, тақсимлаш, юк ташиш ва ҳ.к. жараёнлар узлуксиз кечади, шунинг учун уларнинг натижалари (яратилган маҳсулот ҳажми, ташилган юк, сотилган товар ҳажми ва ҳ.к.) ҳар қандай қийматларга эга бўла олади, демак, улар одатда касрли сонлар билан ифодаланади. Миқдорий белгиларни атрибутив белгиларга ухшаб, муқобил ҳолатда талқин этиш мумкин. Бу ҳолда бирликлар икки тўпламга ажралади: бири—айни миқдорий белгига эга бўлган бирликларни уз ичига олади, иккинчиси эса — бундай белгига эга бўлмаган бирликларни бирлаштиради.

Шуни ҳам таъкидлаш керакки, тўплам бирликлари ичида, уз навбатида, тўпламлар булиши мумкин. Пахта тозалаш саноатини вужудга келтирувчи заводлар тўпламида корхона тўплам бирлиги бўлиб, унинг ичидаги ишчилар тўплами, мутахассислар, асбоб-ускуна, фаолият турлари тўпламлари мавжуд. Тўплам бирликлари куп белгиларга эга бўлгани учун, бир белги асосида тузилган тўплам доирасида башқа белги ёки белгиларга қараб турли ички тўпламларни барпо этиш мумкин.

6.3. Вариацион қаторлар ва уларнинг турлари

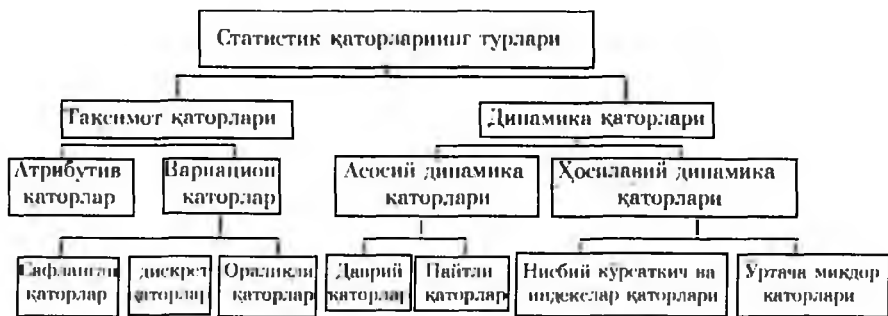
Статистик тўплам — бу, турли шакллардаги статистик қаторлардир.

Энг оддий бошланғич қаторлар бевосита кузатиш жараёнида вужудга келади. Улар ҳодисалар ёки белгиларнинг қайдларидан ташкил топади. Масалан, уйда яшовчилар ёки маҳалла аҳллари рўйхати, бирор маъмурий-ҳудудий бўлинмаларда жойлашган корхоналар рўйхати, фирма ходимлари рўйхати, ҳарбий хизматга чақирилган йи-

гитлар буйини улчаш натижаларининг қайдлари, фермер ва деҳқон хужаликлариди экин майдонлар ва олинган ҳосилларнинг номма-ном қайдлари ва ҳ.к. Бундай қаторлар тартибга эга булмасдан, қайд қилишдаги ҳолатга асосланади. Одатда тўплам бирликлари маълум белгилар асосида сафлаб, таснифлаб, гуруҳлаб тартибга солинади. Масалан, аҳоли миллати, жинси, яшаш жойига қараб тартибланади; кумир қазиб чиқариш унинг ҳажми, маҳсулот турлари, шахталар, минтақалар, йиллар, ойлар буйича тақсимланади ва ҳ.к.

Бундай тартибланган статистик тўплам статистик қаторлар деб аталади, чунки улар сонлар қатори (кетма - кетлиги) билан таърифланади. Статистик қаторлар турли шаклларда ва йуллар билан тузилади. Уларни қуйидаги турларга булиш мумкин (5.3-тарх).

Статистик қатор — бу, тартибланган статистик тўпламдир.



6.3- тарх. Статистик қаторларнинг турлари.

Урганилаётган объектларни таснифлаш усулига қараб статистик қаторлар икки туркумга ажралади: бири-тақсимот қаторлари, иккинчиси — динамика қаторлари.

Статистик тўплам бирликларини маълум ҳолатга (пайтга) нисбатан ёки вақт оралиғи давомида кузатиб, уларни бирор белги асосида таснифлаш натижаси тақсимот қаторлари деб юритилади. Демак, улар тўплам бирликларини муайян белгига қараб қисмларга тақсимланишини ифодалайди. Статистик тўплам бирликларини узоқ вақт давомида кузатиб, даврлар ёки вақт пайтлари буйича таснифлаш мумкин. Бу ҳолда вужудга келадиган қатор динамика қатори деб аталади, чунки у урганилаётган жараён динамикани тасвирлайди.

Тақсимот қаторлари деганда тўплам бирликларини маълум белгилар асосида гуруҳларга (қисмларга) бўлиниши тушунилади.

Динамика қатори — бу ҳодисани вақт буйича ўзгаришини курсатувчи сонлар қаторидир.

Тақсимот қаторининг асосий унсури вариант, динамика қаториники эса даража деб юритилади. Демак, тақсимот қаторлари бу, вариантлар кетма-кетлиги булса, динамика қаторлари вақт оралиқларига тегишли даражалар кетма-кетликларидир. Динамика қатор-

лари мазкур китобнинг махсус булимида (XI-боб) ҳар тарафлама қараб чиқилади, ушбу бобда бундан буён суз тақсимот қаторлари устида боради.

Агарда варианта тушунчасини статистик тўплам нуқтаи назаридан қарасак, у ҳолда вариантлар бу қатор асоси қилиб олинган белги билан таърифланувчи бутун тўплам бирлиги ёки уларнинг гуруҳидир. Бирлик сони вариантага нисбатан вариант ҳисобланади. Тақсимот қаторларида айрим вариантлар ғужанак ёки сийрак вариантлардан ташкил топиши ёки вариантлар сони бирга ёки нолга тенг булиши мумкин. Бунга ва белгининг табиатига қараб тақсимот қаторлари турларга ажралади. Тўплам бирликларини таснифлаш асоси қилиб қандай белги олинishiга қараб тақсимот қаторлари икки турга ажралади. Бундай белги сифатида атрибутив яъни мазмунан фарқланувчи белгилар олинса, ҳосил булган тақсимот қаторлари атрибутив қаторлар деб юритилади.

Атрибутив қаторлар сифат белгилар асосида тузилган таснифлаш нитижаларидир.

Масалан, Ўзбекистон аҳолисининг миллати, яшаш жойи, вилоятлар, жинси ва ҳ.к. сифат белгилар бўйича тақсимоти, корхоналарнинг асосий сармоя турлари ва иқтисодий тармоқлари бўйича тақсимоти ва ҳ.к. Куйида Ўзбекистон иқтисодиётида ишлаб чиқарилган ялпи ички маҳсулотнинг тармоқлар бўйича тақсимоти ҳақидаги маълумотлар келтирилган (6.1 - жадвал).

6.1-жадвал

Ўзбекистон иқтисодиётида ишлаб чиқарилган ялпи ички маҳсулотнинг тармоқлар бўйича тақсимоти (1998-2000йй)

Миллий иқтисодиёт тармоқлари	Ялпи ички маҳсулот (млрд.сўм)			Жамига нисбатан % ҳисобида		
	1998	1999	2000	1998	1999	2000
Иқтисодиёт бўйича жами Шу жумладан:	1416,2	2128,7	3194,5	100	100	100
а) Тармоқлар ялпи қушилган қиймати Улардан:	1212,7	1842,9	2788,1	85,6	86,6	87,3
Саноат	211,5	304,7	440,5	14,9	14,3	13,8
Қишлоқ хужалиги	379,5	617,8	972,5	26,8	29,0	30,4
Транспорт ва алоқа	95,9	147,2	258,0	6,8	6,9	81,1
Қурилиш	106,3	143,0	194,4	7,9	6,7	6,1
Савдо ва умумий овқатланиш	119,6	192,4	303,5	8,4	9,0	9,5
Хизмат ва бошқа соҳалар	199,9	437,5	619,2	21,2	20,7	19,4
б) маҳсулот ва экспорт-импорт муомалаларига солиқлар	203,5	285,8	406,4	14,4	13,4	12,7

Манба: Ўзбекистон Республикасининг 1999-2000 йилларда ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий курсаткичлари. Қисқача статистик тўплам. Т.: 2000 ва 2001й. 10-11-бет.

Вариацион қаторлар миқдорий белгилар асосида тузилади.

Туплам бирликларини миқдорий белгиларига қараб таснифлаш натижасида ҳосил булган тақсимот қаторлари вариацион қаторлар деб аталади. Масалан, кичик корхона ва микрофирмаларнинг ишчилар сони ёки ишлаб чиқариш ҳажми буйича тақсимоти, аҳолининг ёши буйича тақсимоти, талабаларнинг статистика фанидан тупланган рейтинг баллари буйича тақсимоти, уй хўжалиklarининг аъзолари сони буйича тақсимоти ва ҳ.к. (6.2 - 6.3 - жадвалларга қаранг).

6.3.1. Сафланган қаторлар

Вариацион қаторларнинг энг содда шакли сафланган (бўйсираланган, ранжирланган) қаторлардир. Айрим миқдорий белгилар асосида статистик туплам белгиларини бўйсиралаш йули билан купаювчи ёки камаювчи шаклда тузилган қаторлар сафланган қаторлар деб аталади.

Сафланган қатор купаювчи ёки камаювчи тартибда тузилган қатордир.

Уларнинг заминида ётган белгилар лотинча бош ҳарфлар X, Y, Z... билан, вариантлар деб номланувчи унсурлари эса кичик ҳарфлар $x_1, x_2, x_3, \dots, x_i$ билан белгиланади, уларнинг вариантлари - $f_1, f_2, f_3, \dots, f_i$ бу ҳолда бирга тенгдир.

Сафланган қаторлар статистик кузатиш натижаларини тартиблаш йулида қўйилган биринчи қадам ҳисобланади. Туплам ҳажми катта ва кенг куламда узгарувчан бўлиши натижасида қаторлар куп унсурлардан тузилса, уларни илғаб олиш ва мазмунидан бирор қоида чиқариш жуда мушкуллашади ёки бутунлай мумкин булмайд. Шунинг учун бундай хомаки материаллар қайта мураккаб ишлов беришни талаб қилади. Шу мақсадда сафланган қаторларни “ён бағридан сиқиб” уларнинг унсурларини гуруҳларга бирлаштириб, вариантларини йириклаштириш, шу йул билан такомиллашган тақсимот қаторларини яратиш керак.

3.2.2. Дискрет қаторлар

Агарда сафланган қатор таянчи бўлиб тадрижан, даражама - даража, узук-узук узгарувчи белги хизмат қилса ва унинг айрим миқдорий қийматлари тез-тез такрорланиб турса, уларни санаб, муайян вариантнинг вариантлар сонини, сиғим ҳажмини, вазнини аниқлаш мумкин. Натижада сафланган қаторга қараганида вариантларнинг умумий сони қисқаради ва ҳар бири бир қанча бирликларни қамраб олувчи гуруҳ мақомини олади. Натижада x_i ($i = 1+k$) вариантлар билан бир қаторда уларни такрорланиш сонини ифодаловчи вариантлар сони f_i ($i = 1+k$) вужудга келади.

Бундай икки унсурдан ташкил топган тақсимотлар дискрет вариацион қаторлар деб аталади. Масалан, оила аъзолари сонига қараб уй хўжаликларини сонининг тақсимоти, турмуш қурган аёлларнинг туқ-

**Дискрет қаторлар
тўплам бирликларини
узқли узгарувчи белги
асосида гуруҳлаш нати-
жасидир.**

қан болалари сони буйича тақсимоги, қиш-
лоқ ширкат хужаликларининг пахтачилик
бригадалари сони буйича тақсимоги ва ҳ.к

Дискрет қаторлар тўплам бирликларини
бутун сон билан ўлчанадиган белги асосида
гуруҳларга булиш натижасидир. Мисол
қилиб, маълум вақт давомида туғилган бо-

лалар сонини онанинг туғиш навбатига қараб гуруҳларга ажратишни
кўрсатиш мумкин (6.2- жадвал).

Ушбу жадвалда келтирилган қатор учун вариантлар ҳ она туғиш
навбати билан ифодаланган гуруҳлардир (улар устунларда келтирил-
ган). Ҳар бир гуруҳга тегишли туғилган болалар сони эса вариантлар
сони f, ёки вариантнинг тақрорланиш сони ҳисобланади.

6.2-жадвал

**Ўзбекистон Республикасида 1989 йилда туғилган болалар сонининг
она туғиш нисбати буйича тақсимоги**

Курсаткичлар	Жами туғил- ганлар сони	Шу жумладан она туғиш нисбати										
		1нчи	2нчи	3нчи	4нчи	5нчи	6нчи	7нчи	8нчи	9нчи	10 ва куп	но- маълум
Жами туғилган болалар сони (минг киши)	668,8	188,4	171,9	125,4	79,8	47,6	24,9	13,2	7,7	4,3	4,4	1,2
Ҳаммасига нисбатан ҳисобида %	100	28,2	25,7	18,8	11,9	7,1	3,7	2,0	1,1	0,6	0,7	0,2
Шу жумладан:												
30 ёшгача	518,8	180,5	158,9	104,4	51,6	17,7	3,8	0,7	0,1	0,0	0,0	0,9
30-39 ёш	141,7	7,5	12,6	20,5	27,8	29,3	20,4	11,6	6,4	3,0	2,2	0,3
40-49 ёш	7,9	0,3	0,3	0,4	0,4	0,5	0,7	0,9	1,1	1,2	2,2	0,0

Ма н б а : Демографический ежегодник СССР. М.: Финансы и статистика, 1990,
328-329 б.

6.3.3. Оралиқли вариацион қаторлар

Агарда тўплам бирликлари даврий касрли сонлар билан ўлчана-
диган чексиз ўзгарувчан белгилар ёки купдан - куп миқдорий ўлчам-
ларга ва кенг куламда ўзгарувчан тадрижий белгилар асосида саф-
ланган бўлса, у ҳолда такомиллашган тақсимот қаторларини яратиш
масаласи бирмунча оғирлашади, чунки бир хил миқдорий ўлчамга
эга бўлган бирликлар кам учрайди ва шу сабабли сафланган қатор-
лардаги унсурлар сони деярлик тўпламнинг умумий ҳажмига тенг
булади. Натижада қаторлар ҳузилиб кетади, ёмон кузга чалинади,
тебраниш қонуниятини етарли даражада аниқ тасвирламайди. Маса-
лан, тасодифий тарзда 50 буғдой бошоқларини тўплаб олиб, улар-
даги дон сонини саналганда, қуйидаги натижалар олинган :

21 27 17 20 22 12 24 13 20 19 22 16 22 21 16 23
16 21 24 18 12 22 18 23 21 10 15 18 19 21 14 15
9 28 22 20 17 19 19 18 17 18 24 19 20 17 15 25
16 17

Кўриниб турибдики, бошоқдаги дон сони 9 дан 27 гача чегарада ўзгаришти. Агарда бу тўпلامни бошоқдаги дон сонига қараб, тақсимласак, қуйидаги дискрет вариацион қатор ҳосил бўлади:

x_i	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28
n_i	1	1	0	2	1	1	3	4	5	5	5	4	5	5	2	3	1	0	1	1

Бу тақсимот ўзгарувчанлик қонуниятини ёмон ифодалайди. Демак, уни ва умуман шунга ўхшаш қаторларни сиқиб ихчамлаштириш керак. Бунинг учун уларнинг вариантларини, унсурларини бошланғич ўлчаш бирлигидан каттароқ миқдорий ўлчамда ифодалаш лозим. Бошқача айтганда, тўпلام бирликларини йириклаштириб уни каттароқ бирликлар тўпلامига келтириш керак. Майда нарсалардан бутун буюм яратиш ишлаб чиқаришда технологик жараёнда амалга ошади. Статистикада эса улар эквивалентлигига (оғирлиги ёки бошқа хоссаси) қараб бир-бирига тенглаштирилиши мумкин. Масалан, оғирлиги 9 кг буюмни 2кг, 3кг, 4кг кичик буюмларга тенг деб қараш, уларни эса қуйидаги оралиқдаги тақсимот шаклида қайд қилиш мумкин: оғирлиги 2 кг дан 4 кг гача 3 буюм. Шунга ўхшаб чексиз ўзгарувчан белгига таянган қатор унсурларини каттароқ миқдорий ўлчамларда ифодалаш учун тўпلام бирликларини муайян белгига қараб тенг катталикдаги оралиқларга бўлиш жоиздир.

Оралиқли вариацион қатор—бу тўпلام бирликларини гуруҳларга, оралиқларга тақсимлашдир.

Натижада оралиқли вариацион қатор ҳосил бўлади. Бу қаторни тузиш техникаси қуйидагидан иборат. Энг катта ва энг кичик вариантлар орасидаги кенглик тенг оралиқларга бўлинмайди. Улар таснифий вариантлар деб аталади. Тўпلام бирликлари мазкур оралиқлар бўйича гуруҳларга

тақсимланади. Натижада таснифий вариантлар билан биргаликда уларнинг вариантлари сонидан, яъни айрим оралиқлар сифимидаги тўпلام бирликлари сонидан иборат бўлган қатор ҳосил бўлади. Демак, оралиқли қаторларда вариантлар белгининг аниқ қийматлари билан ифодаланмасдан, балки улар сифатида айрим оралиқларда ётган унинг миқдорий ўлчамлари хизмат қилади. Бу чегарада қийматга эга бўлган белги соҳиблари (тўпلام бирликлари) эса оралиқнинг сифим ҳажмини ёки айрим таснифий вариантларнинг вариантлар сонини аниқлайди, улар қаторнинг вазни ҳисобланади. Бундай қаторлар учун умумлаштирувчи кўрсаткичларни аниқлаш дискрет қаторлар шаклига келтиришни тақозо этади. Бунинг учун таснифий варианта қиймати қилиб оралиқ ўртасидаги, одатда унинг қуйи ва юқори чегаравий қийматларининг ярмига тенг бўладиган миқдорий қиймат олинади.¹

¹ Бунга асос сифатида меъёрий мутаносибликни нафақат гуруҳлараро, балки уларнинг ичида ҳам таъминлашга интилиш - тақсимот тузилишнинг муҳим талаби эканлигига ишора қилиш мумкин.

6.3.4. Оралиқ сони ва кенглигини аниқлаш

Оралиқли вариацион қаторлар тузиш жараёнида бир қатор муаммолар пайдо бўлади. Энг асосий муаммо оралиқлар (таснифий гуруҳлар) сони ва чегарасини аниқлашдир.

Бу масалани ечиш текширишда кўзланган мақсад ва тўпланган материалларнинг хусусиятларига боғлиқ.

Текшириш қуйидаги мақсадларни кўзлайди:

- бошланғич маълумотларда бевосита кўз илғамай яшириниб ётган, табиатан оммавий жараёнга хос бўлиб унинг ўзгарувчанлиги (тебранувчанлиги) да юзага чиқувчи қонуният ва хусусиятларни тақсимот қаторлари ёрдамида ойдинлаштириш, яққол ва жозибали қилиб тасвирлаш;

- тақсимот қаторларини қайта ишлаш йўли билан турли умумлаштирувчи кўрсаткичлар олиш ва улардан фойдаланиб ўрганилаётган жараёнларни ҳар тарафлама чуқур таҳлил қилиш.

Бу мақсад қатор оралиқлари ва чегарасини аниқлаш масаласини “кабоб гўшти ҳам куйиб кетмасин, сих ҳам” таъбирида иш тутиб ечишни талаб қилади. Бунда қуйидаги концепционал принципларга таяниш мақсадга мувофиқ ҳисобланади:

— оралиқлар кенглиги ўзгармас ва оптимал меъёрда бўлиши;

— биринчи бошланғич оралиқ энг кичик белгини, охириги оралиқ эса энг катта белгини ўз ичига олиши;

— қатор оралиқлари ўрганилаётган тўплам тузилишини объектив тасвирловчи тақсимотни шакллантириши, меъёрий мутаносиблик нафақат гуруҳлар орасида, уларнинг ичида ҳам бўлишини таъминлаши;

— марказий оралиқлар мумкин қадар гўжжак вариантлардан, яъни тўлиқ ва зич жойлашган бирликлардан иборат бўлиши лозим.

Буларнинг ҳаммаси тўплам ҳажми (бирликлар сони) ва ўзгарувчанлик кенглиги (белгининг энг катта қиймати билан энг кичик қиймати ўртасидаги фарқ)га боғлиқ. Шунинг учун улар қатор оралиқлари сони ва чегарасини аниқлашда асосий таянч дастаклар сифатида қаралиши керак.

Тасниф оралигининг кенглиги нафақат тўплам бирликларини тақсимланиш характерига, балки шу билан бирга вариацион қатор умумлаштирувчи кўрсаткичларининг аниқлик даражасига ҳам таъсир этади. Оралиқлар тор кенгликда бўлса, ўртача кўрсаткичларни ҳисоблаш аниқлиги ортади, аммо белги ўзгарувчанлигига оид муҳим хусусиятлар бузилади. Оралиқ кенглиги катта бўлса гуруҳлар ичида вариантлар ўртасидаги фарқлар кучаяди, бу эса умумий тебраниш тасвирини ёмонлаштиради ва ўртача кўрсаткичларни ҳисоблаш аниқлигига кучли таъсир этади. Махсус адабиётда вариацион қатор оралиқларининг максимал ёки минимал сонини аниқлаш учун турли мезонлар таклиф этилган, уларнинг қўпчилиги етарли даражада аниқлик билан ўртача кўрсаткичларни ҳисоблаш ва шу билан бирга кўримли вариацион қаторлар тузиш имконини беради. Америка статистиги Стержесс (Sturges, 1926) қуйидаги мезонни таклиф этган:

$$K \leq 1 + 3.32 \log N = 1 + 1.441 \ln N \quad (6.1)$$

Бу ерда K — тақсимот оралиқларининг минимал сони;
 N — туғлам ҳажми (бирликлар сони);
 \log — ўнли логарифм;
 \ln — натурал логарифм.

К. Брукс ва Н. Карузес томонидан тақлиф этилган қуйидаги формула Стержес мезонига яқин натижа беради:

$$K \leq 5 \log N \quad (6.2)$$

Юқорида келтирилган буғдой бошоғидаги дон сони ҳақида мисолимиз учун Стержес мезонига биноан, қатор оралиқлари сони 6-7 та ($K \leq 1 + 3.32 \log 50 = 1 + 3.32 * 1,699 = 6,64$) К. Брукс ва Н. Карузес формуласи бўйича эса 8-9 тадан кам бўлмаслиги керак ($K \leq 5 \log 50 = 5 * 1,699 = 8,495$)

Ўзгарувчан белгининг энг катта ва энг кичик қийматлари ўртасидаги фарқ (вариация кенглиги) ни оралиқлар (гуруҳлар) сонига бўлсак, оралиқ кенглигининг қиймати келиб чиқади. Бу ҳолда Стержес мезони

$$i = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{k} = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{1 + 3.32 * \log N} = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{1 + 1.441 * \log N} \quad (6.3)$$

К. Брукс ва Н. Карузес мезони

$$i = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{k} = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{5 * \log n} \quad (6.4)$$

Мисолимизда Стержес (6.3) бўйича оралиқ кенглиги 2.9 ёки 3 дона донга тенг ($(28 - 9) / 6,64 = 2,9$), К. Брукс ва Н. Карузес (5.4) бўйича 2,2 дондан ($(28 - 9) / 8,495 = 2,2$) иборат.

Қатор оралиқлари (гуруҳ) кенглигини $i = 3$ дона дон деб олсак, у ҳолда барча бошоқларни 7 оралиққа (гуруҳга) бўлишимиз керак. Биринчи оралиқ энг кичик вариантдан (белги қиймати) - 8 дондан бошлаб унинг устига кенгликни 3 қушиб, 11 донагача; иккинчиси 11 дондан 14 донагача (11 + 3), кейингилари 14 - 17, 17 - 20, 20 - 23, 23 - 26 ва 26 - 29 донагача дони бўлган бошоқларни ўз ичига олади. Оралиқли вариацион қатор тузиш учун, дон сони ҳар бир оралиқ (гуруҳ) чегарасида бўлган бошоқларни санаб чиқишимиз керак. Аммо бунда муаммога дуч келамиз. Айрим бошоқларда дон сони бир оралиқнинг юқори чегарасига, иккинчиси (ёндош)да эса оралиқнинг қуйи чегарасига тенглигини кўрамыз. Масалан, 11 донли бошоқ биринчи оралиқнинг юқори чегарасини, иккинчисининг эса қуйи чегарасини ифодалайди. Худди шунингдек дон сони бўйича турли оралиқларга тегишли бошқа бошоқлар ҳам учрайди.

6.3.5. Оралиқнинг чегараларини белгилаш тартиби

Уш, миқдорий ўлчами бир оралиқнинг юқори чегарасига, иккинчисининг қуйи чегарасига тенг тўпلام бирликларини (мисолимизда бошоқларни) қайси гуруҳга (оралиққа) киритиш керак? деган савол туғилади.

Амалиётда бу масала икки йўсинда ечилади. Биринчи ҳолда оралиқ қуйи чегарага тенг ва ундан катта, аммо юқори чегарадан кичик қийматда деб талқин этилади, яъни “..... дан гача (уни ҳисобга олмасдан)”. Иккинчи ҳолда эса у қуйи чегарадан катта (уни ҳисобга олмасдан) аммо юқори чегарани қўшиб олади деб белгиланади, яъни “..... дан ва гача қўшиб (ҳисобга олиб)”. Биринчи тартиб амалиётда кўпинча қўлланади. Лекин айрим ҳолларда иккинчи тартиб ҳам учраб туради. Бу ҳолда юқори чегара қийматида қўшимча “гача” сўнг “қўшиб” ёки “ҳисобга олиб” деган ибора ёзилиши мутлоқ зарур, афсуски амалиётда бунга эътибор берилмайди.

Мантиқ ва услуб жиҳатидан оралиқлар чегарасини вариантларнинг ўзгарувчанлик хусусиятларини ҳисобга олиб белгилаш энг тўғри йўл ҳисобланади. Агарда оралиқлар (гуруҳлар) тадрижий (узук - юлук) ўзгарувчан белги асосида тузилаётган бўлса, у ҳолда уларни қуйи чегарасини ҳам, юқори чегарани ҳам ўз ичига оладиган қилиб белгилаш маъқул. Бунинг учун қуйи чегара қилиб энг кичик қийматли белги олинади ва ундан бошлаб кенглик миқдорида юқори чегара ҳисобланади. Мисолимизда биринчи оралиқ 9 - 11 дона донли бугдой бошоқларини, иккинчиси 12 - 14 дона, кейингилари 15 - 17, 18 - 20, 21 - 23, 24 - 26, 27 - 29 дона донли бошоқларни ўз ичига олади, чунки тўпلام бирликлари узук-юлук ҳолда мана шу чегараларда ўзгариш хусусиятига эга. Ушбу оралиқларда дон сонига эга бўлган бугдой бошоқлари сонини санаб қуйидаги вариацион қаторга эга бўламиз.

6.3-жадвал

Дон сони бўйича бугдой бошоқларининг тақсимоти

Таснифий вариантлар (бошоқдаги дон сони бўйича гуруҳлар) дон	Вариантлар сони (бошоқлар сони)		Гуруҳий ўрта вариант, дон, X_j	Ялпи донлар сони $f_j X_j$
	дон f_j	жамига нисбатан % f_j ҳисобида		
А	1	2	3	4
9-11	2	4	10	20
12-14	4	8	13	52
15-17	12	24	16	192
18-20	14	28	19	266
21-23	12	24	22	264
24-26	4	8	25	100
27-29	2	4	28	56
Ҳаммаси	50	100	29	950

Бу ерда бошоқдаги дон сони буйича тузилган гуруҳлар таснифий вариантлар (А-устун) булиб, бошоқлар сони эса вариантлар сонидир (1-устун). Вариантлар нисбий миқдорда ҳам ифодаланadi. Бу ҳолда улар айрим вариантларнинг умумий туплам ҳажмидаги салмоғи ёки ҳиссасини курсатади, яъни $f_j = f_j / \sum f_j = \sum f_j / N$, бу ерда N - туплам ҳажми, $N = \sum f_j$; f_j - вариантлар сони.

Муайян оралиқ кўламида миқдорий қийматга эга булган вариантлар сони қаторда қанча эканлигини вариантларнинг мутлоқ сони аниқласа, улар тақсимотда қандай тезлик билан учрашиши (такролланиши)ни вариантлар нисбий сони белгилайди.

Оралиқли вариацион қатор узлуксиз узгарувчан белги асосида тузилса, ёндош оралиқлар чегарасини узук шаклда ифодалаб булмайди, чунки бундай ечим мазкур белгининг табиати ва узгарувчанлик хусусиятини ҳисобга олмайди. Маълумки, узлуксиз узгарувчан белги ҳар қандай миқдорий қийматга эга була олади, унинг айрим қийматлари ёндош оралиқларнинг узулиш бушлиғида ётиши мумкин. Шунинг учун оралиқларни бир-биридан узмасдан, бирининг юқори чегарасини иккинчи ёндошининг қуйи чегараси қилиб белгилаш керак. Оралиқ сўзи аини қуйи чегарадан бошлаб юқори чегарагача булган кенгликни англатади. Демак, қуйи чегарани қўшиб ҳисоблаш, юқори чегарани ҳисобга олмаслик мантиқан туғри булади.

Мисол: кичик саноат корхонасида ишчиларга ҳисобланган ойлик иш ҳақи туғрисида қуйидаги маълумотлар берилган (минг сўм):

(1) 20,22	(2) 37,19	(3) 42,78	(3) 49,10	(4) 51,93	(4) 54,88	(4) 58,58	(5) 63,35	(5) 67,38	(6) 75,42
(1) 28,68	(2) 40,02	(3) 44,32	(3) 50,10	(4) 52,77	(4) 55,52	(4) 59,43	(5) 64,54	(5) 68,52	(6) 77,48
(2) 30,28	(3) 40,28	(3) 45,31	(4) 50,88	(4) 53,12	(4) 56,41	(4) 60,13	(5) 64,92	(6) 70,38	(6) 79,00
(2) 32,36	(3) 41,15	(3) 46,99	(4) 50,82	(4) 53,79	(4) 56,88	(5) 60,79	(5) 65,73	(6) 72,11	(7) 88,32
(2) 34,64	(3) 41,95	(3) 47,61	(4) 51,57	(4) 54,01	(4) 57,61	(5) 62,12	(5) 66,86	(6) 74,15	(7) 90,20

Бу сонларни, 0,1 аниқликда ифодалаб, юқорида келтирилган Стержес ва К. Брукс ҳамда Н. Карузерт мезонлари ёрдамида қатор оралиқлар сони (k) ва чегарасини (i) аниқлаймиз.

Стержес формулалари:

$$k = 1 + 3,32 \log N = 1 + 3,32 \ln 50 = 6,64$$

$$i = (90,2 - 20,2) / 6,64 = 10,5 \text{ минг сўм.}$$

К. Брукс ва Н. Карузерт формулалари:

$$k = 5 \log 50 = 8,50$$

$$i = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{k} = \frac{90,2 - 20,2}{8,5} = 8,2 \text{ минг сўм.}$$

Оралиқ кенглиги $i = 10$ минг сўм деб қабул қилиб, қуйидаги оралиқли вариацион қаторни тузамиз.

6.4-жадвал

Кичик корхона ишчиларининг ойлик иш ҳақи бўйича тақсимоти

Ойлик иш ҳақи бўйича гуруҳлар (минг сўм)	Ишчилар сони		Урта гуруҳий иш ҳақи (минг сўм) x_j	Жами иш ҳақи (минг сўм)	$m_j = \frac{\sum f_j(x_j - \bar{x})}{\sum f_j}$	$m_j = \frac{\sum f_j(x_j - \bar{x})^2}{\sum f_j}$
	киши f_j	жамига нисбатан % да f_j				
A	1	2	3	4=2*3	5	6
20,2-30,2	2	4	25,2	50,4	-0,12	0,36
30,2-40,2	5	10	35,2	175,0	-0,20	0,40
40,2-50,2	10	20	45,2	452,0	-0,20	0,20
50,2-60,2	16	32	55,2	883,2	0	0
60,2-70,2	9	18	65,2	586,8	0,18	0,18
70,2-80,2	6	12	75,2	451,2	0,24	0,48
80,2-90,2	2	4	85,2	170,4	0,12	0,36
Ҳаммаси	50	100		2770	0,02	1,98

6.3.6. Тенг ва тенгсиз катталиқдаги оралиқларни аниқлаш стандартлари

Бу тақсимот қаторини тузишда ҳам оралиқлар сонини ва чегарани энг содда меъзонлар ёрдамида аниқланди. Аммо Стержесс ва Брукс ҳамда Корузертс формулаларини доимо қўллаб бўлмайди, чунки улар тўпламнинг умумий ҳажми билан белгининг энг катта ва энг кичик қийматлари ўртасидаги фарқнигина ҳисобга олади. Бу мезонлар тўплам тузилишига хос ички хусусиятларни вариацион қаторлар илғаб олиши учун етарли даражада имконият туғдирмайди. Шунинг учун махсус адбиётда бошқа мезонлар ҳам таклиф этилган. Масалан, тенг катталикли оралиқлар тузишда уларнинг тенглигини 1) ўртача квадратик тафовут орқали аниқлаш, яъни $-\infty$; $\bar{x} - 3\sigma$; $\bar{x} - 2\sigma$; $\bar{x} - \sigma$; \bar{x} ; $\bar{x} + \sigma$; $\bar{x} + 2\sigma$; $\bar{x} + 3\sigma + \infty$, жами 8 оралиқ; 2) ёки уларни $0,5\sigma$ миқдорда белгилаш - жами 14 оралиқ; 3) ёки оралиқлар чегарасини вариацион кенгликни 10 тенг қисмлар бўлиб белгилаш, яъни x_{\min} ;

$$x_{\min} + 0.1(x_{\max} - x_{\min}); x_{\min} + 0.2(x_{\max} - x_{\min}); \dots; x_{\max}.$$

Объектив шароит таъсири остида тўплам тузилиши нотекис кўринишда бўлиши мумкин. Туман тезликда қуюқлашиб, сўнгра аста-секин тарқалгани сингари тўплам бирликлари ҳам айрим ҳолларда объектив кучлар таъсири натижасида миқдоран ғужжаклашиш ва сийраклашиш характерига эга бўлади. Бундай ҳолларда вариацион қаторлар тенгсиз катталикли оралиқлардан иборат бўлиши керак. Адабиётда тенгсиз катталикли оралиқларни белгилаш учун бир неча стандартлар таклиф этилган. Масалан, уларни: 1) дециллар асосида аниқлаш: x_{\min} ; d_1 ; d_2 ; ... ; x_{\max} жами d_{10} ; бу ерда d_1, d_2, \dots, d_{10} — дециллар;

2) геометрик прогрессия бўйича: a ; $3a$; $7a$; $15a$; $31a$; $63a$. Бу ҳолда оралиқ кенглиги геометрик прогрессия бўйича купайиб боради, аммо

бошланғич оралиқ кенглиги “а” номаълум миқдордир. Бунинг учун маълум стандарт белгиланади. Масалан, 6 гуруҳ ҳосил қилишни кўзловчи стандарт белгилаш мумкин. Бу ҳолда 6-нчи оралиқнинг юқори чегараси 63а бўлади. Уни x_{\max} тенглаштириб, $a = x_{\max} : 63$ бошланғич оралиқ кенглигини аниқлаймиз. Лекин оралиқ ҳар қадамда 2 марта ошиб бориши шарт эмас, прогрессия асоси қилиб бошқа сонни олиш мумкин. Дисперсион ёки корреляцион таҳлил билан боғлиқ бўлган бошқа стандартлар ҳам бўлиши мумкин. Масалан, В.И.-Сиськов бундай стандарт сифатида вариация коэффициенти $V \leq 0,33$ тақлиф қилади.¹

Шундай қилиб, тенгсиз катталикли оралиқли вариацион қаторлар тузишни объектив шароит, унинг таъсири остида шаклланган туплам тузилишининг ички хусусиятлари тақозо этади.

6.3.7. Тақсимот зичлиги

Бундай қаторларда оралиқлар кенглиги ҳар хил миқдорий қийматларга эга бўлиб, туплам бирликлари билан тулиш даражаси ҳам турличадир: одатда торроқ оралиқларда улар ғужроқ, кенгроқларида эса сийрақроқ даражада бўлади. Шу сабабли тенгсиз катталикли оралиққа эга бўлган вариацион қаторларда варианта мантиқан оралиқларно таққослама булмайди, чунки вариантлар сони тенг бўлган энсиз оралиқда энли оралиққа нисбатан варианта улчов бирлиги оғирроқ салмоққа эга.

Тақсимот зичлиги оралиқнинг бир бирлигига қанча вариантлар туғри келишини ифодалайди.

Бундай қаторлар учун оралиқларнинг зичлик даражаси вариантларни таърифловчи муҳим курсаткич ҳисобланади. Бу курсаткич тақсимот зичлиги деб аталади ва ҳар бир оралиқдаги вариантлар сонини унинг энига (кенглигига) бўлиш йули билан аниқланади, яъни

$$n_j = f_j / i_j \quad \text{ёки} \quad n'_j = f'_j / i_j$$

Бу ерда:

f_j — айрим вариантларнинг мутлоқ сони;

f'_j — вариантлар нисбий сони;

i_j — айрим оралиқлар кенглиги;

n_j — j — оралиқда тақсимот мутлоқ зичлиги;

n'_j — j — оралиқда тақсимот нисбий зичлиги.

Мисол: Собиқ Иттифоқда 1985 ва 1989 йилларда жазога ҳукм қилинганлар ёши буйича қуйидагича тақсимланган эди.

¹ Сиськов В. И. Корреляционный анализ в экономических исследованиях. М.: Статистика, 1975.

**Собиқ СССР да 1985-1989 йилларда жазога ҳукм қилинганларнинг
ёши бўйича тақсимоти**

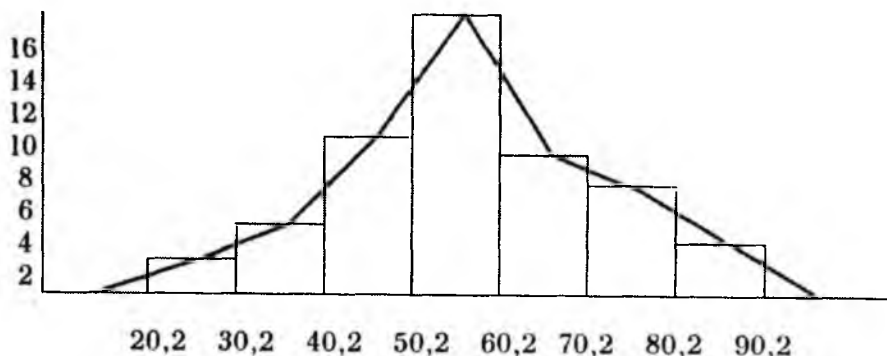
Жазоланганлар ёши (йил)		1985 й		1989 й		Тақсимот зичлиги			
йил	оралиқ кенглиги i_j	минг киши f_i	фоиз f_j %%	минг киши f_i	фоиз f_j %%	1985		1989	
						минг киши f_i / i_j	% % f_j / i_j	киши f_j / i_j	% % f_j / i_j
19-17	4	110,4	8,7	89,6	13,1	27,6	2,78	22,4	3,28
18-24	7	293,3	23,1	164,2	24,0	41,9	3,30	23,5	3,43
25-29	5	257,7	20,3	149,1	21,8	57,5	4,06	29,8	4,36
30-49	20	500,2	39,4	240,1	35,1	25,0	1,97	12,0	1,76
50- юқори	20	107,9	8,5	41,1	6,0	5,4	0,43	2,1	0,30
Жами	56	1269,5	100	684,1	100	22,7	1,79	12,2	1,79

Манба: Госкомстат СССР. Социальное развитие СССР в 1989г. Статистический сборник. М.: "Финансы и Статистика", 1991. 370-б.

Тенгсиз оралиқли вариацион қаторларни графиклар ёрдамида тасвирлашда ва уларнинг умумийлаштирувчи курсаткичларини ҳисоблашда тақсимот зичлигидан фойдаланилади.

6.4. Вариацион қаторларни графикларда тасвирлаш

Вариацион қатор ва унинг хусусиятларини таҳлил қилишда график орқали тасвирлаш муҳим рол ўйнайди. Оралиқли қаторлар гистограмма (грекча "histion" - тўқима, "gramma" - чизик) шаклида тасвирланади. Абсцисса ўқида қатор оралиқлари, ордината ўқида тегишли масштабда вариантлар сони белгиланади, сўнгра абсцисса ўқидаги оралиқ чегаралари учун нуқталардан ордината ўқидаги тегишли нуқталарга перпендикуляр чизиклар тортилади ва улар бирлаштирилади, натижада ёнма-ён жойлашган устунлар ҳосил бўлади. 6.4.- жадвалдаги маълумотларга биноан ишчиларнинг ойлик иш ҳақи бўйича тақсимот гистограммаси қуйидаги диаграммада тасвирланган.

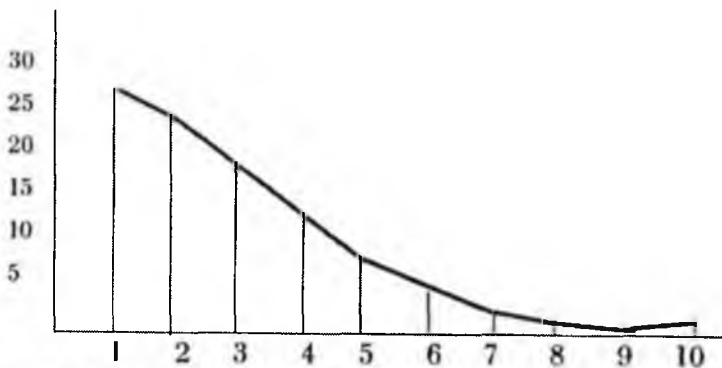


6.1- график. Ишчиларнинг ойлик иш ҳақи бўйича тақсимот гистограммаси.

Вариантлар сони ва вариантлар қиймати учун масштаблар белгилаётганда уларни 5:7 нисбатда олиш тавсия этилади.

Дискрет вариацион қаторлар тақсимот полигони (грекча “poly” - куп, “sonia” - бурчак) орқали тасвирланади. Бу ҳолда абсцисса ўқида варианта қийматлари (бутун сонлари), ордината ўқида эса вариантлар маълум масштабларда (5:7 пропорцияда) белгиланади ва улар бир-бири билан бирлаштирилгандан сўнг полигон эгри чизиғи вужудга келади.

6.2-жадвал маълумотлари асосида график чизсак, улар қуйидаги полигон шаклида тасвирланади.



Масштаб = 1 см = 5%.

6.2-график. Она туғиш сони буйича туғилган болалар тақсимоти полигони.

Оралиқли вариацион қатор гистограммаси устунларида урта нуқталарни белгилаб, уларни эгри чизиқ орқали узаро бирлаштириш йули билан бундай қаторлар тасвирини полигон шаклига келтириш мумкин (6.1 -графикка қаранг).

Оралиқлар катталиги турлича бўлган вариацион қаторлар ҳам гистограммалар орқали тасвирланади, аммо бу ҳолда уларни тузиш маълум хусусиятга эга. Маълумки, гистограмма устунлари тасвирланаётган қатор маълумотларига мутаносиб бўлиши учун уларнинг майдони билан тегишли вариантлар сони орасида функционал боғланиш, тенглик бўлиши керак, чунки туғри бурчакларнинг асоси тенг бўлган ҳолда (қатор оралиқлари тенг катталиқка эга) уларнинг майдони фақат баландлигига боғлиқдир, бу баландлик эса вариантлар сони билан ўлчанади. Мазкур талаб-шартлар бажарилгандагина гистограмма устунлари вариантлар билан бир даражада тулишади, зичланади, демак, таққослама бўлади.

Қатор оралиқлари кенглиги тенг бўлмаган ҳолда, гистограмма устунларининг майдони вариантлар сонидан ташқари тегишли оралиқ кенглигига ҳам боғлиқ ва шу сабабли улар вариантлар билан турли даражада тўлалikka, зичликка эга бўлади, демак, таққослама бўлмайди.

Шунинг учун оралиқлар кенглиги тенг бўлмаган вариацион қаторлар учун гистограмма тузаётганда устунлар баландлиги асос қилиб

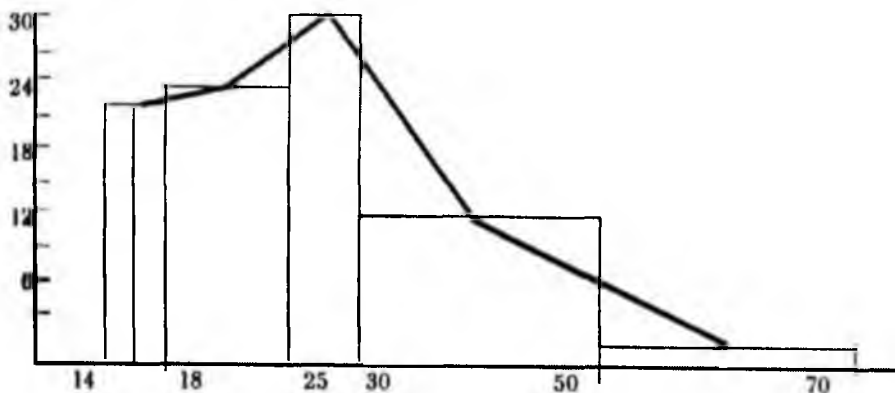
вариантлар сонини эмас, балки оралиқларнинг зичлик кўрсаткичларини олиш керак. Сунгра гистограмма умумий тартибда тузилади.

Бундай вариацион қаторлар учун гистограммаларни қуйидаги тартибда ҳам тузиш мумкин. Дастлаб бирор оралиқ стандарт асос қилиб белгиланади. Унинг вариантлар сони ва кенглиги учун 5:7 нисбатда масштаблар (h_0) белгиланади. Бошқа оралиқларга тегишли вариантлар сони f_j стандарт оралиқ кенглигига a_0 булинади (f_j / a_0). Сунгра улар учун тегишли оралиқ кенглигини ҳисобга олиб ўзгарувчан масштаб қуйидаги тартибда белгиланади:

$$h_j = h_0 / (a_j / a_0).$$

бу ерда: h_j — стандарт оралиқ вариантлар сони учун масштаб;
 h_0 — бошқа оралиқлар учун масштаб;
 a_j — тегишли оралиқ кенглиги;
 a_0 — стандарт оралиқ кенглиги.

6.5-жадвал маълумотлари асосида 1989 йилда жазога ҳукм қилинганларнинг ёши буйича тақсимоти қуйида тасвирланган.



6.3-график. Жазога ҳукм қилинганларнинг ёши буйича тақсимот гистограммаси.

6.5. Кумулятив тақсимот

Тенг оралиқли вариацион қаторларни юқорида баён этилган усулда тузиш натижасида оддий тақсимот қаторлари ҳосил булади. Бундан ташқари, кумулятив (лотинча “cumulatio” - йиғиш, жамғариш, тупланиш) тақсимот қаторлари ҳам қўлланади. Улар оддий қаторларнинг кетма-кет оралиқларини бирлаштириб (йиғиб) уларга тегишли вариантлар сонини жамғариш йули билан тузилади.

Кумулятив вариацион қаторларни икки усулда тузиш мумкин. Биринчи усулда жамғариш жараёни кичик қийматли биринчи оралиқдан катталари томон йўналишда амалга оширилади. Ҳамма оралиқлар (гурӯҳлар) учун қуйи чегара ўзгармасдан бошланғич бирин-

чи (энг кичик қийматли) оралиқнинг қуйи чегараси қийматига тенг бўлади.

Аммо уларнинг юқори чегаралари қилиб тегишли оддий қатор оралиғининг юқори чегараси олинади. Натижада кумулятив оралиқ вариантлар сони бошланғич гуруҳдан тортиб то муайян оралиқ вариантлар сонини ҳам қўшиб олинган йиғинди натижаси билан ифодаланади. Бу усул “муайян оралиқ юқори чегарасидан кичик бўлганларни ҳисобга олиш” тамойилига асосланади.

6.4 - жадвал маълумотларига биноан, бу усулда ишчиларнинг ойлик иш ҳақи буйича жамғарма тақсимотини тузсак, қуйидаги кумулятив вариацион қатор ҳосил бўлади.

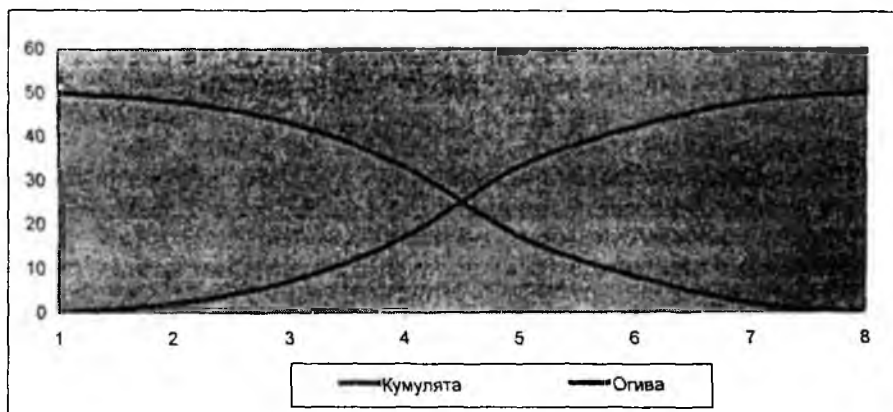
6.5.-жадвал

Ойлик иш ҳақи буйича кичик корхоналар ишчиларининг кумулятив тақсимоти

Ойлик иш ҳақи буйича жамғарма гуруҳлар (минг сўм)	Ишчилар сони	
	киши $\sum_{l=1}^k n_{jl}$	фоизда % $\sum_{l=1}^k n_{jl}$
20,2 дан 30,2 гача	2	4
20,2 - 40,2 гача	7	14
20,2 - 50,2 гача	17	34
20,2 - 60,2 гача	33	66
20,2 - 70,2 гача	42	84
20,2 - 80,2 гача	48	96
20,2 - 90,2 гача	50	100

Биринчи усулда тузилган кумулятив вариацион қаторларнинг графикларда тасвири кумулята деб аталади.

Иккинчи усулда кумулятив тақсимот қаторлари тузилганда, жамғариш жараёни катта қийматли оралиқдан кичик қийматли оралиқ томон йуналишда амалга оширилади. Бу ҳолда юқори чегара ҳамма



6.4 - расм. Иш ҳақи тақсимотининг кумулята ва огиваси.

оралиқлар учун ўзгармас миқдор бўлиб, энг катта вариантга қиймати билан ифодаланади. Куйи чегаралар бир гуруҳдан иккинчи гуруҳга ўтган сари кўпайиб, муайян оралиқнинг қуйи чегараси билан ифодаланади. Натижада ҳар бир оралиқ вариантлари сони унинг қуйи чегарасидан тортиб то энг катта қийматли гуруҳ вариантлари сонининг йиғиндисига тенг бўлади. Бу усул “муайян оралиқ қуйи чегараси қийматидан барча катта белгиларни ҳисобга олиш” тамойилига асосланади.

Мисолимизда бу усулда жамғариб тузилган кумулятив вариацион қатор қуйидаги шаклда тасвирланади.

Иш ҳақи буйича гуруҳлар (минг сум)	Ишчилар сони	
	киши	фоизда %
20,2 ва юқори	50	100
30,2 ва юқори	48	96
40,2 ва юқори	43	86
50,2 ва юқори	33	66
60,2 ва юқори	17	34
70,2 ва юқори	8	16
80,2 ва юқори	2	4

Иккинчи усулда тузилган кумулятив тақсимотнинг графикда тасвири оғива (оғма) деб аталади.

6.4-графикда юқоридаги маълумотлар асосида иш ҳақи оғиваси (оғма) тасвирланган.

6.6. Тақсимот эгри чизиқлари

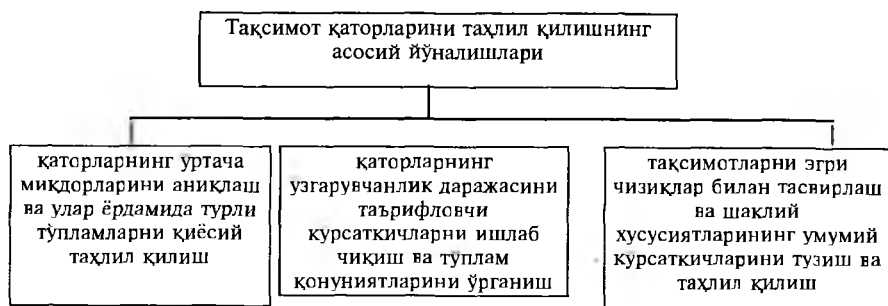
Агарда вариацион қатор ва унинг гистограммасини тузиш асосидаги белги узлуксиз ўзгарувчанликка эга бўлса, гуруҳий оралиқлар кенглигини чексиз торайтириб уларнинг сонини кўпайтириш ва бир вақтда тўпلام ҳажмини кўпайтириб буш оралиқларни тўлдириб бориш мумкин. Натижада устунлар сони ўзининг чегараси - узлуксиз эгри чизиққа интилади ва у тақсимот эгри чизиғи деб аталади. Бир қанча типик тақсимот эгри чизиқлари мавжуд. Масалан, симметрик, асимметрик (оғишма), кўнғироқсимон, J-шаклидаги, U-шаклдаги ва уларнинг турли қўринишидаги тақсимот эгри чизиқлар бор.

Одатда тасодифий кучлар таъсири остида шаклланган тақсимот симметрик эгри чизиқ шаклига эга бўлади. Уюштирилган бирор омил ёки ҳаракатлар таъсири натижасида юзага чиққан тақсимотлар асимметрик шаклларни олади. Симметрик эгри чизиқнинг муҳим хусусияти унинг Ньютон биноми формуласи буйича қаторга ёйилиш хоссасига эгалигидан иборат.

6.7. Вариацион қаторнинг тақсимот параметрлари

Статистика оммавий ҳодиса ва жараёнларни ўрганаётганда тақсимот қаторларини тузиш ва таҳлил қилиш масаласига турли то-

монлардан ёндошади. Бу жараённинг асосий йўналишлари қилиб қуйидагиларни кўрсатиш мумкин (6.4-тарх).



6.4-тарх. Статистик қаторларни таҳлил қилишнинг асосий йўналишлари.

Тақсимот қаторлари урганилаётган статистик тўплам ҳақида тула тасаввур беради. Аммо бу тасаввур одатда ҳаддан ташқари муфассалашган бўлиб, купдан-куп икир-чикирларга, майда-чуйда тафсилотларга эга бўлади. Натижада тўпламнинг асосий хоссаларини илғаб олиш мушкуллашади. Шу муносабат билан уларни бир нечагина миқдорлар билан ифодалаш масаласи туғилади. Бу эса тақсимот қаторларини қисқартириб, умумий ҳолда таърифлаш имкониятини беради. Бундай миқдорлар статистик тўпламнинг тасвирий параметрлари ёки тақсимот қаторларининг умумлаштирувчи курсаткичлари деб аталади.

Параметр грекча сўз (“parametrom”) бўлиб, улчаб берувчи деган луғавий маънога эга. Математикада бу атама муайян формула, тенгламага кирадиган қўшимча узгарувчи миқдорни англатади, физика ва техникада эса — предмет ёки ҳодисанинг бирор асосий хоссасини таърифлайдиган миқдор. Статистикада ҳар хил **тўпламларни таърифловчи параметрларни аниқлаш** деганда тақсимот қаторларининг шундай меъёрий ўлчовлари, курсаткичлари назарда тутиладики, уларни солиштириш бу статистик тўпламларни таққослаш йули билан бирдай оқибатга олиб келади.

Статистик тўплам бирликлари бир-биридан фарқ қилади, улар турли сифат белгиларига ёки ҳар хил қийматларни оладиган миқдорий белгиларга эга. Мисол учун, Ўзбекистон аҳолисини олиб қарасак, у ёши, жинси, миллати ва ҳ.к. белгилари жиҳатидан ҳар хил тоифадаги кишилардан ташкил топади. Республикамизда дон, пахта, олтин, кумир ва бошқа маҳсулотларни ишлаб чиқариш ёки сотиш ҳажмлари ҳам ойлар ва йиллар бўйича фарқ қилади. Қуйингчи, деярлик ҳамма ижтимоий ва табиий ҳодисалар ва жараёнларда шунга ўхшаш аҳволни кузатиш мумкин.

Статистик тўпламларни таққослаш уларнинг бирликларини текислаб, орасидаги фарқларни йўқотиб, тўпламларни умумлаштириб таърифлайдиган параметрлардан фойдаланишни талаб этади. Агарда Ўзбекистон аҳолисининг ёшини бошқа мамлакат, масалан, Қозо-

гистон ёки Туркия аҳолиси ёши билан таққослаш зарур бўлса, бунинг учун икки фуқарони олиб солиштириш нотўғри бўлади, чунки юртимиз фуқароси катта ёшли киши, ажнабий юртники кичик ёшли киши, ёки аксинча бўлиши мумкин. Шунинг учун иккала мамлакатда аҳоли ёшини шундай миқдор билан ўлчаш керакки, у айрим кишилар ёшидаги фарқларни текислаб, улардан холи бўлсин. Бошқа масалаларда ҳам худди шунга ухшаш вазият туғилади. Масалан, мустақиллик йиллари давомида Ўзбекистонда ва Қирғизистонда ёки Туркманистонда дон ишлаб чиқариш ҳажмини қиёсий таҳлил қилиш керак бўлсин. Бунинг учун маълум бир йил маълумотларидан фойдаланиб таққослашни амалга ошириш нотўғри бўлади, чунки айрим йилларда об-ҳаво ва бошқа объектив кучлар таъсири остида ишлаб чиқариш ҳажми тебраниб туради, жумладан, уша йили юртимизда ялпи дон ҳосили куп, бошқа мамлакатларда нисбатан кам ёки аксинча бўлиши мумкин. Демак, шундай кўрсаткич керакки, у бутун мустақиллик йиллари давомида муайян мамлакатда дон ишлаб чиқариш ҳажмини аниқ ўлчасин ва халқаро таққослаш имкониятини берсин. Бундай кўрсаткич бўлиб ўртача йиллик ялпи дон ҳосили хизмат қилиши мумкин, ҳоло. Шундай қилиб, турли статистик тўпламларни таққослаш уларнинг ўртача кўрсаткичларини ҳисоблаш ва қўллашни тақозо этади. Бу ўртача миқдорлар тақсимот қаторларининг асосий параметрларидан бири ҳисобланади. Аммо қаторни ҳар тарафлама ўрганиш учун бошқа параметрларни ҳам билиш ва қўллаш зарур.

Юқорида таъкидлаганимиздек, статистик тўплам бирликлари бири-биридан одатда фарқ қилади. Шамолсиз дарахт шохи тебранмаганидек, бу фарқларни ҳам юзага чиқарувчи сабаблар мавжуд. Улар айрим бирликларни намоён бўлиш шароитига, ҳаракатдаги омил ва кучларга, уларнинг таъсир этиш қудратига боғлиқ. Демак, тақсимот қаторларининг тебраниши алҳақ жараёни тасвирлайди, унинг оқибати ҳисобланади. Аммо ўртача миқдорлар статистик тўпламни бир бутун организм сифатида таърифлайди, бирликларнинг шаклланиш шарт-шароитларини баробарлаштириб, улардаги ўзига хосликларни яширади. Шунинг учун турли статистик тўпламларни қиёсий ўрганишда ўртача кўрсаткичларни таққослаш билан чегараланиб бўлмайди, чунки бу ҳолда тўпламларнинг бир жиҳати ойдинлашади, аммо иккинчи томони эса қоронғулашади. Мазкур қоронғу масалани ёритиш учун тақсимот қаторларининг узгарувчанлигини ўрганиш, унинг меъёрларини, яъни вариация кўрсаткичларини аниқлаш ва қиёсий таҳлил қилиш керак.

Тақсимот қаторлари текисликда эгри чизиклар қуринишида тасвирланади. Уларнинг шакллари хилма-хил: симметрик ёки асимметрик, чапга ёки ўнгга оғишган, бироз ёнбошлаган ёки кучли қийшайган, буйига чўзиқ (уткир учли) ёки ясси (япалоқ учли), бир ёки кўп чўққили ва ҳ.к. Шунга қараб, вариацион қаторларнинг ўртача миқдори уни тасвирлайдиган координат тизимда абсцисса ўқининг марказий нуқтасида ёки ундан маълум олисликдаги чап ёки ўнг то-

мон нуқтасида ётади. Шу билан бир қаторда тақсимот эгри чизиғининг шакли билан боғлиқ бўлган вариацион қаторнинг медина, мода квантилилар каби параметрлари мавжуд. Медина қаторни тенг икки қисмга, квантилилар эса кўзланган қадамда уни тенг булақларга ажратади. Мода — тўпلام бирликларида энг куп учрайдиган белги қиймати (қаторнинг энг кўп вазли вариантаси). Бу параметрлар вариацион қаторнинг тузилмавий ўрта курсаткичлари деб аталади. Улар билан ўртача миқдор ўртасида маълум боғланиш мавжуд. Бунга асосланиб, қаторнинг оғмалик, буйига чўзиқлик, унинг маълум қисмида бирликлар концентрацияланиш (тўпланиш) меъёрларини аниқлаш мумкин. Шундай қилиб, статистик тўпلام хусусиятлари тақсимот қаторларининг уч тоифадаги умумлаштирувчи курсаткичларида уз ифодасини топади. Улар вариацион қаторнинг тасвирий параметрлари номи билан ҳам юритилади.

6.8. Асосий атама ва тушунчалар

Статистик тўплам аносири (элементлари) ва хоссалари;
мазмунан аносир жинсдошлиги;
аносир ички боғланишлари;
аносир ташқи боғланишлари;
варианталар ва вариантлар;
миқдорий белги;
атрибутив белги;
муқобил белги;
узлуксиз ўзгарувчан белги;
тадрижий (узлукли) ўзгарувчан белги;
статистик қаторлар;
тақсимот қаторлари;
динамика қаторлари;
сафланган вариацион қаторлар;
оралиқли вариацион қаторлар;
дискрет вариацион қаторлар;
кумулятив вариацион қаторлар;
оралиқ (гуруҳлар) сони;
оралиқ кенглиги;
Стержесс формуласи;
К.Брукс ва Н.Карузес формуласи;
Тенг кенгли оралиқ;
Тенгмас кенгли оралиқ;
Тақсимот зичлиги;
Гистограмма;
Полигон;
Кумулята;
Огива (оғишма);
Тақсимот эгри чизиғи;
Тақсимот қаторининг тасвирий параметрлари;

6.9. Қисқача хулосалар

Оммавий ҳодиса ва жараёнлар тўплам сифатида статистик текшириш босқичларида турли жиҳатдан қаралади. Статистик кузатиш босқичида улар кузатиш объекти, яъни мустақил бирликлар тўплами деб қаралади. Бу ҳолда ўрганилаётган объектни ёндош объектлардан фарқловчи хоссаларни аниқлаш, уларнинг бирликларни туғри таърифлаш ва маълумотлар тўпланиши зарур бўлган белгилар рўйхатини илмий асослаш муҳим аҳамият касб этади. Аммо статистик кузатиш босқичида тўплам тузилишига эътибор берилмайди.

Тўпланган маълумотларга ишлов бериш, уларни маълум тартибга келтириш ва таҳлил қилиш босқичида тўпламнинг тузилиши, қандай унсурларни (элементларни), бирликларни қамраб олиши энг муҳим масала ҳисобланади, чунки ҳодисалар ва жараёнларнинг хусусиятлари ва қонуниятлари уларнинг ривожланиш даражасига, бу жиҳатдан бир жинслигига, турдошлигига боғлиқдир. Шунинг учун статистик таҳлил босқичида статистик тўпламнинг илмий асосда таърифлаш ва шакллантириш жуда катта аҳамиятга эга. Статистик тўпламни таърифлаш — бу, унинг моҳиятини ёритиш, ҳодисаларни, тўплам бирликларини сифат жиҳатдан, ички ва ташқи боғланишлар нуқтаи назаридан таҳлил этишидир.

Статистик тўпламлар алоҳида-алоҳида олиб қаралганда бир-биридан фарқ қилса ҳам, аммо сифатан (моҳиятан) жинсдош ва узаро узвий боғланган, умумий қонуниятларга бўйсунувчи бирликлар (ҳодисалар) мажмуасидир. Булар тўпламни бунёд этувчи унсурлар, унинг бирликлари деб аталади. Ҳодисаларнинг жинсдошлиги уларнинг муҳим ички белгилари ва улар ўртасидаги узаро алоқалар билан белгиланади. Бу масала ҳодисаларнинг узаро ташқи алоқаларига ҳам боғлиқдир. Шунинг учун бир жиҳатдан жинсдош, бир турли ҳисобланган бирликлар, бошқа ҳодиса ёки хоссалар нуқтаи назаридан ҳар хил моҳиятли бўлиши мумкин. Ҳодисалар айрим хоссаларининг ривожланиш даражаси жиҳатидан ҳам фарқ қилади. Демак, турдош хосса бўйича тузилган тўплам бошқа белгилар асосида шаклланган тўпламлардан ташкил топиши мумкин. Шу сабабли жинсдош, бир турли деган иборалар нисбий тушунчалар ҳисобланади.

Статистик тўплам тузиш, демак, унинг таркибий қисмларини, бирликларини аниқлашдир. Бу жараёнда иккита масала ечилади: биринчидан, бирликлар аниқ таърифланади, уларнинг моҳияти ёритилади, бошқа ёндош бирликлардан ажратувчи чегаралари белгиланади; иккинчидан муайян тўпламга мансуб ва мансуб бўлмаган бирликлар аниқланади. Бу ҳолда масала маълум белги ёки белгига қараб ечилади ва статистик қаторлар яратилади. Демак, статистик тўплам статистик қаторларда ўзининг аниқ ифодасини топади.

Шундай қилиб, статистик тўпламни таърифлашда ўрганилаётган ҳодисаларга сифат, моҳият жиҳатидан ёндашилса, статистик қаторларни белгилашда эса улар миқдор томонидан қаралади. Ҳодисалар миқдорини уларни айни ҳолатда ёки маълум вақт оралиғида кузатиб аниқлаш мумкин. Шунга қараб статистик қаторлар тақсимот ва ди-

намика қаторларига булинади. Тақсимот қаторлари эса ҳодисаларни оддий сафланган қаторлари кўринишида, миқдорий ёки атрибутив белгилари асосида гуруҳларга тақсимланган шаклларда бўлиши мумкин. Вариацион қаторлар эса, ўз навбатида, узлуксиз ёки узлукли ўзгарувчан белгиларга қараб тузилиб дискрет ва оралиқли қаторларга булинади.

6.10. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Статистик тўплам деганда нима тушунилади, тўплам бирлиги деганда-чи?
2. Статистик тўплам қандай хоссаларга, хусусиятларга эга?
3. Тўплам бирликларининг жинсдошлиги, бир турлиги нима асосида белгиланади?
4. Жинсдошлик нима учун нисбий тушунча ҳисобланади?
5. Статистик тўпламларда намоён буладиган қонуниятлар қандай қонуниятлар деб аталади ва улар нимани ифодалайди?
6. Статистик тўпламларда намоён буладиган қонуниятлар динамик қонуниятлардан нима билан фарқ қилади?
7. Статистик қатор деганда нима тушунилади?
8. Статистик қаторларнинг қандай турлари мавжуд?
9. Иқтисодий ҳодисаларнинг жинсдошлиги нима билан аниқланади?
10. Миллий иқтисодиёт ишлаб чиқариш муносабатларининг характери жиҳатидан жинсдошми?
11. Камбағаллик ва қашшоқлик нима? Уни қандай аниқлаш мумкин?
12. Бозор шароитида ижтимоий ҳодисаларнинг сифати, моҳияти ёритиладими ёки шакллари ва улар ўртасидаги боғланишларми?
13. Ҳодисаларнинг ички ва ташқи боғланишлари деганда нима тушунилади? Ташқи алоқалар, ўзаро нисбатлар орқали ҳодисанинг жинсдошлигини аниқлаб бўлмайдами? Бир мисолда тушунтириб беринг.
14. Ҳар қандай қаторни статистик қатор деб буладими? Статистик қатор хусусиятлари нималардан иборат?
15. Миқдорий белги нима? Уни муқобил ҳолда ифодалаб бўлмайдами?
16. Атрибутив белги нима? Унинг ўзгарувчанлиги қандай ифодланади?
17. Муқобил белги нима? У қандай ифодланади?
18. Узлукли ва узлуксиз ўзгарувчан белги нима?
19. Тақсимот қатори деганда қандай қатор тушунилади? Варианта ва вариант нима? Улар ўртасидаги фарқни мисоллар билан тушунтириб беринг.
20. Сафланган қатор нима? У қандай тузилади? Унинг варианты ва вариантларини мисолларда тушунтириб беринг.
21. Дискрет қатор нима? У қандай тартибда тузилади? Аҳолининг ёши буйича тақсимоти дискрет қаторга мисол бўла оладими? Кучадан ўтаётган машиналар қатори-чи?

22. Университет талабаларини академик гуруҳлар буйича тақсимо-
тини оралиқли қатор деб буладими?

23. Оралиқли қатор нима? У қандай тартибда тузилади? Унинг ва-
риантаси қандай ифодаланади?

24. Қаторларнинг вариантлари қандай шаклларда ифодаланади?

25. Кумулятив қатор нима? У қандай тузилади?

26. Сиз имтиҳон сессиясида фанлардан тест топшириб, билим бал-
ларини тўплайсиз. Бу қандай қаторга мисол бўла олади?

27. Тақсимот зичлиги деганда нима тушунилади, у қандай аниқ-
ланади?

28. Тенг кенгликли оралиқлар сони қандай аниқланади? Тенгсиз-
чи? Оралиқ кенглиги қандай шаклларда бўлади ва қандай тартибда
аниқланади?

29. Гистограмма нима? Полигон-чи?

30. Кумулята ва огива деганда нима тушунилади?

31. Тақсимот эгри чизиқлари нима ва қандай вужудга келади?

32. Симметрик қатор нима? Асимметрик-чи?

33. Асимметрик тақсимотнинг қандай шаклларини биласиз. Бо-
зор иқтисодиётида қандайлари кўпроқ учрайди?

34. Нормал тақсимот нима? Унинг қонуни қандай ифодаланади?

35. Эмпирик тақсимот назарий нормал тақсимотга мосликни қан-
дай тартибда аниқлаш мумкин?

36. Пирсоннинг χ_2 мезони нимани баҳолайди ва у қандай тартибда
аниқланади? Бир мисолда тушунтириб беринг.

37. Бир турдаги материаллардан думалоқ шаклдаги коптоклар (бир
қанча) ясалган, уларни диаметри буйича гуруҳланганда симметрик
тақсимот олинган. Агарда уларни оғирлиги буйича гуруҳласак қандай
шаклдаги тақсимотга эга бўламиз? Оғирроқ коптоклар томонга қий-
шайган тақсимот бўлишини исботлаб беринг.

38. Савдода кичик ва ўрта бизнес ривож топиши қуйидаги маълумотлар билан таърифланади

Сотувчилар сони	1	1-3	3-5	5-10	10-20	20-30	30-50	50-80
Дуконлар сони	20	30	50	100	150	130	80	30
1 сотувчи савдо ҳажми, минг сум	50	60	75	100	130	125	135	120

Маълумотларни диаграмма шаклида тасвирланг. Тақсимот қандай
шаклдалигини тушунтириб беринг. У нормал тақсимот қонунига
бўйсунадими?

39. Сигир подасининг бир ҳафтада бир сигирдан олинган сут ҳажми
буйича тақсимоти симметрик шаклга эга. Агарда бир сигирдан олин-
ган сариёғ буйича бу поданинг тақсимоти чап ёқлама оғувчанликка
эга бўлса, сабабини тушунтириб беринг.

40. Никоҳланган йигит-қизларнинг ёши буйича тақсимоти унғ ёқла-
ма қийшайган тақсимотга эга. Ёш йигит-қизлар никоҳдан ўтиш учун
одатда ёшини катталаштириб кўрсатишга интилади ва бу ҳол тақси-
мотга қандай таъсир кўрсатади?

41. Аёллар одатда ёшани кичиклаштириб, эркаклар катталаштириб курсатишга ҳаракат қиладилар. Аҳоли рўйхати маълумотларига биноан аёл ва эркакларнинг ёши бўйича тақсимот шаклига бундай интилиш қандай таъсир кўрсатади?

42. Тангани 6, 10, 50, 100 марта чириллатиб тепага отиб ташланг. Ҳар гал герб томони тушишини қайд қилинг. Олинган натижа бўйича тақсимот қатори тузинг ва уни қиёсий таҳлил қилинг.

43. Талабаларнинг стипендияси бўйича тақсимот қатори тузиб буладими? Булса, у қандай шаклга эга булади? Гуруҳингиз ва факультетингиз мисолида тузиб қуриг. Натижани диаграммада тасвирланг.

6.11. Адабиётлар:

1. *И. Г. Венецкий*. Вариационные ряды и их характеристики. М.: Статистика, 1970
2. *А. И. Ежов*. Вычисление рядов распределений. М.: Статистика, 1973
3. *М. М. Султанова*. Вариацион статистика. Т.: Уқитувчи, 1977.

7 - Б о б .

ЎРТАЧА МИҚДОРЛАР ВА ЎРТА ТУЗИЛМАВИЙ КЎРСАТКИЧЛАР

7.1. Ўртача миқдорларнинг моҳияти ва аҳамияти

Кундалик ҳаётимизда, турмушимизда ўртача миқдорларни ҳар қандамда учратамиз ва қўллаймиз, аммо одатда ўртача сўзининг ўзини иборамизда кам ишлатамиз. Бир нечта мисоллар келтирайлик. Бозор нарх-навосини аниқлаётиб, айрим маҳсулотлар қандай баҳоларда сотилаётганини суриштирамиз. Одатда униси мунча сўм, буниси бунча сўм деган жавоб эшитамиз. Аммо ҳамма сотувчилар ўз маҳсулотларини ўша баҳоларда сотаётгани йўқ, албатта. Бу ерда, демак, ўртача баҳолар назарда тутилади. Қанча иш ҳақи олаяпсиз деган саволга ойига шунча сўм деб жавоб қиламиз. Аслида ҳамма ойларда ўша миқдорда иш ҳақи олаётганимиз йўқ, бу ерда ҳам ўртача ойлик иш ҳақи назарда тутиляпти. Корхона ишчилари кунига неча соат ишляпти? — деб тадбиркордан сўрасак, 6 соат ёки 7 соат деган жавоб эшитамиз. Ҳақиқатда эса, барча ишчилар ўшанча соат ишлаётгани йўқ, бири купроқ, иккинчиси камроқ, айримлари бутунлай ишламаган бўлиши мумкин. Юртимизга меҳмон бўлиб келган киши, масалан, саёҳатчи, мамлакатингиз иқтисодий ривожланганми ёки йўқми? — деб сўраса, одатда жон бошига яратилган ялпи ички маҳсулот ёки миллий даромад ёки бир кишига туғри келадиган миллий бойлик ҳақидаги маълумотларни келтириб жавоб қиламиз. Бундан ҳар бир мамлакат фуқароси ўша миқдорда миллий маҳсулот ва даромад яратяпти ёки ўша миқдорда бойликка эга деган хулоса чиқмайди, албатта. Ўтган ўн кунликда (1-10 январь 2001 йилда) Ўзбекистон иқлими қандай бўлди? деб сўралса, илик -8-10 даража бўлди — деб жавоб қиламиз. Ҳақиқатда эса об-ҳаво ҳар куни ва ҳамма жойларда ўша даражада бўлгани йўқ, албатта. Мактаб директоридан кейинги йиллар ўқувчилар хулқи ёки ўзлаштириши қандай ўзгарди — деб сўралса, одатда у

яхши томонга деб жавоб қилади ва буни тасдиқловчи рақамлар билан кўмиб ташлайди. Бу ерда ҳам сўз ҳар бир ўқувчи устида эмас, балки мактаб бўйича уртача хулқ ва узлаштириш даражаси устида борапти. Бундай мисолларни сон-саноксиз турли соҳалардан ва исталган ҳодисалардан келтириш мумкин.

Ўш, уртача миқдор нима ва у қандай хусусиятларга эга? Уртача миқдорларнинг қандай турлари ва шакллари мавжуд? — деган саволлар туғилиши табиийдир.

Умумий ҳолда ўртача миқдор тақсимот қаторини сиқиб ихчамлаштириш жараёнида олинган миқдордир. У қаторнинг катта ва кичик ҳадлари ўртасида ётади

Масалани соддалаштириш учун статистик қаторни ён бағридан сиқиб аста-секин ихчамлаштираётирмиз, деб фараз қилайлик. Бу ҳолда унинг вариантлари орасидаги миқдорий фарқлар йўқола бориб, улар йириқлашади, сони эса камаяди. Шунинг

ҳисобига қатор вариантларнинг сони кўпаяди. Ихчамлаштириш жараёнини давом эттираверсак, пировард натижада қатор вариантаси бир миқдор билан ифодаланadi. Вариантлар сони эса бошланғич қаторнинг жамлама сонига тенг бўлади. Ана шу миқдор ушбу қаторнинг ўртача миқдоридир. У қаторнинг энг катта ва энг кичик миқдорлари ўртасида ётади. Бу ерда статистик қатор деганда соф математик қатор, яъни мусаффо сонлар қатори назарда тутилади. Бу сонлар на шароитга ва на бир-бирига боғлиқ, тулиқ эркинликка эга. Улар мазмунан (сифат жиҳатдан) бир хил миқдорлардир. Бундай қаторлар билан барча математик амалларни бажариш мумкин ва нафақат мумкин, балки зарур. Юқорида айтилган ихчамлаштириш жараёни сонлар қаторини интеграллаштириш, унинг функцияларини аниқлашни билдиради.

Статистик қаторлар математик сонлар қаторидан тубдан фарқ қилади. Улар моддий дунё ҳодисаларини таърифловчи кўрсаткичлар қаторидир. Маълумки, бу кўрсаткичлар моддий мазмунга, сифатга эга. Улар сифатни ҳам миқдорни ҳам ифодаловчи метёрлардир. Кўрсаткичларнинг миқдорий қийматлари ҳодисаларининг юзага чиқиш шароитларига, ўзаро бир-бирларига таъсир этиши ва бошқа кучларга боғлиқ.

Демак, статистик қаторларда миқдорларнинг узгариши ҳодисаларнинг шаклланиш жараёнидаги сифат узгаришларни ҳам ифодалайди. Ва аксинча, сифат узгаришлар статистик қаторларга янги маъно ва шакллар бағишлайди. Шунинг учун статистикада ўртача миқдор оддийгина сон булмасдан, кўп қиррали муракааб ўртача курсаткичдир. У реал мазмунга ва аниқ қийматларга эга бўладиган алҳақ миқдор ҳисобланади.

Ўртача статистик тупланми умуллаштириб таърифловчи кўрсаткичдир

Ўртача миқдорлар оммавий ҳодисаларни умумлаштириб бир миқдор билан улчаш имконини беради. Ҳаётий воқеаларни урганиш, билиш жараёнида уларнинг асосий аҳамияти мана шу умумлаштирувчи функциясидан иборат.

Шундай қилиб, ўрганилаётган статистик тўпламни узгарувчан белгилари бўйича умумлаштириб таърифлайдиган кўрсаткичлар ўртача миқдорлар деб аталади.

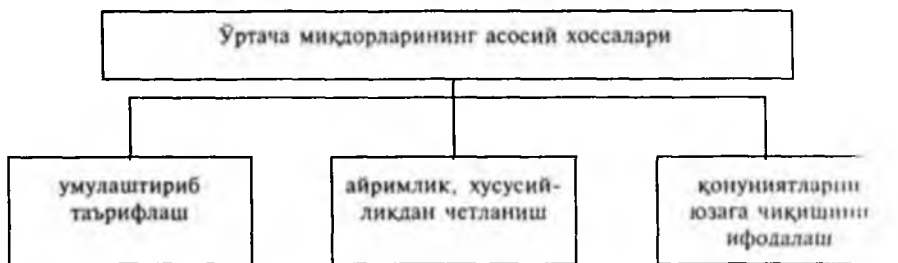
Замондош инсоният авлодлари ривожланишида анатомик хусусиятлар борлиги ҳаммага маълум, жумладан улар ўғил бола отага нисбатан, қиз бола онага нисбатан тезроқ вояга етишида, муайян ёшга эришганда гавдалироқ (бўйчан) бўлишида намоён бўлади. Аммо бу хусусиятни қандай аниқлаш мумкин?

Айрим оилалар мисолида буни аниқлаб бўлмайди, чунки муайян ёш чегарасида ёш авлод (ўғил-қиз) ва катта авлод (ота-она) ривожланиш даражасида ҳар хил ўзаро миқдорий нисбатлар кузатилади: бир оилادا ёш авлод ривожланиш суръати тезроқ, иккинчисида секинроқ, учинчисида - тенг, бошқаларида ҳам ўзига хос қиёсий миқдорий ифодаланишлар. Аммо минг-минглаб оилалар бўйича ҳар бир авлод учун ўртача ўсиш суръатларини ҳисобласак, у ҳолда оталарга нисбатан ўғиллар, оналарга нисбатан эса қизлар тезроқ суръатлар билан ўсаётганига иқрор бўламиз ва шу билан бирга, бир авлод учун вояга етишнинг ўртача тезланиш даражасини ҳам катта аниқликда белгилаймиз. Масалан XX аср ўрталарида 19 аср ўртасига нисбатан туғилган чақалоқларнинг бўйи 0.5-1 см узунроқ, оғирлиги эса 100-300 грамм кўпроқ бўлган 1880-1950 йиллар давомида 5-7 ёшдаги боланинг бўйи ўртача ҳар 10 йилда 1,5 см, оғирлиги 0,5 кг ошган. Болаларнинг жинсий вояга эришиш муддати 75-100 йил давомида 1-2 йилга ёшариш томонига сурилган. (БСЭ, т.1, 1969 й., 371 бет).

Бир турли ва сифатли маҳсулотнинг маълум миқдорини ишлаб чиқариш учун турли корхоналар ҳар хил миқдорда меҳнат ва моддий ресурслар сарфлайди. Аммо бозор бу харажатларни ўрталаштиради. Натижада ўртача харажатлар билан белгиланадиган товар қиймати шаклланади ва у бозор баҳосини аниқлайди. Ер шарининг қайси жойини қараманг, у ерда кун сайин, ой сайин ва йиллар давомида иқлим ўзгариб туради. Шунинг учун айрим кузатишлар асосида муайян жой, масалан, Тошкент иқлими ва унинг ўзгариши ҳақида фикр юритиб бўлмайди. Бунинг учун ўртача кўп йиллик иқлим кўрсаткичлари — об-ҳавонинг ўртача ҳарорат даражаси, унинг ўртача намлик даражаси, шамол тезлиги, ёғингарчиликнинг ўртача кўп йиллик йиғма ҳажми ва ҳ.к. ҳақидаги маълумотларни аниқлаш керак. Яна бир мисол, инсон ҳаёти учун жуда зарарли жараённи бошқариш соҳасидан келтирамиз. Физикада аниқланганидек, радиоактив модда атоми, масалан уран — 235 изотопи ядросида парчаланиш қачон руй беришини олдиндан башорат қилиб бўлмайди. Атом бир секунддан сўнг ёки минг йилдан кейин парчаланиши мумкин. Аммо атомлар массасида (масалан, АЭС реакторда жойлаштирилганларда) парчаланишнинг ўртача тезлигини (одатда “нимпарчаланиш вақти” кўрсаткичини — атомларнинг ярми парчаланадиган давр) аниқ ўлчаш мумкин. Атомлар парчаланишида вужудга келадиган заррачалар ҳаракатини секинлаштурувчи — моддалар киритиб ёки олиб ташлаб уранли реактор ўзақларида (таёқчаларида) занжирсимон реакциялар тезли-

гини бошқариш, реактор қувватини тартиблаш, уни хинф алатар ва иқтисодий фойдали чегараларга келтириш мумкин.

Ўртача миқдорлар вариацион қаторларнинг муҳим тасвиричи параметри сифатида қуйидаги хоссаларга эга (7.1. тарх).



7.1.- тарх. Ўртача миқдорларнинг муҳим хусусиятлари

Юқорида зикр этилганлардан келиб чиқадики, ўртача миқдор муайян статистик тўплам бирликлари учун умумий жиҳатларни, типик хоссаларни ўзида мужассамлаштиради. У тақсимот қаторига умумлашган ҳолда тафсилот беради. Шунинг учун ҳам умумлаштирувчи тафсилот бериш ўртача миқдорларга хос, уларни бошқа кўрсаткичлардан ажратиб турувчи муҳим функционал хусусият ҳисобланади. Шу билан бир вақтда улар айрим тўплам бирликларига хос, статистик қатор унсурларини ажратиб турувчи хоссаларни назардан соқит қилади, яъни улардан абстракциялашади.

Ўртача миқдор қатор миқдорларидан тафовутда бўлади, улардан четланади

Математик жиҳатдан ўртача миқдор ҳисоблаш катта сонлар қонуни амал қиладиган оммавий жараён сингари амалдир. Муайян тақсимот қаторининг вариантлари бирин-кетин бир-бирига қўшиб (бирлаштирилиб) борилади. Натижада катта-ки-

чик миқдорлар бир-бирига таъсир этиб, бирикиб ўзаро сийқаланади. Улар ўртасидаги фарқлар марказдан қочувчи куч оғишмалари каби ўзаро ёйишиб йўқола боради. Пировард оқибатда қатор текисланади, унинг вариантлари миқдоран бароварлашиб маълум ўртача даража билан ифодаланади. Демак, ўртача миқдорларнинг хусусияти яна шундан иборатки, улар қатор унсурларни бир-биридан ажратиб турувчи хоссаларни назардан соқит қилади, улардан доимо абстракцияланади. Бу хусусият реал шароитда уртачадан қатор ҳадлари ҳар доим

Ўртача кўрсаткич тақсимот қонуниятини, ўрганилаётган ҳодисанинг ривожланиш қонуниятини, унинг туб ички ва ташқи боғланишларини ифодалайди

фарқ қилишида ва бу тафовутлар олдига бир-бири билан ўзаро ёйишишда намоян бўлади.

Ўртача миқдорлар билан таърифланган тўпламлар, яъни оммавий ҳодисалар мураккаб тузилишга, бениҳоя хилма хил ички ва ташқи алоқаларга, ўзаро боғланган ва бир-бирига таъсир турувчи хоссалар

га эга. Бу алоқаларда ва узаро боғланишларда уларнинг ривожланиш қонуниятлари намоён булади. Бироқ ҳар қандай алоқадорлик қонуният булавермайди. Қонуният ҳодисалар уртасидаги ёки уларнинг хоссалари уртасидаги ички муҳим сабабли алоқадорликдир. Алоқадорлик икки томонга — сабаб ва натижага эга булиб, уларнинг ўзаро бир-бирига таъсир қилиб туришини билдиради, буни оқибаотида сабаб ҳам, натижа ҳам узгаради. Сабаб ва натижанинг узаро таъсирига уларни қуршаб турган шароит таъсир курсатади. Шароит шундай нарсаки, у айни бир воқеанинг бошланиши учун зарур бўлса-да, лекин ўз-ўзича бу воқеани вужудга келтирмайди. Чунончи, касаллик қўзғатувчи микроб (ўзи тушган шароит) организм ҳолатига қараб тегишли касалликни қўзғатиши ёки қўзғатмаслиги мумкин бўлганидек, янги техника ишчининг ундан фойдалана олиш қобилиятига қараб, меҳнат унумдорлигининг ўсишига олиб келиши ёки келмаслиги мумкин. Шароитлар орасида шундайлари ҳам буладики, улар натижанинг вужудга келишига кўмаклашади, яна шундайлари ҳам булиши мумкинки, улар сабабнинг амалини даф қилади ёки таъсир кучини қирқади. Шароитга қараб айни бир ҳодиса (натижа) турли сабаблардан юзага келиши ва, аксинча, айни бир сабаб турли натижаларга олиб келиши мумкин. Масалан, ҳосилдорлик суғоришга, ўғит беришга, ишни ташкил этишга ва ҳ.к. омилларга боғлиқ. Минерал ўғит бериш ҳосилдорликни ўсишига ёки меъеридан ошиқ берилганда, уни нобуд булишига олиб келиши мумкин.

Оммавий жараёнларда сабаб билан натижа уртасидаги узаро алоқадорлик ҳодисаларнинг уртача кўрсаткичлари орасидаги узаро нисбатларда намоён булади.

Сабаб билан натижанинг узаро таъсири ва бу таъсирда шароитнинг роли масаласини тақсимот қонуниятлари нуқтаи назардан қараб чиқилса, уртача миқдор моҳияти ва табиати янада ойдинлашади. Тақсимот қаторига нисбатан сабаб сифатида ўрганилаётган оммавий ҳодиса моҳиятини аниқловчи ички қонун, натижа булиб эса ҳақиқий қатор тақсимоти, унинг шакли хизмат қилади. Қаторнинг ички қонуни статистик тўпламнинг туб хоссалари уртасидаги зарурий ўзаро туб боғланишларни ифодалайди ва уртача миқдорни шакллантиради. Шароит эса тасодифий кучлар сифатида сабаб билан натижага таъсир курсатади ва қатор миқдорлари ўртачадан турлича тафовутларда булишига олиб келади. Пировард оқибаотида қатор вариантларининг айрим миқдорий қийматлари ва тақсимот қонуниятлари асосий ички сабаблар билан ташқи шароитнинг тасодифий кучлари биргаликда амал қилиши ва узаро таъсири натижасида шаклланади. Катта сонлар қонуни амал қилиши сабабли тасодифият таъсири остида бу миқдорлар орасида юзага чиқувчи тафовутлар бир-бирини узаро ейиштиради ва ўртачада узаро бароварлашган тенденция, қонуният намоён булади.

Агарда асосий ички сабаблар таъсирида вужудга келган айрим миқдорлар қийматини X_{ai} ва тасодифий сабаблар натижасини Δ_{xi} деб белгиласак, у ҳолда қатор ҳадларининг айрим миқдорлари $X_i = X_{ai} + \Delta_{xi}$

Бундан:

$$\begin{aligned}\bar{x}_i &= \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{N} = \frac{\sum x_i}{N} \\ x_{a_i} + \Delta_{x_i} &= \frac{x_{a_i} + \Delta_{x_1} + x_{a_i} + \Delta_{x_2} + \dots + x_{a_i} + \Delta_{x_n}}{N} = \frac{\sum (x_{a_i} + \Delta_{x_i})}{N} \\ \bar{x}_i &= \frac{x_{a_1} + x_{a_2} + \dots + x_{a_n}}{N} + \frac{\Delta_{x_1} + \Delta_{x_2} + \dots + \Delta_{x_n}}{N} = \frac{\sum x_{a_i}}{N} + \frac{\sum \Delta_{x_i}}{N} = \quad (7.1) \\ &= \bar{x}_{a_i} + \Delta_{x_i}\end{aligned}$$

Катта сонлар қонуни таъсири остида Δ_{x_i} манфий ва мусбат қийматларга эга бўлиб, уларнинг йиғиндиси $\sum \Delta_{x_i} = 0$ нолга тенг бўлади ва шу сабабли $\Delta_{x_i} = 0$. Натижада $\bar{X}_i = \bar{X}_{a_i}$.

Демак, ўртача миқдорлар статистик тўпламларга хос умумий қонуниятларни ифодалайди. Бу уларни учинчи муҳим хусусиятидир. Юқорида ўртачанинг бу хусусиятини тушунтириш учун қатор миқдорларни асосий ички сабаблар ва ташқи тасодифий сабаблар таъсирида вужудга келадиган қисмларга ажралади деб фикран фараз қилдик. Ҳақиқатда эса қатор ҳадларини ва тақсимот эгри чизиқларини бундай қисмларга бўлиб бўлмайди. Улар барча сабабларнинг биргаликда ва ўзаро таъсири остида шаклланади ва бўлинмас қийматларга эга бўлади.

Шундай қилиб, оммавий ҳодиса хусусиятлари ва миқдорий қийматларини алоҳида-алоҳида олиб қаралганда, улар зарурий ва тасодифий сабабларнинг биргаликда ва ўзаро таъсири остида шаклланивчи маҳсулдир. Улар ўзининг аниқ ва тўлақонли ифодасини тақсимот қонуниятларида топади. Ўртача миқдорлар эса бу қаторлардан ҳисобланадиган ҳосилалар бўлиб, уларни абстракт ҳолда умумлаштириб таърифлайди.

Тенг таъсир этувчи кучлар каби ўртачалар ҳеч нарсани улоқтириб ташламайди, аксинча, ўзларида тақсимот қаторларининг шаклланишига сабаб бўлган барча омиллар ва шароитлар мажмуининг таъсирини тўплайди ва синтезлаштиради.

Ўртача миқдор оғирлик марказига ўхшайди. У ҳам барча тенг таъсир этувчи кучлар орқали бадан ёки жисм оғирлигига тушадиган нуқта сингари реал маънога, мазмунга ва аҳамиятга эга.

Ўртача миқдор ўзининг функцияларини тўла ва аниқ адо этиши учун қуйидаги шарт-шароитлар мавжуд бўлиши лозим:

1. ўртача миқдори аниқланадиган тўплам бир жинсли, ҳажм жиҳатдан етарли сонда бўлиши керак;

2. ўрганилаётган тўплам бирликларига тегишли белгининг миқдорий қийматлари буйича уларнинг тақсимои етарли даражада ҳодисага хос объектив тақсимот қонунияти

Ўртача ўз функцияларини тўла ва аниқ бажариш учун бир қатор талабларга жавоб бериши керак.

билан ҳамоҳанг ва мос шаклда булиши зарур. Бу талаб катта сонлар қонуни амал қилишидан келиб чиқади. Тўплам бирликлари ёки қатор унсурлари сифат жиҳатдан бир жинсли бўлгандагина уртача миқдор типик бўлади яъни улар учун умумий бўлган сифат ўхшашликларини, ички хосса ва боғланишларни ўзида мужассамлаштиради. Шу билан бирга тўплам бир жинслилиги ва ўртача типиклиги — бу, нисбий тушунчалардир. Уларнинг моҳияти аниқ шароитга, ўрганилаётган ҳодисанинг қандай жиҳатлари, хоссалари ва улар уртасидаги узаро боғланишлар назарда тутилишига боғлиқ. Бир нуқтаи назардан тўплам бир жинсли бирликлардан таркиб топган, бошқа томондан эса ҳар хил бирликларни қамраб олган булиши мумкин. Худди шунга ўхшаб уртача, ҳам биринчи ҳолда типик, иккинчисида — сохта, асоссиз уртача кўрсаткич бўлиши мумкин. Масалан, беш йиллик иш ҳақи буйича Ўзбекистон иқтисодиётида банд кишилар тақсимоти ишлаб топилган ҳақ жиҳатидан бир жинсли тўплам, ўртача иш ҳақи эса типик ўртача кўрсаткичдир. Аммо бу меҳнат аҳллари ичида ишчилар, инженер-техник ходимлари, хизматчилар, ҳар хил касб эгалари, турли тармоқ ва соҳаларда бандлар, юқори малакали ва малакасиз ишчи ва хизматчилар мавжуд. Уларнинг иш ҳақиси ҳам кенг кўламда тебранади. Бу белгилар жиҳатидан республика иқтисодиётида бандлар ҳар хил жинсли тўпламни барпо этади, демак, уртача иш ҳақи даражасини эса типик уртача миқдор деб ҳисоблашга асос йўқ.

Ишчилар иш ҳақиси, мулкдорларнинг мулкдан олган даромадлари, тадбиркорлар олган фойда, банклар олган фоиз даромадлари, қишлоқ хўжалигида яратилган рента даромадлари ва ҳ.к. мазмунан ҳар хил иқтисодий ҳодисалардир. Бу жиҳатдан уларнинг ўртача даромадларидан ҳисобланган умумий уртача миқдор асосга эга эмас. Аммо улар миллий иқтисодиётда иқтисодий фаол аҳоли томонидан яратилган даромад шакллари дир. Бу жиҳатдан ўртача иқтисодиётда банд бир кишига нисбатан яратилган миллий даромад реал типик уртача кўрсаткич ҳисобланади.

Шундай қилиб, тўплам характерини ёки табиатига хос хусусиятни аниқловчи мезон қилиб оммавий ҳодиса сифатига тегишли жуда аниқ туб хосса, боғланиш ёки умумийроқ, юзароқ қатламдаги белги, боғланишни олиш мумкин. Шунга қараб тўплам бир жинслилиги ҳақидаги тушунча чегаралари ўзгариб, у тор ёки кенгроқ мазмун касб этади. Бунга мувофиқ равишда уртача миқдор типиклиги ҳам тор ёки кенг талқинга эга бўлади. Ҳар бир текширишдан кўзланган мақсад ва вазифалар қайси жиҳатдан масалага ёндашиш зарурлигини аниқлайди.

7.2. Ўртача миқдор турлари ва уларни ҳисоблаш тартиби

Статистикада уртача миқдорларнинг хилма-хил турлари ва шакллари мавжуд. Чунончи, агрегат (нозоҳир шакли) уртача, уртача арифметик, ўртача геометрик, уртача квадратик, уртача кубик, уртача хронологик ва ҳ.к. шулар жумласидандир. Булар билан бир қаторда тақсимот қаторларида ўртачага ўхшаш функцияни бажарувчи ўрта

миқдорлар (варианта қийматлари) ҳам бор. Булар мода, медиана ва турли квантилллардан таркиб топади. Улар қаторнинг тартибли ёки тузилмавий ўрта ҳадлар (миқдорлар) деб аталади.

Ўртача миқдорларнинг у ёки бу тури ва шаклини қўллаш текширишда кўзланган мақсад ва вазифаларга, урганилаётган жараён ва ҳодиса хусусиятларига ҳамда муайян шароитда қўлимизда бўлган маълумотлар характерига боғлиқ. Ўртача қониқарли бўлиши учун унинг муайян шакли ва турини белгилаш жараёнида қўйидаги шарт ва талабларни ҳисобга олиш тавсия этилади:

1. ўз-ўзидан равшанки, ўртача миқдорларни ҳисоблаш масаласини қуруқ кузатувчи ихтиёрига ҳавола қилиб бўлмайди, бу жараён маълум ғоявий қоидага, тартибга асосланиши керак. Биргина субъектив баҳолаш йўли билан аниқланган ўртача объектив маълумотларга қанчалик боғлиқ бўлса, бундан кам бўлмаган меъёрда кузатувчининг ихтиёрига, хоҳишига боғлиқ бўлиб қолади;

2. ўртача миқдор барча кузатишларга, уларнинг маълумотларига асосланиши керак, акс ҳолда у умумий тақсимотнинг ҳақиқий тасвирини тавсифлаб бера олмайди;

3. ўртача оддий ва кўркамли хоссаларга эга бўлиши мақбул, чунки бу ҳолда унинг умумий мазмунини илғаб олиш осонлашади;

4. яхши ният ярим давлат деганларидек, ўртачани тез ва энгилелпи ҳисоблаш истагини ҳам назарда тутиш мақбулдир. Ҳамма шароитлар тенг бўлган ҳолда ўртачани ҳисоблаш йўлларида энг энгилини танлаб олиш шак-шубҳасиз муддаодир. Аммо бу томонга катта аҳамият бериб, бошқа омилларга бефарқ қараш ҳам илтифотсизлик кўриниши бўлади;

5. танлама кузатишида танланма ўртача (танлаб олинган тўпلام учун ҳисобланган ўртача миқдор) тасодифий тебранишлар таъсири остида камроқ бўлиши маъқулдир.

Агарда айни бир тўпلامдан бир нечта ҳар хил танламалар олинса, танлашлар қанчалик пухта амалга оширилмасин, барибир танлама тўпلامларда ўртачалар камдан- кам ҳолда аниқ бир миқдорий ифодага эга бўлади. Ўртачанинг бир турида иккинчисига нисбатан катта фарқлар бўлиши мумкин. Иккита ўртача турдан бири айнан барқарорроқ миқдорга эга бўлувчисига устворлик бериш тўғри бўлади. Бу масала танлама кузатиш мавзусида батафсил қараб чиқилади;

6. яна бир муҳим талаб — ўртача тури урганилаётган статистик курсаткич табиатига мос бўлиши керак, акс ҳолда у предметли хоссасидан жудо бўлиб, ҳавосиз бушлиқ ҳолатига тушиб қолади;

7. ниҳоят, танлаб олинган меъёрлар билан алгебраик амалларни бажариш учун қулай имконият туғилсин. Масалан, агарда бирор тўпلام устидан икки ёки ундан кўп кузатишлардан олинган натижалари вариацион қаторлар кўринишида берилган бўлса, бирлашган қаторлар учун ўртача ҳеч қандай қийинчиликсиз қўшилувчи қатор ўртачалари орқали ифодаланиши керак. Агарда ўзгарувчи миқдорни икки ва ундан кўп бошқа ўзгарувчилар йиғиндиси сифатида тақдим этиш мумкин бўлса, у ҳолда умумий ўзгарувчи миқдор учун ўртача

хам осонлик билан унинг таркибий қисмлари учун ўртачалар орқали ифодаланиши керак. Бундай оддий муносабатларни осон йўл билан белгилаб бўлмайдиган меъёрни кенг қўламда қўллаш учун, кўри-нишда асос йўқ.

Энг муҳим ўртача миқдор турлари ва шаклларини кўриб чиқамиз.

7.2.1. Арифметик ўртача миқдорлар

Арифметик ўртача деб шундай илмий қоидага асосланган ўртачага айтиладики, у билан белгининг айрим қийматларини алмаштирилса, уларнинг умумий йиғиндиси ўзгармаслиги ва тўпلام бирликлари сонига нисбатан пропорционал тақсимланиши зарур.

Арифметик ўртача миқдор ўртачаларнинг энг содда ва амалиётда жуда кенг қўлланиладиган туридир. У ўрганилаётган белги тўпلام бирликларида эга бўладиган айрим миқдорий қийматларини қўшишдан олинладиган умумий ҳосилага (йиғиндига) ҳамда бирликлар сонига асосланади. Демак, унинг заминида алҳақлик яъни ҳақиқий ҳаётий кўрсаткичлар ётади. Агарда ўртача арифметик миқдорни вариацион қатор нуқтаи назаридан қарасак, у қатор вариантасининг шундай ўртача қийматики, уни ҳисоблашда варианталар қийматларининг

умумий йиғиндиси ўзгармас миқдор деб қаралади ва вариантлар сонига нисбатан пропорционал тақсимланган деб талқин этилади. Шу сабабли ўртача арифметик миқдорнинг тақсимот қаторидаги ўрни айрим варианта қийматлари ундан тенг икки ёқлама тафовутда булиши билан белгиланади.

Ўртача арифметик миқдор оддий ва тортилган шаклларга эга.

7.2.1.1. Оддий арифметик ўртача

Оддий арифметик ўртача ўрганилаётган белгининг айрим миқдорларини (яъни қатор вариантлари қийматларини) бир-бирига қўшиб, олинган йиғиндини уларнинг сонига (яъни қатор вариантлари сонига) булиш йули билан аниқланади. Агарда ўрганилаётган белгини x унинг айрим миқдорларини x_1, x_2, \dots, x_N ёки x_i ($i = 1, N$) ва уларнинг сонини N ҳамда ўртача даражасини \bar{X} деб белгиласак, у ҳолда оддий арифметик ўртача қуйидаги формула шаклига эга бўлади:

$$\bar{X}_{\text{од.ариф}} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n}{N} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{N} \quad (7.1)$$

Бу ерда: Σ — йиғинди белгисидир.

Агарда ўрталаштириладиган белги қийматлари ва уларнинг сони маълум ўзгармас тўпلام чегарасида ҳар доим қаралса, у ҳолда формула миқдорларига тегишли индексларни (шартли нишонларни) ту-

шуриб қолдириш мумкин. Бу ҳолда юқоридаги формула (7.1) қўйилган кўринишда ёзилади:

$$\bar{X}_{\text{од.ариф}} = \frac{\sum x}{N} \quad (7.1a)$$

Бу ерда: N — туплам ҳажми (урғанилаётган белги соҳибларининг сони).

Айтайлик, 5 фермер хўжалиги бир хил катталидаги экин майдонида пахта етиштириб, ҳар гектаридан 32, 28, 30, 31, 33 центнердан ҳосил йиғиб олган бўлсин. Бу ҳолда ўртача ҳосилдорлик оддий арифметик ўртача бўйича аниқланади:

$$\bar{X}_{\text{од.ариф}} = \frac{\sum x}{N} = \frac{32+28+30+31+33}{5} = \frac{154}{5} = 30.8 \text{ ц/га.}$$

7.2.2. Тортилган арифметик ўртача

Аммо хўжаликларда пахта экин майдони ҳар хил бўлса, масалан, биринчи хўжаликда 2 га, иккинчисиди 6 га, учинчисиди 7 га, тўртинчисиди 4 га ва бешинчисиди 3 га десак, у ҳолда ўртача ҳосилдорликни оддий арифметик ўртача ёрдамида ҳисоблаб бўлмайди. Чунки ўртачалаштирилаётган айрим миқдорлар (айрим хўжаликларни олган пахта ҳосилдорлиги) турлича вазнга, оғирликка эга. Ўртача ҳосилдорликни аниқлаш учун дастлаб экин майдонини ҳосилдорликка кўпайтириб ҳар бир хўжалик олган ялпи ҳосилни, кейин уларни қўшиб ҳамма хўжаликлар олган умумий ялпи ҳосилни ҳисоблаб чиқишимиз керак, яъни

$$28*2+29*6+30*7+31*4+32*3=56 +174+210+124+96=660 \text{ ц.}$$

Сўнгра экин майдонларини қўшиб, ҳамма хўжаликлардаги умумий пахта майдонини аниқлашимиз керак, яъни $2+6+7+4+3=22$ га. Пировард натижада ўртача ҳосилдорликни топиш учун умумий ялпи ҳосилни умумий пахта майдонига бўлишимиз лозим, яъни

$$\bar{x} = \frac{22*2+29*6+30*7+31*4+32*3}{2+6+7+4+3} = \frac{660}{22} = 30 \text{ ц/га.}$$

Умуман, агар X белгининг n миқдорлари

$$x_1, x_2, \dots, x_n \text{ ёки } x_i (i = \overline{1, n})$$

мос тартибда

$$f_1, f_2, \dots, f_n \text{ ёки } f_i (i = \overline{1, n})$$

мартадан кузатилган бўлса, ўртача арифметик миқдорнинг умумий ифодаси

$$\bar{X}_{\text{орт.ариф}} = \frac{f_1x_1+f_2x_2+\dots+f_nx_n}{f_1+f_2+\dots+f_n} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i x_i}{\sum_{i=1}^n f_i} \quad (7.2)$$

бўлади. Бу тортилган арифметик ўртача формуласидир, бунда f_i — уртачанинг вазни деб аталади.

Тортилган арифметик ўртача — урталашаётган миқдорларни уларнинг тўпلامда учрашиш сони билан тартиб олиб ҳисобланган уртачадир.

Тортилган арифметик уртачани бевосита жадвалда ҳисоблаш мумкин. Бунинг учун жадвалнинг иккита устунда урталаштирилаётган миқдорлар ва уларнинг кузатиш сонлари (тўплам бирликлари сони) қайд қилинади, уларни бир-бирига ёнма-ён тартибда кўпайтириб урталаштирилаётган кўрсаткичларнинг умумий қиймати аниқланади. Уни тўплам бирликлари сонига

булсак, урталаштирилаётган белгининг уртача кўрсаткичи ҳосил бўлади. Куйидаги жадвалда ўртача ҳосилдорликни юқоридаги маълумотларга асосланиб ҳисоблаш тасвирланган.

7.1-жадвал

Фермер хўжаликларига ўртача пахта ҳосилдорлигини аниқлаш тартиби

Фермер хўжалигини тартиб сони	Ҳосилдорлик x_i	Экин майдон, га f_i	Ялпи ҳосил $x_i f_i$
N	1	2	$3 = 1 \text{ гр.} \times 2 \text{ гр.}$
N 1	28	2	56
N 2	29	6	174
N 3	30	7	210
N 4	31	4	124
N 5	32	3	96
Ҳаммаси	$X_{\text{ариф.гор.}} = 30$	$\Sigma f_i = 22$	$\Sigma x_i f_i = 660$

Барча хўжаликлар учун ўртача ҳосилдорлик ялпи ҳосил 660 ц умумий экин майдон 22 гектарга бўлиб ҳисобланган ($660:22 = 30$).

Шундай қилиб тортилган арифметик ўртача урганилаётган белгининг айрим миқдорий қийматларидан ҳисобланган шундай ўртача даражаки, уни аниқлашда бу урталаштирилаётган миқдорлар тўплам бирликлари сони билан тартиб олинади. Демак, улар ўртача миқдор шаклланишида турлича оғирликда, салмоқда иштирок этади. Қайси миқдор кўпроқ кузатилган бўлса, у магнит каби ўртачани ўзига тортади.

7.2.3. Оралиқли вариацион қаторларда арифметик ўртачани ҳисоблаш тартиби

Айрим ҳолларда ўртача миқдорлар оралиқли қаторлар учун гуруҳий ва умумий ўртачаларни аниқлаш йўли билан, шунингдек нисбий миқдорлар асосида ҳам ҳисобланиши мумкин.

Тақсимот гуруҳлари ёпиқ ёки очиқ оралиқлар билан ифодаланган қаторлар учун ўртача миқдор ҳисоблаш ўзига хос хусусиятга эга. Бунинг учун дастлаб ҳар бир оралиқли гуруҳ учун унинг қуйи ва юқори чегаралари йиғиндисининг ярмига тенг қилиб гуруҳий ўртачалар ҳисобланади, сўнгра умуман қатор учун умумий ўртача аниқланади. Агарда гуруҳ оралиғи очиқ кўринишда бўлса, масалан, биринчи гуруҳнинг юқори чегараси кўрсатилгану, аммо қуйи чегараси йўқ ёки

охирги гуруҳнинг қуйи чегараси бор, бироқ юқори чегараси номаълум бўлса, дастлаб бу гуруҳлар учун номаълум даражалар аниқланади. Бунинг учун биринчи гуруҳ қуйи чегарасини топаётганда унинг юқори чегарасидан иккинчи гуруҳ оралиғининг катталиги (кенглиги) айириб ташланади. Охирги гуруҳнинг юқори даражасини белгилаш учун эса унинг қуйи даражаси устига олдинги гуруҳ оралиғининг кенглиги (катталиги) қушилади. Сўнгра барча гуруҳлар учун қуйи ва юқори даражалари йиғиндисининг ярми миқдорида гуруҳий ўртачалар, улардан эса қаторнинг умумий ўртача миқдори ҳисобланади. Бу ерда шуни назардан чиқармаслик керакки, гуруҳий ўртачаларни оралиқларининг юқори ва қуйи даражалари ярмига тенглаштириб олиш тақрибий ҳисоблашдир, албатта. Ҳар қандай тақрибийлик ҳақиқатга яқинлашиш бўлса ҳам, аммо унинг узгинаси эмас. Улар ўртасида маълум тафовут мавжуд. Фақат бир ҳолда ҳар бир гуруҳ ичида бирликлар (ҳодисалар) симметрик ёки муътадил оғувчан тақсимланишга эга бўлгандагина бундай тафовут бўлмайди. Тақрибий ҳисоблаш ҳақиқий натижани беради. Демак, гуруҳий ўртачаларни ҳисоблаш жараёнида маълум хатога йўл қўямиз, аммо айрим гуруҳлар учун у манфий ишорали, бошқалари учун эса мусбат ишорали бўлиши мумкин. Натижада улар бир-бирини қисқартириб, умумий ўртачада деярли текисланади. Шундай қилиб, гуруҳий ўртачаларни тақрибий ҳисоблаш натижасида юзага чиққан хатолар умумий ўртачага деярли таъсир этмайди.

Нисбий миқдорлар қатори учун ўртачани аниқлаш масаласига келсак, у ҳолда ўртача миқдор мазмунан ўрталаштирилаётган нисбий миқдорлар сингари мантиқий тузилишга эга деб қаралгандагина бу масала тўғри ечилиши мумкин. Бундай ўртача арифметик миқдорни қўллаш учун ўрталаштирилаётган нисбий миқдорларни уларнинг таққослаш асослари (белгининг айрим қийматлари) билан биргаликда қараш зарурияти келиб чиқади. Агарда улар (таққослаш асослари) ҳамма вариантларда бир хил қийматга эга бўлса, ўртача нисбий миқдор оддий арифметик ўртача бўйича аниқланади ёки улар ҳар хил қийматларга эга бўлган бўлса, тортилган арифметик қўлланади. Шартномани бажариш ўртача даражасини аниқлаш мисолимизда оралиқди қатор ва нисбий миқдорлар қатори учун тортилган арифметик ўртачани ҳисоблаш хусусиятларини куриб чиқамиз.

Биринчи гуруҳнинг қуйи чегараси номаълум, уни шартли равишда ушбу гуруҳнинг юқори чегараси (80) дан кейинги гуруҳ оралиғининг кенглиги $(90-80=10)$ айирмасига тенг деб қабул қиламиз, яъни $80-10=70\%$. Натижада бу гуруҳ учун шартномани бажариш ўртача даражаси $(70+80)/2=75\%$. Бошқа гуруҳлар учун ҳам қуйи ва юқори даражалар йиғиндиси ярмини ҳисоблаймиз. Охирги гуруҳда юқори чегара номаълум. Уни шартли равишда бу гуруҳ қуйи даражаси (130%) устига олдинги гуруҳ оралиқ кенглигини қушишга тенг қилиб қабул қиламиз, яъни $130+10=140\%$. У ҳолда охирги гуруҳ учун шартномани ўртача бажариш даражаси $(130+140)/2=135\%$. 7.2-жадвал 3-устунида ҳисоблаш натижалари қайд қилинган. Умуман ҳамма корхона-

Ўртача нисбий миқдорни оралиқли вариацион қаторларда ҳисоблаш

Шартномани бажариш даражаси буйича корхоналар гуруҳи (фоизда) X_i	Корхоналар сони n_i	Шартнома буйича маҳсулот етказиб бериш ҳажми (млн.сўм) f_i	Шартномани ўртача бажариш даражаси % X'_i	$X'_i f_i$	$f_i - \frac{f_i}{20}$	$f_i X'_i$	$y = \frac{x-105}{10}$
A	1	2	3	4	5	6	7
-80 гача	1	20	75	1500	1	75	-3
80-90	3	60	85	5100	3	255	-2
90-100	5	100	95	9500	5	475	-1
100-110	9	180	105	18900	9	945	0
110-120	7	140	115	16100	7	805	1
120-130	5	100	125	12500	5	625	2
130 ва ундан юқори	4	80	135	10800	4	540	3
Жами	34	680		74400	34	3720	

лар буйича шартномани бажариш ўртача даражасини аниқлаш учун аввломбор бу кўрсаткичнинг мазмуний тузилишини белгилаймиз. Маълумки, шартномани бажариш даражасини аниқлаш учун ҳақиқатда етказиб берилган маҳсулот ҳажмини шартномада кўзланган миқдори билан таққосланади. Демак, таққослаш асоси шартномада кўзланган маҳсулотни етказиб бериш кўрсаткичидан иборат. У ҳақида маълумотлар 2-устунда келтирилган. Улардан кўриниб турибдики, таққослаш асосан ҳар хил миқдорлар билан ифодаланган. Демак, умумий шартномани бажариш ўртача даражасини тортилган арифметик ўртача ёрдамида ҳисоблашимиз керак, яъни

$$\bar{X}_{\text{торт.ариф.}} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i x'_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{75 \cdot 20 + 85 \cdot 60 + 95 \cdot 100 + 105 \cdot 180 + 115 \cdot 140 + 125 \cdot 100 + 135 \cdot 80}{20 + 60 + 100 + 180 + 140 + 100 + 80} = \frac{74400}{680} = 109,4\%$$

Агарда айрим корхоналар ёки уларнинг гуруҳи шартномада деярлик бир хил ҳажмда маҳсулот етказиб бериши кўзланган бўлса, у ҳолда тортилган арифметик ўртача вазни қилиб корхоналар сонини олиш мумкин. Мисолимизда, барча гуруҳларда бир корхонага нисбатан шартномаларда ўртача 20 млн. сўм маҳсулот етказиб бериш кўзланган. Шунинг учун умумий шартномани ўртача бажариш даражасини қуйидагича аниқлаш мумкин:

$$\bar{X}_{\text{торт.ариф.}} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i n_i}{\sum_{i=1}^n n_i} = \frac{75 \cdot 1 + 85 \cdot 3 + 95 \cdot 5 + 105 \cdot 9 + 115 \cdot 7 + 125 \cdot 5 + 135 \cdot 4}{1 + 3 + 5 + 9 + 7 + 5 + 4} = \frac{3720}{34} = 109,4\%.$$

7.3. Арифметик ўртача хоссалари

Арифметик ўртача бир қатор хусусиятларга эга:

1. Белгининг айрим миқдорлари (қатор вариантларининг айрим қийматлари) билан уларнинг арифметик ўртача даражалари ўртасидаги фарқлар йиғиндиси доимо 0 га тенг, яъни:

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = 0$$

Исботи:

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = (x_1 - \bar{x}) + (x_2 - \bar{x}) + \dots + (x_n - \bar{x}) =$$

$$x_1 + x_2 + \dots + x_n - n\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i - n * \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = 0..$$

Тортилган арифметик ўртача учун:

$$\sum (x_i - \bar{x}) f_i = \sum (x_i f_i - \bar{x} f_i) = \sum x_i f_i - \sum \bar{x} f_i = \sum x_i f_i - \bar{x} \sum f_i = \sum f_i * \frac{\sum x_i f_i}{\sum f_i} = 0$$

Бу хоссадан ҳисобланган ўртача аниқлигини текширишда фойдаланиш мумкин;

2. Белгининг айрим миқдорлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги фарқларнинг квадратлари йиғиндиси минимал қийматга эга, яъни $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \min$ ёки $\sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})^2 = \min$. Хосса шартига биноан исталган бошқа ўзгармас миқдор а билан алмаштирсак,

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 < \sum_{i=1}^n (x_i - a)^2$$

ёки:

$$\sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})^2 < \sum_{i=1}^n f_i (x_i - a)^2$$

булиши керак.

Исботи:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n f_i (x_i - a)^2 &= \sum_{i=1}^n f_i [(x_i - \bar{x}) + (\bar{x} - a)]^2 = \sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})^2 + \\ &+ 2 \sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})(\bar{x} - a) + \sum_{i=1}^n f_i (\bar{x} - a)^2 \end{aligned}$$

Биринчи хоссага асосан: $\sum (x_i - \bar{x}) = 0$ бўлгани учун иккинчи қушилувчи ҳам 0 га тенг, яъни:

$$2 \sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x}) * (\bar{x} - a) = 0$$

Нагигада

$$\sum_{i=1}^n f_i (x_i - a)^2 = \sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^n f_i (\bar{x} - a)^2$$

Демак,

$$\sum_{i=1}^n f_i (x_i - a)^2 > \sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})^2.$$

Бу хосса арифметик ўртачага алоҳида аҳамият касб этади, чунки статистикада кенг қўлланадиган математиканинг кичик квадратлар усули унга асосланади;

3. Агар белгининг ҳар бир қийматини ўзгармас ихтиёрий сонга бўлинса (ёки кўпайтирилса), у ҳолда арифметик ўртача қиймати шу сон марта камаяди (ёки кўпаяди):

$$\frac{\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{c} f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{\bar{x}}{c}.$$

Исботи:
$$\frac{\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{c} f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{\frac{1}{c} \sum_{i=1}^n x_i f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{1}{c} \frac{\sum_{i=1}^n x_i f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{\bar{x}}{c}.$$

4. Агар белгининг ҳар бир қийматидан ўзгармас ихтиёрий сон айрилса, ёки қўшилса, у ҳолда арифметик ўртача қиймати ҳам шу сонга камаяди ёки кўпаяди.

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - c) f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \bar{x} - c$$

Исботи:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - c) f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i f_i - c f_i)}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i f_i - c \sum_{i=1}^n f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} - \frac{c \sum_{i=1}^n f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \bar{x} - c$$

5. Агар ўртача арифметик вазн қийматларини ўзгармас ихтиёрий сонга бўлинса (ёки кўпайтирилса), у ҳолда ўртачанинг қиймати ўзгармайди.

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i \frac{f_i}{c}}{\sum_{i=1}^n \frac{f_i}{c}} = \bar{x}$$

Исботи:

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i \frac{f_i}{c}}{\sum_{i=1}^n \frac{f_i}{c}} = \frac{\frac{1}{c} \sum_{i=1}^n x_i f_i}{\frac{1}{c} \sum_{i=1}^n f_i} = \bar{x}$$

Белгининг икки ва ундан ортиқ тўпламлар бўйича ўртача қийматларнинг йиғиндиси унинг умумий жамлама тўплам бўйича ўртача қийматига тенг:

$$\boxed{x + y = x + y}$$

Исботи:

$$\begin{aligned} \bar{x} + \bar{y} &= \frac{\bar{x} \sum_{i=1}^K f_i + \bar{y} \sum_{i=K+1}^n f_i}{\sum_{i=1}^K f_i + \sum_{i=K+1}^n f_i} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^K x_i f_i}{\sum_{i=1}^K f_i} \sum_{i=1}^K f_i + \frac{\sum_{i=K+1}^n y_j f_j}{\sum_{i=K+1}^n f_j} \sum_{i=K+1}^n f_j}{\sum_{i=1}^K f_i + \sum_{i=K+1}^n f_j} = \\ &= \frac{\sum_{i=1}^K x_i f_i + \sum_{i=K+1}^n y_j f_j}{\sum_{i=K}^n \sum_{j=1}^K f_{ij}} = \frac{\sum_{i=K}^n \sum_{j=1}^K (x_i + y_j) f_{ij}}{\sum_{j=K}^n \sum_{i=1}^K f_{ij}} = x + y. \end{aligned}$$

Арифметик ўртачанинг 3, 4, ва 5-хоссаларига асосланиб, уни ҳисоблаш усулини бирмунча соддалаштириш мумкин. Шундай усуллардан бири “шартли момент” ёки “шартли ўртача” усули деб аталади.¹

7.4. Арифметик ўртачани “шартли момент” усулида ҳисоблаш

Қатор вариантларидан ўзгармас ихтиёрий А сони айтириб, олинган натижа бошқа ихтиёрий В сонга бўлинади. Натижада берилган X_i

¹ Симметрик қаторларда арифметик ўртача қаторни баб-баравар икки қисмга бўлади ва унинг ўртадаги ҳади қийматига тенг бўлади. Шартли момент усулида ўша ҳад «шартли ўртача» ёки «ҳисоб бош нуқтаси» қилиб олинади. Шунинг учун бу усул биринчи тартибли моментни аниқлаш деб юритилади.

қатордан $y_i = \frac{x_i - A}{B}$ қатори вужудга келади. Бу қатор учун арифметик ўртача ҳисобланади

$$\bar{y} = \frac{\sum y_i f_i}{\sum f_i}$$

Сунгра у В сонига кўпайтирилади ва олинган натижа устига А сони кўшилади. Натижада бошланғич қаторнинг ҳақиқий арифметик ўртача миқдори келиб чиқади

$$\bar{x} = B\bar{y} + A$$

Кенглиги тенг оралиқли қаторларда “А” деб вариантнинг ўртадаги қийматини “В” урнида эса оралиқ кенглиги олиш тавсия этилади.

Бу ҳолда ҳисобнинг бош нуқтасида “У” қатор ҳади 0 га тенгдир. Ундан тепага манфий ишора билан тартибли сонлар (1,2,3...), пастда эса мусбат ишора билан ўша тартибдаги сонлар “У” қатор вариантлари сифатида юзага чиқади. 7.2-жадвалдаги қатор учун $A=105\%$, $B=10\%$ деб белгиласак, ўша ҳадда $U_4=(105-105)/10=0$, ундан бир ҳад юқорида $U_3=(95-105)/10=-1$, ҳудди шу тартибда пастда эса $U_5=(115-105)/10=+1$. “У” нинг бошқа қийматлари аниқланади. Улар 7.2-жадвалнинг 7-устунида келтирилган. Ўртача вазни f_i қийматларини 20 га бўлиб юборсак, 5-устундаги сонлар келиб чиқади, натижада:

$$\begin{aligned} \bar{y} &= \frac{\sum y_i f_i}{\sum f_i} = \frac{(-3)*1+(-2)*3+(-1)*5+0*9+1*7+2*5+3*4}{1+3+5+9+7+5+4} = \\ &= \frac{-14+29}{34} = \frac{15}{34} = + - 0.44 \\ \bar{x} &= \bar{y} * B + A = 0.44 * 10 + 115 = 109.4\% \end{aligned}$$

7.5. Иқтисодий ҳодисаларни ўрганишда арифметик ўртачани қўллаш

Ижтимоий-иқтисодий статистикада арифметик ўртачани қўллаш масаласи урганилаётган оммавий ҳодиса ёки жараённинг моҳиятига асосланиб, муайян тўплам доирасида унинг намоён булиш шакллари ўртасидаги ўзаро боғланишлар ва тақсимот хусусиятларини ҳамда текшириш мақсадини ҳисобга олиб ечилади.

Айрим қисмлардан таркиб топган тўплам умуман 3 тоифадаги курсакичлар билан таърифланиши мумкин. Бири урганилаётган белгининг айрим қисмларидаги миқдорий даражаси (қиймати)ни, иккинчиси унинг соҳиблар сонини яъни айрим қисм таркибига кирувчи бирликлар сонини ва ниҳоят, учинчиси айрим қисмлар бўйича белгининг умумий тўплама ҳажмини (жамлама миқдорини) белгилайди. Масалан, ишчиларни гуруҳларга ажратиб қарасак, ҳар бир

гуруҳ ишчисининг иш ҳақиси, меҳнат унумдорлиги ёки иш стажи, малака даражаси каби биринчи тоифадаги кўрсаткичлар билан бирга ишчилар сони - иккинчи тоифадаги кўрсаткич ва иш ҳақи фонди (ҳамма ишчилар иш ҳақиси), ялпи ишлаб чиқарилган маҳсулот, айти гуруҳдаги ишчиларнинг жамлама ёши, тўплама иш стажи, йиғма малака разрядлари (даражалари) сингари учинчи тоифадаги кўрсаткичлар билан таърифлаш мумкин. Фермер хўжаликлари статистикада пахта, дон ва бошқа экинлар бир гектаридан олинган ҳосилдорлик (биринчи тоифадаги кўрсаткич), уларнинг экин майдони (иккинчи тоифадаги кўрсаткич) ва ялпи йиғиб олинган ҳосил (учинчи тоифадаги кўрсаткич) сингари кўрсаткичлар билан одатда таърифланади.

Агарда ўрталаштирилаётган белгининг миқдорий даражаларини биринчи тоифадаги кўрсаткичлар, уларнинг соҳиблари сони ёки бирликлар сони (иккинчи тоифадаги кўрсаткичлар) билан боғланишда олиб ўртача даражани аниқламоқчи бўлсак, бундай шароитда арифметик ўртачани қўллаш мақулдир. Тақсимот қаторлари моҳиятан фақат биринчи тоифадаги миқдорлардан ёки биринчи ва иккинчи тоифадаги кўрсаткичлардан тузилиши мумкинлигини ҳисобга олсак, у ҳолда бу қаторлар учун ўртача миқдорни (белги ўртача қийматини) арифметик ўртача ёрдамида ҳисоблаш одатда қониқарли натижа беради. Бу ерда “одатда қониқарли натижа” деган ибора бекорга ишлатилгани йўқ. Албатта тақсимот қаторларининг шундай шакллари мавжудки, уларда арифметик ўртачани қўллаш нотўғри бўлади. Тўплам бирликлари симметрик ёки деярли нормал шаклда тақсимлангандагина арифметик ўртача қаторни тўлақонлик билан умумлаштириб таърифлай олади. Бунинг учун ўрганилаётган ҳодиса эркин ҳолда тебраниб, арифметик прогрессия ёки унга яқин шаклда ривожланиши керак. Бошқа ҳолларда арифметик ўртачани қўллаш учун тўла асос йўқ, чунки у тақсимот хусусиятларига мос хоссага эга бўлмайди.

Геометрик ўртача деб шундай илмий қондага асосланган ўртачага айтиладики, у билан ўрталаштирилаётган миқдорларни алмаштириш натижасида бу миқдорларнинг ўзаро кўпайтмалари натижаси ўзгармаслиги ва тўплам бирликлари бўйича геометрик прогрессия бўйича тақсимланиши зарур.

7.6. Геометрик ўртача миқдор

Ассиметрик, айтиқса, кучли оғишган (ёки чуққилашган, бўйига чузилган) тақсимот қаторларида геометрик ўртачани қўллаш асослироқдир. Ижтимоий-иқтисодий ҳаётда купчилик ҳодисалар ана шундай шаклдаги тақсимотга эга.

Геометрик ўртача $X_{\text{геом}}$ n - қатор ҳадларининг ўзаро кўпайтмасини n даражали илдиз остидан чиқариш ҳосиласидир, яъни

$$X_{\text{геом}} = \sqrt[n]{x_1 * x_2 * x_3 \dots x_n} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n x_i} \quad (7.3).$$

Бу ерда $\prod_{i=1}^n i = (1 + n)$ ҳадлар кўпайтмасини билдиради. Масалан, уйнинг эни 5 м, бўйи 11,4 м ва баландлиги 4 м десак, уй ҳажмининг ўртача томони узунлиги қанча?

$$x_{\text{ортача}} = \sqrt[3]{5 * 11,4 * 4} = \sqrt[3]{228} = 6,11 \text{ м.}$$

Ҳақиқатда ҳам уй ҳажми 228 м^3 ёки $6,11^3 = 228,099 \text{ м}^3$ (фарқи бутунлаштириш натижаси ҳисобланади). Арифметик ўртача нотўғри натижага олиб келади, чунки

$$x_{\text{арф}} = \frac{5+11,4+4}{3} = \frac{20,4}{3} = 6,8 \text{ м.}$$

Аммо $6,83=314,4 \text{ м}^3$, ваҳолангки ҳақиқатда уй ҳажми 228 м^3 . Бу мисол шу жиҳатдан ҳам эътиборга сазоворки, у ўртача моҳиятини аниқловчи ҳосса ҳодиса ёки жараённинг мантиқий мазмунига қараб ҳар хил курунишларда ифодаланиши мумкин. Ҳодиса моҳияти ўрталаштирилаётган белги миқдорларининг йиғиндисига мос, у билан уйғун бўлиши мумкин. Бунинг учун ҳодисаларнинг ривожланиш жараёни эркин ҳаракат сифатида илк бор юзага чиқа бошлашидан то ҳозирги ҳолатни олгунча қаралиши ва шунда ҳам улар фақат асосий омиллар (ички қонун) таъсири остида маълум ўртача шароитда шаклланган натижалар билан ифодаланиши, тасодифий кучлар таъсири эса ана шу ўртача шароитни вужудга келтириши керак. Бундай ҳолларда арифметик ўртачани қўллаш одатда (аммо ҳар доим эмас!) асосли бўлади, чунки ўзгарувчан белги қийматлари нормал тақсимот қонунига мувофиқ равишда шаклланади.

Нормал тақсимотда (арифметик ўртачадан мусбат ва манфий ишорали тафовутлар тенг вазнга эга бўлгани учун) айрим кузатишларнинг тасодифий хатолари ўзаро ейишади ва бароварлашади, пировард ҳисобда шундай натижа ҳосил бўладики, бу тасодифиятга боғлиқ бўлмайди, бутунлай хатодан холи бўлади. Агарда катталиги жиҳатидан бир хил аммо ишораси турлича бўлган тафовутлар тенг имкониятли бўлмаса, бу ҳолда арифметик ўртача тақсимот қаторининг асосий умумлаштирувчи кўрсаткичи сифатида тупламни тавсифлаш қудратига эга бўла олмайди, чунки у тафовутлар ўзаро ейишиб кетмаслиги мумкинлигидан келиб чиқадиган хатони ҳисобга олган бўлур эди. Масалан, ун ёқлама ассимметрия кузатилган ҳолда (айнан шундай тақсимот ҳаётда содир бўладиган иқтисодий, ижтимоий ва бошқа жараёнлар учун хос хусусиятдир) белгининг арифметик ўртачадан кичик қийматларининг эҳтимоли ундан катта бўлиш эҳтимолидан одатда оздир. Шунинг учун арифметик ўртача асосий тақсимот қонуниятини зўрайиш томонига бузиб тавсифлайди (у марказий тақсимот тенденциясини маълум “қушимча устама” билан акс эттиради). Алҳақликни нотўғри тасвирлаш даражаси ассимметрия катталигига боғлиқ ва у бу тоифадаги кўпчилик эгри чизиқларда тақсимот нотекислиги ёки бошқача айтганда табақаланиш даражасини англатади, холос. Масалан, аҳолининг катта қатламида (қисмида)

даромадлари усиши арифметик уртачада маълум шароитларда уз ифодасини топмаслиги мумкин ва, аксинча, унинг ортиши жуда бон. **аммо** аҳоли сонида арзимас қисмни ташкил этувчи табақалар ҳисобига руй бериши мумкин. Агарда табақаланиш чуқурлашса, жон бошига ёки бир оилага уртача туғри келадиган даромад динамикаси турмуш даражасининг ҳақиқий усишини бўрттириб юборади.

Шундай қилиб, яққол ифодаланган асимметрик тақсимотда (агарда у тасодиф бўлмасдан, ҳодиса табиатидан келиб чиқса) арифметик ўртача доимо маълум даражада “сохта” уртачадир.

Ўнг ёқлама ассимметрия билан характерланувчи нотекис тақсимотни юзага чиқиш сабаби одатда узгарувчан белги купдан-куп асосий омиллар ва иккиламчи тасодифий кучлар ва уларнинг узаро таъсири билан боғлиқдир. Бундай мураккаб жараёнда амал қилувчи омиллар билан шароит шундай узаро узвий бирикиб кетадики, уларнинг оқибатда таъсир кучи зўрайиб, кўпайиб боради, демак, ҳар бир янги тафовут ўртача кузатилган тўплама тасодифларга боғлиқ бўлмаслиги шарти, унинг эркинлиги бузилади. Айнан шундай ҳодисалар ва уларнинг миқдорлари учун одатда геометрик прогрессия буйича замонда ҳам, фазода (маконда) ҳам ривожланиш хосдир, натижада тўпلام сифат жиҳатдан турли тоифаларга табақаланади. Бундай шароитда геометрик уртача тақсимотнинг марказий тенденциясини аниқ бир маънода ифодалайди. Масалан, даромаднинг геометрик уртача даражаси унинг динамикаси айрим табақаларда қандай суъратлар билан ифодаланишидан қатъий назар, соҳибларнинг асосий тўпламида даромадларнинг кўнайиши ёки камайишини бир маънода акс эттиради. Тақсимот ассимметрияси ҳатто жуда зўрайганда ҳам уртача геометрик ўзининг қатордаги олдинги вазиятини асосан сақлайди, деярлик ўзгартирмайди. Иш ҳақи ва даромадларни шаклланиш жараёни билан ўзининг статистик механизми жиҳатидан ухшаш жараёнлар турли-туман иқтисодий ҳаёт соҳаларида, шунингдек табиатшунослик ва техникада кенг учрайди. Улар тез-тез учрабгина қолмасдан, бошқа бирмунча оддий жараёнларга нисбатан кенгроқ куламда тарқалгандир. Уларнинг умумий хоссалари: мультиплекативлик (кўпайиш хоссаси) акселерация (ички зўрайтирувчи кучга эга бўлиш), тўпلام нисбатан бир хил эмаслиги, муайян тасодифий миқдор ўртасидаги фарқлар эркинлик хусусиятига эга бўлмаслигидир. Бироқ энг асосий хусусият - белгининг тасодифий ўзгарувчанлиги қонуний, барқарор фарқлар (масалан, тенг малакали ходимлар иш ҳақи ўртасидаги фарқлар) билан бирикиб кетишида намоён бўлалади. Натижада ассимметрик тақсимот таркиб топади, у логорифмли шкалага айлантирилганда “нормал” шаклни олади, яъни белги логорифмлари учун нормал тақсимот сифатига эга бўлади.

Бундай тақсимот қаторларининг табиати ва хусусиятлари геометрик уртачада ўзининг аниқ ифодасини топади, чунки у қатор ҳадларининг логорифмларига асосланади. Ҳақиқатда ҳам (7.3) ифодани логорифмласак

$$\overline{\log x_{\text{геом}}} = \frac{\log x_1 + \log x_2 + \dots + \log x_n}{n} \quad (7.4).$$

Юқоридаги мисолимизда

$$\overline{\lg x_{\text{геом}}} = \frac{\log 5 + \log 11,4 + \log 4}{3} = 0,699 + 1,057 + 0,602$$

потенциалласак, $\overline{x_{\text{геом}}} = 6,11\text{м}$.

Шундай қилиб, тақсимот қаторларида ассимметрия аниқ ифодаланган бўлиб, у тасодифият билан эмас, балки оммавий жараённинг моҳияти билан боғлиқ бўлса, бу ҳолда геометрик ўртача марказий тенденцияни туғри тасвирлайдиган намунавий ўртача ҳисобланади. Тақсимот қонуни номаълум бўлганда ҳам бу геометрик ўртачадан фойдаланиш статистик таҳлилда аҳамият касб этади.

7.7. Нисбий ўзгаришлар учун геометрик ўртачани аниқлаш

Гап шундаки, ҳодисаларнинг ривожланиш қонуниятлари макон ва замонда абсолют миқдорий даражалар ва ўзгаришлар шаклида намоён бўлиши билан бир қаторда, уларнинг табиати ва хусусиятлари бу миқдорларни фазода ва замонда таққослаш натижаларида янада ойдинлашади. Қатор миқдорларининг қиёсий нисбатлари тақсимот ассимметриясини яққол ва тўлароқ тасвирлайди, унинг янги қирраларини англаш имконини беради.

Бозор иқтисодиёти, унинг ҳодиса ва жараёнлари жуда мураккаб шароитда, купдан-куп омиллар ва кучларнинг ҳаракати, бир-бири билан узаро бирикиши ва таъсири, туғри ва тескари боғланишлари, атроф-муҳит ва инсон идроки ва ҳис-туйғулари билан узвий бирлашиши ва узаро таъсири остида ривожланади. Бозор шундай ички механизмларга эгаки, улар иқтисодиёт тараққиётини сошлаб, барқарорлаштира олади, унинг ўсиш суръатлари жадаллашиши учун имконият яратади. Бу табиатан капитал мураккаб фоизларга мувофиқ равишда ўз-ўзидан ортиб борувчи қиймат эканлигида ўзининг ифодасини топади. Ҳақиқатда ҳам тадбиркор олган фойдани ишлаб чиқаришни кенгайтириш учун капитал қўйилма (инвестиция) шаклида сарфлайди. У бошланғич активлар билан бирлашиб қўшимча даромад келтиради. Демак, капитал ўз-ўзидан кўпайиб, жамғарилиб боради ва бу жараён мураккаб фоизларни ҳисоблашга ўхшайди. Худди шунингдек, банкка қўйилган пул учун фоиз даромадлари ёки ундан олинган қарз (кредит) учун фоиз туловлари ҳам мураккаб фоиз ҳисобига асосланади. Барча инвестициялар ва бошқа харажатларни ҳамда уларнинг натижаларини иқтисодий баҳолаш мураккаб фоизлар ёрдамида дисконтлаштириш йўли билан амалга оширилади. Шундай қилиб, иқтисодий ҳодисалар динамикасини ҳам, вариацион қаторларни ҳам статистик таҳлилда геометрик ўртачани қўллаш назарий асосга ва амалий аҳамиятга эга.

Нисбий ўзгаришлар учун геометрик ўртача қуйидаги формула билан ифодаланади:

$$\bar{K}_{\text{геом}} = \sqrt[m]{K_1 * K_2 \dots K_m} = \sum \sqrt[m]{\prod_{i=1}^m K_i} \quad (7.5)$$

ёки

$$\lg \bar{K}_{\text{геом}} = \frac{\lg K_1 + \lg K_2 + \dots + \lg K_m}{m} \quad (7.5a)$$

Бу ерда:

K_i - динамика қаторларида давр сайин (занжирсимон) ўсиш коэффициентлари, вариацион қаторларда эса - ҳар бир ҳадни (варианта) узидан олдинги ҳадга (вариантага) нисбати;

Π - қупайтириш аломати.

Мисол: Ўғит бериш миқдорига қараб пахта ҳосилдорлиги қуйидагича ифодаланган.

7.3-жадвал

Ўғитланган майдонда пахта ҳосилдорлиги

Курсаткичлар	Ўғит солинмаган майдонда	Номига ўғит берилган	Нормадан озроқ берилган	Нормада берилган	Нормадан куп берилган
Ҳосилдорлик (ц-га)	10	13	19,5	35,7	39,3
Ўзидан олдинги даражага нисбатан (K_i)	-	1,3	1,5	1,83	1,1

Ўғит берилган майдонларда ҳосилдорликнинг ўртача нисбий ўзгариши:

$$\begin{aligned} \bar{K}_{\text{геом}} &= \sqrt[m]{\prod_{i=1}^m K_i} = \sqrt[4]{1.3 * 1.5 * 1.83 * 1.1} = \frac{\log 1.3 + \log 1.5 + \log 1.83 + \log 1.1}{4} = \\ &= \frac{0.11394 + 0.17609 + 0.26245 + 0.04139}{4} = \frac{0.593871}{4} = 0.14847. \end{aligned}$$

Потенциаллаштиригандан сунг

$$\bar{K}_{\text{геом}} = 1,408 \quad \text{ёки} \quad 140,8 \%.$$

Демак, ўғитланган майдонларда ўғит бериш нормасини қупайтириш ҳисобига пахта ҳосилдорлиги 1,41 марта ёки 41% га ошган. Агарда нисбий ўзгаришлар вазнларга эга бўлса, геометрик тортилган ўртача қўлланади, яъни

$$\bar{K}_{\text{тор.геом}} = \sum \sqrt[m]{K_1^{w_1} * K_2^{w_2} * \dots * K_m^{w_m}} = \sum \sqrt[m]{\prod_{i=1}^m K_i^{w_i}} \quad (7.6)$$

ёки

$$\log \bar{K}_{\text{норм.геом}} = \frac{w_1 \log K_1 + w_2 \log K_2 + \dots + w \log K_m}{\Sigma W}$$

7.3-жадвални қуйидаги маълумотлар билан тулдирсак,

	Ўғит солинмаган	Номига солинган	Нормадан озроқ	Нормада	Нормадан жуда куп
Экин майдони (га)	23	20	25	30	25

$$\bar{K}_{\text{норм.геом}} = \Sigma \sqrt[m]{\prod_{i=1}^m K_i^w} = \sqrt[100]{1,3^{20} * 1,5^{25} * 1,83^{30} * 1,1^{25}} =$$

$$= \frac{20 \log 1.3 + 25 \log 1.5 + 30 \log 1.83 + 25 \log 1.1}{20 + 25 + 30 + 25} = \frac{2.2789 + 4.4023 + 7.8735 + 1.3482}{100} = 0.15903.$$

Потенциаллаштиргандан сунг

$$K_{\text{норм.геом}} = 1,442 \text{ ёки } 144,2 \%$$

Демак, барча ўғит берилган майдонларда (100 га) пахта ҳосилдорлиғи ўғит нормасини купаитириш ҳисобига 44,2 % га ошган.

7.8. Нисбий ўзгариш асосида геометрик ўртача даражасини аниқлаш

Вариацион қатор учун геометрик ўртача миқдорни нисбий ўзгаришлар орқали ҳам аниқлаш мумкин. Бунинг (7.3) формулага қуйидаги математик ўзгартиришлар киритиш керак.

	X_1	X_2	X_3	X_{n-1}	X_n
Нисбий ўзгариш коэффициенти		$K_{2/1} = x_2/x_1$	$K_{3/2} = x_3/x_2$	$K_{n-1/n-2} = x_{n-1}/x_{n-2}$	$K_{n/n-1} = x_n/x_{n-1}$
а) Ўзидан олдинги ҳадга нисбатан - $K_{i/(i-1)} = \frac{x_i}{x_{i-1}}$	X_1	$X_2 = X_1 K_{2/1}$	$X_3 = X_2 K_{3/2}$	$X_{n-1} = X_{n-2} K_{n-1/n-2}$	$X_n = X_{n-1} K_{n/n-1}$
бундан $X_i = X_{i-1} * K_i$ $X_{i-1} = X_i / K_i$ булгани учун	X_1	$X_2 = X_1 K_{2/1}$	$X_3 = X_1 K_{2/1} K_{3/2}$	$X_{n-1} = X_1 K_{2/1} * K_{3/2} * K_{n-1/n-2}$	$X_n = X_1 * K_{2/1} * K_{3/2} * K_{n/n-1}$
б) бошланғич ҳадга нисбатан $K_{i/1} = \frac{x_i}{x_1}$	$K_{i/1} = 1$	$K_{2/1} = X_2/X_1$	$K_{3/1} = X_3/X_1$	$K_{n-1/1} = X_{n-1}/X_1$	$K_{n/1} = X_n/X_1$
бундан $X_i = X_1 * K_{i/1}$	X_1	$X_2 K_{2/1}$	$X_3 K_{3/1}$	$X_{n-1} K_{n-1/1}$	$X_n K_{n/1}$

а) Зикр этилган алгебраик алмашувларни (7.3) формулага киритсак;

$$\bar{X}_{\text{геом}} = \sqrt[n]{X_1 * X_2 * \dots * X_n} =$$

$$= \sqrt[n]{X_1 * X_1 K_{2/1} * X_1 K_{2/1} K_{3/2} * \dots * X_1 K_{2/1} K_{3/2} * \dots * K_{n/n-1}} =$$

$$= X_1 \sqrt[n]{K_{2/1}^{n-1} * K_{3/2}^{n-2} * K_{(n-2)/(n-1)}^2 * K_{n/(n-1)}}. \quad (7.7)$$

Ўзидан олдинги ҳадларига нисбатан ҳисобланган нисбий ўзгаришлар занжирсимон коэффициентлар К (занжирсимон динамика нис-

бий миқдорларига ўхшаб!) бўлгани ва уларнинг сони (m) қатор ҳадлари сонидан (n) битта кам бўлгани учун $n=m+1$

$$\bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m+1]{K_1^m * K_2^{m-1} * K_3^{m-2} * \dots * K_m}$$

Вазли қаторлар учун:

$$\bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[\Sigma w_i]{K_1^{\Sigma w_{(1,m)}} * K_2^{\Sigma w_{(2,m)}} * K_3^{\Sigma w_{(3,m)}} * \dots * K_{m-1}^{\Sigma w_{(m-1,m)}} * K_m^{\Sigma w_m}} \quad (7.7a)$$

Демак, вариацион қаторнинг геометрик ўртача қиймати бошланғич ҳад қийматини ҳадлар сонидан битта кам даражали занжирсимон ўзгариш коэффициентлари купайтмасидан олинган геометрик ўртача коэффициентига купайтириш натижасига тенг.

б) баён этилган алгебраик алмашувларни (7.3) формулага киритсак:

$$\begin{aligned} \bar{X}_{\text{геом}} &= \sqrt[X_1 * X_2 * X_3 * \dots * X_n]{} = \\ &= \sqrt[X_1 * X_1 K_{2/1} * X_1 K_{3/1} * \dots * X_1 K_{(n-1)/1} * X_1 K_{n/1}]{} = \\ &= X_1 * \sqrt[K_{1(\text{зам})} * K_{2(\text{зам})} * K_{3(\text{зам})} * \dots * K_{n-1(\text{зам})} * K_{n(\text{зам})}]{} \end{aligned}$$

Бошланғич қатор ҳадига нисбатан ҳисобланган нисбий ўзгаришлар заминий коэффициентлар $K_{\text{зам}}$ (заминий динамика нисбий миқдорларига ўхшаб!) бўлган ва уларнинг сони (m) қатор ҳадлари сонидан n битта кам бўлгани учун $n=m+1$

$$X_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m]{K_{1(\text{зам})} * K_{2(\text{зам})} * K_{3(\text{зам})}}$$

ёки

$$\bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m+1]{\prod_{i=1}^m K_{i(\text{зам})}} \quad (7.8)$$

Вазли қаторлар учун

$$\bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[\Sigma w_i]{\prod_{i=1}^m K_{i(\text{зам})}^{w_i}} \quad (7.8a)$$

Демак, вариацион қаторнинг геометрик ўртача қийматини аниқлаш учун биринчи ҳад қийматини унга нисбатан ҳисобланган заминий ўзгариш коэффициентларидан ҳисобланган геометрик ўртача коэффициентига купайтириш керак.

7.1-жадвал маълумотлари асосида ҳисобланган геометрик ўртача ҳосилдорлик

$$\bar{X}_{\text{геом}} = \sqrt[5]{10 * 13 * 19,5 * 35,7 * 39,3} = 20,44 / \text{га} \quad \text{тенг эди.}$$

7.7a формула бўйича ҳисоблашни амалга оширсак,

$$\bar{X}_{\text{геом}} = 10 * \sqrt[5]{1,3^4 * 1,5^3 * 1,83^2 * 1,1}$$

Логарифмласак,

$$\begin{aligned} \lg \bar{X}_{\text{геом}} &= 1 + \frac{4 * \lg 1,3 + 3 * \lg 1,5 + 2 * \lg 1,83 + \lg 1,1}{5} = \\ &= 1 + \frac{0,455772 + 0,528273 + 0,524902 + 0,041393}{5} = 1 + \frac{1,550340}{5} = 1,31006 \end{aligned}$$

Потенциаллаштирсак

$$\bar{X}_{\text{геом}} = 20,4 \text{ ц/га.}$$

Фақат ўғит берилган майдонлар учун геометрик ўртача ҳосилдорликни ҳисобласак

$$\begin{aligned} \bar{X}_{\text{геом}} &= 13 * \sqrt[4]{1,5^3 * 1,83^2 * 1,1} = \\ &= 1,11394 + \frac{3 * \lg 1,5 + 2 * \lg 1,83 + \lg 1,1}{4} = 1,11394 + \frac{1,094568}{4} = 1,38758. \end{aligned}$$

Потенциаллаштирсак $\bar{X}_{\text{геом}} = 24,4 \text{ ц/га.}$

Демак, ўғит берилган майдонларда ҳосилдорлик ўғит берилмаган майдонга нисбатан 2,44 марта юқори (24,4:10). Бу натижани олдинги ҳисоблаш натижасидан фарқ қилиши (1,41) нинг сабаби шундаки, олдин сўз ўғит берилган майдонларда ўғит нормасини кўпайтириш ҳисобиға олинган натижа (ҳосилдорликнинг ошиши) устида бора-риди. Бу ерда эса бутун ўғит берилган майдонда ўғит берилмаган майдонга нисбатан ҳосилдорлик кўпайиши назарда тутилади. Демак, бу ҳолда ўғитнинг тула самараси аниқланаяпти, ваҳоланки олдин эса қўшимча берилган ўғит самараси баҳоланган эди.

(7.8) формула ҳам айнан шундай хулосага олиб келади. Бу формула бўйича ҳамма майдонларда ўртача ҳосилдорликни аниқлаш учун заминий (ўғит берилмаган майдонга нисбатан) ўсиш коэффициентларини аниқлаймиз: $13/10=1,3$; $19,5/10=1,95$; $35,7/10=3,57$; $39,3/10=3,93$.

$$\text{Натижада } \bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m+1]{\prod_{i=1}^m K_{i(\text{зам})}} = 10 * \sqrt[5]{1,3 * 1,95 * 3,57 * 3,93}.$$

$$\lg \bar{X}_{\text{геом}} = 1 + \frac{\lg 1,3 + \lg 1,95 + \lg 3,57 + \lg 3,93}{5} =$$

$$\text{Логарифмласак } = 1 + \frac{0,11394 + 0,29004 + 0,55267 + 0,59439}{5} = 1,310208.$$

Потенциаллаштирсак $\bar{X}_{\text{геом}} = 20,4 \text{ ц/га.}$

Фақат ўғит берилган майдонлар учун ўртача ҳосилдорлиқни (7.8) формула бўйича аниқлаш учун дастлаб оз ўғит берилган майдон ҳосилдорлиги (13 ц/га) нисбатан заминий узғариш коэффициентларини ҳисоблаб чиқиш керак, яъни $19,5/13=1,5$; $35,7/13=2,746$; $39,3/13=3,02$.

Бу ҳолда
$$\bar{X}_{\text{геом}} = 13 * \sqrt[4]{1,5 * 2,746 * 3,02}.$$

Бундан

$$\begin{aligned} \lg \bar{X}_{\text{геом}} &= \lg 13 + \frac{\lg 1,5 + \lg 2,746 + \lg 3,02 + \lg 3,93}{4} = \\ &= 1.11394 + \frac{0.17109 + 0.43870 + 0.48001}{4} = 1.38764. \end{aligned}$$

Потенциаллаштирсак
$$\bar{X}_{\text{геом}} = 24,4 \text{ ц/га}.$$

Геометрик ўртачани аниқлаш жараёнида қатор миқдорларини логорифмлаштириш натижасида турли катталиқдаги сонлар бир асосга (унли ёки натурал) келади. Шу билан бир вақтда бу жараёнда тақсимот асимметриясида намоён бўлаётган ҳодиса сифатидаги фарқлар ҳам бир асосга, бошланғич таққослама ҳолатга келади, чунки улар бевосита ҳодиса миқдорларида, улар ўртасидаги фарқларда ўз ифодасини топади. Резинкани чузиб қўйиб юборилганда у бошланғич ҳолатни олгани сингари миқдорий узғаришлар жамланиши натижасида юзага келадиган сифат узғаришларни ҳам тескари ҳаракатда қарасак, миқдорлар бошланғич асосга келтирилганда сифат ҳам дастлабки ҳолатга қайтади деган мантиқ геометрик ўртача моҳияти асосида ётади. Шунинг учун белгининг сифат жиҳатидан (миқдорий нисбатлар нуқтаи назаридан ҳам) максимал ва минимал қийматларидан баб-баравар олислиқда ётган ўртача қийматини аниқлашда фақат геометрик ўртача энг тўғри, объектив натижа олиш имконини беради. Масалан, лотореяда максимал ютуғ бир миллион сўм ва минимал ютуқ икки юз сўм кўзланган. Бу ҳолда, ўртача ютуқ неча сўмни ташкил этади? Геометрик ўртачадан бошқа ҳеч қандай ўртача тўғри натижа бермайди. Мисол учун, ўртача арифметик 500100 сўмга тенг, аммо бу жуда катта сон, 200 дан кўра 1 млн. сўмга яқинроқдир. Ўрта гармоник эса (399,92 сўм) 200 сўмга яқин натижа беради. Фақат ўртача геометрик иқтисодиёт ва мантиқ жиҳатидан тўғри натижа беради.

$$\bar{X}_{\text{геом}} = \sqrt{200 * 1000000} = 14142,14$$

Бу 1 млн. сўм ҳам эмас, 200 сўм ҳам эмас, ҳақиқатда уларнинг ўртасидаги ўртача сондир.

7.9. Геометрик ўртачанинг математик хоссалари

Геометрик ўртача ҳам арифметик ўртача сингари қатор математик хоссаларга эга. Агарда ўрталаштириляётган айрим миқдорларнинг

арифметик ўртачадан мусбат ва манфий ишорали тафовутлари ўзаро ейишса (биринчи хосса $\sum(x_i - \bar{x}) = 0$), ўртача геометрик учун эса узгарувчан миқдорларнинг бу ўртачадан нисбий тафовутлари ўзаро ейишади. Бу ерда нисбий тафовут деганда муайян узгарувчи қийматининг геометрик ўртачага нисбати назарда тутилади.

Ҳақиқатда ҳам $\frac{x_1}{x_{геом}}, \frac{x_2}{x_{геом}}, \frac{x_n}{x_{геом}}$, булар билан нисбий тафовутлар ифодаланса, у ҳолда ўзгарувчи қиймати x_i геометрик ўртачадан $\bar{x}_{геом}$ катта ёки кичиклигига қараб, бу тафовутлар бирдан катта ёки кичикдир. Нисбий тафовутларни бир-бири билан купайтириб ва (7.3) формулани ҳисобга олиб

$$\frac{x_1 \cdot x_2 \cdot \dots \cdot x_n}{x_{геом}^n} = \frac{x_i^n}{x_{геом}^n} = 1.$$

Геометрик ўртачанинг бу хоссасини уй ҳажмини аниқлаш мисолида текшириб кураимиз. Агар уй ички сатҳининг эни 5м узунлиги 11,4 ва баландлиги 4м булса, у ҳолда ҳажмининг ўртача қирраси

$$\sqrt[3]{5 \cdot 11,4 \cdot 4} = \sqrt[3]{228} = 6,11 \text{ м.}$$

$$\text{Демак, } \frac{5}{6,11} \cdot \frac{11,4}{6,11} \cdot \frac{4}{6,11} = \frac{228,0}{6,11^3} = \frac{228,0}{228,099} = 1.$$

Геометрик ўртача аслида 6,10909 билан ифодаланган, биз уни 6,11 м деб бутунлаштирган эдик. Шунинг ҳисобига бироз ҳисоблашда ҳа-тога йўл қўйилди.

Геометрик ўртачанинг яна бир математик хоссаси шундан иборатки, иккита тўпламни бирлашмаси учун умумий геометрик ўртача ҳар бир тўплам геометрик ўртачаларнинг купайтмасига тенг.

$$\overline{x_i \cdot x_j} = \bar{x}_i \cdot \bar{x}_j$$

Агарда логарифмлаш ёрдамида геометрик ўртачани ўртача арифметик ифодага келтирсак, у ҳолда геометрик ўртача логарифми учун арифметик ўртачанинг барча хусусиятлари хос булади. Бу ҳолда геометрик ўртача логарифми ва айрим узгарувчиларнинг логарифмини биргаликда олиб қараш керак, албатта.

7.10. Гармоник ўртача

Юқорида баён этилган арифметик ўртача ва геометрик ўртачани аниқлаш тартибини синчиклаб ўрганиб чиқсак, бу жараёнда маълум қоидалар борлигини илғаб олиш қийин эмас. Арифметик ўртачани ҳам, геометрик ўртачани ҳам ҳисоблаш жараёнида ўрганилаётган белгининг айрим миқдорлари (қатор вариантларининг қийматлари $x_i(1, n)$) уларнинг ўртачаси билан алмаштирилаяпти ва бу алмашувни маълум қоидага (шарт -талабга) биноан бажарилаяпти.

Масалан, арифметик ўртачада $\sum X_i = n\bar{X}_{арф}$, геометрик ўртачада эса $\sum \Pi X_i = X^n_{геом}$ деган қоидага асосланиляпти. Математик жиҳатдан $X (1:n)$ — ўзгарувчи миқдорлар уларнинг функцияси арифметик ўртача топинида $f(x_i) \Rightarrow \sum X_i = const$, геометрик ўртача эса $f(x_i) \Rightarrow \sum \Pi x_i = const$ константа, яъни ўзгармас миқдор деб қаралаяпти.

Демак, математик иборалар билан айтганда ўртача миқдор (x) ўзгарувчиларнинг (x_i) шундай функциясики, $[\bar{x} = f(x_i)]$, уни аниқлаётганда ўзгарувчилар билан бажариладиган арифметик амалларнинг жамлама йиғиндиси константа, яъни ўзгармас миқдор деб қаралади. Гармоник ўртачада ўзгарувчи миқдорларнинг тескари қийматларининг йиғиндиси, яъни $\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} = const$, ўзгармас миқдор деб қаралади.

Гармоник ўртача деб шундай ўртача миқдорга айтиладики, у билан ўзгарувчиларни алмаштираётганда уларнинг тескари қийматлари йиғиндиси ўзгармас миқдор деб қаралади.

Ўз-ўзидан равшанки, иқтисодий ҳодисалар учун ўртачани аниқлаётганда бу қоида ҳодисанинг иқтисодий моҳияти жиҳатидан асосланиши керак, албатта, акс ҳолда олинган ўртача миқдор ва унинг сифат асоси бир-бирига монанд бўлмай қолади. Шунинг учун гармоник ўртачани қўллаш қоидасини оддий бир мисолда кўриб чиқишдан бошлаймиз.

Масалан, иккита тракторчи 10 соат ер ҳайдади. Ҳайдаш давомида биринчи тракторчи гектарига 30 минут, иккинчиси эса 20 минут вақт сарфлади. Ҳар иккала тракторчи ўртача 1 гектарга қанча вақт сарфлаганини ҳисобланг. Ўртача арифметик формула ёрдамида ҳисобламоқчи бўлсак, у ҳолда ўртача 25 минут вақт сарфланган:

$$(30 - 20)/2 = 25 \text{ мин.}$$

Аммо ўртачани бундай усулда ҳисоблаш нотўғри натижага олиб келади. Чунки ўртача сарфланган вақтни ҳисоблаш учун жами сарфланган вақтни жами ҳайдалган ер майдонга бўлиш керак, яъни:

$$\bar{x} \text{ сарфланган вақт} = \frac{\text{(жами сарфланган вақт (киши - минут))}}{\text{(жами ҳайдалган ер (га))}};$$

1) жами сарфланган вақт = 10 соат * 2 тракторчи * 60 мин = 1200 киши - минут;

2) биринчи тракторчи гектарига 30 мин. сарфлаб, 10 соатда 20 га, иккинчиси эса гектарига 20 мин. сарфлаб, 30 га ер ҳайдаган.

Демак, ҳар иккала тракторчининг 16 соатда ҳайдаган ери 50 гектарга тенг.

$$\bar{X}_{сарф.вақт} = \frac{1200}{50} = 24 \text{ мин.}$$

Ушбу ўртача кўрсаткични олиш тартибини синчиклаб ўрганиб, умумлаштирсак, қуйидаги формула вужудга келади:

$$\bar{X}_{\text{гарм.}} = \frac{1_1 + 1_2 + \dots + 1_n}{\frac{1}{x_1} + \frac{1}{x_2} + \dots + \frac{1}{x_n}}$$

ёки қисқача:

$$\bar{X}_{\text{гарм.}} = \frac{N}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}$$

Мисолимизда:

$$\bar{X}_{\text{гарм.}} = \frac{N}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}} = \frac{1+1}{\frac{1}{30} + \frac{1}{20}} = \frac{1+1}{0,033+0,050} = \frac{2}{0,083} = 24 \text{ мин.}$$

Ўртача тортилган гармоник миқдор ўрталаштирилаётган миқдорлар ҳар хил вазнга (f_i) эга бўлган тақдирда қўлланилади ва қуйидагича ҳисобланади:

$$\bar{X}_{\text{гарм. торт.}} = \frac{w_1 + w_2 + w_3 + \dots + w_n}{\frac{w_1}{x_1} + \frac{w_2}{x_2} + \frac{w_3}{x_3} + \dots + \frac{w_n}{x_n}} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i}{\sum_{i=1}^n \frac{w_i}{x_i}}$$

Конкрет шароитда ўртача гармоник формулани қўллаш қуйидаги ҳолатларга боғлиқ.

Маълумки, ҳар қандай ўртача миқдор иккита кўрсаткичнинг бирига бўлган нисбатидан юзага чиқади. Биринчи кўрсаткич ўрталаштирилаётган белгининг умумий ҳажмини ифодаласа, иккинчи кўрсаткич ўрталаштирилаётган белгининг сони (вазни, учрашиш тезлиги)ни белгилайди. Агар белгининг ҳажмини ифодаловчи маълумот (яъни нисбатнинг суръати) билан белгининг айрим даражалари маълум бўлса, у ҳолда ўртача миқдор ўртача гармоник формула ёрдамида ҳисобланади. Агар белгининг ҳажми ва туплам сони маълум бўла туриб, айрим даражалари номаълум бўлса, у ҳолда агрегат ўртача формула қўлланади, яъни

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n m_i}{\sum_{i=1}^n f_i}$$

Ва ниҳоят, туплам қисмлари оралиқлари учун айрим даражалар билан вариантлар (объектлар) сони маълум бўлса, у ҳолда арифметик ўртача ишлатилади.

Демак, ўртача миқдорни ҳисоблашдан олдин даставвал унинг моҳиятини ифодаловчи нисбатни аниқлаб олиш лозим. Сунгра қайси бир маълумотлар маълумлиги, қайси бири эса номаълумлигига қараб ўртачани у ёки бу формула ёрдамида ҳисоблаш керак.

Масалан: қуйидаги маълумотлар келтирилган:

Корхона тартиб рақами	январь		февраль		март	
	ўртача соатлик иш ҳақи (сўм)	иш ҳақи фонди (сўм)	ўртача соатлик иш ҳақи (сўм)	ишчилар сони (киши)	иш ҳақи фонди (сўм)	ишчилар сони (киши)
	x	w	x	f	w	t
1	90	63000	90	500	20000	200
2	110	110000	120	1100	162500	1300
3	140	42000	145	400	75000	500
Жами	-	215000	-	2000	257500	2000

Корхоналар тўплами учун январь, февраль, март ойлари ва биринчи квартал учун ўртача иш ҳақини ҳисобланг.

Маълумки, ўртача иш ҳақини ҳисоблаш учун иш ҳақи фондини ишчилар сонига бўлиш керак. Январь ойида нисбатнинг суръати ва белгининг индивидуал даражалари келтирилган. Аммо нисбатнинг махражи ёки ишчилар сони номаълум. Демак, ўртача миқдорни ҳисоблаш учун шартимизга биноан ўртача гармоник формулани қўллашимиз керак.

$$\begin{aligned} \text{Ўртача иш ҳақи сўм.} &= \frac{\sum w}{\sum x} = \frac{63000+110000+42000}{90 + 110 + 140} = \frac{215000}{700+1000+300} = \\ &= \frac{215000}{2000} = 107.50 \text{ сўм.} \end{aligned}$$

Февраль ойида нисбатнинг махражи ва белгининг индивидуал даражалари келтирилган. Аммо нисбатнинг суръати ёки иш ҳақи фонди номаълум. Бундай ҳолларда, юқоридаги шартимизга биноан ўртача миқдорни ҳисоблаш учун арифметик тортилган ўртача формуласини қўллаш лозим:

$$\begin{aligned} \text{Ўртача иш ҳақи (февраль)} &= \frac{\sum xf}{\sum f} = \frac{95*500+120*1100+145*400}{500+1100+400} = \\ &= \frac{47500+132000+58000}{2000} = \frac{237500}{2000} = 118.75 \text{ сўм.} \end{aligned}$$

Март ойида нисбатнинг суръати ҳам, махражи ҳам келтирилган. Ўртачани ҳисоблаш учун ҳеч қандай ортиқча ишларни бажариш талаб қилинмайди.

$$\begin{aligned} \text{Ўртача иш ҳақи(март)} &= \text{Иш ҳақи фонди} / \text{Ишчилар сони} = \\ &= 257500/2000 = 128,75 \text{ сўм.} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ўртача иш ҳақи (1-квартал)*} &= (215000+237500+257000)/ \\ &(2000+2000+2000) = 710000/6000 = 118,33 \text{ сўм.} \end{aligned}$$

7.11. Квадратик ўртача

Квадратик ўртача деб шундай ўртача юритиладики, уни аниқлашда белги миқдорларини уларнинг квадратик ўртачаси билан алмаштириладиганда уларнинг квадратлар йиғиндиси ўзгармас ҳолда сақланиши зарур.

Агарда белгининг айрим миқдорларини ўртача билан алмаштириш жараёнида уларнинг квадратлари йиғиндисини ўзгармас ҳолда сақлаш керак бўлса, у ҳолда бу ўртача квадратик ўртача деб айтилади, яъни

$$\bar{x} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n}} \quad (7.11)$$

Масалан, пахта учта квадрат ўртача шаклдаги майдонларга экилган бўлиб, уларнинг томонлари $x_1=200$ м, $x_2=300$ м, $x_3=400$ м. Ўртача томон қийматини аниқлаётганда, уни шундай тартибда ҳисоблашимиз керакки, умумий экин майдон сатхи ўзгармай қолсин, яъни $S=200^2+300^2+400^2+=290000\text{м}^2$ ёки 290 га.

Арифметик ўртача бу шартни қондирмайди, чунки $x=300\text{м}(200+300+400=900:3=300)$ квадрати 90000м^2 .

Квадратик ўртача тўғри натижа беради

$$\bar{x}_{\text{кв}} = \sqrt{200^2 + 300^2 + 400^2} = 538,52\text{м}$$

$\bar{x}_{\text{кв}}^{-2} = 538,52^2 = 290004\text{м}^2$ ёки 290 га (бу ердаги фарқ бутунлаштириш ҳисобига пайдо бўлган, асли $X_{\text{кв}} = 538,51648$).

Назарий статистикада ўртача квадратикни қўллашнинг асосий соҳаси арифметик ўртачанинг иккинчи хоссасига биноан белги вариациясини улчаш доирасидир. Иқтисодий - ижтимоий статистикада эса ҳодисаларининг юзасини аниқлаш билан боғлиқ бўлган миқдорларнинг ўртача даражалари квадратик ўртача формуласи ёрдамида ҳисобланади.

7.12. Кубик ўртача

Худди шунингдек, агарда масаланинг шартига биноан белги айрим миқдорларининг кублари йиғиндиси ўзгармай қолишини таъминлаб, уларни ўртача билан алмаштириш зарур бўлса, у ҳолда кубик ўртача қўлланади:

$$\bar{x}_{\text{куб}} = \sqrt[3]{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^3}{n}} \quad (7.12)$$

7.13. Даражали ўртачалар

Агарда ўртачани аниқлашда белги миқдорларининг К-даражали қийматлари йиғиндиси ўзгармай қолишини таъминлаш керак бўлса, у ҳолда к-даражали ўртачага эга бўламиз, яъни

$$\bar{x}_{\text{даража}} = \sqrt[n]{\sum_{i=1}^n x_i^k} \quad (5.13)$$

ёки логарифмласак

$$\log \bar{x}_{\text{даража}} = \frac{K \log x_i - \log n}{K} = \lg x_i - \frac{\log n}{K} \quad (5.13a)$$

Демак, даражали ўртача - бу, шундай ўртача миқдорки, уни ҳисоблашда белги айрим қийматларини (ўзгарувчи миқдорлари) k -даражага кўтариб, олинган натижалар йиғиндисини туплам сонига (ўзгарувчилар сонига) бўлинади, сўнгра ҳосила k -даражали илдиз остидан чиқарилади.

Юқорида кўриб чиқилган ҳамма ўртача миқдорларнинг турлари умумий даражали ўртачалар типига мансуб бўлиб, даража кўрсаткичи билан бир-биридан фарқ қилади. Масалан, $k=1$ бўлса арифметик ўртачага, $k=2$ бўлса квадратик ўртачага, $k=3$ бўлса кубик ўртачага, $k=0$ бўлса геометрик ўртачага, $k=-1$ бўлса гармоник ўртачага эга бўламиз.

Даража кўрсаткичи қанчалик катта бўлса, ўртача миқдор ҳам шунчалик катта қийматга эга (агарда ўрталаштирирлаётган миқдорлар ўзгарувчан бўлса, албатта).

Агарда белгининг бошланғич миқдорлари бир-бирига тенг, яъни ўзгармас миқдор бўлса, у ҳолда барча ўртачалар бу константага тенг.

Шундай қилиб, ўртача турларининг қуйидаги ўзаро нисбати мавжуд бўлиб, у ўртачаларнинг мажорантлик қоидаси деб аталади.

$$\bar{x}_{\text{геом}} \leq \bar{x}_{\text{геом}} \leq \bar{x}_{\text{ариф}} \leq \bar{x}_{\text{а.а.}} \leq \bar{x}_{\text{куб}}.$$

Бу қоидадан фойдаланиб, статистика, унинг “билимдонининг” кайфияти ва хоҳишига қараб, 0,5 млн.сўм ва 5 млн.сўм даромад олган тадбиркорни иқтисодий ботқоқликка “чўктириб” юбориши ёки ундан “қутқариб” қолиши мумкин.

Ўртача арифметик даромад 2,525 млн.сўм. Тадбиркорни ботқоқликка “чўктирмоқчи бўлган “иқтисодчи” ўртача гармоникдан фойдаланиб, ўртача даромад атиги 909,1 минг сўм деб ҳисоблайди.

$$\bar{x}_{\text{геом}} = \frac{2}{\frac{10/1+1}{0,5+5}} = \frac{2 \cdot 5}{11} = 909,1 \text{ минг сўм}$$

Тадбиркорга раҳнамо бўлган “тадбиркорлар уюшмасининг вакили” кубик ўртачадан фойдаланиб, ўртача даромад 3,97 млн.сўм дейиши мумкин.

$$\bar{x}_{\text{куб}} = \sqrt[3]{\frac{0,5^3+5^3}{2}} = \sqrt[3]{\frac{0,125+125}{2}} = \sqrt[3]{62,5635} = 3,97 \text{ млн.сўм.}$$

Ва фақат, тадбиркорлик ҳислатига эга бўлмаган шахсина яъни статистик ёрдам қулини чуза олмайди, чунки у уз фаолиятининг бир тийинли даромадсиз якунлашидан мамнун бўлади. Шундай қилиб, ўртача миқдорларнинг турлари ва шакллари, уларнинг мажорант-лигини ҳисобга олиб қуйидаги пирамида кўринишида тасвирлаш мумкин.



7.1 - тарх. Уртача миқдорларнинг пирамидаси.

Пирамида юқори чуққисиди даражали ўртача билан агрегат ўртача ўрин эгаллайди, сўнгра гармоник ва геометрик ўртачалар жойлашади. Пирамида ўртасиди арифметик ўртача энг тубиди эса кубик ўртача келади. Унинг ўнг томони тортилган, чап томони эса оддий ўртача шакллари англатади.

7.14. Тузилмавий ўрта кўрсаткичлар

Тузилмавий ўрта кўрсаткичлар деганда тақсимот қаториди маълум ўринда жойлашган вариант қиймати тушунилади.

Уртача миқдор узгарувчан миқдорларнинг ўртача қийматидир. У туплам учун хос бўлган умумий тенденцияни, қонуниятини ифодалаши билан бир қаторда белгининг айрим қийматларини ниқоблайди. Ваҳоланки, бозор иқтисодиёти ҳаётини масалаларни ечишда белгининг аниқ қийматларига таянишни тақазо этади. Масалан,

кийим-кечак ва пойафзалга бўлган талаб уларнинг ўртача ўлчами билан эмас, балки ҳар бир ўлчамнинг аниқ сонига нисбатан белгиланади. Шунинг учун таклиф истиқболини белгилаш ҳам ана шундай маълумотларга асосланади. Автомашини учун бензинга, бутловчи қисмларга, балонларга бўлган талаб ҳам уларнинг ўртача белги қийматларига биноан эмас, балки уларнинг аниқ турларига қараб аниқланади. Таклиф ҳам шундай кўрсаткичларга асосланади.

Миллий валютани қадрсизланиши инфляцион жараён кечиши - бозор иқтисодиётининг йўлдоши ва хусусиятидир. Бу жараённи ўрга-

ниш бозор баҳолари устидан мунтазам кузатиш олиб боришни талаб қилади. Аммо баҳолар учун кучли конъюктуравий тебраниш хос бўлиб, улар савдо шахобчалари, айрим сотувчилар ва олувчилар ва вақт сайин кенг қўламда узгайиб туради. Айни бир хил ва бир миқдордаги маҳсулот учун бозорда турли туман баҳолар кузатилади. Шу сабабли уларнинг ҳаммасини қайд қилиб бўлмайди, амалда ҳар бир маҳсулот учун бозорда энг кўп учрайдиган баҳо даражаси қайд қилинади, халос.

Тўпламлар тузилишидаги хусусиятларни ва қонуниятларни ойдинлаштириш, уларнинг бирликларини маълум ораликда зичлашиб тўпланишини таҳлил қилиш ҳам ўртача миқдорлар билан бир қаторда тақсимот қаторларнинг ўрта тузилмавий курсаткичлар деб номланувчи тавсифий параметрларини (миқдорларини) аниқлашни талаб қилади. Бундай курсаткичлар қаторига мода, медиана ва квантилилар кирради.

7.15. Мода

Мода тўпланда энг кўп учрайдиган белги қийматидир.

Мода деб тўпланда энг кўп учрайдиган белги қийматига аталади. Дискрет қаторларда у энг кўп соҳиблар (варианталар) сонига эга бўлган вариантга қиймати билан белгиланади. 6.2-жадвал маълумотларга биноан

биринчи марта туққан оналар энг кўп болаларни туққан (188,4 минг чақалок). Ана шу биринчи туғиш — қатор модасидир. 7.1-жадвалда учинчи фермер хўжалиги 1 га пахта майдонидан 30 ц ҳосил олган ва бошқаларга нисбатан кўпроқ майдонда (7 ц) пахта етиштирган. Демак, 30 ц/га бу қатор учун модадир.

Оралиқли қаторларда мода қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$\mu_0 = x_0 + \frac{f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}}{(f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}) + (f_{\mu_0} - f_{\mu_{0+1}})} i = x_0 + \frac{f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}}{2f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}} - f_{\mu_{0+1}}} i \quad (7.10)$$

Бу ерда μ_0 — мода;

X_0 — модал оралиқ (гурух) нинг қуйи чегараси;

f_{μ_0} — модал оралиқдаги бирликлар (вариантлар) сони;

$f_{\mu_{0-1}}$ — ундан олинган оралиқ (гурух) даги бирликлар сони;

$f_{\mu_{0+1}}$ — ундан кейинги оралиқдаги бирликлар сони.

Масалан, 6.4-жадвалдаги кичик корхоналар ишчиларнинг ойлик иш ҳақи буйича тақсимотида мода тўртинчи гуруҳ 50,2—60,2 минг сўм ойлик ичидадир, чунки бу гуруҳ энг кўп ишчиларини (16 киши) ўз ичига олади. Бу ерда $x_0 = 50,2$ минг сўм $i = 60,2 - 50,2 = 10$ минг сўм $f_{\mu_0} = 16$ киши, $f_{\mu_{0-1}} = 10$ киши, $f_{\mu_{0+1}} = 9$ киши.

$$\text{Демак, } \mu_0 = 50,2 + \frac{16-10}{(16-10)+(16+9)} * 10 = 50,2 + \frac{6}{13} * 10 = 50,2 + 4,62 =$$

= 54,82 минг сўм.

6.5-жадвалдаги жазога ҳукм қилинганлар ёши буйича тақсимланишида мода 30-49 ёшли гуруҳ ичида, чунки бу ёшда жазоланганлар сони энг кўп масалан, 1985 йил 500,2 минг киши. Бу ерда

$$x_0 = 30 \text{ йил, } f_{\mu_0} = 500,2, \quad f_{\mu_{0-1}} = 257,7, \quad f_{\mu_{0+1}} = 107,9, \quad i = 10.$$

$$\mu_0 = 30 + \frac{500,2 - 257,7}{2 * 500,2 - 257,7 - 107,9} * 10 = 30 + \frac{242,5}{634,8} * 10 = 30 + 4,5 = 34,5 \text{ йил}$$

1989 йил маълумотлари асосида китобхонлар мода ҳисоблаб, юқоридаги натижа билан таққослаб қурадилар деган умиддамиз. Қатор икки ва ундан ортиқ модага эга бўлиши мумкин, бу ҳолда у урганилаётган тўплам бир жинсли эмаслигидан дарак беради.

7.16. Медиана

Медиана — бу тўпламни тенг икки қисмга бўлувчи белги қийматидир.

Медиана деганда тўпламни тенг иккига бўлувчи белгининг қиймати тушунилади. Сафланган қаторларда медиана ўртада жойлашган варианты қийматига тенг. Агарда сафланган қатор тоқ ҳадли булса, масалан, 9

ёки 15 ҳаддан иборат бўлса, у ҳолда 5-ҳад ёки 8-ҳад медиана булади.

Масалан, кичик корхоналар олган фойдаси буйича қуйидагича тақсимланган:

7.4-жадвал

Корхонани тартиб рақами	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Фойда (минг сум)	100	130	150	170	200	250	270	290	290

Бу ерда медиана 200 минг сум, мода эса 290 минг сум. Агарда сафланган қатор жуфт ҳадли булса, у ҳолда медиана ўртадаги иккита ҳад йиғиндисининг ярмига тенг. 7.2-жадвалда 9-корхона йуқ деб қарасак, у ҳолда медиана 4 ва 5-корхона олган фойдани ярмига тенг, яъни

$$(170 + 200)/2 = 185 \text{ минг сум.}$$

Тоқ оралиқли қаторларда медиана қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$\mu_e = x_0 + \frac{\sum_{j=1}^K f_j}{f_{\mu_e}} - \frac{f'_{\mu_e-1}}{2} i_{\mu_e} \quad (7.11)$$

Жуфт сонли оралиқли қаторларда
$$\mu_e = x_0 + \frac{\sum_{j=1}^K f_j + 1}{f_{\mu_e}} - \frac{f'_{\mu_e-1}}{2} * i_{\mu_e} .$$

Бу ерда μ_e — медиана;

x_0 — медиана бўлган оралиқ (гурух)нинг қуйи чегараси;

f'_{μ_e-1} — медианадан олдинги оралиқ учун жамлама бирликлар сони;

f_{μ_e} — медиана бўлган оралиқдаги бирликлар сони;

i_{μ_e} — медиана оралиғининг катталиги;

К — оралиқлар (гуруҳлар) сони;

$\sum f_i$ — ҳамма гуруҳлардаги birlikларнинг жамлама сони.

7.2-жадвалда медиана туртинчи гуруҳ ичида жойлашган. Бу ерда

$$x_0 = 100\%, i_{\mu_c} = 110 - 100 = 10\%, \sum_{j=1}^K f_j = 34, f'_{\mu_c-1} = 1 + 3 + 5 = 9, f_{\mu_c}$$

$$\mu_c = x_0 + \frac{\sum_{j=1}^K f_j - f'_{\mu_c-1}}{f_{\mu_c}} * i_{\mu_c} = 100 + \frac{34 - 9}{9} * 10 = 100 + 8.9 = 108.9\%$$

7.1-жадвалда 3- фермер хўжалигида жойлашган, $x_0 = 30$, $\sum f_j = 22$, $f'_{\mu_c-1} = 2 + 6 = 8$, $f_{\mu_c} = 7$, $i = 1$.

$$\mu_c = 30 + \frac{22 - 8}{7} = 30,4 \text{ ц.га}$$

7.17. Квантилилар

**Квантилилар тўп-
ламни маълум қадамда
тенг (4, 5, 10, 100 ва
х.к.) қисмга бўлувчи
белги қийматидир**

Вариацион қаторни тенг, масалан, 4, 5, 10 ва 100 бўлақларга (қисмларга) бўлувчи ҳадлар (варианта қиймати) квантилилар деб аталади. Қаторни тўртта тенг бўлақка ажратувчи миқдор (варианта қиймати) квантили, беш қисмга бўлувчи - квинтили, ун бўлақка

ажратувчи - децили ва юз бўлақка бўлувчи перцентили деб номланади. Ҳар бир қатор 3 та квантили, 4 та квинтили, 9 та децили ва 99 та перцентилига эга. Улар медианага ухшаш тартибда ҳисобланади. Масалан, қуйи квантили сафланган қаторнинг шундай вариантасининг қиймати-ки, тўртдан бир қисм тўплам birlikларида белгининг қиймати ундан кичик учдан тўрт қисмда эса катта бўлади. Юқори квантили аксинча ҳолатга эга бўлади, яъни учдан тўрт қисм тўплам birlikларида белги қиймати ундан кичик, 1/4 қисмида эса катта бўлади. Қуйи квантили Q_1 ва юқори квантили Q_3 ишораси билан белгиланади. Медиана билан биргаликда квантили тўплам birlikларини тўрт қисмга бўлади. Шунинг учун медианани ўрта квантили сифатида қараш мумкин. ($\mu_c = Q_2$). Қуйи (Q_1) ва юқори (Q_3) квантилилар қуйидагича ифодаланadi.

$$Q_1 = X_{0(Q_1)} + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{4} - f_{Q-1}}{f_{Q_1}} * i$$

$$Q_3 = X_{0(Q_3)} + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{4} - f_{Q-1}}{f_{Q_1}} * i$$

$$Q_2 = \mu_e.$$

7.2-жадвалдаги мисолда корхоналар умумий сонини $\sum f_j = 34$ туртга булсак $34:4=8,5$. Демак, қуйи кватили 3-гуруҳ (90%-100%) ичида, юқори кватили эса ($8,5*3=25,5$) олтинчи гуруҳ (120%-130%) ичида жойлашган, чунки $f'_{Q_1} = 1 + 3 + 5 = 9 > 8,5$ $f'_{Q_3} = 1 + 3 + 5 + 7 + 9 + 5 = 30 > 25,5$ ёки $f'_{Q_3} = \sum f_j - f'_{Q_{3+1}} = 34 - 4 = 30 > 25,5$.

Мисолимизда $X_{0(Q_1)} = 90\%$, $X_{0(Q_3)} = 120\%$, $i=10(100-90$ ёки $130-120)$ $\sum f_j = 34$, $f'_{Q_1} = 1 + 3 = 4$ ёки $f'_{Q_1} = 5$ $f'_{Q_{3+1}} = 4$ $f'_{Q_3} = 5$.

Бундан
$$Q_1 = 90 + \frac{34-4}{5} * 10 = 99\%$$

$$Q_3 = 120 + \frac{34-4}{5} * 10 = 129\%$$

$$Q_1 = X_{0(Q_1)} + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{4} - f_{Q_1}}{f_{Q_1}} i_{Q_1} = 90 + \frac{34-4}{5} * 10 = 99\%$$

$$Q_3 = X_{0(Q_3)} + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{4} - f_{Q_3}}{f_{Q_3}} i_{Q_3} = 120 + \frac{34-4}{5} * 10 = 129\%$$

$$Q_2 = \mu_e = 108.9\%.$$

Бошқа квантили турлари ҳам кватилига ухшаб аниқланади. Қуйида биринчи ва сўнги квантили, децили ва перцентилиларни оралиқли қаторларда ҳисоблаш формулалари келтирилган.

7.5-жадвал

Оралиқли қаторларда бошланғич ва сўнги квантили ва децили ва перцентилиларни аниқлаш формулалари

Кўрсаткичлар	бошланғич (биринчи) кўрсаткич	Сўнги кўрсаткич
1. Квантили (W)	$W_1 = X_0 + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{5} - f'_{W_1}}{f_{W_1}} * i$	$W_4 = X_0 + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{5} - f'_{W_4}}{f_{W_4}} * i$
2. Децили (D)	$D_1 = X_0 + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{10} - f'_{D_1}}{f_{D_1}} * i$	$D_9 = X_0 + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{10} - f'_{D_9}}{f_{D_9}} * i$
3. Перцентили (F)	$F_1 = X_0 + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{100} - f'_{F_1}}{f_{F_1}} * i$	$F_{99} = X_0 + \frac{\sum_{j=1}^k \frac{f_j}{100} - f'_{F_{99}}}{f_{F_{99}}} * i$

Бозор иқтисодиёти шаротида квантилилар аҳолининг даромадига қараб табақаланиши, фирмаларнинг фойда ҳажми ёки рентабеллигига қараб тақсимланиши, фермер хўжалиklarининг экин майдони ёки товар маҳсулоти бўйича тақсимоти ва бошқа гуруҳлаш ва тўпланиш (концентрация) даражасини ўрганиш билан боғлиқ масалаларни таҳлил қилишда қўлланади. Тузилмавий ўрта кўрсаткичлар ҳақидаги масалани яқунлаётиб, медиана билан арифметик ўртачага қиёсий тавсилоти устида бироз тўхталиб ўтиш керак деб ҳисоблаймиз. Бу кўрсаткичлар ўзаро умумий хусусиятларга эга ва энг муҳими - униси ҳам, буниси ҳам қаторнинг ўртача миқдори бўлиб, барча кузатишлар натижасида юзага чиқади. Шу билан бирга айрим ҳолларда медиана арифметик ўртачага нисбатан бироз устунликка эга. Агарда тўплам бирликларини белгининг миқдорига қараб сафланган қаторга терсак, масалан, талабаларнинг буйи бўйича сафланган қаторини тузсак, ҳамма бирликларда бу белгини ўлчамасдан туриб, медианани аниқлаш мумкин, мисолимизда ўртада турган талаба буйи медианадир. Аммо медианага асосланиб белгининг тўплама қийматларини топиб бўлмайди ёки айрим гуруҳлар бўйича унинг жамлама қиймати маълум бўлса ҳам медианани аниқлаб бўлмайди. Белгининг нономал катта ёки нономал кичик қийматлари медианага жуда кам таъсир этади, ваҳоланки улар арифметик ўртачага кучли таъсир қилади. Масалан, агарда аҳолининг бирор гуруҳи медиана (мисол учун 50 минг сўм) атрофида йиллик даромадга эга бўлса, унга 5 млн. сўм даромадга эга бўлган кишини қўшиш, 60 минг ёки 500 минг сўм даромадли кишини қўшиш деярлик бирдай медиана қийматига таъсир қилади, чунки медиана миқдорларнинг мутлоқ қийматига эмас, балки уларнинг логарифмларига боғлиқдир. Агарда айрим маълумотлар (ҳисоботда нотўғри кўрсатилгани ёки статистик айб билан қилинган хато сабабли) қатордаги миқдорлардан ҳалдан ташқари катта қийматларга эга бўлса, у ҳолда медиана арифметик ўртачага нисбатан барқарорроқ ва тасодиқий таъсиридан холироқ миқдор ҳисобланади. Медиана маълум даражада реалроқ ва табиийроқ ўртача шаклидир, чунки белгини бир ўлчов усулида аниқланганда ўрта уринни эгаллаган буюм ёки шахс ҳар қандай бошқа ўлчов усулида ҳам ўз ўрнини сақлаб қолади. Масалан, умумий сотилган гўшт ҳажми унинг баҳосига қараб гуруҳларга тақсимланган ва бу қаторда медиана баҳосига эга бўлган ўртадаги ҳад, баҳо сўмда эмас, балки маълум тўғри келадиган гўшт миқдори орқали ифодаланганда ҳам ўз ўрнини сақлаб қолди (ўша ҳад медиана соҳиби бўлади).

Симметрик тақсимотда арифметик ўртача, мода ва медиана бир бирига тенгдир. Аммо асимметрик қаторларда улар фарқ қилади. Унг ёқлама оғишган қатор графигида улар қуйидаги тартибда жойлашади $\mu_0, \mu_1, \bar{x}_{ариф}, \mu_2, \mu_3$.

7.18. Асосий атама ва тушунчалар

Ўртача миқдор
Умумлаштирувчи миқдор

Айримлик, хусусийликдан четланиш
 Ўртачаларни қўллаш шарт-шароитлари
 Арифметик ўртача миқдор
 Оддий ўртача шакли
 Тортилган ўртача шакли
 Геометрик ўртача миқдор
 Геометрик ўртача нисбий ўзгариш миқдори
 Геометрик ўртача даража
 Нисбий ўзгариш асосида геометрик уртачани аниқлаш
 Шартли момент ва биринчи момент
 Ўртачаларнинг математик хоссалари
 Гармоник ўртача миқдор
 Квадратик ўртача миқдор
 Кубик ўртача миқдор
 Даражали ўртача миқдор
 Ўртачаларнинг мажорантлиги
 Мода ва медиана
 Квантилллар
 Квартили ва квинтили
 Децили ва перцентили
 Медиана билан арифметик ўртача орасидаги ўзаро нисбат

7.19. Қисқача хулосалар

1. Ўртачалар тўпلام тақсимотида белги даражасини ёки бирликлар жойланиш марказини таърифловчи меъёрлардир. Улар статистик тўпلام ва тақсимот қаторларини умумлаштириб тасвирлайди, айрим ўртачалаштирилайётган миқдорларга нисбатан у ёки бу томонга тафовутланиб, уларни бараварлаштиради, ҳодисаларнинг ривожланиш ва тақсимланиш қонуниятларини миқдоран ифодалайди.

2. Ўрталаштирувчи миқдорларнинг икки туркуми мавжуд: 1) ўртачалар; 2) тақсимот қаторининг ўрта курсаткичлари. Ўртачалар, ўз навбатида, ҳар хил турларга ва шаклларга бўлинади, жумладан арифметик ўртача, геометрик ўртача, гармоник ўртача, даражали ўртачалар ва ҳ.к. Тақсимот қаторининг ўрта (марказий) курсаткичлари ҳам бир қанча турларга эга: медиана, мода ва квантилллар шулар жумласидан ҳисобланади.

3. Ўртача миқдорларнинг энг содда ва амалиётда куп қўлланилган тури арифметик ўртачадир.

У сифат жиҳатидан аниқ мазмунга эга бўлган, муайян тўпلامни таърифловчи, иккита жамлама ўлчамларни таққослашга асосланади: бири — қатор миқдорларининг йигиндиси бўлиб тўпلام бўйича белгининг умумий қийматини, иккинчиси — уларнинг сонини яъни тўпلام бирликлари сонини ифодалайди. Аммо тақсимотларнинг тузилиши ва қонуниятларини ўрганиш қуроли сифатида арифметик ўртача ўзининг умумлаштирувчи функциясини доимо мукамал адо этишга қодир эмас. Фақат нормал тақсимотлардагина бу функцияни у беками-кўст бажаради.

4. Лекин алҳақ воқеликда, айниқса, ижтимоий-иқтисодий ҳаётда аксарият ҳодисалар унғ ёқлама асимметрик тақсимотларга эга, чунки улар биргина тасодифият гирдобида шаклланмасдан, балки кўпдан кўп омилларни ўзаро ва шароит билан узвий бирикиши, бир-бирига ва оқибат жараёнига тўғри ва тескари алоқадорликда таъсири натижасида юзага чиқади. Тақсимот асимметрияси қатор ҳадларининг бир-бири билан кетма-кет нисбатларида яққол кўзга ташланади. Бундай унғёқлама асимметрик тақсимотларда умумлаштирувчи функцияни геометрик ўртача арифметик ўртачага нисбати мукамалроқ бажаради.

5. Геометрик ўртача тақсимот миқдорларининг логарифмларига таянади. Маълумки, бу ҳолда катта ва кичик миқдорлар орасидаги фарқлар камаяди. Шу сабабли тўплам тақсимотида ўз ифодасини топган бошланғич сифат фарқлар ҳам уларни логарифмлаш натижасида сифат-миқдор жиҳатдан бир асосга, таққослама “нормал” ҳолатга келади. Демак, геометрик ўртача асимметрик тақсимотларда, айниқса, унғ ёқлама оғма шаклларда, қатор ўртача даражасини сифат жиҳатидан аниқроқ таърифлайди. Шундай қилиб, геометрик ўртача нафақат ўртача ўсиш суратларини ҳисоблашда балки тақсимот қаторларида уларнинг ўртача даражаларини аниқлашда кенг қўлланилиши лозим.

6. Ўртача миқдор ҳисоблаш жараёнини ўрталаштирилаётган миқдорларини уларнинг ўртача даражаси билан алмаштириш жараёни деб қараш мумкин. Ўз-ўзидан равшанки, бу жараёнда томонлар мувозанати ўзгармаслиги керак. Бунга маълум айният меъзони орқали эришиш мумкин, у ўртачани аниқловчи белги деб аталади. Арифметик ўртачада бундай меъзон функциясини қатор миқдорларининг умумий йигиндисини

($\sum_{i=1}^n x_i$), геометрик ўртачада уларнинг умумий кўпайтма натижаси

($\prod_{i=1}^n X_i$), гармоник ўртачада ўрталаштирилаётган миқдорларнинг тескари қийматларининг йиғиндисини

($\sum_{i=1}^n x_i^{-1}$), квадратик ўртачада уларнинг квадратлари йиғиндисини

($\sum_{i=1}^n X_i^2$) ва умуман к-даражали ўртачаларда ўрталаштирилаётган миқдорларнинг к-даражага кўтарилган қийматларининг йиғиндисини

($\sum_{i=1}^n x_i^k$) бажаради.

7. Ўртача шакли ва моҳиятини аниқловчи белги ёки меъзон ўрганилаётган ҳодисаларнинг сифатига, туб моҳиятига, ички хоссалари ва боғланишларига асосланиши керак.

Ўрганилаётган оммавий ҳодиса ёки жараёнларнинг ички хосса ва алоқалари аддитив боғланишга эга бўлиб, уларнинг оддий арифметик йиғиндисидан статистик тўплам шакланган бўлса, тақсимот қатори эса муайян тўплам бирликларида у ёки бу белгининг намоён булиши

миқдорларидан тузилса, у ҳолда ушбу миқдорларнинг йиғиндиси

$(\sum_{i=1}^n X_i)$ ўртача моҳиятини аниқловчи белги (мезон) сифатида қаралиши керак. Бундай шароитда (яъни тўпلام бирликлари сони ва уларда белгининг миқдорий қийматлари маълум бўлганда) арифметик ўртача қўлланади.

8. Агарда оммавий ҳодиса ёки жараённинг ички хоссалари ва алоқалари мультипликатив боғланишга эга бўлиб, улар мураккаб, куп ўлчовли геометрик шаклга ўхшаш бир бутун тўпلام шакллантирса, қатор миқдорларини эса муайян шакл ҳажмини белгиловчи томонлар (қирралар) ўлчовлари сифатида қараш учун объектив асос мавжуд бўлса, у ҳолда ягона тўпلامни тасвирловчи куп ўлчовли геометрик шаклнинг

умумий ҳажми $(\prod_{i=1}^n X_i)$ ўртачани аниқловчи белги ҳисобланади. Ушбу мезон нуқтаи назардан яъни умумий ҳажм ўзгармаслигини таъминлаб, тўпلام бўйича белгининг ўртача даражаси (тақсимотнинг ўртача миқдори) аниқланиши керак. Бу ҳолда геометрик ўртача қўлланади.

9. Оммавий ҳодиса ички хосса ва алоқалари аддитив боғланишга эга бўлсаю, аммо тўпلام ҳажми ниқобланган шаклда яъни бирликлар йиғиндиси эмас, балки уларда ўрганилаётган белги оладиган миқдорий қийматлар йиғиндиси сифатида ифодаланса, тақсимот қатори эса ушбу миқдорлардан тузилса, у ҳолда ўртача моҳиятини аниқловчи белги сифатида урталаштирилаётган миқдорлар тескари қийматларининг йиғиндисини қараш лозим. Бу ҳолда гармоник ўртача қўлланади, чунки ўртача тўпلام ҳажмига нисбатан тўғри пропорционал, мазкур мезонга нисбатан эса тескари пропорционал боғланишга эга.

10. Тақсимот тузилиш ва қонуниятини урганишда жумладан эгилувчанлик, чўққиланиш ва бирликларни маълум оралиқларда тўпланиш даражасини таърифлашда ўртача миқдор билан бир қаторда медиана, мода ва квантилилар муҳим аҳамият касб этади.

7.20. Муस्ताқил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Ўртача миқдор нима, у қандай хоссаларга эга?
2. Ўртачанинг умумлаштирувчи функцияси деганда нима тушунилади?
3. Нима учун ўртача айрим тақсимот миқдорларидан фарқ қилади, у бу тафовутларни ейиштирадими ёки бараварлаштирадими?
4. Ўртача миқдор қандай қонуниятларни ифодалайди?
5. Ўртача қандай турларга ва шаклларга эга?
6. Арифметик ўртача нима? У қандай шаклларга эга ва қачон қўлланади?

7. Баҳо маҳсулот бирлигига нисбатан сумда ёки 1 сумга сотиб олинган маҳсулот миқдори билан ўлчаниши мумкин. Агар бозорларда сотилган маҳсулотлардан тушим (товар айланмаси) ҳажми бир хил

бўлса, қайси ҳолда ўртача баҳо арифметик ўртача асосида аниқланади. Сотилган маҳсулот ҳажми бир хил бўлса-чи?

8. 5.1 - жадвал маълумотлари асосида ҳар қайси йил ва уч йил (1997-1999 й.) учун давлат сектори, нодавлат сектори ва иккила сектор бўйича ўртача бир хўжалик ва бир ишчи ишлаб чиқарган ялпи ички маҳсулот, шу жумладан саноат маҳсулотининг нисбий ҳажмининг ҳисобланг. Қандай маълумотлар берилганда ўртача уч йилда бир хўжалик ва бир ишчи ишлаб чиқарган ялпи ички маҳсулот ва саноат маҳсулоти арифметик ўртача ва гармоник ўртача асосида аниқланади?

9. Ҳар бир курсдошингиз ёзги имтиҳон сессиясида барча фанлардан тўплаган баллари маълум. Ўртача гуруҳингиз бўйича бир талаба балини қандай аниқлайсиз? Бу мисолда ёзги сессияда қишки сессияга нисбатан ҳар бир курсдошингиз тўплаган балларнинг ўсиш суратлари ҳам берилган бўлса, у ҳолда ўртача ўсиш суратини арифметик ўртача ёрдамида ҳисоблаб бўладими?

10. Геометрик ўртача нима? У қачон қўлланади. Тақсимот ўртача даражасини бу ўртача асосида аниқлаб бўладими?

11. Иккита аҳоли рўйхати якунларига асосланиб, ҳар бир вилоят ва республика бўйича ўтган даврнинг ўрта йили учун аҳоли сонини аниқлаб бўладими?

12. Асосий активлар йил бошига 300 млрд.сўм, йил охирига эса 30 млрд.сўм бўлган; йил ўртасида уларнинг ҳажми қанча бўлган?

13. Йилига 36% даромадли қилиб банкка йил бошида 100, 200, 300 минг сўм қўйилган. Йил ўртасида (1 июль ҳолатида) бу миқдорлар дафтарчасида ўртача қўйилма ҳажми қанча сўмни ташкил этади.

14. 1 йилда банкдан йилига 50% ли 50, 100, 200 млн.сўм кредит олинган. Йил охирида ўртача бир миқдорнинг қарзи қанча сўмни ташкил этади.

15. Гармоник ўртача нима ва қандай шароитда у қўлланади?

16. 13 та сонларнинг арифметик ўртачаси 10, 42 та сонларники эса 16. Бу мисолда 10 ва 16 гармоник ўртача ёрдами билан аниқланган деб умумий ўртачани ҳисобланг.

17. Бошланғич натурал сонлар учун арифметик ўртача билан гармоник ўртачани ҳисобланг. Улардан қайси бири медианага тенг?

18. 5.5-жадвал маълумотларига асосан ўрта меҳнат унумдорлиги даражасини гармоник ўртачадан фойдаланиб аниқлаш учун қандай маълумотларга эга бўлишимиз керак. Арифметик ўртача бўйича аниқлаш учун-чи?

19. 1, 2, 4, 8, 16, ... , 2^n қатор учун арифметик, геометрик ва гармоник ўртачаларни ҳисобланг.

20. Бирор белги қийматлари 0, 1, 2, 3... биномиал тақсимот қатори билан ифодаланади:

$$q^n, \quad nq^{n-1} * P, \quad (n(n-1) / 1.2) * q^{n-2} p^2 \dots$$

бу ерда $q + p = 1$.

Бу белгининг арифметик ўртача қийматини аниқланг.

21. Ҳароратни Цельсия ёки Фаренгейт термометрлари ёрдамида улчаш, унинг арифметик ўртача даражасига таъсир этмаслигини асослаб беринг. Ҳароратни турли улчовларда ифодалаш геометрик ўртача даражага нима учун таъсир этади? Гармоник ўртача таъсир этадими? (Эслатма: Фаренгейт термометри 212° бўлинган, Цельсия эса -100° , бунда $0^{\circ}\text{C} + 32^{\circ}\text{F}$ га мос келади, демак, $180^{\circ}\text{F} = 100^{\circ}\text{C}$ га тенгдир ёки $(5/9)^{\circ}\text{C} = 1^{\circ}\text{F}$ ёки $1^{\circ}\text{C} = (9/5)^{\circ}\text{F}$).

22. Бозорда 1 кг гўшт ва 1 кг ҳисор қўйи гўштининг баҳоси қуйидагича қайд қилинган (2000й):

	Мол гўшти (сўм)	Ҳисор қўйи гўшти (сум)
январ	800	1200
феврал	850	1180
март	900	1250
апрел	920	1240
май	890	1150
июн	780	1100

Мол ва ҳисор қўйи гўштининг ўртача баҳосини ҳисобланг. Агарда баҳони 1000 сўмга тўғри келадиган гўшт миқдори орқали ифодаласак, ўртача баҳони қандай тартибда ҳисоблаган бўлардингиз?

23. Квадратик ва кубик ўртачалар қачон қўлланилади?

24. Ўртачалар мажорантлик қоидасини тушунтириб беринг. Ҳаётдан ундан фойдаланиб бўладими?

25. Мода ва медиана нима? Арифметик ўртача билан улар орасида қандай алоқадорлик мавжуд?

26. Квантилллар нима ва қандай ҳисобланади. Улардан қандай масалаларни ўрганишда фойдаланамиз?

27. 5.2-жадвалнинг а) 2-нчи ва 6-нчи ҳамда 2-нчи ва 7-нчи устундагилар маълумотлар б) 3-нчи ва 8-нчи ҳамда 3-нчи ва 9-нчи устундагилар берилган, бошқа маълумотлар берилмаган деб фараз қилайлик. Бу ҳолда Белорус республикаси бўйича ўртача бир хўжаликка ва аҳоли жон бошига тўғри келадиган ихтиёрдаги ресурслар ва истеъмол ҳаражатлари ҳажми қандай аниқланади? Ҳисоблаб кўрсатинг?

28. 5.4-жадвал маълумотлари асосида барча корхоналар бўйича ўртача ойлик иш ҳақини аниқланг.

7.21. Адабиётлар.

1. И. И. Елисева М.М. Юзбашев. Общая теория статистики М.: Финансы и статистика, 1998 г., 74-91 бетлар.

2. О. Ланге, А. Банасинский. Теория статистики. Перев.с польск. М.: Статистика, 1971й, 125-155 бетлар.

3. Дж. Эдни Юл, М. Дж. Кендэл. Теория статистики. Перев.с англ. М.: Госстатиздат, 1960й, 135-159 бетлар.

4. К. Джини. Средние величины. Перев.с италян. М.: Статистика, 1970й.

5. Пасхавер И.С. Средние величины в статистике. М.: Статистика, 1979й.

ВАРИАЦИЯ КЎРСАТКИЧЛАРИ

8.1. Вариация моҳияти ва уни улчаш зарурияти

Оммавий ҳодисалар тўплами, уларнинг тақсимотлари мураккаб тўзилмали ва куп қиррали масаладир. Уларни урганишга статистика турли жиҳатлардан ёндошади. Авваламбор белгининг ўртача даражаси (миқдорий қиймати) ни аниқлаб тўпламни умумлаштириб таърифлайди, мазкур тўплам бирликларида у олган миқдорий қийматлар ўртасидаги фарқлардан четланиб, уларни текислаб (силлиқлаб) муайян ҳодисалар тўпламининг ривожланиш қонуниятларини ёритади. Бу — тақсимот қаторларини таҳлил қилишнинг бир томони. Мазкур масаланинг иккинчи томони қатор вариациясини, урганилаётган белги миқдорий қийматлари ўртасидаги фарқларни синчиклаб урганишдан, уларни умумлаштирувчи кўрсаткичларни ҳисоблаш ва улар ёрдамида тақсимот қаторига хос оғувчанлик, буйига чузилувчанлик, бирликларнинг айрим оралиқларда тўпланиши концентрацияланиши каби хусусиятларни аниқлашдан иборат. Бу кўрсаткичларда оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг сифат аниқлиги ва хусусиятлари ҳам намоён бўлишини ҳисобга олсак, у ҳолда масаланинг мазкур томони назарий ва амалий жиҳатдан қанчалик катта аҳамият касб этиши ҳақида тасаввур ҳосил қилиш қийин эмас.

Вариация — бу қатор ҳадларининг тебранивчанлиги, варианты қийматларининг ўзгарувчанлигидир.

Тўпламда бирор белги қийматларининг вариацияси деганда айни замон ва макон шароитида белги миқдорларининг тўплам бирликлари бўйича фарқланиши, тебраниши (ўзгарувчанлиги) тушунилади. Тўплам бирликлари турли муҳитда ҳаракат қилади

ва натижада вариация вужудга келади. Демак, вариация сабаби — шароитларнинг хилма-хиллиги, уларда кўпдан-кўп омил ва кучлар мавжудлиги ва турлича амал қилиб, натижага ҳар хил меъёрда таъсир этишидир. Ҳаттоки, бир ота-онадан туғилган эгизаклар ўсиш белгиларида, жумладан бўйи, оғирлиги, ҳулқ-қилиқларида фарқлар кузатилади, бу онда улар улғайгандан сўнг эга бўладиган мутахассислиги, билим даражаси, зурриётлар сони ва бошқа шу каби белгилари устида сўз юритмаса ҳам бўлади. Беқиёс мураккаб шароитда ва кўпдан-кўп омиллар таъсири остида корхоналар, фирмалар, уй хўжаликлари ва бошқа хўжалик юритувчи субъектлар фаолияти кечади, уларнинг иш натижалари шаклланиб, кенг миқёсда бир-биридан фарқ қилади.

Айрим белгиларни ҳисобга олмасак, деярлик барча жамият ва табиат ҳодисаларига вариация хосдир. Аксарият статистика усуллари ёки вариацияни улчашга асосланади, ундан четланиш (абстракцияланиш) йулларини яратишга таянади.

Вариация оммавий ҳодисаларнинг барқарор топиши ва ривожланиши учун, сўзсиз, зарурий шарт ҳисобланади. Масалан, яқин уруғли

никоҳ, яъни ота-она генлари (ирсий элементар бирликлари) нинг жуда оз фарқланиши норасо насл қолдиришга сабаб булади (жисмоний но-соғлом зурриёт туғилади). Ғўза, бугдой, мевали дарахтлар ва бошқа усимликлар учун четдан чангланиш юқори ҳосил олишнинг муҳим шартидир. Кучли фарқланувчи шароитларда ўсган ҳайвон ва усимликларни, масалан, маданий ғуза навини ёввойи ғуза нави билан чангла-тиш серҳосилли ва чидамли ўсимлик (ғўза) нави ва ҳайвон зотини яратишнинг асосий йўли ҳисобланади. Шу билан бирга ўз хоссалари жиҳатидан тубдан фарқ қилувчи ҳайвон ва усимликлардан, ҳар хил тур, уруғ ва оилаларга мансуб мавжудотлардан, масалан, ғўза ва буг-дойдан, мушук ва кучукдан насл олиб бўлмайди. Ген типларининг жуда кучли вариацияси ўсиш учун туғаноқ бўлади. Саноатда ҳам, ай-ниқса станок, автомашина, телевизор каби оммавий маҳсулот турла-рини ишлаб чиқаришда бутловчи қисм маҳсулотлар ўлчами ва белги-лари қаттиқ стандарт норма билан чегараланиши, яъни ишлов бериш учун қолдирилган қўйим маълум миқдордан ошмаслиги керак. Акс ҳолда пировард тайёр маҳсулотлар сифати зиён кўради.

Шундай қилиб, жамият ҳаётида ҳам, табиатда ҳам оммавий туплам ва жараёнлар ўзгарувчан унсурлардан таркиб топади, уларнинг ўзга-рувчанлиги маълум хусусий меъёр чегарасида бўлганда мазкур жара-ён оптимал даражада кечади.

Менежерлар, тадбиркорлар ва илмий ходимлар вариацияни бош-қариши ва ўрганиши учун статистикада махсус вариация курсаткич-лари тизими ишлаб чиқилган. Бу курсаткичлар ёрдамида тупламнинг жинсдошлиги, уртача миқдорларнинг характери баҳоланади, бозор ҳодисаларининг конъюктураси, мавсумий тебранишлари ва асрий тенденциялари ўрганилади. Ишлаб чиқаришни бир ритмда (меъёр-да) ташкил этиш илмий изланиш натижаларини баҳолаш, масалан, янги яратилган ўғит ёки агротехника тадбири, техника воситаси, технология усули, бошқариш йўлининг самарадорлигини аниқлаш бу курсаткичларга таянади. Танлама текширишларни ташкил этиш ва натижаларини баҳолаш, ҳодисалар орасидаги боғланишларни ўрга-ниш, олинган натижаларининг ишончлилиги ва муҳимлигини аниқ-лашда ҳам вариация курсаткичлари қўлланилади.

Энди бу курсаткичларни қараб чиқамиз. Энг муҳим вариация курсаткичлари 8.1-тарҳда тасвирланган.

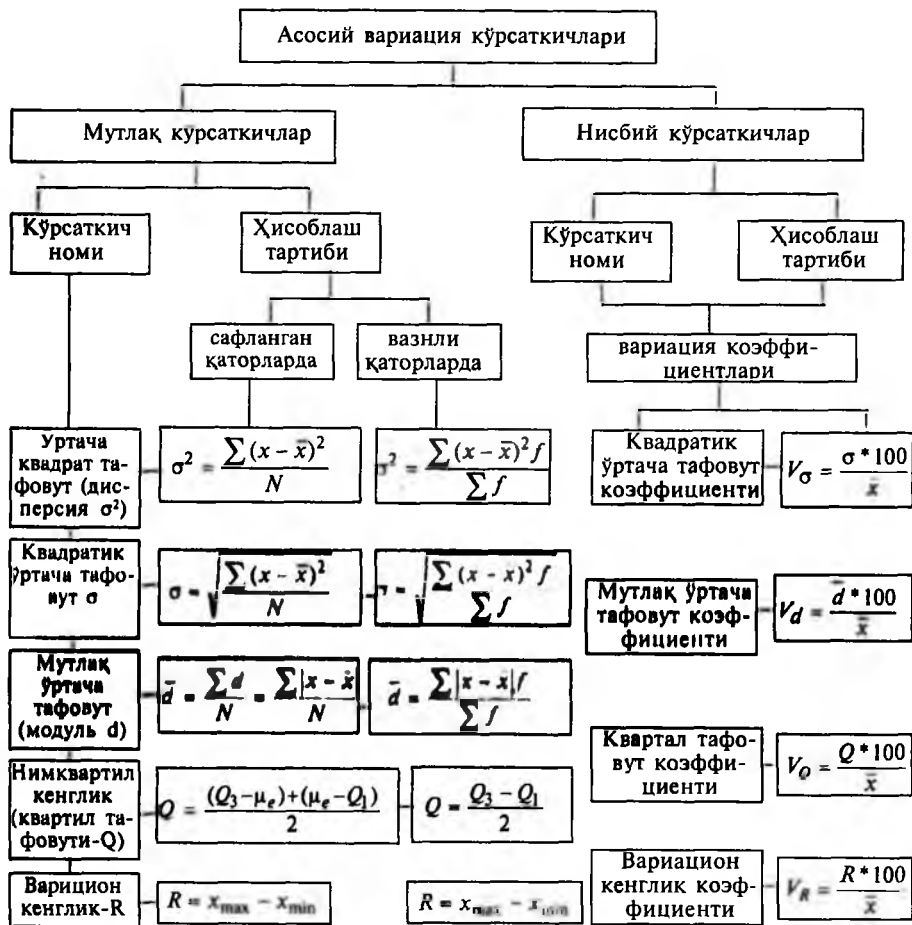
8.2. Вариацион кенглик

Вариация, яъни белги қийматларининг қатор марказий миқдорла-ри (белги даражаси) атрофида сочилиши (тар-қоқлиги)нинг энг оддий меъёри вариаци-он кенгликдир (инглизча range). У ўргани-лаётган белгининг энг катта ва энг кичик миқдорий қийматлари орасидаги фарқни белгилайди, яъни $R = X_{\max} - X_{\min}$. Бу ерда X_{\max} - белгининг энг катта қиймати (қатор ҳади),

X_{\min} - унинг энг кичик қиймати. Бу курсаткични ҳисоблаш жуда осон,

Вариацион кенглик тақсимот қаторининг энг катта ва энг кичик вариантлари орасидаги фарқдир.

талқин этиш эса жуда содда бўлгани учун статистика амалиётида, айниқса, иқтисодий ҳодисаларни ўрганишда у купроқ қўлланилади, аммо бунинг учун бошқа диққатга сазовор илмий асослар йуқ. Аксинча, вариацион кенглик жиддий камчиликларга эга.



Эслатма: ҳадлар сони тенг бўлмаган қаторларни қиёсий ўрганишда бу кўрсаткичлар қатор ҳадлари сонига бўлиниши лозим, яъни Q/N , R/N .

8.1-тарҳ. Асосий вариация кўрсаткичлари

Авваламбор бу кўрсаткич кучли тасодифий тебранишлар таъсири остида бўлади. Белги мумкин қийматлари орасида реал барқарор юқори ва қуйи чегараси, яъни энг катта ёки энг кичик қиймати

одатда унда - бунда учрайди. Тақсимот қатори бундай фавкулод ҳолда учрайдиган миқдорга эга булиши вариацион кенгликка бутунлай нопрорционал таъсир курсатади. Масалан, уй ҳужалиқларининг даромадлари буйича тақсимотида ўртача бир ҳужалиқнинг бир йиллик даромади 300-500 минг сум булса ва бу қаторга яна битта 1 млн. сум даромад олган ҳужалиқ ёки 50 минг сум даромадга эга булган нафақахур ҳужалиқ қушилса, у ҳолда вариацион кенглик 3,5 ва 2,25 марта катталашади. Бундан ташқари вариацион кенгликда тақсимотнинг ички шакли, яъни миқдорлар орасидаги тафовутлар акс этмайди. Симметрик қатор учун ҳам, асимметрик (оғма) қатор, масалан, J - симон тақсимот учун ҳам вариация кенглиги бирор миқдорга тенг булиши мумкин, ваҳоланки бундай тақсимотлар тарқоқлик даражаси жиҳатидан бир-биридан одатда жиддий фарқ қилади.

Ҳозирги замон статистикасида вариацион кенглик асосан ишлаб чиқарилаётган маҳсулот (иш) сифатини назорат қилишда қўлланади. Масалан, агарда бирор станок ёрдамида иш куни давомида кўп буюмларга ишлов берилса, маҳсулот сифати станок ҳолатига боғлиқдир, чунки технологик жараён барқарор кечиши учун станок белгиланган режимда ишлаши керак. Шунинг учун станок ишлаши устидан статистик назорат урнатилади. Бунинг учун ҳар бир соатда 4-5 дона ишлов берилган буюм танлаб олинади, уларнинг сифати ўлчаниб қайд қилинади. Бундай кузатиш асосида арифметик ўртача ва вариация кенглигини ҳар қандай тажрибали ходим ҳам аниқлай олади. Уларни белгиланган чегаравий қийматлари билан таққослаб, станокни тўхтатиб сошлаш ёки тўхтатмаслик масаласи ечилади.

8.3. Ўртача квадрат тафовут (дисперсия) ва квадратик ўртача тафовут

Вариация меъёри ўртача даража меъёри каби олдинги бобда (7.2.) ўртача учун баён этилган шарт - шароитларга ўхшаш талабларга буйсуниши керак. У ҳам барча кузатиш натижаларига (белги миқдорларига) таяниши, мазмунини англаш эса осон бўлиши лозим. Шу билан бирга бу курсаткичларни ҳисоблаш қийинчилик туғдирмаслиги, иложи борича тасодифий тебранишлар таъсиридан холис бўлиши ва улар билан алгебраик амалларни бажариш ўнғай бўлиши керак. Энг муҳими, вариацияни ўлчовчи курсаткич тўпламда белги қийматлари ўртасидаги ҳамма фарқларнинг бирортасини ҳам қолдирмасдан, ҳисобга олиши ва умумлаштириб таърифлаши зарур. Бундай фарқ (айирма) лар сони тўплам бирликларидан жуфтлаб тузилган бирлашмалар сонига тенг. Масалан, тўплам умумий ҳажми 143 та бирликларга тенг булса, у ҳолда $C_{143}^2 = 10153$. Аммо барча тафовутларни ҳисоблаш ва ўрталаштириш шарт эмас.

Белги айрим қийматлари билан уларнинг арифметик ўртача қиймати орасидаги тафовутлардан олинган ўртачадан фойдаланиш

Дисперсия — бу қатор вариантлари қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги тафовутлар квадратларидан олинган арифметик ўртачадир.

жўнроқдир. Мисолимизда бундай тафовутлар сони 143. Аммо арифметик ўртачанинг биринчи хоссасига биноан белгининг айрим қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги тафовутлар йиғиндиси ($\sum (x - \bar{x}_{арф}) = 0$) нолга тенг. Шу сабабли бу тафовутлардан бевожита арифметик ўртача ҳисоблаб булмайди, демак, уларни дастлаб бир хил ишорали миқдорларга келтириш керак. Бунинг энг оддий йули мазкур тафовутларни квадратга кўтаришдан иборат. Шу билан бирга бу усул алгебраик амалларни бажариш учун қулай шароит яратади. Шундай қилиб, ўртача квадрат тафовут ёки дисперсия белгининг айрим қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги тафовутлар квадратларидан ҳисобланган арифметик ўртачадир.

Бу курсаткич қуйидаги формулалар орқали ифодаланadi:

$$\text{Сафланган қаторларда } \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{N} \quad (8.1.a)$$

$$\text{Вазнли (гурухланган) қаторларда } \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 f_i}{\sum f_i} \quad (8.1.б)$$

бу ерда σ^2 - дисперсия

x_i - қатор вариантларининг қийматлари

\bar{x} - вариантанинг арифметик ўртача қиймати, яъни “8.1.a” да

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{N} \quad \text{“8.1.б” да } \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i f_i}{\sum f_i}$$

f_i - вариантлар (бирликлар) сони.

Дисперсияни ҳисоблаш алгоритми қуйидаги амаллардан иборат: 1) қаторнинг арифметик ўртача даражаси аниқланади. Бунинг учун варианта қийматлари (x_i) тегишли вазнларга (f_i) кўпайтирилади ва олинган натижалар қўшилади; сўнгра ҳосил бўлган йиғинди тўплам бирликларининг умумий сони ($\sum f_i = N$) га бўлинади; 2) вариантанинг айрим қийматларидан уларнинг ўртача даражаси айрилади ($x - \bar{x}$). 3) бу айирмалар квадратга кўтарилиб, ҳосилалар тегишли вазнга кўпайтирилади ($(x_i - \bar{x})^2 f_i$); 4) сўнгра олинган натижалар қўшилади ($\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 f_i$) ва бу йиғинди вазнлар йиғиндиси ($\sum_{i=1}^n f_i$) га бўлинади ($\sum (x - \bar{x}) f_i : \sum f_i$).

Ўртача квадрат тафовут (дисперсия) формуласи билан алгебраик амалларни бажарсак, у қуйидаги кўринишга келади:

$$\sigma_x^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{N} = \frac{\sum (x^2 - 2x\bar{x} + (\bar{x})^2)}{N} = \frac{\sum x^2}{N} - \frac{2\bar{x}\sum x}{N} + \bar{x}^2 = \bar{x}^2 - (\bar{x})^2$$

чунки $\bar{x} = \frac{\sum x}{N}$

Демак, дисперсияни қуйидаги формула ёрдамида ҳисоблаш мумкин.

$$\sigma_x^2 = \bar{x}^2 - (\bar{x})^2 \quad (8.2)$$

ёки сафланган қаторларда $\sigma_x^2 = \frac{\sum x_i^2}{N} - \left(\frac{\sum x_i}{N}\right)^2$

вазтли қаторларда $\sigma_x^2 = \frac{\sum x_i^2 f_i}{\sum f_i} - \left(\frac{\sum x_i f_i}{\sum f_i}\right)^2$

бу ерда ($i = \overline{1..n}$)

Квадратик ўртача тафовут — бу квадрат илдиз остидан чиқарилган дисперсиядир.

Дисперсияда белгининг айрим қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги фарқлар квадратга оширилган ҳолда бўлгани учун бу кўрсаткич ўзгарувчанликни зўрайтириб ифодалайди. Шу сабабли уни квадрат илдиз остидан чиқариш

зарур. Натижада ҳосил бўлган кўрсаткич вариация ўртача даражасини аниқ ифодалайди ва у квадратик ўртача тафовут σ_x (инглизча standard deviation - s.d.) деб аталади, яъни:

Сафланган қаторларда $\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{N}}$ (8.4.a)

Вазтли қаторларда $\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 f_i}{\sum f_i}}$ (8.4.б)

Статистикада ўртача квадрат тафовутнинг назарий аҳамият касб қилувчи умумийроқ шакли мавжуд. Арифметик ўртачадан тафовутларнинг ўртача квадратларини (дисперсияни) аниқлаш унинг маълум бир ҳолати ҳисобланади. Бу меъёр ихтиёрий нуқтадан қатор ҳадларининг тафовутларини аниқлаб уларнинг квадратларидан арифметик ўртача ҳисоблашга асосланади, яъни:

A - ихтиёрий константа (ўзгармас миқдор) десак, у ҳолда

Сафланган қаторларда $S_A^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - A)^2}{N}$ (8.3.a)

Вазтли қаторларда $S_A^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - A)^2 f_i}{\sum f_i}$ (8.3.б)

Агарда арифметик ўртачадан тафовутларнинг ўртача квадрати σ^2 дисперсия деб аталса, бу кўрсаткич S_A^2 ихтиёрий нуқтага A нисбатан иккинчи момент ёки иккинчи тартибли момент деб аталади. Бу ҳолда дисперсия σ^2 арифметик ўртачага \bar{x} нисбатан иккинчи момент ҳисобланади.

Арифметик ўртачадан ва ихтиёрый бошқа нуқтадан тафовутланишларнинг ўртача квадратлари σ^2 ва S^2 орасида жуда оддий ўзаро боғланиш мавжуд

$$S_A^2 = \sigma \frac{2}{x} + d^2$$

бу ерда: $d = x - A$.

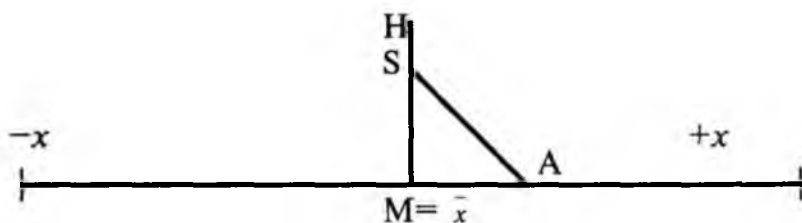
$$\text{Исбот: } S_A^2 = \frac{\sum (x-A)^2}{N} = \frac{\sum (x^2 - 2xA + A^2)}{N} = \frac{\sum x^2 - \sum 2xA + A^2}{N}$$

$d = \bar{x} - A$ бундан $A = \bar{x} - d$; $\sum x = N\bar{x}$ бўлгани учун

$$S_A^2 = \frac{\sum x^2}{N} - \frac{2(\bar{x}-d)\bar{x}N}{N} + \frac{N(\bar{x}-d)^2}{N} = \bar{x}^2 - 2\bar{x}^2 + 2d\bar{x} + \bar{x}^2 - 2\bar{x}d + d^2 = \\ = \bar{x}^2 - \bar{x}^2 + d^2 = \sigma \frac{2}{x} + d^2$$

Демак, $S_A^2 = \sigma \frac{2}{x} + d^2$

Бундан келиб чиқадики, A дан тафовутларнинг ўртача квадрати S_A^2 ва уни квадрат илдишдан чиқариш натижаси S тафовутлар арифметик ўртачадан аниқлангандагина, бу энг кичик қийматга эга бўлади; бошқача айтганда, дисперсия $\sigma \frac{2}{x}$ ва ўртача квадратик тафовут $\sigma \frac{2}{x}$ бошқа ҳар қандай ҳисоблаш нуқтасидан A аниқланган дисперсиядан кичикдир, яъни $\sigma \frac{2}{x} < S_A^2$. Бу хусусият ўртачага нисбатан аниқланган дисперсиянинг $\sigma \frac{2}{x}$ минималлик хоссаси деб аталади. Бундан дисперсия ҳисоблашни соддалаштириш мақсадида фойдаланилади. Бу ҳолда дисперсия куйидагича аниқланади: $\sigma \frac{2}{x} = S_A^2 - d^2$. Агарда тўғри бурчакли учбурчак катетлари σ ва d бўлса, у ҳолда S унинг гипотенузаси бўлади (8.1-график).



8.1-график.

Бу 8.1-графикда X абсцисса ўқининг ўрта нуқтаси $M = \bar{x}$ га туширилган NM перпендикулярнинг SM бўлаги ўртача квадрат тафовут $\sigma \frac{2}{x}$, MA бўлаги эса $d^2 = \bar{x} - A$, бу ўқни NM перпендикулярнинг S нуқтаси билан бирлаштирувчи SA чизиғи (учбурчак гипотенузаси) S^2 . Пифагор теоремасига биноан $S^2 = \sigma^2 + d^2$. Бундан келиб чиқадики, d кичик қийматларга тенг бўлганда, S билан σ орасидаги фарқ ҳам жуда

кам бўлади. Демак, арифметик ўртачани \bar{x} тахминий усулда ҳисоблаганда қўйиладиган бироз хато квадратик ўртача тафовутга деярлик таъсир этмайди.

Симметрик ва ўртамиён асимметрик тақсимотлар учун қуйидаги фойдалаи статистик қоида мавжуд: тўплам ҳажми катта бўлган тақдирда одатда умумий бирликлар сонидан 99% дан кўпроқ қисми оралиғи 6σ га тенг бўлган оралиқли варианта ($x_{\min} + 6\sigma$) ичида жойлашади. Масалан, корхонада ишлаётган 3000 ишчи ойлик иш ҳақи бўйича тақсимланиб, 1-нчи гуруҳ 10-15 минг сўмгача 50 ишчидан ва охириги гуруҳ 35-40 минг сўмгача 25 ишчидан иборат бўлган. Ҳисоблаш натижасида аниқланганки, корхона бўйича ўртача иш ҳақи $\bar{x} = 20$ минг сўм квадратик ўртача тафовут $\sigma = 4$ минг сўм бўлган. Демак, $z = x_{\min} + 6\sigma = 10 + 6 \cdot 4 = 34$ минг сўм, яъни 10-34 минг сўм атрофида иш ҳақига камида 2970 ишчи ($(3000 \cdot 99)/100$) эга бўлган бўлиши мумкин, ҳақиқатда 2975 (3000-25) дан кўпроқ ишчилар бу оралиқда ойлик иш ҳақи олган. Баён этилган қоидадан вариация кўрсаткичларини ҳисоблаш натижаларини назорат қилиш (текшириш) мақсадида фойдаланиш мумкин. Аммо тўплам ҳажми кичик бўлса, бу қоида амал қилмайди.

Ўртача квадрат ва квадратик ўртача тафовутлар ҳисоблашни қуйидаги мисолда кўриб чиқамиз. Икки қаватли уйнинг биринчи қаватида 5 хонадон ва 2 қаватида 7 хонадон яшайди. Хонадонлар ўртача оила аъзосига тўғри келадиган ойлик даромадлар бўйича қуйидагича тақсимланган (минг сўм).

8.1-жадвал

Уй ҳужалиқларининг бир аъзога ўртача ойлик даромади бўйича тақсимоги

I-қават (минг сўм) x_1	II-қават (минг сўм) x_2	x_1^2	x_2^2	$x_1 - \bar{x}_1$	$(x_1 - \bar{x}_1)^2$	$x_2 - \bar{x}_2$	$(x_2 - \bar{x}_2)^2$	$y = x_2 - A = x_2 - 47$	$y^2 = (x_2 - A)^2 = (x_2 - 47)^2$
30	28	900	784	-10	100	-22	484	-19	361
35	35	1125	1225	-5	25	-15	225	-12	144
40	42	1600	1764	0	0	-8	64	-5	25
45	47	2025	2209	5	25	-3	9	0	0
50	51	2500	2601	10	100	1	1	4	16
-	57	-	3249	-	-	7	49	10	100
-	90	-	8100	-	-	40	1600	43	1849
Жами 200	350	8250	19932		250		2432	21	2495

$$\bar{x}_1 = \frac{\sum x_1}{N_1} = \frac{200}{5} = 40 \text{ минг сўм.}$$

$$\bar{x}_2 = \frac{\sum x_2}{N_2} = \frac{350}{7} = 50 \text{ минг сўм.}$$

$$\sigma_1^2 = \frac{\sum (x_1 - \bar{x}_1)^2}{N_1} = \frac{250}{5} = 50 \text{ минг сўм.}$$

$$\sigma_1 = \sqrt{\frac{250}{5}} = \sqrt{50} = 7.07 \text{ минг сўм.}$$

$$\sigma_2^2 = \frac{\sum (x_2 - \bar{x}_2)^2}{N_2} = \frac{2432}{7} = 347.43 \text{ минг сўм.}$$

$$\sigma_2 = \sqrt{\frac{2432}{7}} = \sqrt{347.43} = 18.14 \text{ минг сўм.}$$

$$R_1 = x_{1(\max)} - x_{1(\min)} = 50 - 30 = 20 \text{ минг сўм.}$$

$$R_2 = x_{2(\max)} - x_{2(\min)} = 90 - 28 = 62 \text{ минг сўм.}$$

Аммо $R_1 = 20$ минг сўм 5 хонадонга $R_2 = 62$ минг сўм 7 хонадонга тегишлидир. Демак, ўртача 1 хонадонга $R_1/N_1 = 20/5 = 4$ минг сўм, $R_2/N_2 = 62/7 = 8.86$ минг сўм.

Шундай қилиб, II қават уй хўжаликларида ўртача бир аъзо даромадлари бўйича табақаланиш (фарқланиш) I қават уй хўжаликлари-га нисбатан 2,0 - 2,6 марта кучлидир.

Икки қаватли уй бўйича кўрсаткичларни ҳисобласак:

$$\bar{x} = \frac{\sum \bar{x}_i f_i}{\sum f_i} = \frac{40 \cdot 5 + 50 \cdot 7}{5 + 7} = \frac{550}{12} = 45.83 \text{ минг сўм.}$$

$$R = x_{\max} - x_{\min} = 90 - 28 = 62 \text{ минг сўм ёки бир хўжаликка нисбатан } R/\sum f_i = 62/12 = 5,17 \text{ минг сўм.}$$

$$\sigma_f^2 = \frac{\sum \sigma_i^2 f_i}{\sum f_i} = \frac{50 \cdot 5 + 347.43 \cdot 7}{5 + 7} = \frac{250 + 2432}{12} = \frac{2682}{12} = 223.5$$

$$\sigma_f = \sqrt{\frac{2682}{12}} = \sqrt{223.5} = 14.95 \text{ минг сўм.}$$

(8.2) формула бўйича σ^2 ва σ ҳисоблайлик. Бунинг учун дастлаб \bar{x}^2 ва \bar{x}^2 аниқлаймиз.

$$\bar{x}_1^2 = \frac{\sum x_1^2}{N_1} = \frac{8250}{5} = 1650$$

$$\bar{x}_1^{-2} = \left(\frac{\sum x_1}{N_1} \right)^2 = \left(\frac{200}{5} \right)^2 = 1600$$

$$\bar{x}_2^2 = \frac{\sum x_2^2}{N_2} = \frac{19932}{7} = 2847.43$$

$$\bar{x}_2^{-2} = \left(\frac{\sum x_2}{N_2} \right)^2 = \left(\frac{350}{7} \right)^2 = 2500$$

$$\sigma_1^2 = \bar{x}_1^2 - \bar{x}_1^{-2} = 1650 - 1600 = 50$$

$$\sigma_1 = \sqrt{50} = 7.07$$

$$\sigma_1^2 = \bar{x}_2^2 - \bar{x}_2^{-2} = 2847.43 - 2500 = 347.43$$

$$\sigma_2 = \sqrt{347.43} = 18.6$$

Иккинчи қатор x^2 учун шартли бошланғич ҳисоблаш нуқтаси қилиб $A=47$ олсак, у ҳолда

$$\bar{y}_2 = \frac{\sum(X_2 - A)}{N_2} = \frac{21}{7} = 3$$

$$\bar{y}_2^2 = \frac{\sum(X_2 - A)^2}{N_2} = \frac{2495}{7} = 356.43$$

$$\sigma \frac{2}{\bar{y}_2} = \bar{y}_2^2 - \bar{y}_2^2 = 356.43 - 3^2 = 347.43$$

Демак, $\sigma \frac{2}{\bar{y}_2} = \sigma \frac{2}{\bar{X}_2}$

8.4 Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут хоссалари

Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут алгебраик амалларни ба-
жариш учун энг қулай ўзгарувчанлик меъёридир. Бу жиҳатдан у ариф-
метик ўртачани эслатади.

Дисперсия ва квадратик ўртача тафовутларнинг энг муҳим хоссала-
рини кўриб чиқамиз.

1) $\sigma_{\bar{x}}^2$ ва $\sigma_{\bar{x}}$ арифметик ўртача \bar{x} нисбатан ҳисобланганда бу кўрсат-
кичлар ўзгарувчанликнинг энг кичик қийматли меъёридир, яъни $\sigma_{\bar{x}}^2 (S_A^2)$
бунда $A \neq \bar{x}$. Юқорида исботланганига кўра, $S_A^2 = \frac{\sum(X-A)^2}{N} = \sigma_2^2 + d^2$ бу
ерда $d^2 = (x-A)^2$. Демак, $S_A^2 \sigma \frac{2}{\bar{x}}$, чунки $\sigma_{\bar{x}}^2 = S_A^2 - d^2$. Юқоридаги (8.1-
жадвал) мисолимизда иккинчи қатор учун $\bar{d}_y = \bar{x} - A = 50 - 47 = 3$ минг
сўм ёки $\bar{d}_y = \frac{\sum(x_2 - A)}{N} = \frac{21}{7} = 3$ минг сўм.

$$S_A^2 = \frac{\sum(X-A)^2}{N} = \frac{495}{7} = 356.43,$$

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = S_A^2 - d^2 = 356.43 - (50 - 47)^2 = 347.43$$

2. Қатор ҳадларини бирор A ўзгармас миқдорга камайтирсак (ёки
кўпайтирсак), яъни $x-A$, бу ҳол дисперсия ва квадратик ўртача тафо-
вутга таъсир этмайди, яъни янги $Y = x-A$ қатор учун бундай кўрсат-
кич бошланғич қатор кўрсаткичларига тенг бўлади:

Исбот: (8.2) формулага биноан

$$\sigma_y^2 = \frac{\sum(y - \bar{y})^2}{N} = \bar{y}^2 - \bar{y}^2 = \frac{\sum y^2}{N} - \frac{(\sum y)^2}{N^2} = \frac{N \sum y^2 - (\sum y)^2}{N^2}$$

$Y = x-A$ бўлгани учун

$$\begin{aligned} \sigma_y^2 &= \frac{N \sum (X-A)^2 - [\sum (X-A)]^2}{N^2} = \frac{N \sum X^2 - 2NA \sum X + NNA^2 - \sum (X-A) \sum (X-A)}{N^2} \\ &= \frac{N \sum X^2 - 2NA \sum X + N^2 A^2 - (\sum X - NA)(\sum X - NA)}{N^2} = \end{aligned}$$

$$= \frac{N \sum X^2 - 2NA \sum X + N^2 A^2 - (\sum X^2) + NA \sum X + NA \sum X - N^2 A^2}{N^2} = \frac{N \sum X^2 - (\sum X)^2}{N^2} =$$

$$= \frac{N \sum X^2}{N^2} - \frac{(\sum X)^2}{N^2} = \overline{X^2} - \bar{X}^2 = \sigma_x^2$$

Демак, $\sigma_y^2 = \sigma_x^2$ ёки $\overline{y^2} - \bar{y}^2 = \overline{x^2} - \bar{x}^2$ (8.6)

Юқоридаги мисолимизда $\sigma_y^2 = 347,43$ $\sigma_x^2 = 347,43$.

3. Қатор ҳадларини бирор ўзгармас миқдор К марта қисқартирилса (ёки кўпайтирилса), дисперсия K^2 марта, квадратик ўртача тафовут К марта озаяди (ёки ортади).

$Y = X/K$ бўлса $\sigma_y^2 = \sigma_x^2 / K^2$, $\sigma_y = \sigma_x / K$

Исбот: (8.2)га биноан $\sigma_y^2 = \overline{y^2} - \bar{y}^2$

$Y = x/K$ бўлгани учун $\overline{y^2} = \frac{\sum (\frac{x}{K})^2}{N}$; $\bar{y}^2 = \frac{(\sum \frac{x}{K})^2}{N^2}$. Натижада:

$$\sigma_y^2 = \frac{\sum (\frac{x}{K})^2}{N} - \frac{(\sum \frac{x}{K})^2}{N^2} = \frac{\sum x^2}{K^2 N} - \frac{(\sum x)^2}{K^2 N^2} = \frac{1}{K^2} \left(\frac{\sum x^2}{N} - \frac{(\sum x)^2}{N^2} \right) =$$

$$= \frac{1}{K^2} (\overline{x^2} - \bar{x}^2) = \frac{\sigma_x^2}{K^2}$$

Демак, $\sigma_y^2 = \sigma_x^2 / K^2$ ёки $\sigma_y = \sigma_x / K$.

Бундан $\sigma_x^2 = K^2 \sigma_y^2$ ёки $\sigma_x = K \sigma_y$ (8.7)

Демак, ҳақиқий дисперсия K^2 мартаба олинган янги “у” қатор дисперсиясига ёки ҳақиқий квадратик ўртача тафовут (σ_x) К мартаба янги “у” қатор кўрсаткичига тенг.

Юқоридаги (8.1-жадвал) мисолимизда, биринчи қатор ҳадларини $K=5$ га бўлсак; 6,7,8,9,10 “У” қатори барпо бўлади, яъни $y=x/5$. Бу қатор учун

$$\bar{y} = \sum y / N = 40 / 5 = 8. \quad \overline{y^2} = \sum y^2 / N = (36 + 49 + 64 + 81 + 100) / 5 = 66.$$

$$\sigma_y^2 = \overline{y^2} - \bar{y}^2 = 66 - 8^2 = 2. \quad \sigma_x^2 = K^2 \sigma_y^2 = 5^2 * 2 = 50.$$

4) 7-бобда хусусий ўртача даражалари \bar{x}_1 ва \bar{x}_2 бўлган икки қатордан таркиб топган умумий қатор ўртача даражаси \bar{x} орасида қуйидагича боғланиш мавжудлиги кўрсатилган эди

$$N \bar{x} = N_1 \bar{x}_1 + N_2 \bar{x}_2.$$

Бу ерда N_1, N_2 ва $N = N_1 + N_2$ айрим ва умумий тўпلام ҳажми (қаторлар вариантларининг сони). $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}$ - тегишли тартибда қатор ўртача даражалари.

Худди шунингдек, умумий қатор дисперсияси ва квадратик ўртача тафовутини таркибий қаторларнинг тегишли кўрсаткичлари орқали ифодалаш мумкин. Таркибий қаторлар дисперсияси σ_1^2 ва σ_2^2 , уларнинг ўртача миқдорлари билан умумий ўртача орасидаги фарқларни $\bar{x}_1 - \bar{x} = d_1$ ва $\bar{x}_2 - \bar{x} = d_2$ деб белгиласак, у ҳолда (8.4) формулага биноан бу таркибий қаторларнинг умумий ўртачага нисбатан ҳисобланган ўртача квадрат тафовутлари $S_1^2 = \sigma_1^2 + d_1^2$ ва $S_2^2 = \sigma_2^2 + d_2^2$ тенг бўлади. Шунинг учун умумий қатор учун қуйидаги ифодани ёзиш мумкин.

$N\sigma_x^2 = N_1(\sigma_1^2 + d_1^2) + N_2(\sigma_2^2 + d_2^2)$ бундан

$$\sigma_x^2 = \frac{N_1(\sigma_1^2 + d_1^2) + N_2(\sigma_2^2 + d_2^2)}{N_1 + N_2} \quad (8.8)$$

Исбот:

$$N\sigma_x^2 = N_1\sigma_1^2 + N_1d_1^2 + N_2\sigma_2^2 + N_2d_2^2 = (N_1\sigma_1^2 + N_2\sigma_2^2) + (N_1d_1^2 + N_2d_2^2) \quad (a)$$

$$N_1\sigma_1^2 + N_2\sigma_2^2 = N_1\bar{x}_1^2 - N_1\bar{x}_1^2 + N_2\bar{x}_2^2 - N_2\bar{x}_2^2 = N_1 \frac{\sum x_1^2}{N_1} + N_2 \frac{\sum x_2^2}{N_2} - (N_1\bar{x}_1^2 + N_2\bar{x}_2^2) = (\sum x_1^2 + \sum x_2^2) - (N_1\bar{x}_1^2 + N_2\bar{x}_2^2) \quad (b)$$

$$N_1d_1^2 + N_2d_2^2 = N_1(\bar{x}_1 - \bar{x})^2 + N_2(\bar{x}_2 - \bar{x})^2 = N_1\bar{x}_1^2 - 2N_1\bar{x}_1\bar{x} + N_1\bar{x}^2 + N_2\bar{x}_2^2 - 2N_2\bar{x}_2\bar{x} + N_2\bar{x}^2 = (N_1\bar{x}_1^2 + N_2\bar{x}_2^2) - 2\bar{x}(N_1\bar{x}_1 + N_2\bar{x}_2) + \bar{x}^2(N_1 + N_2)$$

$N_1\bar{x}_1 + N_2\bar{x}_2 = N\bar{x}$, ва $N_1 + N_2 = N$ булгани учун

$$N_1d_1^2 + N_2d_2^2 = (N_1\bar{x}_1^2 + N_2\bar{x}_2^2 - 2\bar{x}xN + \bar{x}^2N) \quad (c)$$

(b) ва (c) ларни (a) га қўйсак,

$$N\sigma_x^2 = \sum x^2 - (N_1\bar{x}_1^2 + N_2\bar{x}_2^2) + (N_1\bar{x}_1^2 + N_2\bar{x}_2^2) - 2N\bar{x} + N\bar{x}^2 = \sum x^2 - 2N\bar{x} + N\bar{x}^2$$

Бу тенгликнинг икки томонини N га бўлсак

$$\sigma_x^2 = \frac{\sum x^2}{N} - 2\bar{x} + \bar{x}^2 = \bar{x}^2 - 2\bar{x} + \bar{x}^2 = \bar{x}^2 - \bar{x}^2 = \sigma_x^2$$

Агарда таркибий қаторларда вариантлар (вазнлар) сони $N_1 = N_2$ ва ўртача даражалар тенг бўлса, $\bar{x}_1 = \bar{x}_2$ у ҳолда

$$\sigma_x^2 = 1/2 (\sigma_1^2 + \sigma_2^2) \quad (8.9)$$

Демак, умумий қатор дисперсияси σ_x^2 таркибий қатор дисперсияларининг $\sigma_{x_i}^2$ арифметик ўртачасидир.

8.1- жадвалдаги мисолимизда қаторларни бирлаштирсак, у ҳолда $\Sigma X = 200 + 350 = 550$

$$N = 5 + 7 = 12$$

$$\bar{x} = \frac{550}{12} = 45.83(3)$$

$$\sum x^2 = 8250 + 19932 = 28182$$

$$\overline{x^2} = \frac{\sum x^2}{N} = \frac{28182}{12} = 2348.5$$

$$\sigma_x^2 = \overline{x^2} - \bar{x}^2 = 2348.5 - (45.83(3))^2 = 2348.5 - 2100.7 = 247.8$$

$$\sigma_x^2 = \frac{N_1(\sigma_1^2 + d_1^2) + N_2(\sigma_2^2 + d_2^2)}{N} = \frac{5(50 + (40 - 45.83)^2) + 7(347.43 + (50 - 45.83)^2)}{12} = 247.8$$

Ўз-ўзидан равшанки, (8.8) формулани умумлаштириш мумкин. Агарда умумий қатор r - та таркибий қаторлардан тузилган бўлса, улар учун квадратик ўртача тафовутлар: $\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, \dots, \sigma_r$, ва ўртача даражалар: $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_r$, улар билан умумий X ўртачалар орасидаги фарқлар $\bar{x}_1 - \bar{x} = d_1; d_2 = \bar{x}_2 - \bar{x}, \dots, d_r = \bar{x}_r - \bar{x}$ бўлса, у ҳола умумий дисперсияни қуйидагича ифодалаш мумкин.

$$N\sigma_x^2 = (N_1\sigma_1^2 + N_1d_1^2) + (N_2\sigma_2^2 + N_2d_2^2) + \dots + (N_r\sigma_r^2 + N_rd_r^2) = \sum_{j=1}^r N_j\sigma_j^2 + \sum_{j=1}^r N_jd_j^2.$$

$$\text{Бундан } \sigma_x^2 = \frac{\sum_{j=1}^r N_j\sigma_j^2}{\sum_{j=1}^r N_j} + \frac{\sum_{j=1}^r N_jd_j^2}{\sum_{j=1}^r N_j} \quad (8.10)$$

5) Агарда ҳар бир таркибий қатор $x_i, i=1, 2, \dots, K$ ҳадлардан тузилган ва уларнинг A -шартли бошланғич ҳисоб нуқтасига нисбатан тафовут квадратлари $y_1^2 = (x_1 - A)^2, y_2^2 = (x_2 - A)^2, \dots, y_k^2 = (x_k - A)^2$ бўлса, у ҳолда айрим қаторлар учун тафовут квадратларининг йиғиндиси $y_i^2 = \sum_{i=1}^k (x_i - A)^2$ ёки ҳадлар вазнли f_i бўлса, $\sum_{i=1}^K y_i^2 f_i = \sum_{i=1}^K (x_i - A)^2 f_i$. Бу ҳолда умумий қатор учун A - нуқтага нисбатан ҳисобланган тафовут квадратлари йиғиндиси

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^K y_j^2 f_j &= \left(\sum_{i=1}^K (x_i - A)^2 f_i \right)_1 + \left(\sum_{i=1}^K (x_i - A)^2 f_i \right)_2 + \dots + \left(\sum_{i=1}^K (x_i - A)^2 f_i \right)_r = \\ &= \left(\sum_{j=1}^r \left(\sum_{i=1}^K (x_{ij} - A) f_{ij} \right) \right) \end{aligned} \quad (8.11)$$

билан аниқланади. Бу формуладан ҳисоблаш натижаларини текширишда фойдаланиш мумкин.

6. N - биринчи натурал сонлар учун квадратик ўртача твафувутни аниқлаш ҳам амалий аҳамият касб этади. Алгебрадан маълумки, N - биринчи натурал сонлар йиғиндиси $N(N+1)/2$, уларнинг квадратларининг йиғиндиси эса $N(N+1)(2N+1)/6$ ифода билан аниқланади. Демак, биринчи натурал сонлар ўртачаси: $N(N+1)/2 : N = (N+1)/2$ ва (8.4) формулага биноан уларнинг ўртача квадрат тафовути эса қуйидаги ифодага тенг:

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= (N+1)(2N+1)*1/6 - (N+1)^2 *1/4 \quad \text{бундан} \\ \sigma^2 &= (N^2 - 1)*1/12. \end{aligned} \quad (8.12)$$

Бу формуладан фойдаланиш учун мисол қилиб белги даражаларини ўлчамасдан, тўплам бирликларини бирор умумий хусусияти асосида сафлаб (ранжирлаб), сўнгра тартиб сонлари билан белгилаб чиқиш натижасида барпо бўладиган N - рангли қаторларни олиш мумкин. Бунга ўхшаш масалаларни статистик таҳлил қилишда (8.12) формула жуда самарали ечимлар олиш имконини беради. Бу тенгликни соддалаштириб яна бир натижа келтириб чиқариш мумкин. Агарда тўплам бирликлари ўрганилаётган белгининг қийматларига кўра тўғри бурчакли шаклга ўхшаб тақсимланса, у ҳолда улар ўртачадан икки томонда $\pm l/2$ чегараларда баб-баробар тенг марта учрайди ва бу оралиқдан ташқарида кузатилмайди. l -асос жуда кўп N тенг қисмларга бўлинган деб фараз қилсак, у ҳолда тақсимот чексиз N - сонли биринчи натурал сонлар қаторидан ташкил топади ва унинг ўртача квадрат тафовути (8.12) формуласидан бирни тушириб қолдириб, қуйидагича ифодалаш мумкин:

$$\sigma^2 = l^2 / 12 \quad (8.13)$$

7. Ўртача квадрат ва квадратик ўртача тафовутларнинг танлама текширишларда қўллаш бошқа вариация кўрсаткичларига қараганда назарий жиҳатдан асослироқ ҳисобланади, чунки уларга танламаларнинг тасодифий тебранишлари деярлик таъсир қилмайди. (Бунинг исботи кейинги 9-бобда баён этилган).

Шундай қилиб бошқа вариация кўрсаткичларини қўллаш учун етарли асослар бўлмаган тақдирда ҳар доим ўзгарувчанлик меъёри сифатида ўртача квадрат ва ўртача квадратик тафовутлардан фойдаланиш керак.

8.5. Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут ҳисоблашнинг соддалаштирилган усуллари

Юқорида баён этилган дисперсия хоҳсаларига таяниб бу кўрсаткични, демак, квадратик ўртача тафовутни ҳам ҳисоблашни бир мун-

¹ В.Назаров, Б.Т.Тошпўлатов, А.Д. Дўсумбетов. Алгебра ва сонлар назарияси 1-қисм, Т.: Ўқитувчи, 1993, 68-бет.

ча соддалаштириш мумкин. Шундай йўллардан бири шартли момент усули деб аталади.

8.5.1. Шартли момент усули

Ўрганилаётган x_i қаторнинг ҳар бир ҳадидан A -ўзгармас миқдорни айириб, олинган натижаларни бошқа K -ўзгармас миқдорга бўлсак, бошланғич x_i қатор ўрнига янги y_i қатор вужудга келади, яъни $Y_i = (x_i - A) / K$. Агарда қатор тенг оралиқли вариантларга эга бўлса, A - константа қилиб қатор ўртасидаги ҳадни (вариантани), K - константа қилиб эса оралиқ кенглигини олиш керак, чунки бу ҳолда ҳисоблаш жуда соддалашади. Сўнгра янги y_i - қаторнинг варианта қийматлари ва уларнинг квадратларидан арифметик ўртачалар ҳисобланади:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{N} \text{ ёки } \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i f_i}{\sum f_i} \text{ ва } \overline{y^2} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2}{N} \text{ ёки } \overline{y^2} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 f_i}{\sum f_i}$$

Y_i - қаторни барпо қилаётганда бошланғич x_i қатор ҳадларидан A - константани айириш билан чегараланганимизда (яъни олинган натижаларни яна K - константага бўлмаганимизда) бу қаторнинг дисперсияси, ўртача квадрат тафовутнинг минималлик хоссасига биноан $\sigma_y^2 = \overline{y^2} - (\bar{y} - A)^2$ билан аниқланар эди. Аммо Y_i - қатор вариантларини вужудга келтираётганда $(Y_i - A)$ айирма натижаларини яна K - константага бўлганимиз учун бу қатор дисперсияси 3-нчи хоссасига биноан, $\sigma_y^2 = K^2(\overline{y^2} - \bar{y}^2)$ (8.7) формулага тенгдир. Шу билан бирга янги хоссага асосан, бу кўрсаткич бошланғич ҳақиқий x_i - қатор дисперсиясини ҳам аниқлайди, чунки $\sigma_x^2 = \sigma_y^2$ ёки $\overline{y^2} - \bar{y}^2 = \overline{x^2} - \bar{x}^2$ (8.6).

(8.7) формулани бироз ўзгартириб, қуйидаги кўринишга келтириш мумкин:

$$\sigma_y^2 = K^2 \left[\frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} - \left(\frac{\sum_{i=1}^n y_i f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} \right)^2 \right] = \frac{1}{\sum_{i=1}^n f_i} K^2 \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 f_i - \bar{y} \sum_{i=1}^n y_i f_i \right) \quad (8.14)$$

$$\text{вазнсиз қаторларда эса } \sigma_y^2 = \frac{1}{N} K^2 \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 - \bar{y} \sum_{i=1}^n y_i \right)$$

7.2 - жадвал маълумотлари асосида шартномани бажариш даражалари учун дисперсия ва квадратик ўртача тафовутларни умумий тартибда ва шартли момент усулида ҳисоблаймиз.

Шартнома бажариш даражасига қараб	Корхоналар сони	Ўртача шартномани бажариш даражаси (%%)	$y_i = (x_i - 105)/10$	$y_i f_i$	$y_i^2 f_i$
корхоналар гуруҳи	f_i	x_i	$A=105$ $K=10$		
80 гача	1	75	-3	-3	9
80-90	3	85	-2	-6	12
90-100	5	95	-1	-5	5
100-110	9	105	0	0	0
110-120	7	115	1	7	7
120-130	5	125	2	10	20
130 ва юқори	4	135	3	12	36
жами	34			15	89

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^7 y_i f_i}{\sum_{i=1}^7 f_i} = \frac{15}{34} = 0.44$$

$$\bar{x} = \bar{y}k + A = 0.44 * 10 + 105 = 109.4\%$$

$$\overline{y^2} = \frac{\sum_{i=1}^7 y_i^2 f_i}{\sum_{i=1}^7 f_i} = \frac{89}{34} = 2.6176$$

$$\sigma_y^2 = K^2 (\overline{y^2} - \bar{y}^2) = 10^2 (2.6176 - 0.44^2) = 100 * (2.6176 - 0.1936) = 242.4$$

$$\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = 242.4$$

$$\sigma = 15.57\%. \text{ ёки } \sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \frac{1}{\sum f_i} K^2 (\sum_{i=1}^n y_i^2 f_i - \bar{y} \sum y_i f_i) = \frac{1}{34} 10^2 (89 - 0.44 * 15) = \frac{8240}{34} = 242.4$$

$$\sigma_x = \sqrt{242.4} = 15.57\%$$

8.5.2. Арифметик ўртача ва дисперсияни ҳисоблашнинг йиғинди усули

Бу усул дискрет қаторларда ва унга келтирилган тенг ораликли вариацион қаторларда қўлланилади. Бу ҳолда қаторнинг ўртача ҳади шартли ўртача x_0 деб қабул қилинади. Биринчи ва охири ҳаддан марказга томон йўналишда кумулятив вазнлар (тўпلام бирликларининг йиғма сонлари) ва уларнинг йиғиндиси ҳисобланади. Агарда шартли ўртача қилиб олинган марказий ҳад вазни f_r десак, у ҳолда ундан юқоридаги тўлиқсиз қатор учун кумулятив вазнлар $f'_1 = f_1, f'_2 = f_1 + f_2, f'_3 = f'_2 + f_3, \dots, f'_{r-1} = f'_{r-2} + f_r$ уларнинг йиғиндиси эса $\sum_{i=1}^{r-1} f'_i$ билан ифодаланади. Марказий ҳаддан пастдаги тўлиқсиз қатор учун кумулятив вазнлар $f''_n = f_n, f''_{n-1} = f''_n + f_{n-1}, f''_{n-2} = f''_{n-1} + f_{n-2}, \dots, f''_{r+1} = f''_{r+2} +$

$+f_{r+1}$ ва уларнинг йиғиндиси $\sum_{i=n}^{i+1} f_i''$ ифодага тенг бўлади. Иккинчи йиғиндидан биринчи йиғиндини айтириб, яъни $d = \sum_{i=n}^{r+1} f_i'' - \sum_{i=1}^{r-1} f_i''$ олинган натижани бошланғич тула қатор вазнлар умумий сонига бўлиб,

яъни $\frac{d}{\sum f_i} = \frac{\sum_{i=n}^{r+1} f_i'' - \sum_{i=1}^{r-1} f_i''}{\sum_{i=1}^n f_i}$, унинг устига шартли ўртачани қўшсак, ҳақиқий ўртача миқдор ҳосил бўлади, яъни

$$\bar{x} = A + \frac{d}{n} = A + \frac{\sum_{i=n}^{r+1} f_i'' - \sum_{i=1}^{r-1} f_i''}{\sum_{i=1}^n f_i} \quad (8.14a)$$

бу ерда $f_i = f_1, f_2, \dots, f_{r-1}, f_r, f_{r+1}, f_{r+2}, \dots, f_n$.

Юқоридаги мисолни йиғинди усулида ечамиз.

7.2 - жадвал маълумотлари асосида йиғма вазнларни ҳисоблаш натижалари қуйида келтирилган.

Шартнома бажариш фоизи	x_i	f_i	Туликсиз қаторлар йиғма вазнлари f_i	Тула қаторлар йиғма вазнлари f_i'	f_i''
80 гача	75	1	+1	33+1=34	117+34=151
80-90	85	3	1+3=4	30+3=33	84+33=117
90-100	95	5	4+5=9/-14	25+5=30	54+30=84
100-110	105=A	9=f _r	-	16+9=25	29+25=54
110-120	115	7	9+7=16	9+7=16	13+16=29
120-130	125	5	5+4=9	5+4=9	4+9=13
130 ва юқори	135	4	4/+29	4	4
Жами		$\sum f_i=34$	$D=29-14=15$	$\sum f_i'=251$	$\sum f_i''=452$

$$d = \sum_{i=n}^{r+1} f_i'' - \sum_{i=1}^{r-1} f_i'' = (4 + 9 + 16) - (1 + 4 + 9) = 29 - 14 = 15$$

Демак, $\bar{X} = A + \frac{d}{n} = 1,05 + \frac{15}{34} = 1,05 + 94,4 = 1,09$ ёки 109.4%.

Тенг ораликли вариацион қаторларда арифметик ўртача варианты қиймати йиғинди усулида қуйидаги формула асосида ҳисобланади:

$$\bar{x} = (x_{\min} - \frac{K}{2}) + K \left(\frac{\sum_{i=n}^1 f_i'}{\sum_{i=1}^n f_i} \right) \quad (8.146)$$

Бу ерда x_{\min} - энг кичик оралиқли вариантнинг қуйи чегараси (қиймати).

K - варианта оралиғининг кенглиги $K = x_{\max} - x_{\min}$.

f'_i - тўла оралиқли қаторнинг охириги ҳаддан бошлаб биринчи ҳад томон йўналишда ҳисобланган йиғма (тўплама) вазнлар, яъни

$$f'_n = f_n,$$

$$f'_{n-1} = f_n + f_{n-1}, f'_{n-2} = f'_{n-1} + f_{n-2}, f'_{n-3} = f'_{n-2} + f_{n-3}, \dots, f'_1 = f'_2 + f_1$$

Мисолимизда тўла қатор учун йиғма вазнларни ҳисоблаш натижалари юқоридаги жадвалнинг охиридан битта олдинги устунда

келтирилган. Уларнинг йиғиндиси $\sum_{i=n}^1 f'_i = 151$ $x_{\min} = 70$ (оралиқли варианта кенглиги $80-90=10$ тенг бўлгани учун) биринчи оралиқли варианта қуйи чегарасини 70 деб олиш мумкин. ($80-10=70$), оралиқли варианта кенглиги $K = 10$ тенг ($K = x_{\min} - x_{\max} = 90-80, 130-120$ ва ҳ.к.). (8.3) формулага қўйсақ,

$$\bar{x} = (x_{\min} - \frac{K}{2}) + K \left(\frac{\sum_{i=1}^n f'_i}{\sum_{i=1}^n f_i} \right) = (70 - \frac{10}{2}) + 10 \frac{151}{34} = 65 + 44.4 = 109.4\%$$

Йиғинди усулида дисперсия қуйидаги ифода орқали аниқланади:

$$\sigma^2_x = K^2 \left[\frac{2 \sum_{i=n}^1 f_i'^2}{\sum_{i=1}^n f_i} - \left(1 + \frac{\sum_{i=n}^1 f_i'}{\sum_{i=1}^n f_i} \right) * \frac{\sum_{i=n}^1 f_i'}{\sum_{i=1}^n f_i} \right] \quad (8.14в)$$

Бу ерда: K - дискрет қаторларда оралиқ кенглиги.

$K = x_2 - x_1 = x_3 - x_2 \dots$ ёки оралиқли вариацион қаторларда оралиқли варианта кенглиги $K = x_{\max} - x_{\min}$, x_{\max} - юқори чегара x_{\min} қуйи чегара.

f'_i - қаторнинг охириги ҳадидан биринчи ҳад томон йўналишида ҳисобланган биринчи йиғма вазнлар.

f''_i - биринчи йиғма вазнлардан ҳисобланган иккинчи йиғма вазнлар,

яъни $f''_n = f'_n + f''_{n-1}, f''_{n-1} = f'_n + f'_{n-1}, f''_{n-2} = f''_{n-1} + f'_{n-2}, \dots, f''_1 = f'_2 + f'_1$

Мисолимизда иккинчи йиғма вазнларни ҳисоблаш жадвалининг охириги устунда келтирилган.

$$\sigma^2_x = K^2 \left[\frac{2 \sum_{i=1}^n f_i''}{\sum_{i=1}^n f_i} - \left(1 + \frac{\sum_{i=1}^n f_i'}{\sum_{i=1}^n f_i} \right) * \frac{\sum_{i=1}^n f_i'}{\sum_{i=1}^n f_i} \right] = 10^2 \left[2 \frac{452}{34} - \left(1 + \frac{151}{34} \right) * \frac{151}{34} \right] = 100(26.588 - 24.165) = 242,4.$$

8.6. Дисперсияларни қўшиш қоидаси ва ундан бозор ҳодисаларини таҳлил қилишда фойдаланиш йўллари.

Ҳар бири учун ўртача миқдор билан бирга дисперсия ҳисоблаш мумкин. Бу жузъий дисперсиялар σ_i^2 билан умумий дисперсия σ^2 орасида қандай боғланиш борлигини, кўриб чиқайлик. Бунинг учун жузъий ўртачаларни \bar{x}_i , умумий ўртачани эса \bar{x} , i - қисм чегарасидаги йиғиндини $\sum_{i=1}^m (x - \bar{x}_i)^2$ ва бутун тўплам бўйича йиғиндини $\sum_{i=1}^n (x - \bar{x})^2$ бу ерда $n=1, 2, \dots, m_1, \dots, m_2, \dots, m_k$ деб белгиласак, ҳар бир қисм жузъий дисперсияси

$$\delta_i^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (x - \bar{x}_i)^2}{N_i} = \frac{\sum_{i=1}^m ((x - \bar{x}) + (\bar{x} - \bar{x}_i))^2}{N_i} = \frac{\sum_{i=1}^m (x - \bar{x})^2 + 2(\bar{x} - \bar{x}_i) \sum_{i=1}^m (x - \bar{x}) - N_i (\bar{x} - \bar{x}_i)^2}{N_i}$$

$$\sum_{i=1}^m (x - \bar{x}) = \sum_{i=1}^m x - N_i \bar{x} = N_i \bar{x}_i - N_i \bar{x} = N_i (\bar{x}_i - \bar{x}) = -N_i (\bar{x} - \bar{x}_i)$$

бўлгани учун

$$\begin{aligned} \delta_i^2 &= \frac{\sum_{i=1}^m (x - \bar{x})^2 - 2N_i (\bar{x} - \bar{x}_i) * N_i (\bar{x} - \bar{x}_i) + N_i (\bar{x} - \bar{x}_i)^2}{N_i} = \\ &= \frac{\sum_{i=1}^m (x - \bar{x})^2 - 2N_i (\bar{x} - \bar{x}_i)^2 + N_i (\bar{x} - \bar{x}_i)^2}{N_i} = \frac{\sum_{i=1}^m (x - \bar{x})^2 - N_i (\bar{x} - \bar{x}_i)^2}{N_i} \end{aligned}$$

$$\text{Бундан} \quad \sum_{i=1}^m (x - \bar{x})^2 = N_i \delta_i^2 + N_i (\bar{x} - \bar{x}_i)^2$$

Умумий дисперсияни аниқлаш учуни бу тенгликнинг ўнг томонидаги йиғиндиларни барча тўплам қисмлари бўйича қўшиб, олинган натижани $N = n_1 + n_2 + \dots + n_m$ га бўлиш керак. Шундай қилиб,

$$\sigma_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x - \bar{x})^2}{N} = \frac{N_1 \delta_1^2 + N_2 \delta_2^2 + \dots + N_m \delta_m^2}{N_1 + N_2 + \dots + N_m} + \frac{N_1 (\bar{x}_1 - \bar{x})^2 + N_2 (\bar{x}_2 - \bar{x})^2 + \dots + N_m (\bar{x}_m - \bar{x})^2}{N_1 + N_2 + \dots + N_m}$$

Жузъий ўртача билан умумий ўртача орасидаги фарқни $D_{x_i} = \bar{x}_i - \bar{x}$ билан белгиласак, у ҳолда

$$\sigma_x^2 = \sigma_{\bar{x}_i}^2 + \delta_i^2$$

ёки $\sigma_{x_i}^2$ - тўплам бўйича жузъий ўртачалар билан умумий ўртача орасидаги тафовутлардан ҳисобланган дисперсиядир. Шунинг учун

$$\sigma_{x_i}^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N}$$

$$\text{Демак,} \quad \sigma_x^2 = \sigma_{x_i}^2 + \delta_i^2 \quad (8.15)$$

Умумий дисперсия ўртача жузъий дисперсия билан жузъий ўртачалар дисперсияси йиғиндисига тенг. Бу дисперсияларни қўшиш қоидаси деб аталади.

Шундай қилиб, умумий дисперсия (σ_i^2) ўртача жузъий дисперсия (δ_i^2) устига жузъий ўртачалар дисперсиясини ($\sigma_{x_i}^2$) қўшиш натижасидир. Бу дисперсияларни қўшиш қоидаси деб аталади. Унга биноан, умумий дисперсия иккита таркибий дисперсиялардан иборат бўлиб, бири - тўпلام қисмлар

ичидаги ўзгарувчанликни ўлчайди, иккинчиси эса - уларнинг жузъий ўртачалар орқали ифодаланган қисмлараро фарқларни (вариацияни) таърифлайди. Ҳар бир дисперсия моҳиятини қуйидаги мисолда ойдинлаштирамиз.

8.2-жадвал

Минтақалар бозорида талаб ҳажми, баҳо даражаси ва унинг тебраниш кўрсаткичлари

Бозорлар	Савдо ҳажми, т N_i	1т баҳоси (минг сўм) X_i	Ички бозорда баҳолар тебраниши (жузъий дисперсиялар) δ_i^2
Минтақа N_1	455	400	900
Минтақа N_2	600	350	784
Минтақа N_3	900	320	829,4
Республика бозори	2000		

Республика бозорида 1т маҳсулотнинг ўртача баҳоси:

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i N_i}{\sum N_i} = \frac{400 \cdot 455 + 350 \cdot 600 + 320 \cdot 900}{455 + 600 + 900} = 340 \text{ минг сўм.}$$

Минтақалараро баҳо дисперсияси

$$\sigma_{x_i}^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2 N_i}{\sum N_i} = \frac{(400-340)^2 455 + (350-340)^2 600 + (320-340)^2 900}{455 + 600 + 900} = \frac{205800}{1955} = 1029$$

$$\text{Ёки } \sigma_{x_i} = \sqrt{1029} = 32.08 \text{ млн. сўм}$$

Ўртача ички минтақавий дисперсия

$$\begin{aligned} \bar{\delta}_i^2 &= \frac{\sum \delta_i^2 N_i}{\sum N_i} = \frac{900 \cdot 455 + 784 \cdot 600 + 829.4 \cdot 900}{455 + 600 + 900} = \frac{1626360}{1955} = 813.2 \text{ ёки } \delta_i = \\ &= \sqrt{813.2} = 28,52 \text{ минг сўм.} \end{aligned}$$

Умумий республика бўйича баҳо дисперсияси

$$\sigma_x^2 = \bar{\delta}_i^2 + \sigma_{x_i}^2 = 813.2 + 1029 = 1842.9 \text{ ёки } \sigma_x = \sqrt{1842.2} = 42.92 \text{ минг сўм}$$

Республика миллий бозорида талаб эгри чизиғи икки тоифадаги омиллар таъсири остида шаклланади. Улардан бири айрим минтақалар бозоригагина хос ички хусусий омиллар, иккинчиси - улар учун

умумий бўлган омиллардир. Умумий дисперсия барча омиллар таъсири остида республика миллий бозорида баҳо вариациясини характерлайди. **Ўртача** ички минтақавий дисперсия эса айрим минтақаларга хос хусусий омиллар таъсири остида республика миллий бозорида баҳо қандай ўзгарувчанликка эгалигини аниқлайди. Ниҳоят, минтақаларо дисперсия минтақалар учун умумий хусусиятга эга омиллар республика миллий бозорида баҳо тебранишига қандай даражада таъсир этганини ўлчайди.

Агарда тўпلام бирликлари бирор муҳим белги асосида гуруҳланган бўлса, у ҳолда тақсимот қатори 3 турдаги дисперсиялар, яъни умумий дисперсия, гуруҳларо дисперсия ва ички гуруҳий дисперсия билан таърифланади. Умумий дисперсия ҳамма омиллар таъсири остида ўрганилаётган белги қандай вариацияга эга эканлигини, гуруҳларо дисперсия эса унинг қайси қисми гуруҳлаш белгисининг таъсири натижасида шаклланганини ўлчайди. Умумий ўзгарувчанликнинг қолган қисми бошқа барча омиллар ҳиссаси бўлиб, уни ички гуруҳий дисперсиялар аниқлайди. Натижада умумий дисперсия гуруҳларо дисперсия билан ўртача ички дисперсиядан таркиб топади, яъни $\sigma_x^2 = \delta_x^2 + \sigma_{\bar{x}_i}^2$.

бу ерда σ_x^2 - умумий дисперсия $\sigma_x^2 = \frac{\sum(x-\bar{x})^2}{N}$ бунда $\bar{x} = \frac{\sum x}{N}$

$\sigma_{\bar{x}_i}^2$ - гуруҳларо дисперсия $\sigma_{\bar{x}_i}^2 = \frac{\sum(x_i-\bar{x})^2}{N_i}$ бунда i - гуруҳлар

сони $\bar{x}_i = \frac{\sum x_i}{N_i}$ ҳар бир гуруҳ учун белгининг ўртача қиймати;

δ_i^2 - ўртача ички дисперсия $\delta_i^2 = \frac{\sum \delta_i^2 N_i}{\sum N_i}$ бунда $\delta_i^2 = \frac{\sum(x_i-\bar{x}_i)^2}{N_i}$

x -тўпلام бўйича белгининг айрим қийматлари;

x_i - ҳар бир гуруҳ бўйича белгининг айрим қийматлари;

N_i - айрим гуруҳларга тегишли birlikлар сони;

N - тўпلام бўйича birlikлар сони $N = \sum N_i$.

8.5. -даги мисолимизда корхоналарни шартномани бажармаган ва бажарган ҳамда ошириб бажарган деган иккита гуруҳга бирлаштирсак, у ҳолда қуйидаги натижаларга эга бўламиз.

	Шартномани бажариш, % x_i	Корхона сони f_i	$x_i f_i$	$x_i^2 f_i$
I-шартномани бажармаганлар	75	1	75	5625
	85	3	255	21675
	95	5	475	45125
Ҳаммаси (ўртача)	89.44	9	805	72425
II-шартномани бажарганлар ва ошириб бажарганлар	105	9	945	99225
	115	7	945	92575
	125	5	625	78125
	135	4	540	72900
Ҳаммаси (ўртача)	116.6	25	2915	342825
Жами	109.41	34	3720	415250

$$\sigma_x^2 = \frac{\sum x_i^2 f_i - \sum x_i f_i \bar{x}}{N} = \frac{415250 - 3720 \cdot 109.41}{34} = \frac{8245}{34} = 242.50$$

$$\delta_1^2 = \frac{\sum x_1^2 f_1 - \sum x_1 f_1 \bar{x}_1}{N_1} = \frac{72425 - 805 \cdot 89.44}{9} = \frac{425}{9} = 47.22$$

$$\delta_2^2 = \frac{\sum x_2^2 f_2 - \sum x_2 f_2 \bar{x}_2}{N_2} = \frac{342825 - 2915 \cdot 116.6}{25} = \frac{2936}{25} = 117.4$$

$$\bar{\delta}_i^2 = \frac{\sum \delta_i^2 N_i}{\sum N_i} = \frac{47.22 \cdot 9 + 117.4 \cdot 25}{9 + 25} = \frac{3361}{34} = 98.85$$

$$\sigma_{x_i}^2 = \frac{\sum x_i^2 f_i - \sum x_i f_i \bar{x}}{N} = \frac{(89.44^2 \cdot 9 + 116.6^2 \cdot 25) - 109.41 \cdot 3720}{34} = 143.65$$

$$\sigma_x^2 = \bar{\delta}_i^2 + \sigma_{x_i}^2 = 98.85 + 143.65 = 242.5$$

Бу ерда шуни таъкидлаш керакки, гуруҳлараро дисперсия ўртача ички гуруҳий дисперсияга қараганда қанча катта бўлса, ўрганилаётган белгига гуруҳлаш белгиси шунчалик кучли таъсир этади.

Агарда ҳар бир гуруҳ чегарасида тегишли birlikларнинг яна бошқа белги асосида гуруҳласак, у ҳолда ички гуруҳий дисперсияларнинг ҳар бирини иккита таркибий дисперсияларга ажратиш мумкин. Улардан бири (гуруҳостиаро дисперсия) гуруҳлаш белгисининг таъсири остида шаклланган ўзгарувчанликни ифодалайди. Иккинчиси эса, қолдиқ дисперсия деб аталиб, иккита гуруҳлаш белгиларидан ташқари қолган омиллар билан боғлиқ вариацияни ўлчайди. Назарий жиҳатдан бундай комбинацион гуруҳлаш яратиш жараёнини ўрганилаётган белгига таъсир этувчи барча сабаблар батамом тугагунча давом эттириш мумкин. Натижада умумий дисперсия айрим сабаблар таъсири остида шаклланадиган вариация миқдорларини ўлчаб берувчи хусусий (жузъий) дисперсиялар йиғиндисидан таркиб топади, яъни

$$\sigma_x^2 = \delta_1^2 + \delta_2^2 + \dots + \delta_n^2 \quad (8.15a)$$

Бу эса натижавий белгининг вариациясида айрим омилларнинг ролини баҳолаш имконини беради.

8.7. Муқобил (алтернатив) белги дисперсияси

Алтернатив - ўзаги лотинча “alter” - иккитадан бирига асосланган - французча “alternative” сўз бўлиб, бир-бирини ўзаро инкор қилувчи имкониятлардан ёки йўллардан ҳар бири деган луғавий маънога эга. Алтернатив белги деб ўрганилаётган тўпلام birlikларининг бир қисмида учрайдиган, бошқа қисмида эса учрамайдиган хоссалар аталади. Масалан, истеъмолчиларнинг бир қисми айни товарни истеъмол қилишга мойил, бошқа қисми мойил эмас, муайян иқтисодий фаол аҳолининг бир қисми ишсиз, қолганлар иш билан банд, талабаларнинг баъзи бирлари аълочи, бошқалар аълочи эмас,

университет ўқитувчиларининг бир қисми фан доктори унвонига эга, бошқалари эса эга эмас ва ҳ.к.

Алтернатив белги қийматлари бундай хоссага эга бўлган бирликлар учун “1” (бир) барча эга бўлмаганлар учун эса “0” (ноль) деб ифодаланadi. Умумий тўпلامда алтернатив белги кузатишган бирликлар салмоғи “Р”, кузатилмаганлари эса “q” орқали белгиланади, уларнинг йиғиндиси бирга тенг, яъни $p+q=1$ ¹¹. Шундай қилиб, алтернатив белги асосида тақсимот қатори қуйидаги кўринишда тузилади.

Варианталар	1	0	жами
Уларнинг такрорланиш тезлиги	p	q	1
(бирликлар сони)			

Бундай қаторнинг дисперсиясини ҳисоблаш учун дастлаб алтернатив белгининг арифметик ўртача қиймати аниқланиши лозим. Бу белгига эга бўлган ва эга бўлмаган бирликлар сони турлича бўлгани учун, унинг ўртача қиймати тортилган арифметик ўртача орқали ҳисобланади, яъни

$$\bar{x} = \frac{\sum x f}{\sum f} = \frac{1f_1 + 0f_0}{f_1 + f_0} = 1p + 0q = p$$

Демак, алтернатив белгининг ўртача қиймати унга эга бўлган бирликларнинг тўпلامдаги салмоғига тенгдир. Бу белги учун дисперсия

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= \frac{\sum (x - \bar{x})^2 f}{\sum f} = \sum (x - \bar{x})^2 d = (1 - p)^2 p + (0 - p)^2 q = p - 2p^2 + p^3 + p^2 q = \\ &= p - 2p^2 + p^2(p + q) = p - 2p^2 + p^2 = \\ &= p - p^2 = p(1 - p) = pq \quad \text{демак, } \sigma_p^2 = pq \end{aligned} \quad (8.16)$$

Шундай қилиб, алтернатив белги дисперсияси унга эга бўлган ва эга бўлмаган бирликларнинг тўпلامдаги салмоқлари кўпаймаси билан аниқланади. Бу салмоқлар йиғиндиси бирга тенг бўлгани учун, яъни $p+q=1$ учун $p=0,5$, $q=0,5$. Демак, алтернатив белги дисперсиясининг максимал қиймати $pq=0,5*0,5=0,25$ тенг.

Исбот: $\sigma_p^2 = pq = p - p^2$ тенглигининг экстремумини аниқлаш учун Рерма теоремасига биноан “р” ҳосиласини нолга тенглаштириб олиш керак, яъни

$$1)(\sigma_p^2)' = 1 - 2p = 0 \text{ бундан } p = 1/2$$

Мумкин бўлган экстремум нуқтасида дисперсия экстремумга эга ёки эга эмаслигини аниқлаш учун ҳосила ишораси аниқланиши керак.

$$2)(\sigma_p^2)' = 1 - 2p \neq 0 \text{ ёки } p \neq 1/2 \text{ десак,}$$

¹¹ чунки $P=f_1/\sum f$ ва $q=f_0/\sum f$ бўлгани учун $p+q=f_1/\sum f+f_0/\sum f=\sum f/\sum f=1$.

$$\frac{+}{1/2} \quad \frac{-}{p}$$

Экстремум биринчи шартига биноан, ҳосила мумкин бўлган экстремум нуқтасидан чап томонга плюс ва ўнг томонда минус ишорага эга бўлса, у ҳолда мумкин бўлган экстремум нуқтаси максимум нуқта ҳисобланади ва алтернатив белги дисперсияси максимал қийматга эга бўлади.3) $p_{\max} = \frac{1}{2}$

$$\sigma_p^2 = p(1-p) = \frac{1}{2}(1 - \frac{1}{2}) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = 0.25$$

Демак, алтернатив белги кузатилган ва кузатилмаган бирликлар салмоғи бир-бирига тенг бўлганда, бу белгининг дисперсияси максимал қийматга эга бўлади. Ўрганилаётган белгининг айрим қийматлари ўзининг ўртачаси атрофида тебраниб тургани каби, айрим салмоқлар ҳам ўртача салмоқ атрофида вариацияланади. Бу жиҳатдан вариацияни ўрганиш учун қуйидаги дисперсия турлари ҳисобланади ва таҳлил қилинади.

Салмоқнинг ички гуруҳий дисперсияси

$$\delta_p^2 = p_i(1-p_i) = p_i q_i \quad (8.17)$$

Ички гуруҳий дисперсиялардан ўртача дисперсия

$$\overline{\delta_{p_i}^2} = \overline{p_i(1-p_i)} = \frac{\sum p_i q_i f_i}{\sum f_i} = \sum p_i(1-p_i) d_i = \overline{p_i q_i} \quad (8.17a)$$

Гуруҳлараро дисперсия

$$\sigma_{p_i}^2 = \frac{\sum (\overline{p_i} - \overline{p})^2 f_i}{\sum f_i} = \sum (\overline{p_i} - \overline{p})^2 d_i \quad (8.18)$$

бу ерда: f_i — айрим гуруҳлардаги бирликлар сони;

$\overline{p_i}$ — айрим гуруҳларда ўрганилаётган белги салмоғи;

\overline{p} — бутун тўплам бўйча ўрганилаётган белги салмоғи $\overline{p} = \frac{\sum p_i f_i}{\sum f_i} = \sum p_i d_i$

бу ерда $d_i = \frac{f_i}{\sum f_i}$

Умумий дисперсия $\sigma_p^2 = \overline{p}(1-\overline{p}) = \overline{p}q = \overline{p}q$ (8.19).

Юқориди учта дисперсиялар ўзаро қуйидагича боғланган:

$$\sigma_p^2 = \overline{\delta_{p_i}^2} + \sigma_{p_i}^2$$

Бундай дисперсиялар орасидаги ўзаро нисбат белги салмоғи дисперсияларини қўшиш қоидаси деб аталади. Бу қоидадан сифат белги-

ларнинг ўзгарувчанлигини ўрганишда кенг фойдаланилади. Мисол: Туман фермер хўжаликларида буғдой экилган майдон салмоғи ва умумий дон экинлари майдони қуйидаги маълумотлар билан таърифланади.

8.3-жадвал.

Туман фермер хўжаликларида донли экинлар майдони ва унда буғдой салмоғи

Хўжаликлар	Дон экинлари майдони, га f_i	Шу жумладан	
		Буғдой салмоғи $P_i =$	Бошқа дон экинлари салмоғи $q_i =$
N1	50	0,90	0,10
N2	20	0,95	0,05
N3	30	0,80	0,20
Жами	100	0,88	0,12

Туман бўйича буғдойнинг умумий дон экинлари майдонидаги ўртача салмоғи

$$\bar{p} = (0,90 \cdot 50 + 0,95 \cdot 20 + 0,80 \cdot 30) / (50 + 20 + 30) = 0,88.$$

Буғдой салмоғининг умумий дисперсияси

$$\sigma_p^2 = 0,88(1 - 0,88) = 0,1056$$

Ички гуруҳий дисперсиялар

$$\delta_{p_1}^2 = 0,90 \cdot 0,10 = 0,09; \quad \delta_{p_2}^2 = 0,95 \cdot 0,05 = 0,0475; \quad \delta_{p_3}^2 = 0,8 \cdot 0,2 = 0,16$$

Ўртача ички гуруҳий дисперсия

$$\overline{\delta_{p_i}^2} = \frac{\sum \delta_{p_i}^2 f_i}{\sum f_i} = \frac{0,09 \cdot 50 + 0,0475 \cdot 20 + 0,16 \cdot 30}{50 + 20 + 30} = 0,1025$$

Гуруҳларо дисперсия

$$\sigma_{p_i}^2 = \frac{(0,90 - 0,88)^2 \cdot 50 + (0,95 - 0,88)^2 \cdot 20 + (0,80 - 0,88)^2 \cdot 30}{50 + 20 + 30} = \frac{0,31}{100} = 0,0031$$

Дисперсияларни қўшиш қондасига биноан

$$\sigma_p^2 = 0,1025 + 0,0031 = 0,1056$$

8.8. Ўртача мутлоқ тафовут (модул).

Юқорида таъкидлаганимиздек (8.3), ўзгарувчанлик меъёри қилиб ўрганилаётган белгининг айрим қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги фарқлар йиғиндисини олиб бўлмайди, чунки бу йиғинди нолга тенгдир. Шунинг учун плюс ва минусли тафовутларни бир хил ишорага келтириш учун уларни квадратга кўтариб, йиғиндисини квадрат илдиз остидан чиқариб, квадратик ўртача тафо-

вут олган эдик. Аммо бу қийинчиликни бошқа йўл билан четлаб ўтиш мумкин. Бу ҳолда айрим тафовутлар ишорасига эътибор бермасдан, уларнинг йиғиндисини топамиз. Бундай “абсолют” тафовутларнинг арифметик ўртачаси абсолют (мутлақ) ўртача тафовут (инглизча mean deviation) деб аталади. Бу кўрсаткич қуйидаги шаклларга эга бўлади:

$$\text{Сафланган қаторларда} \quad \bar{d} = \frac{\sum |x - \bar{x}|}{N} \quad (8.20).$$

$$\text{Вазнли қаторларда} \quad \bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) f_i}{\sum f_i} \quad (8.20a).$$

8.1-жадвалдаги мисолда:

биринчи қават хонадонлари учун:

$$\bar{d} = \frac{(30-40)+(35-40)+(40-40)+(45-40)+(50-40)}{5} = \frac{|-15|+|+15|}{5} = 6 \text{ минг сўм}$$

иккинчи қават учун:

$$\begin{aligned} \bar{d} &= \frac{(28-50)+(35-50)+(42-50)+(47-50)+(51-50)+(57-50)+(90-50)}{7} = \\ &= \frac{|-48|+|+48|}{7} = 13.7 \text{ минг сўм.} \end{aligned}$$

Демак, абсолют ўртача тафовут ҳам квадрат ўртача тафовутга ўхшаб, иккинчи қават хонадонларида ойлик даромадларнинг ўзгарувчанлиги биринчи қаватникига нисбатан кучли эканлигини тасдиқлайди.

Агарда қаторнинг айрим ҳадлари учун абсолют тафовутларни бирор исталган А миқдорга нисбатан аниқласак ва уни $d=x-A$ деб белгиласак, у ҳолда абсолют ўртача тафовут қуйидаги ифода билан аниқланади:

$$\bar{d} = \frac{\sum d}{N} \quad (8.21)$$

Бу ерда d “ d - модул” ёки инглизча “mod d ” деб ўқилади. Қатор ҳадлари учун айрим тафовутлар уларнинг арифметик ўртача даражасига нисбатан аниқланганда квадратик ўртача тафовут минимал қийматга эга бўлганидек, абсолют ўртача тафовут ҳам минимал қийматга эга бўлади, агарда айрим тафовутлар медианага нисбатан аниқланса. Бунини исботлаш учун фараз қилайлик, абсолют ўртача тафовут шундай бошланғич нуқтага нисбатан ҳисобланганки, ундан юқорида белги қийматларининг умумий N сонидан “ m ”-га ётади ва у Δ миқдорга тенг. Ҳисоблаш нуқтасини “ c ” масофага шундай сурамызки, ундан юқорида фақат $m-1$ қиймат қолсин, яъни қаторнинг юқори ҳадидан бошлаб санаганда $m^{\text{чи}}$ қиймат билан у тенглашсин. Бошланғич ҳисоблаш нуқтасини бундай силжитиш натижасида ундан юқоридаги тафовутлар йиғиндисини mc га камаяди ва шу билан бирга ундан пастдаги тафовутлар йиғиндисини $(N-m)c$ - га ортади. Демак, янги абсолют ўртача тафовут

$$\Delta + \frac{(N-m)c-mc}{N} = \Delta + \frac{(N-2m)c}{N} \text{ га тенг бўлади.}$$

Шундай қилиб, $m > \frac{1}{2} N$ ҳолларда янги абсолют тафовут эскисига нисбатан кичик бўлиб қолаверади. Бошқача сўз билан айтганда, агарда N - жуфт сон бўлса, ҳисоб бош нуқтаси ($\frac{N}{2}$) билан ($\frac{N}{2} + 1$) оралиқдаги белги қийматларидан ташқарига чиқмаган ҳолда абсолют ўртача тафовут ўзгармай қолади; шу билан бирга унинг бу қиймати энг кичик бўлади. Агарда N -тоқ сон бўлса, бошланғич ҳисоб нуқтаси белгининг ($\frac{N+1}{2}$) қийматига баробар бўлганда абсолют ўртача тафовут энг кичик қийматга эга бўлади ва $\overline{d_x} = \overline{d_{\mu_e}}$.

Демак, айрим ҳадлар учун тафовутлар медианага нисбатан ҳисобланганда абсолют ўртача тафовут минимумга эга бўлади. Юқоридаги мисолимизда биринчи қават хонадонларидан тузилган қатор учун арифметик ўртача медианага ($\mu_e = 40$ минг сўм) тенг бўлгани учун, ўртачага ва медианага нисбатан ҳисобланган абсолют ўртача тафовутлар ҳам бир-бирига тенгдир. Иккинчи қават хонадонлари қатори учун медиана $\mu_e = 47$ минг сўм, унга нисбатан ҳисобланган абсолют ўртача тафовут

$$\begin{aligned} \overline{d_{\mu_e}} &= \frac{(28-47)+(35-47)+(42-47)+(47-47)+(51-47)+(57-47)+(90-47)}{7} = \\ &= \frac{|-36|+|57|}{7} = 13.3 \end{aligned}$$

минг сўм. Демак,

$$d_{\mu_e} = 13,3 < d_x = 13,7$$

Абсолют тафовутлар A -константага нисбатан ҳисобланганда ҳақиқий абсолют ўртача тафовут куйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$\overline{d_x} = d_A + (\overline{x} - A) / N \quad (8.22).$$

Абсолют ўртача тафовут билан квадратик ўртача тафовут орасида куйидаги ўзаро нисбат мавжудлигини эсда сақлаш фойдали деб ҳисоблаймиз: симметрик ва ўртамиён оғишган тақсимотда абсолют ўртача тафовут квадратик ўртача тафовутнинг $4/5$ қисми атрофида солиштирма нисбатга эга бўлади, яъни $\overline{d_x} = 0.8\sigma_x$. Юқоридаги мисолимизда, биринчи қатор учун, $\overline{d_x} / \sigma_x = \frac{6}{7.07} = 0.85$ иккинчи қатор учун эса $\overline{d_x} / \sigma_x = \frac{13.7}{18.64} = 0.74$.

Иккинчи қаторимиз кучли оғишган бўлгани ва умуман қатор ҳадлари оз бўлгани сабабли солиштирма нисбат каттароқ қийматга эга.

8.9. Квартил тафовути ёки нимквартил кенглик

Илгари (8.2) таъкидланганидек, вариацион кенглик қаторнинг экстремал ҳадларига асослангани учун кўпинча тасодифиятга боғлиқ бўлади, чунки белгининг энг катта ёки энг кичик қийматига одатда тўпламнинг тасодифий бирлиги эга бўлади. Шунинг учун бозор шароитида ижтимоий-иқтисодий сабаблар билан статистик тўпламлар тузилишида, масалан, аҳолининг турмуш даражаси ва даромадлари бўйича тақсимотларида кузатиладиган табақаланиш жараёнини таҳлил қилишда вариация меъёри қилиб охириги ва бошланғич кuartиллар орасидаги ярим фарқ кенг ишлатилади.

Симметрик тақсимотда медиана биринчи ва учинчи кuartиллар орасидаги масофанинг ўртасида жойлашган нуқта бўлиб, бу масофани тенг икки қисмга бўлади, яъни $\mu_e - Q_1 = Q_3 - \mu_e$.

Бу фарқ вариация меъёри сифатида талқин этилиши мумкин. Аммо тўла симметрик тақсимот ҳеч қачон бўлмагани учун вариация меъёри қилиб одатда учинчи кuartил билан медиана ва медиана билан биринчи кuartил ўртасидаги ярим фарқ қабул қилинади, яъни:

$$Q = \frac{(Q_3 - \mu_e) + (\mu_e - Q_1)}{2} = \frac{Q_3 - Q_1}{2} \quad (8.23).$$

8.1-жадвалдаги мисолимизда 2 нчи қават хонадонларидан тузилган қатор учун $m_e = Q_2 = 47$; $Q_1 = 35$; $Q_3 = 57$ минг сўм. Нимквартил кенглиги $Q = \frac{57 - 35}{2} = 11$ минг сўм. У вариацион кенгликка ($R = 62$ минг сўм) қараганда 5,5 марта кичик, абсолют ва квадратик ўртача тафовутлардан ҳам кичикдир.

Нимквартил кенглик тўпламнинг фақат марказий қисмига хос узарувчанликни таърифлайди, бошқа қисмларига тегишли вариацияни ҳисобга олмайди. Шунинг учун ҳам мисолимизда у абсолют ўртача тафовутга қараганда кичик қийматга эга бўлган.

8.10. Вариация коэффицентлари

Юқорида кўриб чиқилган барча вариация кўрсаткичлари ўрганилаётган белги ўлчанган ўлчов бирликларида ифодаланади. 8.1-жадвалдаги мисолимизда белги - жон бошига тўғри келадиган уй хўжалиги даромади минг сўмда ўлчанган бўлгани учун абсолют ва квадратик ўртача тафовутлар ҳам, вариацион ва нимквартил кенгликлар ҳам минг сўмда ифодаланган эди. Аммо ўлчов бирликлари ҳар хил бўлган тўпламлар вариациясини бу кўрсаткичлар ёрдамида қиёслаб бўлмайди. Турли табиатга эга бўлган тўпламларга хос вариацияни ҳатто ўлчов бирликлари бир хил бўлса ҳам улар асосида таққослаш мумкин эмас. Шу сабабли статистикада вариациянинг нисбий меъёрларидан фойдаланиш тавсия этилади. Улар номсиз, абстракт миқдор бўлгани учун сифат моҳияти жиҳатидан ўхшаш бўлмаган тўпламларда вариацияни қиёсий ўрганиш имконини беради. Квадратик ўртача тафовут, абсолют ўртача тафовут белги ўлчами билан ифодалангани учун улар-

ни белги даражасининг бирор меъёрига бўлиш керак, масалан, \bar{d}/\bar{x} ; $\bar{d}/\mu\sigma$; σ/\bar{x} . Натижада ҳосил бўлган кўрсаткичлар вариация кўрсаткичлари деб аталади. Юқоридаги ифодалардан охириги одатда фоизда ҳисобланади ва вариация коэффициенти деб аталади.

$$V = \frac{\sigma \cdot 100}{\bar{x}}; \quad (8.24)$$

Бу ерда: \bar{x} — белгининг арифметик ўртача қиймати;

σ — квадратик ўртача тафовут.

Ўртача миқдор нолга яқин бўлганда бу (8.24) коэффициент бир-мунча ишончсиз ҳисобланади. 8.1-жадвалдаги мисолимизда, биринчи қатор учун $V_{\sigma_1} = \frac{7,07 \cdot 100}{40} = 17,7\%$, иккинчи қатор учун эса

$$V_{\sigma_2} = \frac{18,64 \cdot 100}{40} = 37,3\% .$$

Демак, иккинчи қаватда яшовчи хўжаликлар биринчи қаватдагига нисбатан даромадлар бўйича кучлироқ табақаланишга эга.

8.11. Геометрик дисперсия

Юқорида баён этилган абсолют ва квадратик ўртача тафовутларни ҳисоблаш тартиби негизда арифметик ўртачага нисбатан айрим тафовутларни аниқлаш ётади. Бироқ бу кўрсаткичларни геометрик ўртача, медиана ёки модага нисбатан айрим тафовутларни аниқлаш йўли билан ҳам тузиш мумкин.

Одатда бизни абсолют эмас, балки нисбий тафовутлар қизиқтирганда геометрик ўртачадан фойдаланамиз. Маълумки, геометрик ўртачага нисбатан нисбий тафовутлар ҳисобланганда улар ўзаро ейишади. Шунинг учун вариация кўрсаткичлари ёрдамида нисбий тафовутларни ўлчаш зарур бўлганда улар геометрик ўртачага асосланади. Геометрик ўртача логарифми белги қийматларининг логарифмларига асосланган арифметик ўртача бўлгани учун дисперсия ҳам улар асосида ҳисобланади, яъни

$$\text{сафланган қаторларда } \log \sigma_{x_{геом}}^2 = \frac{\sum (\log x - \log \bar{x}_{геом})^2}{N} \quad (8.25)$$

$$\text{вазтли қаторларда } \log \sigma_{x_{геом}}^2 = \frac{\sum (\log x - \log \bar{x}_{геом})^2 f}{\sum f} \quad (8.25a)$$

Бу формулалар ёрдамида топилган дисперсия логарифмини антилогарифмлаш натижасида дисперсиянинг натурал қиймати олинади, ундан эса квадратик ўртача тафовут ҳосил қилиш қийин эмас. Шундай йўл билан ҳисобланган вариация кўрсаткичи геометрик дисперсия, уни квадрат илдиз остидан чиқариш натижаси ўртача геометрик тафовут деб аталади. Улар вариация коэффицентлари сингари нисбий вариация меъёри ҳисобланади. Бунга ишонч ҳосил қилмоқчи бўлсак, барча x қийматларини бирор сонга, масалан, 10 га кўпайтириш мумкин. Бу ҳолда геометрик ўртача ҳам 10 марта

кўпаяди, аммо $\log x - \log x_{геом} = \log \frac{x}{x_{геом}}$ ўзгармайди. Демак, (8.25 ва 8.25а) формулаларнинг ўнг томонидаги ифодалар ҳам ўзгармайди.

Вариациянинг интенсивлик даражасини фақат ҳар бир алоҳида олинган белги ва маълум таркибли тўплам учун баҳолаш мумкин. Масалан, ширкат ёки фермер ҳужаликлари учун ҳосилдорлик вариацияси $V < 10\%$ бўлса кучсиз, $10\% < V < 25\%$ ўртамиён, $V > 25\%$ бўлганда кучли деб баҳоланиши мумкин. Аммо катта ёшдаги эркаклар ёки аёллар тўплами учун бўйининг вариация коэффиценти 7% тенг бўлар-бўлмасидаёқ ўзгарувчанлик кучли деб баҳоланиши керак, чунки инсон тафаккури шундай деб қабул қилишга одатланган. Демак, вариация интенсивлигини баҳолаш учун ҳақиқий вариация меъёри унинг нормативи сифатида қабул қилинадиган бирор одатдаги интенсивлик даражаси билан таққослаш зарур. Одамзот одатланиб қолган-ки, ҳосилдорлик, иш ҳақи ёки жон бошига даромад, фойда, баҳо, меҳнат унумдорлиги ва шунга ўхшаш кўрсаткичлар бир неча мартаба фарқланиши мумкин, аммо кишиларнинг бўйи, истеъмол қиладиган дори дозаси (ўлчовли миқдори), радиактив нурланиш дозаси каби ҳодиса меъёрларидаги фарқ ҳатто бир ярим мартадан ошмаса ҳам, одатда уни жуда кучли деб қарашга инсон ўрганган. Вариация турлича кучга, интенсивликка эга бўлиши объектив сабабларга боғлиқдир. Масалан, Ўзбекистон тижорат банкларида АҚШ долларини сотиш баҳоси 15 апрел 2001 йилда 685—710 сўм атрофида тебраниб, ўртача 695 сўм бўлиши натижасида вариациянинг нисбий кенглиги $(25 \cdot 100) / 695 = 3,6\%$ ташкил этган. Вариация меъёрининг бундай кичик қийматга эга бўлишининг сабаби шундаки, доллар курси кенгрок чегарада фарқ қиладиган бўлса, у ҳолда шу ондаёқ “қиммат” банк мижозлари “арзон” банкка кўчиб (оқиб) кетиши рўй берар эди. Аксинча, Ўзбекистон вилоят ва туманларида гўшт, картошка, пиёз ва бошқа маҳсулотларнинг нархлари кучли вариацияга эга — ўн ва ундан кўп фоизда фарқ қилади. Бунинг сабаби уларни ишлаб чиқарувчи жойлардан истеъмол қилувчи жойларга олиб келиш харажатлари, маҳаллий бозорларнинг маҳсулотлар билан тўйиниш даражаси, талаб билан таклиф ўртасидаги ўзаро нисбат ва ҳоказоларда намоён бўлади.

8.12. Асимметрия кўрсаткичлари

Юқорида қараб чиқилган кўрсаткичлар тўплам бўйича белги ўзгарувчанлигини умумлаштириб таърифлайди. Лекин улар тақсимотнинг тузилиш шакли ва хусусиятларини ёритмайди. Бозор муносабатларини ўрганишда бу масала ҳам муҳим аҳамият касб этади, чунки улар иқтисодий тузилмаларга кучли таъсир этади.

Маълумки, симметрик тақсимотларда ўрганилаётган тўплам бирликлари белгининг арифметик ўртача қиймати атрофида бир текис тақсимланади ва натижада тўплам бир-бирига тўла ўхшаш икки қисмга бўлинади. Шунинг учун мода, медиана ва арифметик ўртача миқдор бир-бирига тенг бўлиб, тақсимот ординатасида бир нуқтада устма-

уст ўрнашади, яъни $\mu_0 = \mu_c = \bar{x}_{\text{арф}}$ тенглиги ўринли бўлади. Аммо иқтисодий амалиётда оммавий ҳодиса ва жараёнлар симметрик шаклда тақсимланмайди, балки асимметрик тақсимотлар кўринишига эга бўлади.

Асимметрия — грекча “*asymmetria*” — ўзаро ўлчамсиз сўзидан олинган бўлиб, ўзаро ўлчамлик бузилиши ёки йўқ бўлиши деган луғавий мазмунга эга. Асимметрик тақсимот у ёки бу ёққа оғишма, қийшайган шаклда тўплам бирликларининг тақсимланишидир.

Тақсимот асимметрия меъёрини, яъни унинг носимметрик даражасини қандай ўлчаш мумкин деган савол туғилади.

Маълумки, тақсимот ординатасида мода арифметик ўртача миқдор нуқтасидан у ёки бу томондаги нуқта билан ифодаланади. Демак, мода билан арифметик ўртача орасидаги фарқдан тақсимот асимметриясининг даражасини ўлчашда фойдаланиш мумкин. Лекин $\bar{x} - \mu_0$ айирманинг берилган қийматида дисперсия катта бўлса асимметрия кўзга илинар-илинмас ташланади яъни оғишма даража кичик бўлади, аксинча дисперсия кичик бўлса носимметриклик яққол кўринади, унинг даражаси катта бўлади. Шунинг учун асимметрия меъёри қилиб арифметик ўртача билан мода орасидаги $\bar{x} - \mu_0$ фарқни эмас, балки бу айирманинг квадратик ўртача тафовутга нисбатини олиш мумкин, яъни

$$\sigma = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma_x} \quad (8.25)$$

Бу кўрсаткични машҳур инглиз статистики К. Пирсон таклиф этган, шунинг учун Пирсон коэффиенти деб аталади. Муайян шароитда бу кўрсаткич нолдан катта бўлса $a > 0$, у ҳолда асимметрия мусбат ҳисобланади, акс ҳолда ($a < 0$), у манфий деб ҳисобланади. Агарда тўплам бирликлари қатор ўртачасидан чапроқдаги гуруҳларда кўпроқ тўпланган бўлса, коэффицент манфий ишорага эга бўлади, тақсимот ҳам чап ёққа оғишган бўлади, ва аксинча, улар ўртачадан ўнг томондаги гуруҳларда кўпроқ тўпланган бўлса, Пирсон коэффиенти мусбат ишора олади, тақсимот ҳам ўнг ёқлама оғишмаликка эга бўлади.

7.2-жадвалдаги маълумот асосида Пирсон асимметрия коэффиентини ҳисоблайлик. Уларга биноан:

$$\bar{x} = 109,4\%; \quad \sigma_x = 15,57\%; \quad K = 10\%;$$

$$X_0 = 100; \quad f_{\mu_0} = 9; \quad f_{\mu_{0-1}} = 5; \quad f_{\mu_{0+1}} = 7$$

$$\mu_0 = x_0 + \frac{f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}}{(f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}) + (f_{\mu_0} - f_{\mu_{0+1}})} \quad K = 100 + \frac{9-5}{(9-5)+(9-7)} 10 = 100 + \frac{70}{9} = 107,78\%$$

$$\text{Бундан: } a = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma_x} = \frac{109,4 - 107,78}{15,57} = 0,104$$

Демак, корхоналарнинг шартномани бажариш даражаси буйича тақсимоти чап ёққа озроқ оғишган.

8.2-жадвалдаги мисолимизда

$$\mu_0 = 0,90; \quad \bar{x} = \bar{p} = 0,88$$

$$\sigma_p = \sqrt{pq} = \sqrt{0.1056} = 0.325$$

$$a = \frac{\bar{p} - \mu_0}{\sigma_p} = \frac{0.88 - 0.90}{0.325} = -0,615$$

Демак, фермер хўжалиklarининг донли экинлар майдонида бугдой салмоғи буйича тақсимоти ўнг ёққа бироз оғишган.

Аммо Пирсон коэффиценти тақсимот марказий қисмида кузатиладиган носимметрикликка кўпроқ боғлиқдир. Четки ҳадлар орасидаги асимметрияни у деярлик ҳисобга олмайди. Бундан ташқари, модани аниқлаш, айниқса, тақсимотлар узлуксиз ўзгарувчан белгиларга асосланганда, мураккаб масала ҳисобланади, чунки гуруҳлар сони оралиқ кенглигига боғлиқдир. Бу масала ечимига қараб, мода ҳар хил қийматларга эга бўлади. Агарда варианта оралиғи торайтирилса, гуруҳлар сони кўпаяди ва натижада қаторда иккита ва ундан ортиқ ўрқачлар ҳосил бўлиши мумкин. Демак, тақсимот иккита ва ундан кўп модага эга бўлади. Агарда варианта оралиғи кенгайтирилса, ўрқачлар ёнбағридаги гуруҳлар билан бирлашиб, катта қийматли модани вужудга келтириши мумкин. Шундай қилиб, Пирсон коэффиценти модани аниқлаш техникасига ва тақсимот тузилишига ҳам боғлиқдир. Шунинг учун тақсимот асимметриясини бошқа кўрсаткич ёрдамида баҳолаш афзал кўрилади. Бунинг учун ўртача куб фарқ ҳисобланади.

$$\bar{\mu}^3 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^3 f_i}{\sum f_i}$$

Арифметик ўртачанинг биринчи хоссасига биноан белгининг айрим қийматлари билан уларнинг ўртачаси орасидаги фарқлар йиғиндиси нолга тенг эди. Лекин ўртача куб фарқ одатда нолга тенг бўлмайди, чунки асимметрик тақсимотларда мусбат қийматли фарқлар кубларининг йиғиндиси манфий қийматли фарқлар кубларининг йиғиндиси билан тўла ейишиб кетмайди, қандайдир ишорали қолдиқ қолади. Фақат симметрик тақсимотлардагина улар бир-бири билан ейишиб нолга тенг натижа ҳосил қилади. Шунинг учун ўртача куб фарқдан асимметрик меъёрини аниқлашда фойдаланиш мумкин. Аммо бу ҳолда ҳам кўрсаткичнинг ўлчамсиз нисбий миқдорда ифодаланишини таъминлаш зарур, аксинча ундан турли тақсимотларнинг асимметрия даражасини қиёсий ўрганиш-

Асимметрия меъёри ўртача куб тафовутни куб даражали квадратик ўртача тафовутга нисбатидан иборат.

да фойдаланиб бўлмайди. Демак, Пирсон коэффициентига ўхшаб, ўртача куб фарқни ҳам бирор мезонга нисбатан солиштирма ҳолда олиш керак. Ўз-ўзидан равшанки, бу мезон ўртача куб фарқ каби ўлчамда ифодаланиши керак. Шунинг учун тақсимот асимметриясининг меъёри қилиб ўртача куб фарқни куб даражали квадратик ўртача тафовутга нисбати олинади, яъни

$$A_S = \frac{\bar{\mu}^3}{\sigma^3} \quad (8.26).$$

Бу кўрсаткич тақсимот асимметриясининг коэффициенти деб аталади. Ньютон биномига биноан $\sum (x_i - \bar{x})^3 f_i$ ифодани ёйиб чиқиш мумкин. Бу ҳолда:

$$\sum (x_i - \bar{x})^3 f_i = \sum x_i^3 f_i - 3\bar{x} \sum x_i^2 f_i + 3\bar{x}^2 \sum x_i f_i - \bar{x}^3 \sum f_i$$

бу тенгликни икки томонини $\sum f_i$ га бўлсак:

$$\bar{\mu}^3 = \bar{x}^3 - 3\bar{x}^2 \bar{x} + 3\bar{x} \bar{x}^2 - \bar{x}^3 = \bar{x}^3 - 3\bar{x}^2 \bar{x} + 2\bar{x}^3 \quad (8.27)$$

$$\sigma^2 = \bar{x}^2 - \bar{x}^2 \quad \text{бўлгани учун} \quad \sigma^3 = (\sqrt{\bar{x}^2 - \bar{x}^2})^3 = (\bar{x}^2 - \bar{x}^2)^{\frac{3}{2}}.$$

$$\text{Шундай қилиб,} \quad A_S = \frac{\bar{x}^3 - 3\bar{x}^2 \bar{x} + 2\bar{x}^3}{(\bar{x}^2 - \bar{x}^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (8.26a)$$

$$\text{бу ерда} \quad \bar{x}^3 = \frac{\sum x_i^3 f_i}{\sum f_i}; \quad \bar{x}^2 = \frac{\sum x_i^2 f_i}{\sum f_i}; \quad \bar{x} = \frac{\sum x_i f_i}{\sum f_i} \quad (i=1+n).$$

Тақсимот носимметриклиги коэффициентини ҳам шартли момент усулида ҳисоблаш мумкин. Бунинг учун берилган X қатор ҳадларидан бирор ўзгармас A миқдорни айириб, олинган натижаларни K-ўзгармас сонга бўлиб чиқиб, $Y=(X-A)/K$ қатор ҳосил қиламиз. Тенг оралиқли вариацион қаторларда A деб қаторнинг марказий ҳадини, K деб эса варианта оралигининг кенглигини олиш тавсия этилади, чунки бу ҳолда катта қийматли вариантлар ҳар хил ишорали тартибли натурал сонлар билан ифодаланади, бу эса ҳисоблаш жараёнини жуда энгилаштиради.

$$\text{Сўнгра} \quad \bar{y} = \frac{\sum y_i f_i}{\sum f_i}; \quad \bar{y}^2 = \frac{\sum y_i^2 f_i}{\sum f_i} \quad \text{ва} \quad \bar{y}^3 = \frac{\sum y_i^3 f_i}{\sum f_i} \quad \text{ва} \quad (i=\overline{1, n}).$$

Пировард натижада тақсимотнинг носимметрик коэффициентини қуйидаги ифода орқали аниқлаш мумкин¹:

¹ Бу ҳолда (8.27 формула қўлланганда) ҳисоблаш натижаси 8.26 формулага қараганда бироз тақрибий бўлади, чунки $\bar{\mu}^3 y \neq \bar{\mu}^3 x$. Ҳақиқатда

$$\bar{X}^3 = \bar{Y}^3 K^3 + 3\bar{Y}^2 K^2 A + 3\bar{Y} K A^2 + A^3; \quad \bar{X}^2 = \bar{Y}^2 K^2 + 2\bar{Y} K A + A^2 \quad \text{бундан}$$

$$\bar{Y}^3 = \frac{\bar{X}^3 K^3 - 3\bar{Y}^2 K^2 A - 3\bar{Y} K A^2 - A^3}{K^3}; \quad \bar{Y}^2 = \frac{\bar{X}^2 K^2 - 2\bar{Y} K A - A^2}{K^2}.$$

$$A_s = \frac{(\bar{y}^3 - 3\bar{y}^2\bar{y} + 2\bar{y}^3)K^3}{K^2(\bar{y}^2 - \bar{y}^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (8.27)$$

$$\text{ёки } A_s = \frac{(\bar{y}^3 - 3\bar{y}^2\bar{y} + 2\bar{y}^3)K}{(\bar{y}^2 - \bar{y}^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (8.27a)$$

7.2-жадвалдаги мисолимизда: $A=105\%$; $K=10\%$; $\Sigma y_i f_i = 15$; $\Sigma y^2 f_i = 89$; $\Sigma y^3 f_i = 99$; $\Sigma f_i = 34$ тенг. Демак,

$$\bar{y} = \frac{\Sigma y_i f_i}{\Sigma f_i} = \frac{15}{34} = 0.4411765$$

$$\bar{y}^2 = \frac{\Sigma y_i^2 f_i}{\Sigma f_i} = \frac{89}{34} = 2.6176470$$

$$\bar{y}^3 = \frac{\Sigma y_i^3 f_i}{\Sigma f_i} = \frac{99}{34} = 2.9117647$$

$$\begin{aligned} \bar{\mu}_y^3 &= \bar{y}^3 - 3\bar{y}^2\bar{y} + 2\bar{y}^3 = (2.9117647 - 3 * 2.6176470 * 0.4411765 + 2 * \\ &* 0.4411765^3) * 10^3 = (2,9118 - 3,4646 + 0,1717) * 1000 = -0,3811 * 1000 = -381,1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sigma_y &= K\sqrt{\bar{y}^2 - \bar{y}^2} = 10\sqrt{2,6176470 - 0,4411765^2} = 10\sqrt{2,6176470 - 0,1946370} = \\ &= 10\sqrt{2,4231} = 15,566 \end{aligned}$$

$$A_s = \frac{\bar{\mu}_y^3}{\sigma_y^3} = \frac{-381,1}{15,566^3} = \frac{-381,1}{3771,65} = -0,101$$

8.26a формула асосида масалани ечсак, у ҳолда $\Sigma f_i = 34$; $\Sigma x_i f_i = 3720$; $\Sigma x_i^2 f_i = 415250$; $\Sigma x_i^3 f_i = 47223000,0$.

Бундан

$$\bar{X} = \frac{\Sigma x_i f_i}{\Sigma f_i} = \frac{3720}{34} = 109,41176;$$

$$\bar{X}^2 = \frac{\Sigma x_i^2 f_i}{\Sigma f_i} = \frac{415250}{34} = 12213,235;$$

$$\bar{X}^3 = \frac{\Sigma x_i^3 f_i}{\Sigma f_i} = \frac{47223000}{34} = 1388911,7$$

$$\begin{aligned} \bar{\mu}_x^3 &= \bar{X}^3 - 3\bar{X}^2\bar{X} + 2\bar{X}^3 = 1388911,7 - 3 * 12213,235 * 109,41176 + \\ &+ 2 * 109,41176^3 = 1388911,7 - 4008814,5 + 2619520,0 = -382,8. \end{aligned}$$

$$\sigma_x^2 = \sqrt{\bar{X}^2 - \bar{X}^2} = \sqrt{12213,235 - 109,41176^2} = \sqrt{242,335} = 15,567.$$

$$A_s = \frac{\bar{\mu}_x^3}{\sigma_x^3} = \frac{-382,8}{15,567^3} = -0,101.$$

Демак, тақсимот манфий асимметрияли бўлиб, ўнг томонга бироз ёнбошлаган.

8.13. Экссесс меъёрлари

Экссесс латинча “*excessus*” - оғишган, ўткир қийшайган, букур, кучли букчайган ва грекча “*хуррос*” сўзидан олинган “*kurtosis*” - дўнг, букур, ўткир учли қиялик деган луғавий маънога эга. Статистикада экссесс деганда тақсимот шаклининг бўйига чўзиқлиги ёки яссилиги назарда тутилади.

Бир учли тақсимотлар оғишмаликдан ташқари яна бошқа хусусиятларга ҳам эга. Уларнинг бундай муҳим хосаларидан бири марказий вариантларнинг тўпلام бирликлари билан турлича зичланишида намоён бўлади. Агарда улар мода атрофида кўпроқ тўпланиб, унинг ёнбағридаги вариантларда ғужланса, демак, муайян қатор гистограммаси ўткир учлидир. Ва аксинча, бирликлар модадан олисроқда жойлашиб тегишли узоқликдаги вариантларда ғужланса, у ҳолда гистограмма ясси шаклга, дўнгроқ ёки букурроқ кўринишга эга. Гистограмма шакли ҳақида айтилган сўзлар тақсимот эгри чизиги шаклига ҳам тўла тааллуқлидир. Бу ҳолда ясси ёки ўткир учли эгри чизиқ ҳақида сўз юрита туриб, унинг модага яқин ординатага тегишли шаклини назарда тутамиз. Бутун эгри чизиқ тигизлиги, аниқроғи чўзиқлиги квадратик ўртача тафовут билан аниқланади.

Экссесс меъёри бўлиб тўртинчи моментнинг тўртинчи даражали квадратик ўртача тафовутга нисбати хизмат қилади, яъни

$$K_{\text{экс}} = \frac{\bar{\mu}^4}{\sigma^4} = \frac{\sum (x - \bar{x})^4 f}{\sum f \cdot \sigma^4} = \frac{\sum f \cdot \sum (x - \bar{x})^4 f}{\sum (x - \bar{x})^2 f \cdot \sum (x - \bar{x})^2 f} \quad (8.29).$$

Экссесс — тақсимот бўйича чўзилувчанлик ёки яссилик бўлиб, унинг меъёри тўртинчи моментнинг тўртинчи даражали квадратик ўртача тафовутга нисбатидан иборат.

Моментлар тушунчаси механикадан олинган бўлиб, тақсимот қаторини таърифловчи муҳим кўрсаткич (параметр)лар ҳисобланади. Уларнинг маъносини англаш учун бошланғич нуқтага таянган яъни $X=0$ дастакни кўз олдимишга келтирайлик, унга перпендикуляр йўналишда таъсир этувчи кучлар таянч нуқтадан X_1, X_2, \dots, X_3 олисликдаги

нуқталарда гуруҳларнинг нисбий сонига пропорционал (яъни $f_1/\sum f, f_2/\sum f, \dots, f_3/\sum f$) тарзда сарфланаётган бўлсин. У ҳолда ҳар бир кучнинг дастакка нисбатан моменти $(f_i/\sum f)x_i$ ифодага, барча кучлар йиғиндисининг моменти эса $\frac{\sum x_i f_i}{\sum f}$ га тенг бўлади, демак, оддий момент ифодасининг (8.30) биринчи тартибли қиймати билан аниқланади.

Тўпلام учун уч турли моментлар мавжуд:

- 1) оддий моментлар;
- 2) марказий моментлар;
- 3) шартли моментлар.

Оддий момент — бу координат бошланғич нуқтасига тегишли моментдир.

оддий моментни қуйидаги формула асосида аниқлаш мумкин:

$$\mu_k = \frac{f_1 x_1^k + f_2 x_2^k + \dots + f_s x_s^k}{f_1 + f_2 + \dots + f_s} = \frac{\sum_{i=1}^s x_i^k f_i}{\sum_{i=1}^s f_i} = \bar{x}^k \quad (8.30)$$

f_i -айрим гуруҳлардаги бирликлар сони;

x_i -ўзгарувчан белги қийматлари ёки оралиқли вариантларнинг ўртача қийматлари.

Демак, нол тартибли оддий момент бирга тенг $x^0 = 1$, биринчи тартибли момент арифметик ўртачага, иккинчи тартибли момент эса ўзгарувчан белги квадратларининг ўртача қийматига мос келади ва ҳ.к.

Марказий момент — бу К-тартибли моментни арифметик ўртачага нисбатан қарашдир.

Марказий момент деб К-тартибли моментни арифметик ўртачага нисбатан олишга айтилади.

У қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$\bar{\mu}^k = \frac{\sum_{i=1}^s (x_i - \bar{x})^k f_i}{\sum_{i=1}^s f_i} \quad (8.31).$$

Марказий момент маъносини дастак мисолида содда қилиб тушунтириш мумкин. Бу ҳолда таянч нуқта дастакнинг бошланғич нуқтасидан ўрта нуқтасига кўчирилади ва у тақсимот қаторининг арифметик ўртачасига мос бўлади. Натижада дастакка таъсир этувчи кучлар таянч нуқтадан чап (манфий ишорали) ва ўнг мусбат ишорали томондаги нуқталар орасида пропорционал тақсимланади. Шунинг учун айрим кучларнинг К-тартибли марказий моменти $(x_i - \bar{x})^k \frac{f_i}{\sum f_i}$ ҳаммасиники эса 8.31 ифода билан аниқланади.

8.31 формулага асосан, нолинчи тартибли ($K=0$) марказий момент бирга тенг яъни $\bar{\mu}^0 = 1$ тенг, биринчи тартибли ($K=1$) марказий момент нолга тенг, ($\mu=0$), чунки арифметик ўртачанинг биринчи хоссасига биноан, тафовутлар йиғиндиси $\Sigma(x - \bar{x}) = 0$ нолга тенг, иккинчи тартибли марказий момент ($K=2$) $\bar{\mu}^2$ тақсимот қаторининг дисперсиясидир:

$$\bar{\mu}^2 = \sigma^2 = \frac{\Sigma(x - \bar{x})^2 f}{\Sigma f}.$$

Оддий ва марказий моментлар ўртасида маълум боғланиш мавжуд. Иккинчи тартибли марказий моментларни Ньютон биноми асо-

сида ёйиш йўли билан уларни оддий моментлар орқали ифодалаш мумкин.

Маълумки, $\overline{\mu^2} = \sigma^2 = \overline{X^2} - (\overline{X})^2 = \mu_2 - \mu_1^2$ учинчи тартибли марказий моментлар эса оддий моментлар билан ифодаланганда, қуйидагича кўринишга эга:

$$\overline{\mu^3} = \overline{X^3} - 3\overline{X^2}\overline{X} + 2(\overline{X})^3$$

Тўртинчи тартибли марказий моментларни оддий моментларга келтириш натижаси қуйидаги шаклга эга бўлади:

$$\overline{\mu^4} = \overline{X^4} - 4\overline{X^3}\overline{X} + 6\overline{X^2}(\overline{X})^2 - 3(\overline{X})^4 \quad (8.32)$$

7.2. жадвал маълумотларига биноан

$$\sigma = 15.6; \overline{X^4} = 160675294,1; \overline{X^3} = 1388912; \overline{X^2} = 12213,24; \overline{X} = 109,412$$

$$\overline{\mu^4} = 160675294,1 - 4 * 1388912 * 109,412 + 6 * 12213,24 * 109,412^2 - 3 * 109,412^4 = 134382,1$$

$$K_{\text{экс}} = \frac{\overline{\mu^4}}{\sigma^4} = \frac{134382,1}{15,6^4} = \frac{134382,1}{58680,2} = 2,3.$$

Нормал тақсимот қатори учун эксцесс коэффиценти учга тенг, яъни $K_{\text{экс}} = 3$. Ҳақиқий қатор учун бу коэффицент учдан кичик бўлса, яъни $K_{\text{ҳақиқий}} < 3$, тақсимот ясси учли ҳисобланади. Уз-ўзидан равшанки, бу ўзаро нисбат қанча катта бўлса, шунчалик қатор учи ўткирлашган бўлади. 7.2 жадвалдаги мисолимизда вариацион қатор бироз яссироқ учга (дўнғроқ) эга.

8.31 ва 8.32 формулалар ёрдамида тўртинчи тартибли моментни ҳисоблаш жуда ноқулайдир, чунки қатор ҳадлари кўп хонали бутун ёки касрли сонлар билан ифодаланганда ҳисоблаш жараёни жуда оғирлашади. Шунинг учун шартли момент усулини қўллаш маъқул. Шартли моментлар бирор ихтиёрий нуқтага (шартли ўртачага) нисбатан аниқланади. Ҳисоблаш жараёнини соддалаштириш учун тенг оралиқли вариацион қаторларда айрим ҳадларни ва шартли ўртачани оралиқ кенглиги мартаба қисқартириб юбориш тавсия этилади. Натижада \bar{x} ни \bar{y} билан, “х” ларни эса “у” билан алмаштирилади, бунда

$$y = \frac{x - A}{K}$$

Тақсимот тўртинчи даражали шартли моменти ($\overline{\mu_4^1}$) қуйидаги ифода шаклини олади:

$$\overline{\mu_4^1} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^4 f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} \quad (8.33)$$

Ньютон биноми асосида ёйиб юборсак

$$\overline{\mu}_4^1 = \overline{Y}^4 - 4\overline{Y}^3\overline{Y} + 6\overline{Y}^2(\overline{Y})^2 - 3(\overline{Y})^4.$$

(8.33)

7.2. жадвалимиздаги мисолимизда:

$$\overline{Y} = \frac{15}{34} = 0,4412; \overline{Y}^2 = \frac{89}{34} = 2,6176; \overline{Y}^3 = \frac{99}{34} = 2,9118; \overline{Y}^4 = \frac{545}{34} = 16,0294.$$

Демак,

$$\sigma_y^{\mu_1} = \overline{y}^4 - 4\overline{y}^3\overline{y} + 6\overline{y}^2(\overline{y})^2 - 3(\overline{y})^4 = 16,0294 - 4 * 2,9118 * 0,4412 + 6 * 2,6176 * 0,4412^2 - 3 * 0,4412^4 = 13,8342$$

$$K_{экс} = \frac{\overline{\mu}_4^1}{\sigma_y^4} = \frac{13,8342}{5,871} = 2,36$$

Олдинги натижадан $K_{экс} = 2,3$ фарқи сонларни бутунлаштириш оқибатида пайдо бўлган арифметик хатоدير.

К-тартибли марказий моментларни бошқача йўл билан ҳам аниқлаш мумкин. Бунинг учун қатор ҳадлари билан уларнинг арифметик ўртача қиймати орасидаги фарқларни квадратик ўртача тафовутга бўлиб, унга тенг birlikларда ифодалаб чиқамиз, яъни $t = \frac{x-\bar{x}}{\sigma} = \frac{x'}{\sigma}$ 8.34.

Натижада олинган янги ўзгарувчан t миқдорлар нормалаштирилган ўзгарувчилар деб аталади. Бу ўзгарувчиларнинг специфик хусусияти шундан иборатки, уларнинг қийматлари бошланғич белгининг (x) ўлчов birlikларига боғлиқ эмас. Агарда, масалан, ўрганилаётган белги килограммда ўлчанган бўлса, уни центнерларда ифодалаб, x белги қийматларини 100 мартаба қисқартириш мумкин. Аммо бунинг натижасида нормалаштирилган ўзгарувчан қиймат ўзгармайди, чунки 8.34 формула сурати ҳам, махражи ҳам 100 марта камаяди, холос. Нормалаштирилган ўзгарувчининг бу ва бошқа хоссалари туғлам тақсимотини ўрганишда ундан кенг қўламда фойдаланиш учун йўл очади. Яна шуни ҳам назарга олиш керакки, ўрганилаётган белги x қийматларини нормалаштирилган ўзгарувчи қийматларига айлантириш қийин иш эмас, бунда кетма-кет ҳисоблаш усулини қўллаш қўл келади.

8.34 формулани қуйидагича ёзиш мумкин: $t = \frac{x}{\sigma} - \frac{\bar{x}}{\sigma} \bar{x}$ ва σ ларни аниқлаб, $\alpha = \frac{1}{\sigma}$ ва $\beta = -\frac{\bar{x}}{\sigma}$ қийматлари ҳисобланади. Натижада, $t = \alpha x + \beta$ орқали нормалаштирилган ўзгарувчининг қийматлари аниқланади. Сўнгра нормалаштирилган ўзгарувчининг К-тартибли оддий моменти ҳисобланади. У қуйидагича ифодаланади:

$$\frac{1}{\sum f} \sum f_i \frac{(x-\bar{x})^k}{\sigma^k} = \frac{1}{\sigma^k} \frac{1}{\sum f} \sum (x-\bar{x})^k f_i = \frac{m_k}{\sigma^k} = a_k. \text{ Бу ерда } K=1,2,3,4...$$

$$\text{Бундан } a_1 = \frac{m_1}{\sigma} = 0, \text{ чунки } m_1 = \frac{\sum (x-\bar{x})f}{\sum f} = 0$$

$$a_2 = \frac{m_2}{\sigma^2} = 1, \text{ чунки } m_2 = \sigma^2 = \frac{\sum (x-\bar{x})^2 f}{\sum f}$$

$$a_3 = \frac{m_3}{\sigma^3}, \text{ чунки } m_3 = \bar{\mu}^3 = \frac{\sum (x-\bar{x})^3 f}{\sum f}$$

$$a_4 = \frac{m_4}{\sigma^4}, \text{ чунки } m_4 = \bar{\mu}^4 = \frac{\sum (x-\bar{x})^4 f}{\sum f}$$

Шундай қилиб, К-даражали квадратик ўртача тафовутга тенг бирликларда ифодаланган х белгининг К-тартибли марказий моментлари нормалаштирилган ўзгарувчининг К-тартибли оддий моментларига мос келади.

Нормалаштирилган ўзгарувчи t биринчи ва иккинчи моментлари ўрганилаётган белги х тақсимотининг характерини ўрганиш учун аҳамиятга эга эмас, чунки $a_1=0$, $a_2=1$. Учинчи ва тўртинчи тартибли t-моментлари эса х белги тақсимотининг ассимметрияси ва эксцессини баҳолаш учун меъёр бўла олади. m_3 манфий ишорали бўлганда $a_3 < 0$ демак, х-қатор чап ёқлама асимметрияга эга; m_3 - мусбат ишорали бўлса, $a_3 > 0$, демак, х- тақсимот қатори ўнг ёқлама оғмаликка эга. Ўрганилаётган белги х қатори нормал тақсимотга мувофиқ бўлса, t-нормалаштирилган ўзгарувчининг тўртинчи моменти 3 (уч)га тенг бўлади. Демак, $a_4 > 3$ бўлса, ўткир учли тақсимот ўринлидир, $a_4 < 3$ бўлса, у ясси учлидир.

Тақсимот асимметрияси ва эксцесси кўрсаткичларининг қийматларига қараб ўрганилаётган тақсимот қатори нормал тақсимотга яқинлиги ҳақида фикр юритиш мумкин, бу эса корреляцион - регрессион таҳлил натижаларини баҳолаш учун, прогнозлар (истикболлар) эҳтимолини баҳолаш учун муҳим аҳамиятга эга.

Агарда асимметрия ва эксцесс кўрсаткичлари ўзининг икки қаррали квадратик ўртача хатосидан катта бўлмаса, тақсимотни нормал деб ҳисоблаш мумкин, аниқроғи ҳақиқий тақсимотни нормалга ўхшашлиги ҳақидаги гипотезани инкор қилиб бўлмайди. Асимметрия ва эксцесснинг квадратик ўртача хатоси қуйидаги формулалар ёрдамида аниқланади.

$$\sigma_{as} = \sqrt{\frac{6(n-1)*n}{(n-2)*(n+1)*(n+3)}} \quad (8.35)$$

$$\sigma_{ex} = \sqrt{\frac{24n(n-1)^2}{(n-3)*(n-2)*(n+3)*(n+5)}} \quad (8.36)$$

Мисолимизда

$$\sigma_{as} = \sqrt{\frac{6(34-1)*34}{(34-2)*(34+1)*(34+3)}} = \sqrt{\frac{6732}{41440}} = \sqrt{0,162452} = 0,403.$$

$$\sigma_{ex} = \sqrt{\frac{24*34(34-1)^2}{(34-3)*(34-2)*(34+3)*(34+5)}} = \sqrt{\frac{888624}{1431456}} = \sqrt{0,62078} = 0,7879.$$

$$K_{as} = 0.10 < 2 * 0.403 = 0.10 < 0.806$$

$$K_{ex} = 2,36 > 0,7879 * 2 = 2,36 > 1,58$$

8.14. Вариация кўрсаткичларининг оптимал чегаралари Концентрацияланиш, ихтисослашиш ва монополаштириш кўрсаткичлари

Бозор иқтисодиёти амалиёти ва назариясида шундай масалалар мавжудки, уларни ўрганиш учун оммавий ҳодиса ва жараёнларни ҳақиқатда кузатиш натижасида олинган статистик тақсимот кўрсаткичлари етарли эмас.

Вариация оптимал чегараси — бу унинг экстремал кўрсаткичидир.

Булардан ташқари, муайян тизим шароитида улар қандай оптимал чегаравий қийматга эга бўлиши мумкинлигини билиш ва у билан ҳақиқий кузатиш натижасини таққослаш зарурияти туғилади. Бундай ахборотларга эҳтиёж, масалан, у ёки бу маҳсулот турини ишлаб чиқариш ҳажмларининг корхоналар бўйича тақсимоти, маълум моддий ресурс захирасининг мавжудлиги ва тақсимоти, аҳолининг даромадлари бўйича тақсимоти, хўжалик юритувчи субъектларнинг мулки ва капитали бўйича тақсимоти, капитал қўйилмалар тақсимоти ва шу каби ҳажмий кўрсаткичларнинг ўзгарувчанлигини ўрганишда пайдо бўлади.

Белги барча бирликларда бир меъёрда тақсимланса — вариация кўрсаткичлари энг кичик қийматга эга.

Мисол қилиб қишлоқ хўжалик маҳсулотларини ишлаб чиқаришни туманлар ёки хўжаликлар бўйича жойланиши ва тақсимланишини олайлик.

Агарда ўрганилаётган белги барча тўпلام бирликлари ўртасида бир миқдорда (меъёрда) тақсимланган бўлса, вариацион қатор энг кичик қийматли ўзгарувчанликка эга бўлади. Демак, ҳамма туман ёки хўжаликларда қишлоқ хўжалиги маҳсулоти, масалан, дон ёки сабзавот бир ҳажмда яратилганда, чегаравий тақсимот вариацияга эга бўлмайди ва унинг кўрсаткичлари нолга тенг.

Белги фақат бир бирликда тўпланган бўлса, вариация кўрсаткичлари энг катта қийматга эга.

Агарда ўрганилаётган белги тўла ҳажмда бир бирликда тўпланган бўлса, бундай тўпلام тақсимотида вариация кўрсаткичлари энг катта чегаравий қийматга эга бўлади. Масалан, дон ёки сабзавот фақат бир туманда ёки хўжаликда етиштирилса, бошқа бирликлар бу фаолият тури билан шуғулланмаса, ҳамма вариация кўрсаткичлари энг катта қийматга эга бўлади. Белги ҳажмининг тўпلام бир бирлигида бундай чегарада тўпланиш эҳтимоли унчалик кичик эмас, ҳар ҳолда у қатъий бир текис тақсимланиш эҳтимолига қараганда каттароқдир.

Тўпلام тақсимотида белги максимал миқдорда тўпланганда вариация кўрсаткичларининг энг катта чегаравий қийматларини қандай тартибда аниқлаш мумкин?

Тўпلام бирликлари сонини n ва ўртача белги миқдорини \bar{x} билан белгиласак, тўпلامда белгининг умумий ҳажми $\bar{x}n$ ифодага тенг. Ҳамма белгилар бир birlikда йиғилганда $x_{\max} = \bar{x}n$, $x_{\min} = 0$. Демак, вариация кенглиги $R = \bar{x}n - 0 = \bar{x}n$ ва унга асосланган вариация коэффициентини $V_R = \frac{R}{\bar{x}} = \frac{\bar{x}n}{\bar{x}} = n$.

Абсолют ва квадратик ўртача тафовутларнинг энг катта қийматларини аниқлаш учун куйидаги жадвални тузамиз.

8.2-жадвал

Вариация максимал бўлиши мумкинлигида ўртачага нисбатан тафовутлар модули ва квадрати

Тўпلام бирликлари тартиб сони	белги қиймати x_i	ўртачадан фарқ $x_i - \bar{x}$	тафовутлар модули $ x_i - \bar{x} $	Тафовутлар квадрати $(x_i - \bar{x})^2$
1	$\bar{x}n$	$\bar{x}(n-1)$	$\bar{x}(n-1)$	$\bar{x}^2(n-1)^2$
2	0	$-\bar{x}$	\bar{x}	\bar{x}^2
3	0	$-\bar{x}$	\bar{x}	\bar{x}^2
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
п	0	$-\bar{x}$	\bar{x}	\bar{x}^2
Жами	$\bar{x}n$	0 (нол)	$2\bar{x}(n-1)$	$\bar{x}^2[(n-1)^2 + (n-1)]$

“Жами” деган қатордаги ифодаларга асосланиб, вариация кўрсаткичлари максимал қийматга эга бўла оладиган чегараларини аниқлаш қийин эмас.

Абсолют ўртача тафовут ёки модул учун бу чегаравий даража:

$$d_{\max} = \frac{2\bar{x}(n-1)}{n} = \frac{2\bar{x}n}{n} - \frac{2\bar{x}}{n} = 2\bar{x} - \frac{2\bar{x}}{n} \quad (8.37)$$

ва унинг вариация коэффициентини учун:

$$V_{d_{\max}} = \frac{d_{\max}}{\bar{x}} = 2 - \frac{2}{n} = \frac{2(n-1)}{n}; \quad (8.38)$$

Квадратик ўртача тафовут учун эса:

$$\sigma_{\max} = \sqrt{\frac{\bar{x}^2[(n-1)^2 + (n-1)]}{n}} = \bar{x}\sqrt{(n-1)}; \quad (8.39)$$

ва унинг вариация коэффициентини учун:

$$V_{\max} = \frac{\sigma_{\max}}{\bar{x}} = \frac{\bar{x}\sqrt{n-1}}{\bar{x}} = \sqrt{n-1}; \quad (8.40)$$

тенг.

Бу ифодалардан шу нарса равшанлашадики, айрим вариация кўрсаткичлари ўзига хос чегаравий қийматлар билан характерланади, чунки

вариацияни вужудга келтирувчи кучлар уларга турли даражада таъсир этади. Жумладан, бу кўрсаткичларнинг ҳақиқий ва чегаравий қийматларининг шаклланишида тўплам ҳажми, яъни бирликлар сони муҳим рол ўйнайди.

Вариация даражаси тўплам ҳажмига боғлиқ, аммо унинг таъсир кучи ҳамма кўрсаткичларда бирдай эмас.

Аммо унинг таъсир кучи ҳамма кўрсаткичларда бирдай эмас. Масалан, ўртача модел ва унинг вариация коэффициенти бу омил билан нисбатан кучсизроқ боғланишга эга ва шу сабабли уларнинг қийматлари торроқ чегарада тебранади. Ўртача квадратик

тафовут ва унинг вариация коэффициенти эса кучлироқ даражада тўплам бирликлари сони таъсири остида бўлади. Шунинг учун уларнинг тебраниш чегараси ҳам кенгроқдир. Сон жиҳатдан турлича бирликлардан таркиб топган тўпламларда вариация интенсивлигини қиёсий ўрганиш жараёнида бу хусусиятларни ҳисобга олмаслик нотўғри хулосаларга олиб келиши мумкин.

Маъсус адабиётда¹ ҳар хил ҳажмли тўпламлар учун вариация кўрсаткичларининг оптимал миқдорий чегаралари аниқланган. Қуйида улардан кучирма келтирамыз.

8.5-жадвал

Ҳар хил ҳажмли тўпламларда вариация кўрсаткичларининг максимал миқдорий чегаралари

Тўплам ҳажми N	Кўрсаткичнинг максимал қийматлари					
	$R = x_{\max} - x_{\min}$	$V_k = \frac{R * 100}{\bar{x}}$	$\bar{d} = \frac{\sum x - \bar{x} }{N}$	$Kd = \frac{\bar{d} * 100}{\bar{x}}$	$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{N}}$	$V_\sigma = \frac{\sigma * 100}{\bar{x}}$
2	2 \bar{x}	2	\bar{x}	1,00	\bar{x}	1,00
4	4 \bar{x}	4	1,50 \bar{x}	1,50	1,73 \bar{x}	1,73
6	6 \bar{x}	6	1,67 \bar{x}	1,67	2,24 \bar{x}	2,24
10	10 \bar{x}	10	1,80 \bar{x}	1,80	3,00 \bar{x}	3,00
20	20 \bar{x}	20	1,90 \bar{x}	1,90	4,36 \bar{x}	4,36
50	50 \bar{x}	50	1,96 \bar{x}	1,96	7,00 \bar{x}	7,00
100	100 \bar{x}	100	1,98 \bar{x}	1,98	9,95 \bar{x}	9,95
∞	∞	∞	2,00 \bar{x}	2,00	∞	∞

Демак, тўплам бирликлари сони айрим вариация кўрсаткичларига ҳар хил даражада таъсир этади ва буни қиёсий таҳлилда эътиборга олиш зарур.

Юқорида баён этилганларга асосланиб, бозор иқтисодиёти самарали амал қилиш учун катта аҳамиятга эга бўлган ижтимоий ва иқтисодий жараёнларни таҳлил қилиш мумкин. Бу масаланинг муҳим жиҳатларини иқтисодий бойлик ва ресурсларни концентрациялаштириш (тўплаш), қишлоқ хўжалигини ихтисослаштириш ва фаолият соҳасини монополлаштириш даражаларини баҳолаш мисолида кўриб чиқамиз.

¹ Кривенкова Л.Н. Юзбашев М.М. Область существования показателей вариации и ее применение. Вестник статистики, 1991, № 6, 66-70 бет.

Маълумки, бозор муносабатлари чекланган моддий, меҳнат ва молиявий ресурслардан самарали фойдаланиш ва умумиқтисодий юксалиш учун объектив шароит яратади. Шу билан бир қаторда улар жамиятнинг ижтимоий тузилишига кучли таъсир этади, аҳоли орасида социал - иқтисодий табақаланишини зўрайтиради. Оз даромадли хонадонлар қашшоқлашиб, кўп даромадлилари эса бойиб боради. Шунинг учун давлат камбағал аҳоли қатламларини муҳофаза қилишга қаратилган социал сиёсат юритади. Бу сиёсатнинг самарадорлигини ўрганиш статистиканинг муҳим вазифаси ҳисобланади. Бунинг учун аҳолининг даромадлари ва ҳаражатлари бўйича тақсимотлари мунтазам равишда тузилиб таҳлил қилинади.

8.6-жадвалда республикамиз аҳолисининг жон бошига ўртача ойлик ялпи даромадлари бўйича тақсимооти ҳақидаги маълумотлар келтирилган.

Даромадларнинг тақсимооти ҳақидаги маълумотлар асосида аҳоли социал - иқтисодий табақаланишини ўрганиш жараёнида авваламбор кам ва кўп даромадли аҳоли қатламларида даромадлар ўртача даражаси таққосланади.

Масалан, 10% энг кам даромадга эга бўлган аҳоли гуруҳи тепадан биринчи иккита ($0,22+4,46=4,86$) гуруҳдан ташқари 5,32% учинчи гуруҳ аҳолисидан таркиб топади, ёки бу гуруҳ аҳолисининг $0,156$ ($5,32 / 34,20$) қисмини ўз ичига олади. Шунга мувофиқ, 10% кам даромадли аҳолининг тўплама даромадлари ҳажми умумий даромадда 3,06% ($0,02+0,83+14,19*0,156$) ҳиссани ташкил этади. Худди шу тартибда 10% энг яхши таъминланган аҳоли гуруҳининг умумий даромадлари ҳиссасини ҳисоблаймиз.

Бу табақа таркибига охирги 4 та гуруҳлардан ташқари пастдан 5-нчи гуруҳнинг 1,29% ёки 0,086 ($1,29/1,50$) қисми киради. Натижада бу табақа ҳиссаси умумий даромадлар ҳажмида 36,22% ташкил этади ($27,85+2,70+3,43+2,04+2,30*(1,29/1,50)=36,22\%$).

Аниқланган натижаларни бир-бири билан таққосласак, 10% яхши таъминланган аҳоли жон бошига 10% кам даромадли аҳолига нисбатан 11,8 марта ($36,22 : 3,06$) кўп даромадга эга эканлиги ойдинлашади. Бу табақада жон бошига ўртача ойлик даромад 43,6 минг сўм, камбағал аҳоли қатламида эса атиги 3,7 минг сўмни ташкил этган, яъни улар ўртасидаги ўзаро нисбат 11,8:1 тенг бўлган. Худди шунингдек 5% бой аҳоли ўртача даромади ва 5% жуда камбағал аҳоли ўртача даромадини аниқлаб, бир-бири билан таққослаш мумкин. Мисолимизда, 5% бой аҳоли (108,5 минг киши) 938,79 млрд. сўм даромадга эга бўлган ёки жон бошига ўртача ойлик даромад 72,1 минг сўм бўлган. Ваҳоланки 5% камбағал аҳоли (108,5 минг киши) 31 млрд. сўм ($0,72+26,11+(0,32/34,20)*445,4$) даромадга эга бўлган ёки жон бошига ўртача ойлик даромад 2,9 минг сўмни ташкил этган. Демак, 5% бой аҳоли жон бошига камбағал табақага нисбатан деярлик 25 марта кўп даромадга эга бўлган. Афсуски, 8.3-жадвалдаги маълумотлар 1% жуда бой 1% жуда

Ўзбекистон аҳолисининг жон бошига ўртача ойлик тушлама даромадлари
бўйича тақсимоги (1993 й.)¹⁾

Ўртача ойлик даромадлар буйича аҳоли гуруҳлари (сўм)	Аҳоли		1 киши ўртача дарс-мад, сўм x_i	Барча даромадлар ҳажми		Салмоқлар айирмаси модули $ d_{H_i} - d_x $ %	Жамғарма салмоқлар		$d_x = \frac{\sum x_i f_i}{\sum x_i f_i}$	$d_{H_i} \cdot d_x$ %	$d_{H_i} \cdot d_x^2$ %
	млн. киши f_i	Салмоғи (%) $d_{H_i} = \frac{f_i}{\sum f_i}$		млрд. сўм $x_i f_i$	салмоғи (%) $d_x = \frac{\sum x_i f_i}{\sum x_i f_i}$		Аҳоли сони $d_{H_i} = d_{H_i} + d_{H_{i+1}}$	даромадлар ҳажми $d_x = d_x + d_{x_{i+1}}$			
A	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1500гача	47,7	0,22	1250 ¹⁾	0,72	0,02	0,20	0,22	0,82	0,0000	0,004	0,004
1501-3000	967,2	4,46	2250	26,11	0,83	3,63	4,68	0,85	0,0007	3,702	3,791
3001-7000	7423,4	34,20	5000	445,40	14,19	20,01	38,88	15,04	2,0136	492,138	514,360
7001-10000	5004,9	23,06	8500	510,50	16,27	6,79	61,94	31,31	2,6471	375,186	722,001
10001-11000	1259,8	5,80	10500	158,74	5,06	0,74	67,74	36,37	0,2560	29,348	210,946
11001-12000	1074,2	4,95	11500	148,24	4,72	0,23	72,69	41,09	0,2228	23,364	203,396
12001-13000	910,1	4,19	12500	136,52	4,35	0,16	76,88	45,44	0,1892	18,227	190,394
13001-14000	768,1	3,54	13500	124,43	3,96	0,42	80,42	49,40	0,1568	14,018	174,876
14001-15000	646,7	2,98	14500	112,53	3,59	0,61	83,40	52,99	0,1289	10,698	157,910
15001-16000	544,0	2,51	15500	101,18	3,22	0,71	85,91	56,21	0,1037	8,082	141,087

A	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
16001-	457,6	2,11	16500	90,68	2,09	0,78	88,02	59,10	0,0852	6,098	124,701
17000											
17001-	385,1	1,77	17500	80,87	2,56	0,81	89,79	61,68	0,0666	4,567	109,174
18000											
18001-	324,4	1,50	18500	72,02	2,39	0,80	91,29	63,98	0,529	3,450	95,970
19000											
19001-	273,6	1,26	19500	64,02	2,04	0,78	92,55	66,02	0,4162	2,570	83,185
20000											
20001-	426,8	1,97	21000	107,55	3,43	1,46	94,52	69,45	0,1176	6,757	136,817
22000											
22001-	306,8	1,41	23000	84,68	2,70	1,29	95,97	72,15	0,0729	3,807	101,732
24000											
24001 ва юқори	882,6	4,07	82540 xx1	874,21 xx1	27,85	23,78	100,0	100,0	7,7562	113,350	407,000
Жами	21703	100	12050	3138,4	100	63,20	-	-	14,2864	1115,37	2970,34

Манба: Ҷдзавистикболстатқом., 1993 йилда Ўзбекистон Республикаси халқ ҳўжалиги. Статистик йилнома. Т.: Мехнат, 1995, 77-б.

а) Қуни чегара 1000 сўм деб шартли ҳолда олинди.

б) Барча аҳоли тўлама даромдлари 3138,4 млрд. сўмни ташкил этган эди (йилнома 59-б.).

Уртача гуруҳий даромдларни кичик ва катта чегаралар йиғиндиси ярми деб қараб, уни тегишли гуруҳ аҳоли сонига кўлайтириб гуруҳий даромдлар ҳажми ҳисобланди. уларнинг йиғиндиси (охирги гуруҳдан ташқари) 2264,11 млрд. сўмни ташкил этди. 3138,4 - 2164,11 = 874,21 млрд сўм топилиди.

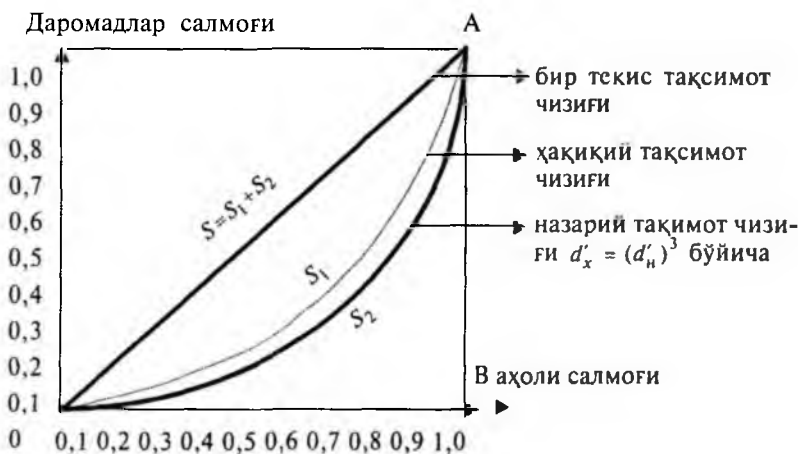
қашшоқ аҳоли даромадлари ўртасидаги нисбатни аниқлаш имкониятини бермайди, ваҳоланки бу ҳолда аҳоли қатламлари орасидаги иқтисодий фарқ жуда катта эканлиги ойдинлашар эди.

Аҳоли социал-иқтисодий табақаланиши

Жон бошига даромадлар ошган сари бой уй хўжалиklarининг ижтимоий-иқтисодий тақсимотдаги ҳиссаси ошади, камбағалларники эса, аксинча, камади. Бу жараён Лоренц диаграммасида ва концентрациялашиш коэффициентларида яққол ўз ифодасини топади.

Лоренц диаграммасида яққол тасвирий ифодасини топади. Бунинг учун координат тизимининг абсцисса ўқида аҳолининг жамғарма салмоқларини, ордината ўқида эса даромадларнинг жамғарма ҳиссаларини белгилаб чиқиб, уларнинг кесишган нуқталарини эгри чизиқ орқали бирлаштираемиз. Тақсимот қатъий бир текис бўлса, аҳоли ва даромадлар салмоқлари бир-бирига тенг бўлар эди, эгри чизиқ эса тўғри чизиққа айланиб квадратнинг диагонали бўлиб қоларди. Ҳақиқий эгри чизиқ диагоналдан пастки ўнг

бурчак томонга яқинлашган сари тақсимот шунчалик нотекис ҳисобланади (8.2-графикка қаранг).



8.2-график. Лоренц диаграммаси.

Ҳақиқий ва назарий тақсимот чизиқлари концентрацияланиш эгри чизиғи ёки Лоренц эгри чизиғи деб аталади. Бир текис тақсимот чизиғи билан Лоренц эгри чизиғи орасидаги майдон концентрацияланиш меъёри бўлиб хизмат қила олади. Агарда тақсимот текис бўлса, бу майдон нолга тенг бўлади, чунки концентрация эгри чизиғи билан текис тақсимот чизиғи бирдай бўлади. Унинг энг катта қиймати ОАВ учбурчак майдони билан аниқланади. Бу ҳолда концентрацияланиш эгри чизиғи ОАВ синиқ чизиққа тенг бўлиб, ундан ҳосил бўлган учбурчак майдони концентрация даражасининг максимал меъёрини белгилайди.

Бундай тўлиқ концентрацияланиш белги қийматлари бир бирликда тўпланиб, бошқа бирликлар уларнинг тақсимотида иштирок этмаганда кузатилади. Шунинг учун концентрацияланишнинг энг қулай меъёри бўлиб текис тақсимот чизиғи билан Лоренц эгри чизиғи орасидаги майдон S_1 бўлмасдан, унинг ОАВ учбурчак майдони S билан аниқланадиган максимал миқдорига нисбати хизмат қилади, яъни

$$K = S_1 / S$$

Ўз-ўзидан равшанки, максимал майдон S концентрацияланиш ҳажмини белгиловчи S_1 майдон билан концентрацияланиш эгри чизиғи остидаги S_2 майдондан ташкил топади, яъни $S = S_1 + S_2$; бундан

$$K = S_1 / (S_1 + S_2) = S_1 / (S - S_1) \quad (8.37)$$

Амалиётда S_2 майдон баҳоланади. Бунинг учун айрим гуруҳлардаги аҳоли сонини (салмоғи d_n) тегишли гуруҳнинг умумий даромаддаги жамғарма (кумулятив) салмоғига (d'_x) кўпайтириб, олинган натижалар қўшилади, яъни

$$S_2 = d_n * d'_x \quad (8.38)$$

Мисолимизда $S_2 = d_n * d'_x = 0,22*0,02 + 4,46*0,85 + 34,20*15,04 + 23,06*31,31 + 5,8*36,37 + 4,95*41,09 + 4,19*45,44 + 3,54*49,4 + 2,98*52,99 + 2,51*56,21 + 2,11*59,10 + 1,77*61,68 + 1,5*63,98 + 1,26*66,02 + 1,97*69,45 + 1,41*72,15 + 4,07*100 = 2970,34$.

ОАВ учбурчак асоси ОА=100%, баландлиги АВ=100. Концентрацияланиш максимал даражада бўлса,

$$S = S_1 + S_2 = (100*100) / 2 = 5000.$$

Бундан $S_1 = 5000 - 2970,34 = 2029,66$.

Демак, концентрацияланиш даражаси

$$K = 2029,66 / 5000 = 0,406.$$

Махсус адабиётда концентрацияланиш даражасини баҳолаш учун бошқа кўрсаткичлар таклиф этилган. Масалан, Италия математиги Жини концентрацияланиш даражасини қуйидаги формула ёрдамида баҳолашни тавсия этади.

$$G = 1 - 2 \sum_{i=1}^n d_{Hi} d'_{Xi} + \sum_{i=1}^n d_{Hi} d_{Xi} \quad (8.38).$$

Мисолимизда $G = 1 - 2*0,297 + 0,112 = 0,598$.

Лоренц концентрацияланиш коэффициенти

$$L = \frac{\sum_{i=1}^n |d_{Hi} - d_{Xi}|}{2} = \frac{63,2}{2} = 31,8\%$$

Тақсимот нотекислик даражасини баҳолашда Герфиндал марказлаштириш коэффициентидан ҳам фойдаланиш мумкин:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i f_i}{\sum x_i f_i} \right)^2 = \sum_{i=1}^n (d_{X_i})^2 = 14.29\%.$$

Вариация кўрсаткичлари ва тақсимотни таҳлил қилиш усуллари ишлаб чиқаришни концентрациялаштириш, корхона ёки тармоқларни ихтисослаштириш, капитални диверсификациялаш (турлантириш), бозорни монополизациялаштириш ва бошқа шунга ўхшаш муҳим иқтисодий жараёнларни ўрганишда ҳам қўлланади.

Юқорида тўпلام бирликларининг нотекис тақсимланишига асосланган белги ҳажмини концентрациялашиш кўрсаткичларини кўриб чиқдик. Аммо улар масаланинг барча томонларини ёритмайди. Ҳаттоки, маълум маҳсулот турини ишлаб чиқаришнинг текис тақсимланиши, масалан, мамлакатда мавжуд бўлган 3-4 корхоналар ўртасида автомашиналар ишлаб чиқаришни 25-33%да тақсимланиши муайян тармоқда концентрация даражаси юқори даражада эканлиги, бозорда рақобатни бартараф этиб энг кўп фойда олиш учун уни монополлаштириш эҳтимоли катталиги ҳақида дарак беради. Демак, концентрациялаштириш кўрсаткичи бирликлар ўртасида белги нотекис тақсимланишидан ташқари тўпلام ҳажми (бирликлар сони)ни ҳам ҳисобга олиши керак.

Фақат биргина тўпلام ҳажмини ҳисобга олувчи бундай кўрсаткични тузиш қийин иш эмас. Уни тўпلام ҳажмининг тескари миқдори $1/n$ (8.40) кўринишида ёзиш мумкин. Бу ҳолда ишлаб чиқарувчилар сони “ n ” кўпайган сари концентрация даражаси ва монополлаштириш эҳтимоли пасаяди, яъни $1/n$ кичик қийматларга эга бўлади. Барча маҳсулот бир корхонада ишлаб чиқарилса, бозор максимал даражада монополлаштирилган, уни 2 та, 3 та ва 4 та корхоналар ишлаб чиқарганда ҳам бу кўрсаткич монополлаштириш анчагина даражада эканлигидан дарак беради. Аммо ишлаб чиқарувчилар сони n кўп бўлса, ишлаб чиқаришни концентрацияланиш даражаси ва монополлаштириш эҳтимоли тўпلام ҳажмига боғлиқ бўлмасдан, кўпроқ иккинчи омил — белги ҳажмининг нотекис тақсимланиш даражаси таъсири остида бўлади.

Ҳўш, бу унсурни ҳисобга олувчи кўрсаткични қандай тузиш мумкин? Бунинг учун тўпلام белги ҳажмининг ҳиссаси кўпайиб борадиган тартибда ранжлаштирилган деб фараз қилайлик. Бу ҳолда “монополист” бирлик ҳиссаси бирга тенг бўлганда, яъни бошқа бирликлар муайян белгига эга бўлмаганда, жамғарма салмоқлар йиғиндиси минимал миқдор билан ўлчанади ($\sum_{i=1}^n d'_{X_i} = 1 = \min$). Барча салмоқлар ($d_{X_{i-1}} = d_{X_i} = d_{X_{i+1}} = \dots$) бир-бирига тенг бўлганда, бу йиғинди энг катта миқдор билан ўлчанади, яъни

$$\sum_{i=1}^n d'_{X_i} = \max.$$

Кўпайиб борувчи масалан, 1:n, 2:n, 3:n ва ҳ.к.лардан то n:n, уларнинг йиғиндиси эса арифметик прогрессия ҳадлари йиғиндиси каби ифодаланади: $(1:n)(1+2+\dots+n)=(1:n)(n^2+n):2=(n+1):2$

Ҳақиқий жамғарма салмоқлар йиғиндиси максимал миқдордан қанчалик фарқ қилса, тақсимот нотекислиги шунчалик кучлидир. Демак, ҳақиқий нотекислик меъёри $(n+1):2 - \sum_{i=1}^n d'_{x_i}$ (8.41) билан ифодаланади. Тақсимот нотекислигидан тафовутланиш даражасини аниқлаш учун ҳақиқий тақсимот нотекислик меъёрини унинг максимал ўлчови билан таққослаш керак, максимал меъёр эса жамғарма салмоқлар йиғиндиси максимал миқдоридан унинг минимал миқдори бўлмиш бирни $(\sum_{i=1}^n d'_{x_i} = 1)$ айирмасига тенг, яъни $[(n+1):2]-1=(n-1):2$.

Шундай қилиб, тақсимот нотекислиги ҳисобига концентрацияланиш даражаси қуйидаги кўрсаткич билан ўлчанади:

$$\left[\frac{n+1}{2} - \sum_{i=1}^n d'_{x_i} \right] : \frac{n-1}{2} = \frac{n+1-2 \sum_{i=1}^n d'_{x_i}}{n-1} \quad (8.42)$$

Пировард натижада тўпلامда белги ҳажмининг концентрацияланиш даражасини баҳолаш учун тўлиқ кўрсаткичини қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин.

$$K = \frac{1}{n} + \frac{n+1-2 \sum_{i=1}^n d'_{x_i}}{n-1} \quad (8.43)$$

Бу формула М.М. Юзбашев томонидан тавсия этилган*.

Россияда юк автомашиналари ишлаб чиқариш билан 5 корхона шуғулланади. 1994 йилда ишлаб чиқарилган машиналар сони қуйидагича тақсимланган.

8.7-жадвал.

Россияда юк автомашиналарини ишлаб чиқаришнинг концентрацияланиши¹⁾

Корхона номи	Ишлаб чиқарилган, дон	Жамига нисбатан ҳисса d'_{x_i}	Жамғарма ҳисса $\sum d'_{x_i}$
Урал АЗ АБ	14002	0,0885	0,0885
АБ «Авто УАЗ»	19487	0,1232	0,2117
АБ «КамАЗ»	25838	0,1633	0,3750
АМБ «Зил»	26492	0,1674	0,5424
АБ «ГАЗ»	72390	0,4575	1,000
Жами	158209	1,000	2,2176

¹⁾Манба: Теория статистики. Р.А. Шмойлова таҳрири остида. М.: Финансы и статистика. 1996 й.

Бу маълумотларга асосан, Россияда 1994 йилда юк ташувчи автомашиналарни ишлаб чиқариш концентрациялаштириш даражаси

* Елисева И.И., Юзбашев М. М. Общая теория статистики. М.: Финансы и статистика, 1998, 453-бет.

$$K = \frac{1}{5} + \frac{5+1-2*2,2176}{5-1} = 0,2 + 0,3912 = 0,5912$$

У ёки бу тармоққа муайян маҳсулот турини ишлаб чиқариш юқори даражали концентрациялаштириш кўрсаткичларига эга бўлса, бу бозорни монополлашиш эҳтимоли катта.

Бу кўрсаткич Россияда юк машиналарини ишлаб чиқариш концентрацияларини бирмунча сезиларли, ammo жуда юқори даражада эмаслигини ва унинг қисми тақсимот нотекислигида юзага чиқишини кўрсатади. Демак, бозорни монополлаштириш хавфи кучсиздир. Ҳақиқатда у бундан ҳам кичик эҳтимолга эга, чунки турли корхоналарда ишлаб чиқарилаётган юк машиналари бир турда эмас ва уларни ўзаро ўриндош товарлар сифатида қараб бўл-

майди. Бу мулоҳазадан шундай хулоса келиб чиқадики, концентрациялаштириш даражаси ва монополлаштириш эҳтимолини иқтисодий баҳолаётганда фақат бирор кўрсаткичга асосланиш нотўғридир, шу билан бирга тақсимоти урганилаётган белги қанчалик бир хиллигини ҳам инobatга олиш зарур. Ҳаттоки, нон, гушт ва бошқа уларга ўхшаш маҳсулотлар тури, нави, сифати ва ҳ.к. жиҳатидан бир турда эмас.

Қанчалик товар ассортиментлари турли-туман бўлса, шунчалик ишлаб чиқаришни монополлаштириш имконияти, бошқа шароитлар тенг ҳолда, оз бўлади. Сифат вариацияси, миқдорий вариация каби, рақобатни енгиллаштиради. Хўжалик ёки тармоқни ихтисослаштириш даражасини ўлчаш масаласига ўтаммиз. Ишлаб чиқаришни ихтисослаштиришнинг энг содда кўрсаткичи бўлиб яратилган маҳсулот ҳажмида айрим корхоналар ҳиссаси ёки уларнинг умумий корхоналар сонндаги улуши хизмат қилади. Ammo бу масалада бошқа тақсимот кўрсаткичларини эътиборга олмаслик мумкин эмас. Шунинг учун корхона ва минтақаларни ихтисослаштириш даражасини кўп ўлчовли кўрсаткичлар асосида баҳолаш илмий жиҳатдан асосли ҳисобланади.

Кўп ўлчовли тақсимот кўрсаткичларини уч усулда тузиш мумкин:

- айрим кўрсаткичлардан оддий арифметик ўртача ҳисоблаш;
- экспертлар ёрдамида белгиланган баллардан фойдаланиб, бу кўрсаткичлардан тортилган арифметик ўртача аниқлаш;
- уларни детерминация коэффициентлари асосида аниқланган махсус вазнлар билан тортиб олиб арифметик ўртачалар ҳисоблаш.

Бу кўрсаткичларни қуйидаги мисолда кўриб чиқамиз.

8.8-жадвал маълумотлари асосида туман қишлоқ хўжалигини ихтисослашишининг йўналиши ҳақида ҳар хил хулосага келиш мумкин. Айрим кўрсаткичларга таянсак, масалан экин майдон тузилишида ем-хашак, яъни чорва биринчи, дон—иккинчи ўринда, маҳсулот ҳажмида пахта — биринчи, дон — иккинчи; меҳнат ва моддий ҳаражатларда дон — биринчи, ем-хашак — иккинчи ўринда эканлиги кўзга илинади. Кўп ўлчовли оддий ўртача кўрсаткичга биноан туман дон-чорвачиликка ихтисослашгани, эксперт баллари билан тортилган ўртача кўрсаткич эса дон-пахтачиликка, детерминация коэффициентларига таянган

Туман қишлоқ хўжалигининг ихтисослашиш кўрсаткичлари

Экин турлари	Экин турларининг салмоғи						
	майдон	меҳнат сарфи	моддий харажатлар	маҳсулот ҳажми	олдий ўртача даража	эксперт баллари билан тортилган ўртача даража	детерминация коэффициентлари билан тортилган ўртача
	Жамига нисбатан фоизда, %						
Ем-ҳашак	42,3	24,4	26,5	23,0	29,05	25,95	27,17
Дон	35,8	48,7	51,9	27,5	40,93	37,04	41,09
Пахта	21,5	20,9	15,7	44,5	25,65	30,23	26,81
Сабзавот	0,1	1,5	1,3	1,7	1,15	1,41	1,30
Картошка	0,3	4,5	4,6	3,3	3,12	3,60	3,62
Жами	100	100	100	100	100	100	100

тортилган ўртача даража эса дон—чорвачиликка ихтисослаштирилган, пахтачилик ҳам сезиларли ўрин эгаллашини кўрсатади. Бу мисолимизда ихтисослашиш белгиларини қиёсий муҳимлик жиҳатдан экспертлар экин майдони — 1 бал, меҳнат сарфлари — 2 бал, моддий харажатлар — 3 бал, маҳсулот ҳажмини 5 бал деб баҳолаган. Аммо бундай баҳолаш субъектив сезгига асосланади.

Ишлаб чиқаришни ихтисослашиш даражасининг асосий меъёри детерминация коэффициентларига асосланган кўп ўлчовли ўртача кўрсаткичдир.

Детерминация коэффициентлари ёрдамида олинган баллар объектив шароитга, берилган маълумотлардаги ахборотга таянади. Мисолимизда улар қуйидаги тартибда ҳисобланган. Туман хўжаликлари томонидан ҳисоботда келтирилган маълумотлар асосида жуфт детерминация коэффициентларини аниқлаб, энг кичик коэффициент ҳар бир

белги бўйича 1 балл ва солиштира нисбатлари эса тегишли белги баллари деб қабул қилинган. Сўнгра улардан оддий ўртача арифметик даромад (балл) ҳисобланган (8.9-жадвалга қаранг).

8.9-жадвал

Белги салмоқлари ўртасидаги детерминация коэффициентлари матрицаси

Белгилар	Белгилар							
	x ₁		x ₂		x ₃		x ₄	
	коэф-т	балл	коэф-т	балл	коэф-т	балл	коэф-т	балл
Экин майдони x ₁	1	-	0,31	1,19	0,26	1,00	0,35	1,35
Меҳнат сарфлари, x ₂	0,31	1,00	1	-	0,98	3,16	0,36	1,16
Моддий харажатлар, x ₃	0,26	1,00	0,98	3,77	1	-	0,87	3,35
Маҳсулот ҳажми, x ₄	0,35	1,00	0,36	1,03	0,87	2,98	1	-
Жами баллар	-	3,0	-	5,99	-	5,65	-	5,86
Ўртача баллар	-	1,0	-	2,00	-	2,22	-	1,95

Бу детерминация коэффициентларига асосланган ўртача баллардан 8.8-жадвал охириги устун кўрсаткичларини ҳисоблашда фойдаланилган. Бу баллар объектив бўлгани учун кўп ўлчовли тортилган ўртача кўрсаткичлар туман қишлоқ хўжалиги ихтисослашиш йўналишини аниқроқ белгилайди. Демак, туман хўжаликлари дон-чорвачиликка ихтисослашган бўлиб, пахтачилик ҳам сезиларли ўрин эгаллайди.

8.15. Асосий тушунча ва атамалар

Вариация ва унинг кўрсаткичлари.
Вариацион кенглик.
Дисперсия (ўртача квадрат тафовут).
Квадратик ўртача тафовут.
Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут хоссалари.
Шартли момент усулда дисперсия ҳисоблаш.
Йиғинди усулида арифметик ўртача ва дисперсия ҳисоблаш.
Умумий дисперсия.
Жузъий дисперсия.
Қисмлараро (гуруҳлараро) дисперсия.
Дисперсияларни қўшиш қондаси.
Муқобил белги дисперсияси.
Ўртача абсолют тафовут (модул).
Нимквартил кенглик.
Вариация коэффицентлари.
Геометрик дисперсия.
Асимметрия ва унинг кўрсаткичлари.
Пирсон асимметрия коэффиценти.
Тақсимот асимметрия коэффиценти.
Экссесс ва унинг коэффиценти.
Момент ва унинг турлари.
Оддий момент.
Марказий момент.
Шартли момент.
Ўткир ва ясси учли тақсимот.
Чап ва ўнг ёқлама оғишган тақсимот қатори.
Асимметрия ва экссесснинг квадратик ўртача хатоси.
Вариация кўрсаткичларининг оптимал чегаралари.
Концентрацияланиш коэффицентлари.
Лоренц эгри чизиғи ёки диаграммаси.
Э.Жини концентрацияланиш коэффиценти.
Бозорни монополлаштириш кўрсаткичлари.
Ишлаб чиқаришни ихтисослашиш кўрсаткичлари.

8.16. Қисқача хулосалар

Вариация моҳияти ва кўрсаткичлари аналитик статистикада энг муҳим ва бошланғич таянч бўлим ҳисобланади. Улар барча илмий муаммолар, статистик ечим ва қарорлар қабул қилиш асосида ётади. Вариация — статистик тўпламда содир бўладиган объектив миқдорий ва сифат ўзгаришлар натижасидир. У тўплам бирликлари бўйича ўрғанилаётган белги ёки белгилар қийматларида кузатиладиган тебранувчанлик, ўзгарувчанликни билдиради.

Вариация даражаси мутлақ ва нисбий кўрсаткичлар тизими орқали ўлчанади. Унинг асосий меъёрлари бўлиб дисперсия ва квадратик ўртача тафовут, мутлақ ўртача тафовут, нимквартил кенглик, вариацион кенглик ва вариация коэффицентлари хизмат қилади. Булар ичида

дисперсия ва квадратик ўртача тафовут ҳамда унинг вариация коэф-фициенти энг муҳим кўрсаткичлар ҳисобланади.

Умумий дисперсия ўртача жузъий (ички гуруҳий) ва гуруҳлараро дисперсиялардан таркиб топади. Нисбий ўзгаришларни ўрганаётганда ва асимметрик тақсимотда вариация даражасини баҳолаётганда геометрик ўртачага нисбатан дисперсияни ҳисоблаш ўринли ҳисобланади.

Вариация кўрсаткичлари ўрганилаётган туплам бўйича белги ўзгарувчанлик даражасини умумлаштириб таърифлайди. Аммо улар тақсимот тузилиши, унинг шакли ва ички хусусиятларини ёритиб бермайди. Бу мақсадлар учун асимметрия ва эксцесс кўрсаткичлари хизмат қилади. Улар учинчи ва тўртинчи тартибли марказий моментлар усулида ҳисобланади.

Бозор иқтисодиёти шароитида ишлаб чиқаришнинг концентрациялашиши ва ихтисослашиши, бозорнинг монополлашиши, капитални диверсификациялаштириш каби муҳим иқтисодий жараёнларни ўрганишда, жамият социал тузилишидаги ўзгаришлар, жумладан аҳолининг ижтимоий-иқтисодий табақалашини ва кам даромадли қатламларини муҳофаза қилишга қаратилган давлат социал сиёсатини баҳолашда вариация кўрсаткичларидан кенг қўламда фойдаланиш зарур.

8.17. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Вариация моҳияти нимадан иборат ва нима учун уни ўлчаш керак?

2. Асосий вариация кўрсаткичларини санаб чиқинг.

3. Қайси кўрсаткич энг муҳим ҳисобланади ва нима учун?

4. Дисперсия қандай ҳисобланади? У қандай афзалликлар ва нуқсонларга эга?

5. Квадратик ўртача тафовут қандай шаклларга эга, ҳар бирини ҳисоблаш тартибини бирма-бир кетма-кетликда баён этинг.

6. Квадратик ўртача тафовут мутлақ ўртача тафовут (модул)га нисбатан ҳар доим катта қийматга эга эканлигини исботлаб беринг.

7. Мутлақ ўртача тафовут қандай тартибда ҳисобланади? Нима учун у модул деб аталади?

8. Вариацион кенглик нима ва қандай тартибда ҳисобланади? У қандай нуқсонларга эга ва қандай шароитда қўлланади?

9. Нимквартил кенглик моҳиятини изоҳлаб беринг. У вариацион кенгликка нисбатан қандай афзалликларга эга?

10. Нимквартил кенгликни аниқлаш тартибини тушунтириб беринг.

11. Квадрат ва мутлақ ўртача тафовутлар арифметик ўртачадан катта бўлиши мумкинми? Фикрингизни исботлаб беринг.

12. 5.5-жадвал маълумотлари асосида жон бошига ўртача ихтиёридаги ресурслар миқдори учун квадратик ва мутлақ ўртача тафовутларни оддий ва тортилган шаклларда ҳисобланг? Нима учун олинган натижалар фарқ қилади, тушунтириб беринг.

13. Уша маълумотлар (5.5-жадвал)дан фойдаланиб, ўртача бир ҳужалик истеъмол харажатлари учун квадратик ва мутлақ ўртача тафовутларни оддий ва тортилган шаклларда ҳисобланг. Олинган натижаларни иқтисодий талқин этинг.

14. Ўша маълумотлар (5.5-жадвал)га биноан жон бошига ўртача истеъмол харажатлари учун квадратик ва мутлақ ўртача тафовутларни оддий ва тортилган шаклларда ҳисобланг. Олинган натижаларни 12 савол жавоблари билан биргаликда қиёсий таҳлил қилинг.

15. 5.10-жадвалдаги маълумотлардан фойдаланиб А ва Б - вилоятларда пахта ҳосилдорлиги учун барча вариация кўрсаткичларини ҳисобланг. Олинган натижаларни қиёсий таҳлил қилинг.

16. Вариация коэффицентлари ўзгарувчанликни қайси жиҳатдан ўлчайди? Улар қандай тартибда ҳисобланади?

17. Квадратик ва мутлақ ўртача тафовутларнинг вариация коэффицентлари бир-биридан фарқ қилади. Улар тенг бўлиши мумкинми? Фикрингизни исботлаб беринг.

18. Дисперсия қандай хоссаларга эга?

19. Дисперсия, квадратик ва мутлақ ўртача тафовутларни шартли момент усулида ҳисоблаш қандай амалга оширилади?

20. 8.6-жадвалдаги маълумотлар асосида жон бошига ўртача ойлик даромад кўрсаткичи учун дисперсия, квадратик ва мутлақ ўртача тафовутларни шартли момент усулида ҳисобланг. Бошқа вариация кўрсаткичларини ҳам ҳисобланг. Олинган натижаларни иқтисодий таҳлил қилинг.

21. Асимметрия моҳияти нимадан иборат ва нима учун уни ўлчаш керак?

22. Пирсон асимметрия коэффиценти қандай тузилади? У қандай нуқсонларга эга?

23. 8.6-жадвал маълумотларидан фойдаланиб, жон бошига ўртача ойлик даромад даражасига қараб Ўзбекистон аҳолиси тақсимоти учун Пирсон асимметрия коэффицентини ҳисобланг.

24. Тақсимот носимметриклик коэффиценти қандай тартибда аниқланади? 8.6-жадвалдаги аҳоли тақсимоти учун бу кўрсаткични ҳисобланг. Олинган натижани Пирсон коэффиценти билан қиёсий таҳлил қилинг.

25. $A_S = \frac{\mu_X^3}{\sigma_X^3}$ манфий ишора билан ифодаланса, у нимани англатади, мусбат ишора билан ифодаланганда-чи?

26. Экссесс нима ва нима учун уни ўлчаш керак?

27. Экссесс коэффицент қандай тузилади? 8.6-жадвал маълумотларидан фойдаланиб, Ўзбекистон аҳолиси тақсимоти учун бу кўрсаткични ҳисоблаб, хулоса ясанг.

28. $K_{\text{экс}} > 3$ бўлса, тақсимот қандай шаклга эга бўлади, $K_{\text{экс}} < 3$ бўлганда-чи?

29. Статистикада момент тушунчаси нимани англатади? У қайси илм соҳасидан олинган ва нимани билдиради?

30. Оддий ва шартли моментларнинг моҳиятини бир мисолда тушунтириб беринг.

31. Марказий момент статистикада нимани англатади?

32. μ^0 нечага тенг, μ^1 - чи? Нима учун шундай қийматга тенг бўлишини исботлаб беринг.

33. μ^2 нимани билдиради, μ^3 - чи?, μ^4 - чи? Бу тартибдаги марказий моментлар қачон ва қандай мақсадлар учун қўлланади?

34. 8.6-жадвал маълумотларини қайта гуруҳлаш (иккиламчи гуруҳлаш) йўли билан қуйидаги кўринишга келтиринг.

Жон бошига ўртача ойлик даромад (минг сўм)	Аҳоли сони		Туплама даромад	
	млн. киши	жамига нисб. %	млрд. сўм	жамига нисб.%
5,0 гача				
5-10				
10-15				
15-20				
20-25				
25 ва юқори				

Олинган натижалар асосида жон бошига ўртача ойлик даромад учун 2 нчи, 3 нчи ва 4 нчи тартибли марказий моментларни аниқлаб, тақсимот носимметриклиги ва эксцесси кўрсаткичларини ҳисобланг. Олинган натижаларни олдинги натижалар билан таққосланг.

35. Вариация кўрсаткичлари қандай тақсимотларда энг кичик қийматга эга бўлади? Энг катта қийматга - чи?

36. Тақсимот қаторларида белги қийматларининг концентрацияланиш даражаси қайси тартибда баҳоланади?

37. Аҳолининг даромадларига қараб тақсимои қандай кўрсаткичлар ёрдамида таҳлил қилинади?

38. Лоренц диаграммаси қайси тартибда тузилади?

39. 5.2-жадвал маълумотлари асосида ихтиёрдаги ресурслар тақсимои Беларусия аҳолисининг ўртача истеъмол харажатлари учун Лоренц диаграммасини чизинг. Концентрацияланишни таҳлил қилиш учун асосий кўрсаткичларни (L-Лоренц, G-Жини, H-Герфиндал, K_s) ҳисобланг.

40. Ишлаб чиқаришни концентрациялаштириш ва бозорни монополлаштириш жараёнларини қандай кўрсаткичлар ёрдамида ўрганиш мумкин? Улар қандай тартибда ҳисобланади?

41. Ишлаб чиқаришни ихтисослаштириш жараёнини таҳлил қилишда қандай кўрсаткичлардан фойдаланиш мумкин? Кўпўлчовли ўртача кўрсаткичлар қандай тартибда тузилади? Уларни аниқлашда детерминация коэффициентларидан фойдаланиш тартибини бир мисолда тушунтириб беринг.

8.18. Адабиётлар

1. Дж.Эдни Юл, М.Дж.Кендэл. Теория статистики. М.: Госстатиздат, 1960, 120-200-бетлар.

2. И.И.Елисеева, М.М.Юзбашев. Общая теория статистики. М.: Финансы и статистика, 1998, 92-118-бетлар.

3. О.Ланге, А.Банасинский. Теория статистики. М.: Статистика, 1971, 155-184-бетлар.

4. Аганова Т.Н. Методы статистического изучения структуры сложных систем и ее изменения. М.: Финансы и статистика, 1996.

ТАНЛАНМА ТЕКШИРИШ

9.1. Танланма кузатиш ҳақида умумий тушунча

Статистика амалиётида шундай тўпламлар тез-тез учраб турадики, уларнинг ҳар бир бирлигини ўрганиш мумкин бўлмайди. Бундай тўпламлар жамият ҳаётида, турмушимизда ҳам, табиатда ҳам кенг тарқалган. Масалан, Ўзбекистон фуқароларининг бўйи ёки оғирлигини аниқламоқчи бўлсак, ҳар бир кишини текшириш (бўйи, оғирлигини ўлчаш) имкониятига эга бўлмаймиз, чунки бунинг учун кўп маблағ ва куч сарфлаш лозим бўлади. Худди шунингдек, мамлакатда дон, пахта ва бошқа экинлар қишлоқ хўжалиги зараркунандаларидан қанча шикастлангани ёки қанча қорамол ва бошқа ҳайвонлар қутуриш касаллигига чалинганини билмоқчи бўлсак, барча экинлар майдони ва ҳосилини, моллар туёғини текшириб чиқа олмаймиз, чунки бу жуда машаққатли иш бўлиб, кўп вақт ва куч талаб қилади.

Маълумки, бозор иқтисодиёти хусусий мулкчиликка, кўп укладли хўжаликка таянади. Бундай шароитда муҳим иқтисодий ҳодиса ва жараёнлар устида ёппасига статистик кузатиш ташкил қилиб бўлмайди. Айниқса, бозор баҳолари, товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, уй хўжаликлари бюджети, таклиф ва талабларнинг ўзгариши ва бошқа шунга ўхшаш жараёнларни текширишни ҳар бир бирликда амалга ошириш амримаҳолдир, чунки умумий тўплам ҳажми одатда номаълумдир (масалан, хуфиёна иқтисодиёт билан шуғулланувчи субъектлар сони, уларнинг фаолият натижалари ва ҳ.к. ларнинг аниқ ҳисоби йўқ).

Бундай ҳолларда текширувчи учун энг яхши йўл - сони чекланган бирликларни шундай истак билан текширишки, улар умумий ўрганилаётган тўплам ҳақида амалий жиҳатдан етарли даражада аниқ орзу қилинган ахборотларни олиш имконини берсин.

Шундай қилиб, табиий савол туғилади: чекланган бирликлар сонини олиб текширишимиз мумкин бўлган тўплам ҳақида нима айта оламиз? Бу саволга жавобан танлама текшириш назарияси вужудга келди.

Танланма - бу ўрганилаётган тўпламдан сайлаб олинган бирликлар мажмуасидир, уларнинг ҳар бири ушбу тўпламнинг таркибий унсури.

Танланма - бу тўпламдан сайлаб олинган маълум бирликлар сони бўлиб, унинг ҳар бири мазкур тўпламнинг унсуридир. Мустанно ҳол сифатида танланма бутун тўпламни ўз ичига олиши мумкин. Тажриба ва ҳис-туйғуларга асосланган умумий имон комиллигига биноан, танланма доимо бошланғич тўплам ҳақида бирор нарсанглатади. Масалан, пахта тайёрлаш пункти

фаолиятининг натижаси маҳсулотни қабул қилиб олувчи товаршуноснинг пахта сифатини баҳолаш қобилятига боғлиқ, ваҳоланки, у қоп ёки араванинг ҳар жойига қўл тиқиб бир қисм пахтани ажратиб олади ва унинг намлиги ва ифлослигини чамалайди. Худди

шунингдек, донпурушнинг моддий фаровонлиги унинг дон сифатини аниқлаш қобилиятига боғлиқ, у айрим қопларга қўл тиқиб, намуна қилиб олган дон сифатини синайди. Унинг имони комилки, танланма бутун тўпلامнинг вакили бўлиб хизмат қилади, тажриба эса унинг ишончини тасдиқлайди; у танланма бўйича мулоҳазага таяниб дон харид қилади ва сотади. Худди шунингдек, комил ишонч билан хулоса ясаладики, танланма қўламлироқ бўлгани сари у бошланғич тўплам ҳолатини аниқроқ акс эттиради. Деҳқон бозоридан маҳсулот сотиб олаётганимизда бозорни айланиб мавжуд маҳсулот уюмларининг сифатини баҳолаймиз, сўраб-истаб эса бозор баҳосини чамалаймиз, сўнгра сотувчи билан тортишиб дидимизга маъқул бўлган маҳсулотни харид қиламиз. Бу ҳолда ҳам ўз тажрибамиз ва ҳиссиётимизга асосланган ишончга таянамиз.

Танланма текшириш - тажриба ва ҳаётимизга асосланган ишончга, имон комилликка таянади.

Танланма кузатиш - бу ўрганиладиган тўпلامдан етарли миқдорда бирликлар махсус йўллар билан танланиб, уларни кузатиш маълумотлари асосида бошланғич тўплам ҳақида қониқарли ахборот олиш имконини берувчи статистик текшириш усулидир.

Танланма текшириш назарияси бундай ва унга ўхшаш имон комилликка мантиқий асос яратади. Уларга миқдорий ифода ҳам бағишлайди.

Ўрганиладиган тўпلامдан етарли миқдорда бирликлар махсус йўллар билан танланиб, улар устида ўтказилган кузатиш маълумотлари асосида бошланғич тўплам ҳақида қониқарли ахборот олиш имконини берадиган усул танланма текшириш деб аталади.

Танланма кузатишнинг бошқа қисман кузатиш турларидан ажратиб турувчи хусусияти шундан иборатки, бунда тўпلامдан олинадиган бирликлар сони ва уларни сайлаб олиш тартиби илмий асосланган усулдан фойдаланиб олдиндан белгилаб қўйилади.

Танланма текшириш умуман қуйидаги мақсадларни кўзлайди:

1) вақт ва маблағни тежаш. Агар танланма кузатишда бош тўпلامнинг, масалан, фақат 2 фоиз бирликлари қатнашса, у ҳолда кузатиш ишларининг ҳажми 50 марта (100:2) камаяди, сарфланадиган вақт ва маблағ ҳам деярли шунча марта тежаллади;

2) текшириш жараёнида сифати бузиладиган ёки фойдаланиш учун бутунлай яроқсиз шаклга келадиган предметлар (тўплам бирликлари) сонини қисқартириш. Ҳақиқатан, танланма кузатиш учун бош тўпламнинг 0,5 фоиз бирликлари олиниб, уларнинг истеъмол қиймати йўқолса ёки сифати бузилса ҳам қолган 99,5 фоизи сақлаб қолинади;

3) кузатиш объектини кенгроқ ва тўлароқ ўрганиш.

Бу ҳолда бевосита текшириладиган тўплам ҳажми қисқариши ҳисобида кузатиш дастурини объектнинг янги муҳим белгилари билан бойитиш ва ҳар бир бирлик ҳақида тўла ва батафсилроқ маълумотлар тўплаш имконияти туғилади. Масалан, юз мингта ишчиларни битта

белги (айтайлик касби) буйича ёппасига кузатсак, 100000 маълумотга эга бўламиз. Аммо бундай кузатиш ўрнига 2 фоизли танланма кузатишни амалга оширсак, кузатиш тўплами ҳажми 50 марта қисқариши ҳисобига унинг дастурида қўшимча яна бир неча, масалан, 4—5 та белгини (касбдан ташқари, миллати, ёши, маълумоти, жинси ва ҳоказо) тўплаш мумкин бўлади. Пировард натижада текшириш ишлари ҳажми 10 марта камаяди. Шу билан бирга ишчилар тўпламини ҳар тарафлама ўрганиш учун зарур маълумотларга эга бўламиз.

4) Ёппасига кузатиш натижаларини назорат қилиш.

Танлама текшириш одатда сифатли ахборотлар билан таъминлайди. Чунки бу ҳолда малакали мутахассисларни жалб қилиш, уларни кузатиш ижрочиси сифатида пухта тайёрлаш ва синаш учун имконият ошади. Пировард оқибатда хатолар камаяди ва ёппасига кузатишга нисбатан аниқроқ ахборот олинади. Баъзан ёппасига кузатиш (масалан, аҳоли рўйхати, чорва рўйхати ва ҳоказо) натижалари танланма йўл билан текшириб кўрилади. Махсус коэффицентлар тузилиб, улар ёрдамида дастлаб олинган маълумотларга тузатишлар киритилади.

Танланма шаклланиши ва текшириш натижалари кўп жиҳатдан ўрганиладиган тўплам характериға боғлиқ.

Статистика амалиётида турли-туман тўпламлар учрайди. Улар чекли (ниҳояли) ва чексиз реал ҳаётий ёки фаразий тўплам бўлиши мумкин. Чекли тўплам деганда шундай тўплам назарда тутиладики, унинг бирликлар сони объектив чегараларга эга бўлади. Масалан, Ўзбекистон аҳолиси тўплами ёки мамлакат иқтисодиётида бандлар тўплами, буғдой бошоқлари ёки улардаги донлар тўплами, экинзордаги ғўза тўплари ёки кўсақлар тўплами ва ҳоказо.

Чекли тўплам характерли хусусияти шундан иборатки, у нафақат чекланган саноқли бирликлардан таркиб топади, балки уларнинг сонини аниқловчи белгини булакчаларга моҳиятан бўлиб бўлмайдиган ва шу сабабли унинг ҳажми фақат бутун сон билан ўлчанади.

Чексиз тўплам - бу шундай тўпламки, унинг бирликлар сони миқдорий чеки йўқ белгига асосланади. Бу белги сон-саноқсиз заррачаларга бўлиниши мумкин ва улардан шакллангани учун тўплам бирликларида чексиз миқдорий қийматларга эга бўла олади. Масалан, атмосфера турли нуқталарида босимлар тўплами, пахта ёки дон ҳосилдорлигининг барча мумкин бўлган қийматлари тўплами. Кўпчилик ҳолларда тўплам бирликлари сон жиҳатидан шунчалик кўпки, уни амалда чексиз тўплам деб ҳисоблаш мумкин. Масалан, ялпи пахта ҳосилидаги толалар сони, қопдаги ун заррачалари сони, ховуздаги сув томчилари сони ва ҳоказо. Шунини ҳам таъкидлаш муҳимки, айрим ҳолларда ўрганиладиган тўплам чекли ёки чексизлигини билмаслигимиз мумкин. Бунга мисол қилиб коинотдаги юлдузлар тўплагини кўрсатиш мумкин.

Аниқ нарсалар мажмуаси реал (ҳаётий) тўплам деб аталади.

Аниқ нарсалар, ҳаётий тўплам деб аталади. Бундай тўпламлар ҳақидаги фикрни мантиқан ривожлантириб фаразий тўплам тушунчасини ҳосил қилишимиз мумкин.

Мисол учун ўйин соққасини ёки танга ташлашни олиб қарайлик. Ҳар бир ташлашни айрим воқеа ёки унсур деб қараш мумкин. Аммо барча мумкин бўлган ташлашлар сони чексиздир. Агарда бу тўпламга яқиндан ёндашсак, у бизнинг ҳаёлимизда мавжуд, ҳақиқатда эса йўқ. Соққа ёки тангани ташлаш йўли билан биз унинг маълум унсурларини (бирликларини) тиклай оламиз, лекин ҳеч қачон уларнинг барчасини тиклаб, тасвирлаб бўлмайди. Ҳатто соққа ёки танга бир жойда ҳаракатсиз турса ҳам, бутунлай ташланмаса ҳам, аммо бу жараёндан кутиладиган барча натижалар тўпланими барибир ҳаёлан кўз-ўнгимизга келтиришимиз мумкин. Бундай тўпламлар фаразий тўпламлар деб аталади. Бошқа мисолни банклар ишидан келтирайлик. Йигирма йил давомида учёт (ҳисоб) фоизларининг ҳамма кузатилиши мумкин қийматлари мажмуи фаразий тўпламдир. Яна мисол қилиб йил давомида кузатилиши мумкин бўлган бахтсиз ҳодисалар тўплами ёки айрим касалликларни бўлиш эҳтимоллари ва бошқа шунга ўхшаш тўпламларни кўрсатиш мумкин. Фаразий тўпламни ҳар қандай воқеа учун фикран шакллантириш мумкин. Бунинг учун ҳодиса рўй бермасданоқ унинг бўлиши мумкин ҳолатларини ҳаёлан тасаввур қилиш керак.

Ҳар қандай тўплам айрим кичикроқ тўпламлардан ташкил топиши ва шу билан бир вақтда каттароқ, умумийроқ тўплам унсури бўлиши мумкин. Масалан, Ўзбекистон аҳолиси айрим вилоятларда яшовчилар тўпламларидан таркиб топиб, у, ўз навбатида, Марказий Осиё минтақасида истиқомат қилувчилар тўпланининг бир қисми ҳисобланади.

Худди шунга ўхшаб, ҳар қандай реал тўпламни фаразий тўплам элементи деб қараш мумкин. Масалан, ўртача бўйи 170 см, квадратик тафовути эса 5 см бўлган нормал тақсимотли шахслар тўплами шундай нормал тақсимланган бир қанча тўпламлардан таркиб топган фаразий тўпламнинг бир элементиدير.

Ўрганиладиган тўплам характери танланма текшириш вазифаларини белгилаш ва улар билан боғлиқ масалаларни ечишда ҳам муҳим роль ўйнайди.

Уш, танланма кузатиш олдида қандай вазифалар туради?

Танланма кузатишнинг асосий вазифаси кам куч ва маблағ билан бош тўплам ҳақида кўпроқ ва сифатлироқ ахборот тўплашдир

Асосий вазифа шундан иборатки, кам куч ва маблағ сарфлаб, бош тўплам ҳақида иложи борица кўп ва сифатли ахборот олишдир. Бу, ўз навбатида, маълумотлар характери ва уларни олиш усулларига боғлиқ.

Танланма кузатишда бизни кўпинча битта ёки бир нечта тўплам белгилари қизиқтиради. Масалан, Ўзбекистон аҳолисини текшираётганимизда танланма таркибига киритадиган кишилар умуман шахслар сифатида аҳмият касб этмайди, балки уларнинг ёши ёки ҳалқ ҳўжалигида

бандлиги ёки ишсизлиги, бўйи ва оғирлиги, жинси ва фаолият соҳаси каби белгилари, улар ўртасидаги боғланишлар қизиқтиради. Бундай ҳолларда асосий вазифа танланма маълумотлари асосида бошланғич тўплам тақсимотлари (у ёки бу белги бўйича республика аҳолисининг тақсимланиши) ҳақида етарли тасаввурга эга бўлишдан иборат. Бунинг учун тўплам тақсимотларини Пирсон эгри чизигига ўхшаш математик шаклларда ифодалаш масаланинг ўта идеал ечими ҳисобланади. Аммо шундай ҳолатлар ҳам бўлиши мумкинки, бошланғич тўпламни бундай таърифлаш бутунлай мумкин бўлмайди ёки танланма етарли даражада катта ҳажмга эга бўлмагани учун унинг натижалари шубҳа туғдиради.

Бундай ҳолларда бошланғич тўпламни таърифловчи барқарор кўрсаткичларни миқдорий баҳолаш билан чегараланамиз. Кўпинча танланма текшириш мана шундай ечимларни олиш билан якунланади.

Шу муносабат билан танланма текшириш назариясининг катта бўлими танланма асосида бош тўпламни таърифловчи барқарор кўрсаткичларни баҳолашга бағишланади. Бундай кўрсаткичлар таркибига ўртача миқдорлар, нисбий миқдорлар (ҳисса, салмоқ, коэффицент), вариация меъёрлари, моментлар, экцесс ва ассиметрия меъёрлари, кўп ўлчовли тўпламларда — кўп омилли ва хусусий корреляция ва регрессия коэффицентлари киради.

Танланма бўйича бош тўплам кўрсаткичларини баҳолаш усуллари кўп, улар бир-биридан яхши жиҳатларга эга. Бундай масалаларни тадқиқ қилиш билан баҳолаш назарияси шуғулланади. У баҳолашлар олдига қўйиладиган талаб ва шартларни белгилайди, қандай шароитларда у ёки бу усулга устуворлик бериш масалаларини ечади, баҳолаш натижаларини қиёсий таҳлил қилади.

Эътибор бериш лозимки, танлама асосида олинадиган билимлар ва ахборотлар математикадаги каби қатъий, шак-шабҳасиз характерга эга эмас. Шу жиҳатдан улар математик билимлардан фарқ қилади. Агарда 5000 университет талабаларидан 4999 таси одобли бўлса, қолган биттаси одобли ҳам, одобсиз ҳам бўлиши мумкин. Аммо одобсиз бўлиш эҳтимоли шунчалик кичикки, барча университет талабаларини одобли деб баҳолаш учун ишонч комилдир. Бундай мисолларни кўплаб турли соҳалардан келтириш мумкин. Демак, танланма текшириш маълумотлари асосида бошланғич тўплам ҳақидаги фикр юритиш қатъий аниқликка эга эмас, балки эҳтимолларга таянади. Кундалик ҳаётимизда ҳам кўпинча билиб-билмай туриб шундай тартибда иш юритамиз. Турмушимизда катта эҳтимолли воқеалар тез-тез учраб туради, аммо уларни ҳеч қачон аниқ воқеалардан бошқача тусда тасаввур қила олмаймиз. Масалан, 150-170 ёшга киргунча киши ҳаётдан кўз юмиш эҳтимоли шунчалик каттаки, биз бу ёшга киргунча ўлим юз беради деб гапирамиз. Аммо эртага ёмғир ёғади сингари воқеалар ҳам мавжудки, уларни рўй бериш имконияти одатда ноаниқдир, шунинг учун улар билан боғлиқ қарорларни қабул қилаётганда кўпинча иккиланамиз.

Танланма текшириш назариясининг бошқа вазифаси бош тўпلام кўрсаткичларини баҳолаш натижаларини ишончлилик даражасини иложи борича объектив ҳолда аниқлашдан иборат.

Шу муносабат билан масалани иложи борича аниқроқ эҳтимолий ифодаланган шаклда ечиш - энг тўғри илмий йўл ҳисобланади. Аммо доимо бундай имконият бўлавермайди. Айрим ҳолларда илгари ўтказилган текшириш натижаларига ёки хотирамизга таянишимизга тўғри келади. Ўз-ўзидан равшанки, бундай ечим ишончли миқдорий ифодага эга бўлмайди.

Шундай қилиб, танланма текширишнинг иккинчи муҳим масаласи бош тўпلام кўрсаткичларини баҳолашни аниқлигини белгилашдан иборат.

Шу мақсадда баҳоланаётган кўрсаткичнинг танланма асосида олинган қиймати билан унинг бошланғич тўпلامдаги чин қиймати ўртасидаги эҳтимолий фарқ чегаралари аниқланади.

Танланмалар кичик ҳажмда бўлганда, уларни текшириш натижаларига асосланиб бошланғич тўпلامда белгининг чин қиймати ётадиган тор чегараларни аниқлаш жуда қийин. Масалан, нормал тақсимланган тўпلامдаги 10 та бирликларни танлаб текшириш натижасида корреляция коэффициентининг муайян қиймати +0,6 бош тўпلامда унинг чин қиймати +0,9 бўлса ҳам ва аксинча, нолга тенг бўлса ҳам олиниши мумкин. Бундай танланмалар учун масалани сифат ва умумий мантиқ жиҳатдан таърифлаш тўғрироқ бўлади. Бу ҳолда текшириш вазифаси бошланғич тўпلامдаги корреляция меъёрини белгилаш эмас, балки меъёри қандай бўлишидан қатъий назар, тўпلامда корреляция мавжудлиги аниқми, бошқача айтганда, танламада кузатилган корреляция муҳимми, деган масалани ойдинлаштиришдан иборат. Масала моҳиятини бошқа сўзлар билан қуйидагича ифодалаш мумкин: корреляцияни чин меъёри нолга тенг бўлган бошланғич тўпلامдан олинган танланмада кузатилган боғланиш қиймати умуман юзага чиқиши мумкинми ёки йўқ? Агарда бу мумкин эмас деган хулосага келсак, у ҳолда корреляция мавжудлиги жиҳатидан танланма кўрсаткич муҳимдир, гарчи имон комиллик билан унинг ҳақиқий қийматини айта олмасак ҳам.

Шунинг учун кичик танланмаларга бағишланган кўпчилик текширишлар ўзига хос хусусиятга эга. Уларда статистик кўрсаткичларнинг аниқлигини баҳолаш, уларнинг муҳимлигини аниқлаш асосий мақсад деб қаралади. Бундай баҳолашлар учун ишлаб чиқилган усуллар катта танламаларда ҳам қўлланиши мумкин ва ҳақиқатда тез-тез қўлланади.

Айрим ҳолларда улардан асосий қурол сифатида, бошқаларида эса ёрдамчи қўшимча воситалар тарзида фойдаланилади. Иккинчи ҳолда бошланғич тўпلامни таърифловчи кўрсаткичларнинг у ёки бу даражада аниқ қийматларини белгилашга ҳаракат қилинади.

9.2. Танланманинг репрезентативлиги ва уни таъминлайдиган танлаш усуллари

Бош тўплам-бу ўрганиладиган кўп ҳажмли бирликлар мажмуасидир.

Танланма тўплам ёки қисқача танланма - бош тўпламдан кузатиш учун танлаб олинган бирликлар йиғиндиси.

Танланма ўзида бош тўпламнинг муҳим жиҳатларини ифодалаш репрезентативлик деб аталади.

Танланма кузатиш маълумотлари билан бош тўпламни характерлаш уларнинг умийлаштирувчи кўрсаткичлари орқали амалга оширилади. Бунинг учун танланма бош тўпламнинг барча муҳим хусусиятларини ўзида мужассамлаштирган бўлиши керак. Агар танланмада бош тўпламнинг муҳим хусусиятлари намоён бўлса, у репрезентатив дейилади.

Танланма қанчалик репрезентатив бўлишидан қатъи назар бош ва танланма кўрсаткичлар ўртасида доимо тафовутлар бўлади. Чунки бош тўпламда танланмага киритилмаган бошқа бирликлар ҳам бор. Ана шу тафовутлар танланманинг *репрезентативлик хатолари* дейилади. Репрезентативлик хато-

лари икки турга бўлинади:

- 1) тасодифий хатолар;
- 2) систематик (мунтазам) хатолар.

Кузатиш жараёнида кўрсаткичларнинг миқдорларини ўзгартириш кўзланмасдан, шунингдек, кузатиш усуллари ва асбобларининг камчиликлари билан боғлиқ бўлмаган ҳолда йўл қўйилган хатолар тасодифийдир. Масалан, ишчиларнинг кунлик нормаларини бажариш даражаларининг ўртачасини ошириб кўрсатиш кўзланмаган ҳолда танланмада кунлик нормаларини ошириб бажарган ишчиларнинг салмоғи юқори бўлиб қолишидан келиб чиқадиган хатолар тасодифийдир. Танланманинг барча бирликларида тасодифий хатолар турли ишораларни қабул қилади. Бундан уларнинг ўзаро қисқариб кетиш хусусияти келиб чиқади. Демак, катта сонлар қонунига биноан танланманинг миқдори ошган сари тасодифий хатолар камайиб боради.

Репрезентативлик хатоси-танланма умумлаштирувчи кўрсаткичлари билан бош тўпламнинг худди шундай параметрлари орасидаги фарқ (тафовут).

Мунтазам хатолар ўз навбатида кўзланмаган ва кўзланган бўлиши мумкин. Ўлчаш асбобларининг ноаниқлигидан, танлаш ва кузатиш усуллариининг камчиликларидан кўзланмаган мунтазам хатолар келиб чиқади. Кузатиш натижаларини ўзгартириб кўрсатиш мақсадида қилинган хатолар кўзланган мунтазам хатолардир. Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулотларнинг сифатини ошириб кўрсатиш

учун танланмада бош тўпламга нисбатан сифатли маҳсулотларнинг салмоғини сунъий кўпайтириш натижасида мунтазам хато ҳосил бўлади.

Статистикада танланманинг репрезентативлигини таъминлайдиган турлича танлаш усуллари мавжуд бўлиб, улар аввало индивидуал ва сериялаб (ёки гуруҳлаб) танлашга бўлинади. Индивидуал танлашда бош тўпламдан бирликлар алоҳида-алоҳида, сериялаб танлашда эса

улар серияси (гуруҳи) билан олинади. Барча сериялардаги бирликларнинг сонлари тенг ёки турлича бўлишига қараб сериялаб танлаш икки вариантда ўтказилиши мумкин.

Бундан ташқари, танлаш усуллари бош тўпладан бирликларини (серияларини) танлаб олиш принципларига қараб тасодифий, механик ва комбинацион танлашларга бўлинади.

Асл маънода тасодифий танлаш деб, бош тўпламнинг бирликлари учун баб-баробар танлашни эҳтимолини таъминловчи усулга айтилади.

Бош тўпладан бирликлар тасодифий равишда олиниб танланма тузилса, у тасодифий танлаш дейилади. Тасодифий танлаш кура ташлаш ёки қуйидаги тартибда амалга оширилади:

1. Бош тўпламнинг барча бирликлари (ёки сериялари) тартиб билан рақамланади;

2. Қоғоздан бир хил ўлчовдаги билетлар тайёрланиб, барча бирликларнинг тартиб

рақамлари ёзиб чиқилади;

3. Ҳар бир билет алоҳида-алоҳида махсус гильзаларга жойлаштирилади;

4. Гильзалар яшикка солиб аралаштирилади;

5. Яшикдан битта гильза олинади ва ундаги билетга мос келган бирлик (серия) танланмага киритилади.

Шу тартибда бошқа бирликлар ҳам танлаб олинади.

Масалан, институтнинг 1250 та биринчи курс талабаларидан текшириш учун 10 фоизини (125) танлаш зарур бўлсин. Танлашнинг ҳар галда танҳо бирлик (ёки уларнинг сериялаб) танлаб олинишига қараб 1250 (ёки ҳар бир гуруҳдаги талабалар сони 25 тадан деб фараз қилинса, у ҳолда $1250:25=50$) та билет тайёрланади. Яшикдан 125 (ёки сериялаб танлашда 5) та билет олиниб, уларга мос келган барча талабалар танланмага киритилади.

Тасодифий танлаш **такрорланувчи** ёки **такрорланмайдиган** схема-ларда ўтказилиши мумкин. Агар танлаб олинган бирлик (ёки серия) танланмага киритилганидан (яъни зарурий маълумотлар ёзиб олинганидан) кейин яна бош тўпламга қайтарилса ва бундан кейинги танлаш жараёнларида тенг ҳуқуқда қатнашса, танлаш тартиби **такрорланувчи** деб аталади, аксинча, қайтарилмаса, **такрорланмайдиган** схема деб юритилади.

Механик танлаш деб бош тўплам бирликларини маълум тартибда ёзиб чиқиб, сўнгра белгиланган оралиқларда биттадан бирликларни танлаб олишга айтилади.

Бош тўпладан бирликлар (ёки сериялар) маълум оралиқларда танлаб олинса ва танланмага киритилса бундай усул **механик танлаш** деб аталади.

Механик танлашни амалга ошириш учун бош тўпламнинг бирликлари (ёки сериялари) бирор белгиси бўйича (масалан, алфавит, ўсиши, камайиши ва ҳ.к.) тартиб билан жойлаштирилади ва тартиб рақамлари билан нишонланади, сўнгра оралиқ кенглиги аниқланади.

Оралиқ кенглиги (i) бош тўплам ҳажмини (N) танланма ҳажмига (n) бўлиш йўли билан аниқланади., яъни $i=N:n$.

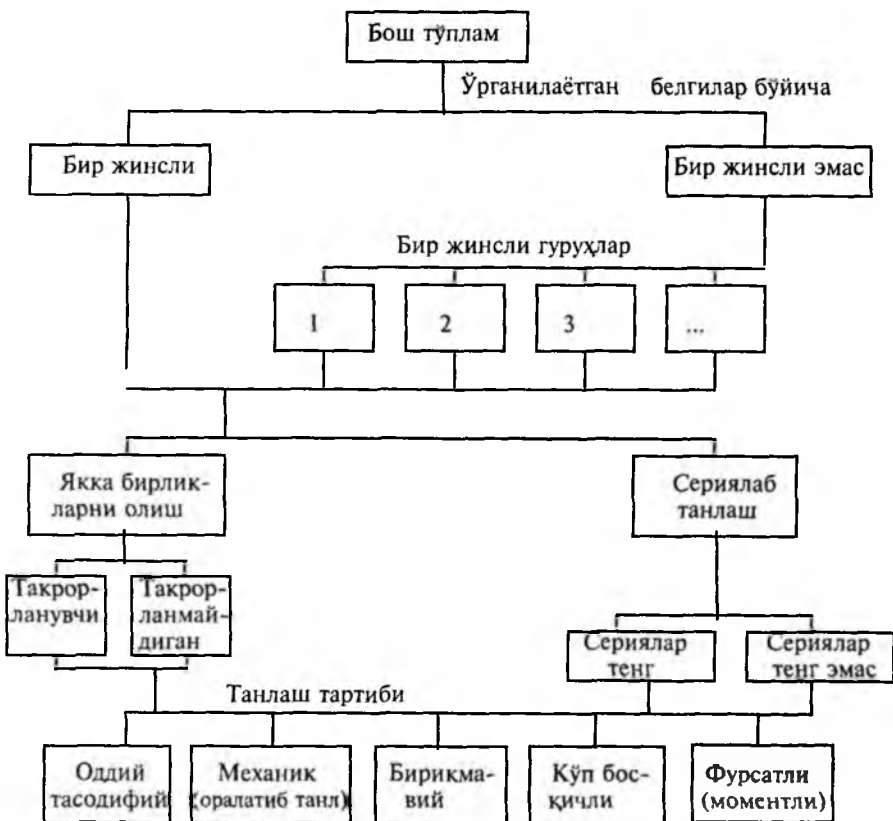
Юқоридаги мисолда $N=1250$, $n=125$ бўлгани учун танлаш оралигининг кенглиги $i=10$. Демак, ҳар 10 та талабадан (ёки гуруҳдан) бири танланмага киритилиши керак. Агар биринчи ўнликдан "к" тартиб рақамли талаба (ёки гуруҳ) олинса, у ҳолда танланма $K, K+10, K+20, K+30$ ва ҳ.к. тартиб рақамларига эга бўлган талабалардан иборат бўлади. Бу мисолда танланма 10 хил ($k=1, \dots, 10$) вариантда тузилиши мумкин.

Механик танлаш моҳиятига кўра фақат такрорланмайдиган схемада бўлади, чунки ҳар сафар танланиши зарур бўлган бирликнинг (ёки гуруҳнинг) тартиб рақами ортиб боради.

Бош тўплам икки қисмга ажратилган бўлиб, улардан бирликлар пропорционал тарзда турли (тасодифий ва механик) усуллар билан танлаб олинса, бундай танлаш комбинацион (бириқмавий) танлаш дейилади.

Бош тўплам урганилаётган белгилар бўйича бир жинсли бўлмаса юқорида кўриб чиқилган танлаш усуллари танланманинг репрезентатив бўлишини таъминлаши гумондан холи эмас. Бундай ҳол-

Танлаш жараёнда турли усуллари босқичма-босқич қўллаб танлаб олиш комбинацион кўп босқичли танлаш деб юритилади.



9.1-тарх. Танлаш усуллари ва уларнинг турлари ҳамда шакллари.

ларда типларга ёки муҳим гуруҳларга ажратиб (ёки районлаштириб) танлаш усулидан фойдаланилади ва у қуйидаги тартибда ўтказилади:

Типологик танлаш-бу бош тўпلامни муҳим гуруҳларга бўлиб, уларнинг ҳар бири ичидан маълум бирликларни тасодифий ёки механик усулда танлаб олишдир.

1) бош тўпلام бир жинсли гуруҳларга ажратилади;

2) ҳар бир гуруҳнинг тўпلامдаги салмоғи аниқланади;

3) ҳар бир гуруҳдан бирликлар уларнинг салмоғига пропорционал равишда тасодифий ёки механик усулда танланади.

Масалан, 10000 та ишчи ойлик иш ҳақи бўйича 5 гуруҳга (жуда юқори, ўртача, паст ва жуда паст) ажратилиб, улар гуруҳлар бўйича қуйидагича тақсимланган бўлсин: 1000, 2500, 3000, 2800 ва 700 (ёки 10, 25, 30, 28 ва 7 процент). Танланмада 500 та ишчи бўлиши учун гуруҳларнинг салмоқларига мос равишда тегишли ҳар бир гуруҳ ичидан 50, 125, 150, 140 ва 35 та ишчи танлаб олинади.

Шундай қилиб, танлаш усуллари ўрганилаётган тўпلامнинг тузилишига ва бирликлар сонига, танлаш тартиби ва шаклларига қараб турли қуринишларда қўлланилиши мумкин (9.1 тарх).

9.3. Танлама кузатиш хатоларини аниқлаш

Таърифга кўра, танламанинг репрезентативлик хатолари (Δa^p) бош (\bar{a}) ва танлама кўрсаткичларнинг (\bar{a}) айирмаларига тенг, яъни $\Delta a^p = \bar{a} - \bar{a}$.

Танланма кузатиш маълумотлари бош кўрсаткичларни аниқлаш учун етарли бўлмаганлиги сабабли унинг репрезентативлик хатоларини ҳисоблаш мумкин эмас. Аммо математик статистикада маълум $p(t)$ эҳтимол (ишонч даражаси) билан хатоларнинг юқори чегараларини аниқлаш усуллари ишлаб чиқилган.

Танланма кўрсаткич хатосининг эҳтимолли чегараси t карра квадратик ўртача хатога тенг.

Ихтиёрий танлама кўрсаткич (a) хатосининг юқори чегараси (Δ_a) унинг ўртача хатоси (μ_a) билан ишонч коэффициентининг (t) кўпайтмасига тенг:

$$\Delta_a = t * \mu_a \quad (9.1)$$

Энди ишонч коэффициенти ва ўртача хатоларни аниқлаш усуллари билан танишиб чиқамиз.

Ишонч коэффициентини аниқлаш. $P(t)$ эҳтимол билан ишонч коэффициенти (t) ўртасидаги боғланиш ушбу интеграл билан ифодаланади:

$$P(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-t}^t e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (9.2)$$

Ишонч коэффициентининг берилган қийматлари учун эҳтимолларни ҳисоблаш жараёнини қулайлаштириш мақсадида улар ўртасидаги боғланишни характерлайдиган жадвал тузилган. Бу жадвал берилган ишонч коэффициентига кўра эҳтимолни ва аксинча исталган эҳтимолга мос келадиган ишонч коэффициентини аниқлаш имконини беради. Амалий ёки ўқув масалалари ечилганда ишонч коэффициентининг асосан қуйидаги қийматлари кенг қўлланилади:

t	1.00	1.96	2.00	2.58	3.00
P(t)	0.683	0.950	0.954	0.990	0.997

Жадвалдан танланманинг миқдори (n) етарлича катта бўлган ҳоллардагина фойдаланиш мумкин. Агар танланманинг миқдори $n \leq 30$ бўлса, у кичик танланма деб юритилади. Кичик танланмалар учун эҳтимол фақат ишонч коэффициентига эмас, балки танланманинг миқдорига ҳам боғлиқ равишда аниқланади. Масалан, $n = 10$ бўлганда:

t	1	2	3
P(t)	0.657	0.923	0.985

Танланма кўрсаткичининг ўртача хатоси - бу бош тўпلامдан у ёки бу усулда кўп танламалар ташкил этиб, уларнинг хатоларидан ҳи-собланган ўртача хатодир.

Танланма кўрсаткичларнинг ўртача хатоларини ҳисоблаш. Танланма кўрсаткичларнинг ўртача хатолари (μ) танлаш усуллари ва шаклларига қараб турлича аниқланади. Ҳозирги пайтда тасодифий ва механик танлаш усуллари барча кўринишлари чуқур ўрганилган бўлиб, амалиётда жуда кенг қўлланилмоқда, аммо бирикмавий танлаш усули

эса етарлича ўрганилмаган.

Куйида белгининг танланма ўртача миқдори ва салмоғининг хатоларини ҳисоблаш формулалари кўриб чиқилади.

Танланма ўртача миқдорнинг (\bar{x}) ўртача квадратик хатоси ($\mu_{\bar{x}}$) танлаш усуллари ва шаклларига қараб қуйидагича ҳисобланади:

Тартиб рақами	Танлаш усуллари ва уларнинг кўринишлари	Танлаш схемалари	
		Такрорланувчи	Такрорланмайдиган
1	Якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$ 9.3
2	Якка тартибда механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$ 9.4
3	Гуруҳлаб (типларга ажратиб) якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}_j}^2}{n}}$	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}_j}^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$ 9.5
4	Гуруҳлаб (типларга ажратиб) якка тартибда механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}_j}^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$ 9.6
5	Сериялаб тасодифий танлаш	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}_j}^2}{n}}$	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}_j}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$ 9.7
6	Сериялаб механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}_j}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$ 9.8

*Эслатма: бош тўпلام ҳажми катта бўлганда, масалан, $N > 500$ формула махраждаги 1 ни ҳисобга олмаслик мумкин. Натижада қавс ичидаги коэффициент қуйидаги ифодага тенг:

Формулаларда фойдаланилган белгилар:

N, n — бош ва танланма тўпلام бирликларининг сони;

S, s — бош ва танланма тўпلامдаги сериялар сони;

σ^2 — танланма дисперсия;

$\bar{\delta}^2$ — ўртача ички гуруҳий дисперсия;

$\sigma_{\bar{x}_j}^2$ — гуруҳлараро (сериялараро) дисперсия.

Танланма дисперсия (σ^2) ва ҳар бир гуруҳнинг дисперсияси 8-бобда кўриб чиқилган тартибда ҳисобланади.

Гуруҳий дисперсияларнинг ўртачаси ва гуруҳлараро дисперсия қуйидагича аниқланади:

$$\bar{\delta}_j^2 = \frac{\sum_{j=1}^k \delta_j^2 n_j}{\sum_{j=1}^k n_j} \quad \sigma_{\bar{x}_j}^2 = \frac{\sum_{j=1}^k (\bar{x}_j - \bar{x})^2 n_j}{\sum_{j=1}^k n_j} \quad (9.9)$$

бу ерда:

n_j — j — гуруҳдаги тўпلام бирликлари сони;

\bar{x}_j — белгининг j — гуруҳдаги ўртача миқдори.

Келтирилган формулалар кўрсатадики, тасодифий ва механик танлашларда кўрсаткичларнинг ўртача квадратик хатолари бир хил бўлиб, типларга ажратиб (гуруҳлаб) танлаш хатолари эса доимо бошқа усулларникидан кичик бўлади. Чунки дисперсияларни қўшиш қоидасига

$$\text{биноан } \sigma^2 = \bar{\delta}_j^2 + \sigma_{\bar{x}_j}^2.$$

Маълумки, $\sigma_{\bar{x}_j}^2 \geq 0$, бундан $\sigma^2 \geq \bar{\delta}_j^2$ эканлиги равшан бўлади.

Энди танланма ўртача миқдори (\bar{x}) ва унинг хатосининг чегарасига ($\Delta_{\bar{x}}$) асосланиб бош ўртача миқдор учун ишонч оралиғини аниқлаш мумкин.

П.Л.Чебишев теоремаси тасдиқлайдики, $P(t)$ эҳтимол билан ушбу тенгсизлик ўринли

$$|\bar{x} - x| \leq \Delta_{\bar{x}}$$

Бундан қуйидаги тенгсизликлар келиб чиқади:

$$\bar{x} - \Delta_{\bar{x}} \leq \bar{x} \leq \bar{x} + \Delta_{\bar{x}} \quad (9.10)$$

Демак, $P(t)$ эҳтимол билан айтиш мумкинки, белгининг бош ўртача миқдори (\bar{x}) ушбу $(\bar{x} - \Delta_{\bar{x}}, \bar{x} + \Delta_{\bar{x}})$ оралиқда ётади.

Ўрганилаётган белгига эга бўлган бирликларнинг (m) танланмадаги салмоғининг ($\omega = \frac{m}{n}$) ўртача хатоси (μ_p) танлаш усуллари ва схемаларига қараб қуйидагича аниқланади:

Тартиб рақами	Танлаш усуллари ва уларнинг кўринишлари	Танлаш схемалари ¹	
		Такрорланувчи	Такрорланмайдиган
1	Якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n}}$	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
2	Якка тартибда механик танлаш	Кулланилмайди	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
3	Типларга ажратиб (гурӯҳлаб) якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n}}$	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
4	Типларга ажратиб (гурӯҳлаб) механик танлаш	Кулланилмайди	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
5	Сериялаб тасодифий танлаш	$\mu_p = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{\omega}}^2}{s}}$	$\mu_p = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{\omega}}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$
6	Сериялаб механик танлаш	Кулланилмайди	$\mu_p = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{\omega}}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$

* Эслатма: бош тўплам катта ҳажмга эга бўлса, масалан, $N > 500$ формула маҳражадаги 1 ни ҳисобга олмас ҳам бўлади. Натижада қавс ичидаги ифода куйидаги

кўринишни олади: $1 - \frac{n}{N}$.

Келтирилган формулаларда белгининг гуруҳлардаги салмоқларининг (ω_j) ўртачаси ($\bar{\omega}$) ва гуруҳлараро дисперсиядан ($\sigma_{\bar{\omega}}^2$) фойдаланилган, яъни:

$$\bar{\omega} = \frac{\sum \omega_j n_j}{\sum n_j},$$

$$\sigma_{\bar{\omega}}^2 = \bar{\omega}(1 - \bar{\omega}) = \frac{\sum (\omega_j - \bar{\omega})^2 n_j}{\sum n_j}.$$

Энди танланма салмоқ (ω) ва унинг чегаравий ўртача хатосига ($\Delta_p = t^* \mu_p$) асосланиб, бош салмоқ (P) учун ишонч оралиғини аниқлаймиз.

П.Л.Чебишев теоремаси тасдиқлашича, $P(t)$ эҳтимол билан ушбу тенгсизлик ўринли

¹ Назарий жиҳатдан формулада p — бош тўпламдаги белги салмоги олиниши керак. Натижада альтернатив белги дисперсияси pq формула суръатида бўлади. Аммо бу кўрсаткич номаълум бўлгани учун амалиётда танлама тўплам альтернатив белги дисперсияси қўлланади. Худди шунга ўхшаб ўртача танлаш хатосини аниқлашда ҳам бош тўплам дисперсиясига назарий жиҳатдан асосланиш керак. Аммо у номаълум бўлгани учун танланма дисперсия қўлланади.

$$|P - \omega| \leq \Delta_p.$$

Бундан

$$\omega - \Delta_p \leq P \leq \omega + \Delta_p$$

ёки

$$(\omega - \Delta_p) * 100\% \leq P(\%) \leq (\omega + \Delta_p) * 100\%$$

тенгсизликлар келиб чиқади.

Демак, $P(t)$ эҳтимол билан айтиш мумкин, белгининг бош салмоғи ушбу $(\omega - \Delta_m, \omega + \Delta_m)$ ёки $(\omega_{100} - \Delta_{m100}, \omega_{100} + \Delta_{m100})$ оралиқда ётади.

Одатда 30 тадан кам бирликларидан ($n < 30$) тузилган танланма кичик танланма деб юритилади.

Эслатма. Кичик танланманинг ўртача хатосини юқоридаги формулалар ёрдамида аниқлаш учун унинг дисперсияси қуйидагича ҳисобланади:

$$\sigma^2_{x..} = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1}$$

Юқорида кўриб чиқилган назарий масалаларни мисолларда тушунтираемиз.

9.1-жадвал

Корхона ишчиларининг иш ҳақи бўйича тақсимоти

Ишчиларнинг ўртача ойлик иш ҳақи бўйича гуруҳлари (минг сўм)	Ишчилар сони
120 гача	50
120-140	250
140-160	400
160-180	200
160 ва ундан юқори	
Жами	1000

1-мисол. Якка бирликларни тасодифий (такрорланувчи) танлаш усули билан 20000 та ишчидан 1000 таси танлаб олинган ва ўртача ойлик иш ҳақиси бўйича гуруҳланган:

Берилган маълумотларга асосланиб:

1. 0,954 эҳтимол билан ишчиларнинг ўртача ойлик иш ҳақиси учун ишонч оралиғи аниқлансин.

2. 0,997 эҳтимол билан 140 минг сўм ва ундан юқори ойлик иш ҳақи олувчи ишчиларнинг салмоғи учун ишонч оралиғи аниқлансин.

Ечиш. 1. Момент усули билан танланмадаги ишчиларнинг ўртача ойлик иш ҳақиси ва унинг дисперсиясини ҳисобласак, улар қуйидагиларга тенг:

$$\bar{x} = 151 \text{ минг сўм ва } \sigma^2 = 419.$$

$$\text{Ўртача танланма хатоси } \mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} = \sqrt{\frac{419}{1000}} = 0.645 \text{ минг сўм.}$$

$p(t) = 0.954$ бўлганда, жадвалдан $t = 2$ топилади, у ҳолда хатонинг чегараси

$$\Delta_x = 2 * 0,645 = 1,29 \text{ минг сўм.}$$

Ишчиларнинг ўртача ойлик иш ҳақиси (\bar{x}) учун ишонч оралиғини аниқлаймиз:

$$151 - 1,29 \leq \bar{x} \leq 151 + 1,29 ,$$

бундан

$$149,71 \text{ минг сўм} \leq \bar{x} \leq 152,29 \text{ минг сўм.}$$

Демак, ишчиларнинг ўртача ойлик иш ҳақиси 0,954 эҳтимол билан 149,71 минг сўмдан 152,29 минг сўмгача оралиқда экан ёки бошқача қилиб айтганда, ишчиларнинг ўртача ойлик иш ҳақиси 151 минг сўм деб қаралса, хато 1,29 минг сўмдан ошмайди.

2. Танланмада 140 минг сўм ва ундан юқори иш ҳақи олувчи ишчиларнинг салмоғи

$$\omega = \frac{m}{n} = \frac{400+200+100}{1000} = 0.7 \text{ ёки } 70\%.$$

Унинг ўртача хатоси

$$\mu_m = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n}} = \sqrt{\frac{0.7(1-0.7)}{1000}} = 0.0145 \text{ ёки } 1,45\%.$$

$P(t)=0.997$ бўлганда, ишонч коэффициенти $t = 3$ бўлиб, хатонинг чегараси $\Delta p = 3 * 0,0145 = 0,0435$ ёки 4,35%.

Тўпلامда 140 минг сўм ва ундан юқори ойлик иш ҳақи олувчи ишчиларнинг салмоғи (p) учун ишонч оралиғи қуйидагича аниқланади:

$$0,7 - 0,0435 \leq p \leq 0,7 + 0,0435 ,$$

бундан $0,6565 \leq p \leq 0,7435$ ёки $65,65\% \leq p\% \leq 74,35\%$.

Шундай қилиб, 0,997 эҳтимол билан 140 минг сўм ва ундан юқори иш ҳақи олувчи ишчиларнинг бош тўпلامдаги салмоғи 65,65% дан 74,35% гача оралиқда эканлигини тасдиқлаш мумкин.

2-мисол. Якка бирликларни механик танлаш усули билан акционер бирлашма ишчиларидан 500 таси (5 фоизи) танлаб олинган. Кузатиш маълумотлари кўрсатдики, танламадаги ишчиларнинг ўртача квадратик тафовути 4,1 йил ва иш стажи 15 йилдан юқори бўлган ишчиларнинг салмоғи 40 фоиз экан. Берилган маълумотларга асосланиб:

1) 0,683 эҳтимол билан ишчиларнинг ўртача иш стажи учун ишонч оралиғи аниқлансин;

2) 0,950 эҳтимол билан иш стажи 15 йилга етмаган ишчиларнинг салмоғи учун ишонч оралиғи аниқлансин.

Ечиш: 1. Бирлашмадаги ишчилар сони:

$$N = \frac{n \cdot 100}{5} = \frac{500 \cdot 100}{5} = 10000 \text{ киши.}$$

Иш стажининг ўртача хатоси

$$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right)} = \sqrt{\frac{4.1^2}{500} \left(1 - \frac{500}{10000}\right)} = 0.18 \text{ йил.}$$

$P(t) = 0.683$ да $t = 1$, у ҳолда хатонинг чегараси:

$$\Delta_x = 1 \cdot 0.18 = 0.18 \text{ йил.}$$

Ишчиларнинг ўртача иш стажи учун ишонч оралиғи

$$10 - 0.18 \leq \bar{x} \leq 10 + 0.18$$

$$9.82 \text{ йил} \leq \bar{x} \leq 10.18 \text{ йил бўлади.}$$

2. Иш стажи 15 йилга етмаган ишчиларнинг танланмадаги салмоғи $100 - 40 = 60$ фоиз ёки $\omega = 0.6$. Унинг ўртача хатоси

$$\mu_{\omega} = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right)} = \sqrt{\frac{0.6(1-0.6)}{500} \left(1 - \frac{500}{100000}\right)} = 0.0675 \text{ ёки } 6.75\%.$$

Салмоқ хатосининг чегараси

$$\Delta_p = 1.96 \cdot 0.0675 = 0.1323 \text{ ёки } 13.23\%.$$

Иш стажи 15 йилга етмаган ишчиларнинг салмоғи (P) учун ишонч оралиғи

$$60 - 13.23 \leq P \leq 60 + 13.23$$

ёки

$$46.77\% \leq P \leq 73.23\%$$

бўлади.

3-мисол. Акционер бирлашманинг 10000 та ишчиси ёши бўйича 4 гуруҳга (типга) ажратилган ва улардан яққа бирликларни тасодифий (такрорланувчи) танлаш усули билан 500 таси танлаб олинган. Кузатиш маълумотлари қуйидагича характерланади:

9.2-жадвал.

Акционер бирлашма ишчиларининг иш стажи бўйича тақсимоти

Ишчиларнинг ёши бўйича гуруҳлари	Заводдаги ишчилар сони		Танланма тупламда		
	Киши	%	Ишчилар сони, киши	Ишчилар ёши бўйича дисперсиялари	Гуруҳлардаги аёллар салмоғи
17-25	2000	20	100	25	0.4
25-40	3000	30	150	200	0.50
40-55	4000	40	200	400	0.3
55 ва ундан юқори	1000	10	50	500	0.2
Жами	10000	100	500	-	-

Берилган маълумотларга асосланиб:

1) ишчиларнинг танланма ўртача ёшининг ўртача хатоси аниқлансин,

2) танланмадаги аёллар салмоғининг ўртача хатоси аниқлансин.

Ечиш. 1. Гуруҳ дисперсияларининг ўртачаси

$$\overline{\delta_j^2} = \frac{\sum \delta_j^2 n_j}{\sum n_j} = \frac{25 \cdot 20 + 200 \cdot 30 + 400 \cdot 40 + 500 \cdot 10}{20 + 30 + 40 + 10} = 275$$

Типларга ажратиб якка тартибда тасодифий (такрорланувчи) танлаш усули учун ишчилар ўртача ёшининг ўртача хатоси бундай аниқланади:

$$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\overline{\delta_j^2}}{n}} = \sqrt{\frac{275}{500}} \approx 0.742 \text{ ёш.}$$

2. Танланмадаги аёлларнинг салмоғи уларнинг гуруҳларидаги салмоқларидан ўртачасига тенг

$$\bar{\omega} = \frac{\sum \omega_j n_j}{\sum n_j} = \frac{0.4 \cdot 20 + 0.5 \cdot 30 + 0.3 \cdot 40 + 0.2 \cdot 10}{20 + 30 + 40 + 10} = 0.37 \text{ ёки } 37\%.$$

Аёллар салмоғининг ўртача хатоси

$$\mu_{\omega} = \sqrt{\frac{\bar{\omega}(1-\bar{\omega})}{n}} = \sqrt{\frac{0.37(1-0.37)}{500}} \approx 0.0215 \text{ ёки } 2,15\%.$$

9.3-жадвал

Универмаг омборидаги 100 партия товар сифатини текшириш натижалари

Товарлар партия-сининг тартиб сони	1-сорт товарларнинг салмоғи	Брак товарларнинг салмоғи
7	0,90	0,02
35	0,85	0,03
51	0,95	-
79	0,93	0,01
87	0,87	0,04

4-мисол. Универмаг омборига бир хил товарлардан 100 партия қабул қилинди. Товарларнинг сифатини аниқлаш учун механик танлаш усули билан уларнинг 5 партияси ажратиб олинди. Танлаб олинган товар партияларини текшириш натижалари қуйидагича характерланади:

Берилган маълумотларга асосланиб:

1). 0,990 эҳтимол билан 1-сорт товарларнинг салмоғи учун ишонч орилиғи аниқлансин;

2). 0,997 эҳтимол билан яроқсиз товарларнинг салмоғи учун ишонч орилиғи аниқлансин.

Ечиш. 1. 1-сорт товарлар салмоғининг ўртачаси

$$\bar{\omega} = \frac{\sum \omega_j}{S} = \frac{0,90+0,85+0,95+0,93+0,87}{5} = 0,90 \text{ ёки } 90\%.$$

Партиялараро (сериялараро) дисперсия

$$\begin{aligned} \sigma_{\omega}^2 &= \frac{(0,90-0,90)^2+(0,85-0,90)^2+(0,95-0,90)^2+(0,93-0,90)^2+(0,87-0,90)^2}{5} = \\ &= \frac{0,0068}{5} = 0,00136. \end{aligned}$$

1-сорт товарлар салмоғининг ўртача хатоси

$$\mu_{\omega} = \sqrt{\frac{\sigma_{\omega}^2}{S} \left(1 - \frac{s-1}{S-1}\right)} = \sqrt{\frac{0,00136}{100} \left(1 - \frac{5-1}{100-1}\right)} \approx 0,016 \text{ ёки } 1,6\%.$$

$P(t) = 0,990$ да $t = 2,58$ бўлиб, хатонинг чегараси

$$\Delta_p = \pm 2,58 \cdot 0,00136 + 0,0403 \text{ ёки } 4,03\%.$$

1-сорт товарлар салмоғи учун ишонч орилиғи

$$0,90 - 0,0403 \leq p \leq 0,90 + 0,0403$$

бундан

$$0,8597 \leq p \leq 0,9403$$

ёки

$$85,97\% \leq p \leq 94,03\%.$$

Демак, 0,990 эҳтимол билан айтиш мумкинки, 1-сорт товарларнинг салмоғи 85,97 фоиздан кам ва 94,03 фоиздан ортиқ эмас экан.

2. Яроқсиз товарларнинг салмоғи учун ишонч орилиғи қуйидагича аниқланади:

$$\bar{\omega} = \frac{\sum \omega_j}{S} = \frac{0,02+0,03+0,01+0,04+0,00}{5} = 0,02 \text{ ёки } 2\%.$$

$$\begin{aligned} \sigma_{\omega}^2 &= \frac{(0,02-0,02)^2+(0,03-0,02)^2+(0-0,02)^2+(0,01-0,02)^2+(0,04-0,02)^2}{5} = \\ &= \frac{0,0010}{5} = 0,0002. \end{aligned}$$

$$\mu_{\omega} = \sqrt{\frac{0,0002}{5} \left(1 - \frac{5-1}{100-1}\right)} \approx 0,006$$

$P(t) = 0,997$ да, $t = 3$ бўлиб,

$$\Delta_p = 3 \cdot 0,006 = 0,018 \text{ ёки } 1,8\%.$$

У ҳолда

$$0,02 - 0,018 \leq p \leq 0,02 + 0,018,$$

бундан

$$0,002 \leq p \leq 0,038$$

ёки

$$0,2\% \leq p \leq 3,8\%.$$

Шундай қилиб, брак товарларнинг салмоғи 0,2 ва 3,8 фоиз орилиғида экан.

9.4. Танланманинг зарурий миқдори аниқлаш

Юқорида танланма кўрсаткичларнинг хатоларини ҳисоблаш усулларини кўриб чиқдик. Энди унга тескари бўлган масalani ечиш йўли билан танишамиз, яъни бирор танланма кўрсаткичнинг хатоси (Δ) $P(t)$ эҳтимол билан берилган миқдордан (Δ_0) ошиб кетмаслиги учун танланмага камида қанча birlikлар олиниши зарурлигини аниқлаймиз. Ушбу масала қуйидаги тенгсизликдан фойдаланиб ечилади:

$$\mu \leq \Delta_0 \leq \mu$$

Танлаш усули ва шаклига биноан кўрсаткичнинг ўртача хатосини (μ) ҳисоблаш формуласи аниқланиб, тенгсизликка қўйилади ва ундан танланманинг зарурий миқдори аниқланади.

1. Танланма ўртача миқдор хатосининг чегарасига ($\Delta_{\bar{x}}$) асосланиб, тасодифий танлаш усули учун танланманинг зарурий миқдори қуйидагича аниқланади:

Танлаш такрорланувчи схемада ўтказилса,

$$t\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \Delta_{\bar{x}},$$

бундан

$$n \geq \frac{t^2 \sigma^2}{\Delta_{\bar{x}}^2}$$

Бу тенгсизликдан кўринадики, танланманинг миқдори камида

$$n = \frac{t^2 \sigma^2}{\Delta_{\bar{x}}^2}$$

бўлиши керак экан.

Танлаш такрорланмайдиган схемада ўтказилса,

$$n = \frac{t^2 \sigma^2 N}{\Delta_{\bar{x}}^2 N + t^2 \sigma^2}$$

Ишонч коэффициенти (t) эҳтимолга кўра жадвалдан топилади. Аммо белгининг танланма дисперсияси номаълум бўлиб, уни ҳисоблаш учун маълумотлар йўқ бўлса, дисперсия, тақрибан олдин ўтказилган худди шунга ўхшаш текширишларнинг натижаларига ёки синовлар ўтказиш йўли билан чамалаб аниқланади.

Мисол. $N = 10000$, $P(t) = 0,997$ ($t = 3$), $\sigma^2 = 80$ ва $\Delta_{\bar{x}} = 2$ бўлганда танлаш схемасига қараб,

$$n = \frac{t^2 \sigma^2}{\Delta_{\bar{x}}^2} = \frac{3^2 \cdot 80}{2^2} = 180 \quad (9.11)$$

ёки

$$n = \frac{t^2 \sigma^2 N}{\Delta_{\bar{x}}^2 N + t^2 \sigma^2} = \frac{3^2 \cdot 80 \cdot 10000}{2^2 \cdot 10000 + 3^2 \cdot 80} = 177. \quad (9.12)$$

Демак, 0,997 эҳтимол билан танланма ўртачанинг хатоси 2 дан ошмаслиги учун якка тартибда тасодифий танлаш усули билан камида 180 та (такрорланувчи шаклда) ёки 177 та (такрорланмайдиган шаклда) бирликлар олиниши керак.

2. Салмоқнинг хатосига (Δ_p) асосланиб, якка тартибда тасодифий танлаш усули учун танланманинг зарурий миқдори қуйидагича аниқланади:

$$n = \frac{t^2 \omega(1-\omega)}{\Delta_p^2} \quad (\text{такрорланувчи}) \quad (9.13)$$

ва

$$n = \frac{t^2 \omega(1-\omega)N}{\Delta_p^2 N + t^2 \omega(1-\omega)} \quad (\text{такрорланмайдиган}) \quad (9.14)$$

Мисол. $N = 10000$, $P(t) = 0.954$ ($t = 2$), $\omega = 0.5$ ва $\Delta_p = 0,08$ бўлганда танлаш шаклига қараб,

$$n = \frac{t^2 \omega(1-\omega)}{\Delta_p^2} = \frac{2^2 * 0,5(1-0,5)}{0,08^2} = 157$$

ёки

$$n = \frac{t^2 \omega(1-\omega)N}{\Delta_p^2 N + t^2 \omega(1-\omega)} = \frac{2^2 * 0,5(1-0,5) * 10000}{0,08^2 * 10000 + 2^2 * 0,5(1-0,5)} = 154.$$

Бошқа танлаш усуллари учун танланманинг зарурий миқдори худди юқоридагига ўхшаш тартибда аниқланади.

9.5. Танланма кузатиш маълумотларининг бош тўпلامга тарқатиши

Ҳар қандай танланма кузатишдан мақсад, унинг натижалари билан бош тўпلامни характерлашдир. Танланма кузатиш маълумотлари бош тўпلامга қуйидаги икки усул орқали тарқатилади.

1. Қайта ҳисоблаш усули. Фараз қилайлик, танланма кузатиш ўтказилиб бирор белгининг ўртача миқдори (\bar{x}) ва салмоғи (P) учун ишонч оралиқлари аниқланган:

$$\bar{x} - \Delta_{\bar{x}} \leq \tilde{x} \leq \bar{x} + \Delta_{\bar{x}}$$

ва

$$\omega - \Delta_p \leq P \leq \omega + \Delta_p$$

Тенгсизликлар бош тўпلام миқдорига (N) кўпайтирилса, белги қийматларининг (x) йиғиндиси ($\bar{x}N$) ва ўрганилаётган белгига эга бўлган бирликларнинг миқдори (PN) учун ишонч оралиқлари

$$\bar{x}N - \Delta_x N \leq \tilde{x}N \leq \bar{x}N + \Delta_x N$$

ва

$$\omega N - \Delta_p N \leq PN \leq \omega N + \Delta_p N$$

ҳосил бўлади.

Бу миқдорларнинг хатолари $P(t)$ эҳтимол билан мос равишда $\Delta_x N$ ва $\Delta_p N$ дан ошмайди.

Мисол. 1-масалада ишчиларнинг ўртача ойлик иш ҳақи учун ишонч оралиғи

$$149,71 \text{ минг сўм} \leq \bar{x}N \leq 152,29 \text{ минг сўм}$$

аниқланган эди. Агар тенгсизлик бош тўплам миқдорига $N=20000$ кўпайтирилса, у ҳолда ойлик иш ҳақи фонди ($\bar{x}N$) учун ишонч оралиғи

$$2994200 \text{ минг сўм} \leq \bar{x}N \leq 3045800 \text{ минг сўм}$$

ҳосил бўлади. Ойлик фондининг хатоси $p(t) = 0,945$ эҳтимол билан

$$\Delta_{\bar{x}}N = 1,29 * 20000 = 25800 \text{ минг сўмдан ошмайди.}$$

Шу масалада 140 минг сўм ва ундан юқори ойлик маош олувчи ишчиларнинг салмоғи учун ҳам ишонч оралиғи

$$0,6565 \leq P \leq 0,7435$$

аниқланган эди. Бундан 140 минг сўм ва ундан юқори ойлик маош олувчи ишчиларнинг сони (PN) учун ишонч оралиғини

$$13130 \leq PN \leq 14870 \text{ киши}$$

ҳосил қилиш мумкин.

Бу ерда йўл қўйилган хато $P(t) = 0,997$ эҳтимол билан

$$\Delta_p N = 0,0435 * 20000 = 870 \text{ кишидан ошмайди.}$$

2. Коэффициентлар усули. Баъзи ҳолларда ёппасига кузатиш маълумотлари танланма кузатиш усули билан текшириб кўрилади ва унга тегишли ўзгартиришлар киритилади.

Масалан, туман аҳолисидаги қорамолларнинг сони хўжалик дафтарига асосан N та бўлсин. Буни текшириб кўриш учун туманнинг айрим жойларида назорат текширишлар ўтказилади. Назорат текширишлар кўрсатадики, бу жойларда аҳолидаги қорамолларнинг сони хўжалик дафтарлари бўйича n та бўлиб, ҳақиқатда nF та экан. У ҳолда туман аҳолисидаги қорамолларнинг умумий сони ушбу $k = nF/n$ коэффициентга биноан ўзгартирилади, яъни:

$$N' = kN = \frac{n'}{n} N.$$

Мисол учун текшириш ўтказилаётган туман аҳолисидаги сигирларнинг сони хўжалик дафтарлари бўйича $N = 8000$ та бўлиб, назорат текширишлар натижасида аниқланадики, $n = 400$, $n' = 402$. У ҳолда тузатиш коэффициенти $K = 402 : 400 = 1,005$, сигирлар сони:

$$N' = KN = 1,005 * 8000 = 8040 \text{ та бўлади.}$$

Демак, туман аҳолисидаги сигирларнинг сони хўжалик дафтарларидагига нисбатан ҳақиқатда 40 та кўп экан.

9.6. Гипотезаларни статистик текшириш асослари

Гипотеза тушунчасининг луғавий маъноси шундан иборатки, у грекча *hypothesis* - асос, фараз сўздан олинган бўлиб, бирор ҳодиса ҳақида олдиндан билдириладиган, тажрибада текшириш ва назарий асосланиш талаб қилувчи илмий тахминни англатади.

Бош тўплам белгиларини танланма маълумотлари асосида репрезентативлик хатосини ҳисобга олиб баҳолашни юқорида кўриб чиқдик. Бошқа ҳолларда бош тўплам хоссалари — ўртача миқдори, дисперсияси, тақсимот характери, ўзгарувчан белгилар орасидаги боғланиш шакли ва зичлиги ва ҳ.к. ҳақида илмий тахмин билдирилади. Гипотезани текшириш учун эмпирик (амалда кузатилган) маълумотлар фаразий (назарий) лари билан таққосланиб, улар ўртасида уйғунлик (мослик) мавжуд ёки йўқлиги аниқланади. Агарда солиштирилаётган миқдорлар орасидаги фарқ тасодифий хатолар чегараларидан ташқарига чиқмаса, гипотеза қабул қилинади. Бу билан гипотеза тўғрилиги ҳақида ҳеч қандай хулоса қилинмайди, албатта. Сўз таққосланаётган маълумотлар ўртасида ўзаро уйғунлик борлиги устида боради, холос.

Тасодифий танланма кузатишлар натижасида олинadиган маълумотлар статистик гипотезаларни текшириш учун асосий замин ҳисобланади. Шу жиҳатдан гипотезаларни баҳолаш қандай тўпламга нисбатан реалми ёки фаразийми — амалга оширилаётгани бари бирдир, бунинг аҳамияти йўқ.

Бу эса мазкур усулни нафақат танланма текширишларда, шу билан бирга асл маъноси билан улардан фарқ қилувчи тажриба — эксперимент, кичик ҳажмли ёппасига кузатиш каби текширишлар натижаларини баҳолаш ва таҳлил қилишда қўллаш учун йўл очади. Бундай ҳолларда аниқланган қонуният тасодифият таъсири остида эмаслигини, қанчалик у ўрганилаётган тўплам учун характерли, асосли бўлишини текшириб чиқиш тавсия қилинади.

Айниқса, социал ва илмий техника тараққиёти статистикасида гипотезаларни текшириш усуллари кенг қўлланади. Улар ёрдамида турли тўплам (гурух) ларни таърифловчи ўртача, нисбий миқдорлар ва ҳ.к. кўрсаткичлар ўртасидаги фарқлар ва боғланишларнинг муҳимлиги баҳоланади.

Статистик гипотеза танланма маълумотлари асосида текшириш мумкин бўлган бош тўплам хоссаси ҳақида олдиндан айтилган илмий тахминдир.

Статистик гипотеза деб танланма маълумотларига асосланиб текшириш мумкин бўлган бош тўплам хоссаси ҳақидаги тахминга айтилади. У лотинча *H* ҳарфи билан одатда белгиланади. Масалан, бош тўплам ўртача кўрсаткичи бирор миқдорга тенг $H : \bar{x} = \alpha$ ёки ундан катта $H : \bar{x} > \alpha$ ёки ундан кичик $H : \bar{x} < \alpha$ ёки тенг эмас

$H : \bar{x} \neq \alpha$ деб фараз қилиш мумкин.

Бош тўпламнинг миқдорий белгилари (параметрлари) ҳақидаги статистик тахминлар параметрик гипотезалар, унинг тақсимотлари ҳақида

ги фаразлар **нопараметрик гипотезалар** деб юритилади. Танланма маълумотларига асосланиб бош тўплам хоссалари ҳақидаги статистик хулоса чиқаришда кўпинча нол-гипотеза ишлатилади.

Нол-гипотеза — иккита тўплам таққосланадиган белгиларига қараб бир бирдан фарқ қилмайди деб айтилган тахминдир: $H_0 : \bar{x}_1 = \bar{x}_2$.

Бир ёки бир нечта белгиларига қараб таққосланаётган иккита тўплам бир бирдан тафовут қилмайди деб билдирилган тахмин нол-гипотеза деб аталади. Шу билан бирга фараз қилинадик, солиштирилаётган миқдорлар аслида бирдай бўлиб, бир бирдан фарқ қилмайди, аммо тажрибада танланма текшириш натижасида олинган қийматлари ўртасидаги тафовут тасодифий характерга эга. Масалан, $H_0 : \bar{x}_1 = \bar{x}_2$.

Демак, нол-гипотеза заминиде тўпламлар ўртасида мунтазам фарқлар бўлиши ёки бир белги иккинчисига мунтазам таъсир этиши учун объектив сабаблар йўқ деган мулоҳаза ётади.

Муқобил гипотеза — бу таққосланаётган иккита тўплам кўрсаткичлари орасида муҳим фарқ мавжуд деб айтилган тахмин. $H_1 : \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$.

Нол-гипотеза мантиққа зид хусусиятга эга. Унинг ажабланарли жиҳати шундаки, у ўз моҳиятига бутунлай қарама-қарши фикрни — муқобил гипотезани текшириш учун хизмат қилади.

Нол-гипотеза ҳаққоний бўлиши мумкин бўлган тақдирда ҳам танланма бўйича олинган натижа эҳтимоли кичик бўлса, у тасодифият гирдобидан чиқмаса, муайян нол-гипотеза инкор қилиниб, муқобил гипотеза H_1 қабул қилинади, яъни $H_1 : \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$ деб ҳисобланади.

Масалан, истеъмол функциясини таҳлил қилишда истеъмолга мойиллик ва бозор баҳосининг функцияси деб қараладиган талаб чегаралари ҳақида нол ва муқобил гипотезалар қуйидаги кўринишда ёзилади:

	Нол-гипотеза	Муқобил гипотеза
Истеъмолга мойиллик		
чегаралари ҳақида	$H_0 : \frac{dC}{dY_d} = 0$	$H_1 : \frac{dC}{dY_d} \neq 0$
Бозор баҳосидан функция		
деб ифодаланган талаб ҳақида	$H_0 : \frac{dq_d}{dP} = D'(P) = 0$	$H_1 : \frac{dq_d}{dP} \neq D'(P) \neq 0$

Бу ерда: dC — истеъмол ҳажмининг орттирмалари;
 dY_d — иқтисодийёт барқарорлигида миллий даромад орттирмалари;
 dq_d — барқарорлик шароитида талаб орттирмалари;
 dP — шундай шароитда баҳо орттирмалари.

Нол-гипотеза инкор қилинишига олиб келадиган танланма бўйича аниқланган натижа бўлиши мумкин эмаслиги ёки кам эҳтимоллигини белгилловчи чегара одатда $\alpha = 0,05$ яъни 5% ёки 0,01 ёки 0,001 деб ҳисобланади. Агарда "уч сигма" қоидасига биноан иш тутилса, хато эҳтимоллик даражаси $\alpha = 0,0027$ тенг бўлиши керак. Аммо мазкур хато эҳтимоллиги даражаси учун мезон қийматлари камдан-кам аниқланади: одатда улар 0,05; 0,01; 0,001 хато эҳтимолликлари учун ҳисобланади, статистик - математик жадвалларда келтирилади.

Статистик мезон — бу текширилаётган нол-гипотезани инкор қилиш ёки қилмасликни белгилловчи қоидадир.

Статистик мезон деганда текширилаётган гипотезани инкор қилиш ёки қилмаслик шарт-шароитларини белгилловчи қоида (тартиб) тушунилади.

У фараз қилинаётган тахмин ҳақиқий маълумотларга зид келиши ёки келмаслигини аниқлайди.

Статистик гипотезаларни текшириш жараёни қуйидаги изчил босқичлардан таркиб топади.

• Текширишдан кўзланган мақсад статистик гипотеза кўринишида таърифланади;

• гипотезанинг статистик тавсифи олинади;

• бўлиши мумкин бўлган нотўғри ечимлар (қарорлар) ва уларнинг оқибатларини таҳлил қилиш йўли билан синаладиган ва муқобил гипотезалар белгиланади;

• ўринли қийматлар доираси, критик доира ҳамда статистик мезоннинг (t, F, X^2) тегишли жадвалдаги критик қийматлари аниқланади;

• статистик мезоннинг ҳақиқий қиймати ҳисобланади;

• мезоннинг ҳақиқий ва критик қийматларини таққослаш йўли билан синалаётган гипотеза текширилади ва олинган натижага қараб у ёки инкор этилади, ёки инкор этилмайди.

Бирор мезон ёрдамида гипотезаларни текшириш натижасида икки хил хатога йўл қўйилиши мумкин:

1) нол-гипотеза нотўғри инкор этилади: 1-нчи тоифадаги хато;

2) нол-гипотеза нотўғри қабул қилади: 2-нчи тоифадаги хато.

Ҳақиқатда нол-гипотеза тўғри бўлатуриб, у инкор этилса ва муқобил гипотеза қабул қилинса, биринчи тоифадаги хатога йўл қўйилади. Ва аксинча, бундай шароитда нол-гипотеза тўғри деб қабул қилинса, иккинчи тоифадаги хато юзага чиқади. Масалан, янги техника самарали деб топилган, ваҳоланки ҳақиқатда у эскисидан фарқ қилмайди — бу биринчи тоифадаги хатога мисол бўлади. Шундай бўлатуриб, нол-гипотеза инкор этилмаган ва натижада янги техника гўё яхши деб қарор қабул қилинган — бу ҳолда 2-нчи тоифадаги хато ўрин топади.

Нотўғри ечимларга мос келувчи эҳтимоллар тегишли тартибда 1 нчи тавокал ва 2-нчи тавокал деб аталади. Биринчи тавокалда хато эҳтимоли α , иккинчисида эса у β билан ифодаланади. Одатда α қиймати белгилаб қўйилади ва β - қийматини кичиклаштиришга ҳаракат

қилинади. 1-β эҳтимол мезон қудрати деб аталади: у қанчалик катта бўлса, шунчалик иккинчи тоифали хато эҳтимоли кичикдир.

Муқобил гипотеза H_1 турлича таърифланиши мумкин. Бу масала фаразий миқдордан қандай четланишлар — ижобий, салбий ёки иккалови ҳам бизни кўпроқ хавотирлантиришига боғлиқ. Шунга қараб, муқобил гипотезаларни қуйидагича ифодалаш мумкин:

$$H_1 : \bar{x} > a; H_1 : \bar{x} < a; H_1 : \bar{x} \neq a.$$

Муқобил гипотезани таърифлаш шаклига қараб, статистик мезон учун критик доира билан ўринли қийматлар доирасининг чегаралари белгиланади.

Критик доира — бу статистик мезон критик қийматларининг шундай доирасики, унинг эҳтимоли ўзгариши билан нол-гипотеза ҳам ҳар хил мантиқ ва қийматга эга бўлади ва у ҳақида турлича ечим олиш мумкин бўлади.

Ўринли критик қийматлар доираси бу шундай доираки, унинг чегарасида мезон ҳақиқий қиймати бўлиши нол гипотеза инкор қилинмаслигини аниқлатади..

Муқобил гипотеза таърифланиш шаклига қараб, критик доира бир ёқлама ёки иккиёқлама (унгёқлама ёки чапёқлама) бўлиши мумкин. Биринчи ҳолда у қуйи ва юқори чегаралари t (масалан, 0.1-0.8), иккинчисида эса битта — қуйи ва юқори чегарага (масалан, 0.1дан катта ёки 0.8 дан кичик) эга бўлади.

Ўринли қийматлар доираси — нол гипотеза унинг ичида бўлиши эҳтимоллиги (яъни инкор этилмаслигини), критик доира эса гипотеза унинг чегарасидан ташқарида бўлиш эҳтимоллигини (яъни инкор этилишини) аниқлатади.

Критик доира деб шундай доирага айтиладики, статистик мезон қиймати унинг ичида бўлиши нол-гипотеза H_0 тафовутланишига ва у ҳақида ҳар хил ечимлар қабул қилинишига олиб келади. Бу доирада мезон қийматининг бўлиш эҳтимоли текширишда қабул қилинган муҳимлик даражасига тенг, яъни

$$\alpha = 0,1; \alpha = 0,01; \alpha = 0,001.$$

Ўринли қийматлар доираси критик даража ҳақидаги тушунчани тўлдиреди. Агарда мезон қиймати ўринли қийматлар доираси (чегарасида) бўлса, бу ҳолда нол гипотеза ҳақиқий маълумотларга зид эмаслиги (яъни инкор қилинмаслиги) ҳақида дарак беради.

Критик ва ўринли қийматлар доираларини бир-биридан ажратиб турадиган нуқталар критик нуқталар ёки критик доиранинг чегаралари деб аталади. Муқобил гипотеза таърифланиш шаклига қараб, критик доира бир ёқлама ёки иккиёқлама (унгёқлама ёки чапёқлама) бўлиши мумкин. Биринчи ҳолда у қуйи ва юқори чегаралари t (масалан, 0.1-0.8), иккинчисида эса битта — қуйи ва юқори чегарага (масалан, 0.1дан катта ёки 0.8 дан кичик) эга бўлади.

Агарда ҳақиқий маълумотлар асосида ҳисоблаб топилган мезон қиймати критик доирада бўлса, нол гипотеза инкор қилинади, чунки у ҳақиқий маълумотларга зид келади.

9.7. Тақсимот қонуни ҳақидаги гипотезани баҳолаш

Вариация қаторларини таҳлил қилишдан кўзланандиган муҳим масалалардан бири тақсимот қонуниятлари ва унинг характерини аниқ-

лашдан иборат. Бунинг учун етарли даражада катта ҳажмли тўплалар учун бундай қаторларни тузиш керак. Шу билан бирга гуруҳлар сони ва оралигининг кенглигини тўғри белгилаш ҳам катта аҳамиятга эга.

Тақсимот қонуниятининг характери, типи деганда вариацияни аниқловчи шарт-шароитларни унда акс этиши назарда тутилади. Бунда сўз сифатан бир жинсли ҳодисалар тақсимотлари устида бораётир, албатта.

Тақсимот қонунияти типини белгиловчи умумий шарт-шароитлар ҳодиса моҳияти ва хоссаларини таҳлил қилиш йўли билан ўрганилади. Демак, тақсимот назарий типи ҳақида бирор илмий гипотеза билдириш лозим. Назарий тақсимот аналитик шаклда ифодаланиши мумкин. Бу ҳолда тақсимот вариацион қатордаги такрорланишлар (бирликлар) сони билан тегишли белги қийматларини ўзаро боғлайдиган формула орқали таърифланади. Бундай алгебраик формулалар тақсимот назарий эгри чизигини аниқлайди ва тақсимот қонунлари деб юритилади. Нормал тақсимот қонуни қуйидаги тақсимланиш зичлиги функцияси деб юритилувчи формула билан ифодаланади:

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\bar{x})^2}{2\sigma^2}}$$

Демак, нормал тақсимоти эгри чизиги арифметик ўртача ва дисперсияга боғлиқдир. Танланма асосида тузилган ҳақиқий тақсимотнинг ушбу нормал тақсимот қонунига мувофиқлигини аниқлаш учун бу ҳақда гипотеза билдирилади ва у К.Пирсон χ^2 (хи квадрат) мезони ёрдамида текширилади.

Кузатилган тақсимот нормал тақсимот қонунига бўйсунганини белгилаш учун ҳақиқий тақсимот бирлик (вариант)лар сонини уларнинг назарий сони билан таққослаш керак.

Шундай қилиб, ҳақиқий (эмпирик) тақсимотни нормал тақсимот қонунига мувофиқлиги ҳақидаги гипотезани текшириш учун ҳақиқий тақсимот такрорланишлари сонини нормал тақсимот назарий такрорланишлар сони билан солиштириш керак. Бунинг учун ҳақиқий маълумотлар асосида нормал тақсимланиш учун назарий такрорланишлар сонини аниқлаш керак, яъни

$$\hat{f} = \frac{ni}{\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} = \frac{ni}{\sigma} \varphi(t) \quad (9.13)$$

бу ерда: n — танланма ҳажми;

i — қатор оралиқ кенглиги ($i_{гр} = x_{\max} - x_{\min}$);

$t = \frac{x-\bar{x}}{\sigma}$ ҳақиқий қаторда белгининг нормаллаштирилган тавофуллари;

π — узгармас сон ($\pi = 3,1415\dots$; (айланма узунлигининг диаметрига нисбати);

e — натурал логарифм асоси, ўзгармас сон ($e = 2,71828\dots$);

$$\sigma \text{ — квадратик ўртача тафовут, } \sigma = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n}}$$

$$\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} \text{ — қийматлари махсус жадвалда берилган.}$$

Нормал тақсимот назарий такрорланишлар сонини ҳисоблаш алгоритми қуйидаги босқичлардан иборат:

1-босқич — берилган танланма тақсимот маълумотлари асосида бел-

ги (варианта - x) нинг арифметик ўртача қиймати $\bar{X} = \frac{\sum x_i f_i}{\sum f_i}$ ва унинг

квадратик ўртача тафовути $\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2 f_i}{f_i}}$ ҳисобланади.

2-босқич — нормаллаштирилган тафовутлар $t_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}$ ҳисобланади.

3-босқич $\varphi(t)$ —тақсимот функцияси жадвалидан тегишли t_i қийматларига мос функция қийматлари белгиланади.

4-босқич — нормал тақсимот вариантларининг назарий такрорланиш сонлари (\hat{f}) (9.13) формула бўйича аниқланади, яъни

$$\hat{f} = \frac{ni}{\sigma} * \varphi(t) \quad (9.14)$$

5-босқич. Сўнгра ҳақиқий тақсимот нормал тақсимланишга мослигини баҳолаш учун К. Пирсон X^2 мезони ҳисобланади. Бу мезон қуйидаги формула билан ифодаланади:

$$X^2_{\text{хак}} = \frac{(f_1 - \hat{f}_1)^2}{\hat{f}_1} + \frac{(f_2 - \hat{f}_2)^2}{\hat{f}_2} + \dots + \frac{(f_k - \hat{f}_k)^2}{\hat{f}_k} = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - \hat{f}_i)^2}{\hat{f}_i} \quad (9.15)$$

бу ерда: k — тақсимот гуруҳлари (варианталар) сони;

f_i — гуруҳдаги birlikларнинг ҳақиқий сони;

\hat{f}_i — уларнинг назарий сони.

Ҳақиқий тақсимот нормал тақсимотга мос келиши ҳақидаги гипотеза X^2 (хи квадрат) мезон ёрдамида текширилади.

X^2 - нинг қийматлари нолдан чексизгача ўсиши мумкин. Шунга мос равишда унинг эҳтимоли 1 дан 0 гача камаяди. Агарда $X^2 = 0$ бўлса, у вақтда $f_{\text{хак}} = \hat{f}$ яъни гуруҳнинг ҳақиқий birlikлар сони нормал тақсимот назарий сонига тенг бўлади.

Ҳақиқий қийматлар назарий қийматлардан қанчалик фарқ қилса, X^2 - нинг қиймати шунчалик катта бўлади. X^2 - нинг ҳар бир қий-

матига аниқ эҳтимол P мос келади, шу билан бирга X^2 - қанчалик катта бўлса, унинг эҳтимоли шунчалик кичик бўлади. X^2 ва унга мос эҳтимол орасидаги муносабат анча мураккаб бўлгани сабабли мазкур мезонни тажрибада қўллаш учун тайёр жадвалдан фойдаланилади. Булардан бири 5-иловада келтирилган. Бу 5 - жадвалнинг чап устунда озодлик даражалари, ўнг устунларида эса X^2 -нинг турли эҳтимоллар ва турли озодлик даражалари учун чегаравий қийматлари берилган.

Амалда X^2 -нинг маълум қийматига эҳтимолнинг қандай қиймати мос келишини билиш унчалик муҳим бўлмасдан, балки X^2 нинг ҳисоблаб топилган қиймати қай даражада муҳимлигини билиш уринлидир.

Бу ерда шуни эслатиб ўтамикки, тақсимот бирор миқдорий белгисининг (параметр) эркин даражалар сони деганда уни топишда қатнашаётган ўзаро боғлиқ бўлмаган миқдорлар сони назарда тутилади ва у грекча ν (ни) ҳарфи билан белгиланади.

Эркин даражалар сони—тўпلام кўрсаткичларини топишда қатнашадиган ҳеч қандай боғловчи шартларга эга бўлмаган эркин миқдорлар сонидир.

Эркин даражалар сони тўпلام параметрини топишда қатнашадиган миқдорларнинг умумий сонидан шу миқдорларни боғловчи шартлар сонини айрилганига тенг. Масалан,

дисперсия битта шарт (яъни $\sum_{i=1}^n f_i(x_i - \bar{x}) = 0$

билан боғланган n — та айирма бўйича ҳисоблангани учун унинг эркин даражалар

сони $\nu = n - 1$ бўлади, ўртача миқдорлар ҳеч қандай шарт билан боғланмаган n -та варианта бўйича ҳисобланади, шунинг учун ўртача миқдор озодлик даражаси $\nu = n$ бўлади.

Нормал тақсимот қонуни учта (танланма ҳажми - n , танланма ўртача миқдор - \bar{x} ва унинг квадратик тавофути - σ) параметр билан характерланади (уларнинг ўзаро боғланиши бу қонун учун учта шарт ҳисобланади). Шунинг учун нормал тақсимот қонунининг эркин даражалар сони $\nu = n - 3$ бўлади ёки n бирликлар K - та гуруҳларга бўлингани учун

$$\nu = K - 3 \quad (9.16)$$

X^2 мезони масаласига қайтиб, ундан амалда фойдаланиш тартибини кўриб чиқамиз.

Ҳақиқий тақсимот нормал тақсимотга мослигини X^2 мезони ёрдамида баҳолаш масаласини қараб чиқишни давом эттирамиз.

Бунинг учун ҳақиқий ва ҳисоблаб топилган назарий тақсимот бирликлари сони орасида ҳеч қандай фарқ йўқ деган нол гипотеза билдирамиз. Уни текшириш учун 5 иловадаги жадвалга яна мурожаат этамикки. Бу жадвалдаги X^2 нинг қийматлари чегара қийматлар бўлиб, бу қийматларгача бўлган X^2 мезоннинг барча ҳисоблаб топилган қийматлари аниқ эҳтимоллар билан тасодифий тавофутлар доирасида бўлади, яъни қабул қилинган нол гипотезага шубҳа қилиш учун ҳеч қандай асос бўлмайди. X^2 нинг жадвал қийматларидан катта бўлган қийматлари гипотезанинг ўринсизлигини кўрсатади, яъни нол-гипотезани рад этиш-

X^2 мезоннинг ҳақиқий қиймати унинг критик қийматидан (камида 0,05 муҳимлик даража ва белгиланган эркин даражалар сонидан) катта бўлса, яъни $X^2_{\text{ҳақ}} > X^2_{\text{жадв}}$ нол-гипотеза рад этилади.

га мажбур қилади. Одатда эҳтимолнинг мумкин бўлган чегараси деб $\alpha = 0,05$ қабул қилинган. Демак, агар X^2 нинг ҳисоблаб топилган қиймати жадвалдаги 0,99 эҳтимолдан то 0,10 эҳтимолгача устунларидаги қийматларига яқин ёки улардан биров каттароқ бўлса, аммо 0,05 устундаги X^2 қийматидан катта бўлмаса,

($X^2_{\text{ҳақ}} < X^2_{\text{жадв}}$) у вақтда нол-гипотезани рад этишга ҳеч қандай асос бўлмайди. Агар X^2 нинг ҳақиқий қиймати 0,05 эҳтимолли устундаги қийматдан (турган гап, маълум эркин даражалар сони билан) катта бўлса (яъни $\alpha = 0,01; X^2_{\text{ҳақ}} > X^2_{\text{жадв}}$), у вақтда нол-гипотезани инкор қилиш мумкин, чунки унинг тўғрилигига атиги 0,05 (ёки 5%) имкон қолади. Агар X^2 мезоннинг ҳақиқий қиймати жадвалнинг 0,01 эҳтимолли устундаги қийматдан ҳам катта бўлса ($\alpha = 0,05; X^2_{\text{ҳақ}} > X^2_{\text{жадв}}$), у ҳолда нол-гипотезани рад этиш учун асос янада ортади. Нол-гипотезани инкор қилиш баҳоланаётган ҳақиқий тақсимот бирликлари сони билан уларнинг назарий сони орасидаги фарқнинг муҳимлигини тан олиш демакдир.

Агарда қўлимизда X^2 чегара қийматларининг жадвали (5-илова) бўлмаса, у ҳолда t_{X^2} мезонидан фойдаланиш мумкин. Бу t_{X^2} мезон ҳақиқий қиймати қуйидаги формула билан аниқланади:

$$t_{X^2} = \frac{|X^2 - v|}{\sqrt{2v}} \quad (9.17)$$

Агарда $t_{X^2} \geq 3$ бўлса, тақсимот ҳақиқий ва назарий birlikлари сони орасидаги фарқ тасодифий эмас деб ҳисобланади ва аксинча, $t_{X^2} < 3$ бўлса, бу фарқни тасодифий деб ҳисоблаш мумкин.

Энди шуни қайд қилиб ўтамызки, эркин даражалар сони 30 дан катта қийматлари (яъни $v > 30$) учун P эҳтимол

$$P = \frac{1}{2} [1 - \Phi(x)] \quad (9.18)$$

тенгликдан топилади, бундаги $\Phi(x)$ қиймат X нинг

$$X = \sqrt{2X^2} - \sqrt{2v - 1} \quad (9.19)$$

га тенг қиймати учун функциядир.

Ҳақиқий тақсимотни нормал тақсимотга мувофиқлигини баҳолаш тартибини қуйидаги мисолда кўриб чиқамиз.

Шаҳар оилаларини жон бошига уй-жой майдони бўйича тақсимоти

оила аъзосига уй-жой майдони м ²	Оилалар сони f_i	Ўртача жон бошига уй-жой майдони м ²	Умумий уй-жой майдони м ² $\sum f_i x_i$	$(x_i - \bar{x})^2 f_i$	$t = (x_i - \bar{x}) / \sigma$	$\varphi(t)$	\hat{f}_i	$(f_i - \hat{f}_i)^2$ \hat{f}_i	Оилалар жамлама хаттироти сони $\sum f_i$	оилалар жамлама назарий сони $\sum \hat{f}_i$	$\sum \hat{f}_i$	$\sum \hat{f}_i$
A	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
5 гача	5	4	20	494,52	-2,37	0,0241	4	0,25	5	4	1	
5-7	6	6	36	378,74	-1,90	0,0656	9	1,00	11	13	2	
7-9	17	8	136	591,77	-1,42	0,1456	21	0,76	28	34	6	
9-11	40	10	400	600,83	-0,94	0,2565	37	0,24	68	71	3	
11-13	54	12	648	204,28	-0,46	0,3589	51	0,18	122	122	0	
13-15	70	14	980	0,21	0,01	0,3989	57	2,96	192	179	13	
15-17	55	16	880	232,27	0,49	0,3538	51	0,31	947	230	17	
17-20	36	18,5	666	746,93	1,09	0,2203	47	2,57	283	277	6	
20-25	10	22,5	225	731,88	2,04	0,0498	18	1,28 ²⁾	293	295	2	
25 ва кўп	7	27,5	192,5	1286,17	3,24	0,021	1	6,0	300	296	4	
жами	300		4183,5	5267,60			296	8,56				

$$1) 36 \frac{2}{3} - 47 \cdot \frac{2}{3} = 24 - 31 = 7 \quad 7^2 : 31 = 1,58;$$

$$2) 10 \frac{2}{5} - 18 \frac{2}{5} = 4 - 7 = 3 \quad 3^2 : 7 = 1,28;$$

Биринчи гуруҳ учун оралиқни $r_1 = 2m^2$, 10-нчи гуруҳ учун эса уни $r_{10} = 5m^2$ тенг деб олиб, гуруҳлар учун ўртача жон бошига тўғри келадиган уй-жой майдонини ҳисоблаб, 2-нчи устун маълумотларини оламиз. Уларни оилалар сонига кўпайтирсак, 3-нчи устун маълумотлари ҳосил бўлади. Буларга биноан, ўртача жон бошига уй-жой майдони бутун тўплам бўйича

$$\bar{x} = \frac{\sum f_i x_i}{\sum f_i} = \frac{4183,5}{300} = 13,945 m^2.$$

5-нчи устун x_i лардан \bar{x} ни айирмаларини квадратга кўтариб f_i (оилалар сони) га кўпайтириш натижалари келтирилган. Уларга биноан дисперсия

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2 f_i}{\sum f_i} = \frac{5267,6}{300} = 17,56 \quad \text{бундан} \quad \sigma = \sqrt{17,56} = 4,1905 m^2.$$

Сўнгра нормалаштирилган тавофутларни аниқлаймиз. Бунинг учун ҳар бир x_i қийматидан \bar{x} айириб квадратик ўртача тавофутга (σ) бўламиз. Масалан 1-нчи гуруҳ учун $t_1 = \frac{x_1 - \bar{x}}{\sigma} = \frac{4 - 13,945}{4,1905} = -2,37$, 2-нчи гуруҳ учун эса $t_2 = \frac{6 - 13,945}{4,1905} = -1,90$ ва ҳ.к.

Олинган натижалар 5-нчи устунда келтирилган. Нормалаштирилган нормал тақсимот учун эҳтимоллар зичлиги деган махсус жадвалдан $\varphi(t)$ функция қийматларини тегишли t қийматлари учун аниқлаймиз. Масалан, бу жадвалдан $t_1 = 2,37$ да $t = 2,3$ қатор 7-нчи устун бўйича

0,0241 топамиз, $t_2 = 1,90$ $\varphi(t) = 0,0646$ ва ҳ.к. Улар юқоридаги 9.4-жадвал 6-нчи устунида келтирилган.

9.14. формулага биноан, оилалар умумий сони ($\Sigma f = 300$) 300 ни 1-нчи — 7-нчи гуруҳлар учун вариантлар (гуруҳ) оралиқ кенглиги ($i = 7 - 5 = 2$) 2 га кўпайтириб, олинган натижани квадратик ўртача тавафутга ($\sigma = 4.1905$) бўлиб, стандартлашган функция ($\varphi(t) = 0$) нолга тенг бўлганда нормал тақсимот назарий жиҳатдан кутиладиган бирликлар сонини аниқлаймиз, яъни $K=1, 2, \dots, 7$ $i=2$

$$\hat{f}_0 = \frac{\Sigma f_i \cdot i}{\sigma} = \frac{300 \cdot 2}{4.1905} = 143.198; \quad K = 8, \text{ яъни } 8\text{-нчи гуруҳ учун } i = 20 - 17 = 3$$

$$\hat{f}_0 = \frac{\Sigma f_i \cdot i}{\sigma} = \frac{300 \cdot 3}{4.1905} = 214,797 \text{ ва } K=9 \text{ ва } 10 \text{ яъни } 9\text{-нчи ва } 10\text{-нчи гуруҳлар}$$

$$\text{учун } i=25-20=5 \quad \hat{f}_0 = \frac{\Sigma f_i \cdot i}{\sigma} = \frac{300 \cdot 5}{4.1905} = 357,995 \text{ аниқлаймиз.}$$

Бу натижаларни тегишли $\varphi(t)$ функция қийматларига кўпайтириб (6-нчи устун маълумотлари) нормал тақсимот назарий кутиладиган бирликлар сонини топамиз, яъни $\hat{f}_1 = 143,198 * 0,0241 = 4;$

$$\hat{f}_2 = 143,198 * 0,056 = 9 \quad \text{ва} \quad \text{ҳ.к.} \quad \hat{f}_8 = 214,797 * 0,2203 = 47;$$

$\hat{f}_9 = 357,995 * 0,0498 = 18;$ $\hat{f}_{10} = 357.995 * 0.0021 = 1$. Олинган натижалар юқоридаги 9.4-жадвал 7-устунида келтирилган.

Шуни ҳам эслатиб ўтамизки, бирликлар назарий тақсимланишини гуруҳ (варианта) оралиғининг ўрта қиймати бўйича топганимизда ҳақиқий сонлар йиғиндиси назарий кутиладиган сонлар йиғиндисига баробарлик $\Sigma f_i = \Sigma \hat{f}_i$ шарти бузилиши мумкин.

Назарий тақсимланиш сонларини топганимиздан сўнг уларга ҳақиқий тақсимот сонлари яқинлигини баҳолаш керак. Бунинг учун нол-гипотеза, яъни назарий ва ҳақиқий тақсимланиш сонлари тасодифий характерга эга деб фараз қиламиз. Бу гипотезани К. Пирсон χ^2 мезони ёрдамида текшираамиз.

9.15-формулага биноан, χ^2 ни ҳисоблаш натижалари 9-нчи устунда берилган, яъни

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - \hat{f}_i)^2}{\hat{f}_i} = 8,56$$

Энди χ^2 мезоннинг жадвал қийматини белгилашимиз керак. Бунинг учун олдин эркин даражалар сонини аниқлаймиз. Тақсимот назарий сонлари учта қуйидаги талаб-шартларни қаноатлантириши зарур

$$\bar{X}_{\text{ҳақ}} = \bar{X}_{\text{назар}}; \quad \sigma_{\text{ҳақ}} = \sigma_{\text{назар}}; \quad \Sigma f_{i\text{ҳақ}} = \Sigma \hat{f}_{i\text{наз}}.$$

Аммо мисолимизда $\sum \hat{f}_i \neq \sum f_i$ бўлгани учун эркин даражалар сони ҳисоблашда охири гуруҳни ҳисобга олмаймиз, яъни

$$v = K \text{ (гуруҳлар сони)} - r \text{ (боғланишлар сони)} = 9 - 3 = 6.$$

Муҳимлик даражаси $\alpha = 0,05$ ёки 5% ва эркин даражалар сони $v = 6$ билан 5-иловадан X^2 нинг киритик жадвал қиймати $X^2_{\text{жад}} = 12,59$ эканлигини топамиз. Демак, $X^2_{\text{ҳақ}} = 8,56 < X^2_{\text{наз}} = 12,59$ бўлгани учун ҳақиқий ва назарий тақсимотлар орасидаги фарқ тасодифий характерга эгаллиги ҳақидаги нол-гипотезани рад қилиш учун асос йўқ. Шунинг учун оилалар уй-жой билан таъминланиш даражаси бўйича тақсимланиши нормал тақсимот қонунига мос келиши ҳақидаги гипотеза билан яхши уйғунлашади.

Шуни ҳам назарда тутиш керакки, X^2 мезонни қўллаш учун қуйидаги шартлар бажарилиши керак: 1) кузатиш сони 50 тадан кўп бўлиши, яъни $N > 50$ ва 2) ҳар бир гуруҳ 5 тадан кўп бирликлардан таркиб топиши, яъни $f_i > 5$ зарур.

Кузатилган тақсимотни нормал тақсимот қонунига мувофиқлиги ҳақидаги гипотезани λ ламда мезон ёрдамида ҳам текшириш мумкин.

Ҳақиқий тақсимот бирликлари сони билан унинг назарий сонлари орасидаги фарқларни А.Н.Колмогоров ва Н.В.Смирнов томонидан таклиф этилган λ (ламда) нопараметрик мезон ёрдамида ҳам баҳолаш мумкин. Бу мезон ҳақиқий тақсимот жамлама бирликлар сони билан уларнинг назарий жамлама сони орасидаги энг катта фарқни квадрат илдиз остидаги умумий тўплам сонига бўлиш йўли билан аниқланади:

$$\lambda = \frac{(f_i - \hat{f}_i)_{\text{max}}}{\sqrt{n}} = \frac{d_{\text{max}}}{\sqrt{n}} \quad (9.20)$$

X^2 мезонидан фарқли ўлароқ λ -мезон \bar{x} ва σ ларни ҳисоблашга муҳтож эмас, натижаларни баҳолаш учун эса махсус жадвал талаб қилмайди. Ламда мезонининг критик (стандарт) қийматлари тегишли учта ишончли эҳтимол бўсағаларига белгиланган бўлиб, ламда мезонининг критик (чегара) қийматлари $P_1 = 0,95$ да $\lambda_{\text{назар}} = 1,36$, $P_2 = 0,99$ да $\lambda_{\text{назар}} = 1,63$ ва $P_3 = 0,999$ да $\lambda_{\text{назар}} = 1,95$ тенг¹. Агарда ламда мезоннинг ҳисоблаб, топилган қиймати белгилаб қўйилган ишончли эҳтимол бўсағасига тегишли ўзининг чегара қийматидан кичик бўлса, нол-гипотеза рад қилинмайди ва таққосланаётган миқдорлар орасидаги фарқ тасодифий ҳисобланади.

¹ 1-мезоннинг чегара қиймати $\lambda = \sqrt{\frac{1}{2} \ln \frac{2}{P}}$ ифода орқали аниқланади. Бу ерда

P -тегишли муҳимлик даражаси $P = a$; Масалан, агарда $a = P = 0,05$ бўлса,

$$\lambda = \sqrt{\frac{1}{2} \ln \frac{2}{0.05}} = 1.36.$$

9.4-жадвалдаги мисолимизда $(\sum f'_i - \sum \hat{f}'_i)_{\max} = 17$, $n = \sum f_i = 300$,

$$\text{демак, } \lambda = \frac{(f'_i - \hat{f}'_i)_{\max}}{\sqrt{n}} = \frac{17}{\sqrt{300}} = \frac{17}{17,32} = 0,98..$$

Олинган натижа мезоннинг учта ишончли эҳтимол бўсағасига тегишли критик қийматларидан кичик, демак, нол-гипотеза инкор қилинмайди, ҳақиқий тақсимот нормал тақсимот қонунига мос келади.

Ҳақиқий тақсимотни назарий тақсимотга мослигини Романовский С-мезони ва Ястремский L-мезони ёрдамида ҳам баҳолаш мумкин.

Ҳақиқий ва назарий тақсимотларни Романовский мезони ёрдамида ҳам баҳолаш мумкин. У қуйидагича ифодаланади:

$$C = \frac{X^2 - \nu}{\sqrt{2\nu}} \quad (9.21)$$

Бу ерда X^2 — К.Пирсон мезони;
 ν — эркин даражалар сони.

$C < 3$ бўлса, солиштирилаётган миқдорлар орасидаги фарқ тасодифий ҳисобланади, демак, ҳақиқий тақсимот нормал тақсимланишга эга, аниқроғи, ундан деярлик фарқ қилмайди. Юқоридаги мисолимизда

$$C = \frac{X^2 - \nu}{\sqrt{2\nu}} = \frac{8,56 - 6}{\sqrt{2 \cdot 6}} = \frac{2,56}{3,46} = 0,72.$$

Агарда тақсимот қатори алтернатив белги асосида тузилган бўлса, унинг нормал тақсимот қонунига мослиги Ястремский тақлиф этган L — мезон ёрдамида баҳоланади:

$$L = \frac{\sum (f_i - \hat{f}_i)^2 - k}{\frac{npq}{\sqrt{2k+4Q}}} \quad (9.22)$$

Бу ерда: n — тўплам сони ($n = \sum f_i$);

f_p, \hat{f}_i — айрим гуруҳлардаги бирликларнинг ҳақиқий ва назарий сони;

k — гуруҳ (варианта) лар сони;

Q — гуруҳлар сони 8—20 бўлганда $Q = 0,6$.

Агарда $L < 3$ бўлса, ҳақиқий тақсимот назарий (нормал) тақсимотга мос келади деб ҳисобланади.

Иккита ҳақиқий тақсимотни таққослаш.

9.5-жадвал

Бир тўпладан олинган иккита тажриба натижалари

x_i	$f_{i(1)}$	$f_{i(2)}$	f_i
1	2	3	4
2	5	9	7
4	6	4	5
6	8	10	9
8	10	6	8
10	6	6	6
Жами	35	35	35

Юқорида кўриб чиқилган X^2, λ ва S мезонлар ёрдамида иккита какиқий тақсимотларни бир-бирига мослигини, яъни улар битта бош тўпладан олинган танланмалардан иборатлигини баҳолаш мумкин. Бу масalani қуйидаги мисолда қараб чиқамиз. 9.5-жадвалда битта бош тўпладан олинган деган фараз остида иккита тажрибавий тақсимот келтирилган ($2^{nч}$ ва $3^{nч}$ устуларга қаранг). Бош тўплам тақсимот бирликлари сони номаълум: иккала тажрибавий тақсимотларнинг бирликлар сони бош тўплам бирликларининг тақсимланишидан фарқ қилиши мумкин. Бош тўплам тақсимот бирликлари сонига биринчи яқинлашиш сифатида вариантларнинг бир хил қийматларига тегишли бўлган иккала тажрибавий тақсимот бирликлари сонидан ўртача миқдорни олиш мумкин. 9.5-жадвалнинг 4-нчи устунда бу ўртача сонлар келтирилган ($(5+9)/2 = 7$, $(6+4)/2 = 5$ ва ҳ.к.).

Энди иккала қаторни бирлиштириб, қуйидаги жадвални тузамиз.

9.6-жадвал

Тажрибаларни бирлаштириш натижалари

x_i	f_i	\bar{f}_i	$f_i - \bar{f}_i$	$\frac{(f_i - \bar{f}_i)^2}{f_i}$
2	5	7	-2	0,57
2	9	7	2	0,57
4	6	5	1	0,20
4	4	5	-1	0,20
6	8	9	-1	0,11
6	10	9	1	0,11
8	10	8	2	0,50
8	6	8	-2	0,50
10	6	6	0	0,00
10	6	6	0	0,00
Жами	70	70	0	2,76

Демак, $X^2 = \sum \frac{(f_i - \bar{f}_i)^2}{f_i} = 2.76$. Бу X^2 мезон ҳисоблашни бирмунча соддалаштириш мумкин. Бирлаштирилган қатор учун X^2 ни қуйидагича ёзсак бўлади:

$$X^2 = \sum \frac{(f_i - \bar{f}_i)^2}{f_i} = \sum \frac{(f_{i(1)} - \bar{f}_i)^2}{f_i} + \sum \frac{(f_{i(2)} - \bar{f}_i)^2}{f_i}$$

$\bar{f}_i = \frac{1}{2}(f_{i(1)} + f_{i(2)})$ бўлгани учун, бу ифодани қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин:

$$X^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_{i(1)} - f_{i(2)})^2}{2(f_{i(1)} + f_{i(2)})} + \sum_{i=1}^k \frac{(f_{i(2)} - f_{i(1)})^2}{2(f_{i(1)} + f_{i(2)})} = \sum_{i=1}^k \frac{(f_{i(1)} - f_{i(2)})^2}{2(f_{i(1)} + f_{i(2)})} \quad (9.24)$$

9.5-жадвални давом эттириб, қуйидагиларни ҳосил қиламиз.

x_i	$f_{i(1)}$	$f_{i(2)}$	$f_{i(1)}-f_{i(2)}$	$f_{i(1)}+f_{i(2)}$	$(f_{i(1)}-f_{i(2)})^2 / f_{i(1)}+f_{i(2)}$	$f'_{i(1)}$	$f'_{i(2)}$	$f'_{i(1)}-f'_{i(2)}$
2	5	9	-4	14	1,14	5	9	-4
4	6	4	2	10	0,40	11	13	-2
6	8	10	-2	18	0,22	19	23	-4
8	10	6	4	16	1,00	29	29	0
10	6	6	0	12	0,00	35	35	0
Жами	35	35	0	70	2,76	-	-	

Энди эркин даражалар сонини аниқлаймиз. 9.5-жадвал 4^{ччи} устунидаги 5 сонларга битта шарт қўйилган: уларнинг йиғиндиси 35 га тенг бўлиши керак; бу бизга эркин даражалар сони $v=5-1=4$ ни беради. Шундай қилиб, $X^2=2,76$; $v=4$. 5-иловадаги жадвалдан X^2 мезоннинг чегара қийматини топамиз $X^2_{0,05}(v=4)=9,488$. Демак, ҳақиқий X^2 қиймати жадвал қийматидан кичик $X^2_{\text{жак}} < X^2_{\text{жадв}}$, нол-гипотеза рад этилмайди - иккала тажрибавий тўпلامларни битта бош тўпلامдан олинган танланмалар деб ҳисоблаш мумкин.

Энди ламда мезонни ҳисобласак:

$$\lambda = \frac{(f'_{i(1)} - \hat{f}_{i(2)})_{\max}}{\sqrt{\sum f_i}} = \frac{4}{\sqrt{35}} = \frac{4}{5.92} = 0.68$$

Бу натижа ишончли эҳтимол бўсағаларига тегишли ламда мезоннинг чегара қийматларидан кичик, демак, иккала танланма биргина бош тўпلامга мансуб. С-мезон ҳам шундай хулосага олиб келади:

$$C = \frac{x^2 - \gamma}{\sqrt{2 * \gamma}} = \frac{2.76 - 4}{\sqrt{2 * 4}} = \frac{-1.24}{2.83} = -0.44$$

ваҳоланки мезоннинг чегара қиймати 3.

9.8. Ўртача миқдорлар ҳақидаги гипотезаларни текшириш

Бош тўпلام ўртачасининг қиймати ҳақидаги нормал тақсимланган тўпلامлар ўртачаларининг баробарлиги тўғрисидаги гипотезалар ўртача миқдорлар ҳақидаги асосий фаразлар ҳисобланади.

Биринчи масала кўпинча бош тўпلام дисперсияси (σ^2) номаълум бўлганда ечилади. Синалаётган гипотеза $H_0 : \bar{x} = \bar{x}_0$, муқобил гипотеза $H_1 : \bar{x} \neq \bar{x}_0$. Гипотезани текшириш t-мезон ёрдамида амалга оширилади. Кузатишлар сони кўп бўлса, мезоннинг критик (чегара) қиймати эҳтимоллар интегралли жадвали бўйича, кузатишлар сони кам бўлганда эса - белгилаб қўйилган муҳимлик даражаси (α) ва эркин даражалар сони $\gamma = n-1$ билан Стьюдент тақсимот жадвали бўйича аниқланади.

Ўртача миқдорлар ҳақидаги гипотезалар t-мезон ёрдамида текширилади.

Агарда синалаётган гипотеза бирор миқдорга тенг бўлса, яъни $H_0 : \bar{x} = a$, у ҳолда t-мезоннинг ҳақиқий қиймати баҳоланаёт-

ган фарқи (x -а) танланма ўртачанинг стандарт (квадратик ўртача) хатосига бўлиш йўли билан топилади:

$$t = \frac{\bar{x} - a}{S_{\bar{x}}} \quad (9.25)$$

Бу ерда: катта танланмада $S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{S^2}{n}}$

кичик танланмада $S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{S^2}{n-1}}$

Агарда $t_{\text{ҳақ}} > t_{\text{критик}}$ бўлса, нол-гипотеза H_0 рад қилинади, агарда $t_{\text{ҳақ}} < t_{\text{критик}}$ бўлса, у H_0 инкор этилмайди.

Масалан, пахта майдонини пайкалма-пайкал сув тараб суғорилаётганда бир кунлик норма 5 га бўлган, ҳақиқатда сувчилар уни бажарган. Янги суғориш усули қўллана бошлагани учун бу нормани қайта кўриб чиқиш керакми деган муаммо туғилган. Шу мақсадда янги усулни қўллаётган 10 та сувчи устидан кузатиш ўтказилиб, ўртача бир кунда бир сувчи 6,2 га ғузани суғоргани квадратик ўртача тафовут 1,2 га билан аниқланган. Демак синалаётган ўртача $\bar{x} = 5$ га, ҳақиқий ўртача $\bar{x}_1 = 6.2$ га, $S = 1.2$ га.

Суғориш нормасини қайта кўрмаслик ҳақида нол-гипотеза билдирамиз: $H_0 : \bar{x} = 5$ га. Бу гипотезани 5 фоизли муҳимлик даражасида текширамиз. t -мезон критик қиймати Стъюдент тақсимот жадвали бўйича ишончли эҳтимол 0,95(1- 0,05) ва эркин даражалар сони $\nu = 10 - 1 = 9$ учун аниқланади. Бу қиймат $t_{\text{ҳалв}} = 2,26$, t -мезоннинг ҳақиқий қийматини (9.25) формула ёрламида ҳисоблаймиз.

$$t_{\text{ҳақ}} = \frac{(6,2 - 5,0)\sqrt{9}}{1,2} = \frac{1,2 \cdot 3}{1,2} = 3$$

$t_{\text{ҳақ}} > t_{\text{ҳалв}}$ бўлгани учун нол-гипотеза H_0 рад қилинади. Демак, янги суғориш усули учун нормани қайта кўриб чиқиш мумкин. Аммо t -мезон ҳақиқий қиймати $P = 0,997$ эҳтимол ишончига эга қилинса, назарий қиймати учун қабул қилинган эҳтимолдан ($P = 0,95$) у бироз фарқ қилади, шунинг учун чиқарилган хулоса етарли даражада ишончли эмас, демак, нормани қайта кўриб чиқиш масаласини чуқурроқ ўрганиш керак.

Тажиба-экспериментал ишларда асосий мақсад назорат ва тажиба қилинадиган объектларда белгининг арифметик ўртача даражалари орасида муҳим фарқ бор ёки йўқлигини аниқлашдан иборат бўлади. Бунинг учун тажиба ва назорат объектларида ўртача кўрсаткичлар орасидаги фарқ учун унинг стандарт хатоси қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$S(\bar{x}_{\text{ҳақ}} - \bar{x}_{\text{конт}}) = \sqrt{S_{\text{ҳақ}}^2 + S_{\text{конт}}^2} \quad (9.26)$$

Бу ерда: $S_{\bar{x}_{\text{хақ}}}^2$ — тажриба объектларида ўртача кўрсаткичнинг стандарт хатоси $S_{\bar{x}_{\text{хақ}}}^2 = \sqrt{\frac{S_{\text{тажр}}^2}{n_{\text{тажр}} - 1}}$; $S_{\bar{x}_{\text{контрол}}}^2$ = назорат объектларида ўртача кўрсаткичнинг стандарт хатоси $S_{\bar{x}_{\text{контрол}}}^2 = \sqrt{\frac{S_{\text{контрол}}^2}{n_{\text{контрол}} - 1}}$.

(9.26) формула танланма тўпламлар ўзаро боғлиқ бўлмаганда, яъни улар бир бош тўпламдан олинганда қўлланади.

Тажриба ва назорат объектларининг ўртачалари орасидаги фарқнинг муҳимлигини баҳолаш учун t-мезоннинг ҳақиқий қиймати қуйидаги ифодага эга.

$$t_{\text{хақ}} = \frac{\bar{x}_{\text{хақ}} - \bar{x}_{\text{контрол}}}{S(\bar{x}_{\text{хақ}} - \bar{x}_{\text{контрол}})} \quad (9.27)$$

Бу мезоннинг критик қиймати Стъюдент тақсимот жадвалидан тегишли ишончли эҳтимол ва озодлик даражалари сони билан белгиланади. Қўлимизда мазкур жадвал бўлмаса уч сигма қондасидан фойдаланиб, $t_{\text{жадв}} = 3$ деб қабул қилинади.

Мисол: ультрабинафша нурлар билан нурлантирилган ҳайвонлар бир ой мобайнида $6,8 \pm 0,4$ кг семирган, нурлантирилмаган ҳайвонлар (назорат ва тажриба гуруҳлари ҳажми бир хилда) ўша вақтнинг ўзида $5,2 \pm 0,3$ кг семирган. Ҳайвонлар орасида боғланиш йўқ ва уларнинг боқиш шароити бирдай. Нурлантириш таъсири остида ҳайвонлар оғирлиги қанчага ортади?

$$S(\bar{x}_{\text{хақ}} - \bar{x}_{\text{контрол}}) = \sqrt{S_{\bar{x}_{\text{хақ}}}^2 + S_{\bar{x}_{\text{контрол}}}^2} = \sqrt{0,4^2 + 0,3^2} = \sqrt{0,25} = 0,5 \text{ кг. Бунда}$$

$$(\bar{x}_{\text{хақ}} - \bar{x}_{\text{контрол}}) \pm S(\bar{x}_{\text{хақ}} - \bar{x}_{\text{контрол}}) = (6,8 - 5,2) \pm 0,5 = 1,6 \pm 0,5$$

Демак, нурланиш самараси 0,95 ишончли эҳтимол билан ($t=1,64$) = $1,6 - 1,64 * 0,5 = 0,78$ кг; $1,6 + 1,64 * 0,5 = 2,42$ кг, яъни 0,8—2,4 кг орасида ётади. Ушбу мисолимизда ўртача микдорлар орасидаги фарқ маълум омил (ультрабинафша нурлар) таъсирида вужудга келгани учун боғланиш ҳақидаги гипотеза сифатида ўртачалар тенглиги тўғрисидаги гипотезани кўриб чиқишимиз мумкин. Бу ҳолда нол-гипотеза ҳайвонлар семиришига ультрабинафша нурлар таъсир этмайди деб билдирилади, яъни $H_0: \bar{x}_{\text{хақ}} - \bar{x}_{\text{контрол}} = 0$ Гипотезани текшириш учун t-мезоннинг ҳақиқий қиймати унинг критиги билан таққосланади. Агарда $t_{\text{хақ}} > t_{\text{критик}}$ бўлса, нол-гипотеза рад қилинади, қаралаётган омилимиз натижага (ҳайвонлар семиришига) ижобий таъсир этади, деб хулоса ясаллади.

Мисолимизда бош дисперсиялар номаълум, аммо улар бир-бирига тенг деб ҳисоблаб, масалани ечамиз. t-мезон ҳақиқий қиймати қуйидагича ифодаланади:

$$t_{\text{ҳақ}} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_0^2}{n_0}}} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{\sqrt{S_{x_1}^2 + S_{x_0}^2}} \quad (9.27)$$

Бу ерда: \bar{x}_1 – тажриба объектларида олинган ўртача миқдор;

\bar{x}_0 – назорат объектларидаги ўртача кўрсаткич;

S_1^2 ва S_0^2 – тажриба ва назорат объектлари учун дисперсиялар; улар

$$S_1^2 = \frac{\sum (x_1 - \bar{x}_1)^2}{n_1 - 1} \quad \text{ва} \quad S_0^2 = \frac{\sum (x_0 - \bar{x}_0)^2}{n_0 - 1} \quad \text{формулалар ёрдамида ҳисобланади.}$$

n_1 ва n_0 – тажриба ва назорат объектлари сони (мисолимизда $n_1 = n_0$).

S_{x_1} – тажриба ўртача кўрсаткичининг стандарт хатоси, S_{x_0} – назорат тўплам ўртачасининг стандарт хатоси. Юқоридаги мисолимизда

$$\bar{x}_1 = 6.8 \text{ кг}; \quad \bar{x}_0 = 5.2 \text{ кг}; \quad S_{x_1} = 0.4; \quad S_{x_0} = 0.3; \quad t_{\text{ҳақ}} = \frac{6.8 - 5.2}{\sqrt{0.4^2 + 0.3^2}} = \frac{1.6}{0.5} = 3.2.$$

Уч сигма қоидасига биноан $t_{\text{ҳақ}} > t_{\text{критик}}$. Демак, нол-гипотеза рад қилинади, ультрабинафша нурлар билан ҳайвонларни нурлантириш уларнинг семиришига ижобий таъсир этиши шак-шубҳасиздир.

9.27-формулада S_1^2 ва S_0^2 бош тўплам дисперсиясининг танланма баҳолари бўлгани учун солиштирилаётган танланмалар ҳажми турлича бўлса ($n_1 \neq n_0$) бу ифодани қуйидагича ёзиш мумкин:

$$t_{\text{ҳақ}} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{\sqrt{S^2(n_1^{-1} - n_0^{-1})}}$$

Бу ерда: \bar{x}_1 ва \bar{x}_0 – танланма ўртачалар; S^2 – умумий дисперсиянинг танланма баҳоси:

$$S^2 = \frac{\sum (x_{1i} - \bar{x}_1)^2 + \sum (x_{i0} - \bar{x}_0)^2}{n_1 + n_0 - 2} \quad \text{бўлгани учун танлама ўртачалар орасидаги фарқнинг стандарт хатоси қуйидаги ифодага тенг бўлади:}$$

$$S_{(\bar{x}_1 - \bar{x}_0)} = \sqrt{\frac{\sum (x_{1i} - \bar{x}_1)^2 + \sum (x_{i0} - \bar{x}_0)^2}{n_1 + n_0 - 2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0} \right)} \quad (9.28)$$

Масалан, Тошкентдаги Эски Жўва ва Қўйлик бозорларида қўй гўшти баҳоларининг барқарорлигини текшириш мақсадида 2001 йил август ойида танланма текшириш ўтказилган. Биринчи бозорда 20 та сотувчилар кузатилиб, 1 кг гўшт ўртача баҳоси $\bar{x}_1 = 1500$ сўм, квадратик ўртача тавофут $S_1 = 300$ сўм билан аниқланган. 2-нчи бозорда 16 та сотувчилар кузатилиб, ўртача баҳо $\bar{x}_2 = 1350$ сўм, квадратик ўртача тавофут $S_2 = 243$ сўм топилган.

$$H_0: \bar{x}_1 = \bar{x}_2 \quad H_1: \bar{x}_1 \neq \bar{x}_2$$

$$t_{\text{ҳақ}} = \frac{1500-1350}{\sqrt{\frac{300^2 \cdot 20 + 243^2 \cdot 16}{20+16-2} \left(\frac{1}{20} + \frac{1}{16} \right)}} = \frac{150}{95,3} = 1,57$$

Муҳимлик даражаси $\alpha=0,05$ ва эркин даражалар сони $(20+16-2)=34$ билан t -мезон критик қиймати (Стъудент тақсимот жадвали асосида) $t_{\text{критик}}=2,03$. Демак, $t_{\text{ҳақ}} < t_{\text{критик}}$ бўлгани учун нол-гипотеза қабул қилинади ва бозорларда қўй гушти баҳолари тасодифан тафовутланади, яъни улар барқарордир.

Ўзаро боғлиқ бўлган танланмалар учун икки танланма ўртачалар орасидаги фарқ хатосининг формуласи мураккаброқ қўринишга эга:

$$S_{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)} = \sqrt{S_{x_1}^2 + S_{x_2}^2 - 2S_{x_1} S_{x_2} \cdot r} \quad 9.29.$$

Бу ерда: $S_{x_1} = \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1}} = \sqrt{\frac{\sum (x_{i1} - \bar{x}_1)^2}{n_1}}$ - биринчи танланма ўртача хатоси.

$$S_{x_2} = \sqrt{\frac{S_2^2}{n_2}} = \sqrt{\frac{\sum (x_{i2} - \bar{x}_2)^2}{n_2}} - \text{иккинчи танланма ўртача хатоси.}$$

r - икки танланма тўпلام вариантлари орасидаги корреляция коэффициентини.

Мисол. Бир буқадан урчилган сигирлардан олинган ғунажинлар она сигирларга нисбатан маҳсулдорроқ деган гипотезани текшириш мақсадида ҳар қайси пода ичида 100 бошдан молларни тасодифий усулда танлаб олиб кузатиш натижасида қуйидагилар аниқланган.

Бош сони	уртача йиллик сут соғими, кг	квадратик уртача тафовут, кг	уртача соғим хатоси - S_{x_j}
Ғунажинлар	100	3500	500
Она сигирлар	100	3000	420

Ғунажинлар ва она сигир маҳсулдорлиги орасидаги боғланиш корреляция коэффициентини $r=0,4$. Уртача йиллик соғим даражасининг фарқи $\Delta_{\bar{x}} = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 3500 - 3000 = 500$ кг.

Унинг стандарт хатоси

$$S_{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)} = \sqrt{50^2 + 42^2 - 2 \cdot 50 \cdot 42 \cdot 0,4} = \sqrt{4264 - 1680} = 50,8 \text{ кг.}$$

$$t_{\text{ҳақ}} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S_{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}} = \frac{3500 - 3000}{50,8} = 9,84$$

Уч сигма қойдасига биноан $t_{\text{ҳақ}} > t_{\text{критик}}$. Демак, нол-гипотеза инкор қилинади ва буқа наслининг маҳсулдорлиги она наслининг маҳсул-

дорлигига нисбатан юқори даражада эканлиги муҳим ҳисобланади. Йиллик сўт соғими $500 \pm 50,8$ кг ошади.

9.9. Дисперсион таҳлил

Оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг кечишига жуда кўп омиллар, шу жумладан кўпинча бир-бирига қарама-қарши йўналишда таъсир этувчилар ҳам бизни қизиқтирувчи ҳодиса ёки жараёнга таъсир этувчи барча кучлар ҳисобига шаклланган умумий вариацияда ўрганилаётган омилларнинг биргаликда ва алоҳида ҳар бирининг ҳиссасини аниқлаш дисперсион таҳлил вазифаси ҳисобланади.

Бизни қизиқтирувчи кўрсаткич ёки жараёнга таъсир этувчи омилларнинг ҳар бирини таъсир улушини аниқлаш, белги ўзгарувчанлигига уларнинг барчасини биргаликда таъсирини белгилаш — дисперсион таҳлил вазифаси ҳисобланади.

Дисперсион таҳлил — ўрганилаётган омиллар таъсири остида юзага чиққан белги ўзгарувчанлигини номаълум сабабларга кўра кузатилаётган ўзгарувчанлик билан таққослаб, омиллар ролини баҳолаш усулидир.

Бу таҳлил жараёнида белгининг ҳисобга олинган ва олинмаган хилма-хил омил ва кучлар таъсиридан келиб чиқадиган умумий дисперсияси (ўзгарувчанлиги), айрим омилларнинг хусусий дисперсияси, яъни ўрганилаётган омиллар таъсири остида юзага келган ўзгарувчанлик ва қолдиқ дисперсия, яъни номаълум сабабларга кўра рўй бераётган ўзгарувчанлик ҳақида ахборотлар ҳосил бўлади.

Фараз қилайлик, φ_i , $i = \overline{1, m}$ омилларнинг x миқдор билан ўлчанадиган бирор белгига масалан турли ўғитларнинг бугдой ҳосилига ёки пахта ҳосилига таъсирини текшириш лозим бўлсин. Айтайлик, ҳар бир омил устида тажриба n марта такрорлансин ва белги x_j , $j = \overline{1, n}$ қийматларга эга бўлсин. Бу ҳолда биз ҳаммаси бўлиб, x -нинг $nm = N$ та қийматига эга бўламиз.

Дисперсияларни қўшиш қоидасига биноан, биз X -нинг кузатилган ҳамма қийматларидан ҳисобланадиган σ^2 умумий дисперсияни, омиллар таъсири остида келиб чиқадиган σ^2 дисперсияга ва тасодифий сабаблар билан келиб чиқадиган δ^2 қолдиқ дисперсияга ажратишимиз мумкин. σ^2 билан δ^2 ни таққослаб, биз омилларнинг x -белгига таъсирини тасодифий сабаблар таъсиридан муҳим фарқ қилиши ёки қилмаслигини аниқлашимиз ва шундай қилиб, умуман, барча омилларнинг x -га таъсирини баҳолашимиз мумкин. Ушбу китобнинг 8.6 бўлимида ўзгарувчан белги дисперсияларини қўшиш қоидасини, 8.7 бўлимида эса муқобил белги дисперсияларини қўшиш қоидасини кўриб чиққан эдик. Бу ерда ҳам σ^2 , σ^2 ва δ^2 дисперсияларини топиш учун ўша тартибда йўл тутишимиз мумкин.

Дастлаб, X -нинг ҳамма кузатилган қийматлари йиғиндисини $N=nm$ га бўлиб $\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m x_{ij}}{N}$ умумий ўртача қийматини топамиз. Сўнгра

ҳар бир омил учун ўзининг ўртача қийматини ҳисоблаб, омиллар билан бўлган тажрибалардан олинган X нинг x_j қийматлари учун ўртача қийматларни топамиз. Бу ўртача қийматларни $\bar{x}_{\varphi_1}, \bar{x}_{\varphi_2}, \dots, \bar{x}_{\varphi_m}$

билан белгилаймиз, масалан \bar{x}_{φ_1} омил φ_1 учун X белгининг ўртача қийматини кўрсатади. Бу ўртача қиймат омил φ_1 билан бўлган синовларда кузатилган X нинг n та қийматлари йиғиндисини n га бўлишдан ҳосил бўлади, яъни:

$$\bar{x}_{\varphi_1} = \frac{\sum_{i=1}^n x_{i1}}{n_1}; \quad \bar{x}_{\varphi_2} = \frac{\sum_{i=1}^n x_{i2}}{n_2} \dots \dots; \quad \bar{x}_{\varphi_j} = \frac{\sum_{i=1}^n x_{ij}}{n_j};$$

ва умуман $\bar{x}_{\varphi_j} = \frac{\sum_{i=1}^n x_{ij}}{n_j};$

$\bar{x}, \bar{x}_{\varphi_j}$ - ўртача қийматлар аниқлангандан кейин, умумий ва омиллар бўйича ҳамда қолдиқ айирмалар квадратларининг йиғиндисини топилади. Умумий айирмалар квадратлари йиғиндисини:

$$S^2 = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x})^2 \quad (9.30).$$

Омиллар бўйича айирмалар квадратлари йиғиндисини:

$$S_{\varphi}^2 = n \sum_{j=1}^m (\bar{x}_{\varphi_j} - \bar{x})^2 \quad (9.31).$$

Ниҳоят, қолдиқ айирмалар квадратлари йиғиндисини:

$$S_e^2 = S^2 - S_{\varphi}^2 \quad (9.32).$$

Бу миқдорни бошқача йўл билан ҳам аниқлаш мумкин. Бу ҳолда X нинг омиллар бўйича қийматларидан x_j уларнинг ўртача қийматлари \bar{x}_{φ_j} айирилиб квадратга кўтарилади, сўнгра олинган натижалар йиғиндисини топилади, яъни

$$S_e^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_j - \bar{x}_{\varphi_j})_i^2 \quad (9.33).$$

Топилган йиғиндилар асосида умумий σ , омиллар $\sigma_{\varphi_j}^2$ ва қолдиқ δ^2 дисперсиялар қуйидаги формулалар ёрдамида ҳисобланади:

$$\sigma^2 = \frac{S^2}{N-1} = \frac{S^2}{nm-1}; \quad \sigma_{\varphi}^2 = \frac{S_{\varphi}^2}{m-1}; \quad \delta^2 = \frac{S_e^2}{m(n-1)}. \quad (9.34).$$

Бу формулаларнинг махражида дисперсияларнинг эркин даражалар сони олинган бўлиб, уларни эътиборга олиш дисперсияларни таққослаб таҳлил қилишда гоят муҳим рол ўйнайди.

Агар X нинг кузатилган қийматларини нормал тақсимланган бирор бош тўпладан олинган тасодифий танланма деб ҳисоблаш мумкин бўлса, у ҳолда σ^2 ва δ^2 дисперсияларни Фишер F -мезони билан таққослаш мумкин.

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_m$ омилларнинг ўрганилаётган белгига таъсири тасодифий деб нол-гипотеза билдириб, биз дисперсион таҳлил назариясига мувофиқ, катта эҳтимол билан ҳамма σ^2, σ^2 ва δ^2 дисперсиялар орасида муҳим бўлмаган фарқлар мавжудлигини қайд қилишимиз мумкин. Шунинг учун, агар F - мезон омил дисперсия σ^2 қолдиқ δ^2 дисперсиядан муҳим фарқланишини кўрсатса, бу ҳол нол-гипотезани рад этиб, X

нинг кузатилган қийматлари тўғрисидаги асосий гипотезани эса H_1 ўринли деб ҳисоблаш учун имкон беради.

Агарда $\sigma^2 > \delta^2$ бўлса, у ҳолда

$F = \sigma^2 / \delta^2, v_1 = n - 1, v_2 = m(n - 1)$ деб оламыз.

Агар $\sigma^2 < \delta^2$ бўлса, у ҳолда

$F = \delta^2 / \sigma^2, v_1 = m(n - 1), v_2 = n - 1$ деб оламыз.

Омил дисперсия билан қолдиқ дисперсия орасидаги фарқнинг характери ҳақидаги гипотеза F -Фишер мезони ёрдамида текширилади. $F_{\text{ҳақ}} > F_{\text{жалвал}}$ бўлса, бу фарқ муҳим деб топилиб, белгига омил шак-шубҳасиз таъсир этади деган хулосага келинади.

Демак, катта дисперсия касрнинг сурати қилиб олинади. Шунинг учун F - мезон бирга тенг ёки ундан катта, яъни $F \geq 1$ бўлиши мумкин. Агар $F = 1$ бўлса, бу дисперсияларнинг тенглигини, яъни омиллар X -белгига таъсир этмаслигини кўрсатади. $F \neq 1$ бўлганда дисперсиялар орасидаги фарқни тасодифий ёки тасодифий эмаслигини баҳолаш зарурати туғилади.

F -мезоннинг ҳақиқий кузатиш маълумотлари асосида ҳисоблаб топилган қиймати дисперсияларнинг тегишли эркин даражалар сонлари билан қабул қилинган муҳимлик даражасида унинг критик қиймати билан таққосланади. Катта ва кичик дисперсияларнинг турли эркин даражалар сонлари ва 0,01, 0,05 ва 0,10 муҳимлилик даражалари учун F -мезон критик қийматлари махсус “Фишер F критерийнинг қиймати” деган жадвалда келтирилади. Бир оз қисқартирилган кўринишда бу жадвал ушбу китобнинг 3 ва 4 иловасида берилган.

Агар қабул қилинган муҳимлилик даражасида F - мезоннинг ҳисоблаб топилган ҳақиқий қиймати жадвал қийматидан катта бўлса, яъни $F_{\text{ҳақ}} > F_{\text{жалвал}}$, у вақтда таққосланаётган омиллар дисперсияси ва қолдиқ дисперсия орасидаги фарқ муҳим ҳисобланади, нол-гипотеза эса рад этилади. Агар $F_{\text{ҳақ}} < F_{\text{жалвал}}$ бўлса, улар орасидаги фарқ тасодифий деб топилади ва нол-гипотеза тасдиқланади.

Масалан 5.6-жадвал маълумотларидан фойдаланиб, кичик корхоналарда меҳнат унумдорлиги ишчилар сонига боғлиқ ёки боғлиқмаслигини дисперсион таҳлил йўли билан текшириб чиқамиз. 50 та корхоналар бўйича бир ишчига тўғри келадиган қўшилган қиймат билан унинг умумий ўртача даражаси орасидаги фарқлар квадратларининг йиғиндиси $S^2 = \sum (x_i - \bar{x})^2 = 40203$. Ишчилар сонига қараб тузилган

гуруҳларда бир ишчига тўғри келадиган ўртача қўшилган қиймат 1нчи гуруҳда 230,22 минг сўм корхоналар сони эса 18, 2нчи гуруҳда 266,94 минг сўм 16 корхона, 3нчи гуруҳда 281,13 минг сўм 16 корхона, барча 50 та корхоналар бўйича 258,26 минг сўм бўлган.

Демак, $S^2 = (230,22 - 258,26)^2 \cdot 18 + (266,94 - 258,26)^2 \cdot 16 + (281,13 - 258,26)^2 \cdot 16 = 23726,4$.

$$S_{\phi}^2 = S^2 - S_{\phi}^2 = 40203 - 23726,4 = 16476,6.$$

Омил дисперсия учун эркин даражалар сони $v_1 = 3 - 1 = 2$, қолдиқ дисперсия учун эса $v_2 = 50 - 3 = 47$. Буларни ҳисобга олиб

$$\sigma_{\phi}^2 = \frac{S_{\phi}^2}{m-1} = \frac{23726,4}{3-1} = 11863,2.$$

$$\text{Қолдиқ дисперсия } \delta^2 = \frac{S^2 - S_{\phi}^2}{m(n-1)} = \frac{S_{\phi}^2}{N-3} = \frac{16476,6}{47} = 350,6.$$

$$F_{\text{ҳақ}} = \sigma_{\phi}^2 / \delta^2 = 11863,2 / 350,6 = 33,84.$$

F - мезоннинг критик қийматларини тегишли жадвалдан эркин даражалар сони $v_1 = 3 - 1 = 2$, $v_2 = 50 - 3 = 47$ билан муҳимлик даражалари $\alpha = 0,1\%$, $\alpha = 1\%$, ва $\alpha = 5\%$ учун топамиз, яъни $F_{\text{критик}} = 8,00$; $5,08$ ва $3,19$ тенг.

Демак, $F_{\text{ҳақ}} > F_{\text{критик}}$ бўлгани учун нол гипотеза рад қилинади ва корхонанинг катта - кичиклиги меҳнат унумдорлигига таъсир қилувчи муҳим омилдир деб хулоса қилиш мумкин. Бошқа мисол олайлик. Қуйида буғдой ҳосилига минерал ўғитларнинг таъсирини аниқлаш мақсадида ўтказилган тажрибаларнинг натижалари келтирилган.

9.7-жадвал.

Буғдой ҳосилига ўғитларнинг таъсири (тажрибалар натижалари)

Тажриба тури	Ҳосил ц/га x_i	Йиғинди Σx_i	Ўртача ҳосил ц/га $\bar{x}_i = \frac{\Sigma x_i}{n}$
Ўғит берилган (назорат майдон)			
$K_2O + N$	67, 67, 55, 42	231	57,75
$K_2O + P_2O_5$	98, 96, 91, 66	351	87,75
$N + P_2O_5$	60, 69, 50, 35	214	53,50
$K_2O + P_2O_5 + N$	79, 64, 81, 70	294	73,50
	90, 70, 79, 88	327	81,75
Жами	-	1417	70,85

Ўғитларнинг ҳосилга умумий таъсирини баҳолаш талаб этилади. Аввал ҳамма тажрибалар натижасида олинган умумий ўртача ҳосилни аниқлаймиз:

$$\bar{x} = \frac{67+67+\dots+66+\dots+35+\dots+70+\dots+88}{20} = \frac{1417}{20} = 70,85 \text{ ц/га.}$$

Айрим тажрибаларда олинган ўртача ҳосил назорат майдонда $231/4=57,75$; $351/4=87,75$; $214/4=53,50$; $294/4=73,50$; $327/4=81,75$.

Энди ҳамма тажрибалар натижалари билан умумий ўртача ҳосил орасида фарқлар квадратларининг йиғиндисини ҳисоблаймиз.

$$S^2 = \sum_{i=1}^{20} (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^{20} x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 = 67^2 + 67^2 + 55^2 + \dots + 88^2 - \frac{1}{20} (1417)^2 = 106093 - \frac{2007889}{20} = 5698,55;$$

$$S_{\phi}^2 = m \left[\sum_{i=1}^5 \bar{x}_i^2 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^5 \bar{x}_i \right)^2 \right] = 4[57,75^2 + 87,75^2 + 53,35^2 + 73,50^2 + 81,75^2 - \frac{1}{5} (57,75 + 87,75 + 53,35 + 73,50 + 81,75)^2] = 3536,30.$$

$$S_{\phi}^2 = S^2 - S_{\phi}^2 = 5698,55 - 3536,30 = 2162,25.$$

Умумий, омиллар ва қолдиқ дисперсияларни топамиз:

$$\sigma^2 = \frac{S^2}{nm-1} = \frac{5698,55}{(4 \cdot 5)-1} = \frac{5698,55}{19} = 299,92$$

$$\sigma_{\phi}^2 = \frac{S_{\phi}^2}{m-1} = \frac{3536,30}{5-1} = 884,08$$

$$\delta^2 = \frac{S_{\phi}^2}{m(n-1)} = \frac{2162,25}{5(4-1)} = 144,15.$$

Бундан $F_{\text{ҳк}} = \sigma_{\phi}^2 / \delta^2 = 884,08/144,15 = 6,13$.

Бизда $v_1 = n - 1 = 5 - 1 = 4$, $v_2 = m(n - 1) = 5(4 - 1) = 15$.
 $\alpha = 0,1\%$ да $F_{\text{ҳк}} = 8,25$; $\alpha = 1\%$ да $F_{\text{ҳк}} = 4,89$; $\alpha = 5\%$ да $F_{\text{ҳк}} = 3,06$;

Икки ҳолда ҳам $F_{\text{ҳк}} > F_{\text{ҳк,тавл}}$, $\alpha = 0,1\%$ да $F_{\text{ҳк}} < F_{\text{ҳк,тавл}}$. Демак, 0,99 эҳтимоли билан ўғитларнинг ҳосилга таъсири исботланади, аммо 99,9% эҳтимоли билан бундай хулоса шубҳа туғдиради.

Дисперсион таҳлил йўли билан икки ва ундан ортиқ омилларнинг натижаларга таъсирини ҳам баҳолаш мумкин. Бунинг асоси бўлиб иккита ва ундан ортиқ белгиларга қараб тузилган комбинацион гуруҳлаш хизмат қилади. Масалан, икки омилли дисперсион таҳлил қилиш учун умумий вариация 4 та таркибий қисмларга ажратилади:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p \sum_{i=1}^{n_{jk}} (x_{ijk} - \bar{x})^2 &= \sum_{j=1}^m (\bar{x}_j - \bar{x})^2 n_j + \sum_{k=1}^p (\bar{x}_k - \bar{x})^2 n_k + \\ &+ \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p (\bar{x}_{jk} - \bar{x}_j - \bar{x}_k - \bar{x})^2 n_{jk} + \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p \sum_{i=1}^{n_{jk}} (x_{ijk} - \bar{y}_{jk})^2 \end{aligned} \quad (9.35)$$

Бу ерда: i - ϕ_1 омил - белги бўйича ϕ гуруҳдаги ва ϕ_2 омил - белги k - гуруҳдаги бирлик тартиб сони; $j = 1, m$; $k = 1, p$;

x_{jk} - x - натижавий белгининг jk - гуруҳдаги ўртача қиймати; jk - гуруҳ ϕ_1 омилнинг j қиймати ва ϕ_2 омилнинг k - қиймати бирикмаси асосида вужудга келади;

\bar{x}_j — φ_1 омил — белги бўйича тузилган j - гуруҳда x - белгининг ўртача қиймати;

\bar{x}_k — φ_2 омил — белги бўйича тузилган k - гуруҳда x - белгининг ўртача қиймати;

\bar{x} — бутун танланма бўйича x - белгининг умумий ўртача қиймати;

n_{jk} — φ_1 омилнинг j - қиймати ва φ_2 - омилнинг k - қиймати бирикмасидан ҳосил бўлган гуруҳдаги бирликлар сони;

n_j — φ_1 омил-белги бўйича j - гуруҳдаги бирликлар сони;

n_k — φ_2 омил-белги бўйича k - гуруҳдаги бирликлар сони;

n — бирликларнинг умумий сони

$$n = \sum_{j=1}^m n_j = \sum_{k=1}^p n_k = \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p n_{jk}$$

9.35 тенгликни қуйидагича ёзиш мумкин:

$$S_{\text{умумий}}^2 = S_{\varphi_1}^2 + S_{\varphi_2}^2 + S_{\varphi_1\varphi_2}^2 + S_{\text{қолдиқ}}^2 \quad (9.35a)$$

Бу ерда: $S_{\varphi_1}^2$ — x белгининг φ_1 омил таъсири остида юзага келган ўзгарувчанлиги;

$S_{\varphi_2}^2$ — x белгининг φ_2 омил таъсири остида вужудга келган ўзгарувчанлиги;

$S_{\varphi_1\varphi_2}^2$ — x белгининг φ_1 ва φ_2 омиллар ўзаро таъсири натижасида юзага чиққан ўзгарувчанлиги;

$S_{\text{қолдиқ}}^2$ — бошқа омиллар таъсири ҳисобига x белгининг ўзгарувчанлиги.

Биринчи учта таркибий элементлар x - белгининг ўрганилаётган омиллар таъсири остида пайдо бўлган ўзгарувчанликни ифодалайди, шунинг учун 9.35 тенгликни қуйидагича ёзиш мумкин:

$$S_{\text{умумий}}^2 = S_{\varphi_i \text{ ҳақиқий}}^2 + S_{\text{қолдиқ}}^2 \quad (9.36)$$

Бу ерда: $S_{\varphi_i \text{ ҳақиқий}}^2 = S_{\varphi_1}^2 + S_{\varphi_2}^2 + S_{\varphi_1\varphi_2}^2$ (9.37)

$S_{\varphi_i \text{ ҳақ.}}^2$ — миқдорни бевосита кўринишда ҳам ҳисоблаш мумкин:

$$S_{\varphi_i \text{ ҳақ.}}^2 = \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p (\bar{x}_{jk} - \bar{x})^2 n_{jk} \quad (9.38)$$

Аммо n_{jk} — гуруҳчалардаги ва n_j ҳамда n_k гуруҳлардаги бирликлар сонлари тенг бўлмагани учун умумий тенглик бузилади (тенг бўлмаган вазнлар билан тортиб олиш ҳисобига шундай бўлади).

Шунинг учун оддий (тортилмаган) миқдорлар ҳам ҳисобланади:

$$\begin{aligned} S_{\varphi_i \text{ ҳақ.}}^{2*} &= \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p (\bar{x}_{jk} - \bar{x})^2; \\ S_{\varphi_1}^{2*} &= \sum_{j=1}^m (\bar{x}_j - \bar{x})^2; \end{aligned} \quad (9.39)$$

$$S_{\varphi_{2l}}^{2*} = \sum_{k=1}^p (\bar{x}_k - \bar{x})^2;$$

$$S_{\varphi_1\varphi_2}^{2*} = S_{\varphi_1}^{2*} - S_{\varphi_1}^{2*} - S_{\varphi_2}^{2*}$$

Сунгра омил дисперсиясининг тортилган (9.38) ва оддий (9.39) **қийматларини** таққослаб, тузатиш коэффициентини аниқланади:

$$K = S_{\varphi_1 \text{ ҳақ.}}^2 : S_{\varphi_1 \text{ ҳақ.}}^{2*} \quad (9.40).$$

Бу коэффициентлар айирмалар квадратлари йиғиндисининг тортилмаган (оддий) қийматларига $S_{\varphi_1}^{2*}$, $S_{\varphi_2}^{2*}$, $S_{\varphi_1\varphi_2}^{2*}$ тузатиш киритиш учун ишлатилади. Бу тузатилган миқдорлар асосида F мезоннинг ҳақиқий қийматлари ҳисоблаб топилади:

$$F_{\varphi_1} = \frac{S_{\varphi_1}^{2*} K}{S_{\text{қолдиқ}}^2}, \quad F_{\varphi_2} = \frac{S_{\varphi_2}^{2*} K}{S_{\text{қолдиқ}}^2}, \quad F_{\varphi_1\varphi_2} = \frac{S_{\varphi_1\varphi_2}^{2*} K}{S_{\text{қолдиқ}}^2}$$

Ҳар бир фарқлар квадратларининг йиғиндиси учун эркин даражалар сони қуйидагича топилади:

$$v_{\varphi_1} = m - 1; \quad v_{\varphi_2} = p - 1; \quad v_{\varphi_1\varphi_2} = (m - 1)(p - 1) = mp - m - p + 1,$$

бутун омиллар дисперсияси учун

$$v_{\varphi_1 \text{ ҳақ.}} = v_{\varphi_1} + v_{\varphi_2} + v_{\varphi_1\varphi_2} = mp - 1$$

ва умумий дисперсия учун:

$$v_1 = n - 1$$

қолдиқ дисперсия учун:

$$v_2 = n - mp.$$

Бу эркин даражалар сонларини ҳисобга олиб муҳимлик даражасини белгилаб F-мезоннинг критик қийматлари 3 ва 4 - иловадаги жадвалдан белгиланади. Нол гипотезалар билдириб, уларни рад қилиш ёки қилмаслик масаласи $F_{\text{ҳақ}} > F_{\text{жадвал}}$ ёки $F_{\text{ҳақ}} < F_{\text{жадвал}}$ қараб ечилади.

F-мезон асосида регрессия тенгламасининг шакли, кўп омилли корреляцион таҳлилда у ёки бу ўзгарувчан миқдор (омил белги)нинг статистик муҳимлиги ҳақидаги ва бошқа масалалар ечилади.

Юқорида биз статистик гипотезаларни текширишнинг энг муҳим йўналишларини кўриб чиқдик. Булардан ташқари, статистик гипотезаларни синаш усуллари корреляция ва вариация коэффициентлари ва бошқа нисбий миқдорларни баҳолашда, турли тўпламларда статистик кўрсаткичлар (медиана, мода, асимметрия ва эксцесс коэффициентлари, регрессия ва корреляция кўрсаткичлари ва ҳ.к.) эга бўладиган қийматлар орасидаги фарқлар тасодифий ёки муҳимлигини аниқлашда қўлланади.

Барча ҳолларда текшириш натижаси эҳтимолли музокара қилиш ва шу йўл билан бир қарорга келишдан иборатдир. Бу эса турли-туман соҳаларда: биология ва тиббиётда, техника ва илмий текширишларда,

сиёсат ва иқтисодиётда, психология ва социологияда, спорт ва жисмоний тарбияда маълумотларни таҳлил қилишнинг моҳияти ва асосий вазифасини белгилайди.

9.10. Асосий тушунча ва атамалар

Бош тўпلام

Танланма тўпلام ёки танланма

Репрезентативлик

Тасодифий (силжимаган) репрезентативлик хатоси

Мунтазам (силжиган) репрезентативлик хатоси

P - ишончли эҳтимол

α - муҳимлилик даражаси

Бош тўпلام параметрларини баҳолаш

Танланма ўртача хатоси

μ танланма салмоқ хатоси

P ишонч коэффициентлари

Танланма кўрсаткичлар хатосининг чеклари (поёнлари)

3σ - Уч сигма қондаси

Асл маънода тасодифий танлаш

Такрорланувчи танлаш

Такрорланмайдиган танлаш

Типологик танлаш

Сериялаб танлаш

Механик танлаш

Кўп босқичли танлаш

Бирикмавий танлаш

Фурсатли танлаш

Кичик танланма

Танланма зарурий ҳажми

Танланма натижаларини бош тўпلامга тарқатиш усуллари

Статистик гипотеза

Ноль гипотеза

Муқобил гипотеза

Гипотезани текшириш мезони (Статистик мезон)

Тақсимот қонуни ҳақидаги гипотезалар

Нормал тақсимот гипотезаларини текшириш мезонлари:

χ^2 — Хи квадрат мезон;

λ — ламда мезон;

S — мезон;

L — мезон;

Ўртача миқдорлар ҳақидаги гипотезалар;

Параметрик гипотезалар;

Нопараметрик гипотезалар;

t — Стьюдент мезони

Дисперсион таҳлил

Эркин даражалар сони

F — Фишер мезони.

9.11. Қисқача хулосалар

1. Танланма текшириш назарияси таҳлилий статистикада алоҳида **Урин** эгаллайди ва турли амалиёт соҳаларида кенг қўлланади. Бозор иқтисодиёти муҳим ҳодиса ва жараёнларни ўрганишда бу услубдан фойдаланиш учун объектив шароит ва зарурият яратади.

2. Катта ҳажмли ёки умуман чексиз тўпламлар ҳақида кам меҳнат ва маблағ сарфлаб, назарий ва амалий жиҳатдан қониқарли ахборотларни олиш йўли — бу танланма кузатишдир. Танланма маълумотлари асосида:

- бош тўпلام тақсимотлари аниқланади;
- уларнинг характери ўрганилади ва турли эгри чизиклар шаклида математик ифодаланади;
- бош тўпلامнинг барқарор кўрсаткичлари баҳоланади;
- уларнинг ишончлилиқ даражаси иложи борича объектив белгиланади;
- бош тўпلام кўрсаткичлари ҳақидаги илмий гипотезалар ва ҳар хил экспериментал изланиш натижалари текширилади.

Бу масалаларни ечиш тартиби, йўллари ва усуллари танланма текшириш назариясида баён этилади.

3. Танланма асл маъноси билан тасодифий, маълум тартибда йўналтирилган ва аралашма-қуралашма бўлиши мумкин. Тасодифий танлаш алоҳида аҳамиятга сазовор бўлишининг сабаби шундаки, олиннадиган натижалар эҳтимолий музокаралар шаклида баҳоланиши мумкин.

4. Кузатувчининг шахсий хоҳиши каби субъектив ҳолат мавжудлиги танланма силжиш хавф-хатарини туғдиради ва мунтазам хатога олиб келади, шунинг учун олдини олишга интилиш лозим.

5. Ҳар бир ҳолда танлаш усули ва техникасини қўллаш айна ҳолат шароитига ва маблағ ҳамда ресурслар билан таъминланишга боғлиқ. Агар танлаш тасодифий бўлмаса, у ҳолда ундан олиннадиган бош тўпلامي баҳолаш натижаларининг ишончлилиги маълум даража шахсий мулоҳазалар таъсирида бўлади.

6. Оддий танлаш шароитида ҳодисанинг танлама бўйича олинган нисбий сони ёки салмоғини бош тўпلام учун баҳолаш сифатида қабул қилиш мумкин. Худди шунингдек, ўртача ва бошқа кўрсаткичларнинг танланма қийматларини уларнинг бош тўпламадаги қийматларининг баҳолари сифатида қабул қилиш мумкин.

7. Катта ҳажмли танланмаларда ҳодисанинг абсолют сони учун квадратик хато $\sigma = \sqrt{npq}$, нисбий сони (ҳиссаси) эса $\mu = \sqrt{\frac{pq}{n}}$ ва ўртача

миқдор учун $\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$ формула орқали аниқланади. Бу формулалар нормал тақсимланган бош тўпلام учун ўринлидир. Аммо бош тўпلام тақсимланиши нормал ҳолатдан кучли фарқ қилса, бу формулалардан фойдаланиш бир оз хатарлидир.

8. Кузатилган ҳодиса сони ёки кўрсаткич қиймати назарий кутилаётганидан фарқи 3 карра квадратик хатодан катта бўлиш эҳтимоли

жуда кичикдир. Бунга асосан танланма текшириш натижаларига таяниб бош тўплам кўрсаткичлари ётадиган чегарани баҳолаш мумкин:

$$\bar{x} - \Delta_{\bar{x}} \leq \tilde{X} \leq \bar{x} + \Delta_{\bar{x}} \quad \text{ва} \quad w + \Delta_w \leq P \leq w + \Delta_w$$

Бу ерда: $\Delta_{\bar{x}} = \mu$, t - эҳтимолли ишонч коэффиценти.

9. Кичик ҳажмли танланмаларда ($n < 30$) юқоридаги квадратик хато формулаларига тузатиш киритиш лозим. Бунинг учун танлама тўплам ҳажми n ўрнига $n - 1$ олиш керак, чунки танлама дисперсия бош дисперсиядан $n/n-1$ га фарқ қилади.

10. Илмий гипотезаларни текшириш танланма текшириш назариясига таянади ва турли мезонлар ёрдамида бажарилади.

9.12. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Қисман кузатишнинг қандай турларини биласиз?
2. Танланма кузатиш нима? Бошқа қисман кузатиш турларидан нималар билан фарқ қилади?
3. Танланма текширишлар қандай мақсад ва вазифаларни кўзлайди?
4. Бозор иқтисодиёти шароитида қандай ҳодиса ва жараёнлар танланма кузатиш йўли билан ўрганилади? Мисоллар келтиринг.
5. Бош ва танланма тўплам деганда нимани тушунасиз? Улар қандай умумлаштирувчи кўрсаткичлар билан тавсифланади?
6. Репрезентативлик хатоси нима? У қайд қилиш хатосидан нималар билан фарқ қилади?
7. Репрезентативлик хатосининг қандай турларини биласиз? Улар орасидаги фарқларни тушунтириб беринг.
8. Танланма репрезентатив бўлиши қандай танлаш усуллари ёрдамида таъминланади?
9. Асл маънода тасодифий танлаш деганда нимани тушунасиз? У қандай йўллар билан амалга оширилади?
10. Сиз, университет талабалари статистика фанини ўзлаштириш даражасини баҳолаш мақсадида танланма кузатиш ўтказмоқчисиз. Бунинг учун талабаларни қандай тартибда танлаб оласиз? Математика ёки иқтисодий назарияни яхши биладиган талабаларни кўпроқ танлаб олиш мумкинми? Университетга киришда энг юқори баллар олган талабаларни-чи?
11. Танланмага тушган ҳар бир талабани оғзаки сўроқ-жавоб йўли билан ўзлаштириш ҳақидаги маълумотларни тўплаш мумкинми? Бу ҳолда қандай хатоларга йўл қўйиш мумкин?
12. Бозор иқтисодиёти шароитида яширин иқтисодиёт билан шуғullanувчилар бўлиши шак-шубҳасиз. Бу иқтисодиёт миқёсининг танланма усулда баҳолаб бўладими? Сиз бундай танланма кузатиш ташкил этиш йўллари ҳақида қандай фикрларни билдира оласиз?
13. Механик танлаш нима? Қандай ҳолларда унинг натижалари тасодифий танланмага мос келади ва қандай ҳолларда фарқ қилади?

14. Типларга (гурӯҳларга) ажратиб танлаш деганда нимани тушуна-
сиз? Талабалар билим даражасини ўрганиш мақсадида бу усулдан қан-
дай тартибда фойдаланиш мумкин ёки бутунлай мумкин эмасми?

15. Сериялаб танлаш деганда нимани тушунасиз? Қандай ҳолларда
бу усулдан фойдаланиш мумкин?

16. Танланма кўрсаткичнинг квадратик хатоси ва қандай ишончли
чегараларда бўлиши мумкинлиги қандай аниқланади?

17. 6.6-жадвал маълумотлари асосида тасодикий танлаш йўли билан
10, 15, 20, 25 та корхоналарни танлаб олиб, бир корхонага тўғри
келадиган ишчилар сони ва қўшилган қийматни ҳисобланг. Олинган
натижаларни бир-бири билан ва ҳамда ҳамма (50 та) корхоналар бўйича
ҳисоблаб топилган натижалар билан таққосланг. Танланма хатоси қан-
дай ўзгаришини таҳлил қилинг.

18. t — ишонч коэффициентининг моҳияти ва вазифаси ҳақида
нима дея оласиз?

19. Ишонч эҳтимоли ва муҳимлик даражаси деганда нимани тушу-
насиз?

20. Танланма нормал тақсимланишга эга деб қабул қилиб танланма
ўртача бош тўплам ўртачасидан 2 карра эҳтимолли хатодан (0,67449
квадратик хатога тенг) катта бўлиш эҳтимолини топинг.

21. 2000 йилда Андижон вилоятида танлаб олинган 1000 хонадон-
ларда жон бошига даромадлар 111,9 минг сўм, квадратик ўртача тафо-
вут 44,4 минг сўм, истеъмол харажатлари 105,2 минг сўм $\sigma = 40,5$
минг сўмни ташкил этган. Фарғона вилоятида эса танлаб олинган 800
хонадонларда бу кўрсаткичлар тегишли тартибда $\bar{x}_{даромад} = 105,1$;

$\sigma = 52,5$; $x_{истеъмол} = 95,1$; $\sigma = 44,5$ минг сўмдан иборат бўлган. Даро-
малар ил истеъмол харажатлари минтақадан минтақага ўртача жон
бошига ўзгаради деб фараз қилиш учун асос борми?

22. Тангани чирпирак айланадиган қилиб 25, 50, 75, 100 марта
юқорига иргитиб ташланг. Герб томони билан тушиши сонлари ва улар-
нинг ташлаш умумий сонидagi ҳиссасини ҳисобланг. Олган натижала-
рингиздан фойдаланиб, жуда кўп мартаба танга ташланганда герб то-
монининг чиқиш нисбий сонини 0,954 эҳтимоли билан баҳоланг. Бу
кўрсаткич тажрибадан тажрибага қандай ўзгаришини таҳлил қилинг.

23. Қуйидаги вазиятлар учун танлаш хатолари бўлиши мумкин ман-
баларини кўрсатинг:

а) бир сават олмалардан юзида ётганларини олиб, танланма тўплам
ҳосил қилдик;

б) халтага қўл тиқиб, таваккалига 50 тача олдик;

в) телефон маълумотномасини чамалаб очиб, соҳифада телефон
рақамлари жойлашиш тартибида бир нечта тенг қийматли сонлар ол-
дик;

г) газеталарда маҳсулотимиз ҳақида эълонлар чоп этиб, газетхон-
лар танланмасини барпо этдик;

д) шаҳар аҳолисини ўрганаётган тадқиқотчи 1) эрта тонгда, 2) туш пайтида, 3) кечқурун сўроқ-жавоб ўтказди, жавоб бермаган хонадонларни эътибордан ташқарида қолдирди;

е) худди шунга ўхшаш сўроқ-жавобни ҳар бир оила аъзосининг даромади ҳақида амалга оширдик;

ж) худди шунга ўхшаш сўроқ-жавобни хонадонда бўлган аёл ва эркаклар, ёш болалар ёши ҳақида ҳам амалга оширдик;

з) деҳқон бозорида баҳоларни қайд қилишни эрта тонгда, пешинда ва кечки томон бажардик.

24. Танланма тўплам ҳажми қандай аниқланади?

25. Нима учун тасодифий танлаш танланма барпо этишда энг муҳим усул ҳисобланади?

26. Кичик танланма деганда нимани тушунасиш? Унинг хатоси қандай топилади?

27. Статистик гипотеза нима ва нима учун уни текшириш керак, қандай йўл билан текширилади?

28. Статистик мезон деганда нимани тушунасиш? Унинг критик доираси ва ўринли қийматлар доираси деган тушунчалар нимани англатади?

29. Нормал тақсимот қонунига ҳақиқатда кузатилган тақсимотлар бўйсунуши ҳақидаги гипотезалар қандай тартибда баҳоланади?

30. Ўртачалар ҳақидаги нол-гипотеза нималарни англатади ва қандай тартибда баҳоланади? Мисоллар келтиринг.

31. Дисперсион таҳлил нима ва у қандай мақсадлар учун хизмат қилади?

32. Эркин даражалар сонининг моҳияти нимадан иборат, у қандай йўл билан аниқланади?

33. 6.8-жадвал маълумотлари асосида дисперсион таҳлил амалга оширинг.

9.13. Адабиётлар

1. *И.И.Елисеева, М.М.Юзбашев.* Общая теория статистики. М.: Финансы и статистика, 1998.

2. *Афифи А., Эйзен.* Статистический анализ. Подход с использованием ЭВМ (Пер. с англ. Под ред. Г.П.Башина), М.: Мир, 1982.

3. *Дружинин Н.К.* Математическая статистика в экономике. М.: Статистика, 1971.

4. *Йенс Ф.* Выборочный метод в переписях и обследованиях. М.: Статистика, 1965.

5. *У.Кокрен.* Методы выборочного исследования. Перв. с англ. М.: Статистика, 1976.

6. *Закс Л.* Статистическое оценивание. Пер. с нем. М.: Статистика, 1976.

7. *Э. Кейн.* Экономическая статистика и эконометрия. Перв. с англ. М.: Статистика, 1977.

8. *У.Дж.Рейхман.* Применение статистики. Перв. с англ. М.: Статистика, 1969.

9. *М.Л.Петрович, М.И.Давидович.* Статистическое оценивание и проверка гипотез на ЭВМ. М.: Финансы и статистика, 1989.

10. *А.Хьютсон.* Дисперсионный анализ. Перв. с англ. М.: Статистика, 1971.

РЕГРЕССИОН ВА КОРРЕЛЯЦИОН ТАҲЛИЛ

10.1. Ўзаро боғланишлар ҳақида тушунча ва уларнинг турлари

Ижтимоий ҳаётда барча воқеалар ва жараёнлар орасида ўзаро боғланиш мавжуд. Уларни ўрганиш статистиканинг муҳим вазифаси ҳисобланади.

Айрим белгилар бошқа белгиларга таъсир қилиб, уларнинг ўзгаришига сабабчи бўлади, яъни улар эркин ўзгарувчан, бошқалари эса уларга қарамдир. Шу жиҳатдан белгилар икки хилга бўлинади. Бошқа белгиларнинг ўзгаришига сабабчи бўладиган белги омил белги дейилади. Бошқа белгиларнинг таъсири остида ўзгарадиган белги эса натижавий белги деб аталади. Масалан, 1 га экин майдонига солинган минерал ўғитларнинг миқдори, берилган сувнинг ҳажми, ишлов бериш ва бошқа белгиларнинг ўзгариши билан қишлоқ хўжалик экинларининг ҳосилдорлиги ўзгаради. Бунда ҳосилдорлик натижавий белги бўлиб, унинг ўзгаришига таъсир этадиган барча омиллар омил белгилардир.

Белгилар ўртасидаги боғланишлар характериға қараб икки турға бўлинади:

- 1) функционал боғланиш;
- 2) корреляцион боғланиш.

Функционал боғланиш — бу шундай тўлиқ боғланишки, унда бир белги ёки белгилар ўзгариши қийматига ҳар доим натижанинг маълум меъёрида ўзгариши мос келади.

Омил белгининг ҳар бир қийматига натижавий белгининг ҳар доим битта ёки бир нечта аниқ қиймати мос келса, бундай муносабат функционал боғланиш дейилади. Функционал боғланишнинг муҳим хусусияти шундан иборатки, бунда барча омилларнинг тўлиқ рўйхатини ва уларнинг натижавий белги билан боғланишини тўла ифодаловчи тенгламани ёзиш мумкин.

Масалан, учбурчакнинг юзи (S) фақат унинг асоси (a) билан баландлигига (h) боғлиқ бўлиб, боғланиш ушбу формула $S = \frac{1}{2} ah$ билан тўла ифодаланади. Бу ерда “ a ” ва “ h ” омил, $\frac{1}{2}$ пропорционаллик коэффициентидир.

Корреляцион боғланиш — бу шундай тўлиқсиз боғланишки, унда омилларнинг ҳар бир қийматига турли замон ва макон шароитларида натижанинг ҳар хил қийматлари мос келади. Бу ҳолда омилларнинг тўлиқ сони номаълумдир.

Омилларнинг сонига қараб функционал боғланишлар бир ёки кўп омилли бўлади. Улардан ижтимоий фанларга нисбатан аниқ фанларда жуда кенг фойдаланилади, чунки функционал боғланишлар табиий ҳодисалар орасида кўп учрайди.

Омилларнинг ҳар бир қийматига турли замон ва макон шароитларида натижавий белгининг аниқ қийматлари эмас, балки ҳар хил қийматлари мос келадиган боғла-

ниш корреляцион боғланиш ёки муносабат дейилади. Корреляцион боғланишнинг характерли хусусияти шундан иборатки, бунда омилларнинг тулиқ сони номаълум бўлади. Бундан ташқари, формулалар ёрдамида корреляцион боғланишларнинг фақат тақрибий ифодаларини ёзиш мумкин, холос. Масалан, қишлоқ хўжалик экинларининг ҳосилдорлиги билан 1 га майдонга солинган минерал ўғитларнинг миқдори ўртасида боғланиш мавжудлиги ҳаммага равшан. Аммо шуниси ҳам борки, гектарига тенг миқдорда ўғит солинган икки майдонда ҳосилдорлик бир хил бўлиши шарт эмас. Ҳатто айрим ҳолларда гектарига кам миқдорда минерал ўғитлар солинган майдондан юқори ҳосил олиниши мумкин. Чунки, бу майдонда тупроқ ва уруф сифатли бўлиб, яхши муддатларда экилган, ишлов берилган ва ҳ.к. Натижада минерал ўғитларнинг миқдори кам бўлса-да, омиллар системасининг таъсири юқори бўлган. Умуман, ҳосилдорликка таъсир этувчи омилларнинг сони жуда кўп бўлиб, уларнинг тулиқ рўйхатини аниқлаш ва натижавий белги билан боғланишини тула ифодалайдиган тенгламани ёзиш мумкин эмас. Демак, ҳосилдорлик билан унинг омиллари ўртасидаги боғланиш корреляцион муносабатдир.

Корреляция сўзи лотинча *correlation* сўзидан олинган бўлиб, ўзаро муносабат, мувофиқлик, боғлиқлик деган луғавий маънога эга. Бу атамани статистика фанига инглиз биологи ва статистиги Френсис Гальтон XIX аср охирида киритган. Ўша пайтда бу сўз “*correlation*” (мувофиқлик) кўринишида ёзилар эди ва оддий боғланиш (*relation*) эмас, балки боғланишга яқинроқ мазмунга эга эди, чунки боғланиш сўзи одатда фақат функционал шаклдаги боғланишга нисбатан ишлатилган. Умуман фан соҳасида, айнан палеонтологияда “корреляция” атамаси анча бурун, XVIII аср охирида фрацуз палеонтологи (қазилмаларда топилган ҳайвон ва ўсимликлар қолдиғи бўйича мутахасис) Жорж Кувье томонидан қўлланилган. У ҳаттоки ҳайвонлар қолдиқлари ва аъзоларининг “корреляция қонуни” деган иборани илм фанга киритган. Унинг фикрича “корреляция қонуни” қазилмаларда топилган бош суяк ва бошқа қолдиқлар асосида бутун ҳайвон қиёфасини тиклаш ва унинг тизимдаги ўрнини белгилаш учун кўмаклашади. Агар калла суяк шохли бўлса, демак, у ўтхўр ҳайвон, унинг қўл-оёқлари туёққа эга; агарда панжаси ўткир тирноқли бўлса — бу шохсиз, йиртқич ҳайвон бўлиб, катта қозиқ тишларга эга.

Ривоят қиладиларки, байрам кунларидан бирида талабалар профессор Кувье устидан ҳазил қилмоқчи бўладилар. Улар талабалардан бирига шохли ва туёқли эчки терисини ёпиб, уни Кувье ухлаб ётган хона деразаси остига ўтказиб қўядилар. Масхарабоз туёқлари билан тепиниб “мен сени ейман” деб фарёд кутаради. Кувье уйғониб шохли шарпага назар ташлаб, оҳиста жавоб қилади: “Сен шох ва туёққа эга ҳайвон экансан, демак, корреляция қонунига биноан ўтхўр ҳайвонсан ва мени ейишинг мумкин эмас. Бинобарин корреляция қонунини билмаганинг учун икки баҳо оласан”.

Корреляцион боғланишни умумий ҳолда қуйидагича таърифлаш мумкин. Ўзаро боғланган иккита белгидан бири X нинг айрим қийматларини x_1, x_2, \dots, x_k ёки x_i , $i = 1 \dots k$ орқали, иккинчи белги Y нинг

Биринчи белги X нинг ҳар бир қийматига мос келадиган қийматлари y_1, y_2, \dots, y_s $y = \overline{1...s}$ деб белгилайлик. Бир белги X нинг ҳар бир қийматига иккинчи ўзгарувчан U белгининг тақсимоти мос келса, бундай муносабат корреляцион боғланиш деб юритилади.

Агар ўрганилаётган тўпلام ҳажми кичик бўлиб, ҳар бир ҳолда х-қийматига U-нинг бирор қиймати мос келса, бу ҳолда корреляцион боғланиш оддий жадвал кўринишида ифодаланади.

x_1	x_2	...	x_n
y_1	y_2	...	y_n

X белги ўзгариши билан унинг ҳар бир қийматига маълум тартибда ўзгарадиган U белгининг аниқ тақсимоти мос келса, X билан U ўртасидаги муносабат корреляцион боғланиш деб аталади.

Агар тўпلام катта ҳажмга эга бўлса, белги X ва U ларнинг жуфт қийматлари x_i ва y_j ҳам кўп бўлади ва улар орасида айримлари тез-тез такрорланиши мумкин. Бу ҳолда корреляцион боғланиш комбинацион жадвал (матрица) шаклида ифодаланади.

10.1-жадвал

x ва y белгилар орасидаги боғланиш матрицаси

x/y	y_1	y_2	y_3	...	y_s	y_j	f_x
x_1	f_{11}	f_{12}	f_{13}	...	f_{1s}	f_{1j}	f_{x1}
x_2	f_{21}	f_{22}	f_{23}	...	f_{2s}	f_{2j}	f_{x2}
x_3	f_{31}	f_{32}	f_{33}	...	f_{3s}	f_{3j}	f_{x3}
...
x_k	f_{k1}	f_{k2}	f_{k3}	...	f_{ks}	f_{kj}	f_{xk}
Умумий x_i	f_{i1}	f_{i2}	f_{i3}	...	f_{is}	f_{ij}	f_{xi}
f_y	f_{y1}	f_{y2}	f_{y3}	...	f_{ys}	f_j	N

Бу жадвал корреляцион жадвал ёки тур дейилади. Унинг баъзи хоссаларини кўриб чиқамиз.

1. x_1, x_2, \dots, x_k ёки қисқача x_i $i = \overline{1...k}$ - x белгининг k та турли қийматлари. y_1, y_2, \dots, y_s ёки қисқача y_j $j = \overline{1...s}$. U-белгининг s та қийматлари.

2. Жадвалнинг i-қаторлари ва j-устунлари кесишган катакдаги f_{ij} миқдор X ва U белгиларнинг ўзаро мос жуфт қийматлари неча марта кузатилишини кўрсатади ва уларнинг такрорланиш (бирликлар) сони деб аталади.

3. Охириги устундаги f_{x1}, f_{xk} такрорланиш сонлари ҳамма кузатишларда ҳар бир X белги қийматига мос U белги қийматларининг такрорланиш сонини белгилайди. Унинг умумий сони $\sum_{j=1}^k f_{xj} = f_{x1} + f_{x2} + \dots + f_{xk}$.

4. Охирги қаторда ҳар бир $У$ белги қийматиға мос X -белги қийматларининг такрорланиш сони берилган. Уларнинг умумий сони

$$\sum_{j=1}^s f_{y_j} = f_{y_1} + f_{y_2} + f_{y_3} + \dots + f_{y_s}.$$

5. f_{y_j} ва f_{x_i} йиғиндилари бир-бирига тенг, яъни $\sum_{i=1}^k f_{x_i} = \sum_{j=1}^s f_{y_j} = N$.

6. 10.1-корреляцион жадвалдан кўриниб турибдики, X белгининг ҳар бир қийматиға $У$ -нинг маълум тақсимоти мос келади: масалан, x_1 қийматиға $У$ нинг қуйидаги тақсимоти мос келади:

y_1	y_2	y_3	...	y_s	ва умуман	y_j
$f_{1,1}$	$f_{1,2}$	$f_{1,3}$...	$f_{1,s}$		f_{1j}

Умуман X_i қийматға $У$ -нинг қуйидаги тақсимоти мос келади:

y_1	y_2	y_3	...	y_s	ва умуман	y_j
$f_{i,1}$	$f_{i,2}$	$f_{i,3}$...	$f_{i,s}$		f_{ij}

Худди шунингдек, y_i қийматға X -нинг қуйидаги тақсимоти мос келади:

x_1	x_2	x_3	...	x_k	ва умуман	x_i
$f_{j,1}$	$f_{j,2}$	$f_{j,3}$...	$f_{j,k}$		f_{ji}

Ўрганилаётган тўплам тақсимоти нормал тақсимотга мос ёки унга яқин шаклда бўлса, корреляцион жадвал ўртасида жойлашган X ва $У$ нинг жуфт қиймати одатда энг катта такрорланиш сонига эга бўлади. Унга қараб жадвал тўртта катакларга бўлинади. Биринчи катак жадвалнинг чап томони юқори қисмида жойлашган X ва $У$ ларнинг қийматлари ва уларнинг такрорланиш сонларидан таркиб топади. Ундан паст қисмда иккинчи, ўнг қисмда эса учинчи катаклар ўрнашади. Иккинчи катак X нинг катта қийматларига мос келадиган $У$ нинг нисбатан кичик қийматлари ва уларнинг жуфтлари учун такрорланиш сонларини ўз ичига олади. Учинчи катак эса, аксинча, X нинг нисбатан кичик қийматларига мос келадиган $У$ нинг катта қийматлари ва уларни жуфтликда такрорланиш сонларини қамраб олади. Ва ниҳоят, тўртинчи катак биринчи катакнинг қарама қарши ҳолати бўлиб, у X ва $У$ ларнинг ўзаро мос келадиган катта қийматлари ва уларни такрорланиши сонларидан тузилади.

Ҳақиқий кузатилган X ва $У$ тақсимотларининг мазкур катакларда жойлашишига қараб, улар орасида боғланиш бор ёки йўқлиги, мавжуд бўлса унинг характери ҳақида бошланғич умумий фикр юритиш мумкин. Масалан, ҳақиқий тақсимот такрорланиш сонлари барча катаклар бўйича бетартиб сочилиб ётса, X ва $У$ белгилар орасида боғланиши йўқлигидан дарак беради. Бошқа ҳолларда уларнинг ка-

таклар бўйича жойланиши маълум тартибдаги оқимлар йўналишига эга бўлса, демак, X ва Y белгилар орасида боғланиш борлиги ҳақида тахмин қилиш ўринли бўлади.

Боғланиш ўзгариш йўналишларига қараб тўғри ёки тескари бўлади. Агар белгининг ортиши (ёки камайиши) билан натижавий белги ҳам ортиб (ёки камайиб) борса, улар ўртасидаги боғланиш тўғри боғланиш дейилади. Аксинча, натижавий белгининг ўзгариш йўналиши омил белгиникига қарама-қарши бўлганда боғланиш тескари бўлади. Баъзан боғланишнинг тўғри ёки тескари бўлиши маълум оралиқ кўламида ўринлидир.

Масалан, 1 га майдонга бериладиган сувнинг миқдорини (X) ошириш ҳисобига ҳосилдорликни чексиз ўстириб бўлмайди, чунки сувнинг миқдори оптимал даражага ($X_{\text{опт}}$) етгунча ҳосилдорлик ортиб боради, сўнгра унинг қўшимча миқдори ҳосилдорликни пасайтиради. Демак, ҳосилдорлик (y) билан 1 га майдонга берилган сувнинг миқдори ўртасидаги боғланиш $0 \leq x \leq X_{\text{опт}}$ оралиғида тўғри бўлиб, $X_{\text{опт}} \leq X$ да эса тескаридир.

Боғланишлар аналитик ифодаларининг кўринишларига қараб тўғри чизиқли (ёки умуман чизиқли) ва эгри чизиқли (ёки чизиқсиз) боғланишларга бўлинади. Агар боғланишнинг тенграмасида омил белгилар (X_1, X_2, \dots, X_k) фақат биринчи даража билан иштирок этиб, уларнинг юқори даражалари ва аралаш кўпайтмалари қатнашмаса, яъни $y = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i K_i$ кўринишда бўлса, чизиқли боғланиш ёки хусусий ҳолда, омил битта бўлганда $y = a_0 + a_1 x$ тўғри чизиқли боғланиш дейилади.

Ифодаси тўғри чизиқли (ёки чизиқли) тенграма бўлмаган боғланиш эгри чизиқли (ёки чизиқсиз) боғланиш деб аталади. Хусусан, парабола $y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2$ ёки $y = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i x_i + \sum_{i=1}^k b_i x_i^n$ $n = \overline{1, \dots, s}$

гипербола $y = a_0 + \frac{a_1}{x}$ ёки $y = a_0 + \sum_{i=1}^k \frac{a_i}{x_i}$

кўрсаткичли $y = a_0 x^a$ ёки $y = a \prod_{i=1}^k x_i^{a_i}$ ва бошқа кўринишларда ифодаланадиган боғланишлар эгри чизиқли (ёки чизиқсиз) боғланишга мисол бўла олади.

Статистикада ўзаро боғланишларни ўрганиш учун махсус усуллардан фойдаланилади. Хусусан, функционал боғланишларни текшириш учун баланс ва индекслар методи, корреляцион боғланишларни ўрганиш учун эса параллел қаторлар, аналитик группалаш, дисперсион таҳлил ва регрессион ва корреляцион таҳлил усуллари кенг қўлланилади.

Қуйидаги тарҳ юқорида баён этилганларни умумлашган ҳолда яққолроқ тасвирлайди:



10.1-тарх. Ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларнинг турлари ва уларни ўрганиш усуллари.

10.2. Регрессион ва корреляцион таҳлил вазифалари ва унинг босқичлари

Корреляцион боғланишларни ўрганишда икки тоифадаги масалалар кўндаланг бўлади. Улардан бири ўрганилаётган ҳодисалар (белгилар) орасида қанчалик зич (яъни кучли ёки кучсиз) боғланиш мавжудлигини баҳолашдан иборат. Бу корреляцион таҳлил деб аталувчи усулнинг вазифаси ҳисобланади.

Корреляцион таҳлил деб ҳодисалар орасидаги боғланиш зичлик даражасини баҳолашга айтылади.

Корреляцион таҳлил корреляция коэффициентларини аниқлаш ва уларнинг муҳимлигини, ишончилигини баҳолашга

асосланади.

Корреляция коэффициентлари иккиёқлама характерга эга. Уларни ҳисоблаш натижасида олинган қийматларни X билан Y белгилар ёки, аксинча, Y билан X белгилар орасидаги боғланиш меъёри деб қараш мумкин, холос.

Корреляция коэффициенти фақат боғланиш меъёрини ўлчайди, аммо муносабатларнинг сабабини очиб бермайди.

Шунинг учун корреляцион таҳлил усулидан иқтисодий амалиётда фойдаланаётганда ёдда тутиш лозимки, у ёки бу корреляция коэффициенти фақат боғлиқлик меъёрини ўлчайди, аммо муносабатларнинг сабабини очиб бермайди. Масалан, агар A

ва В белгилар орасида зич боғланиш борлиги корреляция коэффициентлари ёрдамида аниқланган бўлса, бу боғланиш заминида турли сабаб-оқибатлар ётиши мумкин: ё А белги В белги ўзгаришининг сабабчиси, ёки, аксинча, В белги А ўзгаришига олиб келган омил (сабаб), ёки А ни ҳам В ни ҳам бир-бирига мос равишда ўзгаришига сабабчи бўладиган яна бир С омил мавжуд бўлиши мумкин.

Корреляцион боғланишни текширишда қўлланиладиган иккинчи вазифа бир ҳодисанинг ўзгаришига қараб, иккинчи ҳодиса қанча миқдорда ўзгаришини аниқлашдан иборат. Афсуски, корреляцион таҳлил усули - корреляция коэффициентлари бу ҳақида фикр юриштиш имконини бермайди. Регрессион таҳлил деб номланувчи бошқа усул мазкур мақсад учун хизмат қилади.

Регрессия сўзи латинча regressio сўзидан олинган бўлиб, орқага ҳаракатланиш деган луғавий маънога эга. Бу атамани статистикага кириб келиши ҳам корреляцион таҳлил асосчилари Ф.Гальтон ва К.Пирсон номлари билан боғлиқдир. Бунинг тарихи қуйидагича бўлган: Оталар бўйи билан уларнинг ўғилларининг бўйи орасидаги боғланиш Ф.Гальтон ва К.Пирсонда қизиқиш уйғотган. Ф.Гальтон 200 дан ортиқ оилаларни ўрганиб, отаси буйчан оилаларда ўғилларининг ўртача бўйи пастроқ ва аксинча, отаси пақанароқ оилаларда эса ўғиллари буйчанроқ эканлигини аниқлаган. Бундан келиб чиқиб, тадқиқотчи аҳоли буйининг ўртачадан тафовути келажак авлодда камаяди - регрессияланади деган хулосага келган. Бунинг сабаби шундаки, фарзандлар буйлари нафақат оталар буйига боғлиқ, балки уларга она бўйи ва бошқа бола вояга етиши билан боғлиқ омиллар таъсир этади ва улар иккиёклама йўналишда бола ўсишига таъсир этгани учун ўғил болалар буйини ўртача даражага яқинлаштиради. Умуман олиб қараганда, буй ўзгарувчанлиги камаймайди, яъни, ҳозирги "акселерация" давримизда ўртача инсон бўйи авлоддан авлодга кўзилиб (узайиб) бормоқда.

Регрессион таҳлил натижавий белгига таъсир этувчи омилларнинг самарадорлигини аниқлаб беради.

Регрессион таҳлил амалий масалаларни ечишда муҳим аҳамият касб этади. У натижавий белгига таъсир этувчи белгиларнинг самарадорлигини амалий жиҳатдан етарли даражада аниқлик билан баҳолаш имконини беради. Шу билан бирга регрессион таҳлил ёрдамида иқтисодий ҳодисаларнинг келажак даврлар учун истиқбол миқдорларини баҳолаш ва уларнинг эҳтимол чегараларини аниқлаш мумкин. Бунинг учун регрессия тенгламалари ёки иқтисодий - статистик моделлар тузилади. Бундай моделлар назарий жиҳатдан асосли, амалий жиҳатдан қониқарли натижалар бериши учун улар регрессион таҳлил билан корреляцион таҳлил усулларини биргаликда қўлланишига асосланиши лозим, чунки бу усуллар бир-бирини тўлдиради ва тақозо этади.

Шундай қилиб, корреляцион боғланишларни ҳар тарафлама чуқур таҳлил қилиш учун корреляцион таҳлил ва регрессия усуллари биргаликда қўлланиши керак.

Регрессион таҳлил усулидан фойдаланаётганда назарда тутиш керакки, умуман тўпламнинг ҳар бир бирлигида ўрганилаётган белгилар орасидаги боғланиш одатда турлича характерга эга бўлади. Шунинг учун уларнинг ҳар бирига мос келган регрессия тенгламаларини алоҳида - алоҳида аниқлаш керак. Аммо зарур маълумотларни тўплаш мумкин бўлмаганлиги сабабли натижавий белгининг ўртача миқдори билан омиллар боғланишини ифодалайдиган регрессия тенгламалари аниқланади.

Регрессия тенгламасини аниқлаш билан бир қаторда у корреляцион боғланишни қандай даражада ифодалашини баҳолаш муҳим аҳамиятга эгадир. Чунки айрим регрессия тенгламалари боғланиш характерини етарлича ифода этмаслиги ёки бутунлай бошқача қилиб кўрсатиши мумкин.

Регрессион ва корреляцион таҳлилда боғланишнинг регрессия тенгламаси аниқланади ва у маълум эҳтимол (ишонч даражаси) билан баҳоланади, сўнгра иқтисодий-статистик таҳлил қилинади.

Шу сабабли ҳам регрессион ва корреляцион таҳлил қуйидаги 4 босқичдан иборат бўлади:

- 1) масала қўйилиши ва дастлабки таҳлил;
- 2) маълумотларни тўплаш ва уларни ўрганиб чиқиш;
- 3) боғланиш шакли ва регрессия тенгламасини аниқлаш;
- 4) регрессия тенгламасини баҳолаш ва таҳлил қилиш.

Бу босқичлар мазмуни ва вазифалари устида бироз тўхталиб ўтамиз.

1. Масала қўйилиши ва дастлабки таҳлил. Аввало ўтказилаётган текширишнинг вазифаси ва мақсадига асосан натижавий белги ва унинг регрессия тенгламасида иштирок этиш шакли, яъни белгини миқдорий характерлайдиган кўрсаткич аниқланади. Сўнгра, натижавий белгига таъсир этувчи омилларнинг рўйхати белгиланади, улардан назарий ва мантиқий таҳлил ёрдамида энг муҳим ва моҳиятли бўлганлари танлаб олинади. Аммо назарий ва мантиқий таҳлил йўли билан муҳим омилларни ва уларнинг регрессия тенгламаларида иштирок этиш шакллари белгилаш ҳақидаги масалани тўла ҳал қилиб бўлмайди. Бу жараён кейинги босқичларда ҳам давом эттирилади.

2. Маълумотларни тўплаш ва уларни таҳлил қилиш. Маълумотлар тўплашни бошлашдан аввал текширилаётган тўпламни макон ва замонда чегаралаш, шунингдек, унинг бирлигини аниқлаш керак. Масалан, пахтанинг ҳосилдорлиги билан унинг омиллари ўртасидаги боғланиш ўрганилаётган бўлса, вилоят туманлари, улардаги ширкат ва фермер хўжаликлари, оилавий бригадалар ва ҳ.к. бирликлар бўйича олинган бир неча йиллик маълумотлар тўплам бўлиши мумкин. Маълумотлар қандай объектлар тўпламига тегишлилигига қараб ҳар бир туман, хўжалик, бригада ва бошқа бирлик тўплам бирлиги бўлади.

Ҳар қандай статистик тўпламни регрессион ва корреляцион усуллар ёрдамида таҳлил қилиш мумкин эмас. Бунинг учун тўплам қуйидаги талабларга жавоб бериши керак:

- маълумки, регрессия тенгламаси натижавий белгининг ўртача миқдори билан омиллар ўртасидаги боғланишни характерлайди. Демак, натижавий белгининг ўртача миқдори сохта бўлмаслиги учун тўпلام сифат жиҳатидан бир жинсли бўлиши керак;

- регрессия ва корреляция кўрсаткичлари ўзаро боғланишнинг объектив қонуниятларини ишонарли даражада акс эттириши, яъни китга сонлар қонунига асосан тасодифий хатоларнинг таъсири деярли йўқолиб кетиши учун тўпلامнинг миқдори етарлича кўп бўлиши зарур;

- тўпلامнинг бирликлари ўзаро боғланмаган, эркин бўлиши талаб қилинади, яъни ҳар бир объект бирлигининг кузатиш маълумотлари бошқа бирликлар натижаларига боғлиқ бўлмаслиги керак;

- натижавий белги тақсимоти омилларнинг барча қийматларида нормал тақсимот қонунига бўйсунуши ёки унга яқин бўлиши зарур.

Тўпلامнинг сифат жиҳатидан бир жинсли эканлигини, унинг бирликлари ўзаро боғланмаганлигини ва натижавий белгининг нормал тақсимот қонунига бўйсунушини текшириш маълумотларни таҳлил қилиш демакдир. Маълумотларни таҳлил қилишда χ^2 , Фишер (F), Стьюдент (t) ва бошқа мезонлардан фойдаланилади. Агар тўпلام юқоридаги талабларга жавоб бермаса, боғланишнинг регрессия тенгламаси объектив бўла олмайди.

3. Боғланиш шакли ва регрессия тенгламасини аниқлаш. Танлаб олинган омиллар регрессия тенгламасида турли кўринишларда иштирок этиши мумкин. Маълумотларни дастлабки таҳлил қилиш натижаларига асосан регрессия тенгламаси бирор кўринишда деб фараз қилинади. Масалан, чизиқли

$$\hat{y}_x = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i x_i$$

ёки чизиқсиз:

$$\hat{y}_x = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i x_i + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^k b_{ij} x_i x_j + \sum_{j=1}^k c_j \cdot \ln x_i$$

ва ҳ.к.

Регрессия тенгламасини аниқлашда омилларнинг барча кўринишлардаги ифодалари (x_1 , x_1^2 , $x_1 x_2$, $\ln x_1$ ва бошқалар) алоҳида-алоҳида омил деб қаралади.

Регрессия тенгламасига киритиладиган омиллар ўзаро чизиқли функционал ёки жуда кучли корреляцион боғланишда бўлмаслиги керак. Агар ўзаро кучли боғланган омиллар моделга киритилса, улар маълум даражада бир-бирини такрорлайди ва натижада регрессия кўрсаткичлари бузилади. Бу ҳолдан қутулиш учун барча омилларнинг ўзаро боғланиш кучи ўлчанади (масалан, жуфт корреляция коэффициенти билан) ва бир-бирини такрорлайдиган омиллар аниқланиб, уларнинг натижавий белги билан кучсизроқ боғланишда бўлганлари тенгламадан чиқарилади. Сўнгра регрессия тенгламасининг параметрлари (a_0 , a_1 , a_2 ,, a_k) топилади.

Регрессия тенгламасига киритилган омиллар ишонч эҳтимоли билан моҳиятли бўлса, бундай модель адекват ҳисобланади.

маҳсус кўрсаткичлар ва мезонлар ёрдамида баҳоланади. Агар модель ва унга киритилган барча омиллар талаб этилган эҳтимол билан моҳиятли бўлса, у адекват модель дейилади.

Бир омилли адекват моделларни аниқлаш усули жуфт корреляция деб аталади.

Модель адекват бўлмаган ҳолда, унинг кўриниши ўзгартирилади. Янги модель олдингисидан моҳиятсиз омилларни чиқариш йўли билан ёки бутунлай бошқа кўринишда аниқланиши мумкин. Демак, адекват моделларни аниқлаш жараёни кўп босқичлидир. Адекват моделларга асосланиб, корреляцион боғланиш иқтисодий - статистик таҳлил қилинади.

Статистикада бир омилли адекват моделларни аниқлаш усули жуфт корреляция, кўп омилли адекват моделларни аниқлаш усули эса кўп ўлчовли (омилли) корреляция дейилади.

ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИЯ

10.3. Бошланғич маълумотлар асосида тўғри чизиқли регрессия тенгламасини аниқлаш

Ўрганилаётган белгилар ўртасидаги корреляцион боғланишни чизиқли тенглама $y=A+BX$ билан ифодалаш учун унинг параметрларини (A , B) аниқлаш кифоя. Аввал уқтириб ўтилганидек, тўпламнинг барча бирликларида белгиларнинг боғланиш характери турлича бўлади.

Демак, тўплам бирликларида регрессия тенгламасининг параметрлари ўзига хос турли қийматларни (A_i , B_i) қабул қилади, яъни унинг ҳар бир бирлиги учун регрессиянинг индивидуал чизиқли тенгламасини ёзиш мумкин:

$$y^{(i)} = A_i + B_i x_i$$

Регрессиянинг индивидуал тенгламаларини аниқлаш учун ўрганилаётган объектнинг бирликлари устида қўшимча кузатишлар ўтказиб, етарлича миқдорда маълумотлар тўплаш керак. Аммо аксарият ҳолларда зарурий маълумотларни тўплаш имконияти бўлмайди.

Шунинг учун натижавий белгининг ўртача даражаси (\hat{y}_x) билан омил белги (X) ўртасидаги корреляцион боғланишни ифодалайдиган регрессиянинг чизиқли тенгламаси

$$\hat{y}_x = a_0 + a_1 x$$

(бу ерда a_0 - озод ҳад, a_1 - регрессия коэффициенти) аниқланади ва у амалий масалаларни ечишда қўлланади. Регрессия тенгламасида натижавий белги умумийлашган (ўртача) миқдор бўлганлиги учун унинг параметрлари (a_0 , a_1) ҳам индивидуал параметрларнинг (A_i, B_i) ўртача миқдоридир, яъни

$$a_0 = \bar{A}_{ij} \quad a_1 = \bar{B}_i$$

Регрессия тенгламасининг параметрлари (a_0 , a_1) ўртача арифметик миқдорнинг қуйидаги хоссасига асосланиб “энг кичик квадратлар” усули билан топилади: белги вариантлари (x) билан ўртача арифметик миқдор (\bar{x}) ўртасидаги тафовутлар квадратларининг йиғиндиси $\sum (x - \bar{x})^2$ улар билан бошқа ҳар қандай миқдор ($x_0 \neq \bar{x}$) ўртасидаги тафовутлар квадратларининг йиғиндисидан кичикдир, яъни $\sum (x - \bar{x})^2 < \sum (x - x_0)^2$.

Ўртача миқдорнинг келтирилган хоссасига кўра ушбу функционалнинг $\varphi(a_0, a_1) = \sum (y - \hat{y}_x)^2 = \sum (y - a_0 - a_1 x)^2$ қиймати натижавий белгининг бошқа ихтиёрий қиймати (y_0) учун аниқланган тафовутлар квадратларининг йиғиндисидан кичик бўлади. Демак, номаълум параметрлар (a_0 , a_1) шундай аниқланиши керакки, уларнинг аниқланган қийматларида функционал $\varphi(a_0, a_1)$ ўзининг энг кичик қийматига эришсин. Маълумки, функция минимум қийматларга эришадиган нуқталарда унинг хусусий ҳосилалари нолга тенг бўлади:

$\frac{\partial \varphi}{\partial a_0} \equiv \frac{\partial \varphi}{\partial a_1} = 0$. Бундан регрессия тенгламасининг параметрларини аниқлаш учун қуйидаги нормал чизиқли тенгламалар тизими келиб чиқди:

$$\begin{aligned} n a_0 + a_1 \sum x &= \sum y \\ a_0 \sum x + a_1 \sum x^2 &= \sum xy \end{aligned} \quad (10.1)$$

Бу ерда:

n — тўпламнинг ҳажми (бирликлар сони);

x_1, x_2, \dots, x_n — омил белгининг ҳақиқий қийматлари;

y_1, y_2, \dots, y_n — натижавий белгининг ҳақиқий қийматлари.

Системанинг параметрларга нисбатан умумий ечими ушбу кўринишда ёзилади:

$$a_0 = \frac{\sum y \cdot \sum x^2 - \sum xy \cdot \sum x}{n \sum x^2 - (\sum x)^2} \quad (10.2)$$

$$a_1 = \frac{n \sum yx - \sum x \sum y}{n \sum x^2 - (\sum x)^2} \quad (10.3)$$

Регрессия тенгламаси шаклан функционал боғланишга ўхшасада, аммо мазмунан ундан фарқ қилади. Чунки параметрларнинг (a_0 , a_1) қийматлари тўплам миқдорига (n) боғлиқ равишда ўзгаради.

Тўпламнинг миқдори ортиши билан параметрларнинг қийматлари ўзларининг назарий қийматларига яқинлашиб боради.

Мисол. Тумандаги 7та хўжаликларнинг ҳисобот маълумотлари асо-сида пахта ҳосилдорлиги (y) билан 1 га экин майдонга солинган минерал ўғитлар миқдори (x) ўртасидаги корреляцион боғланиш учун регрессиянинг чизиқли тенгламасини аниқлаш керак. Ҳақиқий маълумотларга асосланиб нормал чизиқли тенгламалар тизимининг ко-эффицентларини жадвал ёрдамида ҳисоблаш қулайдир (10.2-жад-вал).

10.2-жадвал.

**Нормал чизиқли тенгламалар системасининг
коэффициентларини ҳисоблаш**

Хужа-лик-лар	1 га минерал ўғитлар (шартли бирликларда), ц/га, x	Пахта ҳосилдорли-ги, ц/га, y	x^2	y^2	$y \cdot x$	$y_x = 12,706 + 3,647x$	ҳосила ишора -си $x - \bar{x} = x - 4,43$	ҳосила ишо-раси $y - \bar{y} = y - 28,8$
1 -	3	25	9	625	75	23,65	-	-
2 -	3	20	9	400	60	23,65	-	-
3 -	4	28	16	784	112	27,29	-	-
4 -	4	30	16	900	120	27,29	-	+
5 -	5	31	25	961	155	30,94	+	+
6 -	6	35	36	1225	210	34,59	+	+
7 -	6	33	36	1089	198	34,59	+	+
Жами	$\Sigma y = 31$	$\Sigma x = 202$	$\Sigma x^2 = 147$	$\Sigma y^2 = 5984$	$\Sigma xy = 930$	202		

Бу маълумотларни (10.1) формулага қўйиб, нормал чизиқли тенг-ламалар тизимини ушбу кўринишда ёзишимиз мумкин.

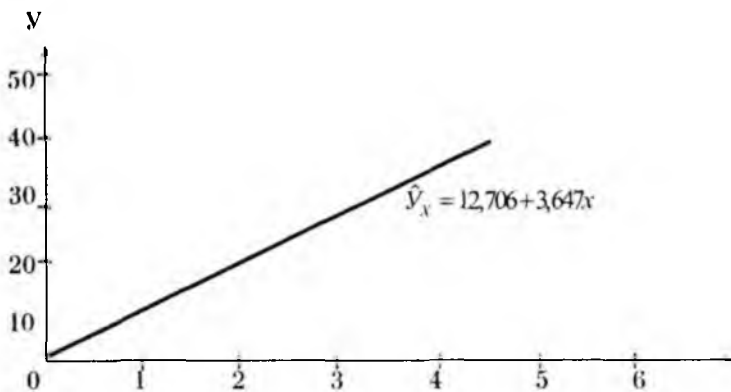
$$7a_0 + 31a_1 = 202$$

$$31a_0 + 147a_1 = 930$$

бундан (10.2) биноан $a_0 = \frac{202 \cdot 147 - 930 \cdot 31}{7 \cdot 147 - (31)^2} = \frac{864}{68} = 12,706;$

(10.3) га биноан эса $a_1 = \frac{930 \cdot 7 - 202 \cdot 31}{7 \cdot 147 - (31)^2} = \frac{248}{68} = 3,647.$

Бошланғич маълумотлар (x_i, y_i) Декарт координата системасига қўйиб чиқилса, корреляция майдони ҳосил бўлади (10.1-гарфик). Корреляция майдони боғланиш қонуниятини маълум даражада ха-рактерлайди.



10.1-график. Ҳосилдорликнинг (У) экинга берилган минерал ўғитлар миқдорига (х) боғлиқлиги.

Шундай қилиб, корреляцион боғланиш регрессиясининг тўғри чизиқли тенгласини қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин:

$$Y_x = 12.706 + 3.647x \quad (10.4)$$

Бу тенглама (10.4)га Х нинг ҳар бир қийматини қўйиб, пахта ҳосилдорлигининг фақат минерал ўғитгагина боғлиқ бўлган назарий даражасини аниқлаш мумкин. 10.2-жадвалнинг 6-устунида ҳисоблаш натижалари келтирилган.

Пахта ҳосилдорлигининг ҳақиқий ва ҳисоблаб топилган назарий даражалари орасидаги фарқлар бошқа номаълум омиллар ҳисобига юзага чиққан. Регрессия тенгласининг a_0 - параметри озод ҳад деб аталади ва у мусбат ёки манфий қийматларга эга бўлиши мумкин.

Манфий қийматли озод ҳад натижавий белги У мавжуд бўлиш доираси омил белги Х-нинг нол ёки унга яқин қийматларини ўз ичига олмаслигини билдиради. Мусбат қийматли озод ҳад эса Х-белги нол ёки унга яқин қийматларга эга бўлганда У-белгининг қандай ўртача қийматга интилишини аниқлатади. Мисолимизда минерал ўғитлар нўзага берилмаганда ўртача ҳосилдорлик 12.7 ц/га бўлиши мумкин эди. Регрессия тенгласи асосида натижавий белгининг энг кичик қийматини таъминлайдиган Х-омилнинг минимал қийматини ҳисоблаб топиш мумкин. Бунинг учун тенгламанинг мусбат қийматли a_0 ҳадини a_1 ҳад қийматига бўлинади. Мисолимизда

$$y_{\min} = \frac{a_0}{a_1} = \frac{12,706}{3,647} = 3,48 \text{ ц/га.}$$

Регрессия коэффициенти омил х белгининг самарадорлигини белгилайди.

Регрессия тенгласида Х-омил белги олдидаги a_1 коэффициент иқтисодий таҳлил учун катта аҳамиятга эга. У регрессия коэффициенти деб номланади ва Х-омилнинг самарадорлигини кўрсатади: омил бир

бирликка ошганда натижа ўртача қанча миқдорга ошиши (ёки пасайиши)ни ифодалайди. Мисолимизда 1 га пахтага сарфланган ҳар бир центнер минерал ўғитлар қўшимча ҳар гектардан ўртача 3,65 ц ҳосил олиниши билан ўзини қоплайди деб айтиш мумкин. Аммо бундай хулоса асосли бўлиши учун x ва y орасидаги боғланишнинг зичлик даражасини аниқлаш ҳамда регрессия тенгламасининг a_0 ва a_1 параметрларини ишончлилик жиҳатдан баҳолаш керак.

Фехнер коэффициентининг жуда дағал меъёридир.

Боғланиш зичлигини баҳолашда ҳақиқатга қўпол яқинлашиш сифатида немис психиатри Г.Т.Фехнер таклиф қилган меъёрдан фойдаланиш мумкин. Бу кўрсаткич бир хил ишорали жуфт тафовутлар сони

билан ҳар хил ишорали жуфт тафовутлар сони орасидаги айирмани бу сонларнинг йиғиндисига нисбати билан аниқланади:

$$K_{\text{Фехнер}} = \frac{\sum A - \sum B}{\sum A + \sum B} \quad (10.5)$$

Бу ерда $\sum A$ — бир хил ишорага эга бўлган $x - \bar{x}$ ва $y - \bar{y}$ айирмаларини умумий сони;

$\sum B$ — ҳар хил ишорали $x - \bar{x}$ ва $y - \bar{y}$ айирмаларининг умумий сони.

Ишоралари мос бўлган жуфт айирмалар сони ошган сари ишоралари турлича бўлган жуфт айирмалар сони камаяди ва натижада (10.5) формула сурати ошади, Фехнер коэффициенти эса бирга интилади. Бу кўрсаткич -1 билан $+1$ оралиғида ётади. У манфий ишорага эга бўлиб бирга яқинлашган сари x ва y орасида боғланиш йўқлиги ва аксинча мусбат ишора билан бирга интилганда, бу белгилар орасида боғланиш борлиги ҳақида тахмин қилиш имкони туғилади. 10.2-жадвал 7 ва 8-устунларида $x - \bar{x}$ ва $y - \bar{y}$ айирмаларининг ишоралари кўрсатилган. Бир-бирига мос жуфт ишоралар сони $\sum A = 6$, мос бўлмаган жуфт ишоралар сони $\sum B = 1$.

$$K_{\text{Фехнер}} = \frac{\sum A - \sum B}{\sum A + \sum B} = \frac{6-1}{6+1} = \frac{5}{7} = 0,71$$

Демак, минерал ўғитлар билан ҳосилдорлик орасида боғланиш мавжуд деб тахмин қилиш мумкин.

Аммо Фехнер коэффициенти белгиларнинг ўртачадан тафовутларини ҳисобга олмайди, ваҳоланки улар турлича миқдорий ифодага эга бўлади. Тўғри чизикли боғланишнинг зичлик даражаси корреляция коэффициенти билан баҳоланади:

$$\begin{aligned} r_{xy} &= \frac{\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x - \bar{x})^2 \sum (y - \bar{y})^2}} = \frac{[\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})]}{n\sigma_x\sigma_y} = \frac{\overline{xy} - \bar{x}\bar{y}}{\sigma_x\sigma_y} \\ &= \frac{n\sum xy - \sum x \sum y}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2](n\sum y^2 - (n\sum y)^2)}} \end{aligned} \quad (10.6)$$

Корреляция коэффициентлари —1 билан +1 орасида ётади. Мусбаб ишора тўғри боғланиш, манфий ишорада эса тескари боғланиш устида сўз боради. 10.2-жадвал маълумотларига биноан:

$$r_{xy} = \frac{7 \cdot 930 + 202 \cdot 31}{\sqrt{(7 \cdot 5984 - 202 \cdot 202)(7 \cdot 147 - 31 \cdot 31)}} = 0.913$$

Корреляция ва регрессия коэффициентлари орасида қуйидагича ўзаро боғланиш мавжуд:

$$r_{xy} = a_1 \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \quad \text{ёки} \quad a_1 = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad (10.7)$$

r^2 - детерминация коэффициентлари деб номланиб, натижавий белги ўзгарувчанлигининг қайси қисми х-омил таъсири остида вужудга келишини кўрсатади.

Корреляция коэффициентининг квадрати детерминация коэффициентлари деб аталади ва у натижавий белги умумий ўзгарувчанлигининг қайси қисми ўрганилаётган омил х ҳиссасига тўғри келишини кўрсатади. Аслида детерминация коэффициентини боғланиш зичлигининг асосий кўрсаткичи деб ҳисоблаш керак эди. Аммо

тарихан дастлаб корреляция коэффициентлари яратилган эди ва узоқ давр мобайнида асосий меъёр сифатида талқин этилиб келинди. 10.2-жадвалдаги мисолимизда детерминация коэффициентлари 0,83 га тенг. Демак, пахта ҳосилдорлиги ўзгарувчанлигининг 83 фоизи минерал ўғитлар ҳисобига бўлган (кўрилатадиган мисол шароитида, албатта).

10.4. Ранглар корреляция коэффициентлари

Ранглар - бу сарфланган қаторда тўплам бирликлари учун берилган тартиб рақамлари.

Жуфт боғланиш зичлигини баҳолаш меъёри сифатида инглиз психиатри Ч.Спирмен томонидан таклиф этилган ранглар корреляция коэффициентидан ҳам фойдаланиш мумкин. Ранглар - бу сарфланган

қаторда тўплам бирликлари учун берилган тартиб рақамлари. Иккита белги орасидаги боғланишни ўрганиш мақсадида тўпламнинг мазкур белгилари қийматларига қараб сафласак, у ҳолда тўлиқ ҳамма бирликларда ранглар бир-бирига мос келиши белгилар орасида кучли тўғри боғланиш мавжудлиги ва аксинча, уларнинг бир-бирига қарама-қаршилиги максимал даражада зич тескари боғланиш борлигини аниқлатади. Иккала белгини бир тартибда ёки унинг қийматларини кичигидан каттасига томон, ёки, аксинча, камайиб боришига қараб сафлаш керак. Агар х ва у белгилар учун рангларни P_x , P_y орқали белгиласак, уларнинг корреляция коэффициентлари (10.6) формулага биноан қуйидаги кўринишга эга:

$$r_{P_x P_y} = \frac{\sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \bar{P}_x)(P_{y_i} - \bar{P}_y)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \bar{P}_x)^2 \sum_{i=1}^n (P_{y_i} - \bar{P}_y)^2}} \quad (10.8)$$

Бу ерда $\overline{P_x}$ ва $\overline{P_y} = \overline{1 \dots n}$ натурал сонлар қаторининг ўртача ранг-лари.

Маълумки, натурал сонлар қаторининг ўртачаси $(n+2)/2$ га тенг, уларнинг ўртачадан тафовутлари квадратларининг йиғиндиси, яъни $\sum (P_{x_i} - \overline{P_x})^2 = \frac{n^3-n}{12}$ ва $\sum (P_{y_i} - \overline{P_y})^2 = \frac{n^3-n}{12}$. Демак, (10.8) формула махражи $(n^3-n):12$ ифодага тенг.

Ранглар орасидаги фарқларни $d_i = P_{x_i} - P_{y_i}$ десак, у ҳолда уларнинг квадратлари йиғиндиси:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n d_i^2 &= \sum_{i=1}^n (P_{x_i} - P_{y_i})^2 = \sum_{i=1}^n [(P_{x_i} - \overline{P_x}) - (P_{y_i} - \overline{P_y})]^2 = \sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \overline{P_x})^2 + \\ &+ \sum_{i=1}^n (P_{y_i} - \overline{P_y})^2 - 2 \sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \overline{P_x})(P_{y_i} - \overline{P_y}) = \frac{2(n^3-n)}{12} - 2 \sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \overline{P_x})(P_{y_i} - \overline{P_y}) \\ \text{Бундан: } 2 \sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \overline{P_x})(P_{y_i} - \overline{P_y}) &= \left(\frac{2(n^3-n)}{12} - \sum_{i=1}^n d_i^2 \right) : 2 = \frac{n^3-n}{12} - \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2}{2} \end{aligned}$$

Бу ифода ранглар корреляция коэффициентининг суратидир. Топилган ифодаларни (10.8) га қўйиб, қуйидаги формулага эга бўламиз:

$$r_{P_x P_y} = \frac{(n^3-n) \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2}{2}}{\frac{n^3-n}{2}} = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^3-n} \quad (10.9)$$

Бу ифода Спирмен ранглар корреляция коэффициенти деб аталади.

Бу кўрсаткични афзаллик жиҳати шундан иборатки, сон билан ифодалаб бўлмайдиган белгилар учун ҳам сафланган қаторлар тузиш мумкин. Масалан, маълум лавозим учун номзодларни профессионал даражаси, жамоани бошқара олиш укуви, шахсий жозибалари ва ҳақозо белгиларига қараб режалаштирилади. Эксперт баҳолашларда айрим эксперт баҳоларини тартиблаб, ранглари аниқланади, сўнгра улар орасидаги корреляция баҳоланади. Олинган натижага қараб кучсиз корреляция меъёрига эга бўлган эксперт баҳолари ҳисобга олинмайди. Динамика қаторларидаги тенденциялар барқарорлигини баҳолашда ҳам ранглар корреляция коэффициентини қўллаш қўл келади.

Бу кўрсаткичнинг салбий жиҳати-жуфт ранглар орасидаги бир хил фарқларга белгилар қийматлари ўртасидаги турли-туман айирмалар одатда мос келади. Шунинг учун бундай миқдорий белгилар учун ранглар корреляция коэффициенти, Фехнер ишоралар коэффициенти сингари, боғланиш зичлигининг тақрибий меъёри деб

қаралиши керак ва ундан умумий ахборот манбаи сифатида фойдаланиш мумкин, холос.

Энди 10.2 -жадвал маълумотлари асосида сафланган қаторлар тузиб, 1 га ғўзага берилган минерал ўғит билан пахта ҳосилдорлиги орасидаги боғланиш зичлигини Спирмен ранглар корреляция коэффициентини орқали баҳолайлик.

10.3-жадвал

Минерал ўғит сарфи ва ҳосилдорлик ранглари орасидаги боғланишни аниқлаш

Хўжаликлар	1 га минерал ўғитлар сарфи учун ранглар P_{xi}	Ҳосилдорлик ранглари P_{yi}	$D=P_{xi}-P_{yi}$	d^2
1	1	2	-1	1
2	2	1	+1	1
3	3	3	0	0
4	4	4	0	0
5	5	5	0	0
6	6	7	-1	1
7	7	6	+1	1
жами	28	28	0	4

$$r_{P_x P_y} = 1 - \frac{6 \cdot 4}{7^3 - 7} = 1 - \frac{24}{336} = 0.993$$

Рангларни белгилаётганда, агар белгиларнинг айрим қийматлари бир хил сон билан ифодаланган бўлса, уларнинг рангларини турли кетма-кет келувчи тартиб сонлари билан эмас, балки улардан олинган ўртача миқдорлар билан ифодалаш керак.

Аммо юқоридаги мисолимизда хўжаликларни минерал ўғит сарфига қараб ранжирлаётганда бу қондани ҳисобга олмадик: бир хил белги қийматига эга бўлган хўжаликларни турли натурал сонлар билан ифодаладик. Масалан, 1^{нчи} ва 2^{нчи} хўжаликларда ўғит сарфи 3 ц/га, 3^{нчи} ва 4^{нчи} хўжаликларда 4ц/га ва ниҳоят 6^{нчи} ва 7^{нчи} хўжаликларда 6 ц/га га тенг эди, аммо сафланган қаторларда уларни бир-биридан фарқланувчи натурал сонлар билан белгиладик, натижада бироз хатога йўл қўйдик. Аслида уларни бир хил рақам билан ифодалаш керак. Агар х ва у белгиларни қийматлари орасида бундай баробар миқдорлар кузатилса, уларнинг рангларини турли тартиб сонлар билан эмас, балки улардан олинган ўртача орқали белгилаш керак. Мисолимизда 1^{нчи} ва 2^{нчи} хўжаликларни 1,5 ((1+2):2), 3^{нчи} ва 4^{нчи} хўжаликларни -3,5((4+5):2), ниҳоят, 6^{нчи} ва 7^{нчи} хўжаликларни 6,5((6+7):2) ранглар билан ифодалашимиз лозим эди. Бу ҳолда Спирмен коэффициент куйидаги формула орқали ҳисобланади:

$$r_{P_x P_y} = 1 - \frac{6 \sum d^2 - A - B}{\sqrt{(n^3 - n - 12A)(n^3 - n - 12B)}}$$

$$\text{Бу ерда } A = \frac{1}{12} \sum_j (A_j^3 - A_j); \quad B = \frac{1}{12} \sum_j (B_j^3 - B_j);$$

j — х белги учун саф бўйича боғламлар тартибли сони, $j = \overline{1, k}$;
 A_j — х белгининг j боғламида тенг ранглар сони;
 B_j — у нинг k боғламида ранглар сони.
 Бу ҳолда юқоридаги жадвал шакли қуйидагича бўлади.

10.4-жадвал

**Ўғит сарфи тузатилган ранглари билан ҳосилдорлик ранги
 корреляциясини баҳолаш**

Хужалик-лар	ўғит сарфи P_{xi}	Ҳосилдорлик P_{vi}	$d=P_x-P_y$	d^2
1	1,5	2	-0,5	0,25
2	1,5	1	+0,5	0,25
3	3,5	3	+0,5	0,25
4	3,5	4	+0,5	0,25
5	5,0	5	0	0
6	6,5	7	-0,5	0,25
7	6,5	6	+0,5	0,25
жами	28	28	0	4

Бундан:

$$A = \frac{1}{12} (3^3 - 3) = 6.0 \quad B = 0.$$

$$r_{P_x P_y} = 1 - \frac{6 \sum d^2 - A}{\sqrt{(n^3 - n - 12)(n^3 - n)}} = \frac{6 \cdot 3 - 6}{\sqrt{(7^3 - 7 - 12 \cdot 6)(7^3 - 7)}} = \frac{270}{297.8} = 0.705$$

Олинган натижа чизиқли корреляция коэффициентидан кичик, демак ранглар корреляция коэффициенти боғланиш зичлигини фақат тақрибий меъёри бўлиб хизмат қилиши мумкин.

10.5. Гуруҳланган маълумотлар асосида тўғри чизиқли регрессия тенгламасини аниқлаш

Тўпламнинг миқдори жуда катта бўлганда регрессия тенгламасининг параметрларини ҳисоблаш қийинлашади. Ҳисоблаш ишларининг ҳажмини камайтириш мақсадида тўплам бирликлари омил (x) ва натижавий (y) белгилар бўйича комбинацион шаклда гуруҳланади ва натижада корреляцион жадвал ҳосил қилинади. Сўнгра унинг маълумотлари асосида регрессия тенгламасининг параметрлари аниқланади.

Масалан, вилоят пахтачилик хужаликлари 1 га майдонга солинган минерал ўғитларнинг миқдори ва пахта ҳосилдорлиги бўйича гуруҳларга ажратилган бўлсин.

Регрессия тенгламасининг параметрларини аниқлаш учун керакли жамлама ахборотларни тайёрлаш

Пахта ҳосилдорлиги бўйича гуруҳлар, ц/га		20-26			26-32			32-38			жа-ми пх	$\sum y_i$	$\sum y_i^2$	җамма-си $\sum y_i$
1 га минерал ўғит сарфи бўйича гуруҳлар	Оралиқ уртача қиймати	23			29			35						
	\bar{y}													
\bar{x}														
x	y													
2-4	3	69			87			105			15	45	135	1125
			10			5			0					
				690			435			0				
4-6	5	115			145			175			30	150	750	4530
			2			20			8					
				230			2900			1400				
6-8	7	161			203			245			25	175	1225	5495
			0			15			10					
				0			3045			2450				
Жами	n_i	12			40			18			70	370	2110	11150
	$\sum y_i n_i$	276			1160			630			2066	-	-	-
	$\sum y_i^2 n_i$	6348			33640			22050			62038	-	-	-
	\bar{y}_i	26.11			29.09			32.07			29.4	-	-	-
	$\sum \bar{y}_i n_i$	313.32			1163.60			577.26			2054.18	-	-	-
	$\sum \bar{y}_i^2 n_i$	8180.79			33849.12			18512.73			60542.64	-	-	-

10.5-корреляцион жадвалда оралиқлар ўртачаларини белги вариантлари деб қабул қилиб, жадвалнинг ҳар бир катагида 3 та маълумот ёзамиз.

Чунончи, катакнинг ўртасида гуруҳ такрорланиш (хўжаликлар) сони n_{xy} , юқори чап бурчагида x у кўпайтма, пастки ўнг бурчагида эса уларнинг n_x га кўпайтмаси $x n_{xy}$ кўрсатилади (хусусан 1-қатор ва 1-устунга мос келган катакда $n_{xy} = 10$, $x n_{xy} = 3 * 23 = 69$, $x n_{xy} = 69 * 10 = 690$). Булардан ташқари, жадвалда йиғинди ва кўпайтма кўринишида умумий ифодалар берилган. Масалан,

$$n_{x1} = \sum n_{xy} = 10 + 5 + 0 = 15$$

$$n_{y1} = \sum n_{yx} = 10 + 2 + 0 = 12$$

Гуруҳланган маълумотларга асосан ҳисобланган регрессия ва корреляция коэффициентлари боғланиш зичлигини кучайтириб тасвирлайди

10.5-жадвал маълумотларига асосланиб регрессия тенгламасининг параметрлари бундай аниқланади:

$$a_0 = \frac{\sum y_i n_i * \sum x_i^2 n_x - \sum x_i y_i n_{xy} * \sum x_i n_x}{N \sum x_i^2 n_x - (\sum x_i n_x)^2} \quad (10.10)$$

$$\text{Мисолда: } a_1 = \frac{N \sum \sum x y_{xy} - \sum y_n * \sum x n_x}{N \sum x^2 n_x - (\sum x n_x)^2} \quad (10.11)$$

$$a_0 = \frac{2066 * 2110 - 11150 * 370}{70 * 2110 - 370 * 370} = 21,644; \quad a_1 = \frac{70 * 11150 - 2066 * 370}{70 * 2110 - 370 * 370} = 1.489$$

Демак, $\hat{y}_x = 21,644 + 1,489x$

Группаланган маълумотлар бўйича регрессия тенгламаси параметрларини ҳисоблаш уларнинг аниқлигини пасайтиради, чунки бунда белги қийматлари учун тақрибан оралиқлар ўртачаси олинади. Ғуза минерал ўғитлар билан озиклантирилмаганда ҳўжаликларда ўртача ҳосилдорлик 21,644 ц/га бўлиши мумкин эди. Ҳар гектар ғузага берилган кўшимча ўғит ҳосилдорликни ўртача 1.5 ц/га оширади.

10.6. Эгри чизиқли регрессия тенгламаларини аниқлаш

Кўп ҳолларда регрессиянинг тўғри чизиқли тенгламаси корреляцион боғланишнинг характерини қониқарли даражада ифода қилмайди. Бундай корреляцион боғланишларни характерлаш учун регрессиянинг эгри чизиқли тенгламаларидан фойдаланилади. Аввало шуни айтиш керакки, ихтиёрий кўринишдаги регрессия тенгламасининг параметрларини аниқлаш учун самарали усуллар ишлаб чиқилмаган. Хусусан, шаклан ўзгартириш ва омилларни алмаштириш усуллари билан чизиқли кўринишга келтириладиган тенгламаларнинг параметрларини аниқлаш усули мавжуд. Уларнинг айримлари билан танишиб чиқамиз:

Белгилар орасидаги муносабат барқарорликка интилувчи нисбий меъёрлар билан ифодаланса, бу ҳолда эгри чизиқли регрессия тенгламалари қўлланади.

1. Омиллар ўртасидаги тескари корреляцион боғланишни гипербола кўринишида ифодалаш мумкин:

$$y = a_0 + a_1 / x$$

Агар регрессия коэффиценти a_1 мусбат ишорага эга бўлса, омил белги x қийматлари ошган сари натижавий белги кичиклаша боради ва шуниси эътиборлики, камайиш суръати доимо секинлашади ва $x \rightarrow \infty$ чексизликка интилганда натижавий белги ўртача қиймати a_0 тенг бўлади, яъни $y_x = a_0$. Агар регрессия коэффиценти

Омил ўзгариши билан натижавий белги унга нисбатан тескари йўналишда чекланган нисбий меъёрда ўзгарса, боғланиш гиперболоид шаклли регрессия тенгламаси орқали ифодаланади.

a_1 манфий ишорага эга бўлса, омил қиймати ошиши билан натижавий белги қийматлари катталашади, аммо ўсиш суръати секинлаша боради ва $x \rightarrow \infty$ $\bar{y} = a_0$.

Шундай қилиб, гиперболоид боғланиш учун характерли жиҳат шундан иборатки, бундай боғланишда натижавий белги чексиз ўзгариши мумкин эмас, унинг вариацияси бир ёқлама чегарага эга. Масалан,

янги станок ўзлаштирилаётганда унинг унумдорлиги ошиб боради, аммо ўсиш даражаси унинг қувватига яқинлашган сари секинланади. Станокни такомиллаштириб, унинг қувватини ошириш мумкин, аммо бу ҳам маълум чегарагача бўлади. Худди шундай боғланиш маҳсулот таннархи билан ишлаб чиқариш ҳажми, оила жон бошига даромад билан телевизорларга эга оилалар ҳиссаси ёки жон бошига даромад билан хонадон бюджетига озик-овқатлар учун харажатлар салмоғи орасида мавжуд.

Гиперболоид регрессия тенгламаси $\hat{Y}_x = a_0 + \frac{a_1}{x}$ даги $\frac{1}{x}$ ни z билан алмаштириб, уни тўғри чизиқли кўринишга келтириш мумкин. Натижада, кичик квадратлар усулига биноан, нормал тенгламалар қуйидаги шаклга эга бўлади:

$$a_0 = \frac{\sum y \sum z^2 - \sum yz \sum z}{n \sum z^2 - (\sum z)^2} \quad (10.12);$$

$$a_1 = \frac{n \sum yz - \sum y \cdot \sum z}{n \sum z^2 - (\sum z)^2} \quad (10.13).$$

Агар $z = \frac{1}{x}$ ни назарда тутсак,

$$a_0 = \frac{\sum y \sum \frac{1}{x^2} - \sum \frac{y}{x} \sum \frac{1}{x}}{n \sum \frac{1}{x^2} - (\sum \frac{1}{x})^2}$$

$$a_1 = \frac{n \sum \frac{y}{x} - \sum y \frac{1}{x}}{n \sum \frac{1}{x^2} - (\sum \frac{1}{x})^2}$$

Масалан, боқимга қўйилган мол семириши билан I ц. гўшт (тирик вазнда) таннархи ҳақида қуйидагилар берилган:

10.6-жадвал.

I гўшт етиштириш таннархи билан уртача кунлик боқимдаги мол семириши орасидаги гиперболоид боғланиш

Уртача кунлик семириш даражаси бўйича хужаликлар гуруҳи, i	Хужаликлар сони f_j	I ц гўшт (тирик вазнда) таннархи (минг сум) y_j	Уртача гуруҳда семириш (юз граммда) x_j	$\frac{1}{x_j} f_j$	$(\frac{1}{x_j})^2 f_j$	$\frac{y_j}{x_j} f_j$	\bar{y}_x
334-425	22	496	3,8	5,79	1,52	2872	513
425-516	37	425	4,7	7,87	1,67	3346	419
516-607	28	360	5,6	5,00	0,89	1800	356
607-698	27	310	6,5	4,15	0,64	1288	310
698-789	9	283	7,4	1,22	0,16	344	275
Жами	123	387	-	24,03	4,88	9650	

Нормал тенгламалар қуйидаги кўринишга эга:

$$\begin{cases} 123a_0 + 24,03a_1 = 47634 \\ 24,03a_0 + 4,88a_1 = 9650 \end{cases}$$

Тенгламани ечиш натижасида

$$a_0 = 24,44 \quad a_1 = 1857$$

Регрессия тенгламаси $\hat{Y}_x = 24,44 + \frac{1857}{x}$ бу ерда x — юз грамма. Бу тенглама асосида ўртача кунлик семириш 900 г етса, y ҳолда гушт етказиш таннархи 230,77 сум/ц ($\hat{y}_x = 24,44 + 1857/9 = 230,77$)

Гиперболоид регрессия тенгламасини муҳимлигини текшириш учун назарий корреляцион муносабат (10.20 ёки 10.21а) коэффициентини аниқланади:

$$\eta_{\text{наз}} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^k (\bar{y}_x - \bar{y})^2 f_j}{\sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y})^2 f_j}} = \sqrt{\frac{687047}{1023451}} = \sqrt{0.671} = 0.819.$$

Демак, гушт етказиш таннархи ўзгарувчанлигининг 67 % ($0,819^2 = 0,67$) ўртача кунлик семириш кўрсаткичининг вариацияси ҳисобига бўлган.

II. Регрессия тенгламаси парабола $\hat{Y}_x = a_0 + a_1 x^2$ кўринишда ифода қилинса, худди юқоридагига ўхшаш $x^2 = z$ алмаштириш қўлланилиб, параметрларни аниқлаш формулалари ҳосил қилинади:

$$a_0 = \frac{\sum y \sum x^4 - \sum y x^2 \sum x^2}{n \sum x^4 - (\sum x^2)^2} \quad (10.14); \quad a_1 = \frac{n \sum y x^2 - \sum y \cdot \sum x^2}{n \sum x^4 - (\sum x^2)^2} \quad (10.15).$$

Иккинчи тартибли парабола шаклидаги регрессия тенглама қуйидаги кўринишга эга

$$\hat{Y}_x = a + \theta_1 x + \theta_2 x^2 \quad (10.16)$$

Агар тўғри чиқиқли боғланишда омил ўзгарувчанлиги кўлами чегарасида унинг бир бирлигига нисбатан натижавий белги ўртача ўзгариши ўзгармас миқдор бўлса, параболоид корреляцияда эса Y - белги бир бирлигига нисбатан x белги ўзгариши омил қиймати ўзгариши билан бир меъёрда ўзгаради. Оқибатда боғланиш ҳатто ўз ишорасини қарама-қаршисига алмаштириб, тўғри боғланишдан тескари ёки тескаридан тўғрига айланиши мумкин. Бундай хусусият кўпчилик тизимларга хосдир. Масалан, ўғит нормаси кўлайиши билан у оптимал чегарага етгунча пахта, дон ва бошқа экинлар ҳосилдорлиги дастлаб тез-тез, сўнгра аста-секин ошиб боради, аммо ўғит нормаси оптимал чегарадан ошгандан сўнг эса ҳосилдорлик пасая боради, чунки ўғит усимликларни эзиб қўяди.

Агар омил ўзгариши билан натижа дастлаб тез суръатлар билан ўзгариб, сўнгра тезлиги сўна борса, у ҳолда корреляция параболоид шаклга эга бўлади.

Иккинчи тартибли параболоа учун кичик квадратлар усулига биноан, нормал тенгламалар тизими қуйидагича:

$$\begin{cases} na + b_1 \sum x + b_2 \sum x^2 = \sum y \\ a \sum x + x_1 \sum x^2 + b_2 \sum x^3 = \sum yx \\ a \sum x^2 + x_1 \sum x^3 + b_2 \sum x^4 = \sum yx^2 \end{cases} \quad (10.17)$$

Гуруҳланган тўпламлар учун бу тенгламалар тизим:

$$\begin{cases} a \sum x_j + \theta_1 \sum x_j f_j + \theta_2 \sum y_j^2 f_j = \sum y_j f_j \\ a \sum x_j f_j + \theta_1 \sum x_j^2 f_j + \theta_2 \sum y_j^3 f_j = \sum y_j f_j x_j \\ a \sum x_j^2 f_j + \theta_1 \sum x_j^3 f_j + \theta_2 \sum y_j^4 f_j = \sum y_j x_j^2 f_j \end{cases} \quad \text{Бу ерда: } j = \overline{1, \dots, k}.$$

Бу тизимни ечиб, параболоид регрессия тенгламасининг a , b_1 , b_2 ҳадлари қийматларини топамиз. Масалан, янги ўзлаштирилган ерда пахта ҳосилдорлиги ва 1 га экинга берилган гўнг ҳақида қуйидаги маълумотлар берилган.

10.7-жадвал.

Пахта ҳосилдорлиги билан гўнг бериш орасидаги боғланишни аниқлаш

1 га чиқарилган гўнг (т), x	Ҳосилдорлик ц/га, y	yx	x^2	x^2y	x^3	x^4	\hat{y}_x
1	18,2	18,2	1	18,2	1	1	17,7
2	20,1	40,2	4	80,4	8	16	20,9
3	23,4	70,2	9	210,6	27	81	23,3
4	24,6	98,4	16	393,6	64	265	24,8
5	25,6	128,0	25	640,0	125	625	25,5
6	25,9	155,4	36	932,4	216	1296	25,3
7	23,6	165,2	49	1156,4	343	2401	24,2
8	22,7	181,6	64	1452,8	512	4096	22,2
9	19,2	172,8	81	1555,2	729	6561	19,4
45	203,3	1030,0	285	6439,6	2025	15342	203,3

(10.17) тенгламалар тизимига тегишли маълумотларни қўйиб, уни ечамиз

$$\begin{cases} 9a + 45b_1 + 285b_2 = 203,3 \\ 45a + 285b_1 + 2025b_2 = 1030 \\ 285a + 2025b_1 + 15342b_2 = 39,6 \end{cases} \quad \begin{cases} 31,666 & (285 : 9) \\ * \\ 6,333 & (2025 : 45) \end{cases}$$

$$\begin{array}{r} - 285a + 1425b_1 + 9025b_2 = 6428 \\ 285a + 1805b_1 + 12824b_2 = 6523 \\ \hline 380b_1 + 3799b_2 = 95 \quad (1) \end{array}$$

Сўнгра

$$\begin{array}{r} - 285a + 2025\sigma_1 + 15342\sigma_2 = 6440 \\ 285a + 1805\sigma_1 + 12824\sigma_2 = 6523 \\ \hline 220\sigma_1 + 2518\sigma_2 = -84 \quad (2) \end{array}$$

$$v_2 = -0,4326.$$

(1) тенгламага v_2 қийматини қўйсақ:

$$\begin{array}{r} 380v_1 + 3799(-0,43273) = 95 \\ v_1 = 4,55. \end{array}$$

Биринчи тенгламага v_1 ва v_2 қийматларини қўйиб,

$$9a + 45(4,5763) + 285(-0,43273) = 203$$

Бундан $a = 13,533$

$$\bar{Y}_x = 13,533 + 4,55\sigma_1 - 0,4326\sigma_2^2.$$

Демак, гўнг берилмаганда ҳосилдорлик 13,5 ц/га бўлиши мумкин эди. Ҳар бир 1 т гўнг ҳосилдорликни 4,6 ц/га оширган ва шу билан бирга қўшимча берилган органик ўғит ҳисобига ҳосилдорлик 0,4 ц/га пасая борган.

Параболоид корреляцион боғланиш зичлиги назарий корреляцион муносабат, корреляция ва детерминация индекслари ёрдамида баҳоланади.

III. Регрессия тенгласини кўрсаткичли функция кўринишида $\hat{Y}_x = a_0 x^{a_1}$ аниқлаш учун аввал уни логарифмлаб $\ln \hat{Y}_x = \ln a_0 + \ln x a_1$ сўнгра $\ln \hat{Y}_x = U_z$, $\ln a_0 = b$, $\ln x = z$ алмаштиришлар ёрдамида чиқиқли тенглама ҳосил қилинади: $U_z = b + a_1 z$. Юқоридаги формулаларга асосан a ва b аниқлаб ва киритилган алмаштиришлардан фойдаланиб қуйидагини ёзиш мумкин:

$$b = \ln a_0 = \frac{\sum \ln y \sum (\ln x)^2 - \sum \ln y \cdot \ln x \sum \ln x}{n \sum (\ln x)^2 - (\sum \ln x)^2}; \quad (10.18),$$

$$a_1 = \frac{n \sum \ln y \ln x - \sum \ln y \sum \ln x}{n \sum (\ln x)^2 - (\sum \ln x)^2}; \quad (10.19)$$

У ҳолда $a_0 = e^{\ln a_0}$

10.7. Бир омилли регрессия тенгламасини баҳолаш ва таҳлил қилиш. Жуфт корреляция коэффиценти

Регрессия тенгламасини баҳолаш ва таҳлил қилишга киришишдан аввал тенгламада ифодаланган боғланиш йўналиши унинг дастлабки умумназарий ва мантиқий таҳлил пайтида аниқланган йўналишига мос келишини текшириш керак. Масалан, 10.5-жадвалга асосан пахтанинг ҳосилдорлиги билан 1 га майдонга солинган минерал ўғитларнинг миқдори ўртасидаги корреляцион боғланишнинг регрессия тенгламасидаги $\hat{Y}_x = 21.644 + 1.489x$ йўналиши тўғри бўлиб, дастлабки аниқланган йўналишга мос келади. Чунки ҳар иккала ҳолда ҳам ўғитларнинг миқдори ошиши билан пахтанинг ҳосилдорлиги ўсиб боради:

$$\hat{Y}_{x_1} = 21,644 + 1,489 \cdot 3 = 26,112 \text{ ц/га}; \quad \hat{Y}_{x_2} = 21,644 + 1,489 \cdot 5 = 29,09 \text{ ц/га};$$

$$\hat{Y}_{x_3} = 21,644 + 1,489 \cdot 7 = 32,07 \text{ ц/га};$$

Баъзан корреляцион боғланишнинг умумназарий таҳлил асосида аниқланган йўналиши билан регрессия тенгламасидаги йўналиши мос келмай қолади. Бунинг сабаби тўпلام корреляцион ва регрессия таҳлил илмий қоида ва талабларга мувофиқ амалга оширилмаганлигида ёки дастлабки умумназарий таҳлил қониқарсиз ўтказилганлигида ёки тенгламани ҳисоблашда хатога йўл қўйилганлигида бўлиши мумкин.

Регрессия тенгламасини баҳолашда аввало боғланишнинг кучини ўлчаш муҳим аҳамиятга эгадир. Бунинг учун натижавий белгининг вариация кўрсаткичлари таянч бўлиб хизмат қилади.

Тўпلامнинг ҳар бир бирлиги чегарасида омиллар натижавий белгига (y) турлича таъсир қилиши ҳисобига $y - \bar{y}$ тафовутлар ҳосил бўлади. Улар умумий дисперсияда ўз ифодасини топади:

$$\sigma_y^2 = \frac{\sum(y - \bar{y})^2}{n}.$$

Натижавий белгининг назарий қийматлари (яъни регрессия тенгламасига $\hat{Y}_{x_i} = a_0 + a_1x_i$ омилнинг ҳақиқий қийматларини қўйиб ҳисоблаш натижалари) ўртача миқдор атрофида тебраниш даражасини эса омиллар дисперсияси ўлчайди:

$$\sigma_{y_x}^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_x - \bar{Y})^2}{n}$$

Ва ниҳоят, унинг назарий ва ҳақиқий қийматлари орасидаги тафовутларни қолдиқ дисперсия $\delta_\epsilon^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_{x_i} - y_i)^2}{n}$ ифодалайди.

Юқоридаги дисперсиялар ўртасида қуйидаги муносабат мавжудлиги ҳақида 8-бобда сўз юритилган эди.

$$\sigma^2 = \sigma_{\hat{y}_x}^2 + \delta_\epsilon^2$$

Агар натижавий белги (y) фақат битта омилга (x) боғлиқ бўлса, у ҳолда функционалдир. Чунки бунда натижавий белгининг ҳақиқий ва назарий қийматлари ўзаро тенг, яъни $y = \hat{y}_x$ бўлади. Демак, қолдиқ дисперсия $\delta_\epsilon^2 = 0$ ва $\sigma_{y_x}^2 = \sigma_{y_x}^2$ эканлиги келиб чиқади.

Натижавий белги омил белгига (x) боғлиқ бўлмаса, у ҳолда $\hat{y}_x = \bar{y}$. Бундан $\sigma_{y_x}^2 = 0$ ёки $\sigma_y^2 = \delta_\epsilon^2$ эканлиги кўринади.

Шундай қилиб, омилли дисперсия - натижавий ва омил белгиларнинг ўзаро боғланишидан ҳосил бўлади. Улар ўртасидаги корреляцион боғланиш кучли бўлса, омилли дисперсия $\sigma_{\hat{y}_x}^2$ катта қийматларни қабул қилади. Бундан ушбу нисбат билан

$$i^2 = \frac{\sigma_{\hat{y}_x}^2}{\sigma_y^2}$$

натижавий белгининг умумий тебранишида омил белги (x) ҳиссаси ифодаланиши келиб чиқади. Шунинг учун бу миқдор (i^2) белгилар ўртасидаги боғланиш кучининг ўлчови бўла олади ва у детерминация индекси дейилади. Детерминация индекси катта бўлса, белгилар ўртасидаги боғланиш кучли ҳисобланади. Демак, детерминация индекси регрессия тенгламасининг қатъий функционал боғланишга яқинлик даражасини баҳолайди.

Корреляцион боғланиш кучини баҳолашда корреляция индекси-дан ҳам фойдаланилади:

$$i = \sqrt{\frac{\sigma_{\hat{y}_x}^2}{\sigma_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{\delta_\epsilon^2}{\sigma_y^2}} \quad 10.21$$

10.5-жадвалдаги мисолимизда:

$$\sum y_x^2 n_y = 26,11^2 * 12 + 29,09^2 * 40 + 32,07^2 * 18 = 60542.64$$

$$\sum y n_y = 2066 \quad \bar{y} = \frac{2066}{70} = 29,35 \text{ ц/га.}$$

$$\sigma_{y_x}^2 = \overline{y_x^2} - \bar{y}^2 = \frac{60542,64}{70} - 29,35^2 = 3,76$$

$$\sigma_y^2 = \overline{y^2} - \bar{y}^2 = \frac{62038}{70} - \left(\frac{2066}{70}\right)^2 = 15,16$$

$$i^2 = \frac{3,76}{15,16} = 0,48 \quad i = 0,498.$$

Хусусан, боғланишнинг шакли тўғри чизиқли бўлганда детерминация ва корреляция индекслари мос равишда детерминация ва корреляция коэффициентлари (r^2 ва r) деб юритилади.

Группаланган тўплам учун корреляция коэффициенти бундай ҳисобланади:

$$r = \frac{n \sum yx - \sum y \sum x}{\sqrt{[n \sum y^2 - (\sum y)^2][n \sum x^2 - (\sum x)^2]}} \quad 10.12$$

Юқоридаги мисолда (10.5-жадвал)

$$\begin{aligned} r &= \frac{70 \cdot 11150 - 2066 \cdot 370}{\sqrt{(70 \cdot 62038 - 2066^2)(70 \cdot 2110 - 370^2)}} = \\ &= \frac{780500 - 764420}{\sqrt{(4342660 - 4268350)(147700 - 136900)}} = \frac{16080}{28329,3} = 0,568. \end{aligned}$$

Демак, корреляция индекси билан корреляция коэффициенти орасидаги фарқ жуда кичик.

Чизиқли боғланишларда корреляция индекси билан корреляция коэффициенти ўртасидаги тафовут фақат ҳисоблаш жараёнида йўл қўйилган хато натижаси ҳисобланади. Корреляция коэффициентининг катталиги эса регрессия тенгламасининг функционал боғланишга яқинлигини кўрсатади. Бу ерда кузатилган тақсимот белгилари орасида тўла адекват боғланиш мавжуд деб ҳисобланаётир. Аммо ҳаётда бундай тўлиқ мослик бўлмайди. Шу сабабли корреляция индекси билан корреляция коэффициенти орасидаги фарқ ҳақиқий боғланиш шакли қанчалик тўғри чизиқли боғланишга мос келишини баҳолайди.

Регрессия ва корреляция кўрсаткичлари (регрессия тенгламасининг параметрлари, детерминация ва корреляция индекслари ёки коэффициентлари) ҳажми миқдоран чегараланган тўплам маълумотлари асосида аниқланганлиги учун улар тасодифий хатолар таъсири остида бузилган бўлиши мумкин. Регрессия ва корреляция кўрсаткичларида тасодифий хатоларнинг таъсири унчалик катта бўлмаса, бу кўрсаткичлар аҳамиятли (моҳиятли) дейилади. Аниқланган регрессия ва корреляция кўрсаткичлари ҳар доим моҳиятли бўлавермайди. Шунинг учун уларнинг моҳиятли эканлигини текшириб кўриш зарур. Регрессия ва корреляция кўрсаткичларининг моҳиятлиги Стьюдент (t), Фишер (F) ва бошқа мезонлар ёрдамида баҳоланади.

Регрессиянинг чизиқли тенгламаси параметрларининг моҳиятли эканлигини текширишда t - мезондан фойдаланилади. Бунинг учун ҳар бир параметрга мос келган t нинг ҳақиқий қийматлари қуйидаги формулалар билан ҳисобланади:

$$t_{a_0} = \frac{a_0 \sqrt{n-2}}{\delta_e}, \quad t_{a_1} = \frac{a_1 \sigma_x \sqrt{n-2}}{\delta_e} \quad (10.23)$$

Сўнгра t мезоннинг ҳисобланган ҳақиқий қийматлари $t_{\text{ҳақ}}$ унинг эркин даражалари сони $n - 2$ ва қабул қилинган моҳиятли даражаси α га мос келган назарий қиймати билан таққослаб кўрилади. Мезоннинг назарий қиймати ($t_{\text{жадв}}$) Стюдент тақсимоти жадвалидан аниқланади. Агар бирор параметр учун $t_{\text{ҳақ}} \geq t_{\text{жадв}}$ бўлса, у ҳолда шу параметр қабул қилинган даража билан моҳиятли ҳисобланади. Социалиқтисодий текширишларда кўпинча моҳиятлилик даражаси қилиб 0.05 олинади, яъни $\alpha=0,05$. Бу ҳолда кўрсаткичларнинг моҳиятли бўлиш эҳтимоли $P = 1 - \alpha$ га тенг. 10.2-жадвалдаги мисолимизда регрессия тенгламаси $\hat{Y}_x = 12,706 + 3,647x$ учун

$$\delta_\varepsilon = 1,82 \quad \sigma_x = 1,119 \quad t_{a_0} = \frac{12,706\sqrt{7-2}}{1,82} = 15,63$$

$$t_{a_1} = 3,647 * 1,119 * \frac{\sqrt{7-2}}{1,82} = 5,01$$

Стюдент тақсимотининг жадвали (2 илова)га кўра эркин даражалар сони $n-2=7-2=5$ ва $\alpha=0,05$ да $t_{\text{жадв}}=2,57$. Демак, регрессия тенгламасидаги параметрларнинг аниқланган қийматлари 0.95 эҳтимол билан моҳиятлидир.

10.5-жадвалдаги мисолимизда регрессия тенгламаси

$$\hat{Y}_x = 21,644 + 1,489x; \quad \delta_\varepsilon = 1,95; \quad \sigma_x = 1,489$$

$$t_{a_0} = \frac{21,644\sqrt{3-2}}{1,95} = 11,1 \quad t_{a_1} = \frac{1,489*1,484\sqrt{3-2}}{1,95} = 1,13 \quad v = 3 - 2 = 1$$

ва $\alpha = 0,01$ да $t_{\text{жадвал}} = 6,3$

Демак, регрессия тенгламасининг a_0 параметри 0,90 эҳтимол билан моҳиятли, аммо регрессия коэффициенти (a_1) моҳиятсиздир.

Шунингдек, ҳар бир коэффициент хатосининг чегарасини аниқлаш мумкин:

$$\Delta a = t_{\alpha} \mu \quad (10.24)$$

Ишонч коэффициенти t қиймати Стюдент тақсимоти жадвалидан олинади. Параметр хатосининг ўртачаси қуйидагича ҳисобланади:

$$\mu_{a_0} = \frac{\delta_\varepsilon}{\sqrt{n-2}} \quad \mu_{a_1} = \frac{\delta_\varepsilon}{\sigma_x \sqrt{n-2}} \quad (10.25)$$

Корреляция индексининг моҳиятли эканлиги Фишер критерияси билан текширилади. Критериянинг $F_{\text{ҳақ}}$ ҳақиқий қиймати:

$$F_{\text{ҳақ}} = \frac{i^2}{1-i^2} * \frac{n-m}{m-1} \quad (10.26)$$

Бу ерда: n — тўплам сони; m — тенглама параметрлари сони.

тарзида аниқланиб, унинг жадвалдаги қиймати 3-4 илова билан таққосланади.

Юқоридаги 10.2-жадвалдаги мисолимизда

$$i^2 = \frac{18.857}{22.181} = 0.85 \quad i = 0.924 \quad F_{\text{ҳақ}} = \frac{0.85}{1-0.85} * \frac{5-2}{2-1} = 28.33;$$

$$v_1 = n - m = 7 - 2 = 5 \quad \text{ва} \quad v_2 = m - 1 = 2 - 1 = 1 \quad \text{ва} \quad \alpha = 0,05 \quad \text{да} \quad F_{\text{жадвал}} = 6,61$$

Демак, корреляция индекси моҳиятлидир. 10.5-жадвалдаги мисолимизда эса $F_{\text{ҳақ}} = \frac{0.25}{1-0.25} * \frac{3-2}{2-1} = \frac{0.25}{0.75} = 0,03$. Демак, корреляция индекси моҳиятсиздир.

Корреляция коэффициентининг моҳиятлилик даражасини Стюдент мезони билан ҳам текшириш мумкин. Агар ушбу тенгсизлик

$$t_{\text{ҳақ}} = \sqrt{\frac{(n-2)r^2}{1-r^2}} \geq t_{\text{жадвал}} \quad (10.27)$$

ўринли бўлса, корреляция коэффициенти моҳиятли бўлади.

Регрессия ва корреляция кўрсаткичларини баҳолаш энг яхши (оптимал) моделни аниқлашга асос бўлади. Масалан, битта корреляцион боғланишнинг корреляция индекси моҳиятли бўлган бир неча модели аниқланган бўлсин. Бундай моделларнинг қайси бирига $t_{\text{ҳақ}}$ нинг максимал қиймати мос келса, табиий, шу модель бошқа моделларга нисбатан яхшироқ бўлади, яъни адекват ҳолда ҳақиқий боғланишни ифодалайди.

Тўпламнинг миқдори жуда кичик бўлганда корреляция индексининг аниқлигини ошириш учун қолдиқ дисперсияга қуйидагича тузатиш киритилади:

$$\delta_{\epsilon}^2_{\text{тузилган}} = \frac{n}{n-m} \delta_{\epsilon}^2 \quad (10.28)$$

$$\text{бу ҳолда омилли дисперсия} \quad \sigma_{y_x}^2 = \sigma_y^2 - \delta_{\text{муз}}$$

Регрессия тенгласини таҳлил қилишда натижавий белгининг омил белгига нисбатан эластиклик коэффициентидан ҳам фойдаланилади. Эластиклик коэффициенти (\mathcal{E}) омил белгининг 1% ўзгариши билан натижавий белгининг ўртача неча фоиз ўзгаришини ифодалайди:

**Эластиклик коэф-
фицинти омил белги
1% га ўзгарганда нати-
жа қанча фоизга ўзгари-
шини аниқлайди**

$$\mathcal{E} = \frac{d \hat{y}_x}{d x} * \frac{\bar{x}}{\bar{y}} \quad (10.29)$$

Бу ерда $\frac{d \hat{y}_x}{d x}$ регрессия тенгласининг x бўйича хусусий ҳосиласи.

Формула кўрсатадики, эластиклик коэффициенти умуман ўзгарувчи миқдор бўлиб, унинг қиймати омил белгининг (x) қийматига қараб ўзгаради.

Чизикли регрессия тенгламаси учун эластиклик коэффициенти

$$\mathcal{E} = a_1 x : (a_0 + a_1 x) \quad (10.20)$$

10.2-жадвалдаги мисолда $x=3$ ц/га бўлганда $\mathcal{E}=0.46\%$ ва $x=5$ ц/га бўлганда $\mathcal{E}=59\%$. Демак, 1 га майдонга солинган минерал ўғитлар миқдори 1%га оширилса, яъни $x=3$ ц/га дан 3,03 ц/га гача етказилса, пахтанинг ҳосилдорлиги 0.46% ёки у 5 ц/га дан 5,05 ц/га га етказилганда ҳосилдорлик эса 0.59% ўсади.

Фақат боғланишнинг кўрсаткичли функцияси $y = a_0 x_{a_1}$ учун эластиклик коэффициенти ўзгармас миқдор бўлади, яъни $\mathcal{E}=a_1$.

Турли омилларга нисбатан ҳисобланган эластиклик коэффициентларига асосланиб қайси омилларни биринчи навбатда ўзгартириш зарурлигини аниқлаш мумкин.

10.8. Кўп ўлчовли корреляция Муҳим ва моҳиятли омилларни танлаш

Ижтимоий ҳаёт воқеалари жуда мураккаб бўлиб, уларнинг миқдорий қийматлари ўзаро боғланган омилларнинг турлича таъсир қилишига қараб шаклланади. Бир омилли регрессия ва корреляция кўрсаткичлари омиллар ўртасидаги мураккаб боғланишлар таъсирида аниқ бўлмаслиги ёки бузилиши мумкин. Демак, умуман, жуфт корреляция тенгламалари белгилар ўртасидаги боғланишни ифодалаш учун етарли эмас экан. Корреляцион боғланишнинг хусусияти регрессия тенгламасида бир неча муҳим ва моҳиятли омиллар иштирок этишини тақозо қилади. Шунинг учун регрессия тенгламасига киритиладиган моҳиятли омилларни танлаш катта аҳамиятга эгадир.

Регрессия тенгламасига киритиладиган омил белгиларни танлаш турли мезонлар ёрдамида амалга оширилади.

Омилларни танлаш юқорида айтиб ўтилганидек, турли статистик критерияларни қўллаб, сифат томондан назарий таҳлил қилишга асосланади ва уч босқичда ўтказилади. Биринчи босқичда дастлабки таҳлил жараёнида омиллар ҳеч қандай қўшимча шартлар қўйилмасдан танланади. Иккинчи босқичда, омиллар жуфт корреляция коэффициентларидан фойдаланиб таҳлил қилинади. Бунинг учун белгилар $y_1, x_1, x_2, \dots, x_n$ ўртасидаги жуфт корреляция коэффициентларининг матричаси тузилади (10.8-жадвалга қаранг).

Жадвалда $r_{e_j} - x_e$ ва x_j белгилар ўртасидаги боғланишнинг жуфт корреляция коэффициенти бўлиб, $r_{e_j} = r_{j_e}$ $r_{j_j} = 1$. Бунда $r_{ij} = r_{ji}$ натижавий белги билан омиллар ўртасидаги боғланишнинг жуфт корреляция коэффициентларидир.

Жуфт корреляция коэффициентлари ўзаро кучли чизикли боғланган омилларни аниқлаб беради. Агар иккита омилнинг (x_e ва x_j) жуфт корреляция коэффициенти (r_{e_j}) ҳақиқий қиймати унинг критик

қийматидан кичик бўлмаса, яъни $|r_{ej}| > r_{\text{критик}}$, бу омиллар ўртасидаги чизиқли корреляцион боғланиш кучли ҳисобланади. Одатда корреляция коэффициентининг критик қиймати учун $r_{\text{критик}} = 0,7$ олинади.

10.8-жадвал.

Корреляция коэффициентлари матрицаси

Белгилар	$y = x_0$	x_1	...	x_j	...	x_n
$y = x_0$	1	r_{01}	...	r_{0j}	...	r_{0k}
x_1	$r_{1.0}$	1	...	r_{1j}	...	r_{1k}
x_2	$r_{2.0}$	$r_{2.1}$	1	r_{2j}	...	r_{2k}
...	1
x_c	r_{c0}	r_{c1}	...	r_{cj}	1	r_{ck}
...
x_k	r_{k0}	r_{k1}	...	r_{kj}	...	1

Кўп омилли регрессия тенгламасида ўзаро кучли чизиқли корреляцион боғланган омиллар бир вақтда иштирок этмаслиги керак. Чунки улар регрессия тенгламасида бир-бирини маълум даражада такрорлаб, натижада регрессия ва корреляция кўрсаткичларининг бузилишига сабабчи бўлади. Демак, танланган омиллар ичида ўзаро кучли чизиқли корреляцион боғланишда бўлган омиллардан баъзиларини регрессия тенгламасига киритмаслик керак. Фараз қилайлик, x_{j_1} ил x_{j_2} омиллар ўртасида кучли чизиқли корреляцион боғланиш мавжуд бўлсин, яъни

$$|r_{e1}| > r_{\text{критик}}$$

У ҳолда, улардан биттаси омиллар рўйхатидан чиқарилади. Бунинг учун уларнинг натижавий белги билан боғланиш кучлари таққослаб кўрилади. Агар $|r_{0e1}| > |r_{0j1}|$ ёки $|r_{0e1}| < |r_{0j1}|$ бўлса, x_{j_1} ёки x_{j_2} омил рўйхатдан учирилади. Аммо улар тақрибан тенг, яъни $|r_{0e1}| \approx |r_{0j1}|$ бўлганда омиллардан биттасини рўйхатдан чиқариш кейинги босқичда амалга оширилади.

Шуни эслатиб ўтиш керакки, натижавий белги билан бирор омилнинг (x_j) жуфт корреляция коэффициенти (r_{0j}) жуда кичик бўлишидан улар ўртасидаги боғланиш жуда кучсиз деган хулоса чиқармаслик керак. Чунки бу боғланишнинг шакли эгри чизиқли бўлиши мумкин. Барча омилларнинг алоҳида ва бошқа омиллар билан ҳосил қилган турли ифодалари (x_j^2 , $\ln x_j$, x_j , x_c , $x_j^2 x_c$) ва бошқалар таҳлил қилиниши зарур. Умуман, омилларнинг турли ифодаларини аниқлашда комбинацион группалаш натижаларидан фойдаланишимиз маъқулдир.

Омилларни таҳлил қилишнинг учинчи босқичида - регрессия тенгламаси аниқланади ва унинг параметрларининг моҳиятли бўлиши

Улардан фойдаланиб, (10.32) нормал тенгламалар тизимини "Microstat" АПП ёрдамида ШЭХМда ечиш натижасида қуйидаги корреляцион-регрессион модел (КРМ) ҳосил бўлган.

$$\hat{Y}_x = -240,113 + 2,261x_1 - 4,307x_2 + 0,166x_3 \quad (10.34)$$

Демак, ҳар бир гектар ерга сарфланган меҳнат (одам-куни) фойда даражасини (1 га ерга нисбатан) 2 сўм 26 тийинга, дон ҳосилдорлигини 1 ц ошиши эса уни 16 тийинга кўпайишига олиб келган. Аммо умумий экинлар майдонида дон салмоғини 1 % кўтарилиши фойда даражасини 4 сўм 31 тийинга пасайишига сабаб бўлган. Озод ҳадни манфий ишорага эга бўлиши қонунийдир, чунки омил нол қийматга эга бўлмасданоқ ишлаб чиқариш зарар билан якунланиши ҳаммага аён. x_2 - дон салмоғи ҳақидаги омил коэффиценти манфий ишорага эга бўлиши - урганилаётган хўжаликлар иқтисодиёти жуда ёмон аҳволда эканлиги ҳақида дарак беради, чунки дон ишлаб чиқаришдан жуда кам фойда олинади (унинг рентабеллик даражаси паст). Хўжаликда оқилона фаолият юритилиб, дон бозорида баҳолар барқарор бўлганда эди, ҳосил салмоғи ошиши билан фойда даражаси пасаймасдан, аксинча, ошган бўлар эди.

10.9-жадвал

**Фермер хўжаликларида ишлаб чиқариш рентабеллиги
(1 га нисбатан) ва унинг муҳим омиллари**

Фермер хўжаликларининг тартиб рақами	1 га ердан олинган фойда (мин сўм) у	1 га меҳнат харажатлари (одам куни) x_1	Умумий экин майдонида дон салмоғи, % x_2	Ҳосилдорлик кг/га x_3
1	704	265	45,1	3422
2	293	193	35,1	1956
3	346	229	69,4	2733
4	420	193	60,2	3254
5	691	225	59,0	3323
6	679	255	63,4	3179
7	457	201	58,1	3073
8	503	208	51,8	3257
9	314	170	73,2	2669
10	803	276	59,0	4235
11	691	188	42,5	3790
12	775	232	50,5	3658
13	584	173	48,5	3801
14	504	183	51,9	3266
15	777	236	58,9	5173
16	1138	263	38,8	5526
Жами	9679	3492	865,5	56315
Ўртача	604,9	218,2	54,1	3520
Квадратик ўртача тафовут	221,9	34,6	10,6	887
Вариация коэффиценти	36,7	15,9	19,6	25,2

Хусусий регрессия коэффициентлари муайян омилнинг натижавий белги вариациясига таъсирини омиллар ўзаро боғланишидан “тозаланган” ҳолда ўлчайди, аммо тенгламага киритилмаган омиллар бундан мустаснодир.

Таъкидлаб ўтиш керакки, хусусий регрессия коэффициентлари a_j , $j = \overline{1, \dots, K}$, жуфт регрессия коэффициентидан фарқли ўлароқ, муайян омилнинг натижага таъсири унинг вариацияси билан бошқа тенгламада қатнашаётган омиллар вариацияси орасидаги боғланишни ҳисобга олмаган ҳолда, ундан “тозаланган” тарзда ўлчайди. Бу ерда “тозаланган” сўзни мутлақ маънода эмас, балки нисбий мантиқда тушуниш

керак, чунки кўп ўлчовли регрессия тенгламаси ҳам омилларнинг барчасини ўз ичига олмайди. Агар бу тенгламага натижага таъсир этувчи барча омилларни киритиш иложи бўлганда эди, у ҳолда a_j коэффициентларини омилларнинг натижага тўла маънодаги мусаффо таъсирининг меъёри деб ҳисоблаш мумкин бўлар эди. Аммо ҳақиқатда бир тўда омилларгина тенгламада қатнашади, демак, a_j коэффициентлар тенгламага киритилмаган омиллар таъсиридан холи эмас, бу “лойқадан” тозаланган эмас. Ҳамма омилларни кўп ўлчовли регрессия тенгламасига киритиш имкони бўлмаслигининг сабаби шундаки: биринчидан, ҳали бир тўда омиллар номаълум, уларни илм фан оча олмаган; иккинчидан, бошқа назарий маълум омиллар ҳақида ахборотлар йўқ ёки бўлса ҳам, ишончга сазовор эмас; учинчидан, ўрганилаётган тўпلام ҳажми чегараланган ва шу сабабли чексиз омилларни тенгламага киритиб бўлмайди.

Хусусий регрессия коэффициентлари a_j номли миқдорлардир, улар турли ўлчов бирликларда ифодалангани ва сифат (маъно) жиҳатидан ҳар хил омиллар таъсирини ўлчайди. Демак, улар бир-бири билан таққослама эмас. Мазкур коэффициентларни таққослама нисбий кўрсаткичларга айлантириш учун чизиқли жуфт корреляция коэффициентини ҳисоблашда қўлланилган усулдан фойдаланиш мумкин.

Маълумки, корреляцион муносабат чизиқли жуфт корреляция коэффициентига қуйидаги ифода орқали келтирилади:

$$r_{yx} = B \frac{\sigma_x}{\sigma_y} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \sqrt{\frac{1}{n} \sum(x_i - \bar{x})^2}}{\sum(x_i - \bar{x})^2 \sqrt{\frac{1}{n} \sum(y_i - \bar{y})^2}} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2 \sum(y_i - \bar{y})^2}} \quad (10.35)$$

$$i = \overline{1, \dots, n}$$

бу ерда $v = a_j$ чизиқли жуфт регрессия коэффициентлари.

Мана шу усулни хусусий регрессия коэффициентлари учун ҳам қўлласак, стандартлаштирилган хусусий регрессия коэффициентлари ёки β - коэффициентлар ҳосил бўлади:

β стандартлашган регрессия кўрсаткичлари таққослама нисбий меъёрлар, уларда ўлчов бирликлари ва белгилар моҳияти мавҳумлашгандир.

Кўп ўлчовли β - регрессия тенгламаси коэффициентларини натурал қийматларга (a_j) келтириш учун (10.39) формуладаги стандартлаштирилган регрессия коэффициентларидан уларнинг натурал қийматлари (a_j) ни қуйидаги ифодаларга асосланиб ҳисоблаш керак.

$$a_j = \beta_j \frac{\sigma_y}{\sigma_{x_j}} = \beta_j \frac{\sigma_{y_j}}{\sigma_{z_j}}; \quad a_0 = \bar{Y} - \sum_{j=1}^k a_j \bar{X}_j$$

Хусусий регрессия коэффициентлари билан эластиклик коэффициентлари ўртасида қуйидаги ўзаро нисбат мавжуд.

Маълумки, эластиклик коэффициенти

$$\mathcal{E}_j = a_j \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}} \quad (10.40)$$

ифодага тенг. Агар (10.36) дан a_j аниқлаб, $a_j = \frac{\beta_j \sigma_y}{\sigma_{x_j}}$ (10.40)га қўйсак

$\mathcal{E}_j = \frac{\beta_j \sigma_y}{\sigma_{x_j}} \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}} = \frac{\beta_j V_y}{V_{x_j}}$ (10.41). Бу ерда $V_y = \frac{\sigma_y}{\bar{y}}$ - натижавий белги вариация коэффициенти, $V_{x_j} = \frac{\sigma_{x_j}}{\bar{x}_j}$ — $j = 1, \dots, k$ - омил вариация коэф-

фициенти ёки $\beta_j = \frac{\mathcal{E}_j V_{x_j}}{V_y}$ (10.36а) ёки $\frac{\beta_j}{\mathcal{E}_j} = \frac{V_{x_j}}{V_y}$.

Демак, муайян x_j омил β - коэффициентининг эластиклик коэффициентига нисбати унинг вариация коэффициенти билан натижавий белги вариация коэффициенти ўртасидаги нисбатга тенг. Айрим омилларнинг вариация коэффициенти натижавий белги вариация коэффициентидан кичик бўлса, β -коэффициентлар ҳам тегишли эластиклик коэффициентлардан кичикдир.

10.9-жадвалдаги маълумотларга биноан x_1 учун $\mathcal{E}_1 = \frac{2,261 \cdot 218,2}{604,9} = 0,816$

x_2 учун $\mathcal{E}_2 = \frac{-4,307 \cdot 54,1}{604,9} = -0,385$ x_3 учун $\mathcal{E}_3 = \frac{0,166 \cdot 3520}{604,9} = 0,966$

(10.36) формула ёрдамида ҳам мазкур натижалар ҳосил бўлади

$$\mathcal{E}_1 = \frac{\beta_1 V_y}{V_{x_1}} = \frac{0,352 \cdot 36,7}{15,9} = 0,813 \quad \mathcal{E}_2 = \frac{\beta_2 V_y}{V_{x_2}} = \frac{-0,206 \cdot 36,7}{19,6} = -0,385$$

$$\mathcal{E}_3 = \frac{\beta_3 V_y}{V_{x_3}} = \frac{0,664 \cdot 36,7}{25,2} = 0,967$$

Олдинги натижалардан \mathcal{E}_1 ва \mathcal{E}_3 қисман фарқланиши сонларни бутунлаштириш ҳисобига рўй берган.

10.9.1. Кўп омилли регрессиянинг чизиқсиз тенгламаларини аниқлаш

Кўп омилли регрессиянинг чизиқсиз тенгламалари омиллар шаклини ўзгартириб тенгламани чизиқли кўринишга келтириш йўли билан ечилади.

Масалан: 1. Регрессия тенгламасини квадратик форма кўрипини

да $\hat{Y}_{12...n} = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j x_j + \sum_{i=1}^{m \leq k} a_i x_i^2 + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{m \leq k-1} b_{ji} x_j x_i$ учун $x_j = z_j$, $x_1^2 = z_{k+1}$, $x_1 x_2 = z_{k+2}$ ва Ҳ.К. алмаштиришлардан фойдаланиб, чизиқли тенгламага утилади ва унинг параметрлари топилади.

2. Регрессиянинг кўрсаткичли тенгламасининг

$\hat{Y}_{12...k} = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2} \dots x_k^{a_k} = a_0 \prod_{j=1}^k x_j^{a_j}$ параметрларини топиш учун

аввал у логарифмланади $\ln \hat{Y}_{12...k} = \ln a_0 + \sum a_j \ln x_j$, сўнгра ушбу

$\ln \hat{Y}_{12...k} = \hat{u}_{12...k}$, $\ln a_0 = b_0$, $\ln x_j = z_j$ алмаштиришлар ёрдамида чи-

зиқли тенглама $\hat{u}_{12...k} = b_0 + \sum_{j=1}^k a_j z_j$ ҳосил қилинади ($a = e^{b_0}$).

10.10. Кўп ўлчовли ва хусусий корреляция коэффицентлари

Кўп омилли регрессия тенгламасини баҳолаш натижавий белги (у) билан омиллар (x_1, x_2, \dots, x_k) ўртасидаги корреляцион боғланишнинг кучини ўлчаш ва тенгламага киритилган барча омилларнинг моҳиятли ёки моҳиятсизлигини аниқлашдан иборат. Корреляцион боғланишнинг кучини ўлчашда натижавий белгининг умумий (σ_0^2) омилли ($\sigma_{01...k}^2$) ва қолдиқ $\delta_{0(1...k)}^2$ дисперсияларидан фойдаланилади. Бу дисперсиялар жуфт корреляцияда келтирилган формулалар ёрдамида аниқланиши мумкин. Бунинг учун авваламбор натижавий белгининг назарий қийматлари ҳақиқий маълумотларга асосан тузилган кўпўлчовли регрессия тенгламасига омил белгиларнинг ҳақиқий қийматларини қўйиш йўли билан топилади:

$$\hat{Y}_{x_j} = \hat{Y}_{12...k} = a_0 \sum_{j=1}^k a_j x_j^{(i)} \quad i = \overline{1, \dots, n} \quad j = \overline{1, \dots, k}.$$

Бу ерда $x_j^{(i)}$ — айрим j омилларнинг ҳар бир тўплам бирлигига тегишли ҳақиқий (кузатилган) қиймати.

Сўнгра умумий омиллар ва қолдиқ дисперсиялар ҳисобланади. Бу дисперсияларни бир-биридан ажратиш учун уларнинг нишон (индекс)ларини тўғри белгилаш муҳим аҳамият касб этади. Одатда улар қуйидагича нишонланади:

$\sigma_{012...k}^2$ — омиллар дисперсияси.

$\delta_{0(12...k)}^2$ — қолдиқ дисперсия;

σ_0 — умумий дисперсия.

Дисперсия σ ишораларидаги нол “0” индекси натижавий белгини англатади (яъни у).

1, 2, ..., k = j — ҳар бир ўрганилаётган (тенгламага киритилган) омилнинг тартиб сони. Демак, $\sigma_{012...k}^2$ $j = \overline{12...k}$ омиллар дисперсияси. Қол-

диқ дисперсия нишонидаги қавс “унинг ичида санаб ўтилган омиллардан ташқари” деган маънони билдиради ва қолдиқ дисперсияни омиллар дисперсиясидан фарқ қилиш учун ишлатилади.

Масалан, ушбу регрессия тенгламасига

$$\hat{Y}_{x_{0123}} = \hat{Y}_{0123} = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3$$

асосан ҳисобланган омиллар дисперсияси ва қолдиқ дисперсия мос равишда бундай ёзилади: σ_{0123}^2 ва $\delta_{0(123)}^2$.

Омиллар дисперсияси регрессия тенгламасидаги омилларнинг (x_1, x_2, \dots, x_k) натижавий белги тебранишига таъсирини ифодалайди. Қолдиқ дисперсия эса аксинча регрессия тенгламасига киритилмаган омилларнинг натижавий белги тебранишига таъсирини характерлайди. Шунинг учун омилли ва қолдиқ дисперсияларнинг йиғиндиси умумий дисперсияга тенг бўлади, яъни

$$\sigma_0^2 = \sigma_{012\dots k}^2 + \delta_{0(12\dots k)}^2$$

Икки ва ундан ортик омиллар билан натижавий белги орасидаги боғланиш зичлиги кўп ўлчовли детерминация ва корреляция коэффициентлари билан ўлчанади.

Регрессия тенгламаси корреляцион боғланишни яхши ифода этса, натижавий белгининг ҳақиқий ва назарий қийматлари $(Y$ ва $\hat{Y}_X)$ ўртасидаги тафовутлар кам, яъни қолдиқ дисперсия кичик бўлиб, омиллар дисперсияси умумий дисперсияга яқинлашади. Шунинг учун бу дисперсиянинг умумий дисперсиядаги салмоғи

$$R_{012\dots k}^2 = \frac{\sigma_{012\dots k}^2}{\sigma_0^2} \quad (10.42)$$

корреляцион боғланиш кучини характерлайди. Мазкур нисбат кўпўлчовли (омилли) детерминация коэффициенти деб аталади ва у натижавий белги умумий вариациясидан қандай қисми регрессия тенгламасига киритилган омиллар таъсири билан тушунтирилишини англатади. Функционал боғланишлар учун детерминация коэффициенти $R_{012\dots k}^2 = 1$ ва аксинча, $R_{012\dots k}^2 = 0$ белгилар ўртасида боғланиш йўқлигини билдиради.

Кўп ўлчовли детерминация коэффициентини квадрат илдиз остидан чиқариш натижасида кўпомилли корреляция коэффициенти ҳосил бўлади, у ўрганилаётган омиллар билан натижавий белги орасидаги боғланишнинг зичлик даражасини ифодалайди:

$$R_{012\dots k} = \sqrt{\frac{\sigma_{012\dots k}^2}{\sigma_0^2}} \quad (10.43)$$

Юқоридаги мисолимизда (10.9-жадвал) тўплам ҳажми $N < 30$ бўлгани учун дисперсияларни $N - 1$ нисбатан ҳисоблашимиз керак. 10.9-жадвал маълумотларига биноан:

$$\sigma_0^2 = \frac{\Sigma(Y_i - \bar{Y})^2}{N-1} = \frac{738126,94}{16-1} = 49208,46$$

$$\sigma_{0123}^2 = \frac{\Sigma(\hat{Y}_{X_j} - \bar{Y})^2}{N-1} = \frac{662772,98}{15} = 44184,87$$

$$R_{0.123}^2 = \frac{44184,87}{49208,46} = 0,8979.$$

Демак, фойда даражасининг умумий вариациясидан 89,8 % меҳнат сарфи, дон экинлари салмоғи ва уларнинг ҳосилдорлигининг ўзгарувчанлиги натижаси ҳисобланади, яъни фойда даражаси билан ушбу омиллар орасида кучли боғланиш мавжуд.

Кўпўлчовли эгри чизиқли регрессия тенгламаси орқали омиллар билан натижавий белги орасидаги боғланиш ифодаланганда детерминация ва корреляция коэффициентлари кўпўлчовли детерминация ва корреляция индекси деб номланади ҳамда (10.41) ва (10.43) формулалардан фойдаланиб ҳисобланади, аммо натижавий белгининг назарий қийматлари эгри чизиқли кўпўлчовли регрессия тенгламасига биноан аниқланиши керак.

Детерминация коэффициенти бошқача тартибда ҳам ҳисобланиши мумкин, жумладан:

$$R_{0123...k}^2 = \frac{\sum_{j=1}^k a_j \sigma_j r_{0j}}{\sigma_0} = \sum_{j=1}^k \beta_j r_{0j} \quad (10.44)$$

Агар иккита омил билан натижавий белги орасидаги боғланиш тизлиги ўлчанаётган бўлса, у ҳолда кўпўлчовли детерминация коэффициенти жуфт корреляция коэффициентларидан тузилган рекуррент (қайтма) формула ёрдамида аниқланиши мумкин:

$$R_{Y_{X_1 X_2}}^2 = \frac{r_{YX_1}^2 + r_{YX_2}^2 - 2r_{YX_1} r_{YX_2} r_{X_1 X_2}}{1 - r_{X_1 X_2}^2} \quad \text{ёки} \\ R_{012}^2 = \frac{r_{01}^2 + r_{02}^2 - 2r_{01} r_{02} r_{12}}{1 - r_{12}^2} \quad (10.45)$$

Кўпўлчовли регрессия тенгламасидаги a_j регрессия коэффициентлари олдин таъкидлаганимиздек, ҳисобга олинган омилларнинг самарадорлигини белгилайди. Аммо уларда тенгламага киритилмаган номаълум сабабларнинг ўрганилаётган омиллар орқали натижага таъсири ҳам мужассамлашади. Шу сабабли регрессия коэффициентларини шартли самарадорлик меъёри деб ҳисоблаш мумкин. Кўп ўлчовли регрессия тенгламасида бирор муайян омилдан ташқари бошқа факторларни ўзгармас қилиб ўртача даражада боғлаб қўйиш мумкин. Бу ҳолда уларни тенгламада қатнашмайдиган номаълум омиллар билан шартли равишда тенглаштириб қараш учун имконият туғилади. Шу-

нинг учун уларнинг ҳиссасига тўғри келадиган самарани тенглама-нинг озод ҳади қиймати устига қўшиб қўйиш мумкин. Натижада қуйидаги ифодага эга бўламиз.

$$\hat{Y}_{x_1(2,\dots,k)} = a_0 + a_1x_1 + \sum_{j=2}^k a_jx_j = A_0 + a_1x_1 \quad \text{бу ерда} \quad A_0 = a_0 + \sum_{j=2}^k a_jx_j$$

Юқорида келтирилган мисолни кўриб чиқайлик. 10.34 да x_1 -омилни ўзгарувчан қилиб, x_2 ва x_3 омилларни ўртача даражада боғлаб қўйсак:

$$\hat{Y}_{x_1(23)} = -240,113 + 2,261x_1 + -4,3073 \cdot 54,1 + 0,1661 \cdot 3520 = 211,534 + 2,261x_1$$

ёки x_2 -омилни ўзгарувчан қилиб, x_1 ва x_3 омилларни ўртача даражада боғлаб, ўзгармас қилиб қўйсак:

$$\hat{Y}_{x_2(13)} = -240,113 + 2,261 \cdot 218,2 - 4,3073x_2 + 0,1661 \cdot 3520 = 837,909 - 4,3073x_2$$

ва ниҳоят, x_3 омилни ўзгарувчан қилиб, x_1 ва x_2 омилларни ўзгармас қилиб ўртача даражада қарасак:

$$\hat{Y}_{x_3(12)} = -240,113 + 2,261 \cdot 218,2 - 4,3073 \cdot 54,1 + 0,1661x_3 = 20,212 - 0,1661x_3$$

Аммо бу тенгламалар жуфт регрессия тенгламаларидан моҳиятан фарқ қилади, чунки уларни муайян омил шартли самарадорлиги кўп ўлчовли регрессия тенгламасида ҳисобга олинган бошқа омиллар таъсиридан тозаланган бўлади.

Шартли соф регрессия тенгламаси — бу регрессия коэффициентини бошқа омиллар таъсиридан тозаланган бир омилни кўринишга келтирилган корреляцион боғланиш тенгламасидир.

Шундай йўл билан кўпўлчовли регрессия тенгламасидан ҳосил қилинган бир омилли регрессия тенгламасини шартли соф регрессия тенгламаси деб аташ мумкин.

Демак, шартли соф регрессия тенгламаси муайян омилдан ташқари кўпўлчовли тенгламага киритилган бошқа омиллар таъсиридан тозаланган натижа билан ўрганилаётган фактор орасидаги корреляцион боғланишни ифодалайди.

Бу ҳолда омил дисперсияси ҳам янги моҳиятга эга бўлади, чунки унинг қиймати ҳам бошқа омиллар таъсиридан тозаланади ва жуфт корреляциядаги қийматидан фарқ қилади.

Шартли соф регрессия тенгламаларини бошқача тартибда ҳам тузиш мумкин. Масалан, дастлаб бир омил x_1 дан бошқаларини ўзгармас даражада боғлаб қўйиш, сўнгра икки омил x_1 ва x_2 ни ўзгарувчан, бошқаларини ўзгармас қилиш ва шу тартибда кетма-кетликда ўзгарувчан омиллар сонини биттадан кўпайтириб, ўзгармасларини эса, аксинча, камайтириб бориб пировардида битта омилни ўзгар-

мас, қолганларини эса ўзгарувчан қилиб, шартли соф регрессия тенгламалари тизимини ҳосил қилса бўлади. Бу тизим омил сони биттадан камайиб борувчи кўп ўлчовли регрессия тенгламаларини ифодалайди. Демак, бундай тизим ҳосил қилиш учун жуфт, икки омилли, уч омилли ва ҳ.к. $j = 1 \dots k$ омилли регрессия тенгламаларини тузиш керак. Уларнинг ҳар бири ўзининг омил дисперсиясига эга бўлади. Умумий кўринишда омиллар дисперсиясини қуйидаги шаклда ёзиш мумкин:

$$\sigma_{012\dots k-1}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_{12\dots k-1}^{(i)} - \bar{Y})^2}{n} \quad \text{бу ерда } \hat{Y}_{12\dots k-1}^{(i)} = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_{k-1} x_{k-1}$$

Шу билан бирга умумий дисперсия мавжуд:

$$\sigma_0^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{Y})^2}{n}$$

Умумий дисперсия билан омиллар дисперсия орасидаги фарқ қолдиқ дисперсия бўлиб, у тенгламага янги x_k омил киритиш арафасида унга киритилган омиллардан ташқари номаълум бошқа сабаблар (энди киритиладиган янги x_k омилни ҳам қўшиб) билан тушунтириладиган натижавий белги ўзгарувчанлигини ўлчайди ёки таърифлайди. Демак, қолдиқ дисперсия:

$$\delta_{0k(12\dots k-1)}^2 = \sigma_0^2 - \sigma_{012\dots k-1}^2 \quad (10.46)$$

Кўп ўлчовли регрессия тенгламасига янги x_k омил киритилгандан сўнг унинг таъсири остида натижавий белги “У” қўшимча ўзгарувчанликка эга бўлади. Бу омил таъсирининг меъёри бўлиб шартли соф дисперсия хизмат қилади:

$$\sigma_{yxk(12\dots k-1)}^2 = \delta_{0k(12\dots k-1)}^2 = \sigma_{012\dots k-1,k}^2 - \sigma_{012\dots k-1}^2 \quad (10.47)$$

Мазкур (10.47) дисперсиянинг юқорида келтирилган (10.46) қолдиқ дисперсиясига нисбати x_k омилнинг хусусий детерминация коэффициентини деб аталади.

Хусусий детерминация коэффициенти янги x_k омил кўп ўлчовли регрессия тенгламасига киритилгандан сўнг унинг натижавий белгига таъсирини ўлчовчи шартли соф дисперсиянинг шунгача шаклланган қолдиқ дисперсиядаги хиссасини ўлчайди.

$$r_{yxk(123\dots k-1)}^2 = \frac{\sigma_{012\dots k-1k}^2 - \sigma_{012\dots k-1}^2}{\sigma_0^2 - \sigma_{012\dots k-1}^2} \quad (10.48)$$

Хусусий детерминация коэффициентини квадрат илдиз остидан чиқариш натижасида хусусий корреляция коэффициенти ҳосил бўлади:

$$r_{yxk(123\dots k-1)} = \sqrt{\frac{\sigma_{012\dots k-1k}^2 - \sigma_{012\dots k-1}^2}{\sigma_0^2 - \sigma_{012\dots k-1}^2}} \quad (10.49)$$

Хусусий детерминация ва корреляция коэффициентлари кўп ўлчовли детерминация ва корреляция коэффициентлари орқали ифодаланса, уларнинг моҳияти жуда ойдинлашади. Бирор x_m фактор учун хусусий корреляция коэффициентини

$$r_{0m(12\dots m-1,m+1\dots k)} \text{ ёки } r_{yx_m}(x_1, x_2, x_3 \dots x_{m-1}, x_{m+1} \dots x_k)$$

орқали белгиласак, у ҳолда

$$r_{0m(12\dots m-1,m+1\dots k)} = \sqrt{\frac{R^2_{012\dots m-1,m,m+1\dots k} - R^2_{012\dots m-1,m+1\dots k}}{1 - R^2_{012\dots m-1,m+1\dots k}}} \quad 10.49$$

бу ерда $R^2_{012\dots m-1,m,m+1\dots k}$ барча кузатилаётган омилларни ҳисобга олувчи тенглама учун кўп ўлчовли детерминация коэффициенти:

$$R^2_{012\dots m-1,m,m+1\dots k} = \frac{\sum_{i=1}^n y^{(i)}_{012\dots m-1,m,m+1\dots k} - \bar{y}}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

$R^2_{012\dots m-1,m+1\dots k}$ - муайян омил x_m тенгламага киритилиши арафасидаги яъни ундан ташқари бошқа ўрганилаётган омилларни ўз ичига олувчи тенглама учун кўпўлчовли детерминация коэффициенти:

$$R^2_{012\dots m-1,m+1\dots k} = \frac{\sum_{i=1}^n y_{012\dots m-1,m+1\dots k} - \bar{y}}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

Юқорида келтирилган мисолимиз (жадвал 10.9) учун меҳнат сарфлари, дон экинлари салмоғи ва уларнинг ҳосилдорлиги омиллари учун хусусий детерминация коэффициентларини ҳисоблайлик. X_3 -дон ҳосилдорлиги омили учун уни аниқламоқчи бўлсак, дастлаб икки омилли (x_1 меҳнат сарфи ва x_2 дон экинлари салмоғи) детерминация коэффициентини ҳисоблашимиз керак. Бунинг учун (10.45) формуладан фойдаланамиз:

$$R^2_{012} = \frac{r_{01}^2 + r_{02}^2 - 2r_{01}r_{02}r_{12}}{1 - r_{12}^2}$$

10.9-жадвал маълумотлари асосида ЭХМ ёрдамида кўпўлчовли ва жуфт корреляция коэффициентлари ҳисобланиб, қуйидаги натижалар олинган:

$$R^2_{012} = 0.8979; r_{01} = 0.687; r_{02} = -0.355; \\ r_{03} = 0.878; r_{12} = -0.044; r_{13} = 0.049; r_{23} = -0.203$$

Буларга асосан:

а) $\hat{y}_{x_1x_2} = a_0 + b_1x_1 + b_2x_2$ регрессия тенгнамаси учун

$$R_{y_{x_1x_2}}^2 = R_{012}^2 = \frac{0.687^2 + (-0.355)^2 - 2 \cdot 0.687(-0.355)(-0.044)}{1 - (-0.044)^2} = 0.5765$$

Натижада, x_3 -дон ҳосилдорлиги омили учун хусусий детерминация коэффициентлари:

$$r_{03(12)}^2 = \frac{R_{0123}^2 - R_{012}^2}{1 - R_{012}^2} = \frac{0.8979 - 0.5765}{1 - 0.5765} = \frac{0.3214}{0.4235} = 0.7589$$

Шундай қилиб, 75,9% фойда даражасининг умумий вариацияси бевосита (соф ҳолда) дон ҳосилдорлигида кузатилаётган тебранишлар натижаси ҳисобланади, ваҳоланки жуфт корреляцияга асосан бу ҳисса 87,8% ташкил этар эди. Демак, ўрганилаётган бошқа омиллар (меҳнат сарфи ва дон экинлари салмоғи) дон ҳосилдорлигининг тебранишига таъсир этгани учун унинг фойда даражаси ўзгарувчанлигидаги ҳиссаси 11,9% (87,8%-75,9%) миқдорда ноҳақ кўпайтириб юборилган.

б) $\hat{y}_{x_1x_3} = a_0 + b_1x_1 + b_3x_3$ регрессия тенгнамаси учун

$$R_{013}^2 = \frac{0.687^2 + 0,878^2 - 2 \cdot 0,687 \cdot 0,878 \cdot 0,49}{1 - 0,049^2} = 0,8577$$

Демак, $r_{02(13)}^2 = \frac{0,8979 - 0,8577}{1 - 0,8577} = 0,283$

яъни фойда даражасидаги умумий ўзгаришларнинг 28,3% бевосита дон экинлари салмоғи ҳиссасига тўғри келади, ваҳоланки жуфт корреляцияга биноан бу омил фойда даражаси ўзгарувчанлигига салбий таъсир этиб, уни 35,5% га камайтираётган эди.

в) $\hat{y}_{x_2x_3} = a_0 + b_2x_2 + b_3x_3$ тенгнамаси учун

$$R_{023}^2 = \frac{(1 - 0,355)^2 + 0,878^2 - 2(-0,355) \cdot 0,878 \cdot (-0,203)}{1 - (-0,203)^2} = 0,8035$$

Демак, $r_{01(23)}^2 = \frac{R_{0123}^2 - R_{023}^2}{1 - R_{023}^2} = \frac{0,8979 - 0,8035}{1 - 0,8035} = 0,480$

яъни фойда даражасида кузатилаётган умумий тебранишнинг 48% бевосита меҳнат сарфи ҳиссаси деб қаралиши мумкин, ваҳоланки жуфт корреляцияга биноан 68,7% деб ҳисоблашга тўғри келар эди.

Шундай қилиб, хусусий детерминация ва корреляция коэффициентлари айрим омилларнинг натижага таъсирини аниқроқ белгилаш имконини беради.

10.11. Кўп ўлчовли регрессия тенгламаларини баҳолаш ва таҳлил қилиш

Оқорида кўпўлчовли регрессия тенгламасини баҳолаш билан боғлиқ бўлган биринчи масала-детерминация ва корреляция коэффициентларини аниқлаш усулларини кўриб чиқдик. Бундай баҳолашнинг иккинчи масаласи регрессия тенгламаларини ечиш натижалари ва корреляция коэффициентларини эҳтимоллик жиҳатдан муҳимлиги, ишончилигини аниқлашдан иборат. Бу масала жуфт регрессия тенгламаси ва корреляция коэффициентларини баҳолашдаги усуллар (10.6-бўлим) ёрдамида яъни t-Стюдент ва F-Фишер мезонларидан фойдаланиб ечилади.

Кўп ўлчовли регрессия чизиқли тенгламасининг ҳисоблаб топилган коэффициентларининг моҳиятли эканлигини баҳолаш учун t-мезоннинг ҳақиқий қийматлари ҳисобланади.

$$t_j = \frac{\beta_j \sqrt{n-k-1}}{\sqrt{(1-\sum \beta_j r_{0j}) C_{jj}}} \quad (10.51)$$

бу ерда $j = \overline{1 \dots k}$ k-омиллар тартиб рақами, n-тўплам ҳажми, k-омиллар сони, r_{0j} -ҳар бир омилнинг жуфт корреляция коэффициенти, "0"-натижавий белги индекси (нишони) c_{jj} -нормал тенгламалар тизимидаги коэффициентлардан тузилган матрицага $B=(b_{ej})$ тескари бўлган матрицанинг $B^{-1}=(C_{ej})$ диагонал элементи. Хусусан, икки омилли корреляцияда t-мезоннинг ҳақиқий қийматини қуйидаги формулалар ёрдамида аниқлаш мумкин:

$$\begin{aligned} t_1 &= \frac{a_1 \sigma_1 \sqrt{(n-3)(1-r^2_{12})}}{\delta^2_{0(12)}} & t_2 &= \frac{a_2 \sigma_2 \sqrt{(n-3)(1-r^2_{12})}}{\delta^2_{0(12)}} \\ t_0 &= \frac{a_0 \sqrt{(n-3)(1-r^2_{12})}}{\delta^2_{0(12)}} \end{aligned} \quad (10.52)$$

Бу ерда a_0 - тенглама озод ҳади; a_1, a_2 - x_1 ва x_2 омилларнинг хусусий регрессия коэффициентлари; σ_1, σ_2 - омил белгиларнинг ўртача квадратик тафовути; $\delta_{0(12)}$ - илдиздан чиқарилган қолдиқ дисперсия.

Уч омилли регрессия чизиқли тенгламасидаги коэффициентлар учун t - мезоннинг ҳақиқий қийматини ҳисоблашда қуйидаги формулалар қўлланади.

$$\begin{aligned} t_0 &= \frac{a_0 \sqrt{n-1}}{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R^2_{123})^{-1}}} & t_1 &= \frac{a_1 \sigma_{01} \sqrt{n-1}}{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R^2_{123})^{-1}}} \\ t_2 &= \frac{a_2 \sigma_{02} \sqrt{n-1}}{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R^2_{213})^{-1}}} & t_3 &= \frac{a_3 \sigma_{03} \sqrt{n-1}}{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R^2_{312})^{-1}}} \end{aligned} \quad (10.53)$$

10.9-жадвал маълумотларига асосан ҳисоблаб топилган (10.34) кўп ўлчовли регрессия тенгламасининг

$$\hat{Y}_{1,2,3} = -240,113 + 2,261x_1 - 4,307x_2 + 0,166x_3. \quad (10.34)$$

коэффициентлари учун 10.59-формулардан фойдаланиб, t-мезоннинг ҳақиқий қийматларини аниқлаймиз. Шахсий ЭХМ дан "Microstat" дастурига асосан ҳисоблаб топилганки, фойда даражасининг ҳақиқий қийматлари билан унинг (10.34) тенгламага биноан аниқланган назарий қийматлари орасидаги фарқлар квадратларининг йиғиндиси $\sum(Y_i - \hat{Y}_{123}^{(i)})^2 = 75353,96$. Эркин даражалар сони $v=n-k-1=16-3-1=12$ билан қолдиқ дисперсия

$$\delta_{0(123)}^2 = \frac{\sum(Y_i - \hat{Y}_{123}^{(i)})^2}{n-k-1} = \frac{75353,96}{12} = 6279,4966 \quad \text{бундан}$$

$$\delta_{0(123)} = \sqrt{6279,4966} = 79,24.$$

10.9-жадвалда $\sigma_{0,1}=34,6$, $\sigma_{0,2}=10,6$, $\sigma_{0,3}=887$.

Рекуррент формулага асосан:

$$R_{123}^2 = \frac{r^2_{12} + r^2_{13} - 2r_{12} \cdot r_{13} \cdot r_{23}}{1 - r^2_{23}} = \frac{(-0,044)^2 + (0,49)^2 - 2(-0,044) \cdot (0,49) \cdot (-0,203)}{1 - (-0,203)^2} =$$

$$= \frac{0,233283}{0,958791} = 0,24331.$$

(10.53) формулага асосан

$$t_1 = \frac{a_1 \sigma_{01} \sqrt{n-1}}{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R_{123}^2)^{-1}}} = \frac{2,261 \cdot 34,6 \sqrt{16-1}}{79,24 \sqrt{(1-0,24331)^{-1}}} = \frac{302,985}{91,1233} = 3,325$$

$$R_{213}^2 = \frac{r^2_{21} + r^2_{23} - 2r_{21} \cdot r_{23} \cdot r_{13}}{1 - r^2_{13}} = \frac{(-0,044)^2 + (-0,203)^2 - 2(-0,044) \cdot (-0,203) \cdot 0,49}{1 - 0,49^2} = 0,0453.$$

$$t_2 = \frac{a_2 \sigma_{02} \sqrt{n-1}}{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R_{213}^2)^{-1}}} = \frac{-4,307 \cdot 10,6 \sqrt{16-1}}{79,24 \sqrt{(1-0,0453)^{-1}}} = -\frac{176,82}{83,000} = -2,18$$

$$R_{313}^2 = \frac{r^2_{31} + r^2_{32} - 2r_{31} \cdot r_{32} \cdot r_{12}}{1 - r^2_{12}} = \frac{0,49^2 + (-0,203)^2 - 2 \cdot 0,49 \cdot (-0,203) \cdot (-0,044)}{1 - (-0,044)^2} = 0,2731.$$

$$t_3 = \frac{a_3 \sigma_{03} \sqrt{n-1}}{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R_{313}^2)^{-1}}} = \frac{+0,166 \cdot 887 \sqrt{16-1}}{79,24 \sqrt{(1-0,2731)^{-1}}} = 6,14$$

Стьюдент тақсимотига биноан, эркин даражалар сони $v=n-k-1=16-3-1=12$ ва муҳимлик даража $0,05$ да t-мезонининг критик қиймати $t=2,18$. Демак, барча хусусий регрессия коэффициентлари $P=0,95$

эҳтимол билан ишончлидир яъни урганилаётган омилларнинг фойда даражасига таъсири шак-шабҳадан холи деб ҳисоблаш асослидир. $R=0,95$ эҳтимол билан регрессия коэффицентларининг ишончли чегараларини ҳам аниқлаш мумкин. Бунинг учун мазкур кўрсаткичларнинг ўртача хатосини аниқлаш керак. Регрессия коэффицентларининг ўртача хатоси қуйидаги ифода билан аниқланади:

$$m_{a_1} = \frac{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R^2_{1,2,3})^{-1}}}{\sigma_{0,1} \sqrt{n-1}} = \frac{79,24 \sqrt{(1-0,2431)^{-1}}}{34,6 \sqrt{16-1}} = \frac{91,08}{134,01} = 0,68$$

$$m_{a_2} = \frac{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R^2_{2,1,3})^{-1}}}{\sigma_{0,2} \sqrt{n-1}} = \frac{79,24 \sqrt{(1-0,0453)^{-1}}}{10,6 \sqrt{16-1}} = \frac{81,1}{41,1} = 1,97$$

$$m_{a_3} = \frac{\delta_{0(123)} \sqrt{(1-R^2_{3,1,2})^{-1}}}{\sigma_{0,3} \sqrt{n-1}} = \frac{79,24 \sqrt{(1-0,2431)^{-1}}}{887 \sqrt{16-1}} = \frac{92,94}{343,35} = 0,027$$

Демак, $0,95$ эҳтимол билан хусусий регрессия коэффицентларининг ишончли чегаралари:

$$a_1 \text{ учун } 2,261 \pm 2,18 \cdot 0,68 = 2,26 \pm 1,48 = 0,78 \div 3,74$$

$$a_2 \text{ учун } -4,307 \pm 2,18 \cdot 1,97 = -4,3 \pm 4,3 = -8,6 \div 0,0$$

$$a_3 \text{ учун } 0,166 \pm 2,18 \cdot 0,027 = 0,17 \pm 0,06 = 0,11 \div 0,23$$

Тўплам ҳажми кичик бўлгани учун жуда кенг чегаралар ҳосил бўлди. Тўплам ҳажми K марта ошса, регрессия коэффицентининг хатоси танлама ўртача хатоси сингари \sqrt{K} марта камаяди. Тўплам бирликлари сони 196 бўлса хато $3,5$ марта камайган бўлар эди, регрессия коэффицентларининг ишончли чегаралари ҳам жуда тор бўлар эди. Агар нол-гипотезанинг $0,05$ эҳтимоли учун t -мезон қиймати жадвалдаги қийматдан кичик бўлса, омил таъсири ишончли даражада исботланмаган ҳисобланади. Моҳиятсиз омиллар тушириб қолдириш дастури билан ЭҲМ ишласа t -мезонга асосан мазкур омилни автоматик тарзда танламадан чиқариб ташлайди.

Кўп ўлчовли корреляция коэффицентининг ўртача хатоси қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\sigma_R = \frac{1-R^2}{\sqrt{n-k-1}} \quad (10.54)$$

$$\text{Юқоридаги мисолда } \sigma_R = \frac{1-0,8979^2}{\sqrt{16-3-1}} = \frac{0,1938}{3,464} = 0,056.$$

Унинг муҳимлигини аниқлаш учун Стъюдент t -мезонининг ҳақиқий қиймати ҳисобланади ва t -тақсимотнинг жадвалидаги критик қиймати билан таққосланади.

Кўп ўлчовли корреляция коэффиценти учун t -мезон ҳақиқий қийматини унинг ўртача хатосига бўлиш ҳосиласидир.

$$t_{\text{ҳақ}} = \frac{R}{\sigma_R} = \frac{R \sqrt{n-k-1}}{1-R^2}. \quad (10.55)$$

$$\text{Мисолимизда } t_{\text{ҳақ}} = \frac{0.8979}{0.056} = 16.0.$$

Эркин даражалар сони 12 ва $P=0,95$ эҳтимол Стъудент тақсимо-ти жадвалида t-мезон критик қиймати $t_{\text{жадв}} = 2,18$. Мезоннинг ҳақиқий критик қиймати анча катта бўлгани учун кўп ўлчовли корреляция коэффицентининг ишончлидир.

Агар мазкур корреляция коэффицентининг қиймати бирга яқин бўлса, унинг баҳолари тақсимооти нормал ёки Стъудент тақсимооти-дан фарқ қилади, чунки у бир миқдор билан чегараланган. Бундай ҳолларда корреляция коэффицентларининг муҳимлиги F-Фишер мезони билан баҳоланади:

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} * \frac{n-k-1}{k}. \quad (10.56)$$

Бу ерда K-омиллар сони, $K = m-1$ m-регрессия тенгламасидаги ҳадлар сони.

Юқоридаги мисолда

$$F_{\text{ҳақ}} = \frac{0,8979}{1-0,8979^2} * \frac{16-3-1}{3} = \frac{10,7748}{0,5813} = 18,54$$

Эркин даражалар сони $v_2=12$, $v_1=3$ ва муҳимлик даражаси $\alpha=0,05$ билан F-мезоннинг Фишер тақсимооти жадвалидаги критик қиймати $F_{\text{жил}} = 3,49$. Демак, кўпўлчовли корреляция коэффицентининг $P=0,95$ эҳти-мол билан ишончлидир. Шундай экан, кўпўлчовли регрессия тенг-ламаси ҳам ишончлидир.

10.12. Бир ва кўп омилли боғланиш натижаларини таркибий қисмларга ажратиш усуллари

Айрим омилларни натижавий белги билан жуфт боғланишда қараб аниқланган регрессия коэффицентининг ўрганилаётган омил самараси-ни хомаки чўтлаш, ҳақиқатга дастлабки кўпол тақрибий ёндошув йўли билан баҳолаш имконини беради. Бунинг сабаби — ҳаётда омил-лар бир-биридан ажаралган ҳолда амал қилмайди ва натижага таъ-сир этмайди. Балки улар узвий боғланишда, узаро бириккан, бир-бирига таъсир этувчи ва бойитувчи кучлар сифатида ҳаракат қилиб, пировард натижани белгилайди. Шунинг учун жуфт регрессия коэф-фицентининг омил таъсири остида олинган соф самара билан бир қаторда у орқали натижага бошқа омилларнинг билвосита таъсири ҳам ўз ифодасини топади.

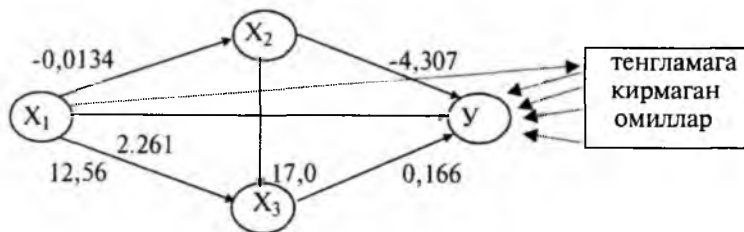
Масалан, юқорида келтирилган мисолимизда (10.9-жадвал) фойда даражаси билан меҳнат сарфи учун тўғри чизиқли жуфт регрессия тенгламасини ҳисобласак, у қуйидаги ифодага эга бўлади

$$\hat{Y}_{x_1} = -356,49 + 4,406x_1$$

Жуфт регрессия коэффицентини соф омил самараси билан бир қаторда омилларнинг ўзаро бевосита ва билвосита таъсирида ҳосил бўлган самараларга ажратиш мумкин.

Демак, 1 га ерга қўшимча 1 одам-куни ҳажмида сарфланган меҳнат билан бир вақтда 1 га қишлоқ хўжалигига яроқли ерга нисбатан олинган фойда даражаси ўртача 4 сўм 41 тийинга ошиши кузатилади. Ваҳоланки, кўпўлчовли регрессия тенгламасида бу самара 2 сўм 26 тийин ёки жуфт корреляциядаги даражадан 55,7% ташкил этади. Унинг қолган 44,3% қисми бошқа x_2 ва x_3 омиллар

билан боғлиқ бўлиб, уларнинг вариацияси x_1 вариациясига йўлдошлик қилган ва ўз навбатида, натижавий белгига таъсир этган. Барча белгилар орасидаги боғланишлар ва уларнинг жуфт регрессия коэффицентини қуйидаги боғланишлар графига тасвирланган.



10.2-тарҳ. Боғланишлар графи.

Омил x_1 нинг натижавий белгига Y таъсири хусусий регрессия коэффицентини $a_{01(23)} = 2,261$ билан ўлчанади. Бу x_1 омил бошқа x_2 омилга бевосита таъсир этади. Омил x_2 эса, ўз навбатида, натижага таъсир қилади. x_1 билан x_2 орасидаги боғланиш зичлигини r_{21} жуфт корреляция коэффицентини билан ўлчаш мумкин. Мисолимизда $r_{21} = r_{x_1x_2} = -0,044$. Омил x_1 нинг омил x_2 га таъсиридан ҳосил бўлган самарани эса уларнинг жуфт регрессия коэффицентини ифодалайди. 10.35 формула ва 10.9-жадвал маълумотларига асосан, бу коэффицент

$$b_{x_2x_1} = a_{21} = r_{x_2x_1} \frac{\sigma_{x_2}}{\sigma_{x_1}} = r_{21} \frac{\sigma_2}{\sigma_1} = -0,044 \frac{10,6}{34,6} = -0,0134 \quad \text{тенг.}$$

Омил x_2 , ўз навбатида, натижавий белгига, кўпўлчовли регрессия тенгламасига биноан, $a_{02(13)} = -4,307$ қиймат билан таъсир этади. Шунинг учун омил x_1 нинг омил x_2 орқали натижавий белги Y га таъсирини $a_{21} \cdot a_{02(13)}$ билан ўлчаш мумкин, яъни

$$a_{21} \cdot a_{02(13)} = -0,0134 (-4,307) = 0,0577 \approx 0,058.$$

Шу билан бирга омил x_1 бевосита омил x_3 га ҳам таъсир қилиб, у орқали билвосита натижавий белги Y га ўз таъсирини кўрсатади. x_3 билан x_1 орасидаги боғланиш зичлигининг меъёри бўлиб $r_{x_3x_1} = r_{31}$

жуфт корреляция коэффициентлари хизмат қилади. Мисолимизда у $r_{31} = 0,49$ тенг. x_1 нинг x_3 га бевосита таъсири остида юзага чиққан самарани эса $a_{x_3x_1} = a_{31}$ жуфт регрессия коэффициентлари белгилайди. 10.35 формула ва 10.9-жадвал маълумотларига асосан, у

$$a_{x_3x_1} = r_{x_3x_1} \frac{\sigma_{x_3}}{\sigma_{x_1}} \quad \text{ёки} \quad a_{31} = r_{31} \frac{\sigma_3}{\sigma_1} = 0,49 \cdot \frac{887}{34,6} = 12,56$$

Омил x_1 бевосита омил x_3 га таъсир этиб, у орқали билвосита натижавий белги Y га таъсир қилади деб таъкидлаган эдик. Бундан ҳосил бўлган омил x_1 ҳиссасига тўғри келувчи қўшимча самарани $a_{31} \cdot a_{03(12)}$ ифода орқали баҳолаш мумкин, бу ерда $a_{03(12)}$ — x_3 омилнинг кўпўлчовли регрессия тенгламасидаги хусусий регрессия коэффициенти, мисолимизда $a_{03(1,2)} = 0,166$ ва натижада $a_{31} \cdot a_{03(1,2)} = 12,56 \cdot 0,166 = 2,085$.

Ниҳоят, омил x_2 бевосита омил x_3 га таъсир этади ва у орқали натижавий белги билан билвосита боғланишга эга. Юқорида таъкидланганидек, омил x_1 омил x_2 га бевосита таъсир кўрсатгани учун у x_2 нинг x_3 га таъсири орқали ҳам билвосита натижавий белги Y билан боғлангандир. x_2 билан x_3 орасидаги бевосита боғланиши зичлигини тегишли жуфт корреляция коэффициентлари $r_{x_3x_2} = r_{32}$, мисолимизда $r_{32} = 0,203$ ўлчайди, унинг самарасини эса $a_{x_3x_2} = a_{32}$ жуфт регрессия коэффициентлари таърифлайди. 10.35 формула ва 10.10-жадвал маълумотларига асосан бу коэффициентни қуйидагича аниқлаш мумкин

$$a_{x_3x_2} = r_{x_3x_2} \frac{\sigma_{x_3}}{\sigma_{x_2}} \quad \text{ёки} \quad a_{32} = r_{32} \frac{\sigma_3}{\sigma_2} = 0,203 \frac{887}{10,6} = 16,987 \approx 17,0$$

Омил x_2 нинг натижавий белги Y га бевосита таъсиридан ҳосил бўлган самарани унинг кўпўлчовли тенгламадаги хусусий регрессия коэффициенти $a_{03(21)}$ ўлчайди, мисолимизда $a_{03(21)} = 0,166$. Омил x_2 нинг омил x_3 га таъсири орқали билвосита натижавий белги Y билан боғланиш самарасини $a_{32} \cdot a_{03(21)}$ ифода ёрдамида аниқлаш мумкин, мисолимизда $a_{32} \cdot a_{03(21)} = 17 \cdot 0,166 = 2,822$. Пировард натижада омил x_1 нинг x_2 ни x_3 га таъсири орқали билвосита Y билан боғланишидан келиб чиққан самарани $a_{21} \cdot a_{32} \cdot a_{03(21)}$ ифода орқали баҳолаш мумкин. Мисолимизда

$$a_{21} \cdot a_{32} \cdot a_{03(21)} = -0,0134 \cdot 17 \cdot 0,166 = -0,0134 \cdot 2,822 = -0,0378 \approx -0,038.$$

Шундай қилиб, омил x_1 ни натижавий белги Y билан жуфт корреляцияси натижасида ҳосил бўлган самара қуйидаги қисмлардан таркиб топади.

$$\begin{aligned} A_{01} &= a_{01(23)} + a_{21}a_{02(13)} + a_{31}a_{03(12)} + a_{21}a_{32}a_{03(12)} = \\ &= 2,261 + 0,058 + 2,085 - 0,038 = 4,366 \end{aligned} \quad (10.57)$$

Аммо жуфт регрессия тенгламасига асосан, жуфт регрессия коэффициенти $a_{yx_1} = a_{01} = 4,406$ га тенг. a_{01} билан A_{01} ўртасидаги фарқ

$a_{01} - A_{01} = 4,406 - 4,366 = 0,04$ кўп ўлчовли тенгламага киритилмаган омилларнинг омил X_1 ҳиссасига туғри келувчи самарасининг бир қисми ҳисобланади. Агар уни $a_0^{(1)}$ билан белгиласак, у ҳолда пировард натижада қуйидаги ифодага эга бўламиз:

$$a_{01} = a_0^{(1)} + a_{01(23)} + a_{21}a_{02(13)} + a_{31}a_{03(12)} + a_{21}a_{03(12)}a_{32} = 0.04 + 2.261 + 0.058 + 2.085 - 0.038 = 4.406. \quad (10.58)$$

Бу натижадан 51,3% (2,261:4,406) бевосита x_1 нинг у га таъсирига, 47,8% (10,058+2,085-0,038):4,406) билвосита x_2 ва x_3 орқали таъсири ва 0,9% бошқа тенгламада ҳисобга олинмаган сабаблар улуши ҳисобланади.

Энди кўп омилли корреляцияни ҳисоблашдан олинган умумий натижаларни таркибий қисмлар (айрим омиллар ҳиссаси) га ажратиш усуллари билан китобхонларни таништирамиз.

Юқорида (10.11-бўлим) таъкидлаб ўтилганидек, кўп ўлчовли (омилли) детерминация коэффиценти натижавий белгининг умумий вариациясида тенгламага киритилган омиллар вариацияси ҳисобига тушунтириладиган натижавий белги вариациясининг ҳиссасини ифодалайди.

Кўп ўлчовли корреляция умумий натижа-сида айрим омиллар ҳиссасини ажратма детерминация коэффиценти-ларни ёрдамида аниқлаш мумкин: $d_j^2 = r_{0j}^2 \beta_j$
Аммо бу усул камчиликларга эга.

Бу ерда вариация деганда тенгламага асосан ҳисоблаб топилган натижавий белгининг назарий қийматлари билан ўртача орасидаги тафовутлар квадратларининг йиғиндиси (“тушунтириладиган вариация”) ва унинг ҳақиқий қийматлари билан ўртача орасидаги тафовутлар квадратларининг йиғиндиси назарда тутилади. Мисолимизда $R^2 = 0,897912 \approx 0,8979$. “Microstat” амалий дастурида бу детерминация коэффиценти “R squared” деб номланади. Уни илдиздан чиқариш натижаси кўпўлчовли

корреляция коэффиценти бўлиб, дастурда “MultipleR” деб аталади ($R=0,947582$). Дастурда дисперсион таҳлил яқунлари ҳам кўрсатилади: регрессия тенгламасига биноан ҳисобланган назарий қийматлар билан ўртача орасидаги фарқлар квадратларининг йиғиндиси “Sum of squares: a) Regression”, яъни $\sum (Y_{1,2,3}^{(i)} - \bar{Y})^2 = 662772,9759$; ҳақиқий қийматлар билан назарий қийматлар орасидаги фарқлар квадратларининг йиғиндиси-қолдиқ вариация “Residual”, яъни $\sum (Y_i - Y_{1,2,3}^{(i)})^2 = 75353,9616$ ва уларнинг йиғиндиси - умумий вариация “Total”—738126,9375; уларнинг эркин даражалари сони - тенгламадаги омиллар таъсири билан тушунтириладиган қолдиқ вариация учун $D.F=n-k-1=12$ ва умумий вариация учун $D.F=n-1=15$. Сўнгра тафовутларнинг ўртача квадрати кўрсатилади. Тенгламадаги

омиллар билан тушунтириладиган дисперсия “Mean Square Regression=662772,98 : 3 = 220924,325298” ва қолдиқ дисперсия “Mean Square Residual =75353,96 : 12 = 6279,5” кейин уларнинг нисбати F-мезоннинг ҳақиқий қиймати ҳам кўрсатилади “F-Ratio-35,182”. Ниҳоят, нол-гипотеза $H_0: R^2$ ёки нотўғри ечим эҳтимоли “ $P_{\text{гов}}=3,171\text{e}-06$ ” яъни $P_{\text{но}} = 0,0000003171$. Ўз-ўзидан равшанки, бу жуда кичик эҳтимолни инкор этиб, кўпўлчовли корреляция коэффиценти ишончли деб хулоса қилиш мумкин. Демак, юқорида таъкидланганидек, регрессия тенгламасига киритилган учта омил таъсири билан 89,8% фойда даражасининг вариацияси тушунтирилади. Аммо бу ерда тўпلام ҳажмининг кичиклиги ($n=16$ хўжалик, холос), омиллар сонини (k) ҳамда усулнинг хусусиятини, яъни омиллар сони k тўпلام сонига n яқинлашган сари детерминация коэффиценти автоматик равишда бирга интилади (яқинлашади) ва $k=n-1$ бўлганда омилларнинг реал ролидан қатъий назар $R=1$ бўлади. Шунинг учун кўпўлчовли детерминация коэффицентиға эркин вариация даражаларини йўқотиш ҳисобига тузатиш киритилади.

Тузатилган детерминация коэффиценти қуйидаги формула орқали аниқланади

$$R^2_{\text{мыз}} = \frac{n-1}{n-k-1} (R^2 - 1) + 1 \quad (10.59)$$

ёки

$$R^2_{\text{мыз}} = \frac{R^2(n-1)-k}{n-k-1} \quad (10.60)$$

Тузатилган детерминация коэффиценти ҳар доим тузатилмаганига қараганда кичикдир, шу билан бирга регрессия тенгламасига қанча кам омиллар киритилса, шунчалик улар орасидаги фарқ кичик қийматга эга бўлади.

Агар омиллар таркибидан натижавий белги билан кучсиз (масалан $\beta_j < 0,1$) боғлангани чиқариб ташланса, тузатилган коэффицент жуда оз миқдорда камаяди (омиллар камайтирилганда у доимо кичиклашади), аммо тузатиш киритилмаган коэффицент эса $R^2_{\text{туз}}$ билан R^2 орасидаги фарқ камайиши ҳисобига ҳатто катталашини мумкин. Шунинг назарда тутиш керакки, “Microstat” дастури кўпўлчовли корреляция коэффицентини квадрат илдиз остидан чиқариш йўли билан аниқлайди, бошқа дастурлар жумладан, “Statgraphics” эса - тузатилганига асосланади. “Microstat” дастур жуфт корреляция коэффицентларининг матричасини тузиб беради, уларга қараб регрессия тенгламасига киритилган омиллар орасида коллинеар (яъни ўзаро кучли боғланган) омиллар бор ёки йўқлигини аниқлаш имкони туғилади, дастур эса бундай кучли боғланган омилларни тенгламага киритмайди. Бу матрица қуйида келтирилган.

**Жуфт корреляция коэффициентларининг
матрицаси**

	y	x₁	x₂	x₃
y	1	0,687	-0,355	0,878
x₁	0,687	1	-0,044	0,490
x₂	-0,355	-0,044	1	0,203
x₃	0,878	0,490	0,203	1

“Microstat” дастури жуфт корреляция коэффициентларининг ишончлилик даражасини ҳам t-мезон ва F-мезонлар ёрдамида баҳолаб беради. Бундан ташқари “Microstat” дастури соф регрессия коэффициентлари ва умуман кўпўлчовли регрессия тенгламасини ҳисоблаб, уларнинг ишончлилик даражасини t-мезон ёрдамида баҳолаш имконини беради. Ҳисоблаш натижалари қуйидаги жадвал шаклида очиб берилади.

10.11-жадвал

Регрессия тенгламасининг кўрсаткичлари

Dependent var table : y					
Var	Regression coefficient	Std. error	T/DF = 12	Prob	Partial r ²
x1	2,260978	,680030	3,325	,00606	,4795
x2	-4,307303	1,982283	-2,173	,05053	,2824
x3	,166091	,027050	6,140	,00005	,7586
Constant	-240,112905				
Std. error of est.=	79,243276				

Бу ерда: 1-устун “Var” - ўзгарувчилар, яъни омиллар;

2-устун “Regression coefficient” - хусусий (шартли соф) регрессия коэффициентлари, “Constant” - тенглама озод ҳади, “Std. error of est.” регрессия тенгламаси асосида натижавий белгини баҳолашнинг ўртача квадратик хатоси (яъни $m_{y,1,2,3}$); 3-устун “Std. error” - хусусий

ренгрессия коэффициентларини баҳолашнинг ўртача хатоси; 4-устун DF - эркин даражалар сони T - Стьюдент t - мезони; 5-устун “Prob” - хусусий регрессия коэффициентлари учун нол-гипотеза ($H_0 : r$) эҳтимоли; 6-устун “Partial r²” - хусусий детерминация коэффициентлари.

Демак, 10.11-жадвал маълумотларига асосан, кўпўлчовли регрессия тенгламаси, олдин ёзганимиздек:

$$\hat{Y}_{123} = 2,26x_1 - 4,31x_2 + 0,166x_3 - 240,11$$

Хусусий детерминация ва корреляция коэффициентларининг (10.48 ва 10.49) формулаларидан кўриниб турибдики, бу кўрсаткич-

лар ҳар хил асосларга эга, яъни регрессия тенгламасига янги омил киритилиши билан бирга унинг хусусий детерминация коэффициенти янги олдингисидан фарқ қилувчи қолдиқ дисперсияга нисбатан ҳисобланади. Шунинг учун уларни бевосита қўшиб бўлмайди ва шу йўл билан кўпўлчовли детерминация коэффицентини ҳосил қилиб бўлмайди.

Умумий кўпўлчовли корреляция натижаларини омиллар ҳиссасига ажратиш масаласидан биров четланиб, “Microstat” дастури ёрдамида корреляцион ва регрессион таҳлил қилиш натижасида олинadиган кўрсаткичлар билан танишиб чиқдик, уларнинг моҳияти, функциялари ва ҳисоблаш тартибини эса олдинги бўлимларда қараб чиққан эдик.

Энди асосий масалага қайтамыз. Регрессия тенгламасига киритилган барча омиллар билан натижавий белги вариацияси орасидаги боғланиш умумий зичлигини таърифловчи кўрсаткичдан ташқари ҳар бир омил билан боғланиш зичлигини ўлчовчи кўрсаткичлар ҳам керак. Хусусий корреляция коэффицентлари бу вазифани бажарса ҳам, аммо улар ҳар хил асосларга - қолдиқ дисперсияларга нисбатан аниқланади, бу 10.48, 10.49, 10.49а формулалардан яққол кўриниб турибди. Умумий корреляция натижасини омиллар ҳиссасига ажратиш учун эса айрим омилларнинг натижавий белги умумий вариациясига таъсирини бир-биридан ажратилган ҳолда ўлчовчи кўрсаткичлар керак ва улар бир хил асосга нисбатан ҳисобланиши лозим. Бундай кўрсаткичлар қаторига омилнинг ажратма детерминация коэффицентини киритиш мумкин. Бу кўрсаткич муайян x_j омилнинг жуфт корреляция коэффицентини r_{yx_j} унинг β - коэффицентига кўпайтмасидан ҳосил бўлади ва уни d_j^2 билан белгиланади:

$$d_j^2 = r_{y x_j} \beta_j : \sum_{j=1}^k d_j^2 = R^2 \quad (10.61)$$

Юқоридаги мисолимизда $\beta_{x_1} = 0,352$, $\beta_{x_2} = -0,206$ ва $\beta_{x_3} = 0,664$ эди, 10.10 жадвалда эса жуфт корреляция коэффицентлари келтирилган. Демак, мисолимизда:

$$d_1^2 = 0.687 * 0.352 = 0.2418$$

$$d_2^2 = -0.352(-0.206) = 0.0731$$

$$d_3^2 = 0.878 * 0.664 = 0.5830$$

$$R^2 = 0.8979$$

Шундай қилиб, ўрганилаётган учта омиллар таъсири остида рўй берган фойда даражасидаги умумий вариациядан 24,2% меҳнат сарфлари, 7,3% дон экинлари салмоғи ва 58,3% дон экинлари ҳосилдорлигининг вариацияси ҳиссасига тўғри келади. Ажратма детерминация коэффицентлари йиғиндиси ҳақиқий кўп ўлчовли детермина-

ция коэффициентига тенг. Омилларнинг ажратма детерминация коэффициентлари нуқсонлардан холи эмас. Бу кўрсаткичнинг асосий камчилиги шундан иборатки, у гетероген хусусиятга эга, яъни тузилиш жиҳатдан ҳар хил кўрсаткичларни бирлаштиради: жуфт корреляция коэффициентлари омилнинг “лойқаланган” таъсирини ифодаласа, β -коэффициент эса унинг шартли соф таъсирини, яъни регрессия тенгламасига киритилган бошқа омиллар таъсиридан “тозаланган” натижани ўлчайди. Шунинг натижасида омилнинг ажратма детерминация коэффициентлари мантқиқ жиҳатдан тавсифлаб бўлмайдиган манфий ишорали қийматга эга бўлиши мумкин. Агар жуфт корреляция коэффициентлари ва β -коэффициент қарама-қарши ишорага эга бўлса, бу кўрсаткич ҳам минус ишорали бўлади. Бундан ташқари ҳамма омилларнинг тўплама таъсири ҳар бирининг таъсир этиш ўлчамлари йиғиндисига тенг деган фикрнинг ўзи текширишга тизимли (системали) ёндашиш моҳиятига зид келади. Омиллар тизими — бу уларнинг оддий арифметик йиғиндиси бўлмасдан, балки у ички боғланишларни, таркибий элементларнинг ўзаро бир-бирига таъсирини ҳам тақозо қилади. Тизим ҳаракати натижасида таркибий элементларнинг таъсирлари устига “тизим самараси” “Emergency” (инглизча-янги нарса пайдо бўлиши) қўшилади.

Системали ёндашиш талабларига тўла жавоб бериш учун кўп ўлчовли детерминация коэффициентини омиллар таъсирига ажратиш усули шундай тартибда тузилиши керакки, у айрим омилларнинг соф таъсирлари йиғиндиси билан бир қаторда система самараси таъсирини ҳам ўлчаш имкониятини яратсин.

Натижавий белгининг регрессия тенгламасига асосан ҳисобланган назарий қийматларини $\hat{Y}_i = a_0 + \sum_{j=1}^K a_j x_{ji}$ ($i = \overline{1 \dots n}$) кўринишда ёзиб, унинг фақат битта x_m омил таъсири остида вужудга келган вариациясини бошқа барча тенгламага киритилган омилларнинг ўртача даражада боғлаб қўйиш йўли билан ифодалаш мумкин:

$$\hat{Y}_{x_m}^{(i)} = a_0 + a_m x_m + \sum_{j=1}^{K(m)} a_{j(m)} x_{j(m)} \quad (10.62)$$

бу ерда қавс ичидаги m ишораси x_m омилдан ташқари деган маънога эга.

X_m -омилнинг ҳар бир тўплам бирлигига тегишли қийматини $x_m^{(i)} = \bar{x}_m + \Delta x_m^{(i)}$ кўринишда ёзиш мумкин. Бу ифодани (10.62) формулага қўйсақ:

$$\begin{aligned} \hat{Y}_{x_m}^{(i)} &= a_0 + a_m (\bar{x}_m + \Delta x_m^{(i)}) + \sum_{j=1}^{K(m)} a_{j(m)} \bar{x}_{j(m)} = a_0 + \sum_{j=1}^K a_j \bar{x}_j + a_m \Delta x_m^{(i)} = \\ &= \bar{y} + b_m \Delta x_m^{(i)}, \quad \text{чунки } a_0 + \sum_{j=1}^K a_j \bar{x}_j = \bar{y} \end{aligned}$$

Энди X_m омил вариацияси ҳисобига натижавий белгининг ўзгаришчанлигини тафовутлар квадратлари йиғиндиси орқали ўлчаймиз:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_{x_m}^{(i)} - \bar{y})^2 &= \sum (\bar{y} + a_m \Delta x_m^{(i)} - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (a_m \Delta x_m^{(i)})^2 = a_m^2 \sum_{i=1}^n (\Delta x_m^{(i)} - \bar{x}_m)^2 = \\ &= a_m^2 n \sigma_{x_m}^2 \end{aligned} \quad (10.63)$$

Тизимдан ажратиб олинган x_m омил вариацияси таъсири ҳисобига натижавий белги тебранишининг меъёри қилиб “У” нинг умумий вариациясида ушбу x_m омил таъсири остида юзага чиққан қисмини олиш мумкин, яъни:

$$\frac{a_m^2 n \sigma_{x_m}^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{a_m^2 n \sigma_{x_m}^2}{n \sigma_y^2} = \left(b \frac{\sigma_{x_m}}{\sigma_y} \right)^2 = \beta_m^2$$

Демак, ҳар бири алоҳида олиб қаралган омилларнинг натижавий белги “У” вариациясига таъсир қилиш жамлама ўлчами уларнинг β_j^2 -коэффициенти йиғиндиси яъни $\sum_{j=1}^K \beta_j^2$ билан ўлчанади, система самараси эса:

$$\eta_s = R^2 - \sum_{j=1}^K \beta_j^2 \quad (10.64)$$

β^2 -коэффициентлар айрим омилларнинг натижа умумий вариациясидаги ҳиссасини аниқроқ ўлчайди.

Мисолимизда кўпўлчовли детерминация коэффициенти 0,8979 тенг эди. Юқорида келтирилган маълумотларга биноан, уни регрессия тенгласига киртирилган омиллар таъсирига ажратсак:

x_1 вариацияси ҳисобига $\beta_1^2 = 0,3522^2 = 0,1239$ ёки 12,39%

x_2 вариацияси ҳисобига $\beta_2^2 = (-0,206)^2 = 0,0424$ ёки 4,24%

x_3 вариацияси ҳисобига $\beta_3^2 = 0,664^2 = 0,4409$ ёки 44,09% тўғри келади.

Учта омилларнинг жамлама таъсири

$\sum_{j=1}^3 \beta_j^2 = 60,72\%$, демак система самараси

$\eta_s = R^2 - \sum_{j=1}^3 \beta_j^2 = 0,8979 - 0,6072 = 0,2907$ ёки 29,07%

Бундан келиб чиқадики, омиллар ўзаро боғланиши натижасида олинган система самараси кўпўлчовли детерминация коэффициентининг шаклланишида катта рол ўйнайди: бу кўрсаткичга таъсир

этиш ўлчами жиҳатидан у учинчи омил — дон экинлари ҳосилдорлигидан кейин иккинчи ўринни эгаллайди.

Система самарасини, ўз навбатида, ҳар бир жуфт омиллар ковариацияси ёки айрим омиллар тўдасининг биргаликда вариацияланиши таъсирига ажратиш мумкин. Бундай омиллар ҳиссасига ажратишнинг энг содда йўли система самарасини айрим омилларнинг соф таъсири ўлчамлари бўлмиш бетта коэффицентлар квадратига нисбатан пропорционал тақсимлашдир. Мисолимизда умумий система самараси 29,07% дан 5,93% x_1 ҳиссасига ($29,07 \cdot (0,1239 / 0,6072)$), 2,04% x_2 ҳиссаси ($29,07 \cdot (0,0424 / 0,6072)$) ва 21,10% x_3 ($29,07 \cdot (0,4409 / 0,6072)$) деб ҳисоблаш мумкин. Пировард натижада кўпўлчовли детерминация коэффиценти (89,79%) айрим омиллар ҳиссасига қуйидагича тақсимланади: x_1 - меҳнат сарфлари таъсири 18,32%, x_2 - дон экинлари салмоғи таъсири 6,28% ва x_3 - дон экинлари ҳосилдорлиги 65,19%, жами 89,79%. Фойда даражаси вариациясининг қолган 10,21% бошқа номаълум регрессия тенгламасига киритилмаган омиллар таъсири остида вужудга келган.

10.13. Корреляцион - регрессион моделлардан иқтисодий таҳлил ва истиқболни баҳолашда фойдаланиш йўллари

Иқтисодий-статистик моделлар эконометриканинг асосини ташкил этади. Улар турли ижтимоий-иқтисодий воқеа ва жараёнларни таҳлил қилиш ва ривожланиш истиқболларини белгилашда кенг қўлланади. Иқтисодий-статистик моделлар заминида регрессия тенгламалари ётади. Улар анъанавий иқтисодий таҳлил усулларига нисбатан асосли ва аниқроқ натижалар олиш имконини беради. Анъанавий таҳлил усуллари натижавий белги билан омиллар орасида функционал боғланиш мавжуд деган тахминдан келиб чиқиб, уларнинг ўртача даражаларини таққослашга асосланади. Ваҳоланки, улар орасида корреляцион муносабат мавжуд бўлиб, ўртача кўрсаткичларда ҳодисаларга хос бўлган айримлик, хусусийлик аломатлари йўқолиб кетишини бу усуллар ҳисобга олмайди.

Корреляцион-регрессион модел — бу натижавий белги билан муҳим омиллар ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар орқали ўрганилаётган ҳодисалар орасидаги боғланишни ифодалашдир.

Корреляцион - регрессион модел деб шундай регрессия тенгламасига айтиладики, у ўрганилаётган ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни натижавий белги билан муҳим омиллар ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар орқали ифодалаб беради. Унинг детерминация ва регрессия коэффицентлари моҳиятан боғланишнинг социал-иқтисодий табиати ҳақидаги илмий назарияга тўла мос бўлиб, ишончли ора-

лиқ эҳтимолига эга бўлади.

Корреляцион-регрессион моделларни тузиш учун статистика назарияси ва амалиёти томонидан қатор тавсиялар ишлаб чиқилган. Улар орасида энг муҳимлари қуйидагилардан иборат:

- омил сифатида олинадиган белгилар натижавий белги билан сабаб-оқибат боғланишда бўлиши керак. Шунинг учун масалан таннарх моделига рентабеллик даражасини омил сифатида киритиш қатъиян мумкин эмас, гарчи бу “омил” детерминация коэффициентига бирмунча катта қиймат бағишласа ҳам фойда даражаси таннарх пасайишининг оқибатидир ва ҳеч қачон унинг сабаби (омилли) бўла олмайди;

- омил қилиб олинаётган белгилар натижавий белгининг таркибий элементи ёки унинг функцияси бўлмаслиги лозим;

- омил сифатида олинаётган белгилар бир-бирини такрорламаслиги, яъни коллинеар бўлмаслиги керак (корреляция коэффициентини $>0,8$ бўлмаслиги шарт). Масалан, ҳосилдорлик моделига 1 га экин майдонга нисбатан жамики минерал ўғитлар билан бир қаторда азот ўғитларини сарфлашни, меҳнат унумдорлиги моделига фаол асосий фондлар билан бирга энергия билан қуролланиш кўрсаткичларини киритмаслик лозим, чунки улар бир-бири билан кучли боғланган;

- бир ёки ёнма-ён поғона даражасидаги омил ёки субомилларни моделга киритмасликка ҳаракат қилиш керак, чунки улар бир-бирини тақозо этади. Масалан, пахта ялпи ҳосили моделига ҳосилдорлик билан бирга ўғит сарфи, уруғ нави ва сифати, тупроқ унумдорлиги каби белгиларни киритмаслик керак, чунки улар ҳосилдорликнинг ўсишига сабаб бўлувчи омиллардир;

- натижавий белги қандай тўпلام бирлигига тегишли бўлса, омил белгиларни ҳам унга нисбатан олиш маъқул. Масалан, натижавий белги қилиб корхона ялпи даромади олинадиган бўлса, барча омиллар: асосий фондлар қиймати, ихтисослашиш даражаси, ходимлар

сони ва ҳ.к. ҳам корхонага тегишли бўлиши керак ёки у ўртача 1 ишчига нисбатан даромаддан иборат бўлса, омиллар ҳам бир ишчига нисбатан ҳисобланган бўлиши маъқулдир (маъсалан, ишчининг малака даражаси, иш стажи, ёши, билим даражаси, энергия билан қуролланиш даражаси ва ҳ.к.);

- регрессия тенгламасига киритиладиган омиллар сони “m” тўпلام бирликлари сони “n” дан кам бўлиши керак. Одатда, кўпўлчовли регрессия тенгламалари учун $m/n \geq 11$ бош компонентлар усули учун $m/n \geq 7$ тавсия этилади;

- регрессия тенгламасини математик ифодадаш шакли реал шароитда факторлар билан натижа орасидаги боғланиш табиатига тўла мос бўлиши, уйғунланиши лозим. Масалан, экинларга турли ўғитлар бериш, қатор ораларини ишлаш, ўз вақти ва нормада суғориш каби омиллар ҳосилдорликни оширади, яъни ҳосилга ҳосил қўша-

Регрессия тенгламасининг математик шакли боғланиш табиатига тўла мос бўлиши керак. Агар омиллар ва натижалар орасида аддитив боғланиш бўлиб, бирор омил бўлмаганда ҳам натижа рўёбга чиқаверса, тенглама

$$Y_{1...k} = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j x_j$$

шаклда, агар бирор омилсиз натижани ҳосил қилувчи шароит юзага чиқа олмаса, тенглама мультимпликатив шаклда

$$\hat{Y}_{x_j} = a_0 \prod_{j=1}^k a_j x_j \text{ бўлиши лозим.}$$

ди. Аммо улардан бирор омил амал қилмаса ҳам экинлар ҳосил беради, гарчи бир гектар майдонга нисбатан бирмунча камроқ бўлса ҳам. Бундай боғланиш табиатига аддитив шаклли регрессия тенгламаси жуда мос келади:

$$\hat{Y}_{x_j} = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_jx_j \quad (10.65)$$

Аксинча, агар натижавий белги Y корхона ялпи маҳсулотидан иборат бўлса, омиллар x_1 - ишловчилар сони, x_2 - асосий фондлар қиймати, x_3 - моддий ресурслар сарфи (хомашё, асосий ва ёрдамчи материаллар, ёқилғи, бутловчи қисмлар ва ҳ.к.) кабилардан таркиб топса, у ҳолда бу омиллардан бирортаси амалда бўлмаса, ишлаб чиқариш тўхтаб қолади, яъни маҳсулот яратилмайди. Шу сабабли аксарият илмий жамоатчилик корреляцион-регрессион моделни мультипликатив кўринишда тузишни тавсия этади:

$$\hat{Y}_{x_j} = a_0x_1^{a_1}x_2^{a_2}x_3^{a_3}\dots x_k^{a_k} \quad (10.66)$$

бу ерда a_j , $j = \overline{1..k}$ эластиклик коэффициентлари: омилнинг қўшимча ўсиши чексиз кичик сонга интилганда маҳсулотнинг қўшимча ўсиши ҳам маълум даражага интилади $\Delta_j \rightarrow 0$ $a_j \rightarrow e_j$. 10.66 тенглама логорифмлаш йўли билан тўғри чизиқли шаклга келтирилади:

$$\ln \hat{Y}_{x_j} = \ln a_0 + a_1 \ln x_1 + a_2 \ln x_2 + a_3 \ln x_3 + \dots + a_k \ln x_k;$$

-корреляцион-регрессион модел тузаётганда соддалик принципига риоя қилинади. Детерминация коэффициенти ўзгармаса ёки ҳатто бироз ўзгарса ҳам, омиллар сони озроқ бўлган моделга устиворлик берилади.

Иқтисодий таҳлил, жумладан ишлаб чиқариш менеджментининг самарадорлигини баҳолаш учун қуйидаги натижавий белги тафовутларини ҳар бир тўплам бирлиги учун ҳисоблаш муҳим аҳамият касб этади:

$$(Y_i - \bar{Y}) = (\hat{Y}_{x_i} - \bar{Y}) + (Y_i - \hat{Y}_{x_i})$$

Бу тенгликнинг чап томонидаги ифода $(Y_i - \bar{Y})$ ҳар бир бирликда барча омиллардан (бошқарилмайдиганларни ҳам қўшиб) фойдаланиш натижасида ўртача шароитга нисбатан олинган умумий самарани ўлчайди. Бошқариладиган омиллардан фойдаланиш самараси регрессия тенгламасига асосан ҳар бирлик учун ҳисобланган натижавий белги қиймати ва унинг ўртача шароитдаги қиймати орасидаги фарқ

$(\hat{y}_{x_i} - \bar{y})$ билан аниқланади. Бу самара қанчалик катта бўлса, яъни умумий самарага яқин ёки ундан ҳам кўп бўлса, ишлаб чиқариш омилларини бошқариш шунчалик самарали ташкил этилган бўлади.

Юқоридаги тенгсизликнинг ўнг томонидаги иккинчи элемент $(Y_i - \hat{Y}_{x_i})$ ишлаб чиқариш омилларини бошқаришда ҳисобга олинмаган ва регрессия тенгламасига киритилмаган омиллар ҳамда номаълум сабабларнинг муайян бирликда олинган умумий самарага таъсирини аниқлайди. Бундан ташқари, бу ифодада тегишли бирликда ўрганилаётган омиллар эга бўлган самарадорлик билан тўпلام бўйича уларнинг ўртача самарадорлиги орасидаги тафовут таъсири ҳам ўз аксини топади.

Истиқболни белгилаш учун регрессион моделдан фойдаланиш башорат қилишда кутиладиган омил қийматларини тенгламага қўйишдан иборатдир.

Истиқболни белгилаш учун корреляцион-регрессион моделдан фойдаланиш регрессия тенгламасига омил бирликларнинг башорат қилишда кутиладиган қийматларини қўйиб, натижавий белгининг башорат кўрсаткичларини ёки берилган эҳтимол билан улар ётадиган ишончли кенгликни ҳисоблашдан иборатдир. Бу ҳолда тенгла-

мада ҳисобга олинмаган омиллар ва шарт-шароитларнинг истиқболда барқарор бўлиши ёки жуда бўлмаганда оз-моз ўзгарувчанлиги муҳим рол ўйнайди. Агар жараён кечилишининг “ташқи муҳити” қаттиқ ўзгарса, олдин олинган регрессия тенгламаси ўз аҳамиятини йўқотади. Бундан ташқари, истиқболни регрессион моделга асосан белгилашда яна бир чегараланишни ҳисобга олиш керак: тенгламани ҳисоблаш асоси бўлиб хизмат қилган ахборотда фактор белгига эга бўлган қийматдан катта даражада фарқланувчи башарий қийматларни тенгламага қўйиш нотўғри бўлади, чунки омилнинг бошқа сифатга тегишли даражаларида тенглама параметрлари ўзгача қийматларга эга бўлиши мумкин. Одатда омилларни истиқболда кутиладиган қийматларини аниқлашда энг катта қиймат учун ҳам, энг кичик қиймат учун ҳам бошланғич ахборот омил белгига эга бўлган вариацион кенгликнинг учдан бири ($V_{x_i}:3$) чегарасидан чиқмаслик тавсия этилади.

Истиқболни нуқтали баҳолашнинг амалга ошириш эҳтимоли кичик.

Регрессия тенгламасига омилларнинг кутиладиган қийматларини қўйиб аниқланган прогноз (истиқбол даража) нуқтали прогноз (истиқболни баҳолаш) деб аталади.

Бундай истиқбол баҳолашнинг амалга ошириш эҳтимоли жуда кичикдир. Шунинг учун истиқбол баҳолашни унинг ўртача хатосини ёки етарли даражада катта эҳтимол билан прогнознинг ишончли кенглиги (оралиғи)ни аниқлаш билан бирга олиб бориш керак. Омил белги қиймати X_k га тенг бўлганда регрессия чизигининг бош тўпلامдаги ҳолатининг ўртача хатоси қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$M y_{x_k} = \delta_{\text{қолдиқ}} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_k - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (10.67)$$

бу ерда m_{y_x} — регрессия чизигининг бош тўпلامдаги ҳолатининг ўртача хатоси $x=x_k$ га тенг бўлганда;

n —танланма ҳажми;

x_k — омилнинг кутиладиган қиймати;

$\delta_{қолдиқ}$ — эркин даражалар сони билан бош тўпلامдаги регрессия чизиги натижавий белги ўртача квадратик тафовутининг баҳоланиши, яъни:

$$\delta_{қолдиқ} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{x_i})^2}{n-m}}$$

m —тенглама параметрлари (коэффициентлари) сони.

Регрессия чизиги истиқболининг ишончли чегараларини аниқлаш учун унинг ўртача хатосини эркин даражалар сони $n-m$ ва ишончли эҳтимол $0,95$ ($\alpha = 0,05$) билан аниқланган t -Стъудент мезонининг критик (жадвал) қийматига кўпайтириш керак $\Delta_{прогноз} = t_{жад}^*$

* $M y_{x_k}$.

Тўпلام бирликларида омил белги қиймати учун ўртача хато эркин ўзгарувчилар йиғиндисининг дисперсияси ҳақидаги қоидага биноан регрессия чизигининг истиқбол (прогноз) ҳолатидаги хато билан ундаги ўртача квадратик тафовути йиғиндисидан тузилади:

$$m_{y_{x_k}}^{(i)} = \sqrt{m^2 y_{x_k} + \delta_{қолдиқ}^2}$$

Белги истиқбол (прогноз) қийматларининг ишончли чегараси ўртача хатони $0,95$ ($\alpha=0,05$) эркин даражалар қиймати $n-m$ билан белгиланган t -мезоннинг критик қийматига кўпайтмаси шаклида аниқланади.

Корреляцион-регрессион моделлардан иқтисодий таҳлилда фойдаланиш йўллари яқунлай туриб, яна бир муҳим масалани таъкидлаб ўтиш керак деб ҳисоблаймиз. Бунда корреляция кўрсаткичларини талқин этиш назарда тутилаяпти, чунки кундалик матбуот ва айрим китобларда асосиз изоҳлар учраб туради.

Корреляция кўрсаткичларини фақат вариация (фазодаги фарқлар), ўртачадан тафовутлар атамалари орқалигина қатъий талқин этиш мумкин. Уларни белгиларнинг даражалари ўртасидаги боғланиш кўрсаткичлари сифатида талқин этиб бўлмайди. Бу қуйидаги мисолда ҳам яққол кўринади. Агар тумандаги барча фермер хўжаликлари пахтага бир миқдорда (дозада) минерал ўғитлар берса, бу омил вариацияси нолга тенг бўлиб, пахта ҳосилдорлиги вариациясига мутлоқ таъсир этмайди ва шу сабабли корреляция коэффициенти ҳам нолга тенг бўлади. Аммо ҳосилдорлик даражаси ўғитланган майдонларда ўғитланманганига нисбатан юқори бўлади, албатта, шунинг учун корреляцион-регрессион таҳлил усули натижавий белги дара-

жасининг ўзгаришида омиллар ролини тушунтириб бера олмайди. Бу эса усулни қўлланиш доирасини чегаралаб қўяди, буни усулдан амалий фойдаланилётганда эздан чиқармаслик лозим.

Шу билан бирга текшириш мақсади иккита белгилар вариациялари орасидаги боғланишни эмас, балки даражаларининг вақт бўйича ўзгаришлари ўртасидаги боғланишни ўлчашдан иборат бўлса, корреляцион-регрессион таҳлил усули бир мунча такомиллаштиришни талаб қилади. Бу масала кейинги 11-бобда ёритилган.

10.14. Омиллар таҳлили ва бош компонентлар усули

Кўп ўлчовли статистик таҳлил усуллари учун омиллар муаммоси асосий масала ҳисобланади.

Умуман статистикада омил деганда оқибат билан маълум мантиқий боғланишда бўлган сабаб тушунилади. Корреляцион-регрессион таҳлилда омил сифатида натижавий белги билан миқдорий ўзаро боғланишга эга бўлган кўрсаткич ёки бир тўда белгилар қаралади. Маълумки, иқтисодий ҳодисалар мураккаб тузилишга эга бўлиб, ўзаро боғланган ва узвий бириккан кўп белгилардан, хоссалардан таркиб топади, яъни улар кўпўлчамли тизим ҳисобланади. Белгилар кўп бўлиши ва улар орасида коллинеарлик кузатилиши, юқорида таъкидлаб ўтилганидек, корреляцион-регрессион таҳлил имкониятини чегаралайди, чунки тўплам ҳажми чекланган шароитда регрессия тенгласига кириладиган белгилар сони ўрганилаётган объектга хос хусусиятлар билан белгиланади. Бундай шароитда ҳодиса кўп ўлчамлигини ихчамлаштириш имконини берувчи кўпўлчовли таҳлил усуллари ишлаб чиқиш ва қўллаш долзарб масалалардан бири ҳисобланади. Омиллар таҳлил услуги ва шу жумладан бош компонентлар усули ана шу мақсад учун хизмат қилади ва муаммони оптимал ечимини таъминлайди.

Омиллар таҳлилида омил деганда объект эволюцияси билан тубдан боғлиқ бўлиб бевосита кузатилмайдиган, ammo миқдорий ифодалаш мумкин бўлган сабаб тушунилади.

Омиллар таҳлилида омил тушунчаси янада конкретлашади ва ўзига хос талқинга эга бўлади. Бу ҳолда омил деганда ўрганилаётган объект эволюцияси билан тубдан боғлиқ бўлиб, бевосита кузатилмайдиган, лекин миқдорий ифодаланиши мумкин бўлган сабаб назарда тутилади.

Бундай ёндашиш ўрганилаётган объект хоссалари учун хос бўлган умумийлик ва хусусийликни ўрганиш ва кўпўлчовлик ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни текширишда ҳисобга олишни тақозо этади. Шу билан умумийликка таяниб хоссалар тўпламини маълум тартибда умумий омилларга бирлаштириш учун асос яратади. Муайян белгилар тўплами билан ишончли вазминлик коэффицентлари орқали боғланган умумий омил бош омил (компонент) деб юритилади. Омиллар таҳлили услуги ва шу жумладан бош компонентлар усули шундай омилларни шакллантириш ва натижавий белги тебранишига таъсирини миқдорий баҳолаш имконини беради.

Ўрганилаётган объектлар ω тўплами:

$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_s, \dots, \omega_S\} \quad (10.68)$$

бу ерда S — объектлар сони.

Объект хоссалари ϕ тўплами:

$$\Phi = \{\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n, \dots, \phi_N\} \quad (10.69)$$

бу ерда N — ўрганилаётган белгилар десак, ўрганилаётган объектлар тўплами бўлсин. Аммо бевосита объектлар ёки хоссалар текширилмасдан, белгиларнинг юзага чиқишлари, яъни миқдорлари ўрганилади. Улар маълумотлар матричаси деб аталувчи жадвал ҳосил қилади.

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1n} & \dots & X_{1N} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2n} & \dots & X_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{s1} & X_{s2} & \dots & X_{sn} & \dots & X_{sN} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{S1} & X_{S2} & \dots & X_{Sn} & \dots & X_{SN} \end{bmatrix} \quad (10.70)$$

бу ерда x_{sn} - n чи белгининг S чи объектда рўёбга чиқиш миқдори.

X -матрица қаторлари текшириш объектларидан иборат бўлиб, улар P_s нуқталар ёки векторлар сифатида қаралади:

$$P_s = \{x_{s1}, x_{s2}, \dots, x_{sn}, \dots, x_{sN}\} \quad (10.71)$$

Бу нуқталар N ўлчовли текисликда (объектлар текислигида) жойлашгандир. Унда объектни тавсифловчи ҳар бир хосса N -ўлчовли текислик координата ўқлари ҳисобланади; Бу ҳолда ҳар бир объект ω_s бу текисликдаги (10.71) ифода билан аниқланувчи координатларга эга бўлган нуқта ёки вектордир. Улар P_s кузатишда олинadиган миқдорлар бўлгани учун нуқта кузатишлар нуқта-маълумотлар деб юрилади.

X -матрица устунлари — бу ϕ_n хоссалар бўлиб, уларни ҳам нуқталар ёки векторлар сифатида қараш мумкин:

$$X_n = \{x_{1n}, x_{2n}, \dots, x_{sn}, \dots, x_{Sn}\}^T \quad (10.72)$$

Демак, x_n транспонирланган объектлар матричасининг координат нуқталари ёки векторлари, яъни (10.71) ифоданинг транспонирлашган шакли ҳисобланади.

Бу x_n нуқталар ёки векторлар хоссаларининг S -ўлчовли текисликда жойлашган, унда ҳар бир хосса ϕ_n нуқта ёки координат тизими бошидан мазкур нуқта томон йўналган вектор сифатида қаралади. S -ўлчовли текислик координат тизимининг ўқлари объектлардан иборат бўлиб, уларнинг сони S тадир.

Юзага чиқиш миқдорлари (10.70) матрица шаклида тасвирланадиган хоссалар Φ тўплами бошланғич белгилар тўплами деб аталади. Кўпинча белгилар ўзаро боғланган бўлиб, улар ўрганилаётган ҳодиса ва жараёнлар ҳақида бирдай такрорланувчи ёки унга жуда ўхшаш ахборот беради.

Шунинг учун қаралаётган белгилар сонини қисқартириш зарурияти туғилади, аммо шундай камайтиришки, бир томондан диагностик белгилар сони кўп бўлмасин, бошқа жиҳатдан эса - ахборот ҳажми деярлик ўзгармасин ёки жуда оз миқдорда йўқолсин. Диагностик белгилар ўзаро бир-бирига боғлиқ бўлмасдан, бошқа белгилар эса улардан боғлиқ бўлган шароитда бу талабларни бажариш мумкин.

Диагностик белгиларни берилган хоссалар асосида олиш усуллари жуда кўп. Уларни икки гуруҳга ажратиш мумкин. Биринчи тоифадаги усуллар белгилар сонини жуда камайтириш имконини берса ҳам, аммо уларни тўлиқ редукцияланишини (айлантирилишини) таъминламайди. Бу гуруҳ таркибига омиллар таҳлили ва бош компонентлар усули ҳам кириди. Уларни қўллаш натижасида бир нечта корреляциялашмаган омиллар олинади:

$$F_p = \omega_{p1} F_1 + \dots + \omega_{ph} Z_h + \dots + \omega_{pN} Z_N \quad (10.73)$$

Бу ерда F_p — $R^{n_{ii}}$ умумий омил, Z_h — $h^{n_{ii}}$ стандартлаштирилган бошланғич белги X_h , ω_{ph} — $R^{n_{ii}}$ омилга ва $h^{n_{ii}}$ бошланғич стандартлаштирилган белгига тегишли омиллар юкламаси.

Иккинчи тоифадаги усуллар бошланғич белгиларни тўла редукцияланишини таъминлайди; натижада барча хоссалар ягона диагностик белгига айланади.

Омиллар таҳлили ва шу жумладан бош компонентлар усули жараён белгиларни умумий омилларга ёки бош компонентларга бирлаштириш имконини яратувчи қуролдир.

Нотўлиқ редукциялаш, ўз навбатида, икки йўл билан бажарилиши мумкин. Биринчи йўл бошланғич белгилар орасидан айримларини диагностик белгилар сифатида асослаш билан яқунланади, иккинчи йўл эса қандайдир синтетик диагностик белгилар олиш билан тугалланади. Бундай синтетик белгиларни олиш усулига қараб, улар таксономик кўрсаткичлар, умумий омиллар, бош компонентлар, агрегат диагностик белгилар деб юритилади. Ушбу иккинчи йўлга мисол қилиб, омиллар таҳлили ва бош компонентлар усулини кўрсатиш мумкин. Уларнинг мақсади ўрганилаётган ҳодиса (жараён) ни таърифловчи бошланғич белгилар тўдасидан муҳим омиллар ёки компонентларни ажратиш олишдан иборат. Демак, бошланғич белгилар оз сонли нормалаштирилган ва ортогонал омиллар ёки компонентлар билан алмаштирилади. Омиллар таҳлили модели умумий кўринишда тенгламалар тизимидан иборат:

$$Z_1 = W_{11} F_1 + W_{12} F_2 + \dots + W_{1m} F_m + \dots + W_{1M} F_M + W_1 U_1,$$

.....

$$Z_n = W_{n1}F_1 + W_{n2}F_2 + \dots + W_{nm}F_m + \dots + W_{nM}F_M + W_n U_n, \quad (10.74)$$

$$Z_N = W_{N1}F_1 + W_{N2}F_2 + \dots + W_{Nm}F_m + \dots + W_{NM}F_M + W_N U_N.$$

Шу билан бирга тизимнинг ҳар бир тенгламаси қуйидаги кўри-нишга эга:

$$\begin{bmatrix} z_{1n} \\ z_{2n} \\ \vdots \\ z_{sn} \\ \vdots \\ z_{Sn} \end{bmatrix} = W_{n1} \begin{bmatrix} f_{11} \\ f_{21} \\ \vdots \\ f_{s1} \\ \vdots \\ f_{S1} \end{bmatrix} + \dots + W_{nm} \begin{bmatrix} f_{1m} \\ f_{2m} \\ \vdots \\ f_{sm} \\ \vdots \\ f_{Sm} \end{bmatrix} + \dots + W_{nM} \begin{bmatrix} f_{1M} \\ f_{2M} \\ \vdots \\ f_{sM} \\ \vdots \\ f_{SM} \end{bmatrix} + W_n \begin{bmatrix} u_{1n} \\ u_{2n} \\ \vdots \\ u_{sn} \\ \vdots \\ u_{Sn} \end{bmatrix} \quad (10.75)$$

Бу ерда Z_n — $n^{\text{ч}}и$ стандартлаштирилган бошланғич белги; F_m — $m^{\text{ч}}и$ умумий омил; u_n — $n^{\text{ч}}и$ специфик (ўзига хос) омил; ω_{nm} — $m^{\text{ч}}и$ умумий омил ва $n^{\text{ч}}и$ белги учун омил юкламаси; ω_n — $n^{\text{ч}}и$ специфик омил учун омил юкламаси; Z_{sn} — $s^{\text{ч}}и$ объектда $n^{\text{ч}}и$ стандартлаштирилган белги қиймати; f_{sm} — $s^{\text{ч}}и$ объектда $m^{\text{ч}}и$ умумий белги қиймати; u_{sn} — $s^{\text{ч}}и$ объектда $n^{\text{ч}}и$ специфик омил қиймати.

Бундан ташқари $M \leq N$ тенгсизлик бажарилади. (10.75) тенгламалар тизимини матрица кўринишида ёзиш мумкин:

$$Z = WF + U$$

$$\text{Бу ерда } Z = [Z_1, Z_2, \dots, Z_n, \dots, Z_N]^T \quad (10.76)$$

$$F = [F_1, F_2, \dots, F_m, \dots, F_M]^T$$

$$W = [\omega_{nm}]$$

$$U = [\omega_1 u_1, \omega_2 u_2, \dots, \omega_n u_n, \dots, \omega_N u_N]^T$$

Омиллар таҳлили услуби заминида ўрганилаётган ҳодиса (объект) нинг бошланғич белгилари маълум умумий хусусиятга эга деган фарз ётади. Шубҳасизки, бу белгиларда специфик, ўзига хос хусусиятлар ҳам мавжуд. Натижада ҳар бир белгида иккита таркибий компонентларни — умумий ва специфик хусусиятларни ажратиш мумкин. Белгиларнинг умумий таркибий хоссаларини қандайдир умумий миқдорлар билан алмаштириш мумкин; бу ролни умумий омиллар ўйнайди, уларнинг сони бошланғич белгилар сонидан кам ($M < N$). Аксинча, специфик омилларни синтетик миқдорлар билан алмаштириб бўлмайди, шунинг учун тенгламалар тизимида (10.74) биттадан специфик омиллар мавжуд. Бош компонентлар усули, омиллар таҳлили услубидан шу билан фарқ қиладики, унда (10.76) ифода ўрнига қуйидаги модель қаралади:

$$Z = WF \quad (10.77)$$

ёки тенгламалар тизими шаклида ёзсак:

$$Z_i = \sum_{j=1}^m \omega_{ij} F_j \quad i = \overline{1 \dots N} \quad (10.78)$$

Демак, бу тенгламалар тизимида специфик омилларга тегишли унсур йўқ. Шу сабабли бош компонентлар сони фақат N тенг бўлиши мумкин (омиллар таҳлилида умумий ва специфик омиллар сони $N + M$).

Аммо амалиётда бу фарқ аҳамиятга эга эмас, чунки ажратилган омиллар ёки компонентлар сони бир нечта энг муҳимлари билан чекланади ва шу билан бирга улар мазмуний талқин этишда унчалик катта қийинчилик туғдирмайди.

Бундан буёқ масалаларни баён этишда омиллар билан компонентлар орасида махсус фарқ йўқ деб қараймиз.

(10.75) ва (10.77 ва 10.78) тенгламалар тизимини ечиш учун иккита ҳисоблаш амалларини бажариш керак: омиллар юкламасини аниқлаш, кейин эса омиллар ёки компонентлар қийматларини ҳисоблаб топиш лозим. Шу мақсадда қуйидаги тенгламалар тизимидан фойдаланилади:

$$F = W^T Z \quad (10.79)$$

Омиллар қийматини ҳисоблаётганда омиллар юкламаси матрица-сига қўйиладиган чеклаш ҳисобга олинади, яъни шарт бажарилади:

$$W^T W = I \quad (10.80)$$

бунда:

$$W^T = W^{-1}$$

бу ерда W -омиллар юкламасининг матрицаси; I -бирлик матрица.

Омиллар таҳлилида факторлар юкламаларини ҳисоблаётганда асосий ролни корреляция коэффициентларининг матрицаси ўйнайди.

$$R = [r_{kn}]_{k \text{ учун } n = \overline{1 \dots N}} \quad (10.81)$$

Бу матрицада бош диагонал элементлари алоҳида эътиборга эга, чунки улар икки ёқлама талқин қилиниши мумкин; уларни ҳар бир белгининг ўзини ўзи билан корреляция коэффициентлари сифати ва шу билан бир вақтда белгининг тўлиқ дисперсияси сифатида қараш мумкин. Бундай ҳисоблашнинг тўғрилигини бошланғич белгилар стандартлаштирилгани билан тасдиқлаш мумкин. Матрицанинг бошқа унсурлари Z_k ва Z_n белгилари орасидаги корреляция коэффициентларидан иборатдир.

Маълумки, корреляция коэффициенти қуйидагича аниқланади:

$$r_{kn} = \frac{\sum_{s=1}^s (z_{sk} - \bar{z}_k)(z_{sn} - \bar{z}_n)}{S\sigma_k\sigma_n}$$

Стандартлаштирилган белги учун $\bar{z}_k = \bar{z}_0$ ва $\sigma_k = \sigma_n = 1$ бўлгани учун бу ҳолда корреляция коэффициентини қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин:

$$r_{kn} = \frac{1}{s} \sum_{s=1}^s z_{sk} z_{sn} \quad (10.82)$$

Стандартлаштирилган белгилар Z_k ва Z_n қийматлари ўрнига (10.82) уларнинг чизиқли омиллар комбинацияси орқали ифодасини (10.74) кўямиз. Стандартлаштирилган омил дисперсия бирга тенглиги, яъни

$$\frac{1}{s} \sum_{s=1}^s f_{sm}^2 = 1 \quad (10.82)$$

стандартлаштирилган ва ортогонал омиллар орасидаги корреляция коэффициентлари эса нолга тенглигини:

$$\frac{1}{s} \sum_{s=1}^s f_{sm} f_{sl} = 0, \quad \frac{1}{s} \sum_{s=1}^s u_{sm} u_{sl} = 0$$

ҳисобга олиб, белгилар корреляция коэффициентини омиллар юклагмаси орқали ифодаланишига эришамиз:

$$r_{kw} = \omega_{k1} \omega_{n1} + \omega_{k2} \omega_{n2} + \dots + \omega_{km} \omega_{nm} \quad (10.84)$$

Бу формуладан келиб чиқадики, турли жуфт белгилар орасидаги корреляция коэффициенти жуфт белгиларнинг умумий омилларини тегишли омиллар юклагмаларига кўпайтмаси йиғиндисига тенг.

Омиллар таҳлилида яна стандартлаштирилган белги билан омил ўртасидаги корреляция коэффициенти ҳам ишлатилади

$$r_{z_n F_m} = \frac{1}{s} \sum_{s=1}^s z_{sn} f_{sm} \quad (10.85)$$

Агар бу формулага z_{sn} ўрнига чизиқли омиллар комбинациясини кўйсак (10.74), у ҳолда (10.83) ва (10.84) ҳисобга олиб, қуйидаги натижани оламиз:

$$r_{z_n F_m} = \omega_{nm} \quad (10.86)$$

Белгилар дисперсияси иккита таркибий қисмга ажралади. Бири умумий жиҳатлар билан тушунтириладиган қисм, иккинчиси ўзига хос томонлар хиссаси билан тушунтириладиган белги дисперсиясининг қисмидир.

Шундай қилиб $m^{nчч}$ омил ва $n^{mчч}$ белги-га қарамли омиллар юклагмаси $n^{mчч}$ белги билан $m^{nчч}$ омил орасидаги корреляция коэффициентиدير.

Омиллар таҳлилида белгилар дисперсияларидаги икки таркибий қисмлар (элементлар) муҳим рол ўйнайди. Улардан бири умумийлик деб аталади ва белги дисперсиясининг умумий омиллар таъсири билан

тушунтириладиган қисми ҳисобланади. Иккинчиси ўзига хослик деб юритилади ва специфик омиллар ҳиссаси билан тушунтириладиган белги дисперсиясининг қисмидир.

Белгилар стандартлаштирилган бўлгани учун $\bar{z}_n = 0$ ва шунинг учун умумий дисперсия тенг

$$\sigma_n = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S (z_{sn})^2 \quad (10.87)$$

Бу формуладаги z_{sn} миқдорларни омиллар ва уларнинг юкламалари орқали (10.74) ифодаласак, у ҳолда

$$\sigma_n = \omega_{n1}^2 + \omega_{n2}^2 + \dots + \omega_{nm}^2 + \omega_n^2 \quad (10.88)$$

Бу формуладан келиб чиқадики, ҳар бир белги дисперсиясини омиллар юкламаларининг квадратларидан иборат бўлган таркибий элементларга ажратиш мумкин. (10.88) формулага асосан, ҳар бир белги дисперсиясида иккита таркибий қисмларни аниқлаш мумкин.

$$\sigma_n = h_n^2 + \omega_n^2 \quad (10.89)$$

$$h_n^2 = \omega_{n1}^2 + \omega_{n2}^2 + \dots + \omega_{nm}^2 - \text{умумийлик қисми};$$

ω_n^2 — ўзига хослик қисми деб аталади.

Омиллар таҳлилида асосий эътиборни умумий омилларга қаратилади. Уларнинг хиссасини кўпайтиришга, специфик омиллар хиссасини эса камайтиришга ҳаракат қилинади. Қанчалик белгилар умумий дисперсиясида умумийлик хиссаси катта бўлса, шунчалик умумий омилларда улар билан алмаштириладиган бошланғич белгилар яхшироқ ва тўлароқ ўз аксини топади. Омиллар таҳлилининг умумий таърифида омилларнинг иккала тури ҳисобга олинган бўлиб, бу корреляциялар матричасининг бош диагоналидаги элементлар бирга тенг бўлишида ифодалангандир. Номажбул специфик омиллар хиссасини бартараф қилиш учун корреляциялар матричасининг бош диагоналига умумийликлар қўйиб чиқилади. Шундай қилиб ўзгартирилган корреляциялар матричаси редуцияланган корреляциялар матричаси деб аталади ва у қуйидаги шаклга эга:

$$\bar{R} = \begin{bmatrix} h_1^2, r_{12} \dots r_{1N} \\ r_{21}, h_2^2 \dots r_{2N} \\ \dots \dots \dots \\ r_{N1}, r_{N2} \dots h_N^2 \end{bmatrix} \quad (10.90)$$

Бу матрица омиллар таҳлили вазифасини соддалаштириш имконини беради, чунки бу ҳолда асосий тенгламалар тизими соддалашади ва у қуйидаги шаклни олади:

$$Z' = WF \quad (10.91)$$

Натижада дисперсиялар ва корреляция коэффициентларини факторлар юкламалари билан боғловчи айрим ўзаро нисбатлар ўзгаради. Энди Z' белги дисперсияси умумийлик ўлчовига тенг:

$$\sigma_{z'_n}^2 = h_n^2 \quad (10.92)$$

Турли белгилар орасидаги корреляция коэффициенти ўзгармайди:

$$r'_{kn} = r_{kn} \quad (10.93)$$

Шундай қилиб, специфик омилни бартараф қилиш корреляция коэффициентига таъсир этмайди. Аммо $k=n$ бўлса масала бошқача тус олади, бу ҳолда корреляция коэффициенти умумийлик ўлчовига тенгдир:

$$r'_{nn} = h_n^2 \quad (10.94)$$

(10.93) ва (10.94) формулаларни матрица шаклида ёзиш мумкин:

$$\bar{R} = \begin{bmatrix} h_1^2, r_{12} \dots r_{1N} \\ r_{21}, h_2^2 \dots r_{2N} \\ \dots \dots \dots \\ r_{N1}, r_{N2} \dots h_N^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_{11}, \omega_{12} \dots \omega_{1M} \\ \omega_{21}, \omega_{22} \dots \omega_{2M} \\ \dots \dots \dots \\ \omega_{N1}, \omega_{N2} \dots \omega_{NM} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \omega_{11}, \omega_{21} \dots \omega_{N1} \\ \omega_{12}, \omega_{22} \dots \omega_{N2} \\ \dots \dots \dots \\ \omega_{1M}, \omega_{2M} \dots \omega_{NM} \end{bmatrix} \quad (10.94)$$

ёки
$$\bar{R} = WW^T \quad (10.96)$$

Ҳосил бўлган тенглама асосий боғлиқликни ифодалайди ва ундан асосан омиллар юкламалари топилади. Ўз навбатида, (10.79) формуладан фойдаланиб, омиллар қийматлари матричасининг элементлари аниқланади.

Редукцияланган корреляциялар матричасини тузиш умумийлик ўлчовларини аниқлашни тақазо этади. Кўпинча бу кўрсаткичлар h_n^2 қилиб муайян белги билан бошқа белгилар орасидаги корреляция коэффициентининг энг катта қиймати олинади.

Омиллар юкламаларини топиш жараёнига келсак, у қатор такрорланувчи амаллардан ташкил топади: ҳар бир босқичда бир омилнинг юкламаси ҳисоблаб топилади. Биринчи омил юкламаларини қаралаётган белгилар дисперсиясига F_1 омил қўшган хиссани максимизациялаш шартидан олинади. Демак, ушбу функция

$$V_1 = \sum_{n=1}^N \omega_{n1}^2 \quad (10.97)$$

(10.96) тенглик билан омиллар юкламаларини чеклашларни ҳисобга олган ҳолда максимизациялаштирилади.

$$\omega_1 = [\omega_{11}, \omega_{21}, \dots, \omega_{n1}, \dots, \omega_{N1}] \quad (10.98)$$

Юкламалари аниқлангандан сўнг қуйидаги матрица тузилади:

$$W_1 = w_1 w_1^T \quad (10.99)$$

Кейин эса матрица

$$\bar{R}_1 - \bar{R} - W_1 \quad (10.100)$$

аниқланади. Бу матрица биринчи омил чиқарилгандан сўнг корреляциялар қолдиқлари матричаси деб аталади.

Шунга ўхшаш тартибда иккинчи омил F_2 юклама аниқланади. Бунинг функция

$$V_2 = \sum_{n=1}^N W_{n2}^2 \quad (10.101)$$

(10.100) ифодадан келиб чиқадиган чекланган омилар юкламалари қониқтиради деган шарт билан максимизациялаштирилади. Белгилар Z_n таъсири билан дисперсияни тушунтириш исталган даражага етгунча (масалан, 90%) баён этилган амаллар қайта-қайта такрорланади.

Ҳар бир босқичда юзага чиқадиган шартли экстремумни аниқлаш масалалари Лагранж кўпайткичлари усули ёрдамида ечилади. Уларни ечиш (10.90) формуласига биноан матрица \bar{R} нинг барча нолдан ташқари кўпаймайдиган ҳолда тартибланган шахсий қийматларини ва уларга мос бўлган шахсий векторларни топишни англатади. Омилар юкламаларини

$$W_m = \sqrt{\lambda_m} A_m \quad (10.102)$$

ҳисоблаймиз; бу ерда $W_m = [\omega_{1m}, \omega_{2m}, \dots, \omega_{Nm}]^T$

$$\lambda = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_M];$$

$$A_m = [a_{1m}, a_{2m}, \dots, a_{Nm}]$$

W_m — m -нчи омил учун омилар юкламаларининг вектори; λ -шахсий қийматлар вектори; A_m — m -нчи шахсий қийматга мос келувчи нормалаштирилган шахсий вектор.

Шундай қилиб, n -нчи белги ва m -нчи белги омил учун омилар юкламаси (10.103) формула бўйича ҳисобланади:

$$W_{nm} = \sqrt{\lambda_m} \frac{a_{nm}}{\sqrt{\sum_{n=1}^N a_{nm}^2}} \quad (10.103)$$

Бош компонентлар усулида омилар юкламаларини топиш Z_n белгилар қийматлари билан $W_{nm} F_m$ қийматлари ўртасидаги тафовутлар квадратлари йиғиндисини минимумлаштиришга таянади. Биринчи компонент юкламалари учун бу шарт функция

$$P_1 = \sum_{n=1}^N (Z_n - W_{n1} F_1)^2 \quad (10.104)$$

минимумлаштиришдан иборатдир. Бунда қуйидаги шартдан юкламалар келиб чиқадиган чеклашлар $R=WW^T$ (10.105) ҳисобга олинади.

Сўнгра биринчи компонент чиқариб ташлангандан сўнг қолган корреляция қолдиқлари матрицасининг элементларини аниқлаймиз:

$$R_1 = R - W_1 \quad (10.106)$$

$$\text{Бу ерда } W_1 = w_1 w_1^T \quad (10.107)$$

$$\text{ва } W_1 = [w_{11}, w_{21}, \dots, w_{n1}, \dots, w_{N1}] \quad (10.108)$$

Бундан сўнг иккинчи ва кейинги компонентлар юкламаларни, юқорида баён этилган амалларни такрорлаб, аниқлаймиз.

Бу усулда ҳам Лагранж кўпайткичларидан фойдаланилади. Бош компонентлар усулида юкламаларни танлаш тартиби олдин баён этилгандан фақат шу билан фарқ қиладики, бу ҳолда бошланғич матрица бўлиб корреляциялар матрица R хизмат қилади. Бу матрицанинг шахсий қийматлари ва шахсий векторлари аниқаланади ва уларга биноан (10.101) формула ёрдамида W_{np} миқдорлар ҳисобланади. Омилар юкламалари қийматларини била туриб ва (10.79) формулани қўллаб, компонентлар қийматларини ҳисоблаб топиш мумкин.

10.15. Атрибутив белгилар орасидаги боғланишларни ўлчаш усуллари

Маълумки, иқтисодий ҳодиса ва жараёнлар нафақат миқдорий белгилар, балки шу билан бирга мазмунан фарқланувчи атрибутив белгилар билан ҳам таърифланади. Бундай сифат белгилар орасида ўзаро боғланишлар мавжуд. Уларни ўрганишда ҳам корреляцион-регрессион таҳлил усуллари қўлланади. Юқорида (10.4-бўлимда) кўриб чиқилган Спирмен ранглар корреляция коэффицентидан ранжирлантириб бўладиган атрибутив белгилар орасидаги боғланишларни ўлчашда фойдаланиш мумкин. Масалан, талабалар учун фанларни ўзлаштириш ва шахсий белгилари бўйича рангларини белгилаб чиқиб, улар орасида боғланишни Спирмен ранглар корреляция коэффиценти ёрдамида ўлчаш мумкин.

Маълумки, алтернатив ҳолат атрибутив белгиларни юзага чиқиш шаклларида бири ҳисобланади. Агар алтернатив вариацияга эга бўлган белгилардан бири омил, иккинчиси оқибат бўлса, у ҳолда улар ора-

сидаги боғланишни К.Пирсон томонидан таклиф этилган ассоциация коэффициенти орқали баҳолаш мумкин. Бу кўрсаткич қуйидаги ифода билан аниқланади:

$$K_{\text{ассоц}} = \frac{Aa \cdot Bb - Ab \cdot Ba}{\sqrt{\sum A \sum B \sum a \sum b}} \quad (10.109)$$

Масалан, 6 октябр 2000 йилда Россия телевидениеси терроризм масаласини муҳокама қилишга бағишланган эшиттиришда аҳолига мурожаат қилиб, қуйидаги саволларга телефон орқали жавоб беришни илтимос қилди: “11 сентябр воқеалари муносабати билан АҚШ Президенти Ж.Бушнинг халқаро терроризмга қарши сиёсатини қўллайсизми?”, “Афғонистонда қурол қўлланишидан Америка ўз манфаатини кўзлаяптими?”. 1700 респондентлардан олинган жавоблар қуйидагича тақсимланди.

10.13-жадвал

Терроризмга оид икки масала бўйича жамоатчилик фикрлари орасидаги ўзаро боғланиш

1 ^{нчи} саволга жавоблар	2 ^{нчи} саволга жавоблар		Ҳаммаси
	Ҳа (а)	Йўқ (б)	
Ҳа (А)	1153	1552	ΣА=2705
Йўқ (Б)	727	1268	ΣБ=1995
Жами	Σа=1180	2820	4700

Агар биринчи саволга “ҳа” деб жавоб берганлар иккинчи саволга ҳам шундай (ҳа) жавоб берганларида, худди шунингдек “йўқ” жавоблари ҳам бўлганда, боғланиш функционал бўлар эди. Аммо жавобларни тақсимланиши бир-бирига мос келмайди, демак, бу ерда корреляцион муносабат мавжуд.

(10.109)га асосан, ассоциация (бирлашма) коэффициенти:

$$K_{\text{ассоц}} = \frac{Ab \cdot Bb - Ab \cdot Ba}{\sqrt{\sum A \sum B \sum a \sum b}} = \frac{1153 \cdot 1268 - 1552 \cdot 727}{\sqrt{2705 \cdot 1995 \cdot 1180 \cdot 2820}} = \frac{333700}{4237606,6} = 0,079 \text{ ёки } 7,9\%.$$

Ассоциация коэффициенти худди корреляция коэффициентига ўхшаш хоссаларга эга. Агар суратдаги кўпайтмалар бир-бирига тенг бўлса, у нолга тенг. Агар иккала Аб ва Ба гетероген (қарама-қарши тузилишли) бирикма ўринсиз бўлса, ассоциация коэффициенти плюс бирга тенг ва агар Аа ва Бб гомоген (бир хил тузилишли) бирикмалар бўлмаса, у минус бирга тенг.

Инглиз статистиклари Эдни Дж. Юл ва Морис Дж. Кендэл томонидан иккита муқобил сифат белгилар орасидаги боғланиш даражасини баҳолаш учун контингенция (лотинча сўз бўлиб бир хил тартибли маънога эга) коэффициенти таклиф этилган:

$$K_{\text{контингенция}} = \frac{Aa \cdot Bb - Ab \cdot Ba}{Aa \cdot Bb + Ab \cdot Ba} \quad (10.110)$$

Юқоридаги мисолда

$$K_{\text{контингенция}} = \frac{1153 \cdot 1268 - 1552 \cdot 727}{1153 \cdot 1268 + 1552 \cdot 727} = \frac{333700}{2590308} = 0,129 \text{ ёки } 12,9\%.$$

Бу кўрсаткич Пирсон коэффициентидан бирмунча катта. Унинг камчилиги шундан иборатки, гитроген бирикмаларидан бири, ма-салан, Аб ёки Ба нолга тенг бўлса, бу кўрсаткич бирга тенг бўлиб қолади.

Учта ва ундан ортиқ сифат белгилари орасидаги боғланишларни ўлчаш учун ҳам турли усуллар ишлаб чиқилган. Улардан бири Пирсон коэффициентидан бўлиб, у иккита белги асосида бир нечта гуруҳлардан иборат бўлган тақсимотлар орасида боғланишни ўлчашда қўлланади:

$$C = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1 + \varphi^2}} \quad (10.111)$$

$$\text{Бу ерда } \varphi^2 = \left(\sum_{i=1}^{K_1} \sum_{j=1}^{K_2} \frac{f_{ij}^2}{f_i \cdot f_j} \right) - 1$$

K_1 ва K_2 — 1^{чи} ва 2^{чи} белги бўйича тузилган гуруҳлар.

f_{ij} — бир вақтда i ^{чи} ҳам, j ^{чи} ҳам гуруҳга тегишли бирликлар сони;

f_i — i ^{чи} гуруҳга тегишли бирликлар сони;

f_j — j ^{чи} гуруҳга мансуб бирликлар сони.

Мисол. 1989 йилда Ўзбекистонда оила қурган келин-куёвларнинг билими даражаси бўйича тақсимоти қуйидагича бўлган.

10.14-жадвал

Ўзбекистонда 1989 йилда янги оила қурган келин-куёвларнинг билим даражаси бўйича тақсимоти

келин билими \ куёв билими	олий	тугал-ланмаган олий	ўрта махсус	умумий ўрта	тўлиқсиз ўрта	бошланғич	Ҳам-маси
олий	3991	1585	3285	3655	97	17	12630
тугалланмаган олий	1255	2984	2858	4261	74	9	11441
ўрта махсус	2331	1662	15411	13388	597	55	33444
умумий ўрта	3027	2214	19033	110156	2153	143	136726
тўлиқсиз ўрта	115	62	733	2491	1600	161	5162
бошланғич	6	7	56	215	203	458	945
Жами	10725	8514	41376	134166	4724	843	200522

Жадвалдан кўриниб турибдики, турмуш қуришда йигит-қизлар билим даражалари бир-бирига мослигини ҳисобга оладилар. Маса-

лан, 31,6% олий маълумотли йигитлар олий маълумотли қизлар билан турмуш қурган, айниқса бундай мослик ўрта маълумотли гуруҳларда яққол кўзга ташланади. 80,6% умумўрта маълумотли йигит-қизлар бир-бири билан келишиб оила қурганлар. Бошланғич маълумотли гуруҳда бу кўрсаткич 48,5%, ўрта махсус маълумотли йигит-қизлар орасида 46,1% ни ташкил этади. Демак, янги оила барпо этган йигит-қизларнинг маълумоти бўйича тақсимланиши орасида боғланиш мавжуд:

$$\begin{aligned} \varphi^2 + 1 &= \frac{3991^2}{12630 \cdot 10725} + \frac{1585^2}{12630 \cdot 8514} + \frac{3285^2}{12630 \cdot 41376} + \frac{3655^2}{12360 \cdot 136166} + \frac{97^2}{12630 \cdot 4724} + \\ &+ \frac{17^2}{12630 \cdot 843} + \frac{1255^2}{11441 \cdot 10725} + \dots + \frac{9^2}{11441 \cdot 843} + \frac{2331^2}{33444 \cdot 10725} + \dots + \frac{55^2}{33444 \cdot 843} + \\ &+ \frac{3027^2}{136726 \cdot 10725} + \dots + \frac{143^2}{136726 \cdot 843} + \frac{115^2}{5162 \cdot 10725} + \dots + \frac{161^2}{5162 \cdot 843} + \frac{6^2}{945 \cdot 10725} + \dots \\ &\dots \frac{458^2}{945 \cdot 843} = 2,3795 \end{aligned}$$

$$\varphi^2 = 2,3795 - 1 = 1,3795$$

$$C = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1 + \varphi^2}} = \sqrt{\frac{1,3795}{2,3795}} = 0,761$$

Пирсон коэффициентининг хусусияти шундаки, у белгилар орасида тўлиқ (функционал) боғланиш мавжуд бўлганда ҳам у бирга тенг бўлмайди, бироқ гуруҳлар сони кўпайган сари бирга интилади, холос. Шунинг учун А.А.Чупров қуйидаги кўрсаткични таклиф этган:

$$T = \sqrt{\frac{\varphi^2}{\sqrt{(K_1 - 1)(K_2 - 1)}}} = \sqrt{\frac{1,3795}{\sqrt{(6 - 1)(6 - 1)}}} = \sqrt{0,275} = 0,524$$

Белгилар орасида тўлиқ боғланиш мавжуд бўлса $\varphi^2 = K - 1$ бўлади. Шу билан бирга $K_1 = K_2$ бўлса Чупров коэффициенти бирга тенгдир. $K_1 \neq K_2$ ҳол учун швед математики ва статистици Г.Крамер кўрсаткичидан фойдаланиш мумкин:

$$T_{кр} = \sqrt{\frac{\varphi^2}{K_{\min} - 1}} \quad (10.112)$$

Агар кўп ўлчовли регрессион таҳлилда омиллар миқдорий белгилардан ташқари сифат белгиларини ҳам ўз ичига олса, у ҳолда уларнинг вариацияси 0 ёки бир билан белгиланади ва тенгламага “сохта ўзгарувчилар” номи билан киритилади. Натижада чизиқли кўп ўлчовли регрессия тенгламаси қуйидаги шаклда ёзилади:

$$\hat{Y}_{12\dots k\dots n} = a_0 + \sum a_i x_i + \sum a_j u_j \quad (10.113)$$

бу ерда x_i — миқдорий белги-омиллар $i = \overline{1\dots k}$;

u_j — муқобил атрибутив белги-омиллар $j = \overline{1\dots k}$;

Олинган натижаларни таҳлил қилиш жараёнида ҳар бир “сохта ўзгарувчи” киритилган тенглама уни киритмасдан олдин ҳисобланган тенглама билан таққосланади. Масалан, миқдорий белги-омиллар тўртта бўлса, бешинчи қилиб бирор муқобил атрибутив белги киритиб тенглама тузилади.

Олинган натижани олдинги (атрибутив белгисиз) тенглама натижаси билан таққосланса, атрибутив белги таъсири аниқланади. Сўнгра иккинчи муқобил атрибутив белги “сохта ўзгарувчи” қилиб тенгламага киритилади. Шу тартибда бошқалари ҳам кетма-кет киритилиб борилади. Мазкур усул ёрдамида ҳосилдорлик вариациясига ўғит миқдори, сарфланган меҳнат миқдори ва бошқа миқдорий белгилар билан бир қаторда табиий шароит таъсирини ўрганиш мумкин. Меҳнат унумдорлиги табранишида асосий фондлар билан қуролланиш, улардан фойдаланиш, иқтисодий рағбатлантириш даражаси (иш ҳақи) каби миқдорий белгилар билан бир қаторда шахсий ва ижтимоий белгилар (маълумот, ишга муносабат, кайфият ва ҳ.к.) ролини аниқлаш мумкин.

10.16. Асосий атама ва тушунчалар

Ўзаро боғланишлар.

Омил (сабабчи) белги ва натижавий белги.

Функционал боғланиш.

Корреляцион боғланиш.

Тўғри чизиқли ва эгри чизиқли боғланиш.

Корреляцион таҳлил.

Регрессион таҳлил.

Корреляцион-регрессион таҳлил босқичлари.

Адекват модел.

Жуфт корреляция.

Кўп ўлчовли корреляция.

Регрессия коэффициенти.

Фехнер корреляция коэффициенти.

Чизиқли корреляция коэффициенти.

Детерминация коэффициенти.

Ранглар корреляция коэффициенти.

Детерминация ва корреляция индекслари.

Регрессия тенгламаси параметрларининг ўртача хатоси.

Регрессия кўрсаткичлари моҳиятлилигининг Студент t-мезони.

Корреляция коэффициенти моҳиятлилигининг Фишер F-мезони.

Эластиклик коэффициенти.

Кўп ўлчовли регрессия.
Хусусий регрессия коэффициенти.
Стандартлашган регрессия кўрсаткичлари.
Кўп ўлчовли корреляция коэффициенти.
Хусусий корреляция коэффициенти.
Шартли соф регрессия тенгламаси.
Рекуррент икки омилли корреляция коэффициенти.
Ажратма детерминация коэффицентлари.
Колленеарлик.
Истиқболни нуқтали ва оралиқли баҳолаш.
Умумий омил ва бош компонент.
Омиллар юкламаси.
Редукцияланган корреляциялаш матрицаси.
Ассоциация коэффициенти.
Контингенция коэффициенти.

10.17. Қисқача хулосалар.

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар жуда мураккаб бўлиб, улар орасида кўпинча корреляцион боғланишлар мавжуд. Бир ўлчовли X белгининг ҳар бир қийматига бошқа ўзгарувчи Y тақсимооти мос келса, бундай боғланиш корреляция деб аталади.

1. Корреляцион таҳлилда ҳодисалар орасидаги боғланишнинг зичлик даражаси аниқланади. У корреляция коэффицентларини ҳисоблаш, уларнинг муҳимлиги, ишончлилигини баҳолашга асосланади. Корреляция коэффициенти икки ёқлама талқин этилиши мумкин: X ни Y билан боғланиш зичлиги ёки Y ни X билан боғланиш зичлиги. Бу кўрсаткич фақат боғланиш кучини ўлчайди, аммо унинг сабабини ёритиб бермайди.

2. Регрессион таҳлил бир ҳодиса ўзгариши натижасида бошқа ҳодиса қанча миқдорга ўзгаришини ёритиб беради, яъни омиллар самардорлигини аниқлаш имкониятини туғдиради. Бунинг учун омил белгилари ва натижавий белгини умумий иқтисодий сифат таҳлили асосида аниқлаш керак. Шунга қараб регрессия тенгламасини X ни Y бўйича ёки Y ни X бўйича тузиш масаласи ечилади, чунки регрессия коэффицентлари ҳар хил миқдорий қийматларга эга бўлади.

3. Иккита миқдорий белгилардан ҳар бири бирор аниқ қиймат билан таърифланадиган бирликлар мажмуаси жуфт белги бўйича ўзгарувчан тўплам деб аталади. Бундай тўплам тақсимооти стереограмма ёки тақсимот сирти ёрдамида тасвирланади. Гуруҳланмаган дастлабки маълумотлар эса корреляцион майдон кўринишида тасвирланади.

4. Жуфт белгиларга асосан тузилган тақсимот қаторларининг ўртача тўғри бурчакли координат ўқларида белгилар қийматларига мос равишда белгилаб чиқилган нуқталар шаклида тасвирлаш мумкин. Бу ҳолда корреляцион жадвал устунлари ва қаторларининг ўртача миқ-

дорлари учун тасвирлар умуман иккита силлиқ эгри чизиклар кўри-нишида бўлади. Бу эгрилар-регрессия чизиклари, уларнинг тенгла-малари эса регрессия тенгламалари деб аталади.

5. Регрессия тенгламаларини бир белгининг берилган қиймати асо-сида бошқа белгининг тегишли ўртача қийматини баҳолаш учун ифода сифатида қараш мумкин. X нинг Y бўйича чизикли регрессия тенгла-маси (уларнинг ўртача миқдорлари учун нуқталар орқали ўтказилган ўқларга нисбатан қаралган) $x' = b_1 y'$ ва Y нинг X бўйича тенгламаси: $y' = b_2 x'$, бу ерда $x' = (x - \bar{x})$, $y' = (y - \bar{y})$ яъни белгилар қийматлари-нинг уларнинг арифметик ўртачасидан тафовутлари;

b_1, b_2 - регрессия коэффициентлари ёки қисқача регрессиялар;

6. Регрессиялар тўғри чизиклари шундай хоссага эгаки, баҳолаш хатоларининг квадратлари йиғиндиси $\sum (x' - b_1 y')^2$ ва $\sum (y - b_2 x)^2$ минимумга тенгдир. Агар бу йиғиндиларни N га бўлиш ҳосиласини S_x^2 , S_y^2 орқали белгиласак, у ҳолда

$$S_x^2 = \sigma_x^2 (1 - r^2)$$

$$S_y^2 = \sigma_y^2 (1 - r^2)$$

7. Иккита ўзгарувчилар X ва Y орасидаги корреляция коэффици-енти

$$r = \frac{\sum x y}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}} = \frac{P}{\sigma_x \sigma_y}$$

$$\text{Бу ерда } P = \frac{\sum x y}{N}; \quad \sigma_x = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{N}} = \sqrt{\frac{\sum x^2}{N}}; \quad \sigma_y = \sqrt{\frac{\sum (y - \bar{y})^2}{N}} = \sqrt{\frac{\sum y^2}{N}};$$

Корреляция коэффициенти -1 дан кичик +1 дан катта бўлиши мумкин эмас. Агар $r = \pm 1$ бўлса, миқдорий белгилар тўла корреляци-ялангандир (яъни функционал боғланган) ва тегишли жуфт x ва y қийматларига мос нуқталар бир тўғри чизикда ётади. Агар $r = -1$ бўлса, белгилар тўлиқ тескари корреляция билан характерланади ва бир белгининг кичик қийматлари бошқасининг катта қийматларига мос келади. Агар $r = +1$ бўлса, белгилар тўлиқ тўғри корреляция билан характерланади ва бир белги катта қийматларига бошқа белгининг катта қийматлари мос келади.

8. Регрессия коэффициенти билан корреляция коэффициенти ўрта-сида қуйидаги муносабат мавжуд: X нинг Y бўйича чизикли регрес-сия тенгламаси учун

$$b_1 = r \frac{\sigma_x}{\sigma_y} = \frac{P}{\sigma_y^2}$$

Y нинг X бўйича чизикли регрессия тенгламаси учун

$$b_2 = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} = \frac{P}{\sigma_x^2}$$

9. Корреляция коэффициентининг квадрати детерминация коэффициентини деб аталади. Натижавий белги вариациясининг қандай қисми омил белги тебраниши билан тушунтирилишини таърифлайди. Корреляция кўрсаткичларини фақат вариация, ўртачадан тафовутланиш атамаси орқалигина талқин этиш мумкин. Уларнинг белгилар даражалари орасидаги боғланиш кўрсаткичлари сифатида талқин этиб бўлмайди.

10. Корреляцион-регрессион модел - бу ўрганилаётган ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишни натижавий белги билан муҳим омил белгилари ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар билан ифодалашдир. Моделлаштириш жараёнида қуйидаги шарт-талабларни таъминлаш керак:

- омил белгилар натижавий белги билан сабаб-оқибат боғланишда бўлиши лозим;

- омил белгилар бир-бирини такрорламаслиги, яъни коллинеар бўлмаслиги, натижавий белгининг таркибий элементи ёки унинг функцияси бўлмаслиги керак;

- бир ёки ёнма-ён поғона даражасидаги омилларни моделга киритмаслик маъқул;

- натижавий белги қандай тўплам бирлигига нисбатан қараб олинган бўлса, омил белгилар ҳам ўша бирликка нисбатан ифодаланиши лозим;

- регрессия тенгламасига киритиладиган омиллар сони (m) тўплам бирликлари сони (n) билан маълум нисбатда бўлиши керак (жумладан $\frac{n}{m} \geq 11$ омиллар таҳлили усулида эса $\frac{n}{m} \geq 7$ бўлиши одатда тавсия этилади)

- регрессия тенгламасини математик ифодалаш шакли реал шароитда омиллар билан натижа орасидаги боғланиш табиатига тўла мос бўлиши керак. Бирор омил ёки омиллар тўдаси ҳаракатда бўлмаганда ҳам натижа шаклланиши мумкин бўлса, бундай шароитга табиатан аддитив боғланиш мос келади. Агарда омиллардан бирортаси бўлмаганда натижа билан яқунланадиган жараён амалга ошиши мумкин бўлмаса, бундай шароитда мультипликатив боғланиш шаклини қўллаш асослироқ ҳисобланади.

11. Омиллар таҳлилининг усуллари корреляцион-регрессион таҳлил қилишни чегаралайдиган шарт-шароитларни (тўплам оз birlikлардан тузилган бўлишига қарамаздан кўп омилларни ҳисобга олиш, айрим белгилар коллинеар бўлиши) четлаб ўтиш имкониятини беради. Бу усуллар ўзаро боғланган белгиларни умумий омилларга бирлаштириб, уларнинг сонини тўплам birlikлари сони билан уйғунлаштиради.

10.19. Муस्ताқил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Узаро боғланишлар деганда нимани тушунасиз, уларни ўрганишдан мақсад нима?
2. Функционал боғланиш нима? Корреляцион боғланишчи?
3. Корреляцион муносабат қандай хоссаларга эга?
4. Боғланишларнинг қандай усулларини биласиз?
5. Тўғри ва эгри чизиқли боғланишлар деганда нимани тушунасиз? Мисолларда тушунтириб беринг.
6. Корреляцион таҳлил қандай мақсадни кўзлайди? Регрессион таҳлилчи?
7. Корреляцион боғланишни моделлаштириш жараёни қандай босқичлардан таркиб топади? Ҳар бир босқичда қандай масалалар ва усуллар ёрдамида ечилади?
8. Адекват модел деганда нимани тушунасиз?
9. Жуфт корреляция нима? Кўп ўлчовли корреляциячи?
10. Тўғри чизиқли регрессия деганда нимани тушунасиз? Тенгламаси қандай кўринишга эга ва ҳадлари (коэффициентлари) нимани англатади?

11. Тўғри чизиқли регрессия тенгламасини ечиш тартибини ва бунда кичик квадратлар усулининг ролини ёритиб беринг. Бу усул моҳиятини мисолда тушунтиринг.

12. 6.6-жадвал (устун 1 ва 5) маълумотларига асосан меҳнат унумдорлигини ишчилар иш стажига боғлиқлигини баҳолаш мақсадида:

- а) 1-18 корхоналар гуруҳи учун
- б) 19-34 корхоналар гуруҳи учун
- в) 35-50 корхоналар гуруҳи учун
- г) барча 1-50 корхоналар учун

тўғри чизиқли регрессия тенгламаларини ечинг. Олинган натижаларни таҳлил қилинг.

13. Корреляцион жадвал деганда нимани тушунасиз? Уни тузиш тартибини тушунтириб беринг.

14. 6.6-жадвал маълумотларига асосан ва ўртача бир ишчи яратган маҳсулот қийматига қараб 50-корхоналарни тақсимлаб, қуйидаги корреляцион жадвални тузинг ва регрессия тенгламасини ҳисобланг. Олинган натижаларни юқорида (11-савол, г) ҳисобланган натижа билан таққослаб, фарқини тушунтириб беринг.

1 ишчи маҳсулоти (минг сум)	195- 270	270- 345	345- 420	420- 495	Ҳам- маси Σf_j	$\Sigma f_j x_j$	$\Sigma f_j y_j$	$\Sigma f_j x_j^2$
стаж буйича гуруҳлар (йил)								
1-5,0								
5,0-9,0								
9,0-13,0								
13,0-17,0								
Σf_j								
$\Sigma f_j x_j$								
$\Sigma f_j y_j^2$								

15. Эгри чизиқли регрессия деганда нимани тушунаси? Унинг қандай шакллари мавжуд?

16. Эгри чизиқли регрессия тенгламаларини дастлаб тўғри чизиқли шаклга келтириш керак ва у қандай тартибда амалга оширилади?

17. Эгри чизиқли регрессия коэффицентлари қандай талқин этилади. Бундай тенгламалар экстримуми қандай аниқланади?

18. ба-жадвал маълумотларига асосан (3 ва 4-устун) жон бошига ялли ички маҳсулотни ишлаб чиқаришнинг ўсиши иқтисодий эркинликка боғлиқлигини кўрсатувчи пароболасини ечинг. Олинган натижаларни иқтисодий талқин қилинг.

19. Корреляция коэффиценти деганда нимани тушунаси? У қандай ҳисобланади?

20. Корреляция индекси (ёки назарий муносабати)нинг моҳиятини ёритиб беринг. У чизиқли корреляция коэффицентига тенг бўладими?

21. 14-корреляцион жадвал маълумотларига асосан корреляция индекси билан чизиқли корреляция коэффицентини ҳисобланг.

22. Корреляция коэффиценти билан регрессия коэффиценти ўртасида қандай нисбат мавжуд?

23. Эластиклик коэффиценти нимани англатади? У регрессия коэффиценти билан қандай боғланган?

24. Йил давомида мамлакат аҳолисининг гўшт маҳсулотига ўртача ойлик талаб 120 минг т, ўртача квадратик тафовути 6 минг т, 1 кг гўштнинг ўртача ойлик бозор баҳоси 1000 сўм, ўртача квадратик тафовути эса 250 сўм. Талаб билан бозор баҳоси орасидаги корреляция коэффиценти 0,85. Регрессия ва эластиклик коэффицентларини аниқланг. Регрессия тенгласини миқдоран ифодаланг.

25. Мамлакатда ўртача олий навли гўшт ишлаб чиқариш ҳажми 130 минг т. ва унинг дисперсияси 100, 1 кг гўштнинг ўртача ойлик баҳоси 1200 сўм, ўртача квадратик тафовути эса 360 сўм. Таклиф билан баҳо орасидаги корреляция коэффиценти 0,88. Регрессия ва эластиклик коэффицентларини топинг.

26. Маркетинг текширишларига кўра пойафзал таклифи 1% ошганда бозор баҳоси 2% пасайиши аниқланган. Ўртача йиллик пойафзал ишлаб чиқариш ҳажми 72 млн.жуфт ва унинг ўртача квадратик тафовути 7 млн.жуфт, ўртача мойиллик баҳо (1 жуфт пойафзал баҳоси) 4500 сўм 30% вариация коэффиценти билан аниқланган бўлса, у ҳолда регрессия ва корреляция коэффицентлари қандай қийматга эга. Регрессия тенгласини миқдоран ифодалаб кўринг.

27. Фехнер ва Спирмен корреляция коэффицентлари ҳақида нима дея оласиз?

28. Регрессия тенгласини параметрларининг муҳимлиги (ишончлиги) қандай баҳоланади? Корреляция коэффиценти-чи?

29. Кўп ўлчовли корреляция моҳиятини ёритиб беринг. Чизикли кўп ўлчовли регрессия тенгламаси қандай тузилади ва унинг номаълум ҳадлари қандай аниқланади?

30. Хусусий регрессия коэффициентлари нимани аниқлайди? β - коэффициентлари-чи?

31. Кўпўлчовли регрессия ва детерминация коэффициентлари нимани ўлчайди? Хусусий корреляция коэффициентлари-чи?

32. Хусусий корреляция коэффициентлари жуфт корреляция коэффициентидан нима билан фарқ қилади?

33. Жуфт корреляция коэффициентини қандай таркибий элементларга ажратиш мумкин?

34. Кўпўлчовли корреляцион таҳлилда умумий дисперсия айрим омиллар вариацияси билан тушунтириладиган қисмларга қандай ажратилади?

35. 6.8-жадвал маълумотларига асосан кўпўлчовли регрессия тенгламасини тузинг.

36. "Microstat" амалий дастурлар пакети ёрдамида қандай кўрсаткичлар олинади?

37. Омиллар таҳлили услубининг моҳияти нимадан иборат. Бош компонентлар усулини-чи?

38. Умумий омил, бош компонент тушунчалари нимани англатади?

39. Омиллар юктамаси деганда нимани тушунасиз ва улар қандай тартибда аниқланади?

40. Бош компонентлар усули омиллар таҳлили усулидан нимаси билан фарқ қилади?

10.19. Адабиётлар.

1. С.А. Айвазян, В.М. Бухштабер, И.С. Енюков. Прикладная статистика. Раздел III. М.: "Финансы и статистика", 1989, 332-420 бетлар.

2. Справочник по прикладной статистике. Под.ред. Э.Ллойда, У.Лидермана. Пер.с англ. М.: "Финансы и статистика", 1989

3. Я.И. Лукомский. Теория корреляции и ее применение к анализу производства. М.: Госстатиздат, 1985

4. П.Благуш. Факторный анализ с обобщениями. Перевод с чешского. М.: "Финансы и статистика", 1989

5. В.Плюта. Сравнительный многомерный анализ в экономическом моделировании. Пер. с польск. М.: "Финансы и статистика", 1989

6. А.М. Дубров. Обработка статистических данных методом главных компонент. М.: Статистика, 1978

7. Ферстер Э., Ренц Б. Методы корреляционного и регрессионного анализа. Пер. с немец. М.: "Финансы и статистика", 1983

8. Куланчев А.П. Методы и средства анализа данных в среде Windows. Стadio 6. М.: НПО информатика и компьютеры, 1996

9. М.М. Султанова. Вариацион статистика. Т.: Уқитувчи, 1977

10. Математическая экономика на персональном компьютере. Под.ред. М.Кубовича. Перев. с японс. М.: "Финансы и статистика", 1991

ДИНАМИКАНИ СТАТИСТИК ҲАМ ИЖТИМОИЙ-ИҚТИСОДИЙ ҲОДИСАЛАРНИНГ ДИНАМИКАСИ

11.1. Динамика қаторлари, уларнинг таркибий
унсурлари ва турлари

Динамика сўзи грекча “*dynamikos*” сўздан олинган бўлиб, кучга тегишли, кучли деган луғавий мазмунга эга. Бу атама ҳаракат ҳолатини, ўсиш ёки ривожланишни англатади.

**Динамика - ўсиш,
ривожланиш демакдир.**

Маълумки, моддий дунёда, турмуши-мизда барча ҳодиса ва жараёнлар доимо ҳаракатда, ўзгаришда ва ривожланишда, тараққиёт эса оддийдан мураккабга, куйидан юқорига, эскидан янгига қараб боради. Статистика ҳам ижтимоий-иқтисодий ҳодисаларни нафақат мавжуд ҳолатда олиб қарайди, балки шу билан бирга уларнинг вақт давомида ўзгаришини, ривожланишини ҳам ўрганади. Ҳодисаларнинг вақт ичида ўзгариши статистикада динамика деб, шу жараённи таърифловчи кўрсаткичлар қатори эса динамика қаторлари деб юритилади.

**Ҳодисаларнинг вақт
давомида ўзгаришини
таърифловчи статистик
кўрсаткичлар қатори
динамика қатори деб
юритилади.**

Динамика қаторлари икки унсурдан таркиб топади: бири вақт моментлари ёки даврлар санаси, иккинчиси - уларга тегишли кўрсаткичлар.

Ривожланишда, динамикада қаралаётган ҳодиса меъёри (кўрсаткичи) вақт ўлчамига ва жой (макон) ўлчамига эга. Урганилаётган ривожланиш вақтининг умумий узунлигини оралиқларга бўлиб қарасак, ҳар бир кесилиш нуқтаси момент (муайян он, пайт, фурсат) деб аталади, бир моментдан иккинчисигача ўтган вақт оралиғи (йил, квартал, ой, кун ва ҳ.к.) эса давр деб юритилади. Кетма-кетликда қаралаётган вақт моментлари ёки даврлар санаси динамика қаторининг биринчи таркибий унсури ҳисобланади.

**Заҳира ёки ресурс -
ҳодисанинг муайян он-
даги ҳолати (сони),
оқим - маълум вақт да-
вомида рўй берган жа-
раён, ҳодисанинг бу
давр ичидаги миқдори.**

Ҳодиса меъёрини муайян моментга нисбатан белгиласак, у ҳолда унинг заҳираси, яъни шу он ҳолатига бўлган миқдори (сони ва ҳ.к.) аниқланади. Агар ҳодиса меъёрини маълум давр учун ўлчасак, у ҳолда унинг муайян вақт оралиғидаги оқими, яъни ушбу давр давомидаги умумий миқдори (ҳажми ва ҳ.к.) аниқланади.

Демак, ўрганилаётган ҳодисанинг вақт моментларига ёки даврларга тегишли кўрсаткичлари динамика қаторининг иккинчи унсури ташкил этади. Улар қатор даражалари деб аталади ва “У” орқали белгиланади.

Ҳар бир динамика қатори бошланғич U_0 , охири U_n , муайян оралиқ U_i ва ўрта \bar{U} даражаларга эга.

Турмушимизда воқеалар турли шаклларда кечса ҳам, аммо уларнинг вақт қаторларида маълум тартиб, қоида, мунтазам равишда такрорланувчи бир текис (силлик) ёки тўлқинсимон ўзгаришлар кузатилади. Бундай ҳолатларни тасвирлайдиган мисолларга мурожаат қилайлик. 11.1-жадвалда Ўзбекистонда 1880-2000 йилларда ялпи пахта ҳосили ва ҳосилдорлик динамикаси ҳақидаги маълумотлар келтирилган.

11.1-жадвал.

1880-2000 йилларда Ўзбекистонда пахтачиликнинг ривожланиши

Йил	Ҳосилдорлик ц/га	Ялпи ҳосил, минг т	Йил	ц/га	минг т	Йил	ц/га	минг т	Йил	ц/га	минг т	Йил	ц/га	минг т
1880	7,0	36	1922	7,3	39	1942	9,4	876	1962	19,2	3006	1982	25,5	5341
1890	8,0	81	1923	7,0	111	1943	7,1	520	1963	22,7	3689	1983	25,2	4756
1900	9,0	220	1924	7,8	209	1944	11,3	839	1964	22,6	3671	1984	25,9	4856
1905	10,0	200	1925	10,1	375	1945	10,9	850	1965	24,1	3746	1985	27,0	5382
1906	10,0	250	1926	8,8	358	1946	13,6	1147	1966	25,1	4083	1986	24,3	4989
1907	11,0	300	1927	9,8	475	1947	12,7	1195	1967	25,2	4045	1987	23,1	4857
1908	12,0	330	1928	9,1	544	1948	15,6	1559	1968	25,0	4010	1988	26,6	5365
1909	13,5	350	1929	9,0	575	1949	16,6	1755	1969	23,1	3862	1989	26,9	5292
1910	14,0	390	1930	8,4	744	1950	20,1	2282	1970	26,2	4495	1990	27,6	5058
1911	15,0	480	1931	7,4	755	1951	20,5	2361	1971	26,4	4511	1991	27,0	4646
1912	14,5	475	1932	7,9	804	1952	21,0	2467	1972	26,0	4709	1992	24,8	4128
1913	12,2	522	1933	8,7	860	1953	21,0	2526	1973	27,0	4909	1993	25,0	4235
1914	12,5	627	1934	9,0	855	1954	20,0	2785	1974	28,3	5330	1994	25,6	3938
1915	15,3	831	1935	11,6	1107	1955	18,8	2577	1975	28,3	5013	1995	26,4	3934
1916	11,0	610	1936	16,4	1549	1956	22,0	2978	1976	28,5	4920	1996	22,4	3350
1917	8,1	250	1937	16,0	1562	1957	20,3	2836	1977	30,0	5233	1997	24,1	3641
1918	5,8	74	1938	16,5	1537	1958	21,0	3047	1978	28,7	5071	1998	20,9	3206
1919	4,0	47	1939	17,2	1605	1959	22,9	3301	1979	29,7	5313	1999	23,7	3600
1920	3,3	31	1940	14,9	1416	1960	20,3	2949	1980	29,7	5379	2000	21,8	3002
1921	1,9	15	1941	17,7	1667	1961	20,9	3154	1981	27,6	5360			

¹ **Манбалар:** а) Хлопководство Узбекистана за 50 лет. Т.: Ўзбекистон, 1967, 23-24 б; б) Народное хозяйство Узбекской ССР в 1970, 1976, в 1980, 1985, 1990, 1993 г.; в) Иқтисодий йўналишлар. Ўзбекистон. I-чорак, 2001 й. 92-б.

1906-2000 й.й. сирғанчиқ ўртачалари асосида $Y = 6,48285 + 0,26678t$;
1916-1942 й.й. $Y = - 0,52125 + 0,492663t$.

Жадвалдан кўришиб турибдики, 120 йиллик давр давомида Ўзбекистон пахтачилиги эгри синиқ чизиқ бўйича ривожланган. Ўсиш кўрсаткичлари пасайиш суръатлари билан навбатма-навбат алмашишиб туриши пахта ялпи ҳосили ва ҳосилдорлиги динамикаси учун характерли хусусият бўлган. Айрим тарихий даврларда юртимизда рўй берган социал-иқтисодий воқеалар бу жараёнда ўчмас из қолдирган.

Умуман биру чорак аср ичида ялпи пахта ҳосили 100 марта кўпайган, ҳосилдорлик эса 3,5 баробар ошган. Демак, пахтачилик асосан, экстенсив йўл билан ривожланган, яъни ялпи ҳосил экин майдонни кенгайтириш ҳисобига ошган. Туркистонни Чор Россияси босиб олгандан сўнг колониал тузум ҳукмрон бўлган даврда ўзбек пахтасининг ривожланиш чўққиси 1915 га тўғри келади: ялпи ҳосил 1880

йилга қараганда 23 марта, ҳосилдорлик эса 1,4 марта ошган. Совет тузумини зўравонлик билан юртимизда ўрнатиш даврида (1917-1935 й.й.), айниқса, унинг дастлабки йилларида, пахтачилик ривожланиши тушкунликка юз тутган. 1936 йилдан бошлаб биров жонланиш аломатлари кўрина бошланган бўлса ҳам, аммо у узоқ вақт давом этмаган. 1941-1945 уруш йилларида пахтачилик яна тушкунликка учради. 1949 йилга келибгина урушдан олдинги даража тикланган.

1950-80 йиллар Ўзбекистон пахтачилиги учун барқарор ривожланиш даври бўлган, гарчи айрим йилларда биров тебранишлар рўй берган бўлса ҳам 1981-1987 йилларда барқарорлик тенденцияси барҳам топиб, ҳосилдорлик ва ялпи пахта ҳосили яна камая бошлаган.

Ўзбекистон мустақилликка эришгандан сўнг бозор иқтисодиётига ўтиш даврининг бошлангич босқичида бу тенденция чуқурлашган. Қишлоқ ҳўжлигимизда пахта якка ҳокимлигини бартараф қилиш ва республика дон мустақиллигини таъминлаш зарурияти пахта майдонини 1,4-1,5 млн. га атрофида чегаралаб, ҳосилдорликни ошириш ҳисобига ялпи ҳосилни барқарорлаштиришни талаб қилади. 1997 йилдан бошлаб пахта ҳосилдорлиги кўтарила бошлади ва бунинг ҳисобига ялпи ҳосил ҳам ошди, аммо 1998 ва 2000 йилларда улар камайди.

Динамика қаторлари узоқ муддатли тенденция, айрим даврларга хос циклик ёки локал ўзгаришлар, кундалик тебранишлар ва мавсумий ўзгаришларни ўзида мужассамлаштириши мумкин.

Шундай қилиб, пахтачилик ривожланишини тасвирлайдиган динамика қатори қуйидагилар билан ҳарактерланади:

- узоқ муддатли ҳаракат йўналиши, яъни умумий асрий тенденция;

- қисқароқ даврларга хос локал ўзгаришлар;

- айрим йилларга тегишли тебранишлар ва мавсумий ўзгаришлар.

Бошқа қаторларда бундай таркибий ҳаракат шакллари тўла ҳолда намоён

бўлмаслиги мумкин. Қуйида Ўзбекистон аҳолисининг 1897-2000 йиллардаги сони ҳақидаги маълумотлар келтирилган.

11.2-жадвал.

1897-2000 йилларда Ўзбекистон аҳолисининг ўсиши (йил бошига)

Йил	млн. киши	йил	млн. киши	Йил	млн. киши	йил	млн. киши	йил	млн. киши	йил	млн. киши
1897 ¹⁾	3,9	1953	6,8	1963	9,4	1973	13,0	1983	17,0	1993	21,7
1913 ²⁾	4,3	1954	7,0	1964	9,7	1974	13,4	1984	17,5	1994	22,2
1920	4,5	1955	7,2	1965	10,1	1975	13,8	1985	18,0	1995	22,5
1922 ³⁾	4,4	1956	7,3	1966	10,4	1976	14,2	1986	18,5	1996	22,9
1926 ⁴⁾	4,6	1957	7,6	1967	10,7	1977	14,6	1987	19,0	1997	23,4
1939	6,3	1958	7,9	1968	11,1	1978	15,0	1988	19,4	1998	23,8
1940	6,6	1959	8,1	1969	11,5	1979	15,4	1989	19,9	1999	24,1
1950	6,2	1960	8,4	1970	11,8	1980	15,8	1990	20,3	2000	24,5
1951	6,4	1961	8,7	1971	12,1	1981	16,2	1991	20,7	2001	24,8
1952	6,6	1962	9,1	1972	12,6	1982	16,6	1992	21,2		

- 1) 9 февралга
 2) йил охирига
 3) 17 декабрга
 4) 15 январга
 5) 17 январга

Манба: Населения СССР. 1987, М.: Финансы и статистика, 1988, 10-б.

Иқтисодий йўналишлар, Ўзбекистон, 2001 йил 1-чорак, 91-б. Ўзбекистон халқ ҳужалиги, 20-б.

Демак, бир аср давомида Ўзбекистон аҳолиси бир текис силлиқ чизиқ билан йил сайин ривожланган. Бу мисолда, умумий асрий тенденциядан ташқари локал ўзгаришлар ва айрим йилларга хос тебранишлар нигоҳимизга ташланмайди. Яна бир мисол келтирамиз.

11.3-жадвал.

Ўзбекистонда истеъмол товар ва хизматлар баҳоларининг ойлик индекслари (олдинги ойга нибатан % да)

Ойлар	Й и л л а р							Урғача
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	
Январь	124,3	116,9	105,3	106,9	102,3	104,5	104,0	109,2
Февраль	127,5	117,8	102,7	104,9	102,8	103,0	102,9	108,8
Март	127,2	107,8	102,3	105,3	102,0	102,4	101,9	107,0
Апрель	144,9	116,7	109,8	104,5	101,9	102,3	101,2	111,6
Май	128,9	106,2	102,6	102,9	101,4	101,9	101,4	106,5
Июнь	136,7	97,9	100,1	96,9	98,4	97,6	97,5	103,6
Июль	113,5	100,1	96,9	99,7	101,7	99,3	99,2	101,7
Август	111,1	100,7	101,1	99,4	100,4	102,9	104,9	102,9
Сентябрь	119,4	104,8	102,7	100,3	101,1	102,5	102,9	104,8
Октябрь	123,4	105,3	104,4	100,7	103,1	101,8	103,1	106,0
Ноябрь	127,5	104,1	110,5	101,7	103,8	102,51	102,7	107,5
Декабрь	113,3	104,0	113,5	101,8	104,5	02,7	103,5	106,2
Урғача	124,5	106,7	104,2	102,1	101,9	102,2	101,9	106,2

Манба: Статистические исследования инфляции в Узбекистане. Иқтисодий тадқиқлар маркази. Доклад, 1998 / 1. Т.: 1998, 14-б.;

Ўзбекистоннинг иқтисодий йўналишлари. Июль, 1999 й.Т.: 1999, 12-б.;

Иқтисодий йўналишлар. Ўзбекистон, 2001 й. 1-чорак, Т.: 2001 й. 25-б.

Жадвал маълумотларини синчиклаб ўрганиб айтиш мумкинки, истеъмол баҳолари индекслари ойма-ой ва йилма-йил тебранишига қарамасдан улар умуман пасайиш тенденциясига эга. Шу билан бирга бу индексларга мавсумийлик хос: қиш ва баҳор ойларида баҳолар кўтарилиб, ёз ва куз ойларида эса улар пасайиши кўзга ташланади.

Шундай қилиб, динамика қаторлари ривожланишнинг қуйидаги таркибий хусусиятларини, компонентларини ўзида мужассамлаштиради:

- умумий (асрий) йўналиш ёки тенденция;
- айрим даврларга хос циклик ёки локал ўзгаришлар;
- мавсумий ўзгаришлар;
- тасодифий тебранишлар.

Динамика қаторларини тузиш ва ўрганишдан мақсад бундай ривожланишга оид хусусиятларни аниқлаш ва уларни келажақда кутиладиган истиқболларни баҳолашда ҳисобга олишдан иборатдир.

Статистикада динамика маълумотларини таркибий қисмларга (компонентларга) ажратиш ва ўлчаш усуллари ҳамда уларни ҳисобга олиб келажакда кутиладиган ривожланиш истиқболларини баҳолаш

Динамика қаторининг кўрсаткичлари таққослама бўлиши керак.

йўллари ишлаб чиқилган. Кейинги бўлимларда улар кўриб чиқилади. Бу ерда эътиборни шунга тортмоқчимизки, мазкур усуллар самарали қўлланиши учун динамика

қаторларини тузиш жараёнида маълум шарт-шароитларга риоя қилиш лозим. Даставвал кўрсаткичларнинг таққосламалигини таъминлаш керак. Бунинг учун улар нафақат бир хил ўлчов бирликларида ва аниқлик даражасида ифодаланиши, балки шу билан бирга замон ва макон (жой) жиҳатидан таққослама бўлиши керак. Замон жиҳатидан таққосламалик деганда кўрсаткичлар тегишли вақт узунликлари тенг бўлиши билан бирга даврлар, айниқса, бошланғич ва охириги давр бир-биридан тасодифан фарқ қилмаслиги, масалан, фавқулотли воқеаларга эга бўлмаслиги назарда тутилади. Макон жиҳатдан таққосламалик кўрсаткичлар тенг чегарали ҳудудларга тегишли бўлишини англатади. Бундан ташқари, ўрганилаётган объектларни чегаралаш тартиби ва унинг бирликларини аниқлаш масаласи бир хил тарзда ечилиши керак. Кўрсаткичларни ҳисоблаш ҳам ягона усулга таяниши лозим.

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисаларни статистик кузатиш жараёнида уларнинг икки кўринишдаги ҳолатини қайд қилиш мумкин: бири заҳирасини ҳисоблаш, иккинчиси - оқимини ўлчаш. Юқорида таъкидлаганимиздек, заҳира (мавжуд ресурс) ҳар доим бир пайтга, моментга нисбатан ҳисобланади. Уни киши ёки бирор объектни суратга олиш билан қиёслаш мумкин. Равшанки, бу ҳолда ушбу ондаги ҳолат, қиёфа акс этади ва бироздан сўнг унинг кўринишида ўзгариш бўлиши мумкин. Худди шунингдек, заҳира ҳолатида ҳам ондан онга, моментдан моментга ўзгаришлари бўлиши муқаррардир.

Моментли динамика қатори - бу маълум оралиқли моментларга ҳисобланган кўрсаткичлар қаторидир.

Маълум оралиқли моментларга нисбатан ҳисобланган ҳодиса миқдорларидан тузилган қатор **моментли динамика қатори** деб аталади. Бунга мисол қилиб 11.2-жадвалда келтирилган Ўзбекистон аҳолиси сони ҳақидаги маълумотларни кўрсатиш мумкин. Унда Республика аҳолисининг сони

ҳар бир йилнинг боши ҳолатига келтирилган (айрим йиллардан ташқари). Агар бир моментдан иккинчисигача бўлган вақт оралиғини қисқартирсак, у ҳолда қатор даражалари ҳам ўзгаради. Масалан, аҳоли сонини йиллар бошига эмас, балки чорак йил ёки ойлар бошига олинса, улар кичикроқ миқдорлар билан одатда ифодаланади. Демак, моментли қаторлар ҳам ўтган даврлардаги (ой, чорак, йил ва ҳ.к.) ривожланишни таърифлайди. Бунинг учун барча моментларда қаралаётган ҳолатлар барқарорлик жиҳатига эга бўлиб, фавқулотдаги воқеалардан холи бўлиши керак.

Даврий динамика қатори - бу иқтисодий оқимлар қатори, маълум даврлар ичида кечган жараён натижаларини таърифловчи курсаткичлар қаторидир.

Жараён маълум вақт давомида кечади, унинг натижаси оқим кўринишида бўлиб, миқдори ўлчаш йули билан аниқланади. Маълум вақт оралиқлари давомида кечган жараёнлар натижалари - оқимларни таърифловчи курсаткичлар қатори **даврий динамика қаторлари** деб аталади. Бунга мисол қилиб 11.1-жадвалда келтирилган Ўзбекистонда

ялпи пахта ҳосилининг ўсиши ҳақидаги маълумотларни курсатиш мумкин. Бу ерда ҳар бир курсаткич йиллик ишлаб чиқариш жараёнининг натижаси бўлмиш ялпи пахта ҳосили ҳажмини ўлчайди.

Иқтисодиётнинг бошқа тармоқларида ва саноатда (айрим тармоқлардан ташқари) ишлаб чиқариш жараёни қисқа вақт ичида кечади. Шунинг учун унинг натижаларини кун, 5 кун, декада, ой, йил каби қисқа даврлар учун ҳам аниқлаш мумкин. Ҳар бир узунроқ давр курсаткичи қисқа даврлар курсаткичлари йиғиндисидан таркиб топади. Демак, уларда қисқа муддатли тасодифий ва мавсумий тебранишлар бир-бири билан ейишиб, назарга деярлик илинмайди, оқибатда ривожланиш тенденция сифатида намоён бўла бошлайди. Бу жараённи босим бериш натижасида бир-бири билан уланган трубалардан оқиб чиқадиган сув ёки бошқа суюқлик ҳажмига ўхшатиш мумкин. Ҳар бир босим берилганда дастлаб кўпроқ сув оқиб чиқади, кейинчалик эса оқим камая боради. Оқибат натижада умумий оқим ҳажмида дастлабки ва кейинги оқимларга хос хусусиятлар (тебранишлар) бир бирини кучсизлантиради. Демак, даврий қаторлар қанчалик узунроқ даврларга тегишли курсаткичлардан тузилса, шунчалик улар ривожланиш тенденцияси яққолроқ акс этдиради. Шу билан бир қаторда бирор даврий қатор олиб қаралганда, унинг кейинги даражалари олдинги даражаларини ўз ичига олмайди, шу жиҳатдан улар эркин ўзгарувчанликка эга ва уларни кўшиш мумкин. Бундан фарқли ўларок, моментли қатор даражалари бир-бирига боғлиқ бўлиб, кейингиси олдингисини тўла ёки қисман ўз ичига олади. Шунинг учун уларни кўшиш натижаси иқтисодий мазмундан холидир.

Шундай қилиб, моментли ва даврий қаторлар бир-биридан қуйидаги хусусиятлари билан фарқ қилади:

1. Агар моментли қаторда ҳар бир даража ўрганилаётган ҳодисанинг айни пайтдаги ҳолатини, миқдорини ифодаласа, даврий қаторларда ҳар бир даража маълум давр ичидаги ҳодиса миқдорини таърифлайди. Шунинг учун ҳам даврий қатор даражаси даврларнинг катта-кичиклигига боғлиқ;

2. Моментли қатор даражаларини кўшиш натижаси иқтисодий мазмунга эга эмас, чунки улар бир-бирини тўла ёки қисман такрорлайди. Даврий қатор даражаларини кўшиш эса реал маъноли курсаткич беради ва шу асосда янги қатор тузиш мумкин;

3. Моментли ва даврий қаторларда ўртача даражалар ҳар хил усулда аниқланади.

Динамика қаторларини моментли ёки даврий кўринишда тузиш ихтиёрий иш бўлмасдан, балки ўрганилаётган ҳодисанинг моҳиятига, унинг миқдорини аниқлаш усулига боғлиқдир.

Динамика қаторларини бошланғич мутлақ миқдорлар ва ҳосилавий кўрсаткичлар асосида тузиш мумкин. Ҳосилавий кўрсаткич қаторлари деганда мутлақ миқдорларни қайта ишлаш натижасида олинган нисбий ва ўртача миқдорлар асосида тузилган қаторлар тушунилади. 11.1-жадвалдаги пахта ҳосилдорлиги ва 11.3-жадвалдаги истеъмол баҳолари индексларидан тузилган қаторлар бунга мисол бўлади.

11.2. Динамика қаторларини таҳлил қилиш кўрсаткичлари

Динамика қаторларини таҳлил қилиш жараёнида бир қатор кўрсаткичлар ҳисобланади. Бу кўрсаткичлар ўрганилаётган ҳодисанинг ўсиш ёки пасайиш тенденциясини кузатишда, айрим қонуниятларни аниқлашда жуда муҳим рол ўйнайди. Кўрсаткичларни ҳисоблаш, айириш ёки бўлиш усулида амалга оширилади. Натижада қуйидаги кўрсаткичларга эга бўлинади:

- 1) мутлақ қўшимча ўсиш (ёки камайиш);
- 2) ўсиш (ёки камайиш) коэффиенти ёки суръати;
- 3) қўшимча ўсиш (ёки камайиш) коэффиенти ёки суръати (физда);
- 4) 1% қўшимча ўсишнинг (ёки камайишнинг) мутлақ қиймати.

Бу кўрсаткичлар иккита давр даражасини таққослаш натижасида олинади. Одатда таққословчи даража сифатида қаторнинг биринчи даражаси ёки олдинги йил даражаси қабул қилиб олинади. Агар ҳар бир даража ўзидан олдинги даража билан таққосланса (масалан, таққослаш йилма-йил бўлса), у ҳолда олинган кўрсаткич *занжирсимон*, агар ҳамма даража фақат доимий битта (масалан, бошланғич) давр даражаси билан таққосланса, у ҳолда олинган кўрсаткич *ўзгармас асосли (заминий)* кўрсаткич бўлади. Юқорида қайд қилинган кўрсаткичларини батафсил кўриб чиқамиз.

1. Мутлақ қўшимча ўсиш ёки камайиш - ҳар қайси кейинги давр даражасидан бошланғич ёки ўзидан олдинги давр даражасини айириш йўли билан аниқланади.

$$\Delta_{\text{зам.}} = y_i - y_0 \text{ (базисли усул)}$$

ёки

$$\Delta_{\text{занж.}} = y_i - y_{i-1} \text{ (занжирсимон усул)}$$

Бу ерда:

- Δ — мутлақ қўшимча ўсиш ёки камайиш,
 y_i — жорий, таққосланувчи давр даражаси,
 y_0 — базис, таққосланадиган давр даражаси,
 y_{i-1} — олдинги давр даражаси.

Бу кўрсаткич таққосланувчи давр даражаси таққосланадиган давр даражасига нисбатан қанча бирликка катта (кичик) эканлигини кўрсатади. Мутлақ ўзгариш кўрсаткичи таҳлил жиҳатидан камчи-

ликлардан ҳоли эмас, чунончи у ҳодиса ўзгаришидаги интенсивликни яққол ифодаламайди. Шунинг учун ҳам динамика қаторларини таҳлил қилаётганда улар нисбий кўрсаткичларни ҳисоблаш билан тўлдирилади.

2. Ўсиш ёки камайиш коэффиценти ёки суръати (K_{y_k}) - ҳар қайси кейинги давр даражаси бошланғич ёки ўзидан олдинги давр даражасига нисбатан қанча мартаба ёки фоизга катта ёки кичик эканлигини кўрсатади. Бу кўрсаткични ҳисоблаш учун ҳар қайси кейинги давр даражасини бошланғич ёки ўзидан олдинги давр даражасига бўлиш, суръатда эса яна юзга кўпайтириш керак.

$$Ж_{зам} = \frac{y_i}{y_0} \cdot 100 \quad \text{ёки} \quad T_{зам} = \frac{y_i}{y_0} \cdot 100 \quad (\text{базисли усул}).$$

$$Ж_{занж} = \frac{y_i}{y_{i-1}} \cdot 100 \quad \text{ёки} \quad T_{занж} = \frac{y_i}{y_{i-1}} \cdot 100 \quad (\text{занжирсимон усул}).$$

Жорий давр даражасини базис давр даражаси билан таққослашдан олинган натижа 1 дан катта бўлса, у жорий давр даражаси базис давр даражасига нисбатан неча марта кўп эканлигини, суръатда эса неча фоиз ташкил этишини англатади. Агар кичик бўлса, у ҳолда жорий давр даражаси базис давр даражасининг қанча қисмини (ёки фоизини) ташкил қилишини кўрсатади. Ўсиш ёки камайиш суръати неча фоизга кўп ёки оз эканлигини аниқлаш учун қўшимча ўсиш ёки камайиш суръати аниқланади.

3. Қўшимча ўсиш (камайиш) суръати (Т) ҳам икки усулда аниқланиши мумкин. Биринчи усулда ҳар бир кейинги давр даражасидан бошланғич давр даражаси айирилиб, 100 га кўпайтирилади ва бошланғич давр даражасига бўлинади:

$$\Delta T_{зам} = \frac{(y_i - y_0) \cdot 100}{y_0} \quad \text{ёки} \quad \Delta T_{зам} = \frac{y_i \cdot 100}{y_0} - 100 \quad (\text{базисли усул}),$$

Иккинчи усулда ҳар бир кейинги давр даражасидан олдинги давр даражаси айирилиб, 100 га кўпайтирилади ва ўзидан олдинги йил даражасига бўлинади:

$$\Delta T_{занж} = \frac{(y_i - y_{i-1}) \cdot 100}{y_{i-1}} \quad \text{ёки} \quad \Delta T_{занж} = \frac{y_i \cdot 100}{y_{i-1}} - 100 \quad (\text{занжирсимон усул}).$$

Агар ўсиш ёки камайиш суръатлари ҳисобланган бўлса, у ҳолда қўшимча ўсиш (камайиш) суръатини қуйидагича аниқлаш мумкин:

$$\Delta_r = T - 100.$$

Занжирсимон қўшимча ўсиш (камайиш) суръати айрим ҳолларда ўзгармас ёки муттасил пасайиб бориш тенденциясига эга бўлиши мумкин. Аммо бундан қўшимча ўсиш сўниб бормоқда деган хулоса келиб чиқмайди. Буни исботлаш мақсадида 1% қўшимча ўсиш (камайиш)нинг мутлақ қиймати деган кўрсаткич ҳисобланилади. Бунинг учун мутлақ қўшимча ўсиш қиймати занжирсимон қўшимча ўсиш суръатига бўлинади:

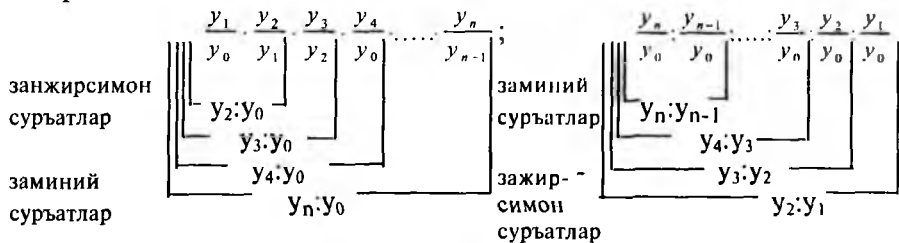
$$1 \% \text{ қиймати} = \Delta_{\text{зам}} / \Delta_{\text{занж}} = Y_{i-1} / 100$$

Қайд қилинган кўрсаткичларни ҳисоблаш тартибини Ўзбекистонда ишлаб чиқарилган электр энергия маълумотлари мисолида кўриб чиқамиз (11.4-жадвал).

Бу жадвалда 8 ва 9 - устун маълумотлари орасидаги фарқ кўшимча ўсиш суръатларини ҳисоблашдаги бутунлаштириш натижасидир.

Занжирсимон ўсиш ва кўшимча ўсиш суръатларининг айрим йиллар бўйича гоҳ пасайиб, гоҳ кўпайиб туришига қарамай, Ўзбекистонда электр энергия ишлаб чиқариш 1% кўшимча ўсишининг қиймати деярлик ўзгармаяпти. Бундай ҳол таҳлил жараёнида бу кўрсаткичларни биргаликда қўллаш лозимлигини тақозо қилади.

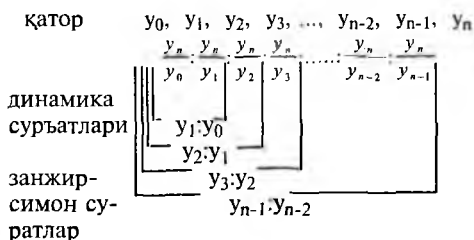
11.4-жадвалда (4^{чи} ва 5^{чи} устунлар) тасвирланган ўсиш суръатларини ҳисоблаш тартибидан келиб чиқадики, занжирсимон усулда уларни аниқлаётганда бўлинувчи (таққосланувчи даражалар) ҳам, бўлувчи ҳам кетма-кет ўзгарувчан давр даражаларида қаралади, заминий усулда эса бўлувчи ўзгармас даражада олинади. Шунинг учун занжирсимон ва заминий ўсиш суръатлари орасида ўзаро боғланишлар мавжуд: занжирсимон суръатлар кўпайтмаси заминий кўрсаткичга тенг ва аксинча, заминий суръатларнинг бир-бирига нисбати занжирсимон кўрсаткичга тенг. Бу ўзаро боғланишлар қуйида яққол назарга ташланади.



11.1. тарх. Занжирсимон ва заминий динамика суръатлари орасидаги ўзаро боғланишлар.

Динамика суръатларини бошқачароқ кўринишда ҳам ҳисоблаш мумкин. Бу ҳолда бўлинувчи ўзгармас жорий давр даражасида, бўлувчи эса кетма-кет яқиндан олисроқ даврларга қараб ўзгарувчан даражаларда олинади. Бундай тартибда динамика суръатларини ҳисоблаш натижалари жорий давр кўрсаткичи яқинроқ ва олисроқ давр даражаларига нисбатан қанча марта катта ёки кичик эканини (фоизда ифодаланганда қанча фоиз ташкил этишини) кўрсатади. Масалан, юқоридаги мисолимизда Ўзбекистонда электр энергия ишлаб чиқариш 2000 йилда 1998 йилга нисбатан 1,1% $((46,4 \cdot 100) / 45,9 = 101,1\%)$ ошган, 1996 йилга қараганда эса 2,2% кўпайган $((46,4 \cdot 100) / 45,4 = 102,2\%)$.

Бундай тартибда аниқланган динамика суръатларидан занжирсимон суръатларни топиш мумкин. Бунинг учун олисроқ даврга нисбатан ҳисобланган кўрсаткичлар яқинроқ даврга нисбатан ҳисобланганига бўлинади:



Масалан, Ўзбекистонда электр энергия ишлаб чиқариш 2000 йилда 1997 йилга нисбатан 100,9%, 1996 йилга нисбатан эса 102,2 % ни ташкил этган. Демак, 1997 йилда 1996 йилга нисбатан у 1,3% ошган ($102,2 \cdot 100 : 100,9 = 101,3\%$).

Ўзгармас бўлинувчи динамика суръатларига асосан заминий ўсиш суръатларини топиш мумкин. Бунинг учун бошланғич даврга нисбатан ҳисобланган нисбий кўрсаткични ҳар бир тегишли яқинроқ даврга нисбатан ҳисобланганига бўлинади

$$\frac{y_n}{y_0} : \frac{y_n}{y_{n-1}} = \frac{y_{n-1}}{y_0}; \quad \frac{y_n}{y_0} : \frac{y_n}{y_3} = \frac{y_3}{y_0}; \quad \frac{y_n}{y_0} : \frac{y_n}{y_2} = \frac{y_2}{y_0}; \quad \frac{y_n}{y_0} : \frac{y_n}{y_1} = \frac{y_1}{y_0};$$

Масалан, 2000 йилда 1995 йилга нисбатан электроэнергия ишлаб чиқариш 98,5% ни ташкил этган эди, 1998 й. нисбатан эса 102,0%. Демак, 1998 йилда 1995 йилга нисбатан у 96,6% ташкил этган ($98,5 \cdot 100 : 102,0$).

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисаларнинг айрим даврларда ривожланиши тезлашиш суръатларига эга бўлиши мумкин. Масалан, Ўзбекистонда ойна ишлаб чиқариш йиллик суръатлари (оддинги йилга нисбатан) 1996 йилда 137,1%, 1997 йилда 175,4%, 1998 йилда 150,7% ташкил этган. Бундай ҳолларда йил сайин ўсиш суръатлари билан бир қаторда ривожланишнинг тезланиш суръатларини ҳисоблаш таҳлилини чуқурлаштиришга, динамик маълумотларнинг янги қирраларини ёритишга ёрдам қилади. Уларни муайян занжирсимон ўсиш суръатларидан олдингисини айтириш ёки унга бўлиш йўли билан аниқлаш мумкин. Биринчи ҳолда ўсиш суръати қанча пунктга жадаллашгани, иккинчисида эса у неча марта ёки фоизга илдамлашгани, яъни жадаллашиш тезлиги келиб чиқади. Мисолимизда 1996 йилга қараганда 1997 йилда Ўзбекистонда ойна ишлаб чиқаришнинг ўсиш суръати 38,3 пунктга ($175,4 - 137,1$) жадаллашган ёки 1,28 марта ($175,4 : 137,1$) тезлашган. 1998 йилда эса 1997 йилга нисбатан ўсиш суръати 24,7 ($150,7 - 175,4$) пунктга ёки 14% ($150,7 \cdot 100 : 175,4 = 86\%$) секинлашган.

Иқтисодий юксалишни таъминлашда айрим тармоқларни ёки ҳодисаларни бошқаларига нисбатан тезкорлик билан ривожлантириш муҳим аҳамият касб этади. Масалан, иш ҳақиға нисбатан меҳнат унумдорликнинг тезроқ ўсиши кенгайтирилган такрор ишлаб чиқаришни таъминловчи муҳим шарт-шароит ҳисобланади. Шунинг учун

ҳам иш ҳақи ва меҳнат унумдорлиги динамикасини таҳлил қилишда бу масалага алоҳида эътибор берилади. Бундай ҳолларда илдамланиш (тезланиш) суръатлари ҳисобланади, яъни тезроқ ривожланиши лозим бўлган ҳодиса ўсиш суръати бошқасиники билан таққосланади. Масалан, корхонада 2000 йилда 1999 йилга қараганда меҳнат унумдорлиги 8,3%, иш ҳақи (реал ҳисобда) эса 5,5% ошган. Демак, меҳнат унумдорлиги иш ҳақиға нисбатан 2,7% илдамроқ ўсган ($108,3 \cdot 100 : 103,5 = 102,7$).

Сифат кўрсаткичларига асосланган динамика қаторларини таҳлил қилишда назарда тутиш керакки, улар қандай шаклда - тўғри ёки тескари кўринишда тузилишига қараб, юқорида зикр этилган аналитик кўрсаткичлар, масалан, ўсиш ва қўшимча ўсиш суръатлари турлича мантиқий мазмунга эга бўлади ва бир-бирига баробар бўлмайди. Бу ерда сифат кўрсаткичлари деганда миқдорий қиймати объект (предмет)нинг бирлигига нисбатан ҳисобланадиган ҳодиса меъёри тушунилади. Улар ижтимоий-иқтисодий фаолият натижаларини, яъни мавжуд моддий, молиявий, табиий, меҳнат ресурсларидан фойдаланишни сифат жиҳатидан, самарадорлик нуқтаи назаридан баҳолаш имконини беради.

Самарадорлик кўрсаткичлари тўғри ёки тескари шаклда тузилиши мумкин. биринчи ҳолда ресурс бирлигига нисбатан олинган иқтисодий самарани, иккинчисида иқтисодий самара бирлигини ҳосил қилиш учун сарфланган ресурслар миқдорини ифодалайди. Масалан, меҳнат унумдорлиги категориясининг (меҳнатнинг вақт бирлигида маҳсулот ярата олиш қобилияти) тўғри кўрсаткичи вақт бирлигида бир ишловчи ишлаб чиқарган маҳсулот ҳажмидан иборатдир, тескари кўрсаткич эса - маҳсулотни меҳнат талабчанлиги деб аталиб, маҳсулот бирлигига сарфланган меҳнат ҳажмини ўлчайди. Биринчи кўрсаткич меҳнат унумдорлиги ўзгариши билан тўғри боғланишда, иккинчиси эса тескари йўналишда ўзгаради. Масалан, эски станокдан фойдаланаётган ишчи бир дона маҳсулотни яратиш учун ўртача 10 минут сарфлаётган бўлса, меҳнат унумдорлигининг тўғри кўрсаткичи бир сменада (8 соатда) ишчи яратган 48 дона маҳсулот билан ўлчанади. Янги станок қўллаш натижасида 1 дона маҳсулот меҳнат талабчанлиги 5 мартаба камайса, (яъни 2 минут сарф қилинса), у ҳолда меҳнат унумдорлиги ҳам 5 мартаба ошади ва сменада (8 соатда) ишчи 240 дона маҳсулот яратади.

Демак, тескари кўрсаткич - меҳнат талабчанликнинг камайиш сурати $2/10=0,2$, яъни ўндан икки қисми ёки 20% ни ташкил этади. Бошқача айтганда, 1 дона маҳсулот яратиш учун сарфланган меҳнат 80% га камайган. Тўғри кўрсаткич - вақт бирлигида (сменада - 8 соатда) яратилган маҳсулот ўсиш сурати $240/48=5$ мартаба ёки 500%. Шундай қилиб, меҳнат талабчанлик 80% га камайгани ҳолда, меҳнат унумдорлиги қўшимча 400% га ошган. Бунинг сабаби шундаки, юксалишдан юксалишга интилиш чегараси ресурс қайтими (самарадорлиги) кўрсаткичлари учун чексизликдан, ресурс талабчанлиги

(тескари кўрсаткич) учун эса нолдан иборатдир. Иқтисодчилар ва статистиклар самарадорликнинг тўғри ва тескари меъёрлари динамикасини таърифловчи аналитик кўрсаткичлар турлича қийматларга ва моҳиятга эга бўлишини яхшилаб ўқиб олишлари керак.

Мураккаб ҳодисалар таркибий тузилишини таърифловчи тузилмавий нисбий миқдорларга асосланган динамика қаторлари учун аналитик кўрсаткичлар ўзига хос хусусиятларга эга. Агар бир таркибий қисм (унсур) ҳиссаси 20% дан 30% гача ошса, у ҳолда мутлақ ўсиш 10 пунктдан (30%-20%) иборат деб талқин қилинади, чунки бу фоизлардан ҳисобланган қўшимча ўсиш суръатлари (фоизда ифодаланганда) 50 фоизни ($(30 \cdot 100 / 20 - 100 = 50\%)$) ташкил қилади.

Бундай ҳиссалар динамикасини ифодаловчи аналитик кўрсаткичларнинг яна бир хусусияти ҳар бир даврда барча таркибий унсурлар ҳиссалари йиғиндиси 100 га тенглиги билан боғлиқдир. Бирор қисм ҳиссасининг ўзгариши ўз-ўзидан бошқа қисмлар ҳиссаларининг ўзгаришига олиб келади, гарчи бу ҳолда уларнинг мутлақ қийматлари ўзгармасдан олдинги даражада қолган бўлса ҳам.

Бу ўз-ўзидан равшан бўлиб изоҳлашни талаб қилмаса-да, аммо минг афсуски, матбуотда уни кўйидагича талқин қилиш тез-тез учраб туради: умумий экин майдонда бугдой ва бошқа дон экинлари ҳиссасининг ошиши ижобий баҳоланиши билан бир қаторда пахта ҳиссасининг камайиши эса ёмон ҳолат сифатида изоҳланади. Гўё барча қисмлар ҳиссалари бирдай ўзгариши мумкин бўлганидек!

Ҳиссалар учун динамика кўрсаткичларининг бошқа диққатга сазовор жиҳати яна шундан иборатки, айрим қисмларнинг ҳиссалари мутлақ ҳолда пунктлар ҳисобида баббаровар ўзгарган тақдирда уларнинг нисбий ўзгариши турлича суръатлар билан намоён бўлади. Бунинг сабаби ҳиссалар ўтган даврда қандай қийматлар билан ўлчанишига боғлиқ. Агар улар кичик миқдорий ифодага эга бўлган бўлса, ўсиш ва қўшимча ўсиш суръатлари каттароқ миқдорий қиймат олади, ваҳоланки мутлақ ўзгариши бошқа қисмлар билан тенг ва ҳаттоки улардан бироз камроқ бўлса ҳам. Масалан, Ўзбекистон ялпи ички маҳсулотига қишлоқ хўжалик ҳиссаси 1998 йилда 26,4%; 2000 йилда 30,4% транспорт ва алоқа ҳиссалари эса тегишлича 6,2% ва 8,1% ташкил этган. Демак, қишлоқ хўжалик ҳиссаси 4 пунктга ёки 15,1% ошган ҳолда транспорт ва алоқа ҳиссаси 1,9 пунктга ёки 30,6% кутарилган. Транспорт ва алоқа ҳиссасининг мутлақ ўсиши қишлоқ хўжалигига нисбатан 2,1 мартаба кам бўлишига қарамасдан, қўшимча ўсиш суръати 2 мартабадан ошиқроқ бўлган. Бунинг сабаби - бу тармоқларнинг ҳиссаси 1998 йилда қишлоқ хўжалиги ҳиссасига нисбатан атиги 23,5% ташкил этган ёки 4,26 мартаба ундан кичик бўлган.

Муқобил белги динамикаси ҳарактерли хусусиятга эга. У шундан иборатки, тўпلامда бу белгига эга бўлган бирликлар ҳиссаси ортиши билан бир вақтда қолган барча бирликлар улуши ўз-ўзидан камаяди, чунки у биринчи кўрсаткични биргача (фоизда ҳисобланганда 100 гача) тўлдирмаси ҳисобланади.

Шу билан бирга муқобил ҳолатлар учун тегишли ҳиссаларнинг ўзгариш суръатлари, мутлақ ўзгаришдан фарқли ўлароқ, турлича миқдорий ифодага эга бўлади. Масалан, Ўзбекистон экспорти ҳажмида пахта толасининг ҳиссаси 1995 йилдаги 57,9% дан 2000 йилда 27,5% гача пасайган бўлиб, бошқа маҳсулотлар ҳиссаси, аксинча, 42,1% дан 72,5% гача ошган. Демак, пахта ҳиссаси 30,4 пунктга (57,9—27,5) ёки 52,5% га (100—(27,5·100/57,9)) камайган, бошқа маҳсулотлар ҳиссаси эса ўша 30,4 пунктга (72,5—42,1), аммо 72% га (100—(72,5·100/42,1)) ошган. Нисбий ўзгариш суръатларида келиб чиққан фарқ пахтага нисбатан бошқа маҳсулотлар ҳиссаси 1995 йилда кичикроқ бўлганлиги билан боғлиқдир.

11.3. Динамика ўртача кўрсаткичларини ҳисоблаш йўллари

Юқорида кўриб чиқилган кўрсаткичлар динамика қаторларини жуда содда анъанавий таҳлил қилиш воситалари ҳисобланади. Улар динамика тенденцияси ва қаторнинг ички хусусиятларини тусмоллаш йўли билан, ҳийла катта дастлабки яқинлашув хатолари билан чамалаш имконини беради. Бу кўрсаткичларда таққосланаётган даражаларгагина хос тасодифият таъсири кўпми-оз даражада ўзаро ейишади, аммо бошқаларида эса у ўз кучида қолади. Шу сабабли улар динамика тенденцияси ва хусусиятларини тўла ойдинлаштириш қудратига эга эмас. Бу мақсадлар учун ўртача динамика кўрсаткичлари хизмат қилади. Улар нафақат қисқа ва узоқроқ даврларга хос умумий ёки локал тенденцияларни белгилаш учун зарур, балки шу билан бирга трендларнинг аналитик шаклларини аниқлаш ва вақт кенглиги турлича бўлган даврлар ичидаги суръатларини қиёсий ўрганиш учун тенги йўқ восита ҳисобланади. Бундай кўрсаткичлар сафи динамика қаторининг ўртача даражаси, ўртача мутлақ ўсиш (ёки камайиш) ва тезлашиш қиймати, ўртача ўсиш ва қўшимча ўсиш суръатлари, ўртача тезланиш суръатлари ва бошқа ўртача меъёрларни ўз ичига олади. Қуйида энг муҳим кўрсаткичларни қараб чиқамиз.

Даврий қаторларда ўртача даража арифметик ўртача шаклида ҳисобланади.

Вақт оралиғи даврларда тенг бўлса, ўртача даража оддий арифметик ўртача, у турлича бўлса, тортилган арифметик ўртача кўринишида аниқланади.

Динамика қаторининг ҳарактерини эътиборга олиб унинг ўртача даражаси ҳисобланади. Даврий қаторларда у айрим даражалардан ўртача арифметик миқдор олиш йўли билан аниқланади. Бунда даврлар тенг вақт оралиқларидан иборат бўлса, ўртача даража оддий арифметик ўртача (11.1) ва вақт оралиқлари турлича бўлса тортилган арифметик ўртача кўринишида ҳисобланади:

$$\bar{y} = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_n}{n} = \frac{\sum y}{n} \quad (11.1) \text{ ёки}$$

$$\bar{y} = \frac{y_1 t_1 + y_2 t_2 + \dots + y_n t_n}{t_1 + t_2 + \dots + t_n} = \frac{\sum y t}{\sum t} \quad (11.2)$$

Динамика қаторлари кўрсаткичларини ҳисоблаш тартиби

Йил-лар	Ўзбекистонда ишлаб чиқарилган электр энергия	Абсолют кўшимча ўсиш (камайиш) млрд.кв/соат		Ўсиш ёки камайиш суръати, %		Кўшимча ўсиш (камайиш) суръати		1% Кўшимча ўсиш (камайиш)нинг абсолют киймати (млрд.кв/соат)	
		Ўсиш $(y_t - y_0)$	Занжирсимон ўсиш $(y_t - y_{t-1})$	Ўсиш $(\frac{y_t}{y_0} \cdot 100)$	Занжирсимон ўсиш $(\frac{y_t}{y_{t-1}} \cdot 100)$	Ўсиш $(\frac{y_t}{y_0} \cdot 100)$	Занжирсимон ўсиш $(\frac{y_t}{y_{t-1}} \cdot 100)$	Ўсиш $(\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} \cdot 100)$	Занжирсимон ўсиш $(\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}})$
А	1	2	3	4	5	6-4-100	7-5-100	8-3-7	9=1-100
1995	47,5	-	-	100	-	-	-	-	-
1996	45,4	45,4-47,5=-2,1	45,4-47,5=-2,1	45,4*100/47,5=95,6	45,4*100/47,5=95,6	95,6-100=-4,4	95,6-100=-4,4	-2,1/-4,4=-0,477	47,5/45,4=0,475
1997	46,0	46,0-47,5=-1,5	46,0-45,4=0,6	46,0*100/47,5=95,8	46,0*100/45,4=101,3	96,8-100=-3,2	101,3-100=1,3	0,6/1,3=0,402	45,4/46=0,454
1998	45,9	45,9-47,5=-1,6	45,9-46=0,1	45,9*100/47,5=96,6	45,9*100/46,0=99,8	96,6-100=-3,4	99,8-100=-0,2	-0,1/-0,2=0,5	46/100=0,460
1999	45,4	45,4-47,5=-2,1	45,4-45,9=-0,5	45,4*100/47,5=95,6	45,4*100/45,9=98,9	95,6-100=-4,4	98,9-100=-1,1	-0,5/-1,1=0,455	45,9/100=0,459
2000	46,8	46,8-47,5=-0,7	46,8-45,4=1,4	46,8*100/47,5=98,5	46,8*100/45,4=103,1	98,5-100=-1,5	103,1-100=3,1	1,4/3,1=0,452	46,8/100=0,468

Масалан, 11.4-жадвал маълумотларига биноан 1996-2000 йилларда Ўзбекистонда электро энергия ишлаб чиқаришнинг ўртача йиллик ҳажми

$$\bar{y} = \frac{45,4+46,0+45,9+45,4+46,8}{5} = \frac{228,5}{5} = 45,9 \text{ млрд квт/соат.}$$

11.1-жадвал маълумотларига асосан, Ўзбекистон Чор Россияси колонияси бўлган 12 йил давомида (1905-1916 й.) ўртача йиллик пахта ялпи ҳосили (5365:12) 447,1 минг т, Совет тузуми ҳукмронлик қилган 74 йил давомида 2654,4 минг т (196429:74) ва 10 йил мустақиллик даврида 3768 минг т (37680) ташкил этган. Деярлик бир аср (96 йил) давомида ўртача йиллик ялпи пахта ҳосили республика-мизда 2494,5 минг т

$$\begin{aligned} \bar{y} &= \frac{\sum yt}{\sum t} = \frac{447,1 \cdot 12 + 2654,4 \cdot 74 + 3768 \cdot 10}{12 + 74 + 10} = \frac{5365 + 196429 + 37680}{96} = \\ &= \frac{239474}{96} = 2494,5 \text{ минг т.} \end{aligned}$$

тенг бўлган.

Ўртача миқдорлардан тузилган динамика қаторлари учун ўртача даражани ҳисоблаш жараёнида текширишда кўзланган мақсад ва берилган маълумотларни ҳисобга олиш лозим. Масалан, 11.1-жадвалда пахта ҳосилдорлиги ва ялпи ҳосили ҳақидаги маълумотлар динамика қатори келтирилган. Бу ерда ҳосилдорлик бир гектар пахта майдонидан олинган ўртача ҳосилдир. Биологик нуқтаи назардан у тупроқнинг самарали унумдорлигини, гўза (ёки бошқа экиннинг) ҳақиқатда ҳосил бериш қудратини белгилайди. Шу жиҳатдан ҳосилдорлик кўрсаткичлари динамика қатори учун ўртача даража оддий арифметик ўртача миқдор кўринишида ҳисобланади: масалан, 11.1-жадвал маълумотларига кўра мустақиллик йиллари (1991-2000 й.) давомида ўртача пахта ҳосилдорлиги Ўзбекистонда 24,2 ц/га ташкил этган:

$$\bar{y} = \frac{27,0+24,8+25,0+25,6+26,4+22,4+24,1+20,9+23,7+21,8}{10} = \frac{241,7}{10} \approx 24,2 \text{ ц/га.}$$

Бу ҳолда ҳосилдорлик яккалантирилиб, бошқа боғланган кўрсаткичлардан ажратиб олиб қаралди. Аммо ҳақиқатда ўртача ҳосилдорлик даражаси ялпи ҳосил ҳажми билан экин майдонининг кўламига боғлиқдир. Ишлаб чиқаришни самарали ташкил этиш, мавжуд моддий ва бошқа ресурслардан оқилона фойдаланиш менежменти жиҳатидан ўртача ҳосилдорликни аниқлаш учун унинг таянч нуқталари бўлмиш ушбу кўрсаткичларни ҳисобга олмаслик мумкин эмас. Шунинг учун ҳосилдорлик билан бир қаторда ялпи ҳосил ёки экин майдонининг динамикаси ҳақидаги маълумотлар биргаликда ягона қатор сифатида келтирилганда ҳосилдорликнинг ўртача даражаси тортил-

ган ўртача гармоник (ялпи ҳосил маълум бўлганда)
$$\bar{y} = \frac{\sum m}{\sum \frac{m}{y}} \quad (11.3)$$

ёки тортилган арифметик ўртача миқдор (экин майдон берилганда) $\bar{y} = \frac{\sum xf}{\sum f}$ (11.4) кўринишида аниқланади. Юқоридаги мисолимизда (11.1-жадвалда) ҳосилдорлик билан бирга ялпи пахта ҳосили ҳақидаги йиллик маълумотлар берилган. Бу ҳолда ўртача ҳосилдорлик тортилган гармоник ўртача шаклида ҳисобланади.

Мисол: мустақиллик даври учун ўртача йиллик пахта ҳосилдорлиги

$$\bar{y} = \frac{\sum m}{\sum \frac{m}{y}} = \frac{4646+4128+4235+3938+3934+3350+3641+3206+3600+3002}{\frac{4646}{27,0} + \frac{4128}{24,8} + \frac{4235}{25,0} + \frac{3938}{25,6} + \frac{3934}{26,4} + \frac{3350}{22,4} + \frac{3641}{24,1} + \frac{3206}{20,9} + \frac{3600}{23,7} + \frac{3002}{21,8}} = \frac{37680}{1553,57} = 24,25 \text{ ц/га.}$$

Агар динамика қатори ҳосилдорлик билан экин майдонлардан иборат бўлса, ўртача йиллик ҳосилдорликни тортилган ўртача арифметик шаклида ҳисоблаш керак. Масалан, 1996-2000 йиллар Ўзбекистонда пахта майдони ва ҳосилдорлиги қуйидагича бўлган.

11.5-жадвал.

Ўзбекистонда пахта ҳосилдорлиги ва экин майдони динамикаси ¹⁾

Йиллар	1996	1997	1998	1999	2000
Ҳосилдорлик, ц/га	22,4	24,1	20,9	23,7	21,8
Экин майдон, минг га	1487,3	1513,1	1531,6	1517,4	1443,7

¹⁾ Манбаи: Иқтисодий йўналишлар. Ўзбекистон, январь - март, 2001 й. 22-б.

Бундан, ўртача йиллик ҳосилдорлик:

$$\bar{y} = \frac{\sum yf}{\sum f} = \frac{22,4 \cdot 1487,3 + 24,1 \cdot 1513,1 + 20,9 \cdot 1531,6 + 23,7 \cdot 1517,4 + 21,8 \cdot 1443,7}{1487,3 + 1513,1 + 1531,6 + 1517,4 + 1443,7} = \frac{16922,6}{7483,1} = 22,6 \text{ ц/га.}$$

Худди шунингдек дифференциал ёндашишни бозор иқтисодиётига оид ҳодисаларнинг бир бирлигига нисбатан ҳисобланадиган кўрсаткичлар динамика қаторлари учун ўртача даражаларни ҳисоблаш талаб қилади. Масалан, айрим товар ва хизматлар бозорида баҳолар динамикаси асосида инфляция, конъюктуравий тебранишлар, мавсумийлик таъсири каби масалаларни ўрганиш учун қаторларнинг ўртача баҳо даражасини аниқлаш зарурияти туғилса, у ҳолда уни оддий арифметик ўртача шаклида ҳисоблаш керак. Аммо баҳолар динамикасини истеъмол ёки ишлаб чиқариш саватига, молиявий фаолият натижаларига таъсири жиҳатидан ўрганиш учун қаторнинг ўртача баҳо даражасини аниқлаш талаб қилинса, у ҳолда баҳолардан ташқари маҳсулотларни сотиш ҳажми ёки тушум ҳақидаги маълумотлар келтирилишига қараб тортилган арифметик ўртача ёки тортилган гармоник ўртача қўлланади.

Моментли динамика қаторларида ўртача даража хронологик ўртача кўринишида ҳисобланади.

Моментли динамика қаторларида ўртача даража махсус йўл билан аниқланади. Бунинг учун бошланғич ва энг сўнгги қатор даражалари ярим миқдорда қолганлари эса тўла ҳолда олиниб қўшилади, сўнгра ҳосил бўлган йиғинди даражалар сонига битта

камига бўлинади, яъни:

$$\bar{y} = \frac{\frac{1}{2}x_1 + x_2 + x_3 + \dots + \frac{1}{2}x_n}{n-1} = \frac{\frac{1}{2}(x_1 + x_n) + \sum_{i=2}^{n-1} y_i}{n-1} \quad (11.5)$$

Бу формула моментли қаторнинг хронологик ўртачаси деб аталади. Мисол: 11.2-жадвал маълумотларига асосан, мустақилликнинг 10 йили давомида Ўзбекистон аҳолисининг ўртача йиллик сони

$$\begin{aligned} \bar{y} &= \frac{\frac{1}{2}20,7 + 21,2 + 21,7 + 22,2 + 22,5 + 22,9 + 23,4 + 23,8 + 24,1 + 24,5 + \frac{1}{2}24,8}{11-1} = \\ &= \frac{229,05}{10} = 22,9 \text{ млн. киши.} \end{aligned}$$

Шу жумладан, кейинги беш йил давомида у 24,12 млн. кишига тенг бўлган.

Агар айрим даврларнинг боши ва охирига маълум бўлган даражалардан ўртачалар аниқлаб, улардан оддий арифметик ўртача ҳисобласак, олинган натижа хронологик ўртачага тенгдир, яъни:

$$\bar{y} = \frac{\frac{y_1 + y_2}{2} + \frac{y_2 + y_3}{2} + \dots + \frac{y_{n-1} + y_n}{2}}{n-1} = \frac{y_1 + 2y_2 + 2y_3 + \dots + 2y_{n-1} + y_n}{2(n-1)}$$

Сурат ва махражини 2 қисқартирсак

$$\bar{y} = \frac{\frac{1}{2}y_1 + y_2 + \dots + \frac{1}{2}y_n}{n-1}$$

Ўртача мутлақ қўшимча ўсиш занжирсимон мутлақ ўсишлардан оддий арифметик ўртача ҳисоблаш йўли билан аниқланади.

Ўртача мутлақ қўшимча ўсиш занжирсимон мутлақ ўсишлардан оддий арифметик ўртача аниқлаш натижасида ҳосил бўлади. Уни заминий мутлақ қўшимча ўсишни ўрганилаётган даврлар сонига бўлиш йўли билан ҳам аниқлаш мумкин

$$\bar{\Delta y} = \frac{\sum \Delta y}{n} = \frac{y_n - y_0}{n} \quad (11.6)$$

Мисол: 11.4-жадвал маълумотларига кўра:

$$\bar{\Delta y} = \frac{-2,1 + 0,6 + (-0,1) + (-0,4) + 1,3}{5} = -0,140 \text{ млн. квт / соат}$$

$$\bar{\Delta}_y = \frac{46,8-47,5}{5} = \frac{-0,7}{5} = -0,14 \text{ млрд. квт/соат.}$$

Демак, 1996-2000 йилларда Ўзбекистонда электро энергия ишлаб чиқариш ўртача ҳар йили 140 млн. квт/соатга камайган.

Ўртача мутлақ қўшимча ўсишни (11.6) формула ёрдамида ҳисоблаётганда шуни ҳисобга олиш керакки, бу формуладан даражалар кучли тебранишга эга бўлмаган тақдирда фойдаланиш мумкин. Агар уларда кучли тебраниш кузатилса, дастлаб тебранишлардан умумий тенденция (тренд)ни ажратиб олиш керак (ҳисоблаш тартиби 11.4 бўлимида баён этилади.)

Ўртача қўшимча ўсиш даражасини тўғри талқин этиш учун бу кўрсаткич иккита вақт бирликларини кўрсатишни тақозо этади: 1) ҳисоблаш вақтининг кенглиги (мисолимизда 5 йил — 1996—2000 йиллар); 2) ҳисоблаш қандай вақт бирлигига нисбатан амалга оширилиши — мисолимизда ўртача бир йил. Беш йиллик давр учун ўртача йиллик, чорак йиллик, ойлик ва кунлик мутлақ ўсишни аниқлаш мумкин.

Ўртача мутлақ тезланиш даражалари аналитик йул билан текисланган қаторлар учун ҳисобланади.

Ўртача мутлақ тезланиш миқдори амалиётда кам қўлланади. У ишонарли бўлиб чиқиши учун ҳатто даражалар кучсиз тебранишга эга бўлганда ҳам дастлаб иккинчи тартибли парабола асосида қатор даражаларини текислаш талаб қилинади. Сўнгра ўртача мутлақ тезланиш, ўртача мутлақ ўсишга ўхшаб, айрим даврлардаги мутлақ тезланиш миқдорлари йиғиндисини даврлар сонига бўлиш йўли билан аниқланади. Бу кўрсаткични тақрибий ҳисоблаш асоси қилиб кўп йиллик ўртача даражалардан иборат динамика қаторларини олиш мумкин, чунки улар йиллик даражаларга хос тебранишлардан холи бўлади.

Мисол: 11.1-жадвал маълумотларига биноан, Ўзбекистонда Совет тузуми ҳукмронлик қилган 15 йиллик даврларда ўртача йиллик пахта ишлаб чиқариш ҳажми куйидагича бўлган.

11.6-жадвал.

Ўзбекистонда 15 йиллик даврларда ўртача йиллик пахта ишлаб чиқариш кўрсаткичлари

	1916-1930	1937-1945	1946-1960	1961-1970	1976-1990
Ўртача йиллик ялпи ҳосил (минг т)	297,1	1120,1	2384,3	4148,9	5144,8
Ўртача йиллик мутлақ ўсиш (млн.т., олдинги даврга нисбатан)	-	823,0	1264,2	1772,3	995,9
Ўртача йиллик мутлақ тезланиш (млн.т., олдинги даврга нисбатан)	-	-	441,2	508,1	-776,4

Динамика ўртача суръатлари турли усуллар ёрдамида аниқланади. Кўпинча геометрик ўртача қўлланади.

Демак, 1946-1960 йилларда ўртача йиллик пахта ялпи ҳосилининг ўсиши 1937-1945 й.й. нисбатан 441,2 минг т., 1961-1975 й.й. эса 1946-1960 й.й. нисбатан 508,1 минг т. тезлашган. Аммо 1976-1990 йилларда олдинги 15 йиллик даврга нисбатан, аксинча, ўртача ялпи ҳосил 776,4 минг т камайган.

Динамика қаторларининг тенденцияларини аниқлаш ва уларни қиёсий таҳлил қилишда динамика ўртача суръатларини ҳисоблаш жуда муҳим аҳамият касб этади. Бу кўрсаткични топишнинг энг аниқ усули динамика қаторларини экспонентлар (кўрсаткичли функция $Y = fa^x$) бўйича текислаш натижаларига асосланади.

Қатор даражалари бир маром ва йўналишда ўзгарса, ўртача динамика суръати занжирсимон ўсиш суръатларидан геометрик ўртача ҳисоблаш йўли билан аниқланади:

$$\bar{K} = \sqrt[n]{K_1 \cdot K_2 \cdot \dots \cdot K_n} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n K_i} \quad (11.7)$$

Бу ерда: K_i - занжирсимон ўсиш суратлари;
 n - уларнинг сони.

Масалан, 11.6-жадвалга асосан пахта ялпи ҳосилининг ўртача йиллик занжирсимон ўсиш суръатлари: 1937-1945 й.й. — 3,77, 1946-1960 й.й. — 2,13, 1961—1975 й.й. — 1,74 ва 1976—1990 й.й. — 1,24. Булардан

$$\bar{K} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n K_i} = \sqrt[4]{3,77 \cdot 2,13 \cdot 1,74 \cdot 1,24} = \sqrt[4]{17,32} = 2,04.$$

Демак, Совет тузуми ҳукумронлик даврида Ўзбекистонда ўртача йиллик ялпи пахта ҳосили ҳар 15 йилда ўртача 2,04 марта кўпайган. Маълумки, занжирсимон ўсиш суръатлари кўпайтмаси заминий (базисли) ўсиш суръатига, яъни қаторнинг охириги даражасини бошланғич даражаси нисбатига тенг. Шунга асосан (11.7) формулани қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин:

$$\bar{K} = n\text{-}\sqrt[n]{\frac{y_n}{y_0}} \quad (11.8)$$

Бу ерда: n - қатор даражалари сони.
 Юқоридаги мисолимизда

$$\bar{K} = 4\text{-}\sqrt[4]{\frac{5144,8}{297,1}} = \sqrt[4]{17,32} = 2,04.$$

Ўртача динамика суръатини тўғри талқин қилиш учун уни ўртача кўшимча мутлақ ўсишга ўхшаб, иккита вақт бирлигидан ажралмас ҳолда қараш лозим: 1) кўрсаткич ифодаладиган вақт даври; 2) ўртача суръат ҳисобланган давр. Масалан, кейинги ўн йиллик учун ўртача йиллик ўсиш суръати, биринчи ярим йил учун ўртача ойлик ўсиш суръати ва ҳ.к.

Агар бошланғич ахборот манбаи сифатида қўшимча ўсиш суръатлари хизмат қилса, ўртача динамика (ўсиш) суратини аниқлаш учун, даставвал барча қўшимча ўсиш суратларига бир ёки 100% қўшиб уларни ўсиш суръатларига айлантириш керак, сўнгра улардан геометрик ўртача ҳисобланади ва яна бирни ёки 100% айрилади. Натижада ўртача қўшимча ўсиш (ёки камайиш) суръати ҳосил бўлади. (11.7) ёки (11.8) формулалар ёрдамида узоқ даврлар учун ўртача ўсиш ва қўшимча ўсиш суръатларини аниқлаш логарифмлар жадвалидан фойдаланишни талаб қилади. Шу сабабли махсус статистик жадвал яратилган¹. Ундан фойдаланиб ўртача йиллик ўсиш ва камайиш суръатлари осонгина аниқланади. Назарда тутиш керакки, қўшимча ўсиш суръати билан камайиш суръати бир хил миқдор билан ифодаланса, уларнинг ўртача ўзгариш суръати ҳар доим салбий талқинга эга, яъни ўртача камайишни билдиради, чунки, улар бир бирига нисбатан тескари боғланишга эгадир. Масалан, ҳосилдорлик биринчи йилда 30% кўпайиб, иккинчи йилда 30% пасайса, у ҳолда ўртача йиллик ўзгариш суръати:

$$\bar{K} = \sqrt{1,3 \cdot 0,7} = \sqrt{0,91} = 0,954$$

Демак, икки йил давомида ҳосилдорлик ўртача ҳар йили 4,6% (100%-95,4%) пасайган.

Геометрик ўртача қўлланиш шarti сифатида занжирсимон ўсиш суръатларини ўртача ўсиш суръатлари билан алмаштириш натижа-сида энг сўнги даражани бошланғич даражага нисбати ўзгармас (кон-станта) бўлиши хизмат қилади, яъни

$$K_1, K_2, \dots, K_n \Rightarrow \bar{K}_i \quad \frac{y_n}{y_0} = i = \bar{K}_i^n$$

Бу ерда: K — занжирсимон ўсиш суратлари.

Аммо айрим ҳолларда ўртача ўсиш суръатини аниқлаш шarti (мезони) қилиб бошқа функционални олиш масаласи туғилади. Жумладан мавжуд шароит бундай мезон сифатида бирор даражага Y_k нисбатан қатор даражалари йиғиндисини $\sum Y_i$ қараш зарурлигини тақозо этиши мумкин. Бу ҳолда айрим даврлар учун ўша даражага нисбатан ҳисобланган ўсиш суръатларини $K_i = \frac{y_i}{y_k}$ ўртача ўсиш суръати \bar{K} билан алмаштириш натижасида ўртача шаклини белгиловчи функционал $\bar{K} = f\left(\frac{\sum y_i}{\sum y_k}\right)$ константа, яъни ўзгармас миқдор бўлиши керак:

¹ Айрапетов А.М. Таблицы исчисления среднегодовых темпов роста, прироста и снижения. М.: Статистика, 1979 г.

$$K_1 = \frac{y_1}{y_k}, K_2 = \frac{y_2}{y_k}, \dots, K_i = \frac{y_i}{y_k} \Rightarrow \bar{K}_i \text{ шароитда}$$

функционал $f\left(\frac{\sum y_i}{y_k}\right)$ - константа $i = \overline{1, m}$

Бу ерда: Y_k — таққослаш асоси қилиб олинган даража.

Масалан, беш йил давомида яратилган ялпи маҳсулот базис даражага (ўтган беш йиллик учун ўртача йиллик ишлаб чиқариш ҳажмига) нисбатан 800% ёки бошқача сўз билан айтганда, ўртача йиллик даража базис даражага нисбатан 160% (800%:5) ташкил этиши учун маҳсулот ишлаб чиқаришнинг ўртача йиллик суръати қандай бўлиши керак? Ушбу шартни қаноатлантирадиган ўртача ўсиш суръати m тартибли парабола тенгламаси орқали аниқланади. Шунинг учун уни парабологик ўртача ўсиш сурати деб юритилади. Махсус статистикага оид адабиётда парабологик ўртача ўсиш суратини аниқлаш учун қуйидаги тақрибий формула таклиф этилган:

$$\bar{K}_{\text{параб.}} = 1 + \frac{-3}{2(m-1)} + \sqrt{\frac{9}{4(m-1)^2} + \frac{6}{m(m^2-1)} \left(\frac{\sum_{i=1}^m y_i}{y_k} - m \right)} \quad (11.9)$$

Бу ерда: m — қўшиладиган даражалар сони;

Y_k — базис (заминий) даража.

Мисолимизда, $m=5$ $\sum y_i / Y_k = 800\%$ ёки 8.

$$\begin{aligned} \bar{K}_{\text{параб.}} &= 1 - \frac{3}{8} + \sqrt{\frac{9}{64} + \frac{1}{20}(8-5)} = \\ &= 1 - 0,375 + \sqrt{0,1406 + 0,05 \cdot 3} = 1,16407 \approx 116,4\%. \end{aligned}$$

Ушбу ўртача парабологик ўсиш суратига асосан 5 йил давомида яратилган ялпи маҳсулот базис даражага нисбатан 8,069 марта кўп ($1,164 + 1,164^2 + 1,164^3 + 1,164^4 + 1,164^5 = 8,069$), яъни қониқарли яхши тақриб. Парабологик ўртача ўсиш суратлари масаласи Л.С.Казинец томонидан “Темпы роста и абсолютные приросты” (М.: Статистика, 1975 й.) деган китобда ҳар тарафлама ёритилган ва уни аниқлаш учун махсус жадвал ишлаб чиқилган¹. Бу жадвал маълумотлари қуйидаги тенгламанинг иллизини топиш йўли билан ҳисобланган

$$\bar{K} + K^2 + K^3 + \dots + K^n = \sum_{i=1}^n Y_i : Y_0. \quad (11.10)$$

Жадвалга биноан мисолимиз учун $\bar{K}_{\text{параб.}} = 116,1\%$ ва у 5 йил давомида ялпи ишлаб чиқариш базис даражага нисбатан 8,00016 марта кўплигини кўрсатади. Шундай қилиб даражалар йиғиндисининг базис даражага нисбати $\frac{\sum y_i}{y_k}$ қўшилаётган даражалар сони (n) маълум

¹ Л.С.Казинец. Темпы роста и абсолютные приросты (измерение и анализ). М.: Статистика, 1975 г. 183-187 стр.

булган ҳолда, Л.С.Казинец жадвалидан фойдаланиб, ўртача парабологик ўсиш суратини аниқлаш жуда осондир.

Агар n даврлар учун берилган мутлақ қўшимча ўсиш (ёки камайиш)га асосан ўртача ўсиш суръатини ҳисоблаш зарур бўлса, у ҳолда қуйидаги формула қўлланади

$$\bar{K} = \sqrt[n]{\frac{Y_0 + \sum_{i=1}^n \Delta_i}{Y_0}} = \sqrt[n]{1 + \frac{\sum_{i=1}^n \Delta_i}{Y_0}}. \quad (11.11)$$

Бу ерда: Y_0 — бошланғич даража;

$\sum_{i=1}^n \Delta_i$ — мутлақ қўшимча ўсишлар йиғиндиси;

$Y_n = Y_0 + \sum_{i=1}^n \Delta_i$ энг сўнги даража.

2000 йилда Ўзбекистонда 1709 минг т бензин ишлаб чиқарилган. Янги беш йилликда жами мутлақ қўшимча ўсиш 643,5 минг т бўлиши учун ўртача йиллик ўсиш суръати қанча бўлиши керак? Демак, 2005 йилдан бензин ишлаб чиқариш 2353 минг т етиши ёки 37,65% ортиши учун ўртача йиллик ўсиши суръати $\bar{K} = \sqrt[5]{1 + 0,3765} = 1,066$ ташкил этиши керак ёки ҳар йили ўртача 6,6% ошиб бориши керак. Текшириб кўрайлик:

	Ишлаб чиқариш (минг т)	Қўшимча ўсиш (минг т)
2000 й.	1709	
2001 й.	$1709 \cdot 1,066 = 1821,8$	112,8
2002 й.	$1821,8 \cdot 1,066 = 1942,0$	120,2
2003 й.	$1942 \cdot 1,066 = 2070,2$	128,2
2004 й.	$2070,2 \cdot 1,066 = 2206,8$	136,6
2005 й.	$2206,8 \cdot 1,066 = 2352,5$	145,7
	Жами	643,5

Икки қатордан бири бошланишда паст даражада бўла туриб шиддат билан ўсаётган бўлса, иккинчиси эса, аксинча, юқори даражадан бошлаб аста-секин ривожланаётган бўлса, у ҳолда биринчи қатор жўрасини қандай муддатда қувиб етиши ҳақидаги масала амалий жиҳатдан қизиқарли ҳисобланади.

Агар ривожланиш кўрсаткичи сифатида ўрта мутлақ қўшимча ўсишлар қаралса, бу масала жуда содда йўл билан ечилади. Айтайлик, биринчи қатор бошланғич (базис) даражаси $Y_{1(0)}$ ва ўртача мутлақ қўшимча ўсиши $\bar{\Delta}_1$, иккинчи қаторники эса тегишли тартибда $Y_{2(0)}$ ва $\bar{\Delta}_2$, шу билан бирга $Y_{2(0)} > Y_{1(0)}$, $\bar{\Delta}_2 < \bar{\Delta}_1$. У ҳолда биринчи қатор даражаси иккинчи қатор даражаси билан $\frac{Y_{2(0)} - Y_{1(0)}}{\bar{\Delta}_1 - \bar{\Delta}_2}$ (11.12) йилда бароварлашади.

Айни масалани тезланиш кўрсаткичлари асосида ҳам ечиш мумкин. Биринчи қаторнинг бошланғич даражаси — $Y_{1(0)}$, базис мутлақ ўзгариш миқдори — $a_{1(0)}$ ва ўртача тезланиш — v_1 , иккинчи қаторнинг тегишли кўрсаткичлари $Y_{2(0)}$, $a_{2(0)}$ ва v_2 десак, у ҳолда уларнинг даражалари бир-бири билан n йилдан сўнг тенглашади, яъни $Y_{1(n)} = Y_{2(n)}$ бунда

$$Y_{1(n)} = Y_{1(0)} + a_{1(0)} \cdot n + v_1 n^2 / 2 ; Y_{2(n)} = Y_{2(0)} + a_{2(0)} \cdot n + v_2 n^2 / 2.$$

Бу тенгламаларнинг ўнг томонларини тенглаштириб, қуйидаги ифодани оламиз:

$$Y_{2(0)} + a_{2(0)} \cdot n + v_2 n^2 / 2 = Y_{1(0)} + a_{1(0)} \cdot n + v_1 n^2 / 2$$

ёки

$$(Y_{2(0)} - Y_{1(0)}) + n(a_{2(0)} - a_{1(0)}) + n^2 \left(\frac{v_2 - v_1}{2} \right) = 0$$

$$n_{1,2} = \frac{-(a_{2(0)} - a_{1(0)}) + \sqrt{(a_{2(0)} - a_{1(0)})^2 + 4 \cdot \frac{v_2 - v_1}{2} (Y_{2(0)} - Y_{1(0)})}}{2 \cdot \frac{v_2 - v_1}{2}} \quad (11.13)$$

Изланаётган n муддат ушбу квадратик тенгламанинг илдизидан иборатдир. Масалан, қуйидагилар берилган, деб фараз қилайлик:

$$Y_{1(0)} = 1000 \quad a_{1(0)} = 80 \quad v_1 = 4$$

$$Y_{2(0)} = 800 \quad a_{2(0)} = 56 \quad v_2 = 5$$

У ҳолда:

$$- 200 - (-14) n + 0,5 n^2 = 0$$

бундан:

$$n_{1,2} = \frac{14 + \sqrt{196 + 400}}{2 \cdot 0,5} = 14 \pm 24,4.$$

Демак, даражаси бўйича иккинчи қатор биринчисини 38,4 йилдан сўнг қувиб етади. 10,4 йил олдин эса қатор даражалари баровар бўлган. Уларнинг келажакда тенглашадиган даражаси 3510 бўлади, илгари эса у 192 га тенг бўлган.

Даражаси бўйича қаторларнинг тенглашиш муддатини ўртача ўсиш суръатлари асосида ҳам аниқлаш мумкин.

Бу ҳолда $Y_{2(0)} \cdot K_2^n = Y_{1(0)} \cdot K_1^n$ тенгликка эга бўламиз. Бу тенгликни логарифмласак, қуйидаги ифода ҳосил бўлади:

$$n \log K_2 + \log Y_{2(0)} = n \log K_1 + \log Y_{1(0)}$$

Бундан:

$$n(\log K_2 - \log K_1) = \log Y_{1(0)} - \log Y_{2(0)}$$

$$n = \frac{\log Y_{1(0)} - \log Y_{2(0)}}{\log K_2 - \log K_1} \quad (11.14)$$

Амалда (11.14) формуладан фойдаланаётганда сурати ва махражидаги логарифмларнинг катта қийматидан кичиги айирилади. Масалан, биринчи қаторда $Y_{1(0)} = 600$; $\bar{K}_1 = 1,09$, иккинчи қаторда $Y_{2(0)} = 200$; $\bar{K}_2 = 1,2$ десак, у ҳолда

$$n = \frac{\log 600 - \log 200}{\log 1,2 - \log 1,09} = \frac{6,39693 - 5,29832}{0,18232 - 0,08618} = \frac{1,09862}{0,09614} = 11,43 \text{ йил.}$$

Демак, даражаси бўйича қаторлар 11.4 йилдан сўнг тенглашади ва бу даража 1598,44 тенг бўлади.

11.4. Динамика тенденцияларини аниқлаш усуллари

Ушбу боб бошида таъкидлаб ўтилганидек, динамика қаторлари учун турли кўринишдаги тебранишлар ва тенденциялар хос: узоқ муддатли (асрий) ёки қисқа муддатли, циклик ёки мавсумий ва ҳ.к.

Инглиз тилида тенденция the trend деб аталади. Тенденция сўзи лотинча tandem сўзининг немисча tendenz талаффузидан олинган бўлиб, ҳаракат ёки фикрлар йўналиши, бирор ҳодиса ривожланишида кузатиладиган йўналиш, бирор кимса ёки нарсага хос майл, интилиш, мойиллик деган луғавий маъноларга эга.

Узоқ муддатли тренд ёки тенденциялар асрий тенденциялар номи билан ҳам юритилади.

Умуман тенденцияларни аниқлашнинг турли усуллари мавжуд. Улар орасида энг оддийси кўрсаткич даврини узайтиришдан иборат.

11.4.1. Кўрсаткич даврини узайтириш усули

Динамика тенденциясини аниқлашнинг энг содда усули қатор даражалари даврини узайтиришдир.

Бу ҳолда кетма-кет жойлашган қатор даражалари тенг сонда олиб қўшилади, натижада узунроқ даврларга тегишли даражалардан тузилган янги ихчамлашган қатор ҳосил бўлади. Масалан, динамика қатори беш кунлик ишлаб чиқариш кўрсаткичлари

рига эга бўлса, ёнма-ён даражаларни қўшиб, декадалик ёки ойлик ёки чорак, йиллик ва ҳ.к. даврларга тегишли кўрсаткичлар ҳисоблаш мумкин, натижада даражалар сони қисқарган янги қатор шаклланади. Бошланғич даражаларни қўшиш натижасида тасодифий тебранишлар йўқотилиб, умумий тенденция намоён бўлади. Бу усул тебранувчан даражали узун қаторларни текислаб, уларни ихчамлаштириш зарурияти туғилганда қўлланади.

11.1-жадвалда бир асру 20 йиллик давр учун йилма-йиллик Ўзбекистонда пахта ялпи ҳосили ва ҳосилдорлиги ҳақидаги маълумотлар келтирилган эди. Ўз-ўзидан равшанки, динамика қатори ҳаддан ташқари узун ва кучли тебранувчанликка эга бўлган даражалардан тузилган. Шунинг учун умумий тенденцияни аниқлаш мақсадида ўн йиллик маълумотлар қўшилиб, қуйидаги қатор ҳосил қилинган.

Ўзбекистонда пахтачиликнинг ривожланиши.

Кўрсаткичлар	Ўн йилликлар									
	1901-1910	1911-1920	1921-1930	1931-1940	1941-1950	1951-1960	1961-1970	1971-1980	1981-1990	1991-2000
Ялпи пахта ҳосили (минг т.)										
Ўртача йиллик ҳосилдорлик (ц/га)	2670	3947	3445	12050	12690	27827	37761	50388	51256	37680
	15,5	10,1	7,9	12,5	12,5	20,7	23,4	28,2	25,9	24,1

Демак, ўн йиллик даврлар давомида Ўзбекистонда пахтачилик юксалиш тенденциясига эга: ялпи ҳосил ҳам, ўртача ҳосилдорлик ҳам барқарор ўсган.

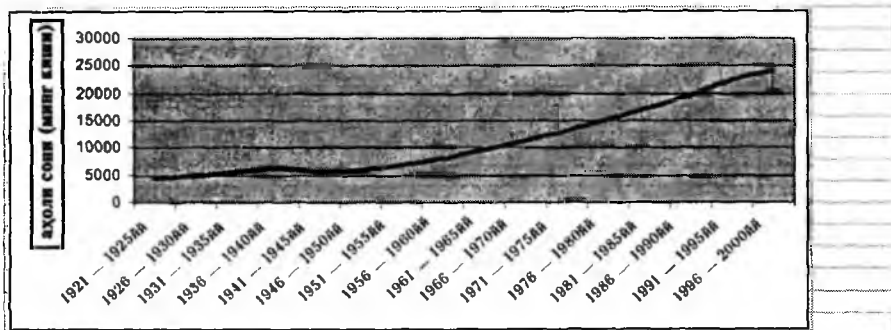
11.2-жадвал маълумотлари асосида хронологик ўртача формуласи ёрдамида ҳар беш йиллик учун ўртача йиллик Ўзбекистон аҳоли сони ҳисобланган, олинган натижалар ва улар асосида тузилган динамика куйида келтирилган.

11.8-жадвал.

Ўзбекистон аҳолисининг усиши

	Беш йилликлар							
	1921-1925	1926-1930	1931-1935	1936-1940	1941-1945	1946-1950	1951-1955	1956-1960
Аҳоли ўртача йиллик сони (минг киши)	4378	4955	5618	6265	5651	5934	6893	7997
	Беш йилликлар							
	1961-1965	1966-1970	1971-1975	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000
Аҳоли ўртача йиллик сони (минг киши)	9569	11261	13163	15180	17285	19651	22400	24120

Аҳоли ривожланиш қонуниятини яққоллаштириш мақсадида бу маълумотларни графикда тасвирлаймиз (11.1-график).



11.1-график. Ўзбекистон аҳолисининг ўртача беш йиллик даврлар буйича усиши.

Динамика тенденциясини қатор даражасининг даврини узайтириш йўли билан аниқлаш усули жиддий камчиликларга эга. Авваламбор, бу ҳолда бошланғич даражалар йўқолиб, уларнинг ўрнига янги узунроқ даврга тегишли даражалар ҳосил бўлади. Бу эса кутилмаган салбий оқибатларга олиб келиши мумкин. Бошланғич даражаларни қушиш натижасида нафақат тасодифий ҳолат билан боғлиқ тебранишлар текисланади, балки шу билан бир қаторда уларнинг табиатига хос хусусиятлар ҳам “умумий қозонда” аралашиб кўринмай қолади. Ваҳоланки динамика қаторларини таҳлил қилишда кўзланган асосий мақсад динамикани шакллантирувчи асосий ички боғланиш ва хусусиятларни тасодифият таъсиридан “тозалаб” соф ҳолда кўрсатишдан иборатдир.

Шундай қилиб, қатор даражалари тегишли даврини узайтириш усули динамика тенденцияларини аниқлаш масаласига дастлабки тақрибий ёндошиш йўли сифатида қараш ва талқин этиш тўғрироқ бўлади.

11.4.2. Сирғанчиқ ўртача даражаларни ҳисоблаш

Бу усулнинг моҳияти шундаки, динамика қаторининг ҳақиқий даражалари асосида сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисоблаб, улардан текисланган қатор тузилади ва натижада тренд яққоллашади.

Сирғанчиқ ўртача — бу қатор даражаларини бирин-кетин маълум тартибда суриш йўли билан ҳисобланган ўртача даражадир.

Сирғанчиқ ўртача даражалар қатор кўрсаткичларидан доимо тенг сонда олиб, улардан оддий арифметик ўртача ҳисоблаш йўли билан аниқланади. Уларни тоқ ёки жуфт сонда олинадиган қатор кўрсаткичлари асосида ҳисоблаш мумкин.

Биринчи ҳолда ҳисоблаш, масалан, учта ёки бешта ва ҳ.к. тоқ сонда олинадиган даражаларга асосланади. Бу ерда энг муҳими шундан иборатки, ҳар бир давр учун сирғанчиқ ўртача даражани ҳисоблаш учун муайян давр ҳақиқий даражасидан ташқари унинг унғ ва чап ёнбағридаги кўрсаткичлардан икки томондан бир хил сонда олиб, улардан арифметик ўртача аниқланади.

11.9-жадвал.

Ўзбекистонда дон ва пахта ишлаб чиқаришнинг сирғанчиқ ўртача йиллик ҳажмлари *).

Йил-лар	Ялпи ҳосил (минг т)		Сирғанчиқ ўртача даражалар										
	Дон	Пахта	Уч йиллик				Беш йиллик						
			Давр-лар	Дон		Пахта		Давр-лар	Дон		Пахта		
				Ҳу-лама	Урта-ча	Ҳу-лама	Урта-ча		Ҳу-лама	Урта-ча	Ҳу-лама	Урта-ча	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
1989	1641	5292	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1990	1899	5058	1989-1991	5448	1816	14996	4999	-	-	-	-	-	-
1991	1908	4646	1990-1992	6064	2021	13832	4611	-	-	-	-	-	-
1992	2257	4128	1991-1993	6307	2102	13009	4336	1989-1993	9847	1969	23359	4672	
1993	2142	4235	1992-1994	6866	2289	12301	4100	1990-1994	10673	2135	22005	4401	
1994	2467	3938	1993-					1991-1995	11989	2398	20881	4176	

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1995	3215	3934	1995-1994-1996	7824	2608	12107	4036	1992-1996	13630	2726	19585	3917
1996	3549	3350	1995-1997	9231	3077	11222	3741	1993-1997	15149	3030	19098	3820
1997	3776	3641	1996-1998	10540	3513	10925	3642	1994-1998	17155	3431	18069	3614
1998	4148	3206	1997-1999	11473	3824	10197	3399	1995-1999	19091	3804	17731	3546
1999	4331	3600	1998-2000	12255	4085	10447	3482	1996-2000	19720	3944	16799	3360
2000	3916	3002	-	12395	4132	9808	3269	-	-	-	-	-

*) **Манбалар:** 1993 йилда Ўзбекистон Республикаси халқ ҳўжалиги статистик йилнома, Т.: Меҳнат - 1995 й. 423 - б.

Ўзбекистон иқтисодий йўналишлари, январ - март, 2001 й. Tacis нашриёти, Т.: 2001, 22 б.

Эслатма: Бу жадвал 5-нчи ва 7-нчи устундаги сонлар 4-нчи устунда кўрсатилган йилларга (3 йил) тегишли 2-нчи ва 3-нчи устундаги сонларни кўшиш натижалари, 6-нчи ва 7-нчи устундаги сонлар эса уларни 3 га бўлишдан ҳосил бўлган 10-нчи ва 12-нчи устундаги сонлар 9-нчи устунда кўрсатилган йиллар (5 йил)га тегишли 2-нчи ва 3-нчи устундаги сонларнинг йиғиндиси, 11-нчи ва 13-нчи устундаги сонлар эса уларни 5 га бўлиш натижаларидир.

11.9-жадвал маълумотларидан кўриниб турибдики, 5-йиллик кўрсаткичлар асосида ҳисобланган сирғанчиқ ўртача даражалар 3-йиллик ҳисоблашларга қараганда қаторни кучлироқ текислаб, динамика тенденциясини тулароқ ойдинлаштиради.

Шундай қилиб, қанчалик кўпроқ даврлар учун сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисобланса, шунчалик қатор кўрсаткичлари орасидаги тебранишлар текисланиб тренд яққолроқ кўзга ташланади.

11.4.3. Марказланган сирғанчиқ ўртача даражаларни ҳисоблаш

Жуфт даражалардан ҳисобланган ўртача марказланган сирғанчиқ ўртача деб аталади.

Сирғанчиқ ўртача даражаларни аниқлаш жараёнида даврлар сони тоқ бўлса, ҳисоблаш натижалари уларнинг ўртасидаги даврга тегишли бўлишини юқорида кўриб чиқдик. Аммо даврлар сони жуфт бўлса, у ҳолда ҳисоблаш натижаларини жойлаштириш ма-

саласи бирмунча мураккаблашади. Бу ҳолда улар жуфт даврлар марказида ўрин эгаллаши керак ёки бошқача айтганда, ҳар бир жуфт даврлар оралиғидаги марказий нуқта сифатида қаралиши лозим. Масалан, юқоридаги (11.9-жадвал) маълумотларга асосан тўрт йиллик даврлар учун дон ишлаб чиқариш сирғанчиқ ўртача даражаларини ҳисобласак, у ҳолда улар динамика қаторида куйидагича тегишли жуфт йиллар оралиғида жой эгаллайди (11.10-жадвалга қаранг).

11.10-жадалнинг 3-нчи устундаги рақамлар ёзилишига ёнтибор беринг, ундаги маълумотлар 1990 йилдан бошлаб иккита ёнма-ён

йиллар ўртасига ёзилган. Масалан, 1989-1992 й.й. ялпи ҳосиллари йиғиндиси ($1641+1899+1908+2257=7705$) тўртга бўлиниб ($7705:4=1926$), олинган натижа 1926 1990 й. билан 1991 й. оралиғига ёзилган. Сўнгра 1990-1993 й.й. ялпи ҳосиллари йиғиндиси ($1899+1908+2257+2142=8206$) ҳам тўртга бўлиниб ($8206:4=2052$), олинган натижа 2052 1991 й. билан 1992 й. оралиғига ёзилган. Худди шунингдек, бир йилга силжиган даврлар учун ялпи ҳосил йиғиндилари тўртга бўлиниб, олинган натижалар тегишли иккита ёнма-ён йиллар оралиғига ёзилган. Энг сўнгида 1997-2000 й.й. ялпи ҳосиллар йиғиндиси ($3776+4148+4331+3916=16171$) тўртга бўлиниб, ($16171:4=4043$), олинган натижа 1998 й. билан 1999 й. оралиғига қайд қилинган.

11.10-жадвал.

Ўзбекистонда дон ишлаб чиқаришнинг тўрт йиллик сирғанчиқ ўртача йиллик ҳажмлари (минг тонна)

Йиллар	Ялпи ҳосил	4-йиллик сирғанчиқ ўртача даражалар	Марказланган сирғанчиқ ўртача даражалар
1	2	3	4
1989	1641	-	-
1990	1899	1926	-
1991	1908	2052	1989
1992	2257	2194	2123
1993	2142	2520	2357
1994	2467	2843	2682
1995	3215	3252	3048
1996	3549	3672	3462
1997	3776	3951	3862
1998	4148	4043	3997
1999	4331	-	-
2000	3916	-	-

1989-2000 йилларда Ўзбекистонда дон ишлаб чиқариш кўрсаткичлари қаторини таҳлил қилиш учун кейинчалик ушбу тўрт йиллик даврлар учун ҳисобланган сирғанчиқ ўртача даражаларни тегишли ҳақиқий кўрсаткичлар билан биргаликда қарашга тўғри келади. Шунинг учун марказланган сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисобланади. Улар сирғанчиқ ўртачаларнинг ҳар бир жуфт қийматларидан ўртача топиш йўли билан аниқланади. Масалан, 1990 й. ва 1991 й. ҳамда 1991 й. ва 1992 й. оралиғига ёзилган сирғанчиқ ўртачалар қийматларидан ўртача ҳисоблаб 1991 й. марказланган сирғанчиқ ўртача даражаси деб қаралади, яъни $(1926+2052)/2=1989$. Худди шунингдек ёнма-ён жуфт

йиллар оралиғидаги сирғанчиқ ўртача миқдор қийматларидан ҳам тегишли ўртача миқдорлар ҳисоблаб кетма-кет тартибда кейинги йилларга марказланган сирғанчиқ ўртача даража қилиб ёзилали. жумладан охири жуфт сирғанчиқ ўртача даражалар қийматлари 3951 ва 4043 қўшиб иккига бўлишдан олинган натижа (3997) 1998 йилнинг марказланган сирғанчиқ ўртача даражасини белгилайди.

Марказланган сирғанчиқ ўртача — бу хронологик ўртача бўйича ҳисобланган сирғанчиқ ўртачадир.

Энди бу марказланган сирғанчиқ ўртача даражалардан тренд истиқболини ҳисоблашда фойдаланиш мумкин.

Трендни марказланган сирғанчиқ ўртача даражалар йўли билан ҳисоблаш аниқлаш масаласи якунида шунга эътиборни жалб қилмоқчимизки, бу усул туб моҳияти

жиҳатидан тоқ сонда олинган даражалардан хронологик ўртача ҳисоблашга асосланади. Ҳақиқатда ҳам юқоридаги мисолимизда биринчи сирғанчиқ ўртача бошланғич даражадан бошлаб тўртта қатор ҳадлари йиғиндисини тўртга бўлиш йўли билан аниқланди, яъни

$\bar{Y}_1 = \frac{Y_1 + Y_2 + Y_3 + Y_4}{4}$, иккинчиси эса иккинчи даражадан бошлаб яна тўртта қатор ҳадлари йиғиндисини тўртга бўлиш натижасида олинади, яъни $\bar{Y}_2 = \frac{Y_2 + Y_3 + Y_4 + Y_5}{4}$, сўнгра улардан оддий арифметик ўртача ҳисоблаб, биринчи марказланган сирғанчиқ ўртача даража топилди,

яъни $\hat{Y}_1 = \frac{\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2}{2}$. Бу тенгликдаги $\hat{Y}_1 = \frac{\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2}{2} \bar{Y}_1$ ва \bar{Y}_2 лар ўрнига уларнинг тенг ифодаларини қўйсақ, у ҳолда бешта даражалардан ҳисобланадиган хронологик ўртача формуласи ҳосил бўлади, яъни

$$\bar{Y}_1 = \frac{Y_1 + Y_2 + Y_3 + Y_4 + Y_2 + Y_3 + Y_4 + Y_5}{2 \cdot 4} = \frac{Y_1 + 2Y_2 + 2Y_3 + 2Y_4 + Y_5}{2(5-1)} \quad (11.4.1.)$$

Бошқа марказланган сирғанчиқ ўртача даражалар ҳам худди шундай тартибда аниқланади.

Юқорида зикр этилганлардан ва жумладан формула (11.4.1.) дан қуйидаги муҳим хулоса келиб чиқади: марказланган сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисоблаш усули оддий сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисоблаш усулидан нафақат шаклан фарқ қилади, балки шу билан бирга мазмунан афзалликка эга бўлиб, трендларни аниқроқ ифодалаш имконини беради. Маълумки ҳаётда динамика қаторининг ҳар бир даражаси ёнидаги даражалардан кўпроқ боғлиқликка эга, олисдагилар унга кам таъсир этади. Аммо сирғанчиқ ўртача даражаларни оддий арифметик ўртача ёрдамида ҳисоблаганда, бу алҳақлик ҳисобга олинмайди, чунки барча ўртачани шакллантирувчи даражалар бир хил вазнда олинади. Марказланган сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисоблашда эса, марказий ва унинг ёнбағридаги кўрсаткичлар олис давр кўрсаткичларига нисбатан 2 марта оғирликда қаралади. Демак, бу усул трендни аниқроқ намоён бўлишини таъминлайди, чунки у даврлар орасидаги ҳақиқий ўзаро боғланиш кучларини ҳисобга олади.

11.4.4. Динамика трендини кичик квадратлар (ёки аналитик) усулда аниқлаш

Динамика тенденциясини аниқлаш мақсадида қаторларга ишлов бериш усуллари ичида энг мукаммали тренд тенгламасини тузиш ва унга асосан текисланган даражаларни ҳисоблашдир.

Бу ҳолда дастлаб ҳақиқий қатор маълумотларига қараб ривожланиш тенденциясини ифодалаш учун энг боп функция саралаб олинди ва у аппроксимацияловчи функция деб аталади, сўнгра бу функция кичик квадратлар усули ёрдамида ечилади, олинган натижалар асосида эса текисланган қатор тузилади. Бошқача айтганда, тренд аниқлаш масаласи шундан иборатки, қатор даражаларини вақт функцияси сифатида $[Y=f(t)]$ қараб, унинг ҳар бир аниқ шароитга мос шаклини аниқлаш, сўнгра берилган маълумотлар асосида кичик квадратлар усули ёрдамида ушбу функция тенгламасининг номаълум ҳадларини ҳисоблаш ва ниҳоят, олинган натижаларга таяниб қаторнинг назарий даражаларини аниқлашдир. Қуйида энг содда тренд тенгламалари келтирилган:

1) Тўғри чизиқли функция шаклидаги тенглама $\hat{Y}_t = a_0 + a_1 t$

2) Кўрсаткичли функция шаклидаги тенглама $\hat{Y}_t = a_0 \cdot a_1 t$

3) Иккинчи тартибли параболасимон тенглама $\hat{Y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$

Бу ерда: \hat{y}_t — қаторнинг назарий даражалари (“ t бўйича текисланган игрек” деб ўқилади)

t — вақтнинг шартли белгиси, одатда даврлар тартиб сони билан белгиланади, яъни $t : 1, 2, 3, \dots, n$.

a_0, a_1 ва a_2 - аналитик функция кўрсаткичлари (номаълум ҳадлари).

11.4.4.1. Тўғри чизиқли тренд тенгламаси

Қатор даражалари ўртасидаги мутлақ фарқлар деярлик ўзгармас миқдор бўлса, у ҳолда бу қатор учун тўғри чизиқли тренд характерлидир.

Қатор даражалари ўртасидаги мутлақ фарқлар (мутлақ ўсишлар) деярлик ўзгармас миқдор (константа) бўлса ёки бир биридан жуда кам тафовутланса, яъни даражалар арифметик прогрессия ёки унга яқин шаклда ўзгарса, уларнинг вақтини тўғри чизиқли функцияси деб қараш мумкин.

$$Y = a_0 + a_1 t$$

Бу изланаётган тўғри чизиқнинг a_0 ва a_1 параметрлари (тенглама номаълум ҳадлари) кичик квадрат усул ёрдамида нормал тенгламалар тизимини тузиб ечиш йўли билан аниқланади:

$$\begin{aligned} Na_0 + a_1 \sum t &= \sum Y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 &= \sum Yt \end{aligned} \quad (11.4.2)$$

Бу ерда: Y — берилган қатор даражалари;

N — уларнинг сони;

t — давр (ёки вақт momenti)нинг тартиб сони.

Вақт саногини қатор марказидан бошлаб, бу (11.4.2.) тизимни бирмунча содалаштириш мумкин. Даражалар сони тоқ бўлса, қатор ўртасидаги марказий нуқта - даврни (ой, йил ва ҳ.к.) нол деб қабул қилсак, у ҳолда ундан олдин ўтган даврлар тегишлича $-1, -2, -3$, ва ҳ.к. манфий ишорали тартиб сонлари орқали белгиланади, марказдан кейин келадиган даврлар эса $+1, +2, +3$, ва ҳ.к. мусбат ишорали тартиб сонлари билан ифодаланади. Қатор даражалари жуфт бўлса, у ҳолда қаторнинг ўртасидаги иккита давр-нуқта -1 ва $+1$ орқали, барча бошқа даврлар эса иккига кўпайиб борувчи сонлар билан ифодаланади, жумладан -1 билан белгиланган даврдан юқоридагилар $-3, -5, -7$ ва ҳ.к. манфий ишорали иккига кўпайувчи сонлар билан, пастдагилар эса $3, 5, 7$ ва ҳ.к. мусбат ишорали иккига кўпайувчи сонлар билан белгиланади. Вақт саногини нолдан бошлаганда $\Sigma t = 0$ бўлади, шунинг учун нормал тенгламалар тизими куйидаги кўринишни олади:

$$\begin{cases} Na_0 = \Sigma Y \\ a_1 \Sigma t^2 = \Sigma Yt \end{cases} \quad (11.4.3.)$$

$$\text{Бундан } a_0 = \frac{\Sigma Y}{N} = \bar{Y} \quad \text{ва} \quad a_1 = \frac{\Sigma Yt}{\Sigma t^2}$$

Ўзбекистонда пахта толаси ва ип газламасини ишлаб чиқариш мисолида тўғри чизиқли тренд тенгламасини тузиш ва қатор даражаларини текислаш тартибини кўриб чиқамиз.

11.11-жадвал.

1995 — 2000 йилларда Ўзбекистонда пахта толаси ва ип газламани ишлаб чиқариш тенденциясини тўғри чизиқли тренд асосида аниқлаш.

Йил лар	Пахта толаси					Ип газлама				
	Ишлаб чиқариш ҳажми (минг т)	Вақт шартли белгиси	t^2	Yt	Текисланган даражалар (минг т) $\hat{Y}_t = 1155,3 - 55,75t$	Ишлаб чиқариш ҳажми (млн. кв. м)	Вақт шартли белгиси	t^2	Yt	Текисланган даражалар (млн. кв. м) \hat{Y}_t
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1994	1385	-3	9	-4155	1155,3 - (-3 · 55,75) = 1322,6	-	-	-	-	-
1995	1238	-2	4	-2476	1211,0	486	-5	25	-2430	472,7
1996	1163	-1	1	-1163	1211,0	445	-3	9	-1335	438,9
1997	1125	0	0	0	1155,3	425	-1	1	-425	405,1
1998	1140	1	1	1140	1099,6	311	1	1	311	371,3
1999	1018	2	2	2036	1043,8	307	3	9	921	337,5
2000	1019	3	9	3057	988,0	355	5	25	1775	303,7
Жами	8087	0	28	-1561	8087,05	2329	0	70	-1183	2329,2

Олинган маълумотларга асосан:

а) пахта толаси учун:

$$a_0 = \frac{\sum Y}{N} = \frac{8087}{7} = 1155,3; \quad a_1 = \frac{\sum Yt}{\sum t^2} = \frac{-1561}{28} = -55,75.$$

Демак, $\hat{Y}_t = 388,2 - 16,9 t$. (11.4.4)

б) ип газламаси учун:

$$a_0 = \frac{\sum Y}{N} = \frac{2329}{6} = 388,2; \quad a_1 = \frac{\sum Yt}{\sum t^2} = \frac{-1183}{70} = -16,9.$$

Демак, $\hat{Y}_t = 388,2 - 16,9 t$. (11.4.5)

Олинган тренд модели (11.4.4. ва 11.4.5.) бўйич а қатор даражаларини текислаш натижалари 6 ва 11 устунларда келтирилган.

11.4.4.2. Кўрсаткичли функция шаклидаги тренд тенгламаси

Иқтисодиётда кенг тарқалган динамик жараёнлар орасида шундайлари тез-тез учрайдики, уларда қатор даражалари давр сайин бирдай нисбий суратлар билан ёки уларга яқин кўринишда ўзгаради. Демак, бу ҳолда ҳодисалар ривожланиши геометрик прогрессия ёки унга яқин шаклда кечади. Бундай қаторларни текислаш учун тренд тенгламаси кўрсаткичли функция шаклида тузилади. Агарда уни

$\hat{Y}_t = a_0 \cdot a_1^t$ орқали ифодаласак, у ҳолда бу ифодани логарифмлаб, тўғри чизиқли тенгламага келтириш мумкин:

$$\lg \hat{Y}_t = \lg a_0 + t \lg a_1$$

Демак, қатор даражаларини уларнинг логарифмлари билан алмаштириб, a_0 ва a_1 параметрларни уларнинг логарифмлари орқали аниқлаш мумкин. Бу ҳолда нормал тенгламалар тизими кичик квадратлар усулига биноан қуйидагича кўринишда бўлади:

$$\begin{aligned} N \lg a_0 + \lg a_1 \sum t &= \sum \lg \\ \lg a_0 \sum t + \lg a_1 \sum t^2 &= \sum t \lg \end{aligned}$$

Вақт саноғини қатор марказига кўчирсак, у ҳолда $\sum t = 0$ бўлади ва натижада нормал тенгламалар тизими:

$$\begin{cases} N \lg a_0 = \sum \lg y \\ \lg a_0 \sum t^2 = \sum t \lg y \end{cases}$$

кўринишга эга бўлади. Бундан

$$\lg a_0 = \frac{\sum \lg y}{N} \quad \text{ва} \quad \lg a_1 = \frac{\sum t \lg y}{\sum t^2}$$

Шаҳар аҳолиси сони ҳақидаги маълумотлар мисолида экспоненциал тренд тенгламасини ҳисоблаш тартибини кўриб чиқамиз.

11.12-жадвал.

1996-2002 йилларда шаҳар аҳолисининг сонини кўрсаткичли функция орқали текислаш тартиби.

Йиллар	Йил бошига аҳоли сони (минг киши) Y	Вақт шартли белгилари t	t^2	$\lg y$	$t \lg y$	$\lg \hat{Y}_t$	Текисланган аҳоли сони (минг киши) Y_t
1	2	3	4	5	6	7	8
1996	205,2	-3	9	2,3122	-6,9366	2,3115	204,8
1997	209,0	-2	4	2,3201	-4,6402	2,3197	208,8
1998	212,6	-1	1	2,3276	-2,3276	2,3279	212,7
1999	216,2	0	0	2,3349	0	2,3361	216,8
2000	220,8	1	1	2,3440	2,3440	2,3443	221,0
2001	225,1	2	4	2,3524	4,7048	2,3525	225,2
2002	230,0	3	9	2,3617	7,0851	2,3607	229,5
Жами	1519,0	0	28	16,3529	0,2297	16,3527	1518,8

11.12-жадвалдаги маълумотлардан фойдаланиб, $\hat{Y}_t = a_0 \cdot a_1^t$ ёки унинг логарифми $\lg \hat{Y}_t = \lg a_0 + t \lg a_1$ тренд тенгламасининг номаълум ҳадларини ҳисоблаймиз:

$$\lg a_0 = \frac{\sum \lg y}{N} = \frac{16,3529}{7} = 2,33613 \text{ буни потенциаллаш натижасида } a_0 = 216,84.$$

$$\lg a_1 = \frac{\sum t \lg y}{N t^2} = \frac{0,2297}{28} = 0,08204 \text{ бундан } a_1 = 1,0191.$$

$$\text{Демак, } \lg \hat{Y}_t = 2,33613 + 0,08204 t \quad (11.4.6.)$$

$$\text{ёки } \lg \hat{Y}_t = 216,84 + 1,0191 t \quad (11.4.7.)$$

Текисланган қаторларни ҳисоблаш учун (11.4.6.) тренд моделидан фойдаланиш қулайроқдир. Бу ифодага t қийматларини $-3, -2, -1, 0, 1, 2, 3$ қўйиб текисланган даражалар логарифмларини $\lg \hat{Y}_t$ топамиз, сунгра потенциаллаб текисланган даражаларнинг ҳақиқий қийматлари \hat{Y}_t ни аниқлаймиз. Ҳисоблаш натижалари 11.13-жадвалнинг 7 ва 8 устунларида келтирилган.

Шундай қилиб, кўрсаткичли функция орқали даражаларни текислашда тренд тенгламаси бутунлай бошқача шаклга эга бўлса ҳам, аммо ҳисоблаш тартиби кўп жиҳатдан тўғри чизиқли тенглама тузишни эслатади. Текисланган даражалар логарифмлари асосида тузилган график тўғри чизиқ ҳосил қилади, потенциал функцияга утилганда эса экспонента, яъни даража кўрсаткичи олинади. Шунинг учун бу усул экспоненциал текислаш деб аталади. Кўрсаткичли функциядаги a_1 ҳад (миқдор) ўрганилаётган давр мобайнида қатор даражаси қандай ўртача ўсиш коэффициентига эга бўлганини белгилайди. a_0

ҳад эса вақт саноғи бошланғич нол нуқтасида қаторнинг назарий даражаси қандай қийматга эга бўлиши мумкинлигини ифодалайди. Юқоридаги мисолимизда вақт саноғи қатор маркази 1999 йилдан бошланди. Шунинг учун $a_0=216,8$ уша йилнинг назарий даражаси ҳисобланади.

11.4.4.3. Иккинчи тартибли парабола кўринишидаги тренд тенгламаси

Қатор даражалари учун тухумсимон тебраниш характерли бўлса тренд тенгламаси параболасимон шаклда тузилади.

Қатор кўрсаткичлари ўртасидаги иккинчи тартибли фарқлар, яъни биринчи даражалардан ҳисобланган иккинчи фарқлар деярлик бирдай ёки унга яқин даражада бўлса, у ҳолда уларни вақтга нисбатан иккинчи тартибли парабола кўринишида талқин этиш учун назарий асос туғилади. Бу

ҳолда қатор даражалари дастлаб жадал суръатлар билан ортиб, маълум вақтдан сўнг ўсиш суръатлари сусайиб боради ва охириги даврларда мутлақ камайиши ҳам мумкин. Бундай шароитларда тренд тенг-

ламаси $\hat{Y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$ формула билан ифодаланади ва унинг номаълум кўрсаткичлари a_0 , a_1 ва a_2 кичик

квадратлар усулига биноан
$$\begin{cases} Na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 = \Sigma y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 = \Sigma yt \\ a_0 \sum t^2 + a_1 \sum t^3 + a_2 \sum t^4 = \Sigma yt^2 \end{cases} \text{ нормал}$$

тенгламалар тизими орқали, вақт саноғи марказдан бошланганда эса $\Sigma t = 0$ бўлгани учун қуйидаги нормал тенгламалар тизими ёрдамида аниқланади:

$$\begin{cases} Na + a_2 \sum t^2 = \Sigma y \\ a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 = \Sigma yt \\ a_0 \sum t^2 + a_1 \sum t^3 + a_2 \sum t^4 = \Sigma yt^2 \end{cases}$$

1994-2000 йилларда Ўзбекистонда пахта толасини ишлаб чиқариш ҳақидаги қатор учун иккинчи тартибли парабола шаклида тренд тенгламасини тузсак, қуйидаги натижаларга эга бўламиз.

$$\begin{cases} 7a_0 + 28a_1 + 140a_2 = 8088 \\ 28a_0 + 140a_1 + 784a_2 = 30791 \\ 140a_0 + 784a_1 + 4676a_2 = 149883 \end{cases}$$

1994-2000 йилларда Ўзбекистонда пахта толасини ишлаб чиқариш кўрсаткичларини
иккинчи тартибли парабола тенгалмаси ёрдамида текислаш.

Йиллар	Ишлаб чиқариш ҳажми (минг т) у	Вақт белги- си t	t ²	t ³	t ⁴	∑Ut	∑Ut ²	Текис- ланган даража (минг т) У _t
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1994	1385	1	1	1	1	1385	1385	1359,1
1995	1238	2	4	8	16	2476	4952	1266,9
1996	1163	3	9	27	81	3489	10467	1189,4
1997	1125	4	16	64	256	4500	18000	1126,3
1998	1140	5	25	125	625	5700	28500	1077,9
1999	1018	6	36	216	1296	6108	36648	1043,9
2000	1019	7	49	343	2401	7133	49931	1024,5
Жами	8088	28	140	784	4676	30791	149883	8088

Бу нормал тенгламаларни биргаликда ечиш натижасида

$$a_2 = 7,27; \quad a_1 = -113,92; \quad a_0 = 1465,71$$

Демак, тренд тенгламаси миқдоран қуйидагича ифодаланди
 $U_t = 1465,71 - 113,92 t + 7,27 t^2$. Бу ифодага t ва t^2 - ларнинг тегишли
қўйматларини қўйиб, текисланган даражаларни топамиз. Улар юқори-
даги 11.4-жадвалнинг 9-устунида келтирилган.

Амалиётда ҳақиқий динамика қатори ҳақидаги маълумотларга
асосан тренд тенгламасининг шаклини аниқлаш кўпинча жуда оғир
масаладир. Шунинг учун ЭХМ ёрдамида бир қанча функция турлари
бўйича тренд тенгламаларини ҳисоблаб чиқиб, улардан қуйидаги
мезон ёрдамида энг маъқулини (ҳақиқий даражалар билан вақт ўрта-
сидаги боғланишни аниқроқ ифодалайдигани) танлаб олиш тавсия
этилади.

$$\sum (Y - \hat{Y}_t)^2 = \min \quad (11.4.)$$

Масалан, пахта толасини ишлаб чиқариш қатори учун кўрсат-
кичли функция шаклида тренд тенгламаси вақт саноғи 1^{нчи} давр -
(1994 й.)дан бошлаб ҳисобланганда қуйидаги миқдорий ифодага эга
бўлади:

$$\hat{Y}_t = \lg a_0 + t \lg a_1 = 3,1432 - 0,0206 t$$

Энди қатор даражаларини бу тренд тенгламаси орқали текислаш
ҳамда тўғри чизикли ва иккинчи тартибли параболасимон тренд тенг-
ламалари ёрдамида текислаш натижаларини (11.4.) мезондан фой-
даланиб баҳолайлик.

1994 - 2000 йилларда Ўзбекистонда пахта толасини ишлаб чиқариш ҳажмларини турли шаклларда текислаш натижалари

Йил-лар	Ҳақиқий даражалар (минг т) у	Текисланган даражалар (минг т) \hat{Y}_t буйича			Ҳақиқий ва текисланган даражалари орасидаги фарқлар квадрати $(Y - \hat{Y}_t)^2$		
		$\hat{Y}_t = 1155,3 - 55,75t$	$Y = 3,1432 \cdot 0,0206^t$	$\hat{Y}_t = 1465,71 - 113,92t + 7,27t$	Туғри чизиқли буйича	Курсаткичли функция буйича	Парабола буйича
1994	1385	1322,2	1326,2	1359,1	3943,84	3457,44	670,81
1995	1238	1266,8	1264,6	1266,9	829,44	707,56	835,21
1996	1163	1211,1	1206,2	1189,4	2313,61	1866,24	696,96
1997	1125	1155,3	1150,3	1126,3	918,09	640,09	1,69
1998	1140	1099,7	1097,0	1077,9	1624,09	1849,00	3956,41
1999	1018	1043,8	1046,1	1043,9	665,64	789,61	670,81
2000	1019	988,1	997,6	1024,5	954,81	457,96	30,25
Жами	8088	8088,0	8088,0	8088,0	11249,52	9767,90	6862,14

Жадвалдан кўришиб турибдики, тренд тенгласини иккинчи тартибли парабола шаклида тузиш энг кам хато билан қатор даражаларини текислашни таъминлайди. Туғри чизиқли тренд тенгласи эса энг кўп хатога олиб келади. Курсаткичли функцияда хато миёнда бўлади.

11.5. Узоқ муддатли (асрий) ривожланиш тенденцияларини аниқлаш усуллари

Юқорида кўриб чиқилган сирғанчиқ ўртачалар ва тренд тенгласи

Асрий трендлар узоқ муддатли динамика қаторларида намоён бўлади.

малари ёрдамида динамика қаторларини текислаш қисқа муддатли ва ўрта миёнли ривожланиш йўналишларини аниқлашда кенг қўлланади. Узоқ муддатли қаторларни текислаш ва асрий тенденцияларни ўрга-

нишда улардан фойдаланиш мумкин бўлса ҳам, аммо бу ҳолда қаторларнинг хусусиятларини ҳисобга олиб усулларни такомиллаштириш зарурияти туғилади. Узоқ муддатли қатор кўрсаткичлари, даврлар шароитига қараб, турли туман омил ва кучлар таъсири остида шаклланади. Улар бир қанча даврларда ҳаракатланувчи кучлар билан бир қаторда айрим даврларга хос шароитларга ҳам боғлиқ. Айрим давр шароитлари ва қатор даражалари нафақат бир бирига боғлиқ, балки шу билан бир вақтда уларнинг ўзаро таъсир кучи турлича намоён бўлади. Одатда ёнма-ён ёки бир бирига яқин жойлашган қатор кўрсаткичлари ўртасида кучли ўзаро боғланиш кузатилади, вақт ўтиб улар бир биридан узоқлашган сари боғланиш кучи қирқила боради. Бун-

дан ташқари, узоқ муддатли қатор даражаларида айрим даврларга хос табиий ва ижтимоий-иқтисодий шароитлар ҳамда фавқуллода бўладиган воқеалар ўчмас из қолдиради, уларнинг кенг доирада теб-ранишига сабаб бўлади.

Шундай қилиб, узоқ муддатли қаторларни текислаш ва асрий тенденцияларни аниқлаш мақсадида бирламчи сирғанчиқ ўртача даражаларни ҳисоблаш ёки тренд тенгламаларини тузиш билан чегараланиб бўлмайди. Бу ҳолда қатор даражалари ҳар тарафлама чуқур ишлов беришни талаб қилади. Бу жараёни босқичма-босғич амалга ошириш энг тўғри йўлдир.

Дастлаб қатор даражаларини сирғанчиқ ўртачалар ҳисоблаш усули ёрдамида яхшилаб текислаш керак. Бунинг учун сирғанчиқ ўртачаларни кўпроқ даврларга тегишли даражалардан бир мартаба ҳисобламасдан, балки даврлар сонини камайтириб кўп каррали сирғанчиқ ўртача даражаларни аниқлаш, яъни бир мартаба ҳисобланган сирғанчиқ ўртачалардан

қайтадан яна иккинчи, учинчи ва ҳ.к. мартаба ўша тартибда сирғанчиқ ўртача кўрсаткичлар ҳисоблаш энг самарали натижа беради. Бундай кўп мартаба сирғанчиқ ўртачалар усули моҳиятан айрим даражаларни тегишли тартибда турлича вазнларда олиб, даврлар сонини эса бироз кўпайтириб бир мартаба сирғанчиқ ўртача ҳисоблаш билан баровардир, чунки бу усуллар айният натижа беради. Масалан, учта даражалардан сирғанчиқ ўртачалар икки мартаба қайта-қайта ҳисобланаяпти десак, биринчи ҳисоблаш натижалари қуйидагича ифодаланади:

$$\begin{aligned} \bar{x}_{1(1)} &= \frac{x_{i-1} + x_i + x_{i+1}}{3}; & \bar{x}_{2(1)} &= \frac{x_i + x_{i+1} + x_{i+2}}{3}; & \bar{x}_{3(1)} &= \frac{x_{i+1} + x_{i+2} + x_{i+3}}{3}; \\ \bar{x}_{4(1)} &= \frac{x_{i+2} + x_{i+3} + x_{i+4}}{3}; & \bar{x}_{5(1)} &= \frac{x_{i+3} + x_{i+4} + x_{i+5}}{3}; & \bar{x}_{6(1)} &= \frac{x_{i+4} + x_{i+5} + x_{i+6}}{3} \end{aligned} \quad (11.5)$$

Бу ўртачалардан иккинчи мартаба ўша тартибда учта даражалар бўйича яна сирғанчиқ ўртачалар ҳисобласак, улар қуйидагича ифодаланади:

$$\begin{aligned} \tilde{x}_{1(2)} &= \frac{\bar{x}_{1(1)} + \bar{x}_{2(1)} + \bar{x}_{3(1)}}{3}; & \tilde{x}_{2(2)} &= \frac{\bar{x}_{2(1)} + \bar{x}_{3(1)} + \bar{x}_{4(1)}}{3}; & \tilde{x}_{3(2)} &= \frac{\bar{x}_{3(1)} + \bar{x}_{4(1)} + \bar{x}_{5(1)}}{3}; \\ \tilde{x}_{4(2)} &= \frac{\bar{x}_{4(1)} + \bar{x}_{5(1)} + \bar{x}_{6(1)}}{3}; & \tilde{x}_{5(2)} &= \frac{\bar{x}_{5(1)} + \bar{x}_{6(1)} + \bar{x}_{7(1)}}{3}; & \tilde{x}_{6(2)} &= \frac{\bar{x}_{6(1)} + \bar{x}_{7(1)} + \bar{x}_{8(1)}}{3} \end{aligned} \quad (11.6)$$

Демак, бу ҳолда ҳар бир сирғанчиқ ўртача олдинги учта сирғанчиқ ўртачаларни, уларнинг ҳар бири эса бошланғич учта даражаларни ўз ичига олади. Энди (11.6) га тегишли (11.5) даги биринчи тартибли сирғанчиқ ўртачаларни қўйиб чиқсак, у ҳолда:

$$\bar{x}_{1(2)} = \frac{1}{3} \left(\frac{x_{i-1} + x_i + x_{i+1}}{3} + \frac{x_i + x_{i+1} + x_{i+2}}{3} + \frac{x_{i+1} + x_{i+2} + x_{i+3}}{3} \right) = \frac{x_{i-1} + 2x_i + 3x_{i+1} + 2x_{i+2} + x_{i+3}}{9}$$

Худди шунингдек,

$$\begin{aligned} \bar{x}_{2(2)} &= \frac{x_i + 2x_{i+1} + 3x_{i+2} + 2x_{i+3} + x_{i+4}}{9} \\ \bar{x}_{3(2)} &= \frac{x_{i+1} + 2x_{i+2} + 3x_{i+3} + 2x_{i+4} + x_{i+5}}{9} \end{aligned} \quad (11.7)$$

ва ҳ.к. ҳосил бўлади.

Демак, бошланғич учта даражалардан сирғанчиқ ўртачалар ҳисоблаб, олинган учта даражалардан яна иккинчи мартаба сирғанчиқ ўртачалар аниқлаш бошланғич бешта даражалардан турлича вазнда тортилган сирғанчиқ ўртача ҳисоблашга тенгдир.

Иккинчи тартибли учта сирғанчиқ ўртачалардан яна учинчи мартаба сирғанчиқ ўртачалар ҳисобласак, у ҳолда қуйидаги ифодаларга эга бўламиз

$$\hat{x}_{1(3)} = \frac{\bar{x}_{1(2)} + \bar{x}_{2(2)} + \bar{x}_{3(2)}}{3}; \quad \hat{x}_{2(3)} = \frac{\bar{x}_{2(2)} + \bar{x}_{3(2)} + \bar{x}_{4(2)}}{3}; \quad \hat{x}_{3(3)} = \frac{\bar{x}_{3(2)} + \bar{x}_{4(2)} + \bar{x}_{5(2)}}{3} \quad (11.8)$$

ва ҳ.к.

Бу (11.8) га (11.7) ифодаларни қўйиб чиқсак:

$$\begin{aligned} \hat{x}_{1(3)} &= \frac{1}{3} \left(\frac{x_{i-1} + 2x_i + 3x_{i+1} + 2x_{i+2} + x_{i+3}}{3} + \frac{x_i + 2x_{i+1} + 3x_{i+2} + 2x_{i+3} + x_{i+4}}{3} + \right. \\ &\left. + \frac{x_{i+1} + 2x_{i+2} + 3x_{i+3} + 2x_{i+4} + x_{i+5}}{3} \right) = \frac{x_{i-1} + 3x_i + 6x_{i+1} + 7x_{i+2} + 6x_{i+3} + 3x_{i+4} + x_{i+5}}{27} \end{aligned}$$

Худди шунингдек:

$$\begin{aligned} \hat{x}_{2(3)} &= \frac{x_i + 3x_{i+1} + 6x_{i+2} + 7x_{i+3} + 6x_{i+4} + 3x_{i+5} + x_{i+6}}{9} \\ \hat{x}_{3(3)} &= \frac{x_{i+1} + 3x_{i+2} + 6x_{i+3} + 7x_{i+4} + 6x_{i+5} + 3x_{i+6} + x_{i+7}}{9} \end{aligned} \quad (11.9)$$

ва ҳоказолар ҳосил бўлади. Демак, учта даражалардан ҳисобланган оддий сирғанчиқ ўртачалар ёрдамида қаторни уч мартаба кетма-кетига текислаш натижаси еттита даражалардан турлича вазнда тортилган ўртачалар ҳисоблаб, улар ёрдамида ўша қаторни бир марта текислаш билан баб-баробардир.

Агарда қаторни бешта даражалардан икки марта ҳисобланган оддий сирғанчиқ ўртача ёрдамида текисласак, у ҳолда тўққизта бошланғич даражалардан аниқланган тортилган сирғанчиқ ўртача билан уни текислагандек бўламиз, чунки бу икки усул бир хил натижа беради. Бу ҳолда тортилган сирғанчиқ ўртача қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$\bar{x}_{i+4} = \frac{x_i + 2x_{i+1} + 3x_{i+2} + 4x_{i+3} + 5x_{i+4} + 4x_{i+5} + 3x_{i+6} + 2x_{i+7} + x_{i+8}}{25} \quad (11.10)$$

ва ҳар гал ҳисоблаш бир хил даражага суриб борилади.

Кўп каррали сирғанчиқ ўртача кўрсаткичларига асосан тренд тенгламаларини аниқлаб, узоқ муддатли динамика қаторлари текисланса, асрий тенденциялар бадастир намоён бўлади.

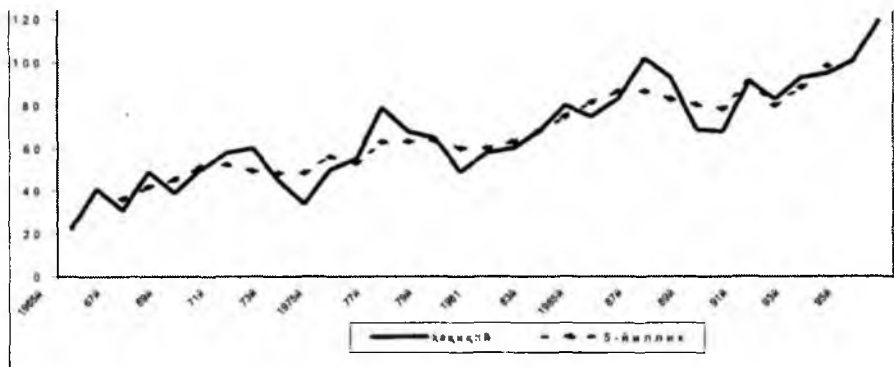
Шундай қилиб, асрий тенденцияларни аниқлашнинг энг яхши йўли кўп каррали сирғанчиқ ўртача усулини тренд тенгламалари билан узвий бириктириш, уйғунлаштиришдан иборат.

11.6. Даврий ёки циклик тебранишларни ўрганиш усуллари

Цикл грекча *kuklos* сўзидан келиб чиққиб, доира деган луғавий маънога эга. Цикл — бу узоқ вақт ичида такрорланиб турадиган ҳодиса ва жараёнларнинг ҳар бир даврасидир. Демак, доиралар ясаб узгарувчи кўрсаткичлар қатори даврала қаторлар бўлиб, уларнинг тебраниши даврий тебранишлар ёки тебранишларнинг даврийлиги деб юритилади.

Цикл - бу узоқ вақт ичида такрорланиб турадиган ҳодиса ва жараёнларнинг ҳар бир даврасидир.

Динамика қаторларидаги даврий тебранишларни аниқлаш мураккаб масаладир, чунки уларнинг даражаларида турли хил тебранишлар бир-бири билан бирикиб, узвий бирлашиб ягона узгарувчанлик бунёд этади. Сирғанчиқ ўртача ва тренд тенгламалари ёрдамида қатор даражаларини текислаш тасодифий ва мавсумий тебранишларни бартараф қилади, қолган қийматларда эса асрий ва даврала тебранишлар биргаликда намоён бўлади. Бу қуйидаги графикда яққол кўзга ташланади. График Англияда 1966-1996 й.й. автомашини сотиш ҳажми ҳақидаги ҳақиқий ва 5-йиллик даражалардан ҳисобланган сирғанчиқ ўртача маълумотлар асосида тузилган.



11. 2-график. Англияда сотилган автомашиналар сони.

1965-1996 йилларда Англияда автомашиналар бозорининг ривожланиши

10 минг дона ҳисобида.

Сотилган автомашин -налар	1965	66	67	68	69	1970	71	72	73	74	1975	76	77	78	79	1980
Ҳақиқий сони	22	41	31	49	39	50	58	60	45	34	50	55	79	68	65	49
5-йиллик сирғанчиқ уртача сони	-	-	36,4	42,0	45,4	51,2	52,4	49,4	48,4	48,4	56,0	53,2	63,0	63,2	63,8	60,0

Сотилган автомашин -налар	1981	82	83	84	1985	86	87	88	89	1990	91	92	93	94	95	1996
Ҳақиқий сони	58	60	68	80	75	83	102	93	69	68	70	83	93	95	101	120
5-йиллик сирғанчиқ уртача сони	60,0	63,0	68,2	74,8	81,6	86,6	86,8	83,0	80,4	78,6	76,6	80,2	88,6	98,4	-	-

Бу графикдан автомашиналарни сотиш ҳажмлари қаторида даврий тебранишлар мавжудлиги кўзга илинади. Сотилган автомашиналар сони умуман ўсиш тенденциясига эга бўлса ҳам, аммо унинг чизигида қуйи ва юқори нуқталар ҳам мавжуд. Улар иқтисодий фаоллик давраларига, яъни гуркираб ўсиш ва тушкунлик даврларга мос келади. Масалан, сирғанчиқ ўртача кўрсаткичлар 1971, 1979 ва 1987 йиллар илк даврлар бўлганини кўрсатади. Ҳар бир давра “туби” 1974-1975, 1982 ва 1991-1992 йиллардаги тушкунлик даврларни ифодалайди.

Бундай даврли тебранишлар бир қанча иқтисодий кўрсаткичларга характерли бўлиб, улар маълум даражада иқтисодиётнинг умумий ҳолатини акс эттирувчи иқтисодий ҳаракатчанлик давраларини такрорлайди.

Таклиф ва талабларни текширишда ҳам айрим товарларнинг ҳаётийлик даврини кузатиш мумкин. Товарнинг ҳаётийлик даври уни ишлаб чиқара бошлаш (бозорга чиқиши), ўсиш, етуклик ва пасайиш босқичлардан таркиб топади. Масалан, Ўзбекистон бозорида қўл телефонлари пайдо бўлаётган даврда, уларни айрим шахсларда учратиш мумкин эди. Ўсиш даврида эса ундан кўпчилик фойдалана бошлади, баҳоси ҳам пасайди, алоқа хизматларининг сифати яхшиланди. Етуклик даврида бу алоқа техникасини барча эҳтиёжли шахслар сотиб олади. Бундан сўнг сотиш ҳажми камаяди ва бу тенденцияни фақат янги такомиллашган алоқа воситаларини эскилари ўрнига қўллаш йўли билан тўхтатиш мумкин. Қўйдаги расмда товар ҳаётийлик даври тасвирланган.

Сотиш
ҳажми



11. 3-график. Товарнинг ҳаётийлик даври.

Даврий тебранишлар Фурье қаторининг кўп тартибли гармоникалари ёрдамида аниқланади.

Даврли тебранишларни Фурье қатори ёрдамида аниқлаш мумкин. Бу усул қуйидаги тригонометрик тенгламани тузишга асосланади.

$$\hat{Y}_t = a_0 + \sum_{k=1}^m (a_k \cos kt + b_k \sin kt) \quad k = \overline{1, m}$$

Демак, бу ҳолда даврли тебранишлар синусиода шаклида намоён бўлади. Улар гармоник тебранишлар бўлгани учун бу синусиодалар турли тартибли гармоникалар деб аталади. Тенгламада « k »-кўрсаткичи гармоникалар сонини белгилайди. Одатда Фурье қатори бўйича даражаларни текислашда бир нечта (4 тадан кўп эмас) гармоникалар ҳисобланади ва сўнгра қандай гармоникалар сониди қатор даражалари орасидаги тебранишлар даврийлиги энг яхши кўринишда намоён бўлиши аниқланади.

Фурье қатори бўйича текислашда даврли тебранишлар бир-бирига устма-уст қўйилган бир нечта синусиодалар йиғиндиси шаклида ифодаланади. Масалан, $k=1$ бўлганда Фурье қаторининг тенгламаси қуйидаги кўринишга эга:

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t &= a_0 + a_1 \cos t + b_1 \sin t; \quad k=2 \text{ да } \hat{Y}_t = a_0 + a_1 \cos t + b_1 \sin t + a_2 \cos 2t + \\ &+ b_2 \sin 2t; \quad k=3 \text{ да } \hat{Y}_t = a_0 + a_1 \cos t + b_1 \sin t + a_2 \cos 2t + b_2 \sin 2t + \\ &+ a_3 \cos 3t + b_3 \sin 3t; \end{aligned}$$

Бу тенгламаларнинг номаълум ҳадлари кичик квадратлар усули ёрдамида аниқланади. Нормал тенгламалар тизимини тузиш тартибини баён этмасдан, уларни ҳисоблаш формулаларини келтириб қўяқоламиз:

$$a_0 = \frac{\sum y}{N}; \quad a_k = \frac{2 \sum y \cos kt}{N}; \quad b_k = \frac{2 \sum y \sin kt}{N} \quad (11.12)$$

t - нинг кетма-кет қийматлари одатда нолдан бошлаб ҳар гал $2\pi/n$ га ошириб аниқланади. Бу ерда n - берилган қатор даражаларининг сони.

Масалан n = 10 бўлса, t нинг қийматлари қуйидагилардан иборат:

$$0; \frac{2\pi}{10}; \frac{2\pi}{10}; \frac{3\pi}{10}; \frac{4\pi}{10}; \frac{5\pi}{10}; \frac{6\pi}{10}; \frac{7\pi}{10}; \frac{8\pi}{10}; \frac{9\pi}{10}$$

ёки қисқартирсак:

$$0; \frac{\pi}{5}; \frac{2\pi}{5}; \frac{3\pi}{5}; \frac{4\pi}{5}; \pi; \frac{6\pi}{5}; \frac{7\pi}{5}; \frac{8\pi}{5}; \frac{9\pi}{5}$$

Агарда n=16 бўлса, у ҳолда t нинг қийматлари тенг:

$$0; \frac{\pi}{8}; \frac{\pi}{4}; \frac{3\pi}{8}; \frac{\pi}{2}; \frac{5\pi}{8}; \frac{3\pi}{4}; \frac{7\pi}{8}; \pi; \frac{9\pi}{8} \text{ ва ҳ.к.}$$

Ҳар бир аниқ ҳолда t қийматлари учун турли гармоникаларнинг синуслари ва косинуслари қийматлари топилади ва қулайлик жиҳатидан жадвалда ифодаланди. Масалан, n=12 бўлганда бу жадвал куриниши қуйидагича:

11.16-жадвал.

n = 12 да Фурье гармоникаларининг синуслари ва косинусларининг қийматлари

t	cost	cos2t	cos3t	cos4t	sint	sin2t	sin3t	sin4t
0	1	1	1	1	0	0	0	0
$\pi/6$	0,866	0,5	0	-0,5	0,5	0,866	1	0,866
$\pi/3$	0,5	-0,5	-1,0	-0,5	0,866	0,866	0	-0,866
$\pi/2$	0	-1	0	1	1	0	-1	0
$2\pi/3$	-0,5	-0,5	1	-0,5	0,866	-0,866	0	0,866
$5\pi/6$	-0,866	0,5	0	-0,5	0,5	-0,866	1	-0,866
π	-1	1	-1	1	0	0	0	0
$7\pi/6$	-0,866	0,5	0	-0,5	-0,5	0,866	-1	0,866
$4\pi/3$	-0,5	-0,5	1	-0,5	-0,866	-0,866	0	-0,866
$3\pi/2$	0	-1	0	1	-1	0	1	0
$5\pi/3$	0,5	-0,5	-1	-0,5	-0,866	0,866	0	0,866
$11\pi/6$	0,866	0,5	0	-0,5	-0,5	0,866	-1	-0,866

Масалан, машина мойини сотиш ҳажми ҳақидаги маълумотлар мисолида Фурье қаторини тузиб даврий тебранишларни текислаш масаласини куриб чиқамиз.

11.17-жадвал.

Автомашина мойини сотиш ҳажмини Фурье қатори ёрдамида текислаш

Йиллар	Сотиш ҳажми, минг т	t	cos t	sin t	Ycos t	Ysin t	$\bar{Y}_{(I)}$	$\bar{Y}_{(II)}$	$\bar{V}_{(III)}$
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1990	4,4	0	1	0	4,40	0,00	4,2	4,2	4,8
1991	4,3	$\pi/6$	0,866	0,5	3,72	2,15	4,3	4,1	4,0
1992	4,6	$\pi/3$	0,5	0,866	2,30	3,98	4,8	5,6	4,8
1993	6,0	$\pi/2$	0	1	0,00	6,00	5,5	6,6	6,4
1994	7,1	$2\pi/3$	-0,5	0,866	-3,55	6,15	6,3	6,5	7,0

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1995	5,8	$5\pi / 6$	- 0,866	0,5	- 5,02	2,90	6,9	6,0	5,9
1996	6,3	π	-1	0	- 6,30	0,00	7,2	6,1	5,5
1997	7,7	$7\pi / 6$	- 0,866	- 0,5	- 6,67	- 3,85	7,1	6,9	7,0
1998	7,6	$4\pi / 3$	- 0,5	- 0,866	- 3,80	- 6,58	6,6	7,5	8,3
1999	5,9	$3\pi / 2$	0	1	0,00	- 5,90	5,9	7,0	7,1
2000	4,4	$5\pi / 3$	0,5	- 0,866	2,20	- 3,81	5,1	5,3	4,8
2001	4,3	$11\pi / 6$	0,866	- 0,5	3,72	- 2,15	4,5	3,7	3,8
Жаъми	68,4				- 9,00	- 1,11			

Бу 11.17-жадвал маълумотларига асосан

$$a_0 = \frac{\sum y}{N} = \frac{68,4}{12} = 5,7 \text{ минг т}; \quad a_1 = \frac{2\sum y \cos t}{N} = \frac{2(-9,0)}{12} = -1,5$$

$$a_2 = \frac{2\sum y \sin t}{N} = \frac{2(-1,11)}{12} = -0,185$$

Бундан $\hat{Y}_{(I)} = 5,7 - 1,5 \cos t - 0,185 \sin t$.

Бу тренд тенгламаси асосида автомашиналар мойини сотиш ҳажми ҳақидаги қатор даражаларини текислаш натижалари 11.17-жадвал 8-устунида келтирилган. Худди шундай тартибда иккинчи ва бошқа юқори тартибли гармоникалар кўрсаткичлари (тенглама номаълум ҳадлари) ҳам ҳисобланади ва уларнинг қийматлари кетма-кет биринчи гармоника параметрларининг қийматлари устига қўшилади. Ҳисоблаш натижаларини текшириб кўришни ҳурматли китобхонларга ҳавола қилиб, бу ерда иккинчи ва учинчи гармоникаларини ҳисоблаш натижасида тузилган тренд тенгламаларини келтириш билан чегараланамиз.

Иккинчи гармоника учун

$$\hat{Y}_{(II)} = 5,7 - 1,5 \cos t - 0,185 \sin t - 1,07 \cos 2t + 0,375 \sin 2t.$$

Учинчи гармоника учун

$$\hat{Y}_{(III)} = 5,7 - 1,5 \cos t - 0,185 \sin t - 1,07 \cos 2t + 0,375 \sin 2t + 0,63 \cos 3t - 0,185 \sin 3t.$$

Бу тенгламалар асосида берилган қатор даражаларини текислаш натижаси 11.17-жадвалнинг 9^{чи} ва 10^{чи} устунларида келтирилган.

Бу жадвалдан кўриниб турибдики, Фурье қаторининг биринчи тартибли гармоникасиёқ ҳақиқий қаторни анча яхши ифодалайди. Иккинчи гармоника текислаш натижаларини бирмунча яхшилади, аммо учинчи тартибли гармоника эса уларга, айниқса, қатор марказида бироз яхши томонига тузатиш киритади, холос.

Буни ҳар бир хол учун ҳисобланган қолдиқ дисперсия тасдиқлайди

$$\sigma_{\text{қолдиқ (I)}}^2 = 0,407, \quad \sigma_{\text{қолдиқ (II)}}^2 = 0,49 \quad \text{ва} \quad \sigma_{\text{қолдиқ (III)}}^2 = 0,328.$$

Шундай қилиб, учинчи тартибли Фурье қаторининг гармоникаси қаторнинг ҳақиқий даражаларига жуда яқиндир.

11.7. Мавсумий тебранишларни ўрганиш усуллари

Йил мобайнида кўпчилик кўрсаткичлар динамикаси жиддий даражада мавсумийликка боғлиқ бўлади. Масалан, ёз ойларида электр энергия қиш ойларига нисбатан кўпроқ истеъмол қилинади, ишлаб чиқариш эса, аксинча, камаяди. Баҳор ойларида сабзавот, мева ва бошқа қишлоқ хўжалик маҳсулотларининг нархлари бозорларда ошадди, ёз охири ва куз ойларида эса камаяди, уларнинг таклифи тескари йўналишда ўзгаради. Қишлоқ хўжалик маҳсулотларини қайта ишловчи саноат тармоқларида ишлаб чиқариш ҳажми йигим-терим яқунлангандан сўнгги ойлarda тез суръатлар билан кенгайди, баҳор охири ва ёз ойларида эса тораяди. Аммо бундай мавсумий тебранишлар йиллик кўрсаткичларда нафақат намоён бўлмайди, балки бутунлай йўқолиб, кўпинча ўсиш тенденция орқасида яшириниб қолади. Фақат ойлик ёки бошқа қисқа муддатли, масалан, ҳафталик, ўн кунлик ва ҳ.к. кузатишлардагина мавсумийлик таъсири остида юз берадиган тебранишлар ошкор бўлади. Шундай қилиб, мавсумийлик деганда, айрим фасл ва ойлarda ҳодиса ва жараёнларнинг кўп йиллик динамикасида мунтазам равишда юзага чиқадиган барқарор тебранувчанлик тушунилади.

Мавсумлик бу айрим фасл ва ойлarda кўп йиллик қаторларда мунтазам равишда кузатиладиган барқарор тебранишлардир.

Статистикада мавсумий тебранишларни ўрганиш қуйидаги мақсадларни кўзлайди:

-қатор даражаларида кузатиладиган мавсумий тебранишларини яққоллаштириб тасвирлаш ва ўлчаш;

-мавсумийлик таъсиридан кўрсаткичларни тозалаб, уларнинг ойма-ой, даврма-давр ўзгаришларини соф ҳолда ўлчаш ва амалий масалаларини ечишда фойдаланиш. Масалан, Ўзбекистон шароитида сабзавот ва мевачилик ва бошқа қишлоқ хўжалик маҳсулотларини ишлаб чиқариш жараёнига хос бўлган мавсумийлик истеъмол баҳолари индексларига айрим ой ва даврларда кучли таъсир этади. Аммо бу ташқи куч бўлиб, инфляция билан бевосита боғлиқ бўлган омил ҳисобланмайди. Шу сабабли инфляция даражаси устидан йил давомида ойма-ой, даврма-давр кузатиш олиб бориш учун истеъмол нархлари индексларини бундай мавсумийлик таъсиридан холи қилиб тузиш зарурияти туғилади. Демак, мавсумий тебранишлар таъсиридан тозаланган индексларни ҳисоблаш усулини ишлаб чиқиш катта назарий ва амалий аҳамиятга эга;

-иқтисодий ривожланиш истиқболларини белгилашда мавсумий тебранишларни ҳисобга олиб тегишли кўрсаткичларни аниқлаш.

Мавсумий тўлқинни аниқлаш ва ўлчаш учун статистика бисотида бир нечта усуллар мавжуд. Улар ичида энг соддаси мавсумийлик индексларини тузишдир. Бунинг учун йиллик ўртача даража ҳисоблаб, у билан айрим ой ёки чорак йил даражалари таққосланади, яъни

$$I_{\text{мавсум}} = \frac{y_t}{\bar{y}} \cdot 100 \quad (11.13)$$

Ўзбекистонда пахта толаси экспорти ҳақидаги маълумотлар ми-
солида бу кўрсаткични ҳисоблаш тартибини кўриб чиқамиз.

11.18-жадвал.

Ўзбекистон пахта толасининг экспорти (млн. АҚШ долл.)

Йиллар	I чорак	II чорак	III чорак	IV чорак	Уртача Y_t
1	2	3	4	5	6
1997	403,9	274,1	217,1	684,3	394,9
1998	270,0	551,2	46,4	393,4	315,2
1999	275,2	162,3	68,9	377,3	220,9
2000	217,9	233,4	94,0	351,8	224,3
2001	232,6	-	-	-	-
Уртача йиллик	291,7 ^{х)}	305,2	106,6	451,5	288,8
Мавсумийлик индекслари $\frac{Y_t \cdot 100}{Y}$ (фоиз ҳисобида)					
1997	102,3	126,3	55,0	173,7	100
1998	85,6	114,9	14,7	124,8	100
1999	124,6	73,5	31,2	170,8	100
2000	97,1	104,1	41,9	156,8	100
Уртача мавсумийлик индекси	101,0	105,7	36,9	156,3	100
$\frac{\bar{Y}_t \cdot 100}{Y_t}$					

х) 2001 йил ҳисобга олинмаган.

Аввал ҳар бир йилни арифметик ўртача ҳисоблаймиз. Олинган натижалар 6-устунда келтирилган. Сўнгра улар билан тегишли тартибда ҳар бир чорак, йиллик экспорт ҳажмини таққослаб, оддий мавсумийлик индексларини топамиз. Улардан кўришиб турибдики, III чоракда пахта экспорти жуда камайиб, ўртача даражадан учдан бир қисм, оддий ўртача чорак йиллик пахта экспорти ҳажминини, 1998 йилда эса атиги 15% ни ташкил этади, холос. IV чоракда эса у максимал даражага етади. Бу ерда эътибор бериш керакки, оддий тартибда аниқланган мавсумийлик индексларида тасодифий тебранишлар ҳам намоён бўлади, чунки ҳар бир чорак ва йил кўрсаткичлари улар таъсири остида шаклланади. Мавсумий тебранишларни аниқроқ баҳолаш учун индексларни тасодифий кучлар таъсиридан тозалаш керак. Шу мақсадда айрим чораклар учун ўртача йиллик даражалар ҳисобланади, улар 11.18-жадвалнинг 5-нчи қаторида келтирилган. Шу билан бир қаторда бундай ўртача йиллик даража ҳар йилнинг ўртача чорак даражаларидан ҳам топилади, у 5-нчи қаторнинг 6-нчи устунида келтирилган. Биринчи ҳисоблаш натижаларини иккинчисига бўлиб, ўртача мавсумийлик индекси аниқланади, улар 11.18-жадвалнинг охириги қаторида келтирилган. Мавсумий тебранишларни юқори даражада аниқлик билан баҳолаш усуллари мураккаб бўлиб, улар қатор даражаларини сирғанчиқ ўртача ёки тренд тенгламаси

ёрдамида текислашни тақозо этади. Масалан, юқоридаги пахта экспорти ҳақидаги мисолимизда учта даражалардан икки мартаба сирғанчиқ ўртача ҳисобласак, у ҳолда қатор даражалари ва мавсумийлик индекслари қуйидаги қийматларга эга бўлади.

11.19-жадвал.

Экспорт ҳажмини текисланган сирғанчиқ ўртача мавсумийлик индекслари.

Йиллар	I чорак	II чорак	III чорак	IV чорак	Ўртача даража
1997	-	-	349,1	289,1	319,1
1998	393,6	373,5	289,3	281,9	234,6
1999	228,0	215,9	197,6	233,5	218,8
2000	228,6	229,3	213,4	-	223,8
Ўртача даража	283,4	272,9	262,4	268,2	249,1
Мавсумийлик индекслари (%)					
1997	-	-	62,2	236,7	100
1998	68,6	147,6	16,4	139,6	100
1999	120,7	75,2	34,9	161,6	100
2000	95,3	101,8	44,9	-	100
Ўртача йиллик	102,9	111,8	40,6	168,3	100

Мавсумийлик индексларни ҳисоблаш динамика қаторларида кузатиладиган мавсумий тебранишларни баҳолаш масаласининг бир томонидир. Унинг иккинчи тарафи даражаларнинг умумий ўзгарувчанлиги шаклланишида мавсумий тўлқинлар ролини аниқлашдан иборат. Бу эса умумий ўзгарувчанлик даражасини тасодифий тебраниш, тренд ва мавсумий тўлқинлар ҳиссасига тақсимлаш масаласини туғдиради. Уни дисперсион таҳлил ёрдамида ечиш мумкин. Бундай таҳлил босқичма-босқич қуйидаги тартибда амалга оширилади:

1. барча йиллар учун ойлик ёки чораклик маълумотлар асосида тренд тенгламаси ёки кўп даражалардан сирғанчиқ ўртача ҳисоблаб, улар асосида текисланган даражалар аниқланади: Y_{ij} — бу ерда $j = 1, n$ йил тартиб сони, $j = \overline{1, m}$ “мавсум” (ой, чорак ва ҳ.к) тартиб сони;

2. Ҳар бир ҳақиқий даража тегишли текисланган даражага бўлиб, мавсумлик индекслари Y_{ij} ҳисобланади;

3. Ҳар бир ой ёки чорак учун ўртача йиллик мавсумийлик индекслари топилади:

$$\bar{y}_j = \frac{\sum_{i=1}^m y_{ij}}{m} \quad \text{бу ерда: } m \text{ — йиллар сони;}$$

4. тегишли ойлار ёки чораклар учун текисланган даражалар ўртача мавсумийлик индексларига кўпайтирилади ва натижада мавсумий тўлқинни ҳисобга оладиган текисланган даражалар ҳосил бўлади:

$$Y'_{ij} = \hat{Y}_{ij} \bar{I}_j$$

5. Мавсумий тўлқин таъсири остида вужудга келадиган тафовутлар ва уларнинг квадратлари ҳисобланади:

$$d_{ij(\text{мав})} = \hat{Y}'_{ij} - \hat{Y}_{ij} \quad \text{ва} \quad D_{ij(\text{мав})} = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n (\hat{Y}'_{ij} - \hat{Y}_{ij})^2 ;$$

6. Тасодикий тебраниш ҳисобига вужудга келган тафовутлар ва уларнинг квадратлари аниқланади;

$$d_{ij(\text{тасод.})} = \hat{Y}_{ij} - \hat{Y}'_{ij} \quad \text{ва} \quad D_{ij(\text{тасод.})} = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_{ij} - \hat{Y}'_{ij})^2 ;$$

7. Тренд ҳисобига вужудга келган тафовутлар ва уларнинг квадратлари ҳисобланади:

$$d_{ij(\text{тренд})} = \hat{Y}_{ij} - \bar{Y}_j \quad \text{ва} \quad D_{ij(\text{тренд})} = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_{ij} - \bar{Y}_j)^2 ;$$

8. ва ниҳоят, умумий тафовутлар ва уларнинг квадратлари топилади:

$$d = Y_{ij} - \hat{Y}_{ij} \quad \text{ва} \quad D = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n (Y_{ij} - \hat{Y}_{ij})^2 .$$

Тафовутлар муҳимлиги Фишер F - мезони ёрдамида текширилади. Баён этилган кўрсаткичларни юқоридаги пахта толаси экспорти ҳақидаги мисолимизда ҳисоблаб чиқамиз.

11.20-жадвал маълумотларига биноан:

а) тренд ҳисобига дисперсия $D_i = \sum_{j=1}^m (\hat{Y}_{ij} - \bar{Y}_j)^2 = 21323,23$.

б) тасодикий тебраниш ҳисобига $D_{ij(\text{қолдиқ})} = \sum \sum (Y_{ij} - \hat{Y}'_{ij})^2 = 5960,82$.

в) мавсумий тебраниш ҳисобига $D_{ij} = (Y'_{ij} - \hat{Y}_{ij})^2 = 361529,7$.

г) умумий дисперсия

$$D_{\text{умум.}} = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_j) = 388814 ;$$

$$D_{\text{умум.}} = D'_{\text{умум.}} = D_{\text{тренд}} + D_{\text{қолдиқ}} + D_{\text{мавжуд}} .$$

Агарда $D'_{\text{умум.}} \neq D_{\text{умум.}}$ бўлса, у ҳолда улар орасидаги фарқ тасодикий тебраниш, тренд ва мавсумийлик ҳиссаларига пропорционал тақсимланади ва уларнинг дисперсияларига тегишли тузатиш киритилади:

Ўзбекистон пахта толаси экспортининг мавсумлик даражасининг таҳлили

Иил лар	Чораклар	y_{ij}	\bar{y}_{ij}	I_{ij}	\bar{I}_{ij}	$\tilde{y}_{ij} = y_{ij} - \bar{y}_{ij}$	$d_{ij(мав)} = \tilde{y}_{ij} - \bar{\tilde{y}}_{ij}$	$d_{ij(мес)}^2 = \tilde{y}_{ij}^2 - \bar{\tilde{y}}_{ij}^2$	$d_{ij(сез)}^2 = y_{ij}^2 - \bar{y}_{ij}^2$	$d_{ij(сез)} = y_{ij} - \bar{y}_{ij}$	$d_{ij(сез)}^2$
1997	I	403,9	310,5	1,3008	1,2600	391,2	80,7	6512,49	161,29	11	12
	II	274,1	331,2	0,8276	0,8167	270,5	-60,7	3684,49	129,6		
	III	217,1	349,1	0,6219	0,6024	210,3	-138,8	19265,44	46,24		
	IV	684,3	289,1	2,3670	2,2928	662,8	373,7	139651,6	462,25		
Уртача йиллик		394,85				383,7				-118,35	14006,72
1998	I	270,0	393,6	0,6860	0,5183	204,0	-189,6	35948,16	4356,0		
	II	551,2	373,5	1,4758	1,4296	534,0	160,5	25760,25	295,84		
	III	46,4	289,3	0,1604	1,554	45,0	-244,3	59682,49	1,96		
	IV	393,4	281,9	1,3955	1,9518	381,1	99,2	9840,64	151,29		
Уртача йиллик		315,25				291,0				-38,75	1501,56
1999	I	275,2	228,0	1,2070	1,1692	266,6	38,6	1489,96	73,96		
	II	162,3	215,9	0,7517	0,7281	157,2	-58,7	3445,49	26,01		
	III	68,9	197,6	0,3487	0,3378	66,7	-130,9	17134,81	4,84		
	IV	377,3	233,5	1,6158	1,5052	365,5	132,0	17424,00	139,24		
Уртача йиллик		220,93				214,0				-55,57	3088,02
2000	I	217,9	228,6	0,9532	0,9233	211,1	-17,5	306,25	46,24		
	II	233,4	229,3	1,0179	0,9860	226,1	-3,2	10,24	53,29		
	III	94,0	213,4	0,4405	0,4267	91,1	-122,3	14957,29	8,41		
	IV	351,8	260,7	1,3494	1,3071	340,8	80,1	6416,01	121,0		
Уртача йиллик		224,28				217,2				-52,22	2726,93
2001	I	232,6									
Жами		4621,2	4425,2	16,5176	13,7004	4424,0					
Уртача		288,81		1,03293		276,5		361529,7	5960,82	197,2	21323,23

$$K_1 = \frac{D_{\text{тренд}}}{D'_{\text{умум}}}; \quad K_2 = \frac{D_{\text{қолдиқ}}}{D'_{\text{умум}}}; \quad K_3 = \frac{D_{\text{мавсум}}}{D'_{\text{умум}}} \quad \text{десак, у ҳолда}$$

$$D'_{\text{тренд}} = D_{\text{тренд}}(1+K_1); \quad D'_{\text{қолдиқ}} = D_{\text{қолдиқ}}(1+K_2); \quad D'_{\text{мавсум}} = D_{\text{мавсум}}(1+K_3).$$

Барча олинган натижалар асосида 11.21-жадвал тузилади.

11.21-жадвал.

Қатор ҳақиқий даражалари билан уларнинг урғачаси орасидаги тафовутлар йиғиндисининг таркибий элементларини тақсимлаш.

Дисперсия манбалари	Тафовут квадратлари йиғиндис		Эркин даражалар сони	1 эркин даражага дисперсия	F - мезон	
	миқдори	%			ҳақиқий қиймати	0,95 эҳтимол билан жадвалдаги қиймати
Умумий дисперсия ш. ж.:	388814	100	16	24300,9	48,9	2,65
Тренд	21323	5,5	1	21323,0	42,9	243,9
Мавсумий тебраниш	361530	93,0	4-1қ3	12050,0	24,3	8,74
Тасодифий тебраниш	5961	1,5	12	496,8	1,0	-

F — мезон жадвал қиймати ҳақиқий қийматларига нисбатан бир-мунча кичик. Демак, тафовутлар муҳимлиги 0,95 дан каттадир.

Даражалар истиқболи мавсумий тебранишларни ҳисобга олиб белгиланиши керак. Бундай баҳолашнинг иккита усули мавжуд. Улардан бири эксплекатив (кўпайтма) усули деб номланиб, ҳар бир даража тренд билан мавсумий тебраниш кўпайтмаси сифатида талқин қилинади:

$$Y_t = T_t \cdot M_t \quad (11.14).$$

Бу ерда: Y_t — t даврдаги қатор даражаси;

T_t — t давр тренди;

M_t — t даврга тегишли мавсумий тебраниш қиймати.

Бундан

$$M_t = \frac{Y_t}{T_t}$$

Демак, даража истиқбол қийматини аниқлаш учун мавсумий тебраниш индексига тренд истиқбол қиймати кўпайтирилади. Бу усул таҳлил қилинаётган давр давомида мавсумий тўлқинлар трендга нисбатан пропорционал равишда ўзгарганда қўлланади.

Иккинчи усул аддитив (йиғма) усул деб аталади. Бу ҳолда даража тренд билан мавсумий тебраниш йиғиндис сифатида қаралади:

$$Y_t = T_t + M_t \quad (11.15)$$

бундан $M_t = Y_t - T_t$.

Келажак давр учун даража истиқболини баҳолаш учун мавсумий тафовутларнинг ўртача қиймати устига тренд истиқбол қиймати қўшилади. Бу усул бутун таҳлил қилинаётган даврлар давомида мавсумий тебранишлар нисбатан ўзгармас ёки унга яқин қийматга эга бўлганда қўлланади.

11.8. Динамика қаторларида автокорреляция аниқлаш усуллари

Динамика қаторларини таҳлил қилаётганда даражалар тебранувчанлиги икки жиҳатдан қаралиши мумкин. Биринчидан, улар ўрганилаётган жараён ёки ҳодисаларнинг ривожланиш қонуниятлари намоён бўлиши учун халақит қиладиган “тасодифий тўсиқлар” ёки “ахборот шовқинлари” сифатида талқин этилади. Шу сабабли даражаларни улардан “тозалаш”, яъни тасодифий тўсиқларни динамиканинг жузъий томонлари сифатида бартараф қилиш ёки жуда бўлмаганда таъсир кучини заифлаштириш йўллари топиш ва илмий асослаш зарурияти туғилади.

Бу масала юқорида баён этилган тренд ҳисоблаш усуллари туб моҳияти ва негизини ташкил этади.

Иккинчи томондан, динамика қаторларини таҳлил қилиш жараёнида даражалар тебранувчанлигининг ўзини ўрганиш, статистик текшириш предмети сифатида қараш ҳам муҳим аҳамият касб этади. Ҳақиқатда ҳам гушт ва бошқа истеъмол маҳсулотларини ишлаб чиқариш ҳажми, экин ҳосилдорлиги, мол маҳсулдорлиги ва ҳоказо кўрсаткичларда кузатиладиган тебранишлар иқтисодий жиҳатдан номақбул, хуш кўрилмайдиган ҳодисалардир, чунки агросаноат маҳсулотларига талаб барқарор, турғун бўлиши билан ажралиб туради. Шунинг учун илғор технология ва бошқа тадбирлар қўллаб, ушбу тасодифий тебранишлар кўламини жуда қисқартириш зарур.

Аксинча ёзги ва қишки оёқ кийим, уст-бош ва бошқа товарларни ишлаб чиқариш ҳажмларида мавсумий тебранишлар бўлиши зарур ва қонуният характерида эга, чунки бу товарларга талаб мавсумлар бўйича ўзгариб туради, ишлаб чиқариш ҳажми бир меъёрда йил давомида бўлса, у ҳолда заҳираларни сақлаш билан боғлиқ бўлган қўшимча харажатларга эҳтиёж туғилади. Бозор иқтисодиётини давлат томонидан ҳам, ишлаб чиқарувчилар томонидан ҳам тартиблаб туриш кўп жиҳатдан иқтисодий жараёнларни, тебранишларни тартибга солишдан иборат. Тебранишларнинг шакл ва тоифалари турли туман, юқорида биз узоқ муддатли, даврий, мавсумий ва вақт мобайнида тасодифан тебраниш шакллари қараб чиқдик. Булардан ташқари, яна аррасимон ёки маятникавий тебранувчанлик мавжуд. Бу галма - гал қатор даражалари тренддан у ёки бу томонга тафовутланиб, тебраниб туришида ифодаланади. Маятник автоматик равишда шундай тебранади. Бундай тебранишларни лалмикор деҳқончилик шароитида етиштириладиган буғдой ва арпа ҳосилдорлиги динамикасида кузатиш мумкин. Иқлим ва бошқа табиий шароитлар қулай

бўлган йилда оддий агротехника асосида етиштириладиган юқори ҳосил учун тупроқ таркибидаги фойдали моддалар табиий йул билан бойишига нисбатан кўпроқ ўзлаштирилади. Натижада тупроқ кучсизланиб, кейинги йилда кам ҳосил беради, аммо шу билан бир қаторда ерни фойдали моддалар билан бойиш жараёни ҳам кечади, чунки табиат уларни паст ҳосил учун ўзлаштирилганига қараганда кўпроқ яратади ва натижада тупроқ унумдорлиги ошади. Кейинги йилларда иқлим шароитига қараб ҳосилдорлик гоҳ кўтарилиб, гоҳ пасайиб тебраниши табиий ҳолдир.

Динамика қаторларида кузатиладиган ҳодисалар тебранувчанлиги билан уларни фазода олиб қараганда намоён бўладиган вариация (ўзгарувчанлик) орасида жиддий фарқлар мавжуд.

Авваламбор, уларни вужудга келтирувчи асосий сабаблар табиатдан ҳар хил. Айни пайтда тўплам бирликлари бўйича белги қийматлари орасида кузатиладиган ўзгарувчанлик бевосита фаолият шароитлари билан боғлиқдир. Масалан, 2002 йилда ширкат хўжаликларида пахта, буғдой ва бошқа экинлар ҳосилдорлиги турлича бўлишига сабаб тупроқ унумдорлиги, агротехника тадбирлари, чигит ва бошқа экин уруғлари сифати ва бошқа шароитлар фарқ қилишидадир. Бироқ вегетация давридаги фойдали ҳароратлар йиғиндиси, ёнгарчиликлар фазовий вариацияга сабаб бўлиши даргумон, чунки хўжаликлар бир иқлим шароитида фаолият қиладилар. Ушбу хўжаликларда дон экинлари ҳосилдорлиги йилдан - йилга тебранишларига келсак, уларга табиий омиллар (тупроқ сифати, фойдали ҳароратлар йиғиндиси, ёнгарчилик миқдори ва ҳоказолар) кучли таъсир этади, чунки лалмикор деҳқончилик шароитида асосан улар ҳосилдорлик тақдирини белгилайди. Динамик тебранишларнинг фазовий вариациядан иккинчи муҳим фарқи шундан иборатки, айни пайтда муайян тўпламда ўзгарувчи белги қийматлари асосан эркин шаклланади, умуман айтганда, улар бир - бирига боғлиқ эмас. Аксинча, хронологик қатор даражалари эса одатда бир - бирига боғлиқ, яъни эрксиз ўзгарувчилардир. Улар ривожланаётган жараён кўрсаткичлари бўлиб, унинг босқичлари бир - бирига таъсир қилади.

Учинчидан, фазовий тўпламда белги вариацияси ўртача даража билан айрим қийматлар орасидаги тафовутларни ҳисоблаб ўлчанади, динамика қаторларида даражалар тебранувчанлигини баҳолаш эса уларнинг тренддан тафовутларини аниқлашга асосланади.

Юқориди зикр этилган динамика қаторлари тебранувчанлигига хос хусусиятлар даражалар орасидаги автокорреляцияни ҳар тарафлама таҳлил қилишни тақозо этади.

Автокорреляция деб ҳақиқий қатор даражалари билан вақт бўйича бир ёки бир неча даврларга сурилган даражалар ўртасидаги корреляцияга айтилади. Уни ўлчаш ва ўрганиш назарий ва амалий аҳами-

¹⁾ *Маятник* — ўз ўқи атрофида гоҳ чап томонга, гоҳ ўнг томонга тебраниб турадиган тебрангич.

Автокорреляция- бу кейинги даражалар билан олдингилари ўртасидаги ёки ҳақиқий даражалари билан тегишли текисланган кийматлари ўртасидаги фарқлар орасидаги корреляциядир.

ятга эга. Автокорреляцион таҳлил нафақат ўз - ўзидан илмий муаммо сифатида диққатга сазовор, балки шу билан бирга у қатор масалаларни ечиш учун замин яратади. Бундай таҳлил, биринчидан, қатор даражалари ўртасида боғланиш бор ёки йўқлигини, иккинчидан, боғланиш мавжуд бўлса, унинг зичлик даражаси ва муҳимлигини баҳолаш ва ниҳоят, учинчидан, кучли (муҳим) боғланиш ўртача қандай вақт давомида (дав-

рлар мобайнида) намоён бўлаётганини аниқлаш имконини беради.

Даражалар ўртасида кучли ва муҳим боғланишлар мавжудлиги муайян динамика қаторига хос тренд типи ва унинг тенграмаси шаклини тўғри белгилаш учун асос туғдиради. Бундан ташқари, бу ҳолда даражалар тебранувчанлиги даврий шаклда бўлса, давр (цикл) ўртача муддати ёки узунлигини баҳолаш, сирғанчиқ ўртачалар ҳисобланаётганда эса таянч даражалар сони масаласини тўғри ечиш имкониятига эга бўлинади.

Иқтисодий ҳаётда шундай ҳодисалар ҳам тез-тез учрайдики, уларни юзага келтирувчи сабаблар олдинроқ юз бериб, оқибатлари эса маълум вақтдан сўнг рўёбга чиқади, яъни улар орасида узилиш, вакуумли муддат пайдо бўлади. Масалан, сармоя учун ажратилган маблағларни сарфлаш натижасида олдин ишлаб чиқариш объектлари яратилади, сўнгра улар ишга туширилиб аста-секин қувватлари ўзлаштирилади. Ўз-ўзидан равшанки, объектларни бунёд этиш ва ишга тушириш даврида ушбу сармоя даромад келтирмайди, қувватларни ўзлаштириш даврида эса оз даромад келтиради. Демак, капитал қўйилмалар амалга оширилгандан сўнг маълум вақт ўтгандан кейингина сармоядан лойиҳада кўзланган даромад тўла миқдорда олина бошланади. Шундай қилиб, сармояларни бунёд этиш билан улардан даромад олиш ўртасида маълум вақт жараёни кечади. Бу вақтни сармоя лаги деб аталади. Автокорреляцион таҳлил ҳодисалар динамикасига оид ўртача лаг муддатини белгилаш имконини беради. Натижада капитал қўйилмалар иқтисодий самарадорлигини тўғри, асосли баҳолаш учун шароит туғилади.

Қатор даражалари ўртасида муҳим боғланиш бор ёки йўқлигини аниқлаш яна бир масалани ечиш учун зарур. Бу ерда динамика қаторлари орасидаги корреляцияни таҳлил қилиш учун регрессия тенграмаларини кичик квадратлар усули ёрдамида ечиш назарда тутилаётир. Маълумки, бу усул нормал тақсимланувчи эркли ўзгарувчиларга таянади, яъни усул қўлланиши учун бошланғич математик шарт кўрсаткичлар (ўзгарувчилар) бир-бирига боғлиқ бўлмаслигидир. Акс ҳолда корреляцион таҳлил математик жиҳатдан асосга эга бўлмайди, чунки кузатиш маълумотлари нормал тақсимланиш қонунига бўйсунмаслиги мумкин. Динамика қаторларида автокорреляция бор-

лигини текшириш қуроли сифатида автокорреляция коэффициентлари хизмат қилади. Улар умумий кўринишда қуйидагича ифодаланиши мумкин:

$$K_l = \frac{C_{y(t)}}{C_{y(0)}} \quad r = \overline{1, \dots, l} \quad (11.16)$$

бу ерда $C_{y(t)}$ — автокорреляцион функция;

$C_{y(0)}$ — динамика қатори дисперсияси.

Турли автокорреляция коэффициентлари ичида энг муҳими биринчи тартиблиси R_1 бўлиб, бу кўрсаткич берилган қатор билан даражалари бир хона олдинга сурилган қатор, яъни Y_1, Y_2, \dots, Y_{N-1} ва Y_2, Y_3, \dots, Y_N ўртасидаги боғланиш зичлигини ўлчайди.

Одатда трендга нисбатан ҳисобланган тафовутлардан ($\Delta y = y_t - y_{t-1}$) тузилган қаторларда автокорреляция йўқ деб фараз қилинади, лекин ҳақиқатда эса кўпинча бу қолдиқлар ҳам автокорреляцияланган бўлади ва шунинг учун доимо автокорреляция мавжудлигини текшириш талаб қилинади. Автокорреляция мавжудлиги кўп сабабларга боғлиқ:

- агарда корреляцион моделда бирор муҳим омил ҳисобга олинмаган бўлса, бу ҳол қолдиқларга таъсир этади ва натижада улар автокорреляцияланган бўлиши мумкин;

- агарда моделда бир тўда иккиламчи омилар ҳисобга олинмаган бўлса ҳам, аммо улар бир-бирига мос ҳолда ҳаракат қилиб, биргалликда сезиларли таъсир кўрсатса, автокорреляция вужудга келади;

- тренд ёки регрессия тенгламасининг типи ва шакли нотўғри белгиланганда ҳам бундай ҳодиса юзага чиқади;

- динамика тасодифий элементлари тузилишидаги хусусиятлар ҳам автокорреляцияга сабаб бўлади.

Автокорреляция коэффициентлари икки йўл билан ҳисобланиши мумкин. Биринчи усул бошланғич қаторлар Y_1, Y_2, \dots, Y_N билан айрим даражаларини олдинга суришдан ҳосил бўлган тегишли қаторлар $Y_{e+1}, Y_{e+2}, \dots, Y_{e+N}$ ҳақидаги маълумотларга таянади, иккинчиси эса уларни тўлиқ ҳолга келтириш натижаларига яъни $Y_{e+1+y_1}, Y_{e+2+y_1+y_2}, \dots, Y_{e+N+y_1+\dots+y_e}$ асосланади. Биринчи усулда олинган кўрсаткичларни кўзга кўринган америка эконометрик олими Гергард Тинтнер ноциклик автокорреляция коэффициентлари, иккинчисини эса - циклик автокорреляция коэффициенти деб атайдил¹. Бу кўрсаткичларни тегишли қатор даражалари ёки улар орасидаги фарқлар (одатда тренддан тафовутлар)га асосланиб ҳисоблаш мумкин. Олинган натижаларда автокорреляцион жараёнларнинг турли хил хатлари ойдинлашади.

¹ Г. Тинтнер. Введение в эконометрику. (Перв. С нем.), М., Статистика 1965, 304 б

Қатор даражаларига асосан ноциклик автокорреляция коэффициентлари қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$r_l = \frac{\overline{y_t \cdot y_{t+l}} - \overline{y_t} \cdot \overline{y_{t+l}}}{\sigma_{y_t} \cdot \sigma_{y_{t+l}}} \quad (11.17)$$

бу ерда:

$$\begin{aligned} \overline{y_t} &= \frac{\sum_{t=1}^{N-l} \overline{y_t}}{N-l}; & \sigma_{y_t} &= \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t^2}{N-l} - \left(\frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t}{N-l}\right)^2}; \\ \overline{y_{t+l}} &= \frac{\sum_{t=l+1}^N \overline{y_{t+l}}}{N-l}; & \sigma_{y_{t+l}} &= \sqrt{\frac{\sum_{t=l+1}^N y_{t+l}^2}{N-l} - \left(\frac{\sum_{t=l+1}^N y_{t+l}}{N-l}\right)^2} \end{aligned}$$

(11.17) формулага тегишли қийматларни қўйиб, алгебраик алмаштиришлар натижасида ноциклик автокорреляция коэффициентлари қуйидаги ифода шаклини олади:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t y_{t+l} - \frac{1}{N-l} \sum_{t=1}^{N-l} y_t \sum_{t=l+1}^N y_{t+l}}{\sqrt{\left[\frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t^2}{N-l} - \frac{1}{N-l} \left(\frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t}{N-l} \right)^2 \right] \left[\frac{\sum_{t=l+1}^N y_{t+l}^2}{N-l} - \frac{1}{N-l} \left(\frac{\sum_{t=l+1}^N y_{t+l}}{N-l} \right)^2 \right]}} \quad (11.18)$$

Агарда y_t қатор ўртача даражаси нол қийматга баробар бўлган қолдиқлардан ($\Delta y_t = y_{t+1} - y_t$) ёки ($\Delta y_t = y_t - \hat{y}_t$) таркиб топса, (11.18) формула соддалашади:

$$r_l = \frac{\frac{1}{N-l} \sum_{t=1}^{N-l} y_t \cdot y_{t+l}}{\sqrt{\frac{1}{(N-l)^2} \sum_{t=1}^{N-l} y_t^2 \sum_{t=l+1}^N y_{t+l}^2}} = \frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t \cdot y_{t+l}}{\sqrt{\sum_{t=1}^{N-l} y_t^2 \sum_{t=l+1}^N y_{t+l}^2}} \quad (11.19)$$

Бу (11.19) формулани олдинги (11.18) формуладан ажратиш мақсадида $y_t = \Delta_{t+1}$, $y_{t+l} = \Delta_{t+l+1}$ билан алмаштирсак:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^{N-l} \Delta_t \Delta_{t+l}}{\sqrt{\sum_{t=1}^{N-l} \Delta_t^2 \sum_{t=l+1}^{N-1} \Delta_{t+l}^2}} \quad (11.19a)$$

Узоқ муддатли динамика қаторларида $y_t = \Delta_t$ ва $y_{t+l} = \Delta_{t+l}$ дисперсиялари амалда бир-бирига тенг бўлгани учун биринчи тартибли ноциклик автокорреляция коэффициентини ҳисоблашда қуйидаги формуладан фойдаланиш мумкин.

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{N-1} Y_t Y_{t+1}}{\sum_{t=1}^{N-1} Y_t^2} \quad \text{ёки} \quad r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{N-1} \Delta_t \Delta_{t+1}}{\sum_{t=1}^{N-1} \Delta_t^2} \quad (11.20)$$

Биринчи тартибли ноциклик автокорреляция коэффициентларини ҳисоблаш тартибини 11.22-жадвал мисолида кўриб чиқамиз.

Бундан ҳосилдорлик қатори даражалари асосида биринчи тартибли ноциклик автокорреляция коэффициентларини ҳисобласак:

$$r_1 = \frac{5499,78 - \frac{(330,7-27) \cdot 317,2}{19-1}}{\sqrt{\left[6030,01 - 729 - \frac{(330,7-27)^2}{19-1}\right] \left[(6030,01 - 729 - 182,25) - \frac{317,2^2}{19-1}\right]}} = \frac{5499,78 - 5351,87}{\sqrt{(5301,01 - 5124,09)(5847,76 - 5589,77)}} = 0,6923.$$

Демак, ҳосилдорлик қатори учун муҳим автокорреляция характерлидир. Тренддан ҳақиқий ҳосилдорлик тафовутлари асосида биринчи тартибли ноциклик автокорреляция коэффициентини аниқлаш учун даставвал текисланган ҳосилдорлик даражаларини ҳисоблаш керак. Бунинг учун ҳосилдорликни вақтга нисбатан чизиқли функция деб қараб, тренд тенгламасини тузамиз $\hat{y}_t = a + bt$.

Маълумки, бу тенгламанинг номаълум параметрлари ҳисоблаш марказий “0” нуқтадан бошланганда қуйидагича аниқланади:

$$a = \frac{\sum y_t}{N} = \frac{330,7}{19} = 17,405 \quad b = \frac{\sum y_t t}{\sum t^2} = \frac{328,3}{570,0} = 0,576$$

Демак, $\hat{y}_t = 17,405 + 0,576t$. Бу тенгламага t қийматларини қўйсақ, текисланган ҳосилдорлик даражалари \hat{y}_t аниқланади. Улар 11.22-жадвалнинг 9^{чи} устунида \hat{y}_t келтирилган.

Бу ерда чизиқли функциядан ҳосилдорлик тенденциясини ҳисоблашда фойдаланиш мумкинлигини баҳолаш учун тренд тенгламаси муҳимлигини Фишер F-мезони ёрдамида текшириб кўрамиз. Маълумки, бунинг учун умумий вариация, қолдиқ вариация ва тренд таъсири остида шакланган вариация кўрсаткичларини ҳисоблаш керак, яъни:

$$d_1^2 = \sum (Y_t - \bar{Y}_t)^2 = 274,09; \quad d_2^2 = \sum (\hat{Y}_t - \bar{Y}_t)^2 = 85,01;$$

$$d_3^2 = \sum (Y_t - \hat{Y}_t)^2 = 274,09 - 85,01 = 189,08$$

Умумий дисперсия учун эркинлик даражаларининг сони $N-1=19-1=18$ қолдиқ дисперсия учун эркинлик даражалар сони $N-m=19-2=17$ тен-

Автокорреляция коэффициентларини кузги бурдоқ ҳосилдорлиги динамикаси
миқсолида ҳисоблаш

Йиллар	Ҳосилдорлик Ц/га у _t	Y _t ²	1 йилга сурилган Ҳосилдорлик у _{t+1}	у _t у _{t+1}	t	t ²	у _t	у _{t+1}	Δ _t = у _t - у _{t+1}	Δ _t Δ _{t+1}	Δ _t ²	Δ _{t+1} ²	(Δ _{t+1} - Δ _t) ²
1	13.5	182,25	11,6	156,60	-9	81	-121,5	12,22	+1,28	-1,20	1,64	1,44	6,15
2	11,6	134,56	14,7	170,52	-8	64	-92,8	12,80	-1,20	1,33	1,44	1,77	6,40
3	14,7	216,09	16,2	238,24	-7	49	-102,9	13,37	1,33	2,25	1,77	5,06	0,84
4	16,2	262,44	15,2	246,24	-6	36	-97,2	13,95	2,25	0,67	1,51	5,06	2,50
5	15,2	232,04	15,1	229,52	-5	25	-76,0	14,53	0,67	0	0,00	0,45	0,45
6	15,1	228,01	16,9	255,19	-4	16	-60,4	15,10	0	1,22	0,00	1,49	1,49
7	16,9	285,61	16,8	283,92	-3	9	-50,7	15,68	1,22	0,55	0,67	1,49	0,45
8	16,8	282,24	12,9	216,72	-2	4	-33,6	16,25	0,55	-3,93	0,30	15,45	20,07
9	12,9	166,41	13,8	178,02	-1	1	-12,9	16,83	-3,93	-3,61	14,19	13,03	0,10
10	13,8	190,44	16,1	222,18	0	0	0	17,41	-3,61	-1,88	6,79	3,54	2,99
11	16,1	259,21	20,3	328,12	1	1	16,1	17,98	-1,88	+1,84	-3,46	3,54	13,91
12	20,4	416,10	17,8	363,12	2	4	40,8	18,56	1,84	-1,33	-2,45	3,31	10,11
13	17,8	316,84	18,3	325,74	3	9	53,4	19,13	-1,33	-1,41	1,88	1,77	0,01
14	18,3	334,89	18,9	345,87	4	16	73,2	19,71	-1,41	-1,39	1,96	1,99	0,00
15	18,9	357,21	22,8	430,92	5	25	94,5	20,29	-1,39	1,94	-2,70	1,93	11,09
16	22,8	519,84	23,1	526,68	6	36	136,8	20,86	1,94	1,66	3,22	3,76	0,08
17	23,1	533,61	19,6	452,76	7	49	161,7	21,44	1,66	-2,41	-4,00	2,76	16,56
18	19,6	384,16	27,0	529,20	8	64	156,8	22,01	2,50	4,41	-10,63	5,81	46,51
19	27,0	729,00	-	-	9	81	243,0	22,59	4,41	-	-	-	-
Жами	330,7	6030,01	317,2	5499,78	0	570,0	328,3	330,7	0	-1,28	4,64	83,36	65,58
													139,76

денция ҳисобига шаклланган дисперсия учун эркинлик сони тенглама параметрлари сонидан бирга камдир, яъни $m-1$.

$$\text{Натижада умумий дисперсия: } \sigma^2 = \frac{\sum (y_t - \bar{y}_t)^2}{N-1} = \frac{279,09}{18} = 15,23$$

$$\text{Қолдиқ дисперсия: } \delta^2 = \frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{N-m} = \frac{85,01}{17} = 5,00$$

$$\text{Тренд дисперсияси: } \sigma_{\hat{y}_t}^2 = 189,09$$

$$\text{Бундан } F_{\text{ҳак}} = \frac{\sigma_{\hat{y}_t}^2}{\delta^2} = \frac{189,09}{5,0} = 37,816.$$

0,99 эҳтимоллик билан тегишли эркинлик даражалари сонида F -мезон жадвал қиймати $F_{\text{жад}} = 8,40$. Демак, $F_{\text{ҳак}} > F_{\text{жад}}$ бўлгани учун ҳосилдорлик функциясини чизикли функция орқали ифодалаш мумкин. Энди тренддан ҳақиқий ҳосилдорлик тафовутлари асосида биринчи тартибли ноциклик автокорреляция коэффициентини ҳисоблайлик.

$$r_1 = \frac{\frac{4,64}{18}}{\sqrt{\frac{65,58}{18} \cdot \frac{83,36}{18}}} = \frac{0,2577}{4,11} = 0,0627.$$

Демак, ҳосилдорлик қаторини текислаш натижасида унга хос автокорреляция бартараф қилинган. Бундан хулоса: тренд аниқлаш учун функция типи ва шакли тўғри белгиланган, яъни у чизикли тенгламадир.

Циклик автокорреляция — бу y_1, y_2, \dots, y_N қатори билан l даврга сурилиб бўш қолган даврлари эса бошланғич қаторнинг y_1, y_2, \dots, y_l даражалари билан тўлдирилган қатор яъни $y_{l+1}, y_{l+2}, \dots, y_N, y_1, y_2, \dots, y_l$ ўртасидаги корреляциядир. Бу ҳолда:

$$\begin{cases} \sum_{t=1}^N y_{t(1)} = \sum_{t=1}^N y_{t(1)} \\ \sum_{t=1}^{N+l} y_{t(2)} = \sum_{t=l+1}^{N+l} y_{t(2)} \end{cases} \quad (11.21)$$

Бу ерда $y_{t(1)}$ - биринчи қатор даражалари

$y_{t(2)}$ - иккинчи қатор даражалари

Циклик автокорреляция коэффициенти куйидаги шаклга эга:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^N y_t y_{t+l} - \frac{\left(\sum_{t=1}^N y_t\right)^2}{N}}{\sum_{t=1}^N y_t^2 - \frac{\left(\sum_{t=1}^N y_t\right)^2}{N}} \quad (11.22)$$

Бу ерда шуни ҳисобга олиш керакки, ҳақиқий даражалар асосида циклик автокорреляция коэффицентини ҳисоблаш ва қўллашнинг муҳим шарти мавжуд. Бу шарт шундан иборатки, циклик қатор даражалари, айниқса, унинг бошланғич ва охириги даражалари бетартиб кенг чегараларда тафовутланмаслиги керак. Акс ҳолда улар тасодифиёт таъсири остида бўлиб, ҳодиса динамикасини объектив тасвирламайди ва натижада циклик автокорреляция коэффицентини ҳам асоссиз бўлади. Демак, бундай шароитда ҳақиқий даражаларга таяниб бу кўрсаткични ҳисоблаш ва фойдаланиш ноўриндир. Бироқ уларнинг фарқларидан барпо бўлган қатор учун у жуда ўринли кўрсаткичдир. Циклик автокорреляция коэффицентини муҳимлик жиҳатдан баҳолашда $N - l$ эркин даражалар сонли Оскар Андерсон тақсимотидан фойдаланиш мумкин. Бу ҳолда t -мезон ҳақиқий қиймати

$$t = r_l \sqrt{N - l}$$

орқали аниқланади ва маълум эҳтимол ҳамда $N - l$ эркин даражалар сони билан аниқланган жадвал қиймати билан солиштирилади.

Аммо бу усул камчиликларга эга. Шунинг учун ҳозирги вақтда автокорреляция мавжудлигини текширишда Дарбин - Уотсон мезони қўлланади:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{N-1} (y_{t+l} - y_t)^2}{\sum_{t=1}^N y_t^2} \quad (11.23)$$

D -мезон мумкин қийматлари 0-4 оралиқда ётади. Агар қаторда автокорреляция бўлмаса, унинг қийматлари 2 атрофида тебранади. Ҳисоблаб топилган ҳақиқий қийматлари жадвалдаги критик қиймат билан таққосланади. Агарда $D_{\text{ҳақ}} < D_L$ бўлса, қатор автокорреляцияга эга; $D_{\text{ҳақ}} > D_U$ бўлса у автокорреляцияга эга эмас; $D_L < D_{\text{ҳақ}} < D_U$ бўлса, текширишни давом эттириш лозим. Бу ерда D_L ва D_U - мезоннинг қуйи ва юқори чегаралари. Салбий автокорреляция мавжуд (r_l минус ишорага эга) бўлса, у ҳолда мезон қийматлари 2-4 орасида ётади, демак, текшириш учун $D' = 4 - D$ қийматларини аниқлаш керак. Циклик автокорреляция коэффицентини ҳисоблаш марказий даражадан $\sum y_t = 0$ бошланса, у ҳолда (11.22) формула жуда соддалашади:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^N y_t y_{t+l}}{\sum_{t=1}^N y_t^2} \quad (11.22a)$$

Қолдиқларга ($d_t = \Delta_{t+1} - \Delta_t$) асосланган циклик автокорреляция коэффицентини эса қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^n d_t d_{t+l}}{\sum_{t=1}^n d_t^2} \quad (11.24)$$

Бу ерда: $d_t = \Delta_{t+1} - \Delta_t$, $\Delta_t = Y - \hat{Y}_t$, $n = N - 1$.

Юқоридаги мисолимизда, биринчи тартибли циклик автокорреляция коэффициентини ҳисобласак:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^N Y_t Y_{t+1} - \frac{\left(\sum_{t=1}^N Y_t\right)^2}{N}}{\sum_{t=1}^N Y_t^2 - \frac{\left(\sum_{t=1}^N Y_t\right)^2}{N}} = \frac{(5499,79 + 27 \cdot 13,5) - \frac{330,7^2}{19}}{(6030,01 + \frac{330,7^2}{19})} = \frac{108,36}{274,09} = 0,3953$$

Демак, автокорреляция коэффициенти катта қийматга эга эмас. Шу сабабли ҳосилдорлик қаторида автокорреляция йўқлиги ҳақидаги нол гипотезани H_0 имон қиллик билан инкор ҳам этолмаймиз, қабул ҳам қилаолмаймиз, чунки коэффициентларнинг аниқ тақсимот шакли номаълум. Шунинг учун Дарбин - Уотсон мезонини ҳисоблаймиз:

$$D_{\text{хак}} = \frac{\sum_{t=1}^{N-1} (Y_{t+1} - Y_t)^2}{\sum_{t=1}^N Y_t^2} = \frac{149,21}{6030,01} = 0,0247$$

D тақсимоти жадвалига биноан, муҳимлилик даражаси 0,01 билан (эҳтимол $P=0,99$) мезоннинг қуйи ва юқори критик қийматлари $D_L=0,93$ ва $D_U=1,13$. Демак, мезон ҳақиқий қиймати қуйи критик қийматидан кичик $D_{\text{хак}} < D_L$ бўлгани учун ҳосилдорлик қатори автокорреляцияга эга.

Энди қолдиқлар d_t қатори учун биринчи тартибли циклик автокорреляция коэффициентини аниқлайлик:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^n d_t d_{t+1}}{\sum_{t=1}^n d_t^2} = \frac{4,64}{65,58 + 4,41^2} = \frac{4,64}{85,03} = 0,0545$$

Бу ҳолда Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қиймати $D_{\text{хак}} = 139,76:85,06 = 1,643$. Бу натижа 0,99 эҳтимол билан қаралган мезоннинг юқори критик қийматидан $D_U = 1,13$ катта. $D_{\text{хак}} = 1,643 > D_U = 1,13$ бўлгани учун чизиқли тренд тенгнамаси асосида текисланган ҳосилдорлик даражалари қатори автокорреляцияга эга эмас, демак, тренд ҳисоблаш учун функция типи ва шакли тўғри белгиланган. Бу хулоса тўғрилигини Оскар Андерсон усули ҳам тасдиқлайди, чунки бу ҳолда $t_{\text{хак}} = r_1 \sqrt{N-1} = 0,0545 \sqrt{20-2} = 0,2312$ ваҳоланки нормал тақсимоти функцияси жадвалига биноан, 0,95 эҳтимоллик t -критик қиймати $t_{\text{жадв}} = \pm 1,96$, кичик танламалар учун эса $t_{\text{жадв}} = \pm 4,472$. Шундай қилиб, тулиқ ишонч билан таъкидлаш мумкинки, текисланган қатор автокорреляцияга эга эмас.

11.9. Динамика қаторларида лаг аниқлаш усуллари^{*)}.

Статистикада лаг—бу ҳодисалар ёки жараёнлар динамикасида кузатиладиган уларнинг юзага чиқиш вақтлари орасидаги кечикишдир.

Лаг инглизча \log сўзидан олинган бўлиб, кечикиш, ҳодиса ёки жараённинг вақтда кечикиши деган луғавий маънога эга. Статистикада лаг деганда сабаб - оқибат боғланишида бўлган бир ҳодиса ёки жараён (оқибат)нинг иккинчиси (сабаб)га қараганда вақтда кечикиб юзага чиқиши тушунилади. Лаг ўлчаш ва ўрганиш бир қатор ил-

мий ва амалий масалаларни ечиш учун зарур. Олдин таъкидланганидек, иқтисодий ҳаётимизда мавсумли тебранишларга эга бўлган ҳодиса ва жараёнлар тез - тез учраб туради. Уларни ҳисобга олиб жорий иқтисодий сиёсат тактикасини белгилаш, бундай ҳодисаларни йил давомида ривожлантириш прогнозларини тузиш ва тадбирларини аниқлаш ўртача мавсум муддати (қанча ой давом этиши)ни билишни тақозо қилади. Лаг ҳисоблаш йўли ўртача мавсум муддатини баҳолаб топиш мумкин. Ҳаётимизда шундай ҳодисалар ҳам кенг тарқалганки, улар тўлқинсимон шаклда, босқичма-босқич аста ўсиш ва тезлашиш суръатлари тормозланиш ва сўниш суръатлари билан галма-гал алмашиш йўли билан ривожланади. Бундай жараён хусусиятини ҳисобга олиб, иқтисодий сиёсат стратегиясини белгилаш, ҳодисаларни ривожланиш истиқболлари ва тадбирларини аниқлаш учун тўлқинлар таъсири остида шаклланадиган давраларнинг ўртача муддати (йил ҳисобида узунлиги)ни билиш зарур. Ва ниҳоят, юқорида айтганимиздек, сабаб - оқибат боғланишига эга бўлган ҳодисалар тараққиётида олдин сабабият кечиб, маълум вақт ўтгандан сўнг оқибат юзага чиқади. Масалан, сармоёлар барпо этилиб, маълум даврдан кейин улар даромад келтира бошлайди. Никоҳланиш оқибатида бола туғилиши маълум даврдан сўнг рўй беради. Оғир касалликка чалинган инсон маълум даврдан кейин абадул-абад кўз юмади. Бундай ҳолларда ҳам лаг аниқлаш зарурияти туғилади.

Нафақат иқтисодиёт ва демографияда, балки бошқа соҳаларда ҳам, чунончи метеорология, биология, зоология, физика, астрономия, сув ресурслари шаклланиши ва фойдаланиш ва ҳоказоларда юқорида қайд этилган воқеаларга ўхшаш ҳодисалар тез - тез учрайди. Уларни ўрганиш ҳам лаг ҳисоблаш билан боғлиқдир.

Лаг топиш учун қатор даражаларини бирма - бир суриб, автокорреляция коэффициентларини ҳисоблаш керак. Қайси сурилишда ушбу кўрсаткич энг катта қиймат $r_1 = \max$ билан ифодаланса, уша сурилиш тартиб сони ўртача лаг муддати сифатида тақрибан қаралиши мумкин.

Кузги бугдой ҳосилдорлиги учун $r_1 = 0,6923$ юқорида аниқладик. Энди қаторни яна бир даражага суриб $l = 2$ қатори учун автокорреля-

^{*)} Бу бўлимни Соатов Илҳом ёзган.

ция коэффициентини ҳисоблайлик. Бу ҳолда $N - 1 = 19 - 2 = 17$;
 $t + 1 = 3$;

$$\sum_{t=1}^{17} Y_t = 330,7 - 27 - 19,6 = 284,1; \quad \sum_{t=3}^{19} Y_{t+2} = 330,7 - 13,5 - 11,6 = 305,6;$$

$$\sum_{t=3}^{17} Y_t^2 = 6030,01 - 27^2 - 19,6^2 = 4916,85;$$

$$\sum_{t=3}^{19} Y_{t+2}^2 = 6030,01 - 13,5^2 - 11,6^2 = 5713,20;$$

$$\sum_{t=3}^{17} Y_t Y_{t+2} = 5224,74.$$

Буларга асосан,

$$r_2 = \frac{5224,78 - \frac{284,1 \cdot 305,6}{17}}{\sqrt{(4916,85 - \frac{284,1^2}{17})(5713,20 - \frac{305,6^2}{17})}} = \frac{117,66}{192,664} = 0,6107$$

Қаторни яна бир даражага суриб, учинчи тартибли автокорреляция коэффициентини аниқлаймиз. Бунинг учун керакли маълумотлар:

$$l = 3; \quad N - l = 19 - 3 = 16; \quad t + l = t + 3 \quad \sum_{t=1}^{16} Y_t = 261,0; \quad \sum_{t=4}^{19} Y_{t+3} = 290,9;$$

$$\sum_{t=4}^{16} Y_t^2 = 4383,24; \quad \sum_{t=4}^{16} Y_{t+3}^2 = 5497,11; \quad \sum_{t=1}^{16} Y_t Y_{t+3} = 4848,22.$$

Бундан

$$r_3 = \frac{4848,22 - \frac{261,0 \cdot 290,9}{16}}{\sqrt{(4383,24 - \frac{261,0^2}{16})(5497,11 - \frac{290,9^2}{16})}} = \frac{102,91}{161,75} = 0,6362$$

Юқорида баён этилган тартибда қатор даражаларини суришни давом эттириб, тўртинчи, бешинчи ва ҳоказо тартибли автокорреляция коэффициентларини ҳисоблаш мумкин. Мисолимизда $r_4 = 0,6988$, $r_5 = 0,5612$ ҳисоблаб чиқиш қийин эмас. Ҳисоблаш натижасида олинган коэффициентлар ҳосилдорлик қаторида автокорреляция борлигини яққол кўрсатмоқда. Шу билан бирга тўртинчи тартибли автокорреляция коэффициенти диққатга сазовордир, чунки у энг катта қийматга эга. Кейинги тартиб сонли сурилишлар учун Дарбин-Уотсон автокорреляцияни текшириш мезонини ҳисоблаш натижасида унинг ҳақиқий қийматлари борган сари катталашиб бориши аниқланди, масалан,

$$D_7 = \frac{330,84}{3171,3} = 0,1043; \quad D_8 = \frac{315,21}{2854,36} = 0,1104; \quad D_9 = \frac{323,90}{2438,3} = 0,1332.$$

ва ҳоказо. Демак, бешинчи тартибли автокорреляция коэффициентдан бошлаб бундан буён унинг қийматлари кичиклашиб боради. Бу

эса тўртинчи тартибли коэффициент максимал қийматга эгаллигини яна тасдиқлайди. Шундай қилиб, қатор 4 йилли лаг билан муҳим автокорреляцияга эга. Бу хулосани лаг аниқлашнинг иккинчи усули ҳам тасдиқлайди. Бу усул “бурилиш нуқталари”ни ҳисоблашга асосланади ва минимумлар ва максимумлар мезони деб юритилади. Агар ўртадаги даража икки томонидаги қўшни даражалардан катта (максимум) ёки кичик бўлса (минимум), у бурилиш нуқтаси ҳисобланади, яъни

$$Y_{t-1} < Y_t > Y_{t+1} \text{ бўлса } Y_t = \max \text{ ёки } Y_{t-1} > Y_t < Y_{t+1} \text{ бўлса } \\ Y_t = \min .$$

Тўлқинсимон тебранишларга эга бўлган қаторларда бурилишлар сони $N-2$ дан иборат. Узоқ муддатли қаторларда давра (цикл)га битта максимум ёки битта минимум тўғри келади, демак, умумий нуқталар сони $2(N-1)$, бу ерда l - давра (цикл) муддати. М.Дж. Кендэл исботлаганидек, тасодифий тақсимланган қаторда ўртача бурилишлар сони (аниқроқ айтганда математик кутилиши) $\bar{P} = \frac{2(N-2)}{3}$ ва унинг дисперсияси

$$\sigma_p^2 = \frac{16N-29}{90} .$$

0,95 эҳтимоли билан ҳақиқий бурилишлар сони $P_{\text{ҳақ}} = 1,96\sigma_p$ ташқарида ётмаса, қаторда $P/2$ давра бўлиб, лаг муддати $2N/P$ йилга тақрибан баробар бўлиши мумкин. Мисолимизда тўққизта бурилиш нуқталари мавжуд (2, 4, 6, 7, 9, 12, 13, 17, 18 йил даражалари), яъни $P_{\text{ҳақ}} = 9$. Қатор тасодифий тақсимланганда $\bar{P} = \frac{2(N-2)}{3} = 11,33$ бурилиши нуқталари бўлиши мумкин эди ва ўртача квадратик тафовути $\sigma_p = \sqrt{\frac{16 \cdot 19 - 29}{90}} = \sqrt{3,0556} = 1,75$. Демак, 0,95 эҳтимоли билан ҳақиқий бурилишлари сони $P_{\text{ҳақ}} = \pm 1,96\sigma$ дан ташқарида ётмаслиги керак.

Шундай қилиб, ҳақиқий бурилишлар сони критериал оралиқ $7,9 < P_{\text{ҳақ}} < 14,76$ ичида ётади. Шунинг учун лаг муддати $2N/P = 2 \cdot 19/9 = 4,2 \approx 4$ йилга тенг.

Энди амалий масалаларни ечишда лагни ҳисобга олиш тартибини капитал қўйилмалар самарадорлигини иқтисодий баҳолаш мисолида кўриб чиқамиз.

Маълумки, бозор иқтисодиёти шароитида капитал қўйилмалари (инвестициялар) тушунчаси молиявий ва иқтисодий талқинга эга. Молиявий жиҳатдан бу — даромад олиш мақсадида хўжалик фаолиятига қўйилган барча актив турларидан иборат бўлган сармоядир. Иқтисодий жиҳатдан эса, бу категория асосий капитал бунёд этиш, кенгайтириш, реконструкциялаш ва янги техника билан қайта

куроллантириш ҳамда шунга мувофиқ айланма капиталда тегишли ўзгартиришлар яшаш билан боғлиқ барча бир йўлама сарфларни аниқлатади.

Капитал қўйилмалар самарадорлиги асосий капиталнинг бутун ҳаётийлик даврида бунёд этиш, ишга тушириш ва фойдаланиш жараёнларидаги харажатлар билан даромадлар орасидаги ўзаро нисбат билан аниқланади. Бундай қиёслашнинг энг муҳим таянч шарти харажатлар билан даромадлар таққосламалигини таъминлашдан иборат.

Бозор шароитида иқтисодий муомалага киритиладиган бугунги сўм эртанги сўмга тенг эмас, чунки фойдаланиш натижасида у кўпроқ қийматга эга бўлади. Шу муносабат билан “пул пулни туғар” деган халқ нақлини эслаш жуда ўринлидир.

Инвестицион жараёнда иқтисодий алоқага қўйиладиган сармоялар ҳам, улардан олинадиган даромадлар ҳам вақт бўйича, (ойма-ой, йилма-йил) турлича тақсимланади. Шу сабабли капитал қўйилмалар самарадорлигини аниқлаш учун дастлаб уларни бир асосга, яъни иқтисодий қиймати жиҳатидан таққослама кўринишга келтириш масаласи туғилади. Бозор иқтисодиёти назарияси ва амалиёти, жумладан инвестицияларни лойиҳалашда бу масалани ечиш тартиби заминида харажатлар билан даромадларни махсус коэффицентлар ёрдамида дисконтлаштириш ётади. Дисконтлаш коэффицентлари эса:

$$K_r = \frac{1}{(1+r)^t} \quad (11.25)$$

формула орқали аниқланади.

Бу ерда r — дисконтлаш нормаси, одатда минимал банк фоизи, t — вақт $t = 1, \dots, n$

Демак, дисконтлаш коэффицентлари минимал банк фоизи устига бир қўшиб, уларнинг тескари даражаларидан ҳисобланган мураккаб фоизлардир. Бу коэффицентларга тегишли вақт бўйича тақсимланган харажат ва даромад оқимларини кўпайтириш натижасида таққослама қийматда ифодаланган кўрсаткичлар ҳосил бўлади. Улар харажат ва даромад оқимларининг бошланғич даврга келтирилган жорий қиймати деб аталади.

Бозор шароитида сармоялар лойиҳалари уларнинг самарадорлигини баҳолаш учун қуйидаги асосий кўрсаткичлар қўлланади: соф келтирилган қиймат, ички даромад нормаси, рентабеллик даражаси ва қопланиш муддати. Улар дисконтлаштирилган маълумотларга асосланади. Масалан, соф келтирилган қиймат сармоялар лойиҳасидан бутун ҳаётийлик даврида олинадиган соф келтирилган даромадларнинг умумий қиймати бўлиб, дисконтлаштирилган даромад ва харажатлар оқимларининг жорий қийматлари орасидаги фарқ билан аниқланади.

$$NPV = \sum_{t=1}^n \frac{1}{(1+r)^t} (B_t - C_t) \quad (11.26)$$

Бу ерда NPV — соф келтирилган қиймат (инглизча net present value), B_t — t йилда лойиҳадан даромад, C_t — t йилдаги харажатлар, r — дисконт нормаси (одатда минимал банк фоизи), t — лойиҳа ҳаётийлик давридаги йиллар сони. Лойиҳа рентабеллик даражаси дисконтлаштирилган даромадларни дисконтлаштирилган харажатлар билан солиштириш натижасидир:

$$R = \frac{\sum_{t=1}^n B_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=1}^n C_t(1+r)^{-t}} \quad (1.27)$$

Сармояларни қопланиш муддати ўртача қанча йиллар ичида лойиҳа узини оқлашини кўрсатади.

Бу кўрсаткичлар капитал қўйилмаларнинг ҳақиқий самарадорлигини иқтисодий баҳолашда ҳам асосий индекторлар сифатида қўлланади. Бироқ бу ҳолда даромад ва харажатлар таққосламалигини таъминлаш муаммоси билан боғлиқ яна иккита масала пайдо бўлади: бири—инфляцияни ҳисобга олиш, иккинчиси—даромадларни капитал қўйилмаларга нисбатан кечикиши (лаг)ни эътиборга олиш.

Бозор шароитида ҳақиқий харажатлар билан даромадлар инфляция таъсири остида шаклланади. Нархлар ошган сари харажатлар ҳам, даромадлар ҳам купаяди, лекин суръатлари турлича бўлади. Чунки барча маҳсулот ва хизматлар нархлари бир меъёردа ўзгармайди, ойлик ва йиллик индекслар ҳам даврма-давр ҳар хил қийматларга эга бўлади. Шу сабабли капитал қўйилмалар ҳақиқий самарадорлигини ўлчаш дастлаб даромад ва харажатлар оқимларини таққослама нархларда ҳисобланган реал кўрсаткичлар орқали ифодалашни тақозо этади. Бу масалани ҳақиқий нархларда ҳисобланган даромад ва харажат оқимларининг қийматларини тегишли нархлар индексларига бўлиш йўли билан ечиш мумкин. Иккинчи масала—даромадларни вақт бўйича кечикишини ҳисобга олиб ҳақиқий самарадорликни баҳолаш учун дастлаб лаг муддатини ҳисоблаш зарур. Кейин эса даромадларни аниқланган лаг муддатига суриб, вақт бўйича харажат ва даромад оқимлари таққослама ҳолга келтирилади. Сўнгра уларни дисконтлаштириш йўли билан келтирилган жорий қийматлар аниқланади. Буларга асосан капитал қўйилмаларининг ҳақиқий самарадорлик кўрсаткичлари топилади.

Капитал қўйилмалар самарадорлигини сармоялар лойиҳалари даражасида баҳолашда инфляция ва лагни ҳисобга олиш масаласи туғилмайди, чунки бу ҳолда даромад ва харажатлар оқимлари таққослама нархларда ифодаланиб, бутун ҳаётийлик даври учун олинади. Ҳақиқий самарадорликни аниқлаётганда эса капитал қўйилмалар бутун ҳаётийлик даврига тегишли бўлиб, даромадлар фақат ўрганилаётган вақт оралиғида олинган самарани ўлчайди. Келажакда намоён бўладиган нати-

жа номаълум бўлгани учун ҳақиқатда олинган даромадларни уларни юзага чиқарган капитал қўйилмалар билангина таққослаш мумкин.

Бу кўрсаткичларнинг таққосламалигини таъминлаш учун эса лани ҳисобга олиш зарур, яъни даромадларни лаг муддати бўйича олдинга суриб, тегишли капитал қўйилмалар билан солиштирма асосга келтириш керак.

Пировард натижада ҳақиқий самарадорлик кўрсаткичлари қуйидаги формулалар ёрдамида ҳисобланади:

$$NPV_{\text{ҳақ}} = \sum_{t=1}^n B_t(1+r)^{-t} - \sum_{t=1}^{n-1} C_t(1+r)^{-t} \quad (11.28)$$

$$R_{\text{ҳақ}} = \frac{\sum_{t=1}^n B_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=1}^{n-1} C_t(1+r)^{-t}} \quad (11.29)$$

$$T_{\text{қопланиш}} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} C_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=k}^{k+1} B_t(1+r)^{-t}} \quad (11.30)$$

$$T_{\text{календар}} = (n-1) \pm m \left\{ \begin{array}{l} \sum_{t=1}^{n-1} C_t(1+r)^{-t} = \sum_{t=1}^n B_t(1+r)^{-t} \pm \sum_{t=k}^{n-k} C_t(1+r)^{-t} \\ m = \frac{\sum_{t=k}^{n-k} C_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=k}^{k+1} B_t(1+r)^{-t}} \end{array} \right. \quad (11.31)$$

бу ерда: $t = 1, 2, \dots, k, \dots, n-k, \dots, n, n+1, \dots, n+k$

Бу кўрсаткичларни Марказий Фарғона бўз ерларини ўзлаштириш материаларида ҳисоблаймиз(11.23-жадвал).

11.23-жадвалнинг пастки қаторларида текшириш даврлари учун ҳисобланган соф самара (Y_t) ва капитал қўйилмаларнинг (X_t) вақт бўйича тақсимотларини таърифловчи вариация кўрсаткичлари ва улар ўртасидаги боғланишни аниқловчи чизиқли корреляция коэффицентлари келтирилган. Демак, лаг 4 йилга тенг бўлганда корреляция коэффиценти энг катта қийматга эга бўлиб, унинг ишончлиги (муҳимлиги) t - Стьюдент мезонига асосан 0,99 эҳтимоли билан тўла тасдиқланади ($t_{\text{ҳақ}} > t_{\text{жадвал}} = 2,95$).

Марказий Фарғонани узлаштиришга сарфланган капитал харажатлар ва соф даромад ортирмалари (млн. сўм).

Йиллар	Капитал қўйилмалар	Соф даромад ортирмаси	Лаг муддати қуйидаги йилларга тенг бўлганда капитал қўйилмалар					
			0	1	2	3	4	5
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	3,9	0,06	-	-	-	-	-	-
2	3,7	0,07	-	-	-	-	-	-
3	2,3	0,02	-	-	-	-	-	-
4	4,7	0,14	-	-	-	-	-	-
5	8,0	0,72	-	-	-	-	-	-
6	7,2	0,42	7,2	8,0	4,7	2,3	3,7	3,9
7	13,2	0,68	13,2	7,2	8,0	4,7	2,3	3,7
8	9,0	1,26	9,0	13,2	7,2	8,0	4,7	2,3
9	10,2	2,68	10,2	9,0	13,2	7,2	8,0	4,7
10	7,6	3,78	7,6	10,2	9,0	13,2	7,2	8,0
11	4,1	8,51	4,1	7,6	10,2	9,0	13,2	7,2
12	6,4	5,75	6,4	4,1	7,6	10,2	9,0	13,2
13	9,3	4,42	9,3	6,4	4,1	7,6	10,2	9,0
14	7,3	3,96	7,3	9,3	6,4	4,1	7,6	10,2
15	8,7	2,72	8,7	7,3	9,3	6,4	4,1	7,6
16	13,3	1,88	13,3	8,7	7,3	9,3	6,4	4,1
17	14,0	3,80	14,0	13,3	8,7	7,3	9,3	6,4
18	16,5	3,17	16,5	14,0	13,3	8,7	7,3	9,3
19	19,5	4,63	19,5	16,5	14,0	13,3	8,7	7,3
20	35,2	6,61	35,2	19,5	16,5	14,0	13,3	8,7
Жами	204,1	55,27 ^{*)}	181,5	154,3	139,5	125,3	115,0	105,6
		54,26						
Йиллик ўртача даража $У_t$	10,21	2,76	12,10	10,28	9,30	8,35	7,67	7,04
		36,17						
σ_{y_t}	-	-	2,138	2,138	2,138	2,138	2,138	2,138
V_{y_t}	-	-	0,591	0,591	0,591	0,591	0,591	0,591
σ_{x_t}	-	-	7,35	4,04	3,43	3,26	3,08	2,82
V_{x_t}	-	-	0,607	0,392	0,369	0,390	0,402	0,401
$\sum xy$	-	-	698,2	577,3	547,9	512,7	506,7	440,6
r_{xy}	-	-	0,1766	0,1480	0,3940	0,5684	0,9183	0,648
σ_r	-	-	0,2687	0,2712	0,2343	0,1877	0,0435	0,1606
$t_{\text{ҳақ}}$	-	-	0,66	0,55	1,68	3,03	21,12	4,04

^{*)} сурат — умумий 20 йиллик жами, махраж - 15 йиллик (6-20 йиллар) жами, ўртача йиллик даражалар ҳам ҳудди шунингдек 20 ва 15 йилга тегишли.

Энди капитал қўйилмаларнинг ҳақиқий самарадорлик кўрсаткичларини ҳисоблаймиз. Бунинг учун қўйидаги жадвални тузамиз.

11.24-жадвал.

Марказий Фарғонани ўзлаштириш самарадорлигини баҳолаш (млн. сўм)

Йиллар	Харажатлар				Ялпи даромад	Соф даромад	Дисконт-лаш коэффициенти ($r = 0,1$)	Соф келтирилган даромад	4 йиллик лаг билан		Дисконтлаштирилган харажатлар
	Капитал сарфлари	Сув хужалиги харажатлари	Қишлоқ хужалиги харажатлари	Жами					Соф даромад	Дисконтлаштирилган соф даромад	
1	3,9	0,04	0,01	3,95	0,06	-3,89	0,9091	-3,54	-7,42	-6,75	К3,59
2	3,7	0,08	0,02	3,80	0,13	-3,67	0,8264	-3,03	-6,36	-5,26	3,14
3	2,3	0,10	0,03	2,43	0,15	-2,28	0,7513	-1,71	-11,9	-8,97	1,83
4	4,7	0,15	0,06	4,91	0,29	-4,62	0,6830	-3,16	-6,83	-4,66	3,35
5	8,0	0,23	0,20	8,43	1,01	-7,42	0,6209	-4,61	-5,98	-3,71	5,23
6	7,2	0,30	0,29	7,79	1,43	-6,36	0,5645	-3,59	-0,44	-0,25	4,40
7	13,2	0,43	0,82	14,05	2,11	-11,94	0,5132	-6,13	9,83	5,04	7,21
8	9,0	0,52	0,68	10,20	3,37	-6,83	0,4665	-3,19	12,06	5,63	4,76
9	10,2	0,62	1,21	12,03	6,05	-5,98	0,4241	-2,54	12,61	5,35	5,10
10	7,6	0,70	1,97	10,27	9,83	-0,44	0,3855	-0,17	17,71	6,83	3,96
11	4,1	0,74	3,67	8,51	18,34	+9,83	0,3505	3,45	18,39	6,48	2,98
12	6,4	0,80	4,82	12,02	24,08	+12,06	0,3186	3,84	15,17	4,83	3,83
13	9,3	0,89	5,70	15,89	28,50	+12,61	0,2897	3,65	17,37	5,03	4,60
14	7,3	0,96	6,49	14,75	32,46	+17,71	0,2633	4,66	17,23	4,54	3,08
15	8,7	1,05	7,04	16,79	35,18	+18,39	0,2394	4,40	17,74	4,25	4,02
16	13,3	1,18	7,41	21,89	37,06	+15,17	0,2176	3,30	6,97	1,67	4,65
17	14,0	1,32	8,17	23,49	40,86	+17,37	0,1978	3,44	-	-	-
18	16,5	1,49	8,81	26,80	44,03	+17,23	0,1799	5,10	-	-	-
19	19,5	1,69	9,73	30,92	48,66	+17,74	0,1635	2,90	-	-	-
20	35,2	2,05	11,05	48,30	55,27	+6,97	0,1486	1,04	-	-	-
Жами	204,1	15,34	77,78	297,62	388,87	+91,65	-	1,46	105,71	+19,57	66,74

Бу маълумотларга асосан:

а) лаг ҳисобга олмаганда:

$$NPV = \sum_{t=1}^{20} B_t(1+r)^{-t} - \sum_{t=1}^{20} C_t(1+r)^{-t} = 91,18 - 89,72 = 1,46 \text{ млн. сўм. (11.28)}$$

$$R_{\text{ҳақ}} = \frac{\sum_{t=1}^{20} B_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=1}^{20} C_t(1+r)^{-t}} = \frac{91,18}{89,72} = 1,016 \text{ ёки } 101,6\% \quad (11.29)$$

$$T_{\text{қопланиш}} = \frac{\sum_{t=1}^{20} C_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=1}^{19} B_{19}(1+r)^{-t}} = \frac{89,72}{2,90} = 30,9 \text{ йил.} \quad (11.30)$$

$$T_{\text{календар}}^{\text{муддати}} = n \pm m = 20 - \frac{1,46}{2,90} \approx 19,5 \text{ йил.} \quad (11.31)$$

б) 4 йиллик лаг ҳисобга олганда

$$NPV = \sum_{t=1}^{20} B_t(1+r)^{-t} - \sum_{t=1}^{16} C_t(1+r)^{-t} = 86,31 - 66,74 = 19,57 \text{ млн. сўм.}$$

$$R_{\text{ҳақ}} = \frac{\sum_{t=1}^{20} B_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=1}^{16} C_t(1+r)^{-t}} = \frac{86,31}{66,74} = 1,293 \text{ ёки } 129,3 \%$$

$$T_{\text{қопланиш}} = \frac{\sum_{t=1}^{16} C_t(1+r)^{-t}}{\sum_{t=1}^{19} B_{19}(1+r)^{-t}} = \frac{66,74}{2,9} = 23,0 \text{ йил.}$$

$$T_{\text{календар}}^{\text{муддати}} = (n - l) \pm m = (20 - 4) - \frac{86,31 - 66,74}{2,9} = 9,25 \text{ йил.}$$

Демак, лаг ҳисобга олиб капитал қўйилмалар ҳақиқий самарадорлигини баҳолаш аниқроқ натижа беради.

11.10. Динамика қаторлари корреляциясини ўлчаш усуллари

Ҳодисалар доимо ўзгаришда ва ривожланишда бўлиб, бир-бири билан маълум даражада боғлангандир. Шу муносабат билан кўпинча “корреляцион боғланиш” ёки “корреляцион муносабат” иборалари ишлатилади. Аммо уларнинг мантиқий маъносида ўзига хос жиҳатлар мавжуд. Муносабат бир воқеа бошқасига алоқадорлигини, қарамлигини, тобелигини англатади. Демак, бу ҳолда сўз сабаб-оқибат боғланиши устида боради. Боғланиш эса умуман, ҳодисалар биргалликда ўзгаришини билдиради. Бу ҳолда бир ҳодиса ўзгариши иккинчисининг ўзгаришига сабаб бўлмаслиги мумкин. Шу сабабли “корреляцион муносабат” атамасини қўллаш масала моҳиятини ойдинроқ ифодалайди. Жараёнлар ва кўрсаткичлар орасидаги боғланишнинг энг умумий тури стохастик боғланиш (эҳтимолли муносабат)дир. Унинг моҳияти шундан иборатки, бир ҳодиса X ўзгариши билан иккинчи ҳодиса Y нинг тақсимот шартли қонуни ўзгаради.

Биринчи ҳодиса X қийматлари ўзгарганда иккинчи ҳодисанинг Y шартли тақсимоти ўзгармасдан олдинги ҳолатда қолса, бу улар орасида стохастик боғланиш йўқлигини англатади. Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулот динамика қаторини иш вақтидан фойдаланиш

даражаси динамика қатори билан стохастик боғланган деб ҳисоблаш мумкин, чунки бу кўрсаткичлар кўп омилларга, жумладан меҳнатни ташкил этиш, ишчилар малакаси, хом ашё ва бошқа ресурслар билан таъминланиш ва ҳоказоларга боғлиқдир.

Корреляцион муносабат стохастик муносабатнинг бир, жузъий ҳолидир. Стохастик боғланиш йўқлиги корреляцион боғланиш ҳам йўқлигини билдиради, аммо бунга таяниб тескари фикр юритиш нотўғри бўлади, чунки иккита миқдор корреляцияланмаган (корреляция коэффиценти нолга тенг) бўлиши мумкин, бироқ улар стохастик боғланган бўла олади.

Демак, ўрганилаётган динамика қаторлари орасида стохастик боғланиш мавжудлиги уларни корреляцион таҳлил қилиш учун муҳим таянч асос ҳисобланади. Корреляцион таҳлил динамика қаторлари орасидаги боғланишни ўрганишда қўлланадиган усуллардан бири, бироқ у ягона усул эмас. Унинг ёрдамида фақат боғланиш зичлиги баҳоланади. Шу сабабли регрессион таҳлилни ҳам эсдан чиқармаслик лозим, чунки у ҳодисалар орасидаги боғланишларни статистик таҳлил қилишда ишлатиладиган яна бир усул бўлиб, асосий мақсади боғланиш шакллари ўрганишдир. Регрессион таҳлил натижалари регрессия тенгламалари ва коэффицентларида миқдорий ифодаланади.

Динамика қаторлари орасидаги боғланишларни ўрганишда корреляцион ва регрессион таҳлил усуллариининг самарали қўлланиши кўп масалалар ечимига боғлиқ. Бундай таҳлилни амалга оширишдан олдин қаторларда тасвирланган ҳодисалар ўртасида сабаб-оқибат муносабатлари мавжуд бўлиши мумкинлиги ҳар тарафлама назарий иқтисодий таҳил йўли билан исботланиши керак. Фақат реал боғланиш бўлиши мумкин бўлгандагина корреляция ва регрессия таҳлил усулларидан фойдаланиш мумкин ва бундай шароитдагина улар самарали натижа беради.

Шу билан бирга таҳлил қилинаётган маълумотлар корреляцион ва регрессион таҳлил заминида ётган бошланғич талаб-шартларга тўла мувофиқ бўлиши зарур, уларни қондириши муҳим аҳамиятга эга. Бу масала ҳам даставвал ҳар тарафлама ўрганишни талаб қилади. Бу ерда қуйидаги талаб ва шартлар назарда тутилади:

-ўрганилаётган динамика қаторлари тренд ва автокорреляцияга эга бўлмаслиги;

-уларнинг кўрсаткичлари нормал тақсимот қонунига бўйсунуши;

-ҳар бир қатор даражалари эркин ўзгарувчи миқдорлар бўлиши лозим.

Булар ичида биринчи шарт — талаб энг муҳим ҳисобланади. Чунки тенденция ва автокорреляция бўлмаган қаторларда даражалар одатда эркин ўзгарувчанлик табиатига эга бўлади ва нормал тақсимот қонунига бўйсунуади. Аксинча, таҳлил қилинаётган қаторларда тренд мавжуд бўлса, автокорреляция ҳам бор бўлади ва уларнинг йўналиши ҳамда меъёрига қараб, корреляция коэффиценти қаторлар ораси-

даги боғланиш зичлик даражасини сунъий равишда кучайган ёки заифлашган, айрим ҳолларда эса бутунлай ҳақиқатга қарама - қарши ҳолатда акс эттиради. Демак, бу омил корреляцияни ўлчаш натижасига салбий таъсир этади.

Ўрганилаётган қаторлар тенденция ва автокорреляцияга эга ёки эга эмаслигини аниқлаш учун биринчи ва айрим бошқа тартибли автокорреляция коэффицентларини ҳисоблаш ва уларнинг муҳимлигини жадвал қийматлари билан таққослаб синаб кўриш етарлидир. Бундай текшириш амалини ҳар бир қатор устида ўтказиш керак. Агарда текшириш натижасида қаторда автокорреляция мавжудлиги исботланса, у тенденцияга ҳам эга бўлади. Бундай ҳолларда корреляцион ва регрессион таҳлилдан олдин қаторларни улардан холи қилиш зарур. Бунга уч йўл билан эришиш мумкин:

-биринчидан, давр сайин қатор даражаларининг мутлақ ўсиши (ёки камайиши)ни аниқлаш;

-иккинчидан, муайян қатор шароитга мос келадиган тренд тенгламасини тузиб, текисланган даражаларни аниқлаш, сўнгра ҳақиқий қийматлар фарқларини ёки қолдиқларини ҳисоблаш;

-учинчидан, регрессия тенгламасига омил қилиб вақтни (даврлар шартли белгисини) киритиш зарур.

Биринчи ва иккинчи ҳолда ҳосил бўлган қолдиқлар ёки қўшимча мутлақ ўсиш қийматларида автокорреляция йўқлигига ишонч ҳосил қилиш мақсадида бу қаторларни Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида текшириб кўриш аини муддао. Маълумки, бу мезон занжирсимон мутлақ ўсиш қатори учун

$$D = \frac{\sum_{t=1}^n (\Delta_{t+1} - \Delta_t)^2}{\Delta_t^2} \quad (11.32)$$

бу ерда

$$\Delta_t = Y_{t+1} - Y_t \quad \text{ва} \quad \Delta_{t+1} = Y_{t+2} - Y_{t+1}$$

қолдиқлар қатори учун эса

$$D = \frac{\sum (d_{t+1} - d_t)^2}{d_t^2} \quad (11.33)$$

бу ерда $d_t = Y_t - \hat{Y}_t$; $d_{t+1} = Y_{t+1} - \hat{Y}_{t+1}$ $\hat{Y}_t = Yf(t)$ орқали аниқланади.

Сўнгра ҳисоблаш натижасида олинган мезон қиймати унинг критик қиймати билан таққосланади. Олдин таъкидлаб ўтилганидек, эдики, Дирбин-Уотсон мезони мусбат ва манфий ишорага эга бўлиши мумкин ва биринчи ҳолда унинг критик қиймати 0—2 чегарасида, иккинчи ҳолда эса 2—4 чегарасида бўлади. Жадвалда қатор даражалари сони N ва регрессия тенгламасидаги ўзгарувчилар сони U нинг айрим қийматлари учун мезоннинг мусбат ва манфий ишорали ҳолат-

даги минимал D_L ва максимал D_U критик қийматлари берилган. Агар $D_{\text{ҳақ}} > D_U$ бўлса, ёки манфий ишорали $-D_{\text{ҳақ}}$ учун $4 - D_{\text{ҳақ}} > D_U$ бўлса, у ҳолда қолдиқлар ёки занжирсимон фарқлар қатори автокорреляциядан ҳоли бўлади.

Баён этилган тартибда ҳар бир ҳодисанинг қолдиқ ёки занжирсимон қўшимча мутлақ ўсиш маълумотларига таяниб автокорреляция ва тенденцияни текшириш натижасида қаторлар улардан ҳоли эканлиги аниқлангандан сўнг бу қаторлар орасидаги боғланишни корреляция ва регрессия усуллари ёрдамида таҳлил қилиш уринлидир.

Агарда динамика қаторлари тенденцияга ёки автокорреляцияга эга бўлмаса, у ҳолда корреляцион таҳлил вариацион қаторларда қўлланидиган корреляция индексини ҳисоблашга асосланади:

$$I_r = \sqrt{\frac{\sigma_{\hat{y}_t}^2 - \delta_{\hat{y}_t}^2}{\sigma_{\hat{y}_t}^2}} = \sqrt{1 - \frac{\delta_{\hat{y}_t}^2}{\sigma_{\hat{y}_t}^2}} \quad (11.34)$$

Бу ерда: $\sigma_{\hat{y}_t}^2 - y_t$ - қатор дисперсияси.

$$\sigma_{\hat{y}_t}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n y_t^2}{n} - \left(\frac{\sum_{t=1}^n y_t}{n} \right)^2 = \frac{n \sum_{t=1}^n y_t^2 - \left(\sum_{t=1}^n y_t \right)^2}{n^2}$$

$\hat{y}_{x_t} - Y_t$ қаторнинг x_t - қатор бўйича текисланган даражалари, яъни

$$\hat{y}_{x_t} = f(x_t)$$

бунда $\delta_{\hat{y}_t}^2$ - қолдиқ дисперсия, яъни

$$\delta_{\hat{y}_t}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_{x_t})^2}{n} = \frac{n \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_{x_t})^2}{n^2}$$

Маълумки, корреляция индекси боғланишнинг ҳар қандай шаклларида Y билан X қийматлари орасидаги боғланиш зичлик даражасини ифодалайди. Агарда Y_t ва X_t қаторлари орасидаги боғланиш тўғри чизиқли функция $y_t = a + vx_t$ шаклида бўлса, чизиқли корреляция коэффиценти ҳисобланади, чунки бу ҳолда корреляция индекси унга баробардир:

$$r_{y_t, x_t} = \frac{\overline{y_t x_t} - \overline{y_t} \overline{x_t}}{\sigma_{y_t} \sigma_{x_t}}$$

Таҳлил қилинаётган динамика қаторларида тенденция ёки автокорреляция мавжуд бўлса, а) ҳар бир қатор ҳақиқий даражаларидан тегишли вақт бўйича текисланган даражаларини айиришдан олинган қолдиқлар асосида корреляция коэффиценти ҳисобланади:

$$r_{d_{y_t} d_{x_t}} = \frac{\sum_{t=1}^n d_{y_t} d_{x_t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^n d_{y_t}^2 d_{x_t}^2}} \quad (11.35)$$

Бу ерда: $d_{y_t} = Y_t - \hat{Y}_t$ ва $d_{x_t} = X_t - \hat{X}_t$; $\hat{Y}_t = f(t)$ ва $\hat{X}_t = f(X_t)$ ёки б) ҳар бир қатор занжирсимон қўшимча мутлақ ўсиш қийматларига биноан бу коэффициент аниқланади:

$$r_{\Delta_{y_t} \Delta_{x_t}} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \Delta_{y_t} \Delta_{x_t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n-1} \Delta_{y_t}^2 \sum_{t=1}^{n-1} \Delta_{x_t}^2}} \quad (11.36)$$

Бу ерда $\Delta_{y_t} = Y_{t+1} - Y_t$ ва $\Delta_{x_t} = X_{t+1} - X_t$. Сунгра корреляция коэффициентининг муҳимлиги Стьюдент t мезони ёрдамида текширилади.

$$t_{\text{ҳақ}} = \frac{r_{d_{x_t} d_{-t}} \sqrt{n-2}}{1 - r_{d_{x_t} d_{-t}}^2} \quad \text{ва} \quad t_{\text{ҳақ}} = \frac{r_{\Delta_{-t} \Delta_{x_t}} \sqrt{n-2}}{1 - r_{\Delta_{-t} \Delta_{x_t}}^2} \quad (11.37)$$

t - мезоннинг ҳақиқий қиймати 0,95 ёки 0,99 эҳтимоли ва эркин даражалар сони $n - 2$ билан аниқланган жадвалдаги критик қийматдан катта бўлиши керак, яъни $t_{\text{ҳақ}} > t_{\text{жалв}}$.

Динамика қаторлари орасидаги корреляцияни ўрганишда регрессион таҳлил усули ҳам қўлланади. Боғланиш шаклини аниқлаётганда кўпинча қуйидаги функциялардан фойдаланилади:

$$\text{туғри чизиқли } Y_t = a_0 + a_1 x_t \quad (11.38)$$

$$\text{иккинчи тартибли парабола } Y_t = a_0 + a_1 x_t + a_2 x_t^2 \quad (11.39)$$

$$\text{гипербола } Y_t = a_0 + a_1 \frac{1}{x_t} \quad (11.40)$$

$$\text{кўрсаткичли функция } Y_t = a_0 a_1^x \quad (11.41)$$

$$\text{даражали функция } Y_t = a_0 X_t^{a_1} \quad (11.42)$$

Ушбу функцияларнинг номаълум ҳадлари кичик квадратлар усули ёрдамида аниқланади. Нормал тенгламалар тизими X -бобда кўриб чиқилган вариацион қатор тизимига жуда ўхшаш бўлиб, фақат таҳлил қилинаётган динамика қаторлари даражасига асосланиши билан фарқ қилади, холос. Масалан, қолдиқларга асосланган чизиқли регрессия тенгламаси $d_{y_t} = a_0 + a_1 d_{x_t}$ учун нормал тенгламалар тизими ҳисоблаш марказий нол нуқтадан бошланганда

$$\begin{cases} na_0 = 0 \\ a_1 \sum d_{x_t}^2 = \sum d_{y_t} d_{x_t} \end{cases} \quad (11.43)$$

Бундан $a_0 = 0$ $a_1 = \frac{\sum_{i=1}^n d_{y_t} d_{x_t}}{\sum_{i=1}^n d_{x_t}^2}$.

Парабола функцияси $d_{y_t} = a_0 + a_1 d_{x_t} + a_2 d_{x_t}^2$ учун

$$\begin{aligned} na_0 + a_2 \sum d_{x_t}^2 &= 0 \\ a_1 \sum d_{x_t}^2 &= \sum d_{y_t} d_{x_t} \\ a_0 \sum d_{x_t}^2 + a_2 \sum d_{x_t}^4 &= \sum d_{y_t} d_{x_t}^2 \end{aligned} \quad (11.44)$$

Кўрсаткичли функция $dy_t = a_0 a_1^{dx_t}$ учун:

$$\begin{cases} \log dy_t = \log a_0 + dx_t \log a_1 \\ n \log a_0 = \sum \log dy_t \\ \log a_1 \sum d^2 x_t = \sum \log dy_t * dx_t \end{cases} \quad (11.45)$$

Бундан $\lg a_0 = \frac{\sum \log dy_t}{n}$ $a_1 = \frac{\sum \log dy_t * dx_t}{d_{x_t}^2}$ (11.46)

Тенглама озод ҳади a_0 ва регрессия коэффициенти a_1 муҳимлиги Стьюдент t мезони ёрдамида баҳоланади. Бунинг учун мезоннинг

хақиқий қийматлари $t_{a_0} = \frac{a_0 \sqrt{n-2}}{\delta_{y_t}}$ $t_{a_1} = \frac{a_1 \delta_{x_t} \sqrt{n-2}}{\delta_{y_t}}$ ёрдамида аниқла-

нади. Сўнгра 0,95 ёки 0,99 эҳтимоли ва $n-2$ эркин даражалар сони билан аниқланган жадвал қиймати билан солиштирилади. Агарда

$t_{a_0} > t_{жад} t_{a_1_{жад}} > t_{жад}$ бўлса, регрессия тенгламаси 0,95 ёки 0,99 эҳтимоли билан ишончли деб топилади.

Юқорида жуфт корреляцион ва регрессион таҳлил усулларида динамика қаторлари орасидаги боғланишни ўрганишда фойдаланиш тартибини кўриб чиқдик. Учта ва ундан ортиқ динамика қаторлари орасидаги боғланишларни таҳлил қилиш зарур бўлса, у ҳолда кўп ўлчовли корреляцион ва регрессион таҳлил усуллари қўлланади. Бунинг учун даставвал ҳар бир қатор автокорреляция мавжудлиги жиҳатдан Дорбин-Уотсон мезони ёрдамида текширилади. Агарда қаторларда автокорреляция бўлмаса, кўпўлчовли регрессия тенгламаси

$$y_{x_{ii}} = a_0 + a_i \sum x_{ii} \quad i = \overline{1...n} \quad (11.47)$$

тузилиб, унинг номаълум ҳадлари кичик квадратлар усулига асосан қуйидаги нормал тенгламалар тизимини ечиш йўли билан аниқланади.

$$\left\{ \begin{array}{l} a_0 N + a_1 \sum x_{i1} + a_2 \sum x_{i2} + \dots + a_n x_m = \sum y_i \\ a_0 \sum x_{i1} + a_1 \sum x_{i1}^2 + a_2 \sum x_{i1} * x_{i2} + \dots + a_n \sum x_{i1} x_m = \sum y_i x_{i1} \\ \dots \\ \dots \\ a_0 \sum x_m + a_1 \sum x_{i1} * x_m + a_2 \sum x_{i2} x_m + \dots + a_n \sum x_m^2 = \sum y_i x_m \end{array} \right. \quad (11.48)$$

Агар қаторларда автокорреляция мавжуд бўлса, (11.47) тенгламага яна бир ҳад яъни t вақт омили киритилади.

Натижада кўп омилли регрессия тенгламаси

$$\hat{y}_{x_{i+1}} = a_0 + a_i \sum x_{ii} + a_{i+1} t \quad i = \overline{1 \dots n} \quad (11.49)$$

шаклини олади, нормал тенгламалар тизими эса:

$$\left\{ \begin{array}{l} a_0 N + a_1 \sum x_{i1} + a_2 \sum x_{i2} + \dots + a_n x_m + a_{n+1} \sum t = \sum y_i \\ a_0 \sum x_{i1} + a_1 \sum x_{i1}^2 + a_2 \sum x_{i1} * x_{i2} + \dots + a_n \sum x_{i1} x_m + a_{n+1} \sum x_{i1} t = \sum y_i x_{i1} \\ \dots \\ \dots \\ a_0 \sum x_m + a_1 \sum x_{i1} * x_m + a_2 \sum x_{i2} x_m + \dots + a_n \sum x_m^2 + a_{n+1} \sum x_m t = \sum y_i x_m \\ a_0 \sum t + a_1 \sum x_{i1} t + a_2 \sum x_{i2} t + \dots + a_n \sum x_m t + a_{n+1} \sum t^2 = \sum y_i t \end{array} \right. \quad (11.50)$$

Агарда ҳар бир қаторда бошланғич ҳисоблаш нуқтаси қилиб ўртача даражани олсак ва тенгламаларнинг ҳадларини N -га бўлсак, у ҳолда (11.50) тизимда биринчи тенглама ва бошқа тенгламалардаги

биринчи ҳадлар тушиб қолади, чунки $\frac{\sum(x-\bar{x})}{N} = 0$. Бундан ташқари,

$\overline{x_{ii}^2} = \sigma_n^2$ бўлгани учун (11.50) тизимни қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин.

$$\left\{ \begin{array}{l} a_1 \overline{\sigma_{x_{i1}}^2} + a_2 \overline{x_{i1} x_{i2}} + \dots + a_n \overline{x_{i1} x_m} + a_{n+1} \overline{x_{i1} t} = \overline{y_i x_{i1}} \\ a_1 \overline{x_{i2} x_{i1}} + a_2 \overline{\sigma_{x_{i2}}^2} + \dots + a_n \overline{x_{i2} x_m} + a_{n+1} \overline{x_{i2} t} = \overline{y_i x_{i2}} \\ \dots \\ \dots \\ a_1 \overline{x_m x_{i1}} + a_2 \overline{x_m x_{i2}} + \dots + a_n \overline{\sigma_{x_m}^2} + a_{n+1} \overline{x_m t} = \overline{y_i x_m} \\ a_1 \overline{t x_{i1}} + a_2 \overline{x_{i2} t} + \dots + a_n \overline{t x_m} + a_{n+1} \overline{\sigma_t^2} = \overline{y_i t} \end{array} \right. \quad (11.51)$$

Барча қаторлар орасидаги умумий боғланиш зичлигини ўлчаш учун кўпўлчовли корреляция коэффициенти ҳисобланади:

$$R_{n+1} = \sqrt{\frac{\sigma_{y_t}^2 - \delta_{\hat{y}_{t+1}}^2}{\sigma_{y_t}^2}} \quad (11.51)$$

Бу ерда умумий дисперсия $\sigma_{y_t}^2 = \frac{\sum (y_t - \bar{y}_t)^2}{N}$ ва қолдиқ дисперсия

$$\delta_{\hat{y}_{t+1}}^2 = \frac{\sum (y_t - \hat{y}_{t+1})^2}{N}$$

Айрим омил белги қатор билан натижавий қатор орасидаги соф боғланиш зичлигини ўлчаш учун эса хусусий корреляция коэффициентлари жуфт детерминация коэффициентларидан тузилган рекуррент (қайта) формулалар (10.) ёрдамида аниқланади.

Динамика қаторларининг даражалари ўртасида вариацион қаторларга нисбатан мультиколлениеарлик кўпроқ учрайди. Мультиколлениеарлик деганда регрессия тенгламасидаги эркин ўзгарувчилар ўртасида чизикли корреляция мавжудлиги тушунилади. Қаторлар даражалари ўртасида коллениеарлик бор бўлса, демак регрессия тенгламаси билан бир қаторда эркин ўзгарувчилар орасида бошқа чизикли ўзаро нисбатлар ҳам бўлади. Шу сабабли регрессия тенгламасини ҳисоблаш натижалари иқтисодий жиҳатдан мазмунсиз бўлиб қолиши мумкин. Шунинг учун эркин ўзгарувчилар сифатида олинадиган қаторлар даражаларида коллениеарлик мавжудлиги ёки йўқлигини текшириб кўриш керак. Бунинг учун биринчи, иккинчи ва ҳоказо тартибли қатор даражалари орасидаги фарқлар ҳисобланади ва уларнинг ўзгаришлари махсус мезонлар ёрдамида баҳоланади. Агарда қаторлар даражалари ўртасида коллениеарлик борлиги исботланса, у ҳолда корреляцион-регрессион таҳлил даражаларининг биринчи, айрим ҳолларда иккинчи фарқлари ёки уларнинг текисланган даражалардан тафовутлари асосида амалга оширилади.

Мисол. Иқтисодий назариядан маълумки, умумий иқтисодий барқарорлик шароитида талаб функциясига биноан маҳсулот нарҳига P_j нисбатан талаб Q_i эластиклиги мавжуд: муайян маҳсулот туридан ташқари барча бошқа нозу-неъматлар нарҳлари ва даромад ўзгармаган шароитида юқори навли маҳсулот нархи P_j 1% га ошиши билан унга талаб Q_i қанчадир фоизга камаяди (паст навли маҳсулотга эса кўпайиши мумкин), яъни

$$\frac{\partial Q_i}{\partial P_j} = (dQ_i / dP_j) / P_j / Q_i.$$

Одатда юқори навли маҳсулотлар учун $\frac{\partial Q_i}{\partial P_j} < 0$.

Шу билан бирга даромадлар билан талаб ўртасида ҳам эластиклик мавжуд: барча бошқа шароитлар тенг бўлган тақдирда даромад-

ни μ_j 1% ошиши билан олий навли маҳсулотларга талаб Q_i қанчадир фоизга кўпаяди (паст навли маҳсулотларга эса - камаяди) яъни $\partial Q_i / \partial \mu_j = (dQ_i / d\mu_j) / \mu_j / Q_i$. Нархлар эластиклиги билан даромад эластиклиги орасида ўзаро нисбат мавжуд:

$$\partial Q_i / \partial \mu_j + \partial Q_i / \partial P_1 + \partial Q_i / \partial P_2 + \dots + \partial Q_i / \partial P_n = 0.$$

Аммо иқтисодий назария талаб функциясининг специфик шакллари тўғрисида деярлик ҳеч қандай фикр билдирмайди. Ҳақиқатда у турли шаклларда: тўғри чизиқли, экспоненциал ва ҳ.к. бўлиши мумкин. Аниқ шароитларда талаб қонуни юзага чиқиш жараёнини талаб, нарх ва даромад динамикасини регрессион ва корреляцион таҳлил қилиш йўли билан ўрганиш мумкин.

Масалан, 1993-2001 йилларда вилоят аҳолисининг даромади, гўштга талаби ва нархи ҳақида қуйидаги маълумот қайд қилинган.

11.25-жадвал

1993-2001 йилларда вилоятда гўшт нархи, истеъмоли ва аҳоли даромади

Йиллар	Жон бошига гўшт истеъмоли (кг)	1 кг нархи (сўм)	Жон бошига уртача пул даромади (сўм)	Истеъмол нархлари индекси (%)	1 кг гўшт реал нархи (сўм)	Жон бошига реал даромад (сўм)
1993	9,22	1183	6953	321,2	368	1133
1994	10,00	2252	6943	411,5	549	1222
1995	19,19	2267	6935	465,4	487	1354
1996	19,25	2104	6934	594,8	354	1389
1997	22,48	2754	6949	695,6	396	1342
1998	23,38	2488	6959	658,4	378	1377
1999	23,85	2625	6969	682,4	385	1491
2000	26,04	2663	6974	687,9	387	1684

Регрессия тенгламасини чизиқли функция шаклида ифодалаш учун 11.25-жадвалдаги маълумотларни дастлаб логорифмлаймиз.

11.26-жадвал

Гўшт нархи, истеъмоли ва аҳоли даромадларининг логарифмлари

Жон бошига гўшт истеъмоли логарифми	1 кг гўшт реал нархининг логарифми	Жон бошига даромад логарифми	Вақт тартиб сони
y	X_1	X_2	X_3
0,96473	2,56585	3,05423	1
1,00000	2,73957	3,08707	2
1,28307	2,68753	3,13162	3
1,28443	2,54900	3,14270	4
1,35180	2,59770	3,12775	5
1,36884	2,57749	3,13823	6
1,37749	2,58546	3,17348	7
1,41564	2,58771	3,22634	8

Бу маълумотларга биноан талаб ва гушт нархи ўртасидаги боғла-
нишни ифодаловчи жуфт регрессия тенгламасини ЭҶМда ҳисоблаш
натижаси:

$$\hat{y}_{x_1} = 1,87877 - 1,01919x_1 \text{ ёки потенциаллаштирак } \hat{y}_{x_1} = 75,6432x_1^{-1,01919}.$$

Бундан келиб чиқадики, барча бошқа шароитлар тенг бўлган тақ-
дирда гушт нархи 1% ошса, талаб деярлик 1% камайишини кутиш
мумкин. Корреляция коэффиценти $r_{yx_1} = -0,38634$, $t_{\text{таж}} = 1,026$,
бироқ $N-2=8-2=6$ эркин даражалар сони ва 5%ли хато эҳтимоли
билан $t_{\text{жад}} = 2,447$. Демак, корреляция коэффиценти ишончсизлик
ҳосил қилади. Бунинг сабабларидан бири: қатор автокорреляцияга
эга бўлиши мумкин. Шунинг учун қолдиқлар $(x_1 - \hat{x}_{1t})$ учун \hat{x}_{1t} би-
ринчи тартибли автокорреляция коэффиценти ШЭҶМ ҳисоблаб, у
 $r_{1\text{хак}} = 0,612$ аниқланди. Агарда бошланғич қаторда автокорреляция
бўлмаса, $N-1=8-1=7$ эркин даражалар сони ва 5% хато эҳтимоли
билан бу коэффицент 0,370, 1%ли хато эҳтимоли билан эса $= 0,510$
дан ошмаслиги керак. Мисолимизда $r_{1\text{хак}} > r_{1\text{жад}}$ бўлгани учун берил-
ган қаторда автокорреляция бор. Шу сабабли регрессия тенгламасига
иккинчи ҳад қилиб t вақт омилини киритамиз. ШЭҶМда
 $\hat{y}_{x_1t} = a_0 + a_1x_1 + a_2t$ ни ҳисоблаб, қуйидаги натижа олинди:

$$\hat{y}_{x_1t} = 1,03465 - 0,10075x_1 + 0,06282t \text{ ёки потенциаллаштирак}$$

$$\hat{y}_{x_1} = 10,8305x_1^{-0,10075} 1,15563^t.$$

Демак, агарда бошқа шароитлар тенг ҳолда гушт нархи 1% ошса,
талаб тахминан 0,1% камаяди. t -вақт омили олдидаги регрессия ко-
эффиценти логарифмда ифодаланган бўлиб, уни потенциаллашти-
рак, $a_2=1,15563$ ва бу гушт истеъмоли ўртача бир йилда 15,5% ошиб
бораётганини англатади. Энди жон бошига гушт истеъмоли (талаб)-
ни нарх ва даромад билан боғлаб, регрессия тенгламасини тузайлик.
ШЭҶМда ҳисоблаш натижасида бу тенглама

$$\hat{y}_{x_1x_2} = -7,22735 - 0,43652x_1 + 2,79081x_2.$$

Демак, бошқа шароитлар тенг ҳолда, гушт нархи 1% ошса, талаб
0,4% камаяди, аҳоли даромади 1% кўпайса, гуштга талаб деярлик 2,8%
ортади. Аммо x_1 ва x_2 орасида ўзаро чизиқли нисбат, яъни мультикол-
лениеарлик бўлиши мумкин. Фарқлар ўзгариши усули ёрдамида куза-
тиш хатолари вариациясини баҳолаш натижасида аниқландики, бу x_1
ва x_2 қаторлар ўртасида мультиколлениеарлик йўқ экан. Аммо ҳар бир
қатор автокорреляцияга эга. Шу сабабли кўп ўлчовли регрессия тенг-
ламасига x_1 ва x_2 билан бирга t вақт омилини киритиб, ҳисоблашни
такрорлаймиз. ШЭҶМ ёрдамида қуйидаги натижа олинди:

$$\hat{y}_{x_1x_2t} = -2,24617 - 0,20136x_1 + 1,09842x_2 + 0,04026t.$$

Буни потенциаллаштирсак:

$$\hat{y}_{x_1x_2t} = 0.005673x_1^{-0.20136}x_2^{1.09842}1,0971^t.$$

Шундай қилиб, бошқа шароитлар тенг бўлган тақдирда гушт нархи 1% ошиши билан талаб 0,2% камаяди, аҳоли даромади 1% ошганда эса у деярлик 1,1% кўпаяди. Ўртача ҳар йили гушт истеъмоли 9,7% ортади.

11.11. Асосий тушунчалар ва атамалар

Динамика
 Динамика қатори
 Он (момент)ли қаторлар
 Даврий қаторлар
 Мутлақ ўсиш
 Ўсиш коэффициенти ва суръати
 Қўшимча ўсиш коэффициенти ва суръати
 1% ўсиш мутлақ қиймати
 Хронологик ўртача миқдор
 Параболасимон ўртача ўсиш коэффициенти
 Асрий тренд
 Қисқа муддатли ва даврли тренд
 Тасодифий тебраниш
 Мавсумий тебраниш
 Оддий сирғанчиқ ўртача
 Кўп каррали сирғанчиқ ўртача
 Тортилган сирғанчиқ ўртача
 Тренд тенгламаси ва унинг шакллари
 Автокорреляция
 Мультиколленеарлик
 Дарбин-Уотсон мезони
 Истиқбол даражасини аддитив баҳолаш
 Истиқбол даражасини эксплекатив баҳолаш
 Лаг
 Сармоялар самарадорлиги кўрсаткичлари
 Нарх ва даромадларга нисбатан талаб эластиклигини регрессион таҳлили.

11.12. Қисқача хулосалар

1. Статистикада динамика тушунчаси вақтда (замонда) ҳодисалар ривожланиши маъносида қўлланади, бундай жараённи тасвирловчи кўрсаткичлар қатори эса динамика ёки вақт қаторлари деб юритилади.

Концепциал яъни фан категорияларига оидлиги жиҳатидан улар тақсимот қаторларининг бир туркуми (типи) бўлиб, статистик тўпламни вақт ўлчамлари бўйича тақсимлаш натижаларини ифодалайди.

Динамика қаторлари вариацион қаторлар билан маълум даражада умумийликка эга ва у шундан иборатки, вариацион қатор вариантлари ҳар хил қийматлар олиб, бир-биридан фарқ қилгани каби динамика қатор даражалари (кўрсаткичлари) ҳам миқдоран турлича ифодаланиб, бир-биридан фарқланади. Аммо бу юзаки умумийлик бўлиб, қаторларнинг ташқи қиёфасида намоён бўлади, холос.

Ички табиати жиҳатидан эса динамика қаторлари вариацион қаторлардан тубдан фарқ қилади ва бу фарқ кўрсаткичларнинг вақт бўйича ўзгаришларини юзага келтирувчи асл сабаблар бутунлай бошқача моҳиятга эгаллигида ўз ифодасини топади.

Вариацион қатор вариантлари бир вақтда турли жойларда, бир-биридан ажралиб мустақил фаолият юритувчи субъектлар ҳаракатлари натижасида содир бўлган ҳодиса ва жараёнларни тавсифлайди. Демак, улар туб маънода эркин ўзгарувчилар ҳисобланади ва нормал тақсимот қонунига бўйсунди.

Динамика қатори кўрсаткичлари эса бир макон чегарасида турли вақт шароитларида юзага чиқадиган ҳодиса ва жараёнларни тавсифлайди. Бу ҳолда ўзгарувчилар (қатор даражалари) бир-бири билан узвий боғланишда шаклланиши учун шароит туғилади. Шу сабабли уларни эркин ўзгарувчилар деб ҳисоблаш учун асос йўқ. Бу ҳол нафақат қатор кўрсаткичларини ўзаро боғланишда шаклланишига олиб келади, балки шу билан бир қаторда уларда умумий тенденциялар, автокорреляция ва мультиколлениеарлик ҳодисалар таркиб топишига сабаб бўлади. Бундан ташқари, айрим даврлар шароитида ўзига хос хусусият ва аломатлар кузатилиши мумкинки, улар билан мавсумлар, давралар бўйича кўрсаткичлар ўзгариши, қисқа муддатли бошқа шаклдаги йўналишлар бўлиши эҳтимолини тушунтириш мумкин бўлади.

Шундай қилиб, вариацион қатор вариантлари орасидаги ўзгарувчанлик тула маънода вариация ҳисобланса, динамика қаторларига хос ўзгаришларни тебранувчанлик деб номлаш асослироқ бўлади.

2. Динамика қаторларини тавсифлаш мақсадида уларнинг умумий турини тенденция, қисқа вақтли мунтазам ҳаракат, яъни локал йўналиш, мавсумий ва циклик (давралик) тебранишлар, ва ниҳоят, тасодифий унсурлардан таркибланган деб қараш мумкин. Уларга мос равишда тебранувчанлик ҳам умумий, локал яъни қисқа муддатли, мавсумий, цикли ва тасодифий тебранувчанликларни ўз ичига олади.

3. Динамика қаторларини таҳлил қилиш, уларга хос тенденцияларни аниқлаш учун турли ўртача ва ҳосилавий кўрсаткичлар ва тренд тенгламалари хизмат қилади. Қисқа ва ўрта меънли тенденциялар ойдинлаштириш мақсади учун сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисоблаш ёки тренд тенгламаларини тузиш кифоядир. Қатор жуфт дара-

жалардан тузилган бўлса марказлаштирилган усулда сирғанчиқ ўртачаларни ҳисоблаш керак. Агарда бу ўртача n -жуфт даражалар асосида ҳисобланса, у $n+1$ даражаларга асосан ҳисобланган хронологик ўртачага тенгдир.

4. Асрий тенденцияларни аниқлаш учун кўп қаррали сирғанчиқ ўртачалар усули тренд тенгламаси билан биргаликда қўлланилиши керак. 3 ёки 5 та даражалардан бир неча мартаба қайта-қайтадан сирғанчиқ ўртачаларни ҳисоблаш натижалари бир мартаба кўпроқ (тегишли тартибда 5 ёки 9) даражалардан тортилган сирғанчиқ ўртача ҳисоблаш билан тенгдир.

5. Циклик, яъни даврий тебранишларни ўрганишда Фурье қаторларидан фойдаланиб турли тартибли гармоникаларни аниқлаш самарали ечимлар олиш имконини беради. Шу йўл билан цикл босқичларини ойдинлаштириш, ўрганилаётган қатордаги давралар (цикллар) сони ва ўртача бир цикл давом этиш вақтини аниқлаш мумкин.

6. Одатда динамика қаторларида автокорреляция дам-бадам учраб туради. Маълумки, автокорреляция - бу кетма-кет даврларга тегишли кўрсаткичлар (қатор даражалари) ўртасидаги ўзаро боғланишдир. Автокорреляция ўлчаш ва ўрганиш икки жиҳатдан зарурат ҳисобланади. Авваломбор лагни баҳолаш учун автокорреляцион таҳлил зарур. Маълумки, кўп ҳолларда бир ҳодиса рўй бергандан сўнг унинг оқибати биров кечикиб намоён бўлади. Автокорреляцион таҳлил ўртача лаг муддатини тақрибан аниқлаш имконини беради. Лагни ҳисобга олиб қаторлар таққосламалиги таъминланади ва натижада улар ўртасида сабаб-оқибат боғланишларни объектив баҳолаш учун зарур шароит туғилади.

7. Автокорреляцион таҳлил яна шунинг учун ҳам зарурки, унинг ёрдамида автокорреляция таъсирини бартараф қилиш ёки жуда кучсизланиш тадбирлари белгиланади. Ўрганилаётган қаторлар орасидаги ўзаро боғланишларни корреляцион ва регрессион таҳлил усуллари ёрдамида баҳолаш учун улар автокорреляциядан холи бўлиши керак. Акс ҳолда қаторлар ўртасидаги чизиқли ўзаро нисбатлар билан бир қаторда ҳар бир динамика қатори ўзининг хусусий ички чизиқли ўзаро нисбатларига эга бўлади ва улар, ўз навбатида, қаторлар орасидаги чизиқли нисбатларнинг бузилишига сабаб бўлади. Шунинг учун автокорреляция таъсирини йўқотиш ёки жуда кучсизлантириш мақсадида регрессия тенгламасига вақт t кўшимча ўзгарувчи (омил) сифатида киритилади ёки ушбу тенглама қолдиқлар (даражалардан тренд айирмалари) асосида тузилади. Бу ҳолда мультиколлениеарлик ҳам жуда кучсизланади.

11.13. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Статистикада динамика тушунчаси нимани англатади, динамика қатори-чи?

2. Динамика қаторларининг қандай турларини биласиз? Улар бир-биридан қандай жиҳатлари билан фарқ қилади?
3. Момент (он, пайт) ва давр деганда нимани тушунасиз?
4. Динамика қаторлари вариацион қаторлардан қандай хусусиятлари ва аломатлари билан фарқ қилади?
5. Вариация ва тебранувчанлик тушунчалари айният-ми? Йўқ бўлса, сабабларини тушунтириб беринг.
6. Умумий кўринишда динамика даражалари қандай таркибий унсурлар билан характерланади?
7. Асрий ва локал тенденция деганда нимани тушунасиз? Қисқа муддатли қаторларда айрим трендлар намоён бўладими?
8. Циклик (даврий) тебранишлар нима? Ҳар бир давра қандай босқичлардан таркиб топади?
9. Мавсум тушунчаси нимани англатади, мавсумий тебранишларчи?
10. 11.1-жадвал маълумотларига асосан асрий ва локал тенденцияларни тавсифлаб беринг.
11. 11.2-жадвал маълумотларида қандай тенденциялар ва тебранишлар намоён бўлган?
12. Тасодифий тебранишлар деганда нимани тушунасиз? Уларни мавсумий ва даврий тебранишлардан қандай ажратиб олиш мумкин?
13. Асрий тенденцияларни аниқлаш учун қайси усулларни қўллаш энг самарали натижа беради?
14. Сирғанчиқ ўртача нима ва қачон қўлланади?
15. Марказлаштирилган сирғанчиқ ўртача нима ва у қандай тартибда ҳисобланади?
16. 11.2-жадвал маълумотларига асосан, 5 ва 6 йиллик сирғанчиқ ўртача аҳоли сонини бутун қатор учун ҳисобланг. 6 йиллик марказлаштирилган сирғанчиқ ўртача 7 йиллик даражалардан ҳисобланг хронологик ўртачага тенглигини 11.2-жадвал маълумотлари мисолида исботлаб беринг.
17. Тренд параметрлари нима мақсадда тузилади, уларнинг қандай шаклларини биласиз ва улар қандай шароитларда қўлланади?
18. Асрий тенденцияларни аниқлаш мақсадида қандай сирғанчиқ ўртача усули қўлланади ва нима учун уни тренд тенгламаси билан биргаликда қўллаш зарур?
19. 11.1-жадвалга биноан, 5 йиллик маълумотлар асосида 3 каррали сирғанчиқ ўртача ҳосилдорлик кўрсаткичларини ҳисобланг. Олинган натижалар 9 йиллик маълумотлар асосида тортилган сирғанчиқ ўртача ҳосилдорликка тенглигини кўрсатиб беринг.
20. 5 йиллик маълумотлар асосида 3 каррали сирғанчиқ ўртача ҳосилдорликка таяниб тренд тенгламасини тузинг.
21. 11.1-жадвал маълумотларига асосан, 1991-2000 йиллар учун локал тенденцияни аниқлаб беринг? Бу ерда қайси тренд тенгламаси шаклини қўллаш зарурлигини асослаб беринг.

22. Динамика қаторларини таҳлил қилишда қандай кўрсаткичлар ҳисобланади. 11.2-жадвал маълумотларига асосан, 1991-2000 йиллар Ўзбекистон аҳолиси ўсишини тасвирловчи кўрсаткичларни ва мазкур давр учун ўртача йиллик аҳоли сонини ҳисобланг.

23. 11.1-жадвал маълумотларига биноан 1991-2000 й.й. пахта ҳосилдорлиги ўзгаришини таърифловчи кўрсаткичларни ҳисобланг. Бу давр учун ўртача йиллик ҳосилдорликни қандай усулларда ҳисоблаш мумкин?

24. Автокорреляция нима ва у қандай таҳлил қилинади?

25. 11.1-жадвал маълумотларига асосан, 1991-2000 йилларда пахта ялпи ҳосили ва ҳосилдорлиги учун биринчи-бешинчи тартибли автокорреляция коэффициентларини ҳисобланг.

26. Олдинги ҳисоблашдан олинган натижалар асосида лагни аниқланг ва у нимани англатади?

27. Мавсумийлик гармоникаларини 11.6-жадвал маълумотларига асосан пахта толаси экспорти учун ҳисобланг.

28. Мультиколленеарлик нима? У корреляцион боғланиш натижаларига қандай таъсир этади ва қайси йул билан уни бартараф қилиш мумкин?

29. Параболагик ўртача нима ва қачон у қўлланади?

30. Динамика қаторларида корреляцион-регрессион таҳлил усулларини қўллаш шарт-шароитларини тушунтириб беринг?

31. Корреляцион-регрессион таҳлил натижалари асосида истиқболлар қандай тартибда аниқланади?

32. Бозор шароитида инвестициялар самарадорлиги қандай кўрсаткичлар орқали баҳоланади ва уларни ҳисоблаш тартибини тушунтириб беринг.

33. Таклиф ва бошқа бозор иқтисодиёти қонунлари намоён бўлишини ўрганишда регрессион таҳлил усулларидан фойдаланиш тартибини мисолларда тушунтириб беринг.

34. Бозор нархига нисбатан таклиф эластиклигини аниқлаш мақсадида регрессион таҳлил усулидан фойдаланиш тартибини аниқ бир мисолда тушунтириб беринг.

11.14. Адабиётлар

1. *Т.Андерсон*. Статистический анализ временных рядов. Пер. с англ. М.: Мир, 1976, 762 б.
2. *Герхард Тинтер*. Введение в эконометрию. Пер. с нем. М.: Статистика, 1965, 360 б.
3. *Н.Дрейнер, Г.Смит*. Прикладной регрессионный анализ. Пер. с англ. М.: Финансы и статистика, 1986.
4. *Я.Ф.Вайну*. Корреляция рядов динамики. М.: Статистика, 1977, 118 б.
5. *Хеннон Э.* Анализ временных рядов. Пер. с англ. М.: Статистика, 1964, 215 б.

12.1 Индекс сўзининг луғавий маъноси ва қўлланиши

Лотинча индекс (index) сўзи айнан таржима қилинганда аломат, белги деган маънони билдиради. Бу сўзни кўпинча “кўрсаткич” мазмунида ҳам шарҳлайдилар. Кундалик турмушимизда индекс сўзи тез-тез учраб туради. Масалан, алоқа бўлими индекси, газета саҳифаларининг пастки ўнг бурчагида бериладиган индекс эътиборимизни тортмай қўймайди. Бу индекслар шартли белги бўлиб, ҳодисаларни ҳисобга олиш, улар ҳақидаги маълумотларни тўплаш, умумлаштириш ва сақлаш ишларини ЭҲМдан кенг фойдаланиб енгиллаштириш учун уларга бериладиган тартиб сонлар-кодлардир. Бу кодлар махсус ҳужжатномаларда (каталог, системалаштиргич, таснифлагич, номенклатура ва ҳ.к) қайд қилинади ва жорий ҳисоб ва ҳисоботларни юритишда адресант ёки адресат сифатида қўлланилади. Масалан, аҳолига алоқа хизматларини яхшилаш мақсадида мамлакатимиздаги барча алоқа бўлимларининг рўйхатномаси (каталоги) тузилган. Унда ҳар бир алоқа бўлими манзилгоҳи ва қайд қилиш тартиб сони кўрсатилган. Худди шунингдек, китобхонларга кутубхоналар хизматини яхшилаш мақсадида мамлакатимизда нашр қилинадиган барча китоблар, рўзномалар ва журналларнинг илмий-сиёсий, оммавий йўналишига қараб даврий матбуот нашрлари каталоги тузилган. Унда ҳам ҳар бир рўзнома ва журналларга кодлар берилган. Масалан, “Тошкент оқшоми” рўзномасидаги индекс ана шу рўйхатномада рўзномага берилган тартиб сон бўлиб, у Тошкент шаҳрида нашр этиладиган маҳаллий кундалик рўзнома эканлигини билдиради. Математикада ҳам индекс қўлланилади, бу ҳолда у математик тушунча ёки амалга берилган шартли белгини англатади. Масалан, A_{ij} ифодаси i -қаторлардан ва j -устунлардан тузилган A матрицани билдиради ёки $\sum_{i=1}^k x_i$ бу ифода x миқдор (ҳад)га тиркалган i -индекси x қийматларини қўшиш жараёнида биринчисидан бошлаб то “ k ” инчисигача ҳисобга олиш кераклигини англатади.

Кўриниб турибдики, индекс сўзи кундалик амалий фаолиятимизда кенг ишлатилади. Аммо ушбу ўқув қўлланмада сўз бу индекслар тўғрисида бормасдан, статистикада ҳисобланадиган иқтисодий индекслар ҳақида юритилади. Улар юқорида айтилган индекслардан мазмунан тубдан фарқ қилади.

12.2. Иқтисодий индекслар ҳақида умумий тушунча (моҳияти, аҳамияти ва функциялари)

Статистикада индекслар деганда махсус иқтисодий кўрсаткичлар тушунилади. Улар иқтисодий ҳодиса ва жараёнларни ўрганишда му-

Статистикада индекс деганда махсус иқтисодий кўрсаткич тушунилади ва у иқтисодий ҳодисаларнинг икки ёки ундан ортиқ ҳолатларда ривожланиш даражасини таърифлайди

ҳим қурол ҳисобланади. Статистик индекслар иқтисодий ҳодисаларнинг ривожланиш даражасини кўрсатади, яъни улар ўрганилаётган ҳодисаларнинг умумий ҳажмини ифодаламайди, балки уларни қиёсий жиҳатдан характерлайди, ўзгаришини аниқлайди. Индекслар “ҳодиса ҳажми қандай?” деган саволга эмас, балки “ҳодисанинг ўзгариш даражаси, унинг икки ҳолатига тегишли миқдорлари орасидаги нисбат қандай?”

деган саволга жавоб беради.

Индекслар одатда нисбий миқдор шаклида ифодаланади. Масалан, 2001 йилда Ўзбекистон ялпи ички маҳсулоти 2000 йилга нисбатан 105% ни ташкил этди ёки 5% ошди деганда республика ялпи ички маҳсулотининг реал ҳажми индекси назарда тутилади. Шунга асосланиб, индексларни нисбий миқдорлар деб таърифлаш дарсликлар ва илмий асарларда кенг тарқалган. Аммо бундай таъриф индекслар моҳиятини ҳаддан ташқари соддалаштириш, уларнинг социал-иқтисодий ҳодисаларни билиш қуроли сифатида роли ва ўрнини тор доирада чегаралашдан бошқа нарса эмас. Агар индексларни нисбий миқдорлар билан чегаралайдиган бўлсак, у ҳолда уларни статистиканинг махсус назарий ва амалий масаласи сифатида ушбу китобда қараш учун асос йўқ, чунки нисбий миқдорларни ҳисоблаш йўллари олдин кўриб чиқилди.

Индексларнинг нисбий миқдорларда ифодаланиши, уларнинг моҳиятини намоён бўлиш шаклларида биридик, холос. Индекслар нафақат нисбий кўрсаткич, балки шу билан бирга ўртача кўрсаткичдир, чунки улар ўртача ўзгаришларни таърифлайди. Бундан ташқари, мутлақ ўзгаришни ҳам таърифлаши мумкин, чунки ўртача нисбий ўзгаришда мутлақ ўзгариш ҳам ўз ифодасини топади.

Индекс бу мураккаб иқтисодий кўрсаткич бўлиб, ўртача, нисбий ва мутлақ ўзгаришларни бир йўла ифодалайди.

Демак, индекслар мураккаб иқтисодий кўрсаткичдир, табиатан у нисбий, ўртача ва мутлақ миқдорларни ўзида бирлаштиради. Юқорида келтирилган индекс базис (2000й) баҳоларда ҳисобланган Ўзбекистон ялпи ички маҳсулот ҳажми 2001 йилда 3354,2 млрд.сўм билан 2000 йилдаги унинг

ҳажми 3194,5 млрд.сўм нисбатидан ҳосил бўлган. Натижада бу индекс бирор маҳсулот ишлаб чиқариш ёки хизмат кўрсатиш ҳажми ўзгаришини эмас, балки республикада пировард истеъмол учун ишлаб чиқариладиган барча маҳсулот ва хизматлар ҳажми ўртача 5% ошганини ифодалайди. Ўз-ўзидан равшанки, айрим маҳсулотларни ишлаб чиқариш камайгани ҳолда бошқалари эса турли даражада кўпайган бўлиши керак. Шу билан бир вақтда республикада реал ялпи ички маҳсулот ҳажми 2001 йилда 2000 йилга нисбатан 159,7млрд.сўмга ошган.

Индексларни ҳисоблаш натижаси одатда нисбий миқдор шаклида ифодаланса-да, аммо улар моҳиятан нисбий миқдорлардан фарқ

қилади. Нисбий миқдорларда асосий урғу ва эътибор таққосланаётган кўрсаткичларнинг иқтисодий моҳияти, предмети, моддий жиҳатига қаратилмасдан, балки сўз у ёки бу жараёнда кузатиладиган қиёсий натижа қандай ҳисобланиши устида боради. Масалан, динамика нисбий миқдорларида динамик жараёнда турли даврларга тегишли миқдорлар орасидаги нисбат даражаси, режа (ёки шартнома)ни бажариш нисбий миқдорларида режани бажариш жараёнида шаклландиган қиёсий натижа, тузилма нисбий миқдорларида туплама (йиғма) миқдор шаклланиш жараёнида айрим таркибий қисм (элемент) ҳиссасини аниқлаш асосий масала ҳисобланади.

Индексларда эса биринчи ўринда солиштириладиган кўрсаткичларни шакллантириш, уларнинг предметлилиги, иқтисодий моҳиятлилигини таъминлаш туради. У ёки бу предмет ёки предметлар ҳолатида иқтисодий ҳодиса ва категорияларда кузатиладиган миқдорий ўзгаришларни аниқлаш индексларнинг асосий вазифасидир. Бу ўзгаришларни ҳам нисбий, ҳам мутлақ миқдорларда ўлчаш мумкин. Улар нисбий миқдорларда ифодаланганда индекслаштирилаётган ҳодисаларнинг ривожланиш интенсивлиги ва тезлиги тўла ойдинлашади. Шунинг учун ҳам индекслар кўпинча нисбий миқдор шаклида ифодаланади. Аммо бундан улар ўрганилаётган ҳодисалар предметлилигидан четланади, умуман қандайдир мавҳум миқдорга айланади деган хулоса чиқмайди. Балки индекслар доимо иқтисодий ҳодиса ва категориялар моҳияти, предметлилиги билан биргаликда қаралади. Шу сабабли ривожланишнинг мутлақ миқдорини аниқлаш мумкин бўлади. Индексларнинг яна бир муҳим хусусияти - юқорида қайд этилганидек, улар ўртача кўрсаткичдир, аниқроғи ўртача нисбий ўзгаришнинг меъёри ҳисобланади. Шундай қилиб индексларни қуйидагича таърифлаш мумкин.

Индекс бу мураккаб иқтисодий кўрсаткич бўлиб, иқтисодий ҳодисаларнинг икки ёки ундан ортиқ ҳолатига тегишли кўрсаткичларни таққослама ҳолга келтириб, улар орасидаги нисбатлар орқали ҳодисаларнинг ўзгаришини ўлчайди

Индекс деганда шундай мураккаб кўрсаткич тушуниладики, у иқтисодий ҳодисаларнинг икки ёки ундан ортиқ ҳолатига тегишли кўрсаткичларини таққослама бир ўлчовли кўринишга келтириб, улар орасидаги нисбатлар орқали ўрганилаётган ҳодисаларнинг ўзгаришини ифодалайди.

Бу таърифда “ҳодисаларнинг икки ёки ундан ортиқ ҳолатларига тегишли кўрсаткичлари” деган ибора бекорга ишлатилмаган. Гап шундаки, икки ёки ундан ортиқ ҳолатлар орасида маълум жараён кечади, индекслар

эса ўша жараёнда ўрганилаётган ҳодисалар меъёрида содир бўлган ўзгаришларни ифодалайди. Ҳодиса ҳолатлари замонда ёки фазода (текисликда масалан, ҳудудлар, мамлакатлар) жиҳатидан ёки ҳақиқатда эришилган ва нормалаштирилган (режалаштирилган, оптималлаштирилган) даражада қаралиши мумкин. Демак, индекслар динамик ва статик жараёнларда рўй берган ўзгаришларни тавсифлайди. Натижада улар иқтисодий ҳодисаларнинг ривожланиш даражасини ҳар тарафлама ўрганиш, таҳлил қилиш қуроли вазифасини бажаради.

Индекслар мантиқ илми (логика)нинг синтез ва анализ усулларига асосланади. Ҳодисалар тўплами ёки мураккаб ҳодиса айрим элементлардан, қисмлардан таркиб топади, уларнинг ўзгаришлари ҳар хил меъёрларда кечади. Индекс усули уларни бир бутунга айлантиради, яхлитлаштиради ва ўртача ўзгариш меъёри сифатида шакллантиради. Демак, индекслар синтезлаш, умумлаштириш функциясини бажаради.

Шу билан бирга улар натижавий ҳодисалар ўзгаришида бошқа омил-ҳодисалар ролини баҳолаш, уларнинг ҳиссасини аниқлаш имконини беради, демак, индекслар аналитик функцияни ҳам бажаради. Бу икки функция индексларнинг моҳиятидан келиб чиқади, чунки синтез ва анализ уларнинг табиатида мужассамлашган. Индекслаштирилаётган ҳодисалар бир қанча омиллар таъсири остида шаклланар экан, демак улар синтез натижасидир—бу бир томондан, иккинчи томондан, уларни таҳлил қилиш йўли омиллар ҳиссасига, таркибий қисмларга ажратиш мумкин. Умумлаштириш ва аналитик хусусиятлари билан индекслар нисбий миқдорлардан фарқ қилади. Шундай қилиб, индекслар мураккаб статистик кўрсаткич бўлиб, умумлаштириш функцияси билан аналитик функцияни биргаликда бажаради.

12.3. Индексларнинг турлари ва таснифи

Иқтисодий индексларнинг турлари жуда кўп бўлиб, уларни ҳар хил жиҳатдан таснифлаш мумкин.

Иқтисодиёт, унинг соҳа ва тармоқлари, ҳодисалари турли шароитларда ривожланади. Айрим даврларда улар тез суръатлар билан тараққий этса, бошқа даврларда секин ривожланади. Айрим вилоят ва минтақалар, ҳудудий—маъмурий бўлинмалар иқтисодий ривожланишда юқори даражага эришса, бошқалари эса орқада қолади. Худди шунингдек мамлакатлар ҳам иқтисодий ривожланиши жиҳатидан бир-биридан фарқ қилади. Бундай масалаларни ўрганиш учун индекслар хизмат қилади.

Улар қандай жараёни таърифлаши ва вазифалари жиҳатидан тўрт турга бўлинади: динамика индекслари, режа (шартномани) бажариш индекслари, ҳудудий индекслар ва ҳалқаро индекслар.

Динамика индекслари икки ёки ундан ортиқ даврлар ичида ўрганилаётган ҳодисалар қандай ўзгаришини ифодалайди. Масалан, 1996-2000 йилларда Ўзбекистонда саноат маҳсулотлари ишлаб чиқариш таққослама 1995 йил баҳоларида ўртача 35,2% ёки 82,4 млрд.сўмга, қишлоқ хўжалиги маҳсулоти ўртача 13,5% ёки 16,7 млрд.сўмга кўпайган. Режани бажариш индекслари режада ёки шартномада кўзланган кўрсаткич қандай бажарилганлигини белгилайди. Ўзбекистон республикаси макроиқтисодиёт вазирлиги республикаимизни ижтимоий иқтисодий ривожланиш истиқболларини белгилайди ва уларни бажарилиши устидан назорат олиб бориш учун тегишди индексларни Республика статистика қўмитаси ҳисоблайди. Улар Ўзбекистон республикаси ривожланишининг иқтисодий ва ижтимоий индикатори деб аталади ва Статистика давлат қўмитаси томонидан босиб чиқилган “Ўзбекистон республикасининг ...йилда ижтимоий иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари” деб номланувчи ста-

тистик тўпламларда (йилномаларда) келтирилади. Бундан ташқари, Европа ҳамжамияти комиссиясининг “Taxis” хизмати томонидан тайёрланадиган “Ўзбекистон иқтисодий йўналишлари” чорак йиллик нашрларида ҳам бундай индекслар эълон қилинади.

Худудий индекслар турли ҳудудларга ёки объектларга тегишли иқтисодий ҳодисаларнинг узаро нисбатини кўрсатади. Улар айрим вилоят ва минтақалар ривожланиш даражаси ва ихтисослашиши, миллий иқтисодиётга қўшаётган ҳиссаси каби муҳим масалаларни ўрганишда асосий қурол ҳисобланади. Масалан, 2000 йил яқунларига биноан, жон бошига ялпи ички маҳсулотни ишлаб чиқариш ўртача республика даражасига нисбатан Тошкент шаҳрида 154.4%, Навоий вилоятида 123.7%, Бухоро вилоятида 110.9%, Тошкент вилоятида 103.6%, Фарғона вилоятида 94.0%, Андижон вилоятида 91.3%, Хоразм вилоятида 83.5%, Сирдарё вилоятида 80.4%, Жиззах вилоятида 71.8%, Самарқанд вилоятида 71.0%, Наманган вилоятида 66.8% ва ниҳоят, Қорақалпоғистон Республикасида 45.6% ни ташкил этган.

Ҳалқаро индекслар иқтисодий ҳодисаларнинг бутун жаҳон ва жуғрофий минтақалар миқёсида ривожланиш даражаси, мамлакатлар ижтимоий - иқтисодий тараққиёт йўлида эришган қиёсий даражаларини тавсифлайди. БМТ статистика комиссияси билан Европа иқтисодий ҳамжиҳатлиги статистика комиссияси (Евростат) Европа, Америка ва Осиё қитъаларида бозор иқтисодиёти ривожланган ва унга ўтаётган 52 мамлакатларнинг 1996 йилги маълумотлари асосида жон бошига реал ялпи ички маҳсулотни ишлаб чиқариш ҳалқаро индексларини Австрияга нисбатан ҳисоблаб, эълон қилди. Улар асосида тузилган 52 мамлакатлар рўйхатида Ўзбекистон пастдан 48 ўринни эгаллаган, республикамиздан кейин Арманистон, Озарбайжон, Мўғилистон ва Тожикистон келади. Туркменистон, Қозоғистон ва Қирғизистон бироз юқорироқдан жой олган. Жон бошига аҳоли пировард истеъмол индекси бўйича эса республикамиз пастдан 50нчи, Мўғулистон 51 нчи ва Тожикистон 52 нчи ўринни эгаллаб, мамлакатлар тартиб рўйхатини яқунлайди.

Динамика, режани бажариш, худудий ва ҳалқаро индексларни ҳисоблаш бир қатор умумий ва хусусий муаммолар билан боғлиқ. Уларни ҳар тарафлама ўрганиш, ечиш йўллари топиш ва илмий асослаш индекслар назариясининг бош вазифаси ҳисобланади.

Бу ерда таъкидлаб ўтамизки, худудий ва ҳалқаро индексларни ҳисоблаш услубияти ҳанузгача илмий жиҳатдан тўла-тўқис ишлаб чиқилмаган. Бу борадаги муҳим масалалар тортишув предмети бўлиб қолмоқда.

Динамика индексларини ҳисоблаш услубияти эса илмий асосда ҳар тарафлама ишланган бўлиб, улар тимсолида индекслар назариясининг хусусиятлари ҳам яққол кўринади. Умуман индекс методининг вужудга келиши ана шу динамика индексларидан бошланади. Бундан буён индекслар устида сўз юритилганда динамика индекслари назарда тутилади. Индекслар ёрдамида турли элементлардан ташкил топган мураккаб иқтисодий ҳодисаларнинг умумий ўзгаришлари, уларнинг шаклланишида айрим омилларнинг роли аниқланади.

Иқтисодий ҳодисалар одатда мураккаб тартибга эга бўлиб, кўп элементлардан таркиб топади, бу элементлар ичида умумий хусу-

сиятга эга бўлган тўдаси ҳам бўлади. Масалан, ҳалқ ҳўжалиги айрим тармоқлардан, тармоқлар эса кўпгина ишлаб чиқарувчи бирликлар ва корхоналардан таркиб топади. Миллий иқтисодиёт иқтисодий секторлардан, сектор эса кўпдан-кўп мустақил ҳўжалик юритувчи субъектлардан тузилади. Саноат ёки қишлоқ ҳўжалиги ялпи маҳсулоти турли туман маҳсулотларни ўз ичига олади. Шу билан бирга айрим маҳсулот турлари борки, улар умумий истеъмол ва бошқа хусусиятларга эга бўлиб, бир-бирининг ўрнини босади ва у ёки бу маҳсулот гуруҳини барпо этади. Масалан, қишлоқ ҳўжалигида дон экинлари буғдой, арпа, сули, нахот, мош ва ҳ.к иборат. Саноатда гўшт маҳсулотлари гуруҳи қўй, эчки, мол, от, парранда гўштлири, қаз, колбасалар ва бошқа гўшт маҳсулотларини бирлаштиради.

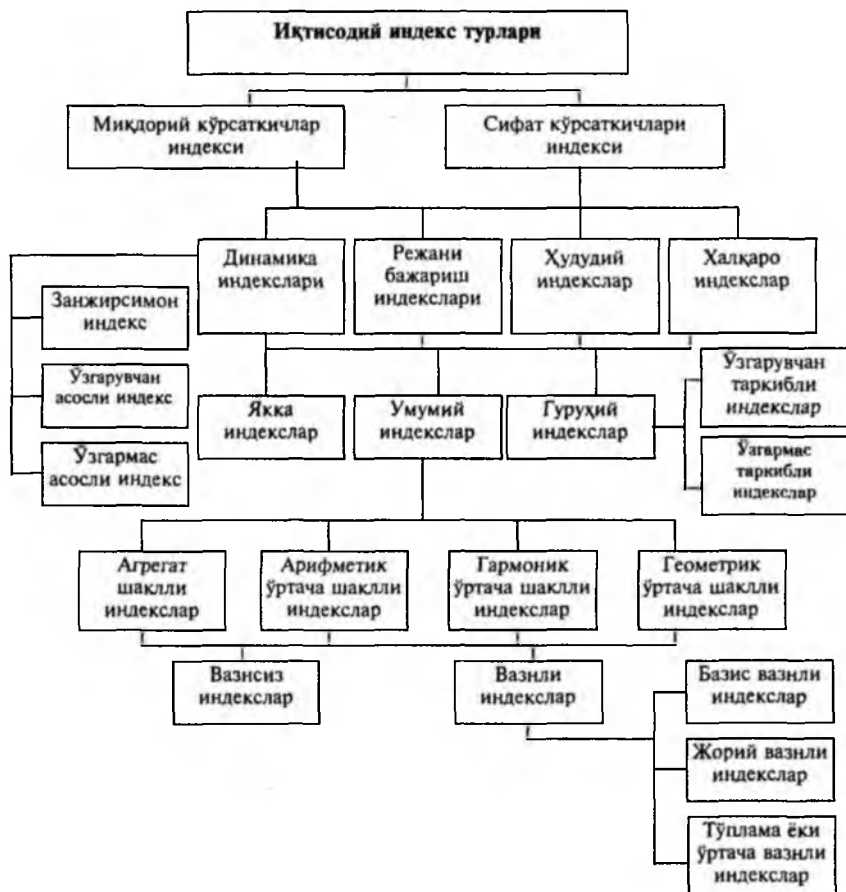
Индекслар мураккаб ҳодисанинг айрим элементлари, уларнинг бир хил тўдалари ва умуман мураккаб ҳодиса учун ҳисобланиши мумкин. Шу жиҳатдан улар гуруҳий, якка ва умумий индексларга бўлинади. Айни тўпламнинг айрим элементлари учун ҳисобланган индекслар якка, уларнинг бир хил тўдаси учун ҳисоблангани гуруҳий ва тўплам учун ҳисоблангани умумий индекслар деб аталади. Масалан, корхона бўйича меҳнат унумдорлигининг ўсиши умумий индекс ёрдамида, бир хил турдаги маҳсулот ишлаб чиқарувчи цехларда меҳнат унумдорлигини ўзгариши гуруҳий индекслар ёрдамида ва ниҳоят, айрим цехларда ва маҳсулот турини яратишда унинг ўзгариши якка индекслар ёрдамида аниқланади. Шунга ҳам эса тутиш керакки, гуруҳий индекслар якка ва умумий индекслар орасидан жой олиб, уларнинг хусусиятларига эга бўлади. Якка индексларга нисбатан улар умумий индекс ҳисобланади, умумий индексларга нисбатан эса якка индекс сифатида ифодаланади. Шунга қараб, бу индексларни ҳисоблаш услубияти ўзгаради. Умуман олганда гуруҳий индекслар ёрдамида ўрганилаётган ҳодисанинг ўртача даражасининг ўзгаришини ёки уни шакллантирувчи элементларнинг ўртача ўзгаришини аниқлаш мумкин. Биринчи ҳолда улар ўзгарувчан таркибли индекс, иккинчисида эса ўзгармас таркибли индекс деб юритилади.

Индекслар ёрдамида иқтисодий ҳодисаларнинг миқдорий ва сифат кўрсаткичларининг ўзгариши аниқланади. Маълумки, миқдорий кўрсаткич тўплам бўйича ёки унинг айрим элементларида ҳодиса (ресурс, фаолият натижаси: маҳсулот, фойда, даромад ва ҳ.к) ҳажми ёки сони қанча эканлигини белгилайди. Сифат кўрсаткичлари эса жараён ёки ҳодисани сифат жиҳатидан, натижавийлиги нуқтаи назаридан таърифлайди. Улар ҳодиса ҳаракатлиниши жараёнида унинг бир бирлигига нисбатан олинган натижани ёки бир бирлик натижага эга бўлиш учун қанча ҳодиса (ресурс, куч) сарфланганлигини аниқлайди. Агар миқдорий кўрсаткичлар тўплами йиғма миқдорлар бўлса, сифат кўрсаткичлар солиштирма миқдорлардир, яъни бир ўлчов бирлигига нисбатан улар ҳисобланади (масалан, бир бирлик маҳсулотнинг баҳоси, таннархи, фонд қайтими, 1 сўм ҳаражат фойдалилиги, 1 сўм капиталнинг айланиш тезлиги, 1 бирлик маҳсулотнинг меҳнат ёки материал талабчанлиги ва ҳ.к). Қандай кўрсаткичлар индекслаштирилишига қараб, иқтисодий индекслар миқдорий

кўрсаткичлар индексига ва сифат кўрсаткичлар индексига бўлинади. Биринчи тоифадаги индексларга мисол қилиб ишлаб чиқарилган ёки сотилган маҳсулот жисмоний ҳажми индексларини, иккинчисига эса ишлаб чиқарувчилар ёки истеъмол нархлари индексларини кўрсатиш мумкин.

Умумий индекслар ҳисоблаш усулига қараб, агрегат шаклдаги ва арифметик ўртача, гармоник ўртача ва геометрик ўртача индексларга, улар эса ўз навбатида вазнли ва вазнсиз индексларга, вазнли индекслар эса базис вазнли, жорий вазнли, тўплама ёки ўртача вазнли индексларга бўлинади. Бу индекслар нафақат ҳисоблаш тартиби билан, балки шу билан бирга моҳияти ва қўлланиш шарт - шароити жиҳатидан бир-биридан фарқ қилади.

Юқорида баён этилганларни умумлаштириб иқтисодий индексларни қуйидагича таснифлаш мумкин:



12.1-Тарх. Иқтисодий индексларнинг таснифи
Асосий индексларни тузиш услубияти билан танишиб чиқамиз

12.4. Якка индекслар

Якка индексларни тузиш масалаларини куриб чиқишдан олдин, барча индексларга оид умумий тушунча ва ишоралар билан танишиб чиқамиз. Юқорида таъкидлаб ўтилганидек, динамика индекслари индекслаштирилаётган ҳодисаларнинг вақт бўйича ўзгаришини ифодалайди. Индекслаштирилаётган ҳодиса деганда шундай ҳодиса назарда тутиладики, уларнинг икки даврга тегишли кўрсаткичлари таққосланади. Демак, динамикада иккита давр қатнашади, бири-жорий (ҳисобот) давр, иккинчиси ўтган, базис давр деб аталади. Давр деганда иқтисодий ҳодиса ёки жараён содир бўлган вақт оралиғи (кун, декада, ой, квартал, йил ва ҳ.к) тушунилади. Жорий давр- бу индекслаштирилаётган ҳодисанинг солиштирилаётган кўрсаткичи, бўлинувчи миқдори тегишли бўлган даврдир. У „₁“ сатр ости ишораси билан белгиланади. Базис давр ҳодисанинг таққослаш асоси қилиб олинаётган заминий кўрсаткичи, бўлинувчи миқдори тегишли бўлган вақт узунлиги (оралиғи). У „₀“ сатр ости ишораси билан белгиланади. Индексларни тузишда миқдорий кўрсаткичлар инглизча quantity- миқдор сўзининг биринчи ҳарфи “q” орқали, сифат кўрсаткичларни эса инглизча price-баҳо, productivity-меҳнат унумдорлиги, profitability-рентабеллик ёки даромадлиқ даражаси каби сўзларнинг биринчи ҳарфи “p” орқали ифодалаш ҳалқаро статистика амалиётида қабул қилинган. Демак, “q”-ишлаб чиқарилган ва сотилган маҳсулот жисмоний ҳажмини, ташилган юк миқдорини, чиқарилган ёки сотиб олинган акциялар миқдорини, етиштирилган ялпи ҳосил ҳажми ва шу каби миқдорий кўрсаткичларни билдиради. “p” эса юқорида саналганлардан ташқари таннарх, муомала ҳаражатлари даражаси, савдо устамасининг даражаси, хизматлар учун тариф (баҳо), банк фоизи, бир ишчининг номинал иш ҳақи, валюта ёки акция курси ва шунга ўхшаш сифат кўрсаткичларни англатади. Аниқ иқтисодий индексларни ҳисоблаётганда индекслаштирилаётган ҳодисаларни бошқа ҳарфлар билан ифодалаш маъқул. Жумладан, маҳсулот таннархини (инглизча cost) “c”, маҳсулотнинг меҳнат талабчанлигини “t”, бир ишчининг иш ҳақини “x”, сотилган маҳсулот бир бирлигидан олинган фойдани “f”, маҳсулотнинг фойдалилик (таннархга нисбатан) даражасини “φ”, ҳосилдорликни “y”, экин майдонни “s”, умумий меҳнат сарфини “T”, асосий капиталнинг умумий ҳажмини “F”, унинг самарадорлик даражасини “Г”, хом-ашё ва материал ресурсларининг умумий заҳирасини “M”, уларнинг самарадорлигини “m” ва ҳ.к орқали белгилаш мумкин.

Якка индекслар ўрганилаётган мураккаб ҳодисанинг айрим элементларининг ўзгаришини таърифлайди ва жорий кўрсаткичи базис давр кўрсаткичи билан таққослашга асосланади

Энди якка индекслар масаласига келсак, улар гулам доирасида айрим ҳодисаларнинг ўзгаришини ифодалайди. Бунинг учун жорий давр кўрсаткичи базис давр кўрсаткичи билан таққосланади: миқдорий кўрсаткичлар учун якка индекслар

$$i_q = \frac{q_1}{q_0} \quad (12.1)$$

сифат кўрсаткичлари учун эса

$$i_p = \frac{p_1}{p_0} \quad (12.2)$$

Якка индексларни ҳисоблаш тартибини Тошкент шаҳар хусусий дўконларида сотилган айрим маҳсулотлар ҳажми ва баҳолари мисолида кўриб чиқамиз

12.1-жадвал

Тошкент хусусий дўконларида савдо ҳажми ва баҳолари

Маҳсулот турлари	ўлчов бирлиги	Маҳсулот миқдори		1кг ёки дона баҳоси сўм		Якка индекслар %	
		базис давр	Жорий давр	базис давр	жорий давр	Маҳсулот миқдори	баҳо
		q ₀	q ₁	p ₀	p ₁	$i_q = \frac{q_1}{q_0}$	$i_p = \frac{p_1}{p_0}$
гўшт:							
қўй, мол	т.	100	120	1350	1360	120.0	96.3
Парранда	т.	50	40	1800	2000	80.0	111.1
сабзавот:							
Картошка	т.	150	180	120	100	120.0	83.3
Карам	т.	80	85	70	60	100.3	85.7
помидор	т.	100	140	50	40	140.0	80.0
туфли:							
эркаклар	минг жуфт	10	10	3100	3000	100.0	96.8
аёллар		12	12	5700	6000	100.0	105.3
гилам (3*4)	минг дона	1.0	0.6	25000	40000	60.0	160.0

Бу жадвалнинг охириги икки устунда келтирилган маҳсулот ва баҳо якка индекслари жорий давр кўрсаткичини базис давр кўрсаткичига бўлиш йўли билан аниқланган. Масалан, қўй ва мол гўшти баҳо индекси $\frac{1360}{1350} * 100 = 96,3\%$, гиламники эса $\frac{40000}{25000} * 100 = 160\%$,

сотилган картошка ҳажми индекси $\frac{600*100}{1000} = 60\%$ шу тартибда бошқа маҳсулотлар учун ҳам якка индекслар ҳисобланган.

Жадвал маълумотларидан кўриниб турибдики, 1кг қўй ва мол гўшти баҳоси 37% ёки 50 сўм пасайган, сотилган миқдори эса 20% ёки 20 тонна кўпайган. Парранда гўштининг баҳоси 11,1% ёки 200 сўмга ошган, сотилган миқдори эса 20% ёки 10 тоннага камайган. Сабзавот маҳсулотлари баҳоси пасайган, сотилган миқдори эса кўпайган. Эркаклар пойафзалининг баҳоси 32% ёки 100 сўмга пасайган,

аёлларники эса 5,3% ёки 3000 сўмга ошган, ammo сотилган миқдори ўзгармаган. Гилам баҳоси 60% ошган, сотилган миқдори эса 40% га камайган. Шундай қилиб, баҳо индекслари билан сотилган маҳсулот ҳажми индекслари орасида тескари боғланиш мавжуд. Бу эса талаб ва таклиф қонунининг амал қилиши ҳақида далолат беради.

Якка индексларни ҳисоблашда базис ва жорий даврлар табиий ва бошқа шароитлар жиҳатидан таққослама бўлиши керак, акс ҳолда улар иқтисодий фаолият натижаларини баҳолашда кўзбўямачилик ҳолларига олиб келиши мумкин. Масалан, бир иқтисодий тизимдан иккинчисига ўтиш даврида ижтимоий - иқтисодий ривожланиш кўрсаткичлари пасайиши муқаррардир. Бу давр индексларига асосланиб янги тузум ҳақида фикр юритиш нотўғри бўлади. Шу билан бирга иқтисодиёт тушкунликка юз тутган даврни базис давр қилиб олиш ҳам индексларни сунъий юқори қийматлар билан ифодаланишига сабаб бўлади. Корхона менежерлари базис даврни танлаб олиш ўйинидан фойдаланиб, фаолият натижаларини яхши ёки ёмон кўзгуда тасвирлашлари мумкин. Корхона ёмон ишлаган вақти таққослаш замони қилиб олинса, фаолият оз-моз яхшиланган бўлса ҳам индекслар юқори суръатлар билан ривожланганлиги ҳақида далолат беради ва аксинча, энг юксалган вақт олинса, у ҳолда улар корхона фаолиятини ёмон томондан баҳолашига сабаб бўлади. Шунинг учун индексларни, айниқса, якка индексларни кўпроқ давр учун ҳисоблаш ва динамикасини кўрсатиш керак. Бу ҳолда уларни занжирсимон, ўзгарувчан ва ўзгармас асосли қилиб ҳисоблаш мумкин.

12.5. Занжирсимон, ўзгармас асосли ва ўзгарувчан асосли якка индекслар

Занжирсимон индекслар давр сайин ҳодисалар ўзгаришини аниқлайди.

Занжирсимон индекслар айна (ҳар бир) давр кўрсаткичини ўзидан олдинги давр кўрсаткичи билан солиштириш натижасида ҳосил бўлади. Бу жиҳатдан улар занжирсимон ўсиш суратларини эслатади.

$$\text{Миқдорий кўрсаткичлар учун } i_{q(\text{занжир})} = \frac{q_i}{q_{i-1}} \quad (12.3)$$

$$\text{Сифат кўрсаткичлари учун } i_{p(\text{занжир})} = \frac{p_i}{p_{i-1}} \quad (12.4)$$

Бу ерда q_i , p_i айрим солиштирилаётган даврларга тегишли кўрсаткичлар. q_{i-1} , p_{i-1} солиштирилаётган даврдан олдинги давр кўрсаткичлари.

Занжирсимон индекслар давр (ой, йил) сайин индекслаштирилаётган ҳодисаларнинг ўзгаришини тасвирлайди.

Ўзгармас асосли индекслар бошланғич даврдан то солиштирилаётган давргача ўтган вақт давомида ўрганилаётган ҳодисалар ўзгариши қандай даражалар билан ифодаланишини кўрсатади. Улар ҳар бир

давр кўрсаткичини бошланғич давр кўрсаткичига таққослаш ҳосиласи ҳисобланади:

Ўзгармас асосли индекслар бошланғич даврга нисбатан кейинги даврларда ҳодисалар ўзгаришини белгилайди.

Миқдорий кўрсаткичлар учун:

$$i_{q(\text{ўзгармас})} = \frac{q_i}{q_0} \quad (12.5)$$

Сифат кўрсаткичлари учун:

$$i_{p(\text{ўзгармас})} = \frac{p_i}{p_0} \quad (12.6)$$

Бу ерда q_0 , p_0 бошланғич давр кўрсаткичлари.

Ўзгарувчан асосли индекслар таққосланаётган даврлардан бошлаб муайян таққосланувчи даврга ўтган вақт давомида ўрганилаётган ҳодисалар қандай даражада ўзгарганлигини аниқлайди. Улар жорий давр кўрсаткичини бирмунча олдинги даврларга тегишли кўрсаткичларга нисбати ҳисобланади:

$$\text{Миқдорий кўрсаткичлар учун: } i_{q(\text{ўзгарувчан})} = \frac{q_i}{q_{i-k}} \quad (12.7)$$

$$\text{Сифат кўрсаткичлари учун: } i_{p(\text{ўзгарувчан})} = \frac{p_i}{p_{i-k}} \quad (12.8)$$

бу ерда q_1 , p_1 - жорий давр (қаторнинг охириги даври) кўрсаткичлари, q_{i-k} , p_{i-k} ундан бирмунча олдин ўтган даврларга тегишли кўрсаткичлар. Занжирсимон, ўзгармас ва ўзгарувчан асосли яқка индексларни ҳисоблаш тартиби қуйидаги мисолда яққол кўзга ташланади.

12.2-жадвал.

Тошкент бозорларида сотилган картошка ҳамда сабзавот ҳажми ва уларнинг баҳолари.

Маҳсулот номи	Сотилган миқдори (т)			1кг баҳоси (сум)		
	сентябр 2000й	2001 йил		сентябр 2000й	2001 йил	
		август	сентябр		август	сентябр
Картошка	80	100	110	90	90	80
Карам	30	40	40	40	42	35
Помидор	70	100	90	25	15	20
Занжирсимон индекслар (%)						
Картошка	-	125,0	110,0	-	100,0	88,9
Карам	-	133,3	100,0	-	105,0	83,3
Помидор	-	142,9	90,0	-	81,8	111,1
ўзгармас асосли индекслар						
Картошка	100	125,0	137,5	100	100,0	88,9
Карам	100	133,3	133,3	100	105,0	87,5
Помидор	100	142,9	128,6	100	81,8	90,9
ўзгарувчан асосли индекслар						
Картошка	-	-	110,0/137, 5*	-	-	88,9/ 88,9*
Карам	-	-	100/133,3*	-	-	83,3/87,5*
Помидор	-	-	90/128,6*	-	-	111,1/90,9*

* биринчи сон августга нисбатан, иккинчиси ўтган йил сентябр ойига нисбатан.

Жадвалдаги занжирсимон индекслар 2001 й сентябр ойидаги савдо ҳажми ва баҳоларини август ойидаги кўрсаткичларга, буларни эса 2000 й сентябрь ойидагиларга бўлиб аниқланган. Масалан, сотилган картошка ҳажми индекслар:

$$\frac{110 \cdot 100}{100} = 110\% ; \quad \frac{100 \cdot 100}{80} = 125\%$$

ва унинг нарх индекслари:

$$\frac{80 \cdot 100}{90} = 88,9\% ; \quad \frac{90 \cdot 100}{90} = 100\%$$

Бу индекслар карам ва помидорлар учун ҳам шу тартибда ҳисобланган. Ўзгармас асосли индекслар 2001 йил сентябри ва август ойларидаги кўрсаткичларни ўтган йил сентябр кўрсаткичларига бўлишдан ҳосил бўлган. Масалан, помидор учун сотилган миқдори индекслари:

$$\frac{90 \cdot 100}{70} = 128,6\% ;$$

$$\frac{100 \cdot 100}{70} = 142,9\% \text{ баҳо индекслари :}$$

$$\frac{20 \cdot 100}{22} = 90,9\% ; \quad \frac{18 \cdot 100}{22} = 81,8\%$$

Бошқа маҳсулотлар индексларида ҳам шу тартиб қўлланган. Ниҳоят, ўзгарувчан асосли индекслар 2001 йил сентябр кўрсаткичларини август ва ўтган йил шу ой кўрсаткичларига бўлиш йўли билан аниқланган. Масалан: картошка учун савдо жисмоний ҳажми индекслари:

$$\frac{110 \cdot 100}{80} = 137,5\% ; \quad \frac{110 \cdot 100}{100} = 110\% \text{ баҳо индекслари } \frac{80 \cdot 100}{90} = 88,9\% ;$$

$$\frac{80 \cdot 100}{90} = 88,9\% .$$

Бу тартиб бошқа маҳсулотлар учун индекс ҳисоблашда ишлатилган. 12.2 жадвалдан кўриниб турибдики, 2001 йил сентябр ойида августга нисбатан картошка 10% ёки 10 т кўп сотилган, баҳоси эса 11,1% ёки 10 сўм пасайган, август ойида эса бўлтурги сентябрга нисбатан сотиш 25% ёки 25 т кўп бўлган, аммо баҳоси ўзгармаган. Карамга келсак, 2000 йил сентябрга нисбатан 2001 йил август ва сентябрда 33,3% ёки 10 т кўп сотилган, баҳоси эса августда 5% ёки 2 сўмга кўтарилгани ҳолда сентябр ойида 12,5% ёки 7 сўмга пасайган. 2001 йил сентябр ойида аҳоли августга нисбатан 10% ёки 10 т кам ва ўтган йил сентябр ойига нисбатан эса 28,6% ёки 20 т кўп помидор харид қилган, баҳоси эса жорий йил август ойига нисбатан 11,1% ёки 2 сўмга кўтарилган, ўтган йил сентябр ойига нисбатан эса 9,1% ёки 2 сўмга тушган.

12.6. Якка индексларнинг хоссалари

Занжирсимон, ўзгарувчан ва ўзгармас асосли индекслар орасида маълум муносабат мавжуд. Занжирсимон индекслар кўпайтмаси ўзгарувчан асосли индексларга тенг:

$$\frac{p_1}{p_0} * \frac{p_2}{p_1} * \frac{p_3}{p_2} * \dots * \frac{p_n}{p_{n-1}} = \frac{p_n}{p_0}$$

$$\frac{q_1}{q_0} * \frac{q_2}{q_1} * \frac{q_3}{q_2} * \dots * \frac{q_n}{q_{n-1}} = \frac{q_n}{q_0} \quad (12.9)$$

Юқоридаги мисолимизда савдо жисмоний ҳажм индекси:

картошка учун $125 * 110 / 100 = 137,5\%$

карам учун $33,3 * 100 / 100 = 33,3\%$

помидор учун $142,9 * 90 / 100 = 128,6\%$

Ҳар бир даврнинг ўзгармас асосли индексини ўзидан олдинги давр индексига бўлинса, жорий даврнинг занжирсимон индекси ҳосил бўлади:

$$\frac{p_n}{p_0} : \frac{p_{n-1}}{p_0} = \frac{p_n}{p_{n-1}} ; \dots ; \frac{p_3}{p_0} : \frac{p_2}{p_0} = \frac{p_3}{p_2} ; \frac{p_2}{p_0} : \frac{p_1}{p_0} = \frac{p_2}{p_1}$$

$$\frac{q_n}{q_0} : \frac{q_{n-1}}{q_0} = \frac{q_n}{q_{n-1}} ; \dots ; \frac{q_3}{q_0} : \frac{q_2}{q_0} = \frac{q_3}{q_2} ; \frac{q_2}{q_0} : \frac{q_1}{q_0} = \frac{q_2}{q_1} \quad (12.10)$$

Юқоридаги мисолимизда занжирсимон баҳо индекслари:

картошка учун $88,9 * 100 / 100 = 88,9\%$

карам учун $87,5 * 100 / 105 = 83,3\%$

помидор учун $90,9 * 100 / 81,8 = 111,1\%$

Охирги даврни бошланғич давр билан таққослашдан олинган ўзгарувчан асосли индексни кетма-кет тартибда ҳар бир кейинги даврлар билан қиёслаб аниқланган шундай индексга нисбати тегишли даврларнинг ўзгармас асосли индексларига тенг:

$$\frac{p_n}{p_0} : \frac{p_n}{p_1} = \frac{p_1}{p_0} ; \frac{p_n}{p_0} : \frac{p_n}{p_2} = \frac{p_2}{p_0} ; \frac{p_n}{p_0} : \frac{p_n}{p_{n-2}} = \frac{p_{n-2}}{p_0} ; \frac{p_n}{p_0} : \frac{p_1}{p_{n-1}} = \frac{p_{n-1}}{p_0}$$

$$\frac{q_n}{q_0} : \frac{q_n}{q_1} = \frac{q_1}{q_0} ; \frac{q_n}{q_0} : \frac{q_n}{q_2} = \frac{q_2}{q_0} ; \frac{q_n}{q_0} : \frac{q_n}{q_{n-2}} = \frac{q_{n-2}}{q_0} ; \frac{q_n}{q_0} : \frac{q_n}{q_{n-1}} = \frac{q_{n-1}}{q_0} \quad (12.11)$$

Охирги давр учун олинган ўзгармас асосли индексни кетма-кет тартибда ҳар бир кейинги даврлар индексига бўлсак, тегишли даврларнинг ўзгарувчан асосли индексларига эга бўламиз:

$$\frac{p_n}{p_0} : \frac{p_{n-1}}{p_0} = \frac{p_n}{p_{n-1}} ; \frac{p_n}{p_0} : \frac{p_5}{p_0} = \frac{p_n}{p_5} ; \frac{p_n}{p_0} : \frac{p_3}{p_0} = \frac{p_n}{p_3} ; \frac{p_n}{p_0} : \frac{p_1}{p_0} = \frac{p_n}{p_1}$$

$$\frac{q_n}{q_0} : \frac{q_{n-1}}{q_0} = \frac{q_n}{q_{n-1}} ; \frac{q_n}{q_0} : \frac{q_5}{q_0} = \frac{q_n}{q_5} ; \frac{q_n}{q_0} : \frac{q_3}{q_0} = \frac{q_n}{q_3} ; \frac{q_n}{q_0} : \frac{q_1}{q_0} = \frac{q_n}{q_1} \quad (12.12)$$

Бу тенгликларни (12.11 ва 12.12) асосли эканлигини китобхоналаримиз аниқ мисолларда текшириб қўрадилар, деб умид қиламиз.

Шундай қилиб, занжирсимон, ўзгармас ва ўзгарувчан асосли якка индекслар орасида циркуляр (доиравий) боғланишлар мавжуд. Бу якка индексларнинг давралаи (айланма) тескариланиш хоссаси деб аталади.

Бирор иқтисодий жараёнда рўй берган иккита ҳодисага тегишли миқдорий кўрсаткич индекси билан сифат кўрсаткичи индексининг

бир бирига кўпайтмаси реал мазмунли учинчи индекс ҳосил қилади ва у натижавий ўзгаришни ифодалайди. Масалан, бозорда сотилган маҳсулот ҳажми индексини унинг баҳоси индексига кўпайтирсак, сотувчиларнинг даромади ёки истеъмолчиларнинг ҳаражати индексига эга бўламиз:

$$i_p * i_q = i_{pq}$$

$$\frac{p_1}{p_0} * \frac{q_1}{q_0} = \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} \quad (12.13)$$

Бу тизимдаги индекслар занжирсимон, ўзгармас ёки ўзгарувчан асосли шаклларда бўлиши мумкин.

Юқоридаги мисолимизда ўзгарувчан асосли баҳо ва сотилган маҳсулот ҳажми индексининг кўпайтмаси:

картошка учун $88,9 * 110 / 100 = 97,8\%$; $137,5 * 88,9 / 100 = 122,2\%$

карам учун $83,3 * 100 / 100 = 83,3\%$; $133,3 * 87,5 / 100 = 116,7\%$

помидор учун $90 * 111,1 / 100 = 100\%$; $128,6 * 90,9 / 100 = 116,8\%$

Ҳақиқатдан ҳам аҳоли харажатлари (ёки сотувчи даромадлари) индекслари:

$$\text{картошка} \quad \frac{110 * 80}{100 * 90} * 100 = \frac{8800}{9000} * 100 = 97,8\%; \quad \frac{110 * 80}{80 * 90} * 100 = \frac{8800}{7200} * 100 = 122,2\%$$

$$\text{карам} \quad \frac{40 * 35}{40 * 42} * 100 = \frac{1400}{1680} * 100 = 83,3\%; \quad \frac{40 * 35}{30 * 40} * 100 = \frac{1400}{1200} * 100 = 116,7\%$$

$$\text{помидор} \quad \frac{90 * 20}{100 * 18} * 100 = \frac{1800}{1800} * 100 = 100\%; \quad \frac{90 * 20}{70 * 22} * 100 = \frac{1800}{1540} * 100 = 116,9\%$$

Демак, аҳолининг маҳсулотларни харид қилиш харажатлари 2001 йил сентябр ойида августга нисбатан картошка учун 22,2%, карам учун 116,7% ва помидор учун 16,9% кўпайган, ўтган йил сентябр ойига нисбатан эса картошка ва карам учун тегишлича 2,2% ва 16,7% камайган, помидор учун ўзгармаган.

Демак, якка индексларнинг иккинчи муҳим хоссаси шундан иборатки, омиллар индексларининг кўпайтмаси натижавий индексга тенг ёки натижавий индексни бирор омил индексига бўлинса бошқа омилнинг индекси ҳосил бўлади. Якка индексларга хос бу хусусият омилларнинг тескариланиш хоссаси деб аталади.

Якка индексларга хос яна бир муҳим хусусият шундан иборатки, уларнинг формуласида базис ва жорий даврлар ўрнини алмаштирилса, у ҳолда янги ва эски индекслар тескари миқдорлар сингари ўзаро (бир - бирига) нисбатда бўлади.

$$\frac{q_0}{q_1} = \frac{1}{i_q} \quad \text{ёки} \quad \frac{q_0}{q_1} * \frac{q_1}{q_0} = 1$$

$$\frac{p_0}{p_1} = \frac{1}{i_p} \quad \text{ёки} \quad \frac{p_0}{p_1} * \frac{p_1}{p_0} = 1 \quad (12.14)$$

Якка индексларнинг бу хусусияти уларнинг вақт бўйича тескариланиш хоссаси деб аталади.

Жорий ва базис даврларда индекслаштирилаётган кўрсаткичларнинг қийматлари ўзгармаса, якка индекс, қандай ҳодиса - натижавий ёки омил ҳисобланишидан қатъи назар, ҳар доим бирга тенг бўлади, яъни ҳодисаларда ўзгариш йўқлигини қайд қилади:

$$i_{qp} = \frac{q_1 p_1}{q_1 p_1} = i_q = i_p = 1 \quad (12.15)$$

Индексларнинг бу хусусияти айнан бирдай бўлиш хоссаси деб юритилади. Ниҳоят, индекслар қандай ўлчов бирликлар қўлланишига боғлиқ эмас, демак, бир ўлчов бирлиги бошқаси билан алмаштирилса, бу ҳол индексга таъсир этмайди. Бу хусусият индексларнинг бир ўлчамлик хоссаси деб аталади.

12.7. Вазнсиз умумий индекслар

Юқорида якка индекс турлари ва хоссалари, уларни тузиш усуллари билан танишиб чиқдик. Бундай индексларни ҳисоблашда деярли қийинчилик туғилмайди, аммо олинган натижаларни, айниқса занжирсимон ва ўзгармас асосли индексларни талқин этишда эҳтиёткорлик ва зийраклик даркор. Масалан, Ўзбекистон миллий иқтисодиётида ойлик иш ҳақи индексларининг йил давомида ўзгаришларини таҳлил қилсак, “Иш ҳақлари ва нафақаларни ошириш тўғрисида” Президент Фармони чиқишдан олдинги ойлар секин суръатлар билан ўсиши, Фармон июн-август ойларида чиққандан сўнг эса ўсиш суръатлари тезланиши кузатилади. Натижада индекслар мавсумлик таъсирига гирифтор бўлади. Шу билан бирга Фармон чиқиш арафасидан бошлаб нарх-наволар тезлик билан кўтарилади, бу эса индексларнинг реал қимматини пасайтиради. Натижада фоизларнинг моҳиятан таққосламалиги бузилади. Бундан ташқари, занжирсимон индекслар ўсиш суръатлари сўниб бораётганини, ҳатто айрим ойларида миқдоран камайганини тасвирлаши мумкин, ваҳоланки ўзгармас асосли индекслар, аксинча, бутунлай қарама-қарши манзарани кўз ўнгимизга келтириши мумкин, ўсиш суратлари сезиларли даражада юқори ва иш ҳақининг эгри чизиғи кўтарилаётгани ҳақида ахборот бериши мумкин. Аммо умумий тизимдан ажратиб алоҳида қаралаётган ўзгармас асосли индекс сезиларли ўсиш мавжудлигини кўрсатиши билан бир қаторда у муайян ойга тегишли ёки тегишлимаслигини бевосита аниқламайди. Бунинг учун муайян ой индекси билан ёнма-ён олдинги ва кейинги ой индекслари келтирилиши керак. Яна шуни ҳам эсдан чиқармаслик зарурки, занжирсимон индексларда ойлари орасидаги реал фарқлар айрим пайтларда ёмон намоён бўлади.

Индексларни тузиш билан боғлиқ бўлган катта мушкуллик ва муаммолар уларни мураккаб ҳодисаларнинг ўзгаришини аниқлаш мақсадида тузаётганда туғилади. Масалан, турмуш кечириш қийматини икки йил учун таққосламоқчи бўлсак, бунинг учун кўпдан-кўп товар ва

Вазнсиз умумий индексларда айрим ҳодисалар тенг вазминдорликда олинади.

хизматлар баҳоларини, жумладан, озиқ-овқат маҳсулотлари, кийим-кечак, уй-жой, электр энергия ва ёқилғи, транспорт ва алоқа хизматлари, соғлиқни сақлаш ва маиший хизматлар ва ҳ.к. нархларини билишимиз зарур. Буларнинг ҳар бирида рўй берадиган ўзгаришлар яшашнинг умумий қийматига таъсир қилади. Шунинг учун бу кўрсаткичларни қандайдир йўл билан яқка кўрсаткичга келтириш керак. Бу масалани турли усулларда ечиш мумкин. Энг оддий йўл умумий индексларни вазнсиз шаклда тузишдир. Бу индекслар мураккаб ҳодиса ўзгаришида айрим элементлар тенг вазминдорликда қатнашади деган илмий гипотезага асосланади. Вазнсиз индексларни тузишнинг иккита усули бор, улар оддий ўртача миқдор ва оддий агрегат тушунчаларининг қўлланишига асосланади. Бу усуллар билан вазнсиз умумий баҳолар индексини тузиш мисолида яқиндан танишиб чиқамиз.

Вазнсиз ўртача индексларнинг арифметик ўртача, гармоник ўртача ва геометрик ўртача шакллари мавжуд.

Биринчи усулда ўртача баҳо индекси яқка баҳо индексларидан ҳисобланган оддий ўртача миқдор шаклида тузилади. Кўпинча у оддий арифметик ўртачага асосланади. Бу ҳолда ҳар бир маҳсулот учун жорий ва базис баҳоларни таққослаб яқка

индекслар аниқланади, сўнгра уларни қўшиб, олинган йиғинди қўшилувчилар сонига бўлинади.

$$\bar{I}_{p(арф)} = \frac{\sum i_p}{N} * 100 \quad (12.16)$$

$$\text{бу ерда } i_p = \frac{p_1}{p_0}$$

Бу индексни биринчи маротаба иқтисодчи италян Джон Риналдо Карли 1751 йилда, Италияда дон, вино ва зайтун ёғи баҳоларининг 1500-1750 йилларда ўсишини аниқлашда қўллаган. Шунинг учун уни Карли индекси деб юритилади. 12.1 жадвалдаги маълумотларга асосан Тошкент хусусий дўконларида баҳолар оддий ўртача индекси

Яқка индекслардан ҳисобланган оддий арифметик ўртача индекс Карли индекси деб аталади

$\bar{I}_p = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0}}{N} = \frac{96,3+111,1+83,3+85,7+80+96,8+105,3+160}{8} = 102,3\%$ Демак, сотилган маҳсулотлар баҳолари ўртача 2,3% га ошган ва бундай натижада гилам баҳосининг ошгани катта роль ўйнаган. Агар ҳисобдан уни чиқариб ташласак $\bar{I}_p = \frac{668,5}{7} = 94,1\%$ яъни баҳолар ўртача ҳисобда 5,9% пасайган. Сотилган маҳсулотлар ҳажми учун:

$$\bar{I}_q = \frac{\sum i_q}{N} = \frac{120+80+120+106,3+140+100+100+60}{8} = 103,4\%$$

Бу натижага ҳам сотилган гилам ҳажми 40% камайганлиги кучли таъсир этган, уни ҳисобдан чиқариб ташласак,

$$\bar{I}_q = \frac{766,3}{7} = 109,5\%$$

Оддий ўртача арифметик индекснинг муқобил варианты сифатида оддий ўртача гармоник индексни қараш мумкин:

$$\bar{I}_{p(\text{гар})} = \frac{N}{\sum \frac{1}{i}} \quad (12.17)$$

Гармоник ўртача индекс- тескари якка индексларга асосланади

Бу формуланинг махражидаги $1/i_p$ ифода миллий валюта (сўмнинг) сотиб олиш қудрати қандай ўзгаришини аниқлайди. Шунинг учун 12.17 формуладан сўмнинг сотиб олиш қудрати индекслари асосида баҳоларнинг ўртача ўзгаришини аниқлашда фойдаланиш мумкин. Умуман олганда тескари иқтисодий кўрсаткичларга асосланган индекслар ёрдамида ресурслардан фойдаланиш даражасининг ўзгаришини таҳлил қилишда 12.17 кўринишидаги ўртача гармоник индексларни қўллаш асослидир. Бундай ҳолларда 12.16 шаклдаги ўртача арифметик индекслар ресурслардан фойдаланиш самарадорлигининг ўзгаришини сунъий равишда кучайтириб кўрсатади, чунки ўртачаларни **мажорантлик** қойдасига биноан $\bar{x}(\text{арф}) > \bar{x}(\text{гарм})$ Ҳақиқатда ҳам юқоридаги (жадвал 12.1) мисо-

$$\text{лимизда } \bar{I}_{p(\text{гарм})} = \frac{8}{\frac{1}{96,3} + \frac{1}{111,1} + \frac{1}{83,3} + \frac{1}{85,7} + \frac{1}{80} + \frac{1}{96,8} + \frac{1}{105,3} + \frac{1}{160}} = 96,1\%$$

Вазнсиз ўртача индексларнинг яна бир тури оддий геометрик ўртача индекслардир: $\bar{I}_{p(\text{геом})} = \sqrt[n]{\prod_{j=1}^n i_{pj}}$ (12.18)

бу ерда n -кўпайтириш шартли белгиси.

Демак, (12.18) формулага биноан ўртача геометрик индексни аниқлаш учун биринчи маҳсулотдан бошлаб n -нчигача якка индексларни бир-бирига кўпайтириб, n -даражали илдиз остидан чиқариш керак. Амалда ўртача геометрик индексни аниқлаш учун 12.18 ифодани логарифмлаш керак.

$$\ln \bar{I}_{p(\text{геом})} = \frac{\sum_{j=1}^n \ln i_{pj}}{n} \quad (12.18a)$$

Сунгра (12.18a) дан олинган натижа антилогарифмланади. 12.1 жадвалдаги мисолимизда

$$\bar{I}_{p(\text{геом})} = \sqrt[8]{0,963 * 1,111 * 0,833 * 0,857 * 0,8 * 0,966 * 1,053 * 1,6} = 0,9993 \text{ ёки } 99,9\%$$

Бу индексга гилам кучли таъсир этмайди, уни ҳисобдан чиқариб ташласак $\bar{I}_p = \sqrt[7]{0,627529} = 0,934$ ёки 93,4%

маҳсулот ҳажми учун: $\bar{I}_q = \sqrt[8]{1,02864} = 1,004$ ёки 100,4% гиламсиз эса $\bar{I}_q = \sqrt[7]{1,7144} = 1,08$ ёки 108%

Геометрик ўртача индекс Жевонс индекси деб аталади. Ўлчовдош бўлмаган ҳодисалар ўзгаришини аниқлашда қўллаш ўринлидир.

Оддий ўртача геометрик индексни инглиз иқтисодчиси Уильям Стэнли Жевонс 1863 йилда таклиф этган ҳамда Калифорния ва Австралияда бой олтин конлари кашф этилгандан сўнг Англия миллий валютаси (фунт стерлинг) қадрсизланишини тадқиқ қилишда қўллаган. У.С Жевонс

ўз таклифини (12.18 формулани) эҳтимоллик назариясига таяниб илмий асослашга интиланган. Унинг фикрича, геометрик ўртача гармоник ўртача билан арифметик ўртача орасида ўрин эгаллагани учун геометрик ўртача индекс нархлар ўзгаришини аниқроқ таърифлайди.

Энди оддий агрегат индекс шаклида умумий баҳо индексини тузиш масаласига келсак, бу индекс жорий баҳолар йиғиндисини базис баҳолар йиғиндисига бўлишдан ҳосил бўлади:

$$I_{p(\text{оддий})} = \frac{\sum p_1}{\sum p_0} * 100 \quad (12.19)$$

Юқоридаги мисолимизда (жадвал 12.1)

$$I_{p(\text{оддий})} = \frac{\sum p_1}{\sum p_0} = \frac{1300+2000+100+60+40+3000+6000+40000}{1350+1800+120+70+50+3100+5700+25000} = \frac{52500}{37190} * 100 = 141,2\%$$

Бу натижанинг шаклланишига гилам жуда кучли таъсир этади, уни чиқариб ташласак $I_p = \frac{12500}{12190} * 100 = 102,5\%$

Оддий агрегат индексга нафақат айрим маҳсулотлар баҳоларининг (ёки ҳодисаларнинг) ўзгариши, балки шу билан бирга базис баҳоларининг даражалари, улар орасидаги ўзаро нисбатлар ҳам таъсир қилади. Аслида бу индекс якка индексларни базис баҳолари билан тартиб олинган вазли индексдир:

$$I_{p(\text{оддий})} = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0} * p_0}{\sum p_0} = \frac{\sum i_p p_0}{\sum p_0} \quad (12.19)$$

Юқоридаги мисолимизда, базис даврида гилам баҳоси аёллар туфлиси баҳосига нисбатан 4.4 марта, қўй ва мол гўштига нисбатан 18,5 марта, помидорга қараганда 500 марта юқори. Вазмин оғирликка эга бўлгани учун у оддий агрегат индексни ўзига тортади.

Хўш, вазнсиз умумий индекслар нимани ўлчайди? Улар предметлик хусусиятига, моддий (иқтисодий) маънога эгами? Қандай шароитларда у ёки бу усулда тузилган индексни қўллаш маъқул?

Барча вазнсиз индекслар ўзаро боғланишни ифодаловчи тизимдан индекслаштирилаётган ҳодисаларни ажратиб, алоҳида олиб қараганда улар динамикасида кузатиладиган соф ўзгаришларни миқдо-

ран баҳолайди. Улар предметлик хусусиятини, иқтисодий маънога эга. Аммо ҳар қандай шароитда ҳамма вазнсиз индекс турларидан фойдаланиб бўлмайди. Масалан, оддий агрегат индексни турли жинсли маҳсулотлар жисмоний ҳажми ўзгаришини аниқлашда қўллаб бўлмайди, чунки улар таққосламалик, умумўлчовлик хусусиятига эга эмас. Бундай шароитда геометрик ўртача индексларни қўллаш асослидир. Нарх ва у каби ҳодисалар қийматини ифодаловчи кўрсаткичлар учун индексларни оддий агрегат шаклда тузиш маъқулдир. Ҳодисалар барқарорлигини аниқлаш мақсадида индексларни турли ташқи кучлар, жумладан мавсумий, ғайритабиий шароит таъсиридан четланиб ҳисоблаш зарурияти туғилганда геометрик ўртача индекслар жуда қўл келади. Умуман вазнсиз индексларни қисқа вақт давомида ҳодисаларда кузатиладиган ўзгаришларни чамалаш воситаси сифатида қўллаш мумкин. Ижтимоий-иқтисодий ва қиёсий қиммати жиҳатидан ҳодисалар бир-биридан қанчалик кам фарқ қилса, бу индекслардан фойдаланиш учун шунчалик имконият кенгайди.

12.8. Вазнли ўртача индекслар

Вазнли агрегат индекслар мураккаб ҳодисалар ўзгаришини айрим элементларнинг аҳамияти ва вазминдорлигини ҳисобга олиб таърифлайди.

Инсон ҳаётида, турмушимизда барча ҳодисалар бирдай аҳамият касб этмайди, айримлари муҳим роль уйнаса, салмоқли ижтимоий-иқтисодий қимматга эга бўлса, бошқалари уларчалик эътиборли бўлмайди, улар ичида аҳамиятсизлари ёки арзимайдиганлари ҳам учраб туради. Масалан, турмуш тарзи ва ҳаёт қиймати шаклланишида зеби-зийнатлар, аёлларнинг пардоз-андоз ва қим-

мат баҳоли буюмлари анчики аҳамият касб этса, озиқ-овқатлар, кийим-кечаклар, пойабзаллар, уй-жой ва соғлиқни сақлаш хизматлари ва бошқа шунга ўхшаш маҳсулот ва хизматлар муҳим ўрин тутати. Масалан, агарда аёл киши бир ойда 900 сўмлик атир-упалар сарфласа, бир кунда камида 300 сўмлик озиқ-овқат истеъмол қилади, бир ойда эса 9000 сўм, демак, унинг яшаш бюджетида озиқ-овқатлар пардоз-андоз буюмларига нисбатан 10 мартадан кўпроқ оғирликка эга. Шундай қилиб, турли хил ҳодисалар ўзгаришини ягона индексда умумлаштириш учун уларнинг аҳамиятини назарда тутиб, ҳар хил вазминдорликда ҳисобга олиш зарур. Бундай индекслар вазнли умумий индекслар деб аталади. Улар вазнсиз индексларга ўхшаб икки усулда тузилади: бири-якка индекслардан тортилган (вазминдор) ўртача индекслар ҳисоблаш, иккинчиси- айрим индекслаштирилаётган кўрсаткичларни вазминлаштириб умумий агрегат барпо этишга асосланади. Илк бор инглиз олими Артур Юнг вазнсиз баҳо индексларини тенг вазминдор бўлгани учун танқид қилиб, 1811 йилда ўртача баҳо индексларини вазнли шаклда тузишни таклиф этди ва амалда қўлади:

$$I_p = \frac{\sum p_1 w}{w} \quad (12.20)$$

бу ерда: W - Юнг вазнлари

А.Юнг индекс вазнларини балларда мамлакат товар айланмасида айрим товарлар “аҳамиятли”лигини ҳисобга олиб тақрибан, юзаки чамалаш йўли билан белгилади. Бошқа инглиз иқтисодчиси Зауэрбек умумий баҳо индексини ҳисоблаётганда 45 та товарлардан пахта, темир, кўмир, буғдой, ва қандни икки вазнда, бошқаларини эса бир вазнда олди. Аммо бундай қўпол йўллар билан вазнларни хом-чўтлаш, масала ечими бўла олмайди. Фақат (12.20) формулага ҳақиқий вазнларни киритиш арифметик ўртача индексларни вазминдор бўлишини таъминлайди ва илмий асосда тузиш ҳисобланади. Ҳозирги замон статистика амалиётида тортилган арифметик ўртача индекс қуйидагича тузилади:

$$I_p = \sum i_p d_j \quad \text{бу ерда} \quad i_p = \frac{p_1}{p_0}; \quad d_j = \frac{W_j}{\sum_{j=1}^n W_j} \quad \text{уй хўжаликларининг}$$

умумий агрегат харажатларида айрим товар ва хизматлар (ёки гуруҳларнинг) салмоғи, W_i айрим товар ва хизматлар харид харажатлари, $\sum W_i$ умумий уй хўжаликлари бюджет харажатлари. Одатда вазнлар базис давр ҳолатида олинади. Бу ҳолда $W_i = q_{0p_0}$ тенгликни (12.20)

ифодага қўйсақ: $I_p = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0} * q_{0p_0}}{\sum p_0 q_0} = \frac{\sum q_0 p_1}{\sum q_0 p_0}$ Демак тортилган арифметик

ўртача индекс базис вазли агрегат индексга тенг. Масалан, қуйидаги жадвалда Ўзбекистон истеъмол баҳолари индекслари келтирилган.

12.3-жадвал

Ўзбекистон истеъмол баҳолари индекслари

	Вазн декабр 1998 й d	Январ		Феврал		Март	
		1999	2000	1999	2000	1999	2000
товарлар жами	0,90589	104,2	104,4	103,2	102,8	102,3	101,5
шу жумладан							
Озиқовқат	0,70235	104,4	104,4	103,5	102,3	102,4	101,5
ноозиқовқат	0,20354	103,6	104,4	102,2	103,8	102,1	101,7
Хизматлар	0,09411	106,7	101,2	101,5	105,6	102,3	105,8
Умумий индекс	1,0000	104,4	104,1	103,0	102,9	102,4	101,9

Январ 1999 й: а) товарлар гуруҳи учун:

$$I_p = \frac{\sum i_p d}{\sum d} = \frac{104.4 * 0.70235 + 103.6 * 0.20354}{0.90589} = \frac{73.325 + 21.067}{0.90589} = 104.2\%$$

б) товар ва хизматлар учун

$$I_p = \frac{\sum i_p d}{\sum d} = \frac{104.2 * 0.9589 + 106.7 * 0.09411}{1.000} = 94,31 + 10,05 = 104.4\%$$

Январ 2000й. товарлар $Y_p = \frac{104.4 * 0.70235 + 104.4 * 0.20354}{0.90589} = 104.4\%$

$$\text{Умумий } I_p = \frac{104.4 \cdot 0.9589 + 101.2 \cdot 0.90411}{1.000} = 94,575 + 9,524 = 104.1\%$$

Маҳсулот жисмоний ҳажмининг тортилган арифметик ўртача индекси якка индексларни умумий ишлаб чиқариш қийматида айрим товарлар салмоғи билан тортиб олишга асосланади: $I_q = \sum i_q d_{qp}$ (12.21)

бу ерда d_{qp} айрим маҳсулот турларининг ялпи ишлаб чиқариш қийматидаги салмоғи. Одатда бу вазнлар базис давр маълумотлари асосида аниқланади. Шу сабабли

$$I_q = \sum i_q d_{qp} = \frac{\sum \frac{q_1}{q_0} q_0 p_0}{\sum q_0 p_0} = \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0} \quad (12.21a)$$

Демак, бу ҳолда ҳам тортилган арифметик ўртача индекс базис вазнли агрегат индексга тенг.

Масалан, Ўзбекистонда айрим саноат маҳсулотларини ишлаб чиқариш ва уларнинг вазни қуйида келтирилган.

12.4-жадвал

Ўзбекистонда оғир саноат ривожланиши

Маҳсулот турлари	Ўлчов бирлиги	Вазнлар 1999й	Ишлаб чиқарилган			Занжирсимон якка индекслар (%.%)	
			1999й	2000й	2001й	2000й	2001й
Алюминий	Т	0,00790	1884	1400	1400	74,3	100,6
бўёқ материаллари	Т	0,23020	27708	34200	3500	123,4	102,3
тракторлар	Дона	0,14065	2674	1100	7000	74,9	636,4
Пахта терувчи машиналар	Дона	0,16157	331	271	275	81,9	101,5
кабеллар	Км	0,05454	6604	8005	8240	121,2	102,9
телевизорлар	Дона	0,00677	50043	15900	16000	31,8	100,6
бошқа оғир саноат маҳсулотлари	Минг сўм (базис баҳола)	0,39837	8605	7001	10255	81,4	146,5

$$I_{2000/1999} = \sum i_q d = 74,3 * 0,00790 + 123,4 * 0,23020 + 74,9 * 0,14065 + 81,9 * 0,16157 + 121,2 * 0,05454 + 31,8 * 0,00677 + 81,4 * 0,39837 = 86,1\%$$

$$I_{2000/1999} = \sum i_q d = 100,6 * 0,00790 + 102,3 * 0,23020 + 636,4 * 0,14065 + 101,5 * 0,16157 + 102,9 * 0,05454 + 100,6 * 0,00677 + 146,5 * 0,39837 = 180,2\%$$

Вазнли ўртача индексларни тортилган гармоник ўртача индекс шаклида ҳам тузиш мумкин:

$$I_p = \frac{\sum_{j=1}^n M_j}{\sum_{j=1}^n \frac{M_j}{I_p}} = \frac{1}{\sum_{j=1}^n \frac{d_j}{I_p}} \quad (12.22) \quad \text{Агар вазнлар } d_j = \frac{M_j}{\sum M_j} = \frac{q_1 p_1}{\sum q_1 p_1} \text{ жорий}$$

давр ҳолатида тузилган бўлса, у ҳолда сифат кўрсаткичлар (масалан,

$$\text{баҳолар) учун: } I_p = \frac{\sum M_j}{\sum \frac{M_j}{i_p}} = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1 p_1 \cdot \frac{p_1}{p_0}} = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1 p_0}$$

тортилган гармоник ўртача индекс жорий вазили агрегат индексга тенг. Миқдорий кўрсаткичлар учун эса у базис вазили агрегат индексга баробар. Агар вазилар базис давр ҳолатида аниқланган бўлса

$$d_j = \frac{M_j}{\sum M_j} = \frac{q_0 p_0}{\sum q_0 p_0} \text{ у ҳолда}$$

$$I_q = \frac{\sum q_0 p_0}{\sum \frac{q_0 p_0}{i_q}} = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_0 \cdot \frac{q_1}{q_0}} \quad (12.22a)$$

Вазли ўртача индекслар тортилган геометрик ўртача шаклида ҳам тузилиши мумкин

$$I_p = \sum^w \sqrt[w]{\prod \left(\frac{p_1}{p_0}\right)^w} \quad (12.23)$$

Вазли ўртача индекслар ичида амалда қўлланиши жиҳатидан энг қулай тортилган арифметик индекслардир. Уларнинг сурати ҳам, махражи ҳам иқтисодий маънога, предметлилик хусусиятига эга. Бозор иқтисодиёти шароитида бу индексларни кенг қўлланиши илмий жиҳатдан асосли ҳисобланади.

12.9. Базис вазили агрегат индекслар Ласпейрес индекслари

Агрегат сўзи лотинча “aggregatus” сўздан олинган бўлиб, узаро бириктириш, бирга қўшиш, узвий бирлаштириш деган луғавий мазмунга эга. Демак, агрегат кўрсаткичлар турли хил иқтисодий кўрсаткичларни узаро бириктиришдан, узвий бирлаштиришдан тузилган умумий, йиғма, тўплама кўрсаткичлардир ва улар мураккаб ҳодисаларни миқдор сифат аниқлигини ўлчайди.

Агрегат индекслар — бу турли хил кўрсаткичларни умумий ўлчовга келтириб, олинган йиғма натижаларни таққослаш ҳосиласидир.

Ана шундай кўрсаткичларни турли даврлар учун тузиб, уларни узаро таққослашга асосланган индекслар агрегат индекслар деб аталади. Улар мураккаб иқтисодий ҳодисалар ўзгаришини таърифлайди.

Агрегат индекслар тузишдаги асоси муаммо моҳиятан турли хилдаги кўрсаткичлардан умумий агрегат барпо этиш учун

уларни вазминлаштиришдан иборат.

Ўз-ўзидан равшанлиги, индекслаштирилаётган ҳодисалар мазмунан турли хилда бўлганлиги учун уларнинг кўрсаткичларини бевосита қўшиб бўлмайди. Демак, дастлаб уларни бир ўлчовли кўринишга келтириш лозим, сўнгра агрегат кўрсаткич ҳосил қилиш мумкин. Бу-

нинг учун индексни ҳисоблаш жараёнига қўшимча кўрсаткич киритишимиз керак, аммо у ўзгармас миқдор бўлиши шарт. Шу билан бирга у айрим индекслаштирилаётган кўрсаткичлар умумий агрегатда қандай вазнда бўлишини ҳам аниқлайди.

Демак, агрегат индексни тузишда қатнашувчи иккинчи кўрсаткич (ўзгармас миқдор), бир томондан, турли хил кўрсаткичларнинг умумий ўлчови, иккинчи жиҳатдан, агрегат кўрсаткичнинг вазни вазифини ҳам бажаради. Бундан буён уни агрегат индекснинг вазни деб атаймиз.

Шундай қилиб, агрегат индексни умумий кўринишда қуйидагича ёзиш мумкин:

$$\text{сифат кўрсаткичлари учун } I_p = \frac{\sum q p_1}{\sum q p_0} \quad (12.24)$$

$$\text{миқдорий кўрсаткичлар учун } I_q = \frac{\sum p q_1}{\sum p q_0} \quad (12.25)$$

бу ерда (12.24) формулада р-индекслаштирилаётган сифат кўрсаткичлари q-индекс вазни; (12.25) формулада эса q-индекслаштирилаётган миқдорий кўрсаткичлар, р-агрегат индекс вазни. Қўшимча кўрсаткич устида сўз юритаётиб, у агрегат индекснинг вазни эканлигига урғу беришимизнинг боиси шундаки, бу ҳолда вазн шакл ва миқдор жиҳатидан якка индекслардан тузилган ўртача индекслардаги вазндан фарқ қилади: агрегат индексда у оддий кўрсаткич (“q” ёки “p”) ўртача индексда эса мураккаб (купайтма) кўрсаткичдир (12.21a да -“q₀p₀”, 12.22a да- “q₁p₁”).

Агрегат индексларни ўзгармас вазнли қилиб тузиш ҳақидаги фикр-ни биринчи бўлиб, 1609 йилда инглиз иқтисодчиси Томас Ман билдирган. “Англиянинг Ост-Индия билан савдоси ҳақида мулоҳазалар” деган асарида Англияга Ҳиндистондан олиб келинаётган товарларни олдин Ҳиндистон билан алоқа баҳоларида, сўнгра “ўша миқдор ва сифатдаги муайян товарни” Туркиядан сотиб олиш баҳоларида ифода-далаб, биринчи натижа иккинчисининг учдан бир қисмига тенглиги ёки 953543 ф.ст. камлигини топган¹. Демак, бу ҳисоблаш шаклан (12.24) формулага мос келади, аммо сўз баҳоларни ҳалқаро таққослаш устида бораётир. 1822 йилда бошқа инглиз иқтисодчиси Жозеф Лоу биринчи “ҳаёт қиймати” индексини ҳисоблаган ва матбуотда эълон қилган. Бунинг учун ўртача инглиз оиласи ҳаёт кечирish жараёнида истеъмол қиладиган маҳсулотлар миқдорини 1820й ва 1796й нархларида баҳолаб, бир-бири билан солиштирган². Демак, Ж. Лоу истеъмол баҳоларининг динамик индексини (12.24) формулага мувофиқ тузган. XIX аср ўрталаригача индексларни тузишда ҳеч қандай математик формула ишлатилмаган, ҳисоблаш тартиби сўз билан баён этилган. Биринчи бўлиб 1853 йилда инглиз иқтисодчиси Жон Смит

¹ Т.Ман. Рассуждения о торговле Англии с Ост - Индией. Лондон, 1609 г. Меркантилизм. - Л.:Соцэкгиз, 1935, 115 - 116 стр

² Low J. The present state of England in regard to agriculture, trade and finance. London, 1822, ch.9, 94 - 95 pages

махсус формулалардан фойдаланган, кейинчалик улар такомиллаштирилган.

Динамика агрегат индексларида вазн ўзгармас миқдор бўлиши шартлиги масаланинг бир жиҳатидир. Унинг иккинчи муҳим томони қандай кўрсаткичларни вазн қилиб олиши мумкин ва у ўзгармас миқдор бўлиши учун қайси давр ҳолатида бириктириб қўйилиши керак: базис давр ҳолатида-ми ёки жорий, ёки қандайдир бошқа кўринишда-ми?!

Бу куруқ гап бўлмасдан, индексларни ҳисоблаш натижасига таъсир этувчи жиддий масаладир. Индекс вазни қилиб индекслаштириладиган ҳодиса билан узвий боғланган, бир иқтисодий муносабатда содир бўладиган ҳодиса кўрсаткичи олинади.

Масалан, ишлаб чиқариш жараёнида, бир томондан маҳсулот истеъмол қиймати сифатида яратилса, иккинчи, томондан ресурслар истеъмол қилиниб, маҳсулотнинг қиймати шаклланади, у эса баҳолар асосида ётади. Шунинг учун ҳам маҳсулот жисмоний ҳажмлари агрегат индексиди баҳолар вазн қилиб олинади. Ишлаб чиқарувчилар баҳолари индексиди эса бу вазифани ишлаб чиқарилган маҳсулот миқдори ўтайди. Ишлаб чиқарувчилар маҳсулотларни бошқа ташкилотларга реализация қилиш жараёнида, таклиф этилган (етказиб берилган) маҳсулотлар миқдори ва сотиб олувчилар баҳолари шаклланади. Шунинг учун бу баҳолар индексини тузаётганда сотиб олинган маҳсулотлар ҳажми вазн хизматини бажаради. Товар ва хизматларни истеъмол қилиш жараёнида бир томондан истеъмол учун харид қилинган маҳсулотлар билан биргаликда истеъмол баҳолари юзага чиқади. Шунинг учун чакана товар айланмаси жисмоний ҳажми индекси учун чакана баҳолар, чакана баҳолари учун эса харид қилинган маҳсулотлар миқдори, истеъмол баҳолари учун эса истеъмол қилинган товар ва хизматлар ҳажми олинади. Қишлоқ хўжалик маҳсулотлари экин майдонларидан олинади. Демак, ҳосилдорликни индекслаштириладиганда экин майдони вазн бўлиб хизмат қилади. Меҳнат унумдорлиги бир томондан ишлаб чиқарилган маҳсулотлар ҳажмига, иккинчи томондан, сарфланган меҳнат миқдорига боғлиқ. Агар унинг агрегат индекси тўғри кўрсаткич асосида тузилса, меҳнат сарфи вазн ролини ўйнайди. Тескари кўрсаткич асосида тузилганда эса маҳсулот ҳажмлари бу вазифани бажаради.

Шундай қилиб, вазн вазифасини ҳар доим индекслаштириладиган ҳодиса билан узвий боғланган бир иқтисодий шароитда шаклландиган кўрсаткич бажаради. У ўзгармас миқдор мақомида бўлиши учун базис вазнли агрегат индексларни тузаётганда базис давр ҳолатида бириктирилади. Шундай қилиб, бу индекслар қуйидаги шаклга эга:

$$\text{миқдорий кўрсаткичлари учун } I_q = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad (12.26)$$

$$\text{сифат кўрсаткичлари учун } I_p = \frac{\sum q_0 p_1}{\sum q_0 p_0} \quad (12.27)$$

Агрегат индексларда вазнларни базис давр ҳолатида олиш зарурлигини 1871 йилда немис олими Э. Ласпейрес асослаган. Индекслар назариясида улар Ласпейрес индекслари деб юритилади. Уларнинг заминида ётган агрегат кўрсаткичлар предметлик хусусиятига ва иқтисодий мазмунга эга. Масалан, маҳсулот жисмоний индексда жорий ва базис даврларда ишлаб чиқилган ва сотилган маҳсулотларни базис баҳоларда ҳисобланган умумий қийматларини англатади. Баҳо индексини сурати ва махражидаги агрегат кўрсаткичлар базис давр миқдорларида сотиб олинган маҳсулотлар учун аҳоли жорий ва базис баҳоларда қанча сўм харажат қилиши ёки сотувчилар ялпи даромад олиш мумкинлигини белгилайди.

Энди 12.1 маълумотлари мисолида, Ласпейрес усулида баҳолар ва товар айланмаси жисмоний ҳажм индексларини ҳисоблаш тартиби билан танишиб чиқамиз

$$I_q = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} = \frac{120 \cdot 1350 + 40 \cdot 1800 + 180 \cdot 120 + 85 \cdot 70 + 140 \cdot 50 + 10 \cdot 3100 + 12 \cdot 5700}{100 \cdot 1350 + 50 \cdot 1800 + 150 \cdot 120 + 80 \cdot 70 + 100 \cdot 50 + 10 \cdot 3100 + 12 \cdot 5700} = \frac{600 \cdot 25000 + 382950}{1000 \cdot 25000 + 378000} \cdot 100 = 101,3\%$$

Демак, сотилган маҳсулотлар (товар айланмаси) ҳажми ўртача 1,3% кўпайган. Бу натижага катта вазнга (таққослама баҳога) эга бўлган гилам миқдорининг сезиларли даражада камайиши кучли таъсир этган. Агар ҳисобдан уни чиқариб ташласак:

$I_q = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} = \frac{367950}{353000} \cdot 100 = 104,2\%$ Бу ҳолда товар айланмасининг ҳажми ўртача 4,2% кўпайган. Энди баҳо индексини ҳисоблаймиз:

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{100 \cdot 1300 + 50 \cdot 2000 + 150 \cdot 100 + 80 \cdot 60 + 100 \cdot 40 + 10 \cdot 3000 + 12 \cdot 6000}{100 \cdot 1350 + 50 \cdot 1800 + 150 \cdot 120 + 80 \cdot 70 + 100 \cdot 50 + 10 \cdot 3100 + 12 \cdot 5700} = \frac{1000 \cdot 40000 + 395800}{1000 \cdot 25000 + 378000} \cdot 100 = 104,7\%$$

Демак, базис давр миқдорида сотилган маҳсулотлар баҳоси ўртача 4,7% кўтарилган. Бу натижага катта вазнга эга бўлган гилам баҳосининг катта даражада (60%) ўзгариши кучли таъсир этган. Агар ҳисобдан уни чиқариб ташласак, $I_p = \frac{\sum q_0 p_1}{\sum p_0 q_0} = \frac{355800}{353000} \cdot 100 = 100,8\%$ яъни бу ҳолда базис миқдорда сотилган маҳсулотлар баҳолари ўртача 0,8% ошган, холос.

Шундай қилиб, Э.Ласпейрес индексларига вазнлар кучли таъсир этади. Агар ҳисоблаш натижалари жиҳатидан бу индекслар билан вазнсиз умумий индексларни таққосласак, у ҳолда мисолимизда улар орасида қуйидагича **можорантлик** борлигини қайд қилиш мумкин

$$I_{\text{оодий, агрегат}} > I_{\text{ласпейрес}} > I_{\text{оодий арифметик}} > \bar{I}_{\text{оодий геометрик}} > \bar{I}_{\text{оодий гармоник}} > \bar{I}_{\text{оодий агрегат}}$$

12.10. Жорий вазнли агрегат индекслар Пааше индекслари

Вақт ўтган сари ҳодиса ва жараёнлар кечиш шароитларида кузатиладиган ўзгаришлар туплана боради, даврлар орасидаги фарқлар кучаяди, натижада базис даврнинг таққосламалиги пасаяди. Бу эса Ласпейрес индексларига ҳам таъсир этади. Шунинг учун агрегат индексларнинг муқобил варианты жорий вазнда тузилади. Демак, уларда вазн қилиб олиннадиган кўрсаткичлар жорий давр ҳолатида қотган ҳолда қатнашади:

$$\text{миқдорий кўрсаткичлар учун } I_q = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_0} \quad (12.28)$$

$$\text{сифат кўрсаткичлари учун } I_p = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1 p_0} \quad (12.29)$$

Агрегат индексларни жорий вазнли қилиб тузишни 1874 йилда немис олими Г.Пааше ҳар тарафлама асослаган. Олим номини абадийлаштириб, улар Пааше индекслари деб юритилади. (12.28) ва (12.29) формулаларидан кўриниб турибдики, Пааше индекслари жорий даврда ўрганилаётган ҳодисаларнинг миқдорий ва сифат кўрсаткичларида кузатиладиган ўзгаришларни умумлаштиради. Бу уларнинг энг муҳим фазилатидир.

12.1 жадвалга кўра:

$$I_q = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_0} = \frac{120 \cdot 1300 + 40 \cdot 2000 + 180 \cdot 100 + 85 \cdot 60 + 140 \cdot 40 + 10 \cdot 3000 + 12 \cdot 6000 + 0,6 \cdot 40000}{100 \cdot 1300 + 50 \cdot 2000 + 150 \cdot 100 + 80 \cdot 60 + 100 \cdot 40 + 10 \cdot 3000 + 12 \cdot 6000 + 1,0 \cdot 40000} = \frac{390700}{395800} * 100 = 98,7\%$$

Демак, товар айланмасининг жисмоний ҳажми 1,3% ёки 5100 минг сўмга камайган. Бундай натижада гилам асосий роль ўйнаган. Уни ҳисобдан чиқариб ташласак,

$$I_q = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_0} = \frac{395800 - 24000}{378000 - 40000} * 100 = \frac{371800}{338000} * 100 = 110\%$$

Демак, савдо жисмоний ҳажми ўртача 10% ёки 33800 сўмга кўпайган.

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum q_1 p_0} = \frac{120 \cdot 1300 + 40 \cdot 2000 + 180 \cdot 100 + 85 \cdot 60 + 140 \cdot 40 + 10 \cdot 3000 + 12 \cdot 6000 + 0,6 \cdot 40000}{120 \cdot 1350 + 40 \cdot 1800 + 180 \cdot 120 + 85 \cdot 70 + 140 \cdot 50 + 10 \cdot 3100 + 12 \cdot 5700 + 0,6 \cdot 25000} = \frac{390700}{382950} * 100 = 102,0\%$$

Демак, баҳолар ўртача 2% ошган ва натижада аҳоли жорий давр маҳсулотларини харид қилиш учун қўшимча 7750 минг сўм сарфлаган.

Агар ҳисобдан гиламни чиқариб ташласак,

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum q_1 p_0} = \frac{390700 - 24000}{382950 - 15000} * 100 = \frac{366700}{367950} * 100 = 99,7\%$$

Бу ҳолда баҳолар ўртача 0,3% пасайган ва натижада жорий даврда аҳоли 950 минг сўм тежаб қолган.

Олинган натижаларни олдинги базис вазнли усул натижалари билан таққосласак, улар орасида бирмунча фарқ борлиги кўзга ташланади. Масалан, барча маҳсулотларни сотиш жисмоний ҳажми базис вазнли усулда ўртача 1,3% ошган ҳолда ҳозир эса ўшанча миқдорда камайган. Гиламни ҳисобга олмаганда, Ласпейрес индекси сотилган товар маҳсулотлари ҳажмини 4,8%, Пааше индекси эса 10% ошганини кўрсатмоқда. Ҳамма маҳсулотлар бўйича баҳолар биринчи усулда 4,7% ошган бўлса, Пааше усулида атиги 2% кўтарилган, гиламни ҳисобга олмаганда, биринчи усулда улар 0,8% ошган, иккинчиси эса аксинча 0,3% га камайган.

Бундай фарқлар индексларни ҳисоблаш асосида ҳар хил услубият ётиши билан изоҳланади.

12.11. Ласпейрес ва Пааше индексларининг қиёсий таҳлили

Ласпейрес ва Пааше усуллари умумий индексларни тузиш амалиёти ва назариясида энг кўп тарқалган иккита ёндашишдир. Иккала усул индекслаштирилаётган ҳодисалар ўзгаришини ўртача нисбий жиҳатдан ифодалаш билан бир қаторда уларнинг мутлақ ўлчамини ҳам аниқлаш имконини беради. Бунинг учун индексларнинг сурати ва махражидаги агрегат кўрсаткичлар орасидаги фарқ ҳисобланади. Масалан, Пааше усулида тузилган баҳо индексида бундай ҳисоблаш натижаси жорий даврда баҳолар пасайиши (ёки кўтарилиши) ҳисобига аҳоли қанча маблағларини тежаб қолганини (ёки қўшимча маблағ сарфлаганини) кўрсатади, маҳсулотлар ҳажми индексида эса — сотилган маҳсулотлар миқдори ўсиши ҳисобига сотувчилар қанча қўшимча даромадга (тушумга) эга бўлганини аниқлайди. Ласпейрес усулида эса—савдо ҳажми базис миқдорида бўлганда ўша натижалар қандай мутлақ ўлчамда бўлиши мумкинлигини белгилайди. Демак, Пааше ва Ласпейрес усуллари ўзининг ижобий томонига эга. Шу билан бирга улар салбий жиҳатлари билан ажралиб туради. Авваламбор бу усулларда тузилган индексларда турли ўлчовли кўрсаткичларни агрегатлаштириш ҳар хил ҳолатда — Ласпейрес усулида базис давр, Паашеда эса — жорий давр бўйича олинган вазнлар ёрдамида амалга оширилади. Демак, индексларни ҳисоблаш натижаларига вазн қийматлари орасидаги фарқлар таъсир қилади. Бу индекслар нафақат ушбу масалага боғлиқ, балки шу билан бирга иккала усулда ҳисоблаш натижаларига индекслаштирилаётган кўрсаткичларнинг базис қийматлари орасидаги нисбатлар ҳам яширин ҳолда таъсир қилади. Индекслар шаклини бироз ўзгартирсак, бу ҳол яққол кўзга ташланади.

Ласпейрес усулида

$$I_q = \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0} = \frac{\sum q_1 q_0 p_0}{\sum q_0 p_0}$$

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{\sum p_1 q_0 p_0}{\sum p_0 q_0}$$

$$I_q = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_1} = \frac{\sum q_1 q_0 p_1}{\sum q_0 p_1}$$

Пааше усулида

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \frac{\sum p_1 q_1 p_0}{\sum p_0 q_1}$$

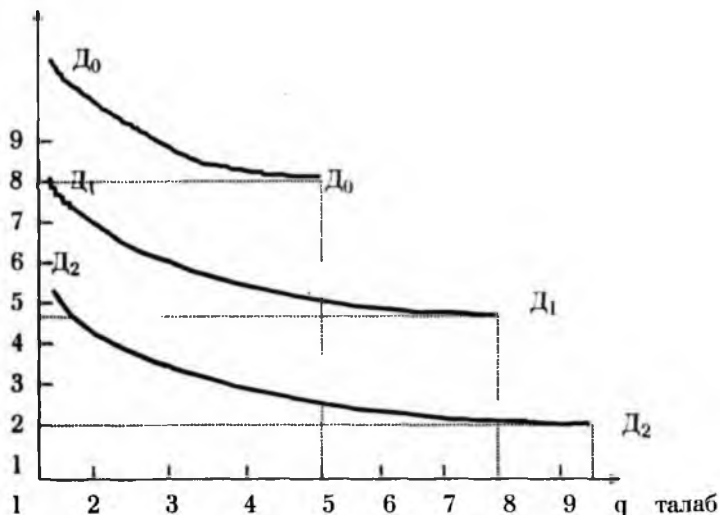
бу ерда: миқдорий кўрсаткичлар индексларида p_0 ва p_1 , сифат кўрсаткичлари индексларида эса q_0 ва q_1 — индекслаштирилаётган кўрсаткичларни агрегатлаштириш вазни; q_0 ва p_0 — тегишли индексларга яширинча таъсир этувчи миқдорлар.

Демак, Ласпейрес ва Пааше индекслари умумий агрегатларни барпо этишда қўлланадиган вазнлар орасидаги фарқлар билан бир қаторда индекслаштирилаётган ҳодисаларнинг базис даврдаги миқдорий меъёрлари орасидаги ўзаро нисбатларга ҳам боғлиқдир. Энди бу индексларга бозор иқтисодиёти назарияси жиҳатидан ёндашиб, уларнинг моҳиятини таҳлил қилайлик.

Маълумки, бозор механизми тўлақонлик билан ишлайдиган ша-роитда микроиқтисодиёт даражасида талаб ва таклиф ўзгариши, макроиқтисодиёт даражасида эса тўплама талаб ва тўплама таклиф тузилиши ва динамикаси баҳолар билан тескари (талаб) тўғри (таклиф) шаклда боғланган.

Бозорда харидорлар у ёки бу товар ва хизматларга талаб билан, сотувчилар эса товар таклифи билан учрашадилар. Талаб тўловга қобил эҳтиёж бўлиб, харидорларнинг ўз даромадларига маълум миқдорда ва турдаги товарларни маълум нархлар билан ва маълум вақт давомида сотиб олиш иштиёқини англатади. Бозор талаби—йиғма талаб, у харидорлар сони ва нархга боғлиқ ҳолда юз беради. Харидорлар қанчалик кўп бўлса ва нархлар паст бўлса, бозор талаби шунча ортади. Аммо талабнинг ортиши унинг қондирилиши даражасига боғлиқ. Бозор тўйиниб бўлгач, нархнинг пасайиши бозор учун аҳамиятсиз бўлиб қолади ва талаб ошмай қолади, бу товар нафлигининг максималлашуви юз берганини кўрсатади. Нархнинг кўтарилиши бу товарга бўлган талабни бошқасига, яъни ўринбосар товарга кўчиради. Нархи ўзгармаган товар қимматлашган товарга нисбатан харидоргир ҳисобланади, чунки харидор арзон товарни хуш кўриб, уни кўпроқ харид қилади. Демак, нарх ошганда талаб қисқаради, харидорлар муайян товарни камроқ оладилар ёки олмай қўядилар. Нарх ўзгаришининг талабга таъсирини чизмада ифодалаш мумкин:

нарх р



12.1- график. Нарх ўзгарishiга қараб талаб эгри чизигининг ўзгарishi.

Чизмада D_0D_0 чизиги нарх юқори бўлгандаги талабни, D_1D_1 ва D_2D_2 эгри чизиклари нарх пасайган шароитдаги талабни ифодалайди. Нарх ошганда D_0D_0 чизиги ўнга қараб силжийди, чунки харид қисқаради.

Бозорда товар ва хизматларга талабни чеклайдиган омиллар — бу истеъмолчиларнинг даромадлари, харид қобилияти ва бозор нархларидир. Улар ҳамёнларига қараб ўзларининг талаб - эҳтиёжларини имкони борича кўпроқ қондирадиган товарларни харид қиладилар. Истеъмолчиларнинг нимани афзал кўриши биринчи навбатда даромадлари, харид қобилиятларига боғлиқ.

Ўз дидига биноан харидор товарни хуш кўради ёки қадрламайди, бинобарин нарх паст бўлгани билан товар харид қилинмаслиги ёки юқори бўлгани ҳолда барибир сотиб олиниши мумкин. Товар арзон бўлгани билан пули йўқ одам унга талаб билдирмайди. Аксинча, товар қиммат бўлса ҳам пулдор одам уни сотиб олиши мумкин. Даромад билан талабни боғланиши турмуш даражасига қараб юз беради. Бой мамлакатларда даромад кўпайиши билан сифатсиз товарга талаб қисқариб, замонавий юқори нафли товарларга талаб ортиб боради. Бу ерда масалан, шахсий автомашинага талаб ортиб, умумий фойдаланиладиган автобусга талаб қисқарса, камбағал мамлакатларда даромадлар ошган шароитда ҳам енгил машинага эмас, автобусга ёки велосипедга талаб ошади, чунки аҳолининг харид қобилияти ҳали ҳам паст бўлади.

Даромаднинг харид қобилиятига таъсири даромад самараси дейилади. Нархнинг ошиши даромад самарасини пасайтиради ва аксинча, товарнинг арзонлашуви унинг самарасини оширади. Иккала ҳолда

ҳам даромадлар чекланган бўлгани учун товар ва хизматларнинг хариди истеъмолчиларга энг юқори даражада нафли бўлиши шарт.

Шундай қилиб, даромад ўзгармаса $D_0 = D_1$, аммо баҳолар кўтарилса $p_1 > p_0$ ёки $\sum q_0 p_1 > \sum q_0 p_0$, даромаднинг харид қобилияти паса-

яди $\frac{\sum q_0 p_0}{\sum q_0 p_1} < 1$ ва талаб қисқаради, натижада ўша даромадга истеъмолчилар кам товар ва хизматларни харид қила олади $\sum q_1 p_0 < \sum q_0 p_0$,

аммо даромад чегараланган бўлгани учун уларнинг нафлиги нисбатан энг юқори даражада бўлади. Даромадлар ошган тақдирда ҳам яъни, $D_1 > D_0$, бундай шароитда яъни $\sum q_0 p_1 > \sum q_0 p_0$ бўлганда товар ва хизматларнинг харид ҳажми ошмаслиги мумкин, яъни $\sum q_1 p_0 = \sum q_0 p_0$ ёки ошсада унинг ўсиш суръати даромадлар кўпайишидан орқада қолади,

яъни $\frac{\sum q_0 p_0}{\sum q_0 p_1} < \frac{D_1}{D_0}$. Бу ҳолда ҳам истеъмолчилар чегараланган даромадларига харид қиладиган товар ва хизматларнинг нафлиги энг юқори даража бўлишига интиладилар.

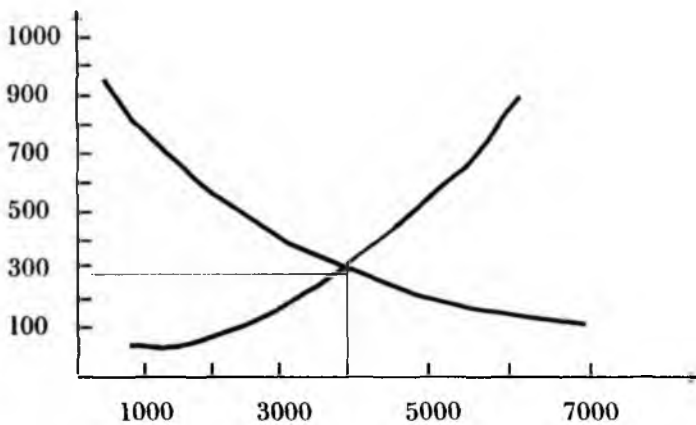
Юқорида баён қилинганларга якун ясаб, қуйидаги хулосага келиш мумкин: талаб қонуни нуқтаи назаридан товар айланмаси ҳажми ва баҳолар индексларини Ласпейрес усулида тузиш назарий асосга эга.

Талаб ва унинг қонуни барқарор ишлайдиган бозор механизмининг бир томонидир. Унинг иккинчи тарафи таклиф ва унинг қонунидан иборат, чунки талаб ва таклиф мувозанатда бўлгандагина бозор иқтисодиёти турғунлашади ва бир текисда ривожланади.

Талаб бор ерда таклиф ҳам пайдо бўлади. Товарлар таклифи муайян вақтда бозорга чиқариладиган ва келтирилиши мумкин бўлган ҳамда маълум бир нарх кўйиб сотиладиган жами товар ва хизматлардир. Таклиф барча ишлаб чиқарилган маҳсулотлар эмас, балки уни сотишга мўлжалланган қисми ёки товар маҳсулотидир. Таклифнинг ҳажми товарларнинг миқдорига q ва ҳар бир товар нархига p боғлиқ, яъни $\sum q p$. Таклиф талабга қараб ўзгариб туради. Унинг ўзгаришини таклиф қонуни изоҳлайди. Бу қонун таклифнинг миқдори нархга нисбатан тўғри мутаносибликда ўзгаришини ифодалайди. Таклиф қонунига биноан нарх қанчалик юқори бўлса, таклиф шунчалик кўпаяди ва аксинча.

Бозорда савдолашув натижасида сотувчи ва олувчига маъқул нарх шаклланади, бу нарх мувозанат (ёки бозор) нархи деб аталади. Бундай нарх талаб ва таклиф тенглашиб бир - бирига мос тушган шароитда пайдо бўлади. 12.2 - графикда бу жараён тасвирланган.

DD талаб чизиғи бўлса, SS таклиф чизиғидир. Улар кесишган A нуқтада мувозанат бор. Уни 300 сўмга тенг баҳо белгилайди. Бозорда талаб ва таклиф ўйини юз беради. Нархлар пасайса, яъни $p_1 < p_0$ бозорда товар етишмасдан тақчиллик пайдо бўлади $\sum q_1 p_1 < \sum q_0 p_1$. Нарх ошиб кетиб, қимматчилик бўлиши ҳам $\sum q_1 p_1 > \sum q_0 p_0$ бозор учун маъқул эмас, чунки бу ҳол товарлар сотилмай, уларнинг бозори касод бўлишига ва ишлаб чиқариш торайишига олиб келади, керакли



12.2 графік. Талаб ва такліф эгри чизіғи.

молларни пулдорлар олиб, кўпчилик ўз талабини қондиролма қолади. Юзаки олиб қараганда нарх ошиб бориши ишлаб чиқарувчига яхшидек туюлади. Аслида эса нарх ҳаддан ташқари ошиб кетса, савдо ва ишлаб чиқариш ҳажми қисқаради, натижада фойда ҳам камаяди. Ҳатто товарлар сотилмай қолиб, корхоналар зарар кўради, сарф - харажатларини қоплолмай синиши мумкин. Хуллас, нархнинг ҳар иккала томон учун маъқул бўлган, фойда олишни таъминлайдиган меъёри бўлиши керак. Макроиқтисодий миқёсида нархлар ошиши, яъни $\sum q_1 p_1 > \sum q_1 p_0$ билан тўплама таклиф — ялпи ички маҳсулот кўпаяди ва $\sum q_1 p_1 > \sum q_1 p_0$ ҳамда миллий даромад максималлашади. Демак, таклиф қонуни нуқтаи назаридан маҳсулот ҳажми ва баҳолар ўзгаришини ўрганишга ёндашсак, у ҳолда уларнинг индексларини Пааше усулида тузиш назарий асосга эга. Бу индекслар иқтисодий доиравий айланани таклиф таъсири жиҳатидан таҳлил қилиш имконини беради. Индексларни Ласпейрес усулида тузиш эса муайян иқтисодий жараёни талаб таъсири томонидан таҳлил қилишда яхши қурол бўлиб хизмат қилади. Шундай қилиб, Пааше ва Ласпейрес индексларини бир-бирига қарама-қарши қўйиш назарий жиҳатдан нотўғридир. Улар иқтисодий доиравий айлана жараёнини турли томондан тасвирлайди, демак, бир-бирини инкор этмайди, балки тўлдиреди.

Энди базис ва жорий вазли агрегат индексларни амалда қўллаш тарафидан қиёсий таҳлил қиламиз. Пааше индексларида “энг янги” (жорий давр) маълумотлари ҳисобга олингани учун уларни қўллаш маъқулроққа ўхшаб кўринади. Ласпейрес индекслари эса ўтган давр кўрсаткичларига асослангани сабабли вақт ўтиши билан ўз аҳамият-лилигини борган сари йўқота бошлаши мумкин. Аммо кўпчилик амалий вазиятларда вақт бўйича миқдорий ўзгаришлар оз даражада содир бўлади ва ҳисоблаш натижаларига кучли таъсир этмайди. Амалда қўллаш жиҳатидан Ласпейрес усули бир қатор афзалликларга эга. Жумладан индекс ҳисоблаш оддий ҳисоб амалларига таянади, бу эса

кейинчалик таҳлил қилишни ҳам соддалаштиради. Масалан, баҳо индексларини аниқлаш учун Ласпейрес усулидан фойдаланилганда фақат базис давр миқдорий кўрсаткичларини билиш кифоядир. Шунинг учун жорий ва базис баҳолар асосида турли хил баҳо индексларини — занжирсимон, ўзгарувчан ва ўзгармас асосли, ойлик, ярим йиллик, бир йиллик ва ҳ.к индексларни ҳисоблаш мумкин. Пааше усулида эса, аксинча, баҳолардан ташқари ҳамма даврларда сотилган маҳсулот миқдорларининг ҳисоби бўлиши керак, чунки улар Пааше индексларида вазн сифатида ишлатилади. Бу ҳолда қанчалик кўп кузатиш ишларини олиб бориш зарурлигини тасаввур қилиб кўринг! Жорий баҳолар устидан кузатиш ой бошида ёки ўртасида ўтказилиши мумкин, аммо сотилган (ёки ишлаб чиқарилган) маҳсулотлар ҳажми ҳақидаги маълумотлар жорий ой тугагандан сўнггина пайдо бўлади. Демак, Пааше усулида баҳо индексларини аниқлаш учун ой тугашини пойлаш керак, ваҳоланки Ласпейрес усулида уларини ой бошида ҳам, ой ўртасида ҳам ҳисоблаш мумкин. Бунинг устига ҳар қайси маҳсулот тури бўйича миқдорий кўрсаткичларни тўплаш ва қайта ишлаш жуда мушкул масаладир. Шундай қилиб, Пааше усулида индексларни тузиш қўшимча куч ва маблағ талаб қилади, ҳисоблаш натижаларини муддати эса бирмунча чўзилади.

Ласпейрес усулининг афзаллиги яна шундаки, бу ҳолда занжирсимон индекслардан ўзгармас асосли ва ўзгарувчан асосли индексларни ҳар қандай маҳсулот ва хизматлар тўплами учун аниқлаш осондир. Пааше усулида эса занжирсимон индекслар асосида бундай индексларни ҳисоблаб бўлмайди, чунки уларнинг ҳар бири ўзининг жорий миқдорий кўрсаткичларига таянади.

Демак, Ласпейрес усулида тузилган индекслар айланма тескариланиш хоссасига эга, ваҳоланки Пааше усулида улар учун бундай хусусият ётдир. Базис вазнли индекслар вақт бўйича тескариланиш, айнан бирдай (костанта) бўлиш ва бир ўлчамлилик хоссаларига ҳам эга, бироқ улар учун омиллар тескариланиши хоссаси ўринсиздир.

Кўпчилик амалий ҳолларда Ласпейрес усули қўлланади. Аммо ёлғиз бир ҳолатда бу усул яхши натижа бермайди. Бу ерда изчил даврлар давомида миқдорий кўрсаткичларда кучли ўзгаришлар юз бериши назарда тутилмоқда, бу ҳолда Пааше усулини қўллаш асосли ҳисобланади.

12.12. Бошқа шакллардаги агрегат индекслар

Ласпейрес ва Пааше усуллари камчиликларга эга бўлишига қарамасдан, уларга асосланган индекслар амалиётда энг кўп тарқалгандир. Ҳақиқатан ҳам Ласпейрес индекслари одатда жуда соддалиги сабабли кенг қўлланади. Шу билан бирга бу усулларнинг камчиликларини ҳисобга олиб вазнли агрегат индекслар тузишнинг яна бир қатор муқобил йўллари ишлаб чиқилган. Улар Ласпейрес ва Пааше усулларининг афзал томонларини ўзида мужассамлаштиради ва уларнинг қандайдир “ўртачаси” ҳисобланади. Булар ичида Эжуарт-Мар-

шалл ва Фишер индекслари энг диққатга сазоворидир. 1888 йилда инглиз иқтисодчи — математик олими Фрэнсис Эжурт агрегат индекслар вази қилиб базис ва жорий кўрсаткичлар ўртачасини олишни таклиф қилди:

$$\text{миқдорий кўрсаткичлар учун} \quad I_q = \frac{\sum q_1 \left(\frac{p_1 + p_0}{2} \right)}{\sum q_0 \left(\frac{p_1 + p_0}{2} \right)} \quad (12.30)$$

$$\text{сифат кўрсаткичлари учун} \quad I_p = \frac{\sum p_1 \left(\frac{q_1 + q_0}{2} \right)}{\sum p_0 \left(\frac{q_1 + q_0}{2} \right)} \quad (12.31)$$

Бу индексларни бошқа инглиз иқтисодчиси Алфред Маршалл ҳар тарафлама тадқиқ қилиб, амалда уларни ҳисоблаётганда вази қилиб жорий ва базис давр кўрсаткичлари йиғиндисини олиш маъқуллиги ҳақида фикр билдирди:

$$I_q = \frac{\sum q_1 \left(\frac{p_1 + p_0}{2} \right)}{\sum q_0 \left(\frac{p_1 + p_0}{2} \right)} = \frac{\sum q_1 (p_1 + p_0)}{\sum q_0 (p_1 + p_0)} \quad I_p = \frac{\sum p_1 \left(\frac{q_1 + q_0}{2} \right)}{\sum p_0 \left(\frac{q_1 + q_0}{2} \right)} = \frac{\sum p_1 (q_1 + q_0)}{\sum p_0 (q_1 + q_0)}$$

Юқоридаги мисолимизда, 12.1 - жадвал маълумотларига асосан:

$$\begin{aligned} I_q &= \frac{\sum q_1 \left(\frac{p_1 + p_0}{2} \right)}{\sum q_0 \left(\frac{p_1 + p_0}{2} \right)} = \frac{120 * \left(\frac{1300 + 1350}{2} \right) + 40 * \left(\frac{2000 + 1800}{2} \right) + 180 * \left(\frac{100 + 120}{2} \right) +}{100 * \left(\frac{1300 + 1350}{2} \right) + 50 * \left(\frac{2000 + 1800}{2} \right) + 150 * \left(\frac{100 + 120}{2} \right) +} \\ &+ 140 * \left(\frac{40 + 50}{2} \right) + 10 * \left(\frac{3000 + 3100}{2} \right) + 12 * \left(\frac{6000 + 5700}{2} \right) + 0.6 * \left(\frac{40000 + 25000}{2} \right) \\ &+ 100 * \left(\frac{40 + 50}{2} \right) + 10 * \left(\frac{3000 + 3100}{2} \right) + 12 * \left(\frac{6000 + 5700}{2} \right) + 1.0 * \left(\frac{40000 + 25000}{2} \right) = \\ &= \frac{386825}{386900} * 100 = 99,98\% \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} I_p &= \frac{\sum p_1 \left(\frac{q_1 + q_0}{2} \right)}{\sum p_0 \left(\frac{q_1 + q_0}{2} \right)} = \frac{1300 * \left(\frac{100 + 120}{2} \right) + 2000 * \left(\frac{50 + 40}{2} \right) + 100 * \left(\frac{150 + 180}{2} \right) + 60 * \left(\frac{85 + 80}{2} \right) +}{1350 * \left(\frac{100 + 120}{2} \right) + 1800 * \left(\frac{50 + 40}{2} \right) + 120 * \left(\frac{150 + 180}{2} \right) + 70 * \left(\frac{85 + 80}{2} \right) +} \\ &40 * \left(\frac{140 + 100}{2} \right) + 3000 * \left(\frac{10 + 10}{2} \right) + 6000 * \left(\frac{12 + 12}{2} \right) + 40000 * \left(\frac{1.0 + 0.6}{2} \right) \\ &50 * \left(\frac{140 + 100}{2} \right) + 3100 * \left(\frac{10 + 10}{2} \right) + 5700 * \left(\frac{12 + 12}{2} \right) + 25000 * \left(\frac{1.0 + 0.6}{2} \right) = \frac{393250}{380475} * 100 = 103.4\% \end{aligned}$$

Гилам ҳисобга олинмаса: $I_q = 103,7\%$ $I_p = 101,3\%$

Демак, Эжурт-Маршалл индекслари базис ва жорий даврларнинг ўртача шароитда шаклланган вазиларга эга бўлгани учун Ласпейрес ва Пааше индекслари орасида ётган ўртача натижани аниқ-

лайди. Улар Ласпейрес индексларига хос хусусиятларга эга, яъни омиллар тескариланишидан ташқари бошқа хоссалар бу индекслар учун ҳам характерлидир.

Ласпейрес ва Пааше индекслари кўпайтмасини квадрат илдиришдан чиқариш йўли билан аниқланадиган ўртача геометрик индекс Эжуарт Маршалл индексларининг муқобил вариантдир. Бу индекс тест назариясининг асосчиси америка иқтисодчиси ва статистик олими Ивринг Фишер томонидан 1922 йилда таклиф этилган. У яқка индексларга хос барча хусусиятларга эга ва Фишернинг идеал индекси деб аталади:

$$\text{Миқдорий кўрсаткичлар учун: } I_q = \sqrt{\frac{\sum p_0q_1 * \sum p_1q_1}{\sum p_0q_0 * \sum p_1q_0}} \quad (12.32)$$

$$\text{сифат кўрсаткичлари учун: } I_p = \sqrt{\frac{\sum p_1q_1 * \sum p_1q_0}{\sum p_0q_1 * \sum p_0q_0}} \quad (12.33)$$

Юқоридаги мисолимизда, 12.1 жадвалга биноан:

$$I_q = \sqrt{\frac{\sum p_0q_1 * \sum p_1q_1}{\sum p_0q_0 * \sum p_1q_0}} = \sqrt{\frac{382,95 * 309,7}{378,0 * 395,8}} = \sqrt{1,013 * 0,987} = 0,9999 \text{ ёки } 99,99\%$$

гилам ҳисобга олинмаганда эса

$$I_q = \sqrt{\frac{\sum p_0q_1 * \sum p_1q_1}{\sum p_0q_0 * \sum p_1q_0}} = \sqrt{\frac{(382,95-15,0) * (309,7-24,0)}{(378,0-25,0) * (395,8-40)}} = \sqrt{\frac{367,95 * 366,7}{323 * 355,8}} = 1,074 \text{ ёки } 107,4\%$$

$$I_p = \sqrt{\frac{\sum p_1q_1 * \sum p_1q_0}{\sum p_0q_1 * \sum p_0q_0}} = \sqrt{\frac{395,8 * 390,7}{378,0 * 382,95}} = \sqrt{1,047 * 1,02} = 1,013 \text{ ёки } 101,3\%$$

гилам ҳисобга олинмаганда эса

$$I_p = \sqrt{\frac{\sum p_1q_1 * \sum p_1q_0}{\sum p_0q_1 * \sum p_0q_0}} = \sqrt{\frac{(395,8-40) * (390,7-24)}{(378,0-25) * (382,95-15)}} = \sqrt{1,008 * 0,997} = 1,0025 \text{ ёки } 100,25\%$$

Эжуарт-Маршалл усулида индекслаштирилаётган кўрсаткичлар мутлақ ўзгариши жорий ва базис давр ўртача вазни асосида тузилган агрегатлар фарқи шаклида аниқланади:

миқдорий кўрсаткичлар учун:

сотилган маҳсулотлар ҳажми ҳисобига сотувчилар ялпи дарома-

$$\text{дининг ўзгариши} = \frac{\sum q_1p_0 + \sum q_1p_1}{2} - \frac{\sum q_0p_0 + \sum q_0p_1}{2} \quad (12.34)$$

Сифат кўрсаткичлари учун:

баҳолар ўзгариши ҳисобига аҳоли харид харажатларининг мутлақ

$$\text{ўзгариши} = \frac{\sum q_1 p_1 + \sum q_1 p_0}{2} - \frac{\sum q_1 p_0 + \sum q_1 p_1}{2} \quad (12.35)$$

Фишер усулида эса

миқдорий кўрсаткич логарифми учун:

$$\ln \Delta_q = \frac{\ln \sum q_1 p_0 + \ln \sum q_1 p_1}{2} - \frac{\ln \sum q_1 p_0 + \ln \sum q_0 p_0}{2} \quad (12.36)$$

сифат кўрсаткичи логарифми учун:

$$\ln \Delta_q = \frac{\ln \sum q_1 p_1 + \ln \sum q_0 p_1}{2} - \frac{\ln \sum q_1 p_0 + \ln \sum q_0 p_0}{2} \quad (12.37)$$

Сотилган маҳсулотлар миқдори ўзгариши натижасида сотувчилар даромадининг мутлақ ўзгаришини аниқлаш учун $\ln \Delta q$ (12.36) ифодани антилогарифмлаш лозим, аҳоли харид харажатларининг баҳолар ҳисобига ўзгаришини аниқлаш учун эса (12.37) ифодани антилогарифмлаш керак. Эжуарт-Маршалл ва Фишер индекслари маҳсулот ҳажми ва баҳолар ўзгаришини ягона ўлчамда ифодалаш имконини беради. Бу уларнинг Ласпейрес ва Пааше индексларига қараганда ижобий жиҳатидир. Аммо, уларни амалда қўллаш Пааше усулига хос камчиликларга эга. Масалан, баҳо индексларини аниқлаш учун нафақат жорий ва базис даврлардаги баҳолар, балки шу билан бирга сотилган маҳсулот ҳажми ҳақидаги маълумотлар ҳам ҳисобга олинишини талаб қилади, бу эса кўп маблағ ва меҳнат сарфи билан боғлиқ бўлган мушкул масаладир.

12.13. Гуруҳий индекслар ва уларни иқтисодиёт самарадорлиги кўрсаткичларини таҳлил қилишда қўллаш

Ўрганилаётган ҳодисалар тўплами муҳим истеъмол ва бошқа хусусиятлари жиҳатидан бир жинсли бўлган ҳар хил турлардан иборат бўлса, уларнинг сифат кўрсаткичларини индекслаштириш икки усулда амалга оширилиши мумкин: бири жорий - ва базис даврлар учун ўртача кўрсаткичларни ҳисоблаб таққослаш, иккинчиси - ўзгармас бир ҳолатда қотган вазнли агрегат кўрсаткичлар тузиб, уларни солиштириш. Бу усуллар одатда бир-биридан фарқ қиладиган натижалар беради. Биринчи усулда тузилган индекслар ўзгарувчан таркибли индекслар деб аталади, чунки улар асосида ётган ўртача кўрсаткичлар тўпламнинг тузилишига ҳам боғлиқ, у эса жорий ва базис даврларда турлича бўлиши мумкин. Масалан, ўзгарувчан таркибли баҳо индексини олсак, у қуйидаги шаклга эга:

$$I_p = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1} : \frac{\sum q_0 p_0}{\sum q_0} \quad (12.38)$$

Агар айрим маҳсулотлар турларининг умумий тўпламдаги ҳиссасини жорий даврда $d_1 = \frac{q_{1(i)}}{\sum q_{1(i)}}$ ва базис даврда $d_0 = \frac{q_{0(i)}}{\sum q_{0(i)}}$ белгиласак, у ҳолда (12.38) формула янгича шакл олади:

$$I_p^- = \frac{\sum d_1 p_1}{\sum d_0 p_0} \quad (13.38a)$$

Демак, ўзгарувчан таркибли индекс нафақат баҳо (ёки бошқа сифат кўрсаткич) ўзгаришига боғлиқ, балки шу билан бирга унга жорий даврда тўпلام тузилишида рўй берган ўзгаришлар ҳам таъсир қилади. Агар ёлғиз баҳолар ўзгаришини аниқламоқчи бўлсак, у ҳолда индексда вазн кўрсаткичларни ўзгармас, бир давр ҳолатида қотган ҳолда олишимиз керак:

$$\text{Пааше усулида: } I_p = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1 p_0} = \frac{\sum d_1 p_1}{\sum d_1 p_0} \quad (12.39)$$

$$\text{Ласпейрес усулида: } I_p = \frac{\sum d_0 p_1}{\sum d_0 p_0} \quad (12.40)$$

Ўртача баҳо (ёки бошқа сифат кўрсаткич) ўзгаришига иккинчи омил-тўпلام тузилишидаги ўзгаришлар таъсирини аниқлаш учун тузилишдаги силжишлар таъсири индексини ҳисоблашимиз лозим:

$$\text{Пааше усулида: } I_p = \frac{\sum d_1 p_1}{\sum d_0 p_1} = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1} : \frac{\sum q_0 p_1}{\sum q_0} \quad (12.41)$$

$$\text{Ласпейрес усулида: } I_p = \frac{\sum d_1 p_0}{\sum d_0 p_0} = \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_1} : \frac{\sum q_0 p_0}{\sum q_0} \quad (12.42)$$

баҳолар ва тўпلام тузилишидаги силжишларни алоҳида-алоҳида, ёлғиз ҳолда қараётганда Ласпейрес усулида тузилган индекслар аҳамиятлироқдир. Аммо уларни боғланган тизим доирасида қараганда баҳолар индексини Пааше усулида, таркибий силжишлар индексини эса Ласпейрес усулида тузиш маъқулроқдир.

12.1 жадвал маълумотларига асосан гўшт маҳсулотлари учун:

$$I_p^- = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1} : \frac{\sum q_0 p_0}{\sum q_1} = \frac{120 \cdot 1300 + 40 \cdot 2000}{120 + 40} : \frac{100 \cdot 1350 + 50 \cdot 1800}{100 + 50} = \frac{1475}{1500} =$$

0,983 ёки 98,3%

$$d_{1(1)} = \frac{120}{160} = 0.75 \quad d_{0(1)} = \frac{100}{150} = 0.667 \quad d_{1(2)} = \frac{60}{180} = 0.25 \quad d_{0(2)} = \frac{50}{150} = 0.333$$

$$I_p = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1 p_0} = \frac{120 \cdot 1300 + 40 \cdot 2000}{120 \cdot 1350 + 50 \cdot 1800} = \frac{236000}{234000} = 1.008 \text{ ёки } 100,8\%$$

$$I_p = \frac{\sum q_0 p_1}{\sum q_0 p_0} = \frac{100 \cdot 1300 + 50 \cdot 2000}{100 \cdot 1350 + 50 \cdot 1800} = \frac{230000}{225000} = 1.022 \text{ ёки } 102,2\%$$

$$I_d = \frac{\sum d_1 p_0}{\sum d_0 p_0} = \frac{0.75 \cdot 1350 + 0.25 \cdot 1800}{0.667 \cdot 1350 + 0.333 \cdot 1800} = \frac{1462.5}{1500} = 0.975 \text{ ёки } 97,5\%$$

$$I_p = \frac{\sum d_1 p_1}{\sum d_1 p_0} = \frac{0.75 \cdot 1300 + 0.25 \cdot 2000}{0.75 \cdot 1350 + 0.25 \cdot 1800} = \frac{1475.0}{1462.5} = 1.008 \text{ ёки } 100,8\%$$

$$I_p^- = I_d \cdot I_p = 0.975 \cdot 1.008 = 0,983 \text{ ёки } 98,3\%$$

Демак, гушт маҳсулотларининг ўртача баҳоси 1,7% ёки 25 сўмга арзонлашган, аммо айрим маҳсулотлар баҳоси эса ўртача 0,8% ёки 12,5 сўмга ошган. Нархи арзонлашган мол ва қўй гуштининг умумий савдо ҳажмидаги салмоғи 66,7% дан 75% кўтарилиши ҳисобига ўртача баҳо 2,5% ёки 37,5 сўмга пасайган. Аммо шуни ҳам қайд қилиш керакки, маҳсулот баҳоларини ёлғиз ҳолда тизимдан ажратиб қарасак, у ҳолда соф ҳолда баҳолар ўртача 2.2% ёки 33 сўм ошган. $((223000/150) - (225000/150) = 1533,3 - 1500)$. Натижада аҳоли гушт маҳсулотларини харид қилиш учун қўшимча 50000 сўм сарфлаган, айнан шу суммага гушт маҳсулотларини 10т кўпроқ сотиш ҳисобига сотувчилар даромади (тушуми) кўпайган.

Сабзавот маҳсулотлари учун юқоридаги индексларни ҳурматли ўқувчиларимиз ҳисоблаб таҳлил қиладилар деб умид қиламиз.

Бозор муносабатлари шароитида иқтисодий ўсишни таъминлаш учун асосий йўл халқ хўжалигини тубдан ислоҳ қилиш, барча соҳаларда чуқур тузилмавий ўзгаришларни амалга ошириш, чекланган ресурслардан оқилона, максимал самарада фойдаланишидир.

Иқтисодиёт ўзаро боғланган кўпдан-кўп макроиқтисодий элементлардан таркиб топган мураккаб тизимдан иборат. Бу элементларнинг ўзаро нисбати иқтисодий структура (тузилма) деб юритилади. Иқтисодий тузилма мамлакат иқтисодиётини барқарорлаштириш, унинг самарали ва турғун ривожланиши учун катта аҳамиятга эга.

Иқтисодиёт структураси кўп қиррали тушунча бўлиб, уни аниқлаш масаласига қарш хил томондан ёндашиш, халқ хўжалигини турлича кесимда қараш мумкин. Кўпинча социал, марказий, тақрор ишлаб чиқариш, регион, ташқи савдо структураси таҳлил қилинади. Социал структура деганда тадбиркорликнинг турли мулк ва ташкилий-ҳуқуқий шакллари орасида ўзаро нисбат тушунилади. Социал структура турли аҳоли қатламларининг даромадларга қараб табақаланишини ҳам ўз ичига олади. Ўзбекистон иқтисодиётининг социал структураси туб ўзгаришларни бошдан кечирмоқда. Тармоқий структура — бу иқтисодиёт секторлари, соҳалари ва тармоқлари орасидаги ўзаро нисбатлардан иборат. Бу борада ҳам Ўзбекистон халқ хўжалигида катта силжишлар рўй бермоқда. Такрор ишлаб чиқариш структураси деб иқтисодий тизимнинг шундай кесимига айтиладики, у иқтисодиёт ва унинг самарадорлиги ўсишини акс эттиради. Энг муҳими ўзаро нисбатлар: ижтимоий ишлаб чиқариш бўлинмалари орасидаги, истеъмол билан жамғарма ўртасидаги, асосий капитал элементлари орасидаги нисбатлардир. Одатда жамғарма ҳиссаси қанчалик юқори бўлса, 2-бўлинма салмоғи юқори, иқтисодиёт ўсиш суръатлари тез бўлади. Такрор ишлаб чиқариш структурасида моддий неъматларни ишлаб чиқариш билан инфратузилма тармоқлари орасидаги мутаносиблик (пропорция) муҳим роль ўйнайди.

Регионал структура ишлаб чиқарувчи кучларни мамлакат ҳудудлари бўйича тақсимланишини аниқлайди.

Ташқи савдо структураси иқтисодиёт ривожланиши даражасининг ўзига хос кўзгусидир. У экспорт билан импорт орасидаги ўзаро нис-

батни, маҳсулот турларининг экспорт ва импортда ўрнини белгилайди. У ташқи иқтисодий алоқалар самарадорлигини ифодалайди. Бу иқтисодий структура турларининг меҳнат унумдорлиги, фонд қайтими, моддий ва табиий ресурслардан фойдаланиш самарадорлигига таъсирини юқорида кўриб чиқилган индекслар тизимини тузиш йўли билан ўрганиш мумкин. Масалан, макроиқтисодий даражада меҳнат унумдорлиги ўзгаришини куйидаги индекслар ёрдамида таҳлил қилиш мумкин.

Иқтисодиётда меҳнат унумдорлигининг умумий индекси:

$$I_v = \frac{\sum q_1 p_0}{\sum T_1} : \frac{\sum q_0 p_0}{\sum T_0} \quad (12.43)$$

бу ерда: $\sum q_1 p_0$ ва $\sum q_0 p_0$ - иқтисодиётда жорий ва базис даврларда яратилган реал ялпи ички маҳсулот; T_1 , T_0 - иқтисодиёт структура-ларида бандлар сони.

$$I_v = \frac{\sum \sum i_v T_1}{\sum T_1} \quad (12.44)$$

Айрим структураларда меҳнат унумдорлигининг ўртача ўзгариши индекси i_v - айрим структураларда меҳнат унумдорлиги индекси:

$$I_d = \frac{\sum d_1 T_0}{\sum d_0 T_0} \quad (12.45)$$

Иқтисодиётдаги тузилмавий силжишлар таъсири индекси.

Худди шундай тартибда, фонд қайтими, моддий ресурслардан фойдаланиш, табиий ресурслардан фойдаланиш самарадорлиги, ишлаб чиқариш рентабеллиги учун индекслар тизимини тузиш мумкин.

12.14. Ўзаро боғланган индекслар

Иқтисодий ҳодисалар ўзаро боғланган бўлиб, бу боғланишлар аввало мутлақ миқдорлар орасида намоён бўлади. Масалан, 200т маҳсулот сотилиб, унинг 1 килограмининг баҳоси 300 сўм бўлса, товар айланмасининг қиймати 60 млн. сўмни ташкил қилади. Мутлақ миқдорлар сингари индекслар ҳам иқтисодий воқеаларнинг ифодаланиш формасидир. Демак, улар орасида ҳам ўрганилаётган ҳодисалардаги ўзаро боғланишлар мавжуд бўлиши керак. Акс ҳолда ташқи қиёфа ички мазмунга мос келмай қолади. Дарҳақиқат бундай боғланишлар индекслар орасида мавжуддир. Агарда баҳо индексини сотилган физик ҳажм индексига кўпайтирсак, товар айланмаси (сотилган маҳсулот) қиймати индексини оламыз.

$$\frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1 p_0} * \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0} = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_0} \quad \text{ёки} \quad \frac{\sum q_0 p_1}{\sum q_0 p_0} * \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_1} = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_0}$$

Мисол учун товарлар баҳоси ўртача 5% пасайган, сотилган маҳсулотлар ҳажми эса 20% ортган бўлса, товар айланмаси 14% кўпайган, чунки $0,95 * 1,20 = 1,14$ ёки 114%.

Таннарх индексининг маҳсулотнинг физик ҳажми индексига кўпайтмаси ишлаб чиқарилиш харажатлари индексига тенгдир:

$$\frac{\sum q_1 z_1}{\sum q_1 z_0} * \frac{\sum q_1 z_0}{\sum q_0 z_0} = \frac{\sum q_1 z_1}{\sum q_0 z_0} \quad (12.46)$$

Агарда ишлаб чиқариш харажатлари 12%, яратилган маҳсулот ҳажми 22% кўпайган бўлса, у ҳолда таннарх 8% пасайган, чунки $1,12:1,22=0,92$ ёки 92%.

Меҳнат унумдорлиги индексини сарф қилинган меҳнат миқдори индексига кўпайтирсак, ишлаб чиқаришнинг физик ҳажми индекси ҳосил бўлади:

$$\frac{\sum q_1 t_0}{\sum q_1 t_0} * \frac{\sum q_1 t_1}{\sum q_0 t_0} = \frac{\sum q_1 t_0}{\sum q_0 t_0} \quad (12.47)$$

Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулот ўртача 20% кўпайиб, сарф қилинган меҳнат 5% қисқарган бўлса, у ҳолда меҳнат унумдорлиги 26,3% ошган, чунки $1,20:0,95=1,263$ ёки 126,3%.

Баҳо индексининг тескари қиймати пул (сўм) қудрати индексига тенг. Айтайлик, баҳолар ўртача 20% пасайган, у ҳолда 1 сўмнинг харид қудрати 25% ошган ($1:0,8=1,25$). Шундай қилиб, ўзаро боғланган ҳодисалар индекслари орасида ҳам тегишли тартибдаги боғланишлар мавжуддир. Индексларнинг ушбу хусусиятига асосланиб у ёки бу иқтисодий ҳодиса ўзгариши қандай омиллар ҳисобига содир бўлганини аниқлаш мумкин.

Индекс ёрдамида натижавий белгига таъсир қилувчи бир неча омилларнинг таъсир кучини ҳам аниқлаш мумкин. Масалан, корхона бўйича қуйидаги маълумотлар келтирилган.

12.5-жадвал

Омиллар таҳлили учун бошланғич маълумотлар

Кўрсаткичлар	Базис давр	Жорий давр
Ялпи маҳсулот (минг сўм)	6348,72	7132,48
Ходимларнинг рўйхатдаги ўртача сони	960	1000
Шу жумладан, ишчилар сони	780	820
Ишчиларнинг ишланган кунлари – киши- кунлар	219,07	191,88
Ишчиларнинг ишланган иш соатлари – киши-соатлар	1511,5	1485,1
Шу жумладан, иш вақтидан ташқари ишланган соатлар	43,8	3,8

Берилган маълумотларга асосланиб, меҳнат унумдорлиги ва иш вақтидан фойдаланиш кўрсаткичларини ҳисоблаб чиқамиз.

Иш вақтидан фойдаланиш курсаткичларини ҳисоблаш тартиби

Курсаткичлар	Белгилар	Базис давр	Жорий давр	Динамика коэффициентлари
Бир соат мобайнидаги меҳнат унумдорлиги (1-қатор*1000)/5-қатор (минг сум)	а	4,2	4,8	1,143
Иш кунининг узунлиги (соатда) (5-қатор – 6-қатор)/4- қатор	б	6,7	7,72	1,152
Қонунда белгиланган иш вақтидан ташқари ишланган соатлар коэффиценти 5-қатор/(5-қатор – 6-қатор)	в	1,03	1,003	0,976
Иш оининг узунлиги (кун ҳисобида) 4-қатор/3-қатор	г	281	234	0,833
Ишчиларнинг барча ходимлар сонидagi салмоғи 3-қатор/2-қатор	д	0,8125	0,82	1,009
Битта ходимга туғри келадиган ялпи маҳсулот (минг сум) (1-қатор*1000)/2-қатор	абвгд	6613,25	7132,48	1,079

Агар олтинчи омил сифатида рўйхатдаги ўртача ходимлар сонини қабул қилсак (“е”), у ҳолда ялпи маҳсулот ҳажмининг умумий ўзгариши қуйидаги омиллар таъсири остида бўлади:

$$I = \frac{\sum a_1 b_1 c_1 d_1 e_1}{\sum a_0 b_0 c_0 d_0 e_0} = \frac{7132,48}{6348,72} = 1,123$$

яъни ялпи маҳсулот 12,3% га ёки 783,76 минг сумга ошган. Ҳар бир омил таъсирини ҳисоблашга ўтамиз:

$$I_a = \frac{\sum a_1 b_1 c_1 d_1 e_1}{\sum a_0 b_1 c_1 d_1 e_1} = \frac{4,8*7,72*1,003*234*0,82*1000}{4,2*7,72*1,003*234*0,82*1000} = \frac{7131,6}{6240,2} = 1,143$$

яъни ялпи маҳсулот ҳажми «а» омил эвазига 14,3% га ёки 891,4 минг сумга ошган ($a_1 - a_0$) b_1 v_1 Γ_1 e_1 .

$$I_b = \frac{\sum a_0 b_1 c_1 d_1 e_1}{\sum a_0 b_0 c_1 d_1 e_1} = \frac{4,2*7,72*1,003*234*0,82*1000}{4,2*6,70*1,003*234*0,82*1000} = \frac{5240,2}{5415,7} = 1,152$$

яъни ялпи маҳсулот ҳажми «б» омил эвазига 15,2% га ёки 824,5 минг сумга ошган ($b_1 - b_0$) a_0 v_1 d_1 e_1

$$I_c = \frac{\sum a_0 b_0 c_1 d_1 e_1}{\sum a_0 b_0 c_0 d_1 e_1} = \frac{4,2*6,70*1,003*234*0,82*1000}{4,2*6,70*1,003*234*0,82*1000} = \frac{5415,7}{5561,5} = 0,974$$

яъни ялпи маҳсулот ҳажми «в» омил эвазига 2,6% га ёки 145,8 минг сумга камайган ($v_1 - v_0$) a_0 b_0 Γ_1 d_1 e_1

$$I_d = \frac{\sum a_0 b_0 c_0 d_1 e_1}{\sum a_0 b_0 c_0 d_0 e_1} = \frac{4,2*6,70*1,003*234*0,82*1000}{4,2*6,70*1,003*281*0,82*1000} = \frac{5561,5}{6678,5} = 0,833$$

яъни ялпи маҳсулот ҳажми «г» омил эвазига 16,7% га ёки 1117 минг сўмга камайган ($\Gamma_1 - \Gamma_0$) a_0 b_0 v_0 d_1 e_1

$$I_{\delta} = \frac{\sum a_0 b_0 v_0 d_1 e_1}{\sum a_0 b_0 v_0 d_0 e_1} = \frac{4,2 * 6,70 * 1,003 * 281 * 0,82 * 1000}{4,2 * 6,70 * 1,003 * 281 * 0,82 * 1000} = \frac{6678,5}{6617,5} = 1,009$$

яъни ялпи маҳсулот ҳажми «д» омил эвазига 0,9% га ёки 61 минг сўмга ошган ($d_1 - d_0$) a_0 b_0 v_0 Γ_0 e_1

$$I_{\epsilon} = \frac{\sum a_0 b_0 v_0 d_0 e_1}{\sum a_0 b_0 v_0 d_0 e_0} = \frac{4,2 * 6,70 * 1,003 * 281 * 0,82 * 1000}{4,2 * 6,70 * 1,003 * 281 * 0,8125 * 1000} = \frac{6617,5}{6348,72} = 1,042$$

яъни ялпи маҳсулот ҳажми «е» омил эвазига 4,2% га ёки 268,8 минг сўмга ошган ($e_1 - e_0$) a_0 b_0 v_0 Γ_0 d_0

Шундай қилиб, омиллар таъсирини қуйидагича умумлаштириш мумкин.

12.7-жадвал

Омиллар таъсир кучини тавсифловчи мутлақ ва нисбий миқдорлар

Омиллар	Белги-лар	Ялпи маҳсулот ҳажмининг ўзгариши	
		Минг сўм	%
Бир соат мобайнидаги меҳнат унумдорлигининг ўзгариши эвазига	а	891,4	14,1
Иш узунлигининг ўзгариши эвазига	б	824,5	13,0
Қонунда белгиланган иш вақтидан ташқари бир кунда ишланган соатлар ўзгариши эвазига	в	-1455,8	-2,3
Иш ойнанинг узунлиги ўзгариши эвазига	г	-1117,0	-17,6
Ишчилар салмоғининг ўзгариши эвазига	д	61,0	0,9
Ходимлар сонининг ўзгариши эвазига	е	269,6	4,2
Жами		783,2	12,3

Маълумки, ҳодисалар орасидаги боғланишлар мултипликатив ва аддитив шаклларга эга. Биринчи ҳолда улар кетма-кет бир-бири билан боғланган бўлиб, натижа билан омиллар ўртасидаги алоқалар тегишли кўрсаткичларининг кўпайтмаси кўринишида намоён бўлади. Иккинчи ҳолда эса ҳодисалар бир-бирини устига қўшилиб боради ва натижада якуний кўрсаткич омил (таркибий элемент) кўрсаткичлари йигиндисидан таркиб топади. Индекс таҳлили мултипликатив шаклдаги боғланишларга асосланади. Бу усул ёрдамида аддитив шаклдаги боғланишларни таҳлил қилиш учун дастлаб уларни мултипликатив шаклга айлантириш зарур.

Бу масалани қуйидаги тартибда ечиш мумкин. Агарда $a = b + c$ бўлса, у ҳолда $b = a * b / a$ ёки $c = (a - a * b / a) = a(1 - d_b)$ бу ерда $d_b = b / a$

Демак, $a = b + c = a d_b + a(1 - d_b)$ Шу билан бирга $b = (a - a * c / a) = a(1 - d_c)$ бу ҳолда $c = a * c / a = a d_c$. Демак, $a = b + c = a d_c + a(1 - d_c)$.

Энди умумий фойда индекси билан фойдага таъсир этувчи омиллар индексларини тузиш тартибини қўриб чиқамиз. Маълумки, ялпи

фойда ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажмига, баҳо даражасига ва таннархга боғлиқ. $F = f^*q = pq - cq$

Бу ерда F -ялпи фойда миқдори.

f -маҳсулот бирлигидан олинадиган ўртача фойда даражаси $f=F/q$

q -ишлаб чиқарилган ва реализация қилинган маҳсулот ҳажми

p -маҳсулот бирлигининг нархи

c -маҳсулот бирлигининг таннархи

Бу ҳолда умумий фойда миқдори индекси

$$I_F = \frac{\sum F_1}{\sum F_0} = \frac{\sum q_1 p_1 (1-d_1)}{\sum q_0 p_0 (1-d_0)} \quad (12.48)$$

бу ерда d_1 ва d_0 жорий ва базис даврлар нархида таннарх улуши (умумий тушумда ишлаб чиқариш ва давр харажатлари йиғиндисининг салмоғи). Бу (12.48) индексни қуйидаги омиллар индексига ажратиш мумкин:

$$I_q = \frac{\sum q_1 p_0 (1-d_0)}{\sum q_0 p_0 (1-d_0)} \quad (12.49)$$

Бу индекс маҳсулот ҳажми ўзгариши таъсири остида ялпи фойда ўзгаришини аниқлайди.

$$I_p = \frac{\sum q_1 p_1 (1-d_0)}{\sum q_1 p_0 (1-d_0)} \quad (12.50)$$

Бу индекс нархлар ўзгариши таъсири остида ялпи фойда ўзгаришини ўлчайди.

Ва ниҳоят, $I_d = \frac{\sum q_1 p_1 (1-d_1)}{\sum q_1 p_1 (1-d_0)} \quad (12.51)$

Бу индекс ялпи фойда ўзгаришига таннарх ўзгаришининг таъсири белгилайди. Юқорида келтирилган индекслар бир тизим бунёд этади, чунки $I_F = I_q * I_p * I_d$.

$$\frac{\sum q_1 p_1 (1-d_1)}{\sum q_0 p_0 (1-d_0)} = \frac{\sum q_1 p_0 (1-d_1)}{\sum q_0 p_0 (1-d_0)} * \frac{\sum q_1 p_1 (1-d_0)}{\sum q_1 p_0 (1-d_0)} * \frac{\sum q_1 p_1 (1-d_1)}{\sum q_1 p_1 (1-d_0)}$$

12.15. Саноат маҳсулоти индекслари

1991 йилгача собиқ совет тузуми вақтида саноат маҳсулотининг жисмоний ҳажми индекси таққослама (ўзгармас) баҳоларда ҳисобланган ялпи саноат маҳсулотига асосан ҳисобланилган эди. Ялпи маҳсулот ишлаб чиқарилган ва ташқарига жунатишга мўлжалланган тайёр маҳсулотлар, нимфабрикатлар ҳамда саноат характеридаги ишлар ва хизматлар ва яна ўзининг асосий фондлари қиймати таркибига киритиладиган маҳсулотларни ўз ичига олади. Айрим саноат тармоқларида тугалланмаган ишлаб чиқариш захирасининг ўзгариши ҳам ҳисобга олинган. Таққослама баҳолар қилиб маълум йил боши-

га (1967, 1975, 1982й) амал қилган корхоналарнинг улгуржи, прей-скурант баҳолари қабул қилинган. Аммо ялпи маҳсулот ўзгаришига тайёр маҳсулотларнинг материал талабчанлиги, ишлаб чиқариш бошланғич нуқтаси, янги яратилган маҳсулотларнинг баҳолари каби ўзгаришлар салбий таъсир этади. Шунинг учун 1991 йилгача ҳисоблаб келинган саноат маҳсулоти индекслари ҳақиқий динамикани тўғри акс эттирмаган. Шу сабабли 1980 йилдан бошлаб айрим саноат тармоқларида бу индекслар билан бир қаторда норматив соф маҳсулотга асосланган индекслар ҳам ҳисобланган. Бу ҳолда тайёр маҳсулотлар, яримфабрикатлар ва саноат характеридаги ишлар ҳақиқий ҳажми шартли соф маҳсулот ўзгармас нормативларига кўпайтирилган ва олинган натижалар йиғиндиси ойма-ой, йилма-йил бир - бири билан таққосланган.

Ўзбекистон мустақилликка эришгандан бери саноат ялпи (товар) маҳсулоти жорий бозор баҳоларида ҳисобланади. Бундан ташқари жорий йил бошига бўлган бозор баҳоларида ҳам аниқланади. Биринчи кўрсаткични иккинчисига бўлиб, баҳо индекслари аниқланади. Жорий баҳоларда ҳисобланган ялпи бозор маҳсулоти (корхоналар тўплами кўрсаткичи) индексини бу баҳо индекси асосида дефляциялаш йўли билан саноат маҳсулоти жисмоний ҳажми индекслари ҳисобланади. Аммо бу индекслар катта камчиликларга эга, чунки уларга маҳсулот таркиби, унинг янги ишлаб чиқарилаётган турлари, маҳсулотларнинг материал талабчанлиги, ишлаб чиқариш бошланғич нуқтасининг ўзгариши ва ҳ.к. салбий таъсир этади.

Шу сабабли ҳалқаро стандарт ва талабларга, жумладан январ 1973 йил Оврупа статистиклар конференциясининг саноат маҳсулотлари индексларини ялпи маҳсулот билан бир қаторда соф маҳсулот асосида ҳам тузиш ҳақидаги тавсиясига асосан, саноат маҳсулоти индекслари марказлашган ҳолда республика ва вилоятлар давлат статистика ташкилотлари томонидан бошқа усулда ҳам тузилади.

Бу усулга кўра саноат ишлаб чиқариши индекси ҳисоби, товарлар—вакиллар тўплами бўйича кейинчалик босқичма -босқич тармоқлар ва умум саноат индексларига бўлинади, улар эса саноатнинг натура - ашёвий кўрсаткичлари динамикаси маълумотларига асосланади. Ҳисоблаш учун бутун саноат тармоқларга, ҳар бир тармоқ эса элементар тармоқларга (тармоқ остиларига) бўлинади.

Ҳар бир тармоқ ости учун йўналиш бўйича товар — вакил савати шакллантирилади. Ҳисоблаш 3 босқичда ўтказилади.

1) Тармоқости (соф оддий тармоқчалар) учун индексларни шакллантириш;

2) Ҳосил бўлган маълумотларни тармоқлар индексларига агрегациялаш (умумлаштириш);

3) Тармоқ индексларини умумсаноат индексларига агрегациялаш (умумлаштириш).

Биринчи босқичда саноат ишлаб чиқариш индекси ҳисобот даврининг t вақтидаги маҳсулот қиймати олдинги $t-1$ даврга нисбатан ҳар бир тармоқости учун қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$I_{t/t-1} = \frac{\sum^n Q_t * p_b}{\sum^n Q_{t-1} * p_b} * 100 \quad (12.52)$$

Бу ерда $i_{t/t-1}$ — берилган тармоқости бўйича ишлаб чиқариш индекси, фоизда; Q_t, Q_{t-1} — мос равишда ҳисобот ва базис даврларда ишлаб чиқарилган вакилларнинг натурал миқдорлари.

P_b — базис даврда маҳсулот бирлигининг ўртача йиллик баҳоси;

n — тармоқости индексларни ҳисоблашда қатнашадиган товар - вакиллар сони.

Иккинчи босқичда айрим йириклаштирилган саноат тармоқлари бўйича умумлаштирилган индекслар олиш мақсадида уларга қарашли барча тармоқости индекслари агрегатлаштирилади. Бунинг учун тармоқости индекслари ҳар бир тармоқостида яратилган қўшимча қиймат миқдори билан тартиб олинади, вазн сифатида эса базис йилнинг қўшимча қиймати олинади. Умумлашган индексни тузиш қуйидаги формула ёрдамида амалга оширилади:

$$\bar{I}_{t/t-1} = \frac{\sum^m Q_t * D}{\sum^m Q_{t-1} * D} * 100 \quad (12.53)$$

бу ерда $I_{t/t-1}$ — саноат тармоғининг ишлаб чиқариш индекси.

D — тегишли саноат тармоғига мансуб тармоқостиларда базис даврда яратилган қўшимча қиймат. m — тармоқостилар сони.

Учинчи босқичда умумий саноат ишлаб чиқариш индекси тузилади. Бунинг учун йириклаштирилган тармоқлар бўйича ҳисобланган индекслар базис даврда яратилган қўшимча қийматлар билан тартиб олинади:

$$I^{ym}_{t/t-1} = \frac{\sum^k \bar{I}_{t/t-1} * D^{map}}{\sum^k * D^{map}} * 100 \quad (12.54)$$

бу ерда $I^{ym}_{t/t-1}$ — ҳисобот даври учун $t-1$ даврига нисбатан ҳисобланган умумсаноат ишлаб чиқариш индекси.

$I_{t/t-1}$ — иккинчи босқичда саноат тармоқлари бўйича олинган индекслар.

D^{map} — базис йилда йириклаштирилган саноат тармоқларида яратилган қўшимча қиймат.

k — йириклаштирилган саноат тармоқларининг сони.

12.54 — формула бўйича олинган индекс қиймати саноат характерига эга хизматлар ва ҳарбий маҳсулотлар ишлаб чиқариш динамикасини ҳисобга олмайди, шунинг учун ҳам унга тегишли тузатишлар

киритиш зарур. Бундан ташқари, индексни тузишда товар - вакиллар ҳақидаги маълумотлар йирик ва ўрта саноат корхоналари бўйича олинган бўлса, у ҳолда кичик корхоналар, носаноат корхоналар қонидаги саноат бўлинмалари, юридик шахс тузмай фаолият кўрсатаётган тадбиркорлар ва уй ҳужаликларида ишлаб чиқариш динамикасини ҳисобга олиб ҳам тузатиш киритиш керак. Пировард натижада умумсаноат маҳсулоти индекси қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$I_{\text{ум. саноат тузатилган}} = I^{\text{ум}} * W + \sum_{i=1}^l I_i * W_i \quad (12.55)$$

бу ерда $I_{\text{ум. саноат тузатилган}}$ — товар-вакиллар ҳисобида қамраб олинмаган ишлаб чиқариш динамикасининг ҳисобга олиб тузатиш киритилган умумсаноат ишлаб чиқариш индекси;

$I^{\text{ум}}$ — (12.54) формула ёрдамида товар - вакиллар ишлаб чиқариш ҳақидаги маълумотларга асосланиб ҳисобланган саноат ишлаб чиқариш индекси;

W_0 — саноат маҳсулоти умумий ҳажмида $I^{\text{ум}}$ — тузишда ҳисобга олинган маҳсулотлар салмоғи;

I_i — товар-вакилларни ишлаб чиқариш индексини тузишда маҳсулотлар турлари ёки гуруҳлари бўйича саноат ишлаб чиқариш индекси;

I — товар-вакиллар ҳисобида қамраб олинмаган ишлаб чиқарувчилар ва маҳсулот турлари ёки гуруҳлари сони.

I индекслар кўпинча ҳақиқий баҳоларда ҳисобланган маҳсулотлар қиймати ўзгариш суръатини дефляторлаш ёки эксперт баҳолашлар йўли билан аниқланади.

1994 — 1996 йилларда (12.52) — (12.54) формулалар ёрдамида ҳисоблаш саноат ишлаб чиқариш индексларини тузиш натижалари шуни кўрсатадики, улар нуқсонларга эга, жумладан бу индексларда мавсумий тебранишлар из қолдиради. Шунинг учун бозор иқтисодиёти ривожланган давлатлар тажрибасини ҳисобга олиб саноат ишлаб чиқариш индексларини тузиш услубиятини такомиллаштириш керак.

12.16. Ялпи ички маҳсулот жисмоний ҳажми индекси ва дефлятори

Маълумки, ялпи ички маҳсулот (ЯИМ), мамлакат иқтисодий ҳудудида жорий давр (масалан, йил) мобайнида ҳужалик юритувчи субъектлар томонидан ишлаб чиқарилган ва пировард истеъмолга мўлжалланган товар ва хизматлар ҳажмини аниқлайди. У жорий бозор баҳоларида ҳисобланади, иқтисодиётнинг тармоқлар ва секторлар бўйича тузилиши, истеъмол билан жамғарма орасидаги пропорцияларни, ЯИМ га нисбатан давлат бюджети тақчиллиги, қарзи даражалари каби макроиқтисодий нисбатларни аниқлаш учун муҳим воситадир. Аммо кўрсаткичларни жорий нархларда баҳолаш ишлаб

чиқарилган ва истеъмол қилинган товар ва хизматларнинг жисмоний ҳажми ўзгаришини тўғри ўлчаш имконини бермайди. Ваҳоланки, ЯИМ жисмоний ҳажми индекслари бутун дунёда иқтисодий ўсиш ва иқтисодий конъюнктуранинг энг муҳим кўрсаткичлари ҳисобланади. Бу индексларни иқтисодий салоҳият ва ресурслар индекслари билан таққослаб, иқтисодиёт самарадорлиги, меҳнат унумдорлиги ўсиши, миллий бойликлардан фойдаланиш самарадорлиги, аҳоли турмуш даражасини ўзгариши каби муҳим иқтисодий масалалар таҳлил қилинади. ЯИМ жисмоний ҳажми индексларини ҳисоблаш учун жорий нархларда баҳоланган ЯИМ ва унинг таркибий қисмлари ўзгармас (таққослама) нархларда қайта баҳоланиши керак. Бундай нархлар қилиб одатда базис даврда амал қилган бозор баҳолари олинади.

Ўзгармас нархларда ифодаланган ялпи ички маҳсулот жисмоний ҳажми кўрсаткичлари билан миллий даромад ва унинг таркибий қисмларини реал ҳажми кўрсаткичлари орасида мазмунан катта фарқ бор-буни бу кўрсаткичлардан фойдаланилаётганда эсдан чиқармаслик керак.

ЯИМ жисмоний ҳажм кўрсаткичлари ишлаб чиқариш ва истеъмолнинг ўзгаришини тавсифлаш учун хизмат қилади, миллий даромаднинг реал ҳажми кўрсаткичлари эса пул даромадларининг харид қобилиятини аниқлайди, ваҳоланки иккила ҳолда ҳам кўрсаткичлар ўзгармас базис нархларда ҳисобланади. ЯИМ ни ўзгармас баҳоларда ифодалаш учун ҳар хил усуллардан фойдаланиш мумкин, улар ичида энг муҳими қуйидагилар:

- нархлар индекси ёрдамида дефлятирлаш усули;
- икки ёқлама дефлятирлаш усули;
- базис давр қиймат кўрсаткичларини жисмоний ҳажм индекслари ёрдамида экстраполяциялаш;
- харажатлар таркибий қисмини қайта баҳолаш;
- бевосита ўзгармас нархларда баҳолаш.

Биринчи усул — нархлар индекси ёрдамида дефляторлаш усули ЯИМ пировард фойдаланиш усулида ҳисобланганда қўлланади. Маълумки бу ҳолда ЯИМ истеъмол ва жамғарма, товар ва хизматлардан ва соф экспортдан таркиб топади. Ҳақиқий баҳоларда ифодаланган пировард истеъмол қиймати индекси истеъмол нархлари индексига, жамғарма қиймати индекси эса инвестицион товарлар баҳолари индексига, соф экспорт қиймати эса экспорт - импорт баҳолари индексига бўлинади. Бу ҳолда ҳисоблаш қуйидаги формула ёрдамида амалга оширилади:

$$I_{\text{ЯИМ}_{\text{жс}}} = I_{\text{қи}} P_{\text{қи}} : I_{\text{қи}} + I_{\text{қж}} P_{\text{қж}} : I_{\text{қж}} + I_{\text{қэ}} P_{\text{қэ}} : I_{\text{қэ}} + I_{\text{қим}} P_{\text{қим}} : I_{\text{қим}} \quad (12.56)$$

бу ерда $I_{\text{қи}} P_{\text{қи}}$ - истеъмол товарлари ва хизматлари қиймати индекси (ҳақиқий баҳоларда);

$I_{\text{қ}} P_{\text{қ}}$ — истеъмол баҳолари индекси;

$I_{\text{қж}} P_{\text{қж}}$ — жамғарма учун ишлатилган товар ва хизматлар қиймати индекси (ҳақиқий баҳоларда);

$I_{\text{қж}}$ — инвестицион баҳолар индекси;

$I_{q_3 p_3}$ — экспорт товарлари ва хизматлари индекси (ҳақиқий ФОб баҳоларида);

I_{p_3} — экспорт бўйича ФОб баҳолари индекси;

$I_{q_{им} p_{им}}$ — импорт товарлари ва хизматлари қиймати индекси (ҳақиқий баҳоларда);

$I_{p_{им}}$ — импорт бўйича ФОб баҳолари индекслари.

Аммо амалда (12.56) формуладан фойдаланиш бир қанча қийинчиликлар билан боғлиқ, улар ЯИМни ҳисоблаш натижаларига таъсир этади. ЯИМ қиймати жорий баҳоларда ишлаб чиқариш усулида ҳисобланганда унинг жисмоний ҳажм кўрсаткичи иккиёқлама дефлятирлаш йули билан аниқланади. Бу ҳолда дастлаб ҳақиқий баҳоларда ифодаланган ялпи товар ва хизматларни ишлаб чиқариш қиймати асосий (ёки ишлаб чиқарувчилар) нархлари индекси ($\sum q_1 p_{1(ям)} \cdot I_{p(ям)}$) ёрдамида дефлятирланади. Сўнгра ҳақиқий баҳоларда ҳисобланган оралиқ истеъмол қиймати ($\sum q_1 p_{1(ор.м)} \cdot I_{p(ор.м)}$) тегишли сотиб олиш (истеъмолчилар) баҳолари ($I_{p_{1(ор.м)}}$) индекси асосида дефляторланади (яъни бу индексга бўлинади). Биринчи ҳисоблаш натижасидан иккинчисини айириб, ўзгармас баҳоларда ифодаланган ЯИМ жисмоний ҳажми аниқланади. Аммо амалиётда

$$\sum q_1 p_{1(ям)} \cdot I_{p(ям)} - \sum q_1 p_{1(ор.м)} \cdot I_{p(ор.м)} = \sum q_1 p_0 \quad (12.57)$$

Қўшилган қийматни ўзгармас баҳоларда ҳисоблаш учун айрим ҳолларда содда усул қўлланилади. Масалан, айрим Оврупа Иттифоқига аъзо мамлакатларда қўшилган қийматни ўзгармас баҳоларда аниқлаш учун унинг жорий баҳоларда ҳисобланган қийматини ялпи ишлаб чиқариш баҳолари индекси ёрдамида дефлятирланади. Аммо инфляция юқори даражада бўлганда бундай соддалашган усул қониқарли натижа бермайди.

Экустраполяциялаш усулининг моҳияти шундан иборатки, кўрсаткичларни ўзгармас баҳоларда ифодалаш учун уларнинг базис давридаги ҳақиқий баҳоларда ҳисобланган қийматлари $\sum q_0 p_0$ жисмоний ҳажми индексига I_q кўпайтирилади:

$$(\sum q_0 p_0 \cdot I_q = \sum q_1 p_0) \quad (12.58)$$

Баҳо индекслари жисмоний ҳажм индексларига нисбатан ишончсизроқ (кўпроқ хатога эга) бўлганда ёки умуман баҳолар индексини ҳисоблаш мумкин бўлмаганда ушбу усул қўлланади. Масалан, нобозор хизматлар (давлат бошқарув ташкилотлари, жумладан, мудофаа ва миллий хавфсизлик органлари томонидан кўрсатиладиган хизматлар) учун баҳолар индексини тузиб бўлмайди. Бу ҳолда жисмоний ҳажм индекси сифатида тегишли нобозор хизматларни кўрсатувчи ташкилотларда бандлар сони индекси ишлатилади. Масалан, нобозор хизматлар қиймати ҳақиқий баҳоларда ўтган йилда — 80 млрд. сўм, жорий йилда 120 млрд. сўм, бу хизматларни кўрсатувчи ташкилотларда бандлар сони 10% ошган бўлса, жорий йилдаги нобозор хизматлар қиймати базис (ўтган йил) баҳоларида $80 \cdot 110/100 = 88$ млрд. сўм ташкил этади.

Бевосита қайта баҳолаш усулида ўзгармас баҳоларда ифодаланган жисмоний ҳажм кўрсаткичлари ишлаб чиқарилган (истеъмол қилинган) маҳсулот ҳажми (миқдори)ни q_0 ва q_1 тегишли ўзгармас баҳоларга (p_0) кўпайтириш йўли билан аниқланади, яъни $\Sigma q_1 p_0$ ва $\Sigma q_0 p_0$.

Бу усул асосан қишлоқ ҳўжалиги маҳсулотларини ишлаб чиқариш ва истеъмол қилиш ёки харид қилиш кўрсаткичларини ҳисоблашда қўлланади, чунки бу ҳолда асосий маҳсулотларнинг ҳажми ва баҳолари ҳақидаги маълумотлар амалий статистика томонидан тўпланади.

Харажатлар элементлари бўйича қайта баҳолаш усулига биноан ўзгармас баҳоларда ифодаланадиган кўрсаткичлар харажатлар элементларини дефлятирлаш йўли билан ҳисобланади. Бу усул баҳоси йўқ бўлган, тўловсиз, текинга кўрсатиладиган бозор хизматлари қиймати кўрсаткичларини ўзгармас нархларда ифодалаш учун қўлланади.

Шундай қилиб, ялпи ички маҳсулот жисмоний ҳажми индексини тузиш учун ялпи ишлаб чиқариш қиймати ва унинг таркибий қисмлари ҳар хил усуллар ёрдамида дефлятирланиб, ялпи ички маҳсулот кўрсаткичларини ўзгармас нархларда ифодалашга ёки қайта баҳоланишига эришилади.

Бундай кўрсаткичларни олиш тартибини шартли маълумотлар мисолида кўриб чиқамиз.

12.8-жадвал

Ялпи ички маҳсулот ҳажмини ўзгармас баҳоларда ҳисоблаш (шартли маълумотлар).

Кўрсаткичлар	Ҳақиқий баҳоларда (млрд.сўм)		Индекслар %	
	Базис давр	Жорий давр	Баҳо-лар	Жисмоний ҳажм
1.Моддий ишлаб чиқариш тармоқларида яратилган товарлари	1000	1728	160	-
2.Бозор хизматларини ялпи ишлаб чиқариш	800	2200	250	-
3.Бюджет ташкилотлари кўрсатган нобозор умумжамоа хизматлар	200	400	-	105*
4.Бюджет ташкилотларининг аҳолига кўрсатган нобозор хизматлари	150	240	-	103*
5.Моддий ишлаб чиқаришда оралиқ истеъмол	400	777,6	180	-
6.Бозор хизматларини курсатиш соҳасида оралиқ истеъмол (ялпи ишлаб чиқаришга нисбатан фоизда)	30	28	-	-
7.Бюджет ташкилотларининг оралиқ истеъмоли	90	184	175	-
8.Маҳсулот ва импорт соф солиқлари	60	80	240	-

*ташкилотларда ишловчилар сони индекси

Базис даврда ялпи ишлаб чиқариш ҳажми $1000+800+200+150=2150$ млрд. сўм. Жорий даврда ялпи ишлаб чиқариш ҳажми базис давр баҳоларида $2000:1,6+2200:2,5+200*1,05+150*1,03=2324,5$ млрд.сўм.

Демак ялпи ишлаб чиқариш ҳажми 8,1% кўпайган $2324,5 \cdot 100 : 2150 = 108,1\%$. Базис давр оралиқ, истеъмоли $400 + 800 \cdot 0,3 + 90 = 730$ млрд.сўм. Жорий давр оралиқ истеъмоли базис давр баҳоларида $777,6 : 1,8 + 0,28 \cdot 2200 : 2,5 + 184 : 1,75 = 783,5$ млрд. сўм. Ялпи ички маҳсулот ўзгармас базис баҳоларида: базис даврда $2150 - 730 + 60 = 1480$ млрд. сўм

жорий даврда $2324,5 - 783,5 + 150 : 2,4 = 1603,5$ млрд. сўм

Демак, ялпи ички маҳсулот жисмоний ҳажми 8,3% ошган $(1603,5 \cdot 100 : 480 = 108,3\%)$

Ялпи ички маҳсулот ҳажмини ўзгармас базис давр нархларида ҳисоблаш натижалари миллий иқтисодиётда баҳоларнинг уртача ўзгаришини аниқлаш имконини беради. Бунинг учун ҳақиқий баҳоларда ҳисобланган ЯИМ қиймати индексини унинг ўзгармас баҳоларда ҳисобланган жисмоний ҳажм индексига бўлинади ва олинган натижа ЯИМ дефлятори деб аталади.

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} : \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} \quad (12.59)$$

бу ерда: I_p ЯИМ дефлятори

$\frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0}$ — ЯИМ қиймати (ҳақиқий баҳоларда) индекси

$\frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0}$ — ЯИМ жисмоний ҳажми индекси

Бу ҳолда ЯИМ дефлятори эгри йўл билан ҳисобланади. Шунинг учун миллий ҳисобламалар тизимида бағишланган ва инглиз тилида ёзилган адабиётда у ношкор дефлятор (Implicit deflator) деб номланади. Моҳиятан очиқ - ошкор дефлятор — бу Пааше баҳо индекси-дир. Аммо ЯИМ учун уни аниқлаш жуда мураккаб масаладир. МХТ ҳалқаро стандартида ЯИМни ўзгармас баҳоларда ҳисоблаш учун ушбу нархларни ҳар беш йилда янгилаб туриш тавсия этилади. Бундай ёндошиш нафақат ЯИМ жисмоний ҳажми индексини аниқлаш, балки шу билан бирга иқтисодий таҳлил учун муҳим бўлган мутлақ ифодада таққослама маълумотлар олиш имконини беради. Беш йиллик муддат ўтгандан сўнг янги ўзгармас баҳоларга ўтилади. Турлича ўзгармас баҳолар ҳаракатда бўлган беш йилдан ортиқроқ давр учун ЯИМ жисмоний ҳажми индекси занжирсимон усул ёрдамида аниқланади. Бунинг учун янги баҳоларга ўтиш йили учун ЯИМ янги ва эски ўзгармас нархларда баҳоланади. Эски баҳоларда ҳисобланган ЯИМ кўрсаткичи олдинги даврлар учун охириги йил кўрсаткичи қилиб олинади, янги баҳоларда ҳисобланган кўрсаткич эса кейинги даврлар учун бошланғич йил кўрсаткич — вазифасини бажаради. Натижада олдинги даврлар учун занжирсимон индекслар кейинги давр индекслари билан уланади ва уларнинг кўпайтмасидан ҳамма даврлар учун базисли (ўзгармас асосли) индекслар олиш имконияти туғилади. Бу усулдан ҳар бир кейинги йил учун олдинги йил нархларини ўзгар-

мас (таққослама) баҳолар сифатида қаралганда ҳам фойдаланиш мумкин. Бунинг учун бошланғич йилдан ташқари ҳар қайси йил ЯИМ кўрсаткичлари иккита баҳоларда — жорий ва олдинги йил нархларида ҳисобланади. Олдинги йил баҳоларида ҳисобланган ЯИМ кўрсаткичи ушбу йил занжирсимон индексида унинг сурати вазифасини ўтайди, муайян йил жорий (ҳақиқий) баҳоларида ифодаланган ЯИМ кўрсаткичи эса кейинги йил занжирсимон индекси учун таққослаш асоси (махраж) қилиб олинади. Натижада бу индекслар бир-бири билан уланиб бораверади. Уларни бир-бири билан кўпайтириб базисли (ўзгармас асосли) индекс аниқланади. Қуйидаги мисолда бундай ҳисоблаш тасвирланган:

12.9-жадвал

ЯИМ жисмоний ҳажми индекслари ва дефляторини аниқлаш тартиби

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ялпи ички маҳсулот (млрд. сўм)						
а) ҳақиқий (жорий) баҳоларда	500	600	750	930	1139	1160
б) олдинги йил (базис) баҳоларда	-	520	630	795	990	1054
ЯИМ жисмоний ҳажми индекслари		$520/500 = 1,04$	$630/600 = 1,05$	$795/750 = 1,059$	$990/930 = 1,054$	$1094/990 = 1,065$
ЯИМ дефлятори		$600/520 = 1,154$	$750/600 = 1,19$	$930/795 = 1,17$	$1139/990 = 1,15$	$1160/1054 = 1,10$

Бу индекслар ёрдамида 2000 йилда 1995 йилга нисбатан ЯИМ жисмоний ҳажми ўсиши (индекс) ва дефляторини (баҳо индекси-ни), ҳамда ҳар қайси йил учун 1995 йил (базис) баҳоларида ифодаланган ЯИМ жисмоний ҳажмини аниқлаш мумкин.

ЯИМ жисмоний ҳажми индекси = $1,04 * 1,05 * 1,059 * 1,054 * 1,065 = 1,298$
 ЯИМ дефлятори = $1,154 * 1,19 * 1,17 * 1,15 * 1,10 = 2,032$

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
ЯИМ 1995 йил баҳо-ларида (млрд. сўм)	500	$500 * 1,04 = 520$	$520 * 1,05 = 546$	$546 * 1,06 = 578,2$	$578,2 * 1,054 = 609,4$	$609,4 * 1,065 = 649$

Худди шунингдек, хоҳлаган бошқа йил баҳоларини ўзгармас нархлар деб қараб, уларда ЯИМ жисмоний ҳажмини ифодалаш мумкин. Ўз-ўзидан равшанки, бундай ҳисоблашлар ҳақиқий кўрсаткичларни бермайди.

12.17. Истеъмол баҳолари индекси

Индекснинг асосий вазифаси истеъмол товيارлари нархларининг ўзгаришларини баҳолашдир. Ҳалқаро меҳнат ташкилоти қарорида таъкидланганки: “Истеъмол баҳолари индексини ҳисоблашдан мақ-

сад аҳоли томонидан ноишлаб чиқариш истеъмоли учун харид ва истеъмол қилинадиган, ёки ҳақ тўланадиган товар ва хизматлар учун нархлар умумий даражасининг вақт бўйича ўзгаришини баҳолаш-дир”.

Шу билан бирга истеъмол баҳолари индекси инфляция даражасини тавсифловчи муҳим кўрсаткичлардан бири сифатида давлат молия сиёсатини амалга оширишда, иқтисодиётда нарх - наволар шаклланиш жараёнини таҳлил қилиш ва истиқболни башорат қилишда, миллий валюта реал курсини тартибга солиб туришда, аҳоли даромадларини индекслашда, уй хўжаликлари пировард истеъмоли ҳажмини ўзгармас нархларда баҳолашда қўлланади.

Ўзбекистон республикасида куйидаги истеъмол баҳолари индекслари ҳисобланади:

-Республика бўйича умумий истеъмол баҳолари индекси — ўртача бир оила харид қиладиган истеъмол товар ва хизматлар тўплами бўйича баҳолар ўзгаришини таърифлайди;

-фойдаланиш учун мажбурий бўлмаган товарлардан ташқари белгиланган товар ва хизматлар тўплами бўйича бозор баҳоларининг ўзгаришини таърифловчи умумий истеъмол баҳолари индекси;

-аҳолининг айрим ижтимоий - иқтисодий гуруҳи ва қатламлари учун

улар томонидан харид қилинадиган товар ва хизматларнинг тўплами бўйича нархларнинг ўзгаришини ифодаловчи истеъмол баҳолари индекси;

-минимал истеъмол бюджетини шакллантирувчи товар ва хизматлар тўплами бўйича нархларнинг ўзгаришини таърифловчи яшаш минимуми қиймати индекси;

-82 та ва 19 та маҳсулот турлари бўйича ҳисобланадиган ҳафталик истеъмол баҳолари индекси;

-озик-овқат ва ноозик-овқатлар ҳамда уларнинг чегарасида айрим товар ва хизматлар гуруҳлари бўйича ҳисобланадиган умум гуруҳий баҳолар индекслари;

-шаҳарлар ва вилоятлар бўйича ҳисобланадиган умумий ИБИ.

ИБИ ҳисоблаш учун асос бўлиб истеъмол маҳсулотларининг чакана баҳолари ва пуллик хизматлар тарифининг якка индекслари хизмат қилади. Улар истеъмол саватларини шакллантирувчи товар (хизмат)лар -вакиллари бўйича ҳар ҳафтада ва ҳар ойда баҳо ва тарифлар устидан ўтказиладиган кузатиш маълумотлари асосида ҳисобланади. ИБИ ҳисоблаш ўтган ойга (ёки даврга) ўтган йилнинг декабрь ойига (ёки чорак йилга), ўтган йилнинг тегишли ойига (ёки даврига) нисбатан амалга оширилади.

Барча ИБИ ларини ҳисоблаш учун бошланғич ахборот манбалари бўлиб катта, ўртача ва кичик дўконлар, бозорлар, кўча савдолари, баққоллар, маиший хизмат кўрсатувчи корхоналар маълумотлари хизмат қилади. Баҳо ва тарифларни қайд қилиш товар ва хизматларни сотиш жойи ва моментда амалга оширилади. Истеъмол баҳолари ва тарифлари устидан кузатиш барча вилоятлар марказларида,

Тошкент шаҳрида ва танлаб олинган туман марказларида олиб борилади. Танлаш жараёнида туман ва минтақаларнинг ижтимоий - иқтисодий ва жўғрофий аҳволи, бозорларнинг товар ва хизматлар билан тўйиниш даражасини ҳисобга олиб ваколатликни таъминлайдиган танламалар олинади. Кузатиш учун танлаб олинadиган савдо шахобчалари барча мулк турлари ва ташкилий-ҳуқуқий шакллардаги савдо ва маиший хизматлар корхоналари ҳамда аҳолига товарларни сотиш ва хизматлар кўрсатиш жойларини ўз ичига олади. Улар орасида шаҳарнинг марказий қисмида ҳам, унинг четларида ҳам жойлашган йирик, ўртача ва майда савдо ва маиший хизмат кўрсатувчи корхоналар бўлади. Савдо корхоналарини танлашда солиқ ташкилотларининг маълумотларидан фойдаланилади. Маълумотларни тўплаш жараёнида асосий массивни кузатиш усули қўлланади.

Баҳолар ва таърифларни қайд қилиш учун товар ва хизматларнинг истеъмол савати шакллантирилади. Унинг таркибига оммавий эҳтиёж учун ишлатиладиган асосий товар ва хизматлар вакиллари ва айрим мажбурий фойдаланилмайдиган товар ва хизматлар репрезентативликни таъминлайдиган даражада киради. Истеъмол саватлари ҳар ҳафталик кузатиш учун 80 дан ортиқ номли энг оммавий истеъмол товарлари ва хизматларидан жумладан озиқ - овқат ва но-озиқ-овқат маҳсулотлари ва пуллик хизмат турларидан, ҳар ойлик кузатиш учун эса 300 дан ортиқ номли товар ва хизмат турларидан таркиб топади. Улар озиқ-овқат маҳсулотлари (15 гуруҳдан иборат 100 га яқин маҳсулот турлари), ноозиқ- овқат товарлари (21 гуруҳдан иборат 150га яқин маҳсулот турлари), маиший уй-жой коммунал хўжалик, транспорт ва алоқа ва бошқа хизматларни (11 гуруҳдан иборат 55 хизмат турлари) ўз ичига олади.

Ҳафталик кузатиш жорий ҳафтанинг сешанба, ойлик кузатиш эса жорий ойнинг 15—20 кунлари давомида ўтказилади. Баҳоларни қайд қилаётганда уларнинг маҳсулот сифати ва ўлчов бирлиги жиҳатидан таққослама бўлишига эътибор берилади, чунки бу белгилар ўзгариши натижасида баҳолар ҳам ўзгаради, ваҳоланки индекс бундай ўзгаришлар таъсиридан холи бўлиши керак, шундай ҳолатдагина у баҳоларни соф ўзгаришини акс эттиради.

ИБИ бир неча босқичларда ҳисобланади. Авваламбор ҳар бир товар ва хизмат тури учун ўртача баҳо аниқланади. Бунинг учун турли савдо шахобчаларида қайд қилинган баҳолар қўшилиб, олинган йиғинди уларнинг сонига бўлинади:

$$\bar{p}_i = \frac{\sum_{j=1}^n p_{ij}}{n} \quad (12.60)$$

p_{ij} — i —маҳсулотнинг j — савдо шахобчасидаги нархи.

n қайд қилинган баҳолар сони;

p_i — i — маҳсулот ўртача баҳоси;

Жорий давр ўртача баҳосини базис давр ўртача баҳосига бўлиб муайян товарнинг шаҳар (ёки туман маркази) бўйича якка баҳо индекси аниқланади:

$$I_p = \frac{\bar{p}_{1(i)}}{p_{0(i)}} \quad (12.61)$$

Сўнгра кузатишда қатнашаётган ҳудудлар (шаҳар, туман) бўйича айрим товарлар (хизмат) баҳосининг якка индекслари асосида вилоят ва республика бўйича айрим товарлар, товар ва хизматлар гуруҳлари учун агрегат баҳо индекслари аниқланади. Ҳудудий вазн сифатида жорий йил бошига муайян (яъни текшириляётган) ҳудуд (шаҳар, туман) аҳолисининг вилоят, республика аҳолиси сонига салмоғи, (улуши) олинади.

$$p_i = \frac{\sum_{k=1}^N p_{ik} d_k}{\sum_{k=1}^N d_k} \quad (12.62)$$

бу ерда p_i — i — маҳсулот (хизмат)нинг вилоят бўйича ўртача баҳоси; p_{ik} — i — маҳсулот (хизмат)нинг k — ҳудуддаги (шаҳар, туман) баҳоси; d_k — k ҳудуд (шаҳар, туман) аҳолисининг вилоят аҳолиси сонигаги улуши (салмоғи);

Ўртача баҳоларни ойма-ой ёки бошланғич ой (ўтган йил декабрь) билан таққослаб якка занжирсимон ва базисли баҳо индекслар ҳисобланади:

$$I_{n/n-1} = \frac{\bar{p}_{i,n}}{p_{i,n-1}} \quad I_{n/n_0} = \frac{\bar{p}_{i,n}}{p_{i,n_0}} \quad (12.63)$$

бу ерда $I_{n/n-1}$, I_{n/n_0} — айрим товар (хизмат)лар баҳосининг вилоятлар миқёсидаги занжирсимон ва базисли индекслари;

$\bar{p}_{i,n}$ — i — маҳсулот (хизмат) нинг n — даврдаги вилоятлар бўйича ўртача баҳоси;

$\bar{p}_{i,n-1}$, \bar{p}_{i,n_0} — i — маҳсулот (хизмат) нинг ўтган ($n-1$) ва бошланғич (n_0) даврдаги вилоят бўйича ўртача баҳоси.

Бу усул вилоят миқёсида бир жинсли товарлар (хизматлар) нархи индексларини ҳисоблашда қўлланади. Турлича сифатга эга бўлган товарлар (хизматлар) дан тузилган айрим товар гуруҳлари учун эса вилоят миқёсида умумий индекслар якка индекслардан тортилган арифметик ўртачани ҳисоблаш йўли билан аниқланади. Бу ҳолда агрегатлаштириш вазни қилиб ҳудудда (шаҳар, туман) муайян гуруҳ таркибига кирувчи айрим товар (хизмат)лар баҳосини вилоят аҳолиси сонига муайян ҳудуд салмоғига кўпайтмаси олинади:

$$I_{p_{n/n-1}} = \frac{\sum_{k=1}^N \frac{P_{k,n}}{P_{k,n-1}} P_{0,k} d_k}{\sum_{k=1}^N P_{0,k} d_k} \quad (12.64)$$

бу ерда $P_{k,n}$, $P_{k,n-1}$ — k — ҳудудда n -ой ва $n-1$ ойдаги айрим маҳсулот (хизмат)лар баҳоси

$P_{0,k}d_k$ — бошланғич даврда k -худудда айрим маҳсулот (хизмат)лар баҳосини, муайян худуднинг вилоят аҳолиси сонигаги ҳиссасига кўпайтмаси

$I_{p_{n/n-1}}$ — вилоят миқёсида айрим товар (хизмат) гуруҳлари бўйича занжирсимон умумий индекслар.

Базисли умумий индекслар (ўтган йил декабр ойига нисбатан) худуд (шаҳар, туман) бўйича базисли якка индекслардан (I_{n/n_0}) ўтган йил декабр ойидаги баҳоларни муайян худуд (шаҳар, туман)-нинг вилоят аҳолиси сонигаги салмоғига кўпайтмаси билан тортилган ўртача арифметик индекс ҳисоблашга асосланади.

$$I_{p_{n/n_0}} = \frac{\sum_{k=1}^N i_{k,n/n_0} p_{0,k} d_k}{\sum_{k=1}^N p_{0,k} d_k} \quad (12.65)$$

бу ерда $i_{k,n/n_0} = i_{k,1/0} * i_{k,2/1} \dots i_{k,n/n-1}$ яъни занжирсимон якка индекслар кўпайтмаси.

Шундай тартибда товарлар ёки товар (хизматлар) гуруҳлари бўйича аниқланган умумий индекслар республика даражасида умумий агрегат индексга бирлаштирилади, бу ҳолда вазн қилиб айрим маҳсулот (хизмат) лар гуруҳининг аҳоли умумий истеъмол харажатларидаги салмоғи (улуши) олинади, бу кўрсаткич эса уй хўжаликлари бюджет-маълумотлари асосида ҳисобланади.

$$I_{pn/n-1} = \frac{\sum \bar{I}_{pn/n-1} dq_0 p_0}{\sum dq_0 p_0} \quad (12.66)$$

$$I_{pn/n-1} = \frac{\sum \bar{I}_{pn/n_0} dq_0 p_0}{\sum dq_0 p_0} \quad (12.67)$$

бу ерда $dq_0 p_0$ — бюджет маълумотларига кўра айрим товар (хизмат) гуруҳининг аҳоли умумий истеъмол харажатларидаги улуши (салмоғи);

$\bar{I}_{pn/n-1}$, \bar{I}_{pn/n_0} — айрим товар (хизмат) гуруҳлари бўйича республика даражасида ҳисобланган занжирсимон ва базисли умумий индекслар. Улар вилоят миқёсида ҳисобланган индексларни $p_{ok}d_k$ - вазн билан агрегатлаштиришдан ҳосил бўлади ва (12.66, 12.67) формулалар шаклида тузилади.

12.18. Ишлаб чиқарувчилар баҳолари индекслари

Ишлаб чиқарувчилар баҳолари индекслари саноат, қишлоқ хўжалик, қурилиш ва бошқа маҳсулотлар нархлари индексларидан таркиб топади.

Саноат маҳсулотларини ишлаб чиқарувчилар баҳоси индекслари ушбу нархлар динамикасини таърифлайди. Улар кузатиш учун тан-

лаб олинган таянч корхоналарида ишлаб чиқарилган товар - вакиллар нархларини мунтазам қайд қилиб бориш натижаларига асосланади. Индексларни тузишда вазн қилиб ўтган йилда ишлаб чиқаришнинг саноат тармоқлари бўйича тузилиши олинади. Уларни тузиш қуйидаги босқичлардан иборат:

- кузатиш учун таянч корхоналар ва товар - вакилларини танлаб олиш;
- баҳоларни қайд қилиш тартибини белгилаш;
- индекс вазнларини аниқлаш ва ҳисоблаш формулаларини ишлаб чиқиш.

Таянч корхоналар ичида турли мулк шакли ва ташкилий - ҳуқуқий шаклларга мансуб корхоналар, айниқса, тармоқлар учун энг типик бирликлари бўлиши зарур. Йирик корхоналар билан бир қаторда ўртамиён ва кичик корхоналарни ҳам олиш керак.

Баҳолари қайд этилиши лозим бўлган товар - вакилларини танлаб олиш мезони сифатида уларнинг маҳсулоти ёки қўшилган қийматдаги салмоғи қаралиши мумкин.

Ҳар бир товар гуруҳидан 3—5 та энг мақбул маҳсулот турлари танлаб олинади ва улар бўйича нархлар кузатиш жараёнида қайд қилинади. Танлаш жараёнида тармоқ учун энг аҳамиятли маҳсулот турлари сайлаб олинади. Одатда қайд қилиш учун жорий ойда ишлаб чиқарилган ва юклаб мамлакат бозорига жўнатилган маҳсулотларнинг ҳақиқий баҳолари, қўшилган қиймати, акцизлар ва бошқа солиқларсиз олинади. Рўйхатга олиндиغان нархлар таркибига маҳсулотни ташиш ва улгуржи баҳони белгилашда ҳисобга олинмайдиган бошқа харажатлар киритилмайди.

Баҳолар индексларини ҳисоблаш учун йил давомида базис баҳо сифатида ўтган йил декабрь ойидаги нарх олинади. Маҳсулот турлари, товар гуруҳлари бўйича базис вазнлар қилиб базис давр деб олинган йилда корхоналарда маҳсулот турларини ишлаб чиқариш қиймати ҳақидаги маълумотлар ишлатилади. Улар натурада ифодаланган товар миқдорини ўртача йиллик баҳога кўпайтириш йўли билан ҳисобланади.

Саноат тармоқлари ва тармоқ остилари бўйича эса базис вазнлар сифатида базис даврда яратилган маҳсулотларнинг ҳақиқий нархларда ифодаланган қиймат кўрсаткичларидан фойдаланилади. Олдин якка баҳо индекслари ҳисобланади:

$$i = p_{i/i-1} = \frac{p_i}{p_{i-1}} \quad \text{ёки} \quad i = p_{i/0} = \frac{p_i}{p_{i-1}} * \frac{p_{i-1}}{p_0} = i_{p_i/p_{i-1}} * i_{p_i/p_0}$$

бу ерда p_i — жорий ойдаги товар нархи;

p_{i-1} — ўтган ойдаги товар нархи;

p_0 — ўтган йил декабрь ойидаги нарх;

$i_{p_i/p_{i-1}}$, i_{p_i/p_0} — жорий ой баҳосининг ўтган ой ва олдинги йил декабрь баҳосига нисбати, яъни якка нарх индекслари;

i_{p_i/p_0} - декабрь ўтган йилга нисбатан базисли нарх индекси.

Якка индекс ҳар бир товар - вакил учун ҳисобланади. Йирик товар гуруҳлари, саноат тармоқости ва тармоқлари ҳамда бутун саноат бўйича умумий индекслар шакли ўзгартирилган Ласпейрес формуласи асосида рекурсивлар тизими билан ҳисобланади.

$$I_{p_i / p_{i-1}} = \frac{\sum_{j=1}^k i_{p_i / p_{0(j)}} w_{j0}}{\sum_{j=1}^k i_{p_{i-1} / p_{0(j)}} w_{j0}} \quad (12.68)$$

бу ерда w_{j0} — j — тармоқ ёки товар гуруҳи бўйича базис даврдаги маҳсулот қиймати, $w_{j0} = p_{ji-1} q_{j0}$

Индексларни рекурсив тизимда ҳисоблаш шундан иборатки, жорий ой баҳосини ўтган ойга нисбатан ўзгаришини таърифловчи индексларни ҳисоблаётганда вазнлар қилиб ўтган ой баҳосида ифодаланган базис давр маҳсулоти олинади ($q_0 p_{i-1}$).

Ўзбекистонда 12.68 индекслари 280 асосий саноат маҳсулоти турларидан тузилган товар — вакиллар тўплами бўйича ҳисобланади.

12.19. Қишлоқ хўжалик маҳсулотлари баҳоси индекси

Бу индекслар қишлоқ хўжалик маҳсулотларини ишлаб чиқарувчилар томонидан давлатга ва бошқа истеъмолчиларга сотилган маҳсулот вакиллари тўплами бўйича ўртача бозор баҳоларининг ўзгаришини таърифлайди. Ўзбекистонда товар - вакиллари тўплами 37 қишлоқ хўжалиги маҳсулот турларини ўз ичига олади. Давлат эҳтиёжлари учун сотиладиган маҳсулотлар бўйича баҳолар индекси тайёрлов ташкилотларидан олинadиган маълумотларга асосланади. Маълумки, қишлоқ хўжалик маҳсулотларини тайёрлаш ва сотиб олиш эркин (шартнома) нархларда амалга оширилади. Барча сотиш йўллари бўйича баҳолар индексини аниқлаш учун ўртача бозор баҳолари ҳисобланади. Бунинг учун сотишдан олинган ялпи тушум сотилган маҳсулот миқдорига бўлинади. Аммо ўртача баҳоларни ҳисоблаётганда транспорт, ортиш - тушириш, тайёрлаш харажатлари инобатга олинмайди. Йиллик ва чорак йиллик баҳо индекслари ҳисобланади. Ўртача баҳоларни аниқлашда ширкат, фермер ва деҳқон хўжаликлари томонидан тайёрлов ташкилотларига, матлубот кооперациясига, бозорларда хусусий дўконларга, умумий овқатланиш ташкилотларига ва бартер йўли билан сотилган маҳсулотлар ҳисобга олинади. Умумий индексларнинг вазнлари сифатида жорий даврда сотилган маҳсулотлар ҳажми олинади. Умумий баҳолар индекслари Пааше формуласи асосида ҳисобланади:

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} \quad (12.69)$$

Юқорида баён этилганга ўхшаш йўл билан капитал қурилиш смета (баҳолари) индекслари, ишлаб чиқариш - техника хизматларига мўлжалланган маҳсулотлар нархлари индекслари, юк ва йўловчиларни ташиш тарифлари индекслари ҳисобланади.

12.20. Асосий тушунча ва атамалар

Индекс.

Мураккаб кўрсаткич.

Умумлаштириш функцияси.

Аналитик функция.

Динамик индекслар.

Ҳудудий индекслар.

Халқаро индекслар.

Якка индекслар.

Гуруҳий индекслар.

Умумий индекслар.

Занжирсимон индекслар.

Ўзгарувчан асосли индекслар.

Ўзгармас асосли индекслар.

Ўртача индекслар.

Агрегат индекслар.

Арифметик ўртача индекслар.

Гармоник ўртача индекслар.

Геометрик ўртача индекслар.

Вазн, индекс вазни.

Вазнсиз умумий индекслар.

Жорий вазнли Пааше индекслари.

Базис вазнли Ласпейрес индекслари.

Доиравий тескариланиш тести.

Омиллар тескариланиши тести.

Вақт бўйича тескариланиш тести.

Фишер индекси.

Тўплама ва ўртача вазнли индекслар.

Ўзгарувчан таркибли индекслар.

Ўзгармас таркибли индекслар.

Иқтисодий тузилма(структура)лар индекс таҳлили.

Кўп ўлчовли индекс таҳлили.

12.21. Асосий хулосалар

1. Индекс кўп қиррали тушунчадир. У турли соҳаларда қўлланиб, маълум мақсад учун хизмат қилади. Статистикада бу атама мураккаб солиштирма иқтисодий кўрсаткич маъносида ишлатилади. Индекс умумий кўринишда ўрганилаётган иқтисодий ҳодисаларни икки ҳолатда олиб, уларни махсус йўл билан ўлчашдан ҳосил бўлган кўрсаткичларни таққослаш ҳосиласидир. Бу натижа солиштирма

кўрсаткич бўлиб, турли шаклларда: нисбий, ўртача ва мутлақ миқдорлар ва уларнинг ягонавийлигида намоён бўлади.

2. Ҳодисаларнинг икки ҳолати орасида иқтисодий жараён кечади, ривожланиш юз беради. Индекслар ана шу ривожланиш жараёнининг меъёри бўлиб хизмат қилади, улар ҳодисаларнинг нисбий, ўртача ва мутлақ ўзгаришларини бир бутунликда ифодалайди. Қиёслаш учун ҳодисалар ҳолатларини турли жиҳатдан олиб қараш мумкин ва натижада ривожланиш жараёнининг ҳар хил қирралари ойдинлашади, жумладан уларнинг вақт бўйича ўзгариши, объектлар ва ҳудудлараро ёки халқаро нисбатлари, режа, шартнома ёки иқтисодий нормативларни бажариш даражалари, иқтисодий тузилмалардаги ички силжишлар намоён бўлади. Бу эса индексларни динамик, ҳудудий, халқаро, режа шартномани бажариш, тузилмавий ўзгаришлар индекси каби турларга таснифлаш учун назарий- услубий замин яратади. Шу билан бирга улар бошқа белгилар, масалан, тўплам бирликларини қамраб олиш, тузилиш шакли, ҳисоблаш услуби ва ҳоказоларга қараб ҳам таснифланади. Натижада индексларнинг мураккаб, кўп поғонали туркумларининг оиласи вужудга келади.

3. Гуруҳий индекслар табиати жиҳатидан якка ва умумий индекслар ўртасида оралиқ ўринни эгаллайди. Айрим бир жинсли таркибий унсурларнинг ўзгаришини ифодаловчи якка индексларга нисбатан улар умумий индекс характериға эға. Бу ҳолда гуруҳий индекслар ушбу унсурларнинг ўртача ўзгаришини ўлчайди ва икки шаклда: ўзгарувчан ва ўзгармас таркибли индекслар кўринишида тузилади.

Умумий тўплам чегарасида муайян бир жинсли унсурлар ўзгаришини ифодаловчи индекс сифатида улар якка индекслар хусусиятиға эға. Бу ҳолда гуруҳий индекслар ўртача даражаларни бевосита таққослашға асосланади.

4. Индекслар иқтисодий мазмун ва талқинға эға бўлиши учун уларнинг асосида ётадиган кўрсаткичлар предметлик, моддийлик характериға эға бўлиши керак. Акс ҳолда улар мавҳум, абсолют сон бўлиб қолади, холос. Аммо бу асосий талабни тор чегарада кўрсаткичларнинг бир ўлчамлигини юзаки таъминлаш маъносида талқин этиш нотўғридир. Индекслар реал ҳодисалар ўзгаришини маълум шароитда ва жиҳатдан керакли аниқлик даражасида ифодаласа, демак улар иқтисодий мазмунға эға ва асосий талабға жавоб беради. Ушбу бобда кўриб чиқилган барча индекслар бу талаб - шартни қониқтиради.

5. Якка, вазнсиз ва ўзгармас вазнли умумий индекслар шаклан нисбий миқдорларға кўпроқ яқинлашса ҳам, аммо мазмунан улардан фарқ қилади, чунки улар ҳам нисбий ўзгариш билан биргаликда ўртача ва мутлақ ўзгаришларни аниқлаш имконини беради, предметлик, моддийлик талабига асосланади. Шу билан бирга бу индекслар ўзига хос хусусиятларға эға. Вақт бўйича тескариланиш, омиллар тескариланиши, доиравий айланма бўйича тескариланиши, ўлчов

усулига нисбатан барқарорлик каби хислатлари билан улар бошқа индекслар тоифасидан ажралиб туради.

6. Бу хусусиятлар узгарувчан базис ёки жорий вазни (Ласпейрес ва Пааше усули) умумий индекслар учун хос эмас. Шу сабабли индексларнинг тест назарияси вужудга келиб, унга биноан юқорида кўрсатилган хоссалар идеал индексларни тузишда асосий мезонлар сифатида қабул қилиниши керак. Бундай индекслар ушбу назария асосчиси Ивринг Фишер номи билан Фишер индекслари деб аталади. Улар Ласпейрес ва Пааше усулида тузилган агрегат индекслардан ҳисобланган геометрик ўртача индекслар бўлиб, юқоридаги хоссаларга эга бўлган индекслар туркумини тўлдиради.

7. Умумий индексларнинг асосий шакли агрегат индексларни ҳисоблаш, сифат кўрсаткичлар учун уларни Пааше усулида, яъни жорий вазн билан, миқдорий кўрсаткичлар учун эса Ласпейрес усулида (базис вазн билан) тузиш ҳақидаги статистикага оид дарслик ва қўлланмаларда ханузгача кенг тарғиб этиб келинаётган методологик ечим - тавсия на назарий ва на амалий жиҳатдан асосга эга. Ҳар қандай агрегат индекс сурати ёки маҳражидаги кўрсаткичлардан бири реал, ҳаётда мавжуд бўлган иқтисодий воқеани ўлчовчи кўрсаткич эмас, у маълум шарт билан ҳисоблаб топилган шартли кўрсаткичдир. Демак, унинг предметлиги, моддийлиги, иқтисодий реаллиги бу ҳолда шартли тушунчадир. Индекснинг иқтисодий мазмуни қайси давр кўрсаткичи вазн қилиб олинishi билан белгиланмайди. Балки у қандай шароитда ва боғланишда, ривожланиш жараёнининг қайси жиҳатини ойдинлаштириши, ўлчаши билан индекснинг иқтисодий моҳияти аниқланади. Ана шу жиҳатдан ҳар бир индекс ҳодиса ўзгаришининг асосий меъёри бўлиб, унинг нисбий, ўртача мутлақ миқдорини аниқлаш имконини беради. Шу билан бирга ҳар бир индекс назарий ва амалий жиҳатдан ижобий томонларга ҳам, камчиликларга ҳам эга. Идеал индекслар йўқ, бўлиши ҳам мумкин эмас.

12.22. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар

1. Индекс деганда нимани тушунасиз?
2. Индекслар усулининг функциялари нималардан иборат?
3. Индекснинг қандай турларини биласиз?
4. Индекслар ёрдамида қандай масалалар ечилади?
5. Индекс усули ёрдамида қандай жараёнлар ўрганилади?
6. Индексларнинг нисбий миқдорлардан фарқи борми? Бор бўлса уларни кўрсатиб беринг.
7. Жорий давр ва жорий кўрсаткич нима? Базис (заминий) давр кўрсаткичи-чи?
8. Якка индекс деганда нимани тушунасиз?
9. Якка индексларнинг қандай турларини биласиз?
10. Якка индексларга қандай хусусиятлар хос?
11. Гуруҳий индекслар нима? Улар қандай хусусиятларга эга?

12. Гуруҳий индексларга мисоллар келтиринг.
 13. Гуруҳий индекслар қандай шаклларда тузилади?
 14. Тошкент Давлат Иқтисодиёт университетида шартнома асосида ўқийдиган талабалар учун бир йиллик ўқиш ҳақи қуйидагича бўлган:

12.8-жадвал

ТДИУда бир йиллик ўқиш ҳақи

Ўқиш шакллари	Бир йиллик ҳақ (минг сўм)		Талабалар сони	
	2001/2002	2000/2001	2001/2002	2000/2001
Бакалавриатура:				
Кундузги	310,0	240,0	2907	2517
Сиртқи	130,0	100,0	1995	1984
Иккинчи соҳа	155,0	120,0	1146	1154
Магистратура	340,0	260,0	642	414

Ўқиш ҳақи учун якка индексларни, гуруҳий индексларни (бакалавриат ва магистратура учун алоҳида) ва умумий индексларни ҳисобланг.

15. Умумий индекс деганда нимани тушунасиш?
 16. Ўзбекистонда саноат маҳсулотлари ишлаб чиқариш олдинги йилга нисбатан ошган (фоиз):

1996	1997	1998	1999	2000
6,3	6,5	5,8	6,14	6,4

1995 йилга нисбатан ҳар қайси йил саноат ишлаб чиқариш ҳажми қандай ўзгарган?

17. 2000 Ўзбекистонда қишлоқ хўжалик маҳсулотларини ишлаб чиқариш ҳажми 1995 йилга нисбатан 13,7% ошган, 1997 йилга нисбатан эса 12,4% ошган. 1997 йилда 1995 йилга нисбатан у қандай ўзгарган?

18. 1995 йилга нисбатан Ўзбекистон ялпи ички маҳсулоти 1998 йилда 11,7%, 2000 йилда эса 21,1% кўпайган. 2000 йилда 1998 йилга нисбатан у қандай ўзгарган?

19. Ўртача вазнсиз индексларнинг қандай турларини биласиз? Улар қандай хусусиятларга эга?

20. Карлининг арифметик ўртача вазнсиз индекси қандай тузилади ва қачон қўлланади? Гармоник ўртача вазнсиз индекс-чи? Геометрик ўртача вазнсиз индекс-чи?

21. Дютонинг вазнсиз умумий индекси қандай тартибда тузилади ва қачон қўлланади?

22. Агрегат индекслар нима? Улар қандай тартибда тузилади?

23. Агрегат индексларни тузишда вазн масаласи нима учун туғилади ва қандай ечилади?

24. Паашенинг жорий вазнли агрегат индекси қандай тартибда ҳисобланади ва қачон қўлланади? Уларнинг назарий ва амалий жиҳатдан ижобий ва салбий томонларини тушунтириб беринг.

25. Наманган шаҳар бозорларида 2002 йил май ва июн ойларида маҳсулотларни сотиш нархлари ҳақида қуйидаги маълумотлар берилган.

12.9-жадвал

Наманган шаҳар бозорларидаги нарх-наволар

Маҳсулот номи	Улчов бирлиги	Сотилган миқдори		1 бирлик нархи (млн.сум)	
		Май	Июн	Май	Июн
Гушт	Т	400	500	2,0	1,8
Картошка	Т	600	450	0,12	0,15
Эркаклар қўйлаги	Минг дона	50	50	5,0	5,0
Аёллар туфлиси	Минг жуфт	30	35	18,0	15,5

12.9-жадвал маълумотларига асосан Наманган шаҳар бозорлари учун нархлар, савдо жисмоний ҳажми ва товар айланмаси Пааше агрегат индексларини ҳисобланг.

26. Ласпейреснинг базис вазнли агрегат индекслари ҳақида нималарни биласиз? 12.9-жадвал маълумотларига асосан Наманган шаҳар бозорлари учун нархлар, савдо жисмоний ҳажми ва товар айланмаси агрегат индексларини Ласпейрес усулида ҳисобланг! Олинган натижаларни Пааше индексларни ҳисоблаш якунлари билан таққослаб, фарқларини тушунтириб беринг.

27. Эджуарт-Маршалл агрегат индекслари қандай тузилади? Улар қандай хусусиятларга эга?

28. 12.9-жадвал маълумотлари асосида Эджуарт-Маршалл усулида нархлар, сотиш жимсоний ҳажми ва товар айланмаси индексларини ҳисобланг.

29. Индекс тест назариясининг моҳиятини тушунтириб беринг.

30. 12.9-жадвал маълумотларига кўра Фишер усулида нархлар, сотиш жисмоний ҳажми ва товар айланмасининг умумий индексларини ҳисобланг.

31. Вазнли ўртача индекслар ҳақида нималарни биласиз? Уларни мустақил индекслар шакли эканлигини асослаб беринг.

32. Вазнли арифметик ўртача индекс қандай тузилади ва қачон қўлланади? Вазнли гармоник ўртача индекс-чи? Вазнли геометрик ўртача индекс бўлиши мумкин-ми?

33. Наманган шаҳар бозорлари учун умумий нархлар ва савдо жисмоний ҳажми индексларини вазнли арифметик ўртача ва вазнли гармоник ўртача индекслар шаклида ҳисоблаш учун 12.9-жадвал маълумотларини қандай тартибда қайта ишлаб чиқиш керак?

34. Истеъмол индекслар деганда нимани тушунасиш? Уларни ҳисоблашда статистика фанининг қандай усуллари ва индексларнинг турлари қўлланади?

35. Истеъмол савати нима? У қандай тартибда тузилади?
36. Саноат маҳсулотларини ишлаб чиқариш ҳажми индекслари қандай тартибда тузилади ва индексларнинг қайси турларига таянади?
37. Реал ЯИМ ва ЯИМ дефлятори ҳақида нима айта оласиз? Улар қандай тузилади?
38. Қишлоқ хўжалик маҳсулотларини харид қилиш нархлари индекслари ҳақида нималарни биласиз? Уларни ҳисоблаш тартибини тушунтириб беринг.
39. Курилиш сметалари (қиймати) ва инвестициялар жисмоний ҳажми индекслари нима ва улар қандай тартибда тузилади?
40. Транспорт ва бошқа хизматлар тариф индекслари ҳақида нималарни биласиз?
41. Совет тузуми даврида яратилган ва ҳозирги замонда ҳам чоп этилаётган ўқув қўлланмаларда «агрегат индекслар умумий индексларнинг асосий шакли, сифат кўрсаткичлар учун уларни Пааше усулида (жорий вазн билан) миқдорий кўрсаткичлар учун эса — Ласпейрес усулида (базис вазн билан) тузиш керак» деган услубий қоида кенг тарғиб этилади. Сиз бу фикрга қўшилиласизми? Ўз қарашингизни исботлаб беринг.
42. Ўзаро боғланган индекслар тизими нима? Бундай индекслар қандай боғланиш туркуми (типи)ни ифодалайди? Аддитив типдаги боғланишни индекс усулида ўрганиб бўладими?
43. Истеъмол нархлари ва саноат ишлаб чиқариш индексларига ҳақиқий маълумотлар асосида мисоллар тузиб ечинг. Олинган натижаларни изоҳлаб беринг.
44. 2001 йил март ойида Ўзбекистон иқтисодиёти номинал иш ҳақи (ҳисобланган ҳақ) феврал ойига нисбатан 6,4% кўпайган, истеъмол нархлари индекси эса 2,9% ошган. Реал иш ҳақи қандай ўзгарган?
45. 2001 йил биринчи чорагида номинал (жорий нархлар) ЯИМ Ўзбекистонда ўтган йил биринчи чорагига нисбатан 57,3% ошган, ишлаб чиқарувчилар нархи индекси эса 57,2% кўпайган. Реал ЯИМ қандай ўзгарган? Ушбу даврда Ўзбекистон аҳолиси 1,1% кўпайган. Жон бошига реал ЯИМ қандай ўзгарган?

12.23. Адабиётлар

1. *Г.В.Ковалевский*. Индексный метод в экономике. М.: Финансы и статистика, 1989, 239-б.
2. *П.Кёвеш*. Теория индексов и практика экономического анализа. Перев. с англ. М.: Финансы и статистика, 1990, 303 б.
3. *Р.А.Аллен*. Экономические индексы. Перев. с англ. М.: Статистика, 1980, 256 б.
4. *Л.С.Казинец*. Теория индексов. М.: Госстатиздат, 1963, 353 б.
5. *Фишер Ирвинг*. Построение индексов. Перев. с англ. М.: Цсу, 1928
6. *Адамов В.Е.* Факторный индексный анализ: методология и проблемы. М.: Статистика, 1977, 200 б.
7. *В.Е.Андрюенко*. Статистические индексы в экономических исследованиях. Киев, 1983, 231 б.

ИҚТИСОДИЙ БАЛАНСЛАР

Баланс сўзи французча *balance* сўзидан келиб чиқиб, тароз деган луғавий маънога эга. Баланслаштириш - демак, барқарорликни таъминлаш, томонларни тенглаштириш, бир-бирига мувофиқлаштириш, ихтилофликни йўқотиб мувозонат ҳолга келтиришидир.

13.1. Статистикада баланс усулининг моҳияти ва аҳамияти

Иқтисодиёт жуда мураккаб, кўп қиррали тушунча бўлиб, у турли-туман фаолият турларини, хўжалик юритувчи субъектлар ва уларнинг сай-ҳаракатларини, улар орасидаги ўзаро муносабатларни, кундалик турмушимизда содир бўладиган бесаноқ ҳодиса ва жараёнларни ўз ичига олади. Зохирий ҳодиса ва жараёнлар орасидаги ўзаро боғланишлар кўпинча аддитив шаклда кечади. Улар, бир тарафдан, бирин-кетин содир бўлиб бир-бирига қўшилиб, катталашиб боради, иккинчи томондан эса аста-секин бир-биридан айирлиб, умумийликдан ажралиб кичиклашиб туради. Иқтисодий тизим ҳодисаларида кузатиладиган бундай қарама-қарши сай-ҳаракатлар, ўзгаришлар уларни доимо мувофиқлаштириб туришни, ўзаро боғлаб ягона мувозонат ҳолатга келтиришни талаб қилади. Иқтисодий баланслар ана шундай мақсад учун хизмат қилади. Улар иқтисодиёт қарама-қарши томонларини бир-бирига мослашув жараёнларини тасвирлайди.

Статистикада баланс — бу ўзаро боғланган, мувофиқлаштирилган кўрсаткичлар ва ҳисоблашлар тизимидир.

Статистикада баланс деганда ўзаро боғланган ва бир-бирини тақозо этувчи ҳисоблашлар ва кўрсаткичлар тизими тушунилади. Ҳар қандай балансни тузиш жараёни икки қарама-қарши кутбларни, ўзаро зид томонларни бир-бирига тенглаштириб мослаштириш, узвий мувофиқлаштириб муво-

зонат ҳолга келтиришдан иборат.

Бу ерда кирим ва чиқимларни, турли ресурслар: моддий, табиий, молиявий, меҳнат ва бошқалар билан улардан фойдаланишни, маҳсулотларни ишлаб чиқариш ҳажми ва уларга талабларни, товар ва хизматлар экспорти ва импортини, ташқи иқтисодий алоқалар билан боғлиқ бўлган тўловлар ва киримларни, иқтисодий айланмага чиқарилган пуллар ва товарлар қийматини, ишлаб чиқариш билан истеъмол ва жамғармаларни мувофиқлаштириш назарда тутилади. Аммо баланс усулининг моҳиятини иқтисодий ҳодисаларнинг иккита ўзаро боғланган томонларини бир-бирига миқдорий мувозонатлаштиришга олиб бориб тақаш мумкин эмас. У жамият ҳаётида ҳақиқатда мавжуд бўлган барча иқтисодий боғланишлар ва пропорцияларни аниқлаш ва таъминлаш усулидир. Моҳиятан бу усул нафақат бозор иқтисодиётининг турли томонлари ва жараёнлари ягонавийлигига таянади, балки шу билан бирга ундан келиб чиқади. Ба-

ланс усули микроиқтисодий даражада ҳам, макроиқтисодий миқёсда ҳам кенг қўлланади. Микроиқтисодий даражада бу усул ёрдамида ҳўжалик юритувчи субъектларнинг даромадлари ва харажатлари орасидаги пропорциялар, фаолиятга жалб қилинган турли хил маблағларнинг тузилиши ва жойланиши билан уларнинг ташкил топиш манбалари ва фойдаланиш кўрсаткичлари орасидаги ўзаро боғланишлар ўрганилади. Корхона ва ташкилотларда юритиладиган бухгалтерия ҳисобининг барча ҳисоблама (смет)лари баланс усулига таянади.

Мамлакат ва минтақалар миқёсида турли хил макроиқтисодий баланслар тузилади, улар иқтисодиёт тармоқлари ва секторлари ривожланишидаги пропорцияларни, ишлаб чиқариш, истеъмол ва жамғариш орасидаги ўзаро боғланишларни, моддий, молиявий ва меҳнат ресурсларининг шаклланиши ва тузилиши ҳамда улардан фойдаланиш ўртасидаги ўзаро алоқаларни акс эттиради.

Бозор иқтисодиётининг туб хусусиятлари моддий ва тармоқлараро баланслар билан бир қаторда молиявий баланслар тузиш заруриятини юзага чиқаради.

Молиявий балансларни пулда ифодаланган моддий баланслар билан алмаштириб юбориш, уларни бир-бирига тенглаштириш мумкин эмас. Молиявий баланслар - бу шандай балансларки, улар кенгайтирилган такрор ишлаб чиқаришнинг молиявий тарафини ва пул - молия ресурсларининг ҳаракатини тасвирлайди. Бу балансларга мисол қилиб, давлат бюджети ижроси, корхоналар, ташкилотлар, вазирлик ва идораларнинг даромадлари ва харажатлари баланси, уй ҳўжаликларининг пул даромадлари ва харажатлари баланси, Марказий Банкнинг кредит - касса режаларининг ижроси, мамлакатнинг умумий молиявий балансини кўрсатиш мумкин. Макроиқтисодий миқёсда тузиладиган молиявий баланслар ялпи миллий даромад барпо этиш, тақсимлаш ва фойдаланиш жараёнининг турли жиҳатларини ойдинлаштириш, иқтисодий - доиравий айланмага фаол таъсир этиш, миллий иқтисодиёт ва унинг сектор ҳамда тармоқлари, вилоятлар ва иқтисодий ҳудудлар, маъмурий-ҳудудий тузилмалар ривожланишида илмий асосланган пропорцияларни таъминлаш имконини беради.

Асосий макроиқтисодий кўрсаткичлар ва пропорцияларни аниқлаш, тўғри ва тескари тармоқлараро ва ҳудудлараро ўзаро боғланишларни белгилаш учун товар ва хизматларни ишлаб чиқариш ва тақсимлаш тармоқлараро ва ҳудудлараро шахмат баланслари катта аҳамиятга эга. Улар заминиди чизикли тенгламалар тизимини ЭҲМ ёрдамида тузиш ва ечиш ётади. Баланс усулини доимо такомиллаштириш ва қўлланиш доирасини кенгайтириш муҳим назарий ва амалий масаладир.

Математик усулларни эҳтимоллар назарияси билан уйғунлаштириб ЭҲМ ёрдамида кенг қўламда қўллаш баланс усулини такомиллаштиришнинг асосий йўли ҳисобланади. Бунинг учун иқтисодий

ҳодисалар устидан статистик кузатиш услубиятини ҳам яхшилаш керак. Шу билан бирга баланс усулидан самарали фойдаланиш учун уни индекс ва корреляцион-регрессион таҳлил усуллари билан биргаликда қўллаш мақсадга мувофиқдир.

13.2. Иқтисодий баланс турлари ва уларни таснифлаш

Иқтисодий ҳодисалар ҳолати, тузилиши, ҳаракати, фойдаланиш ва ривожланиш жараёнларини бир-бири билан узвий ўзаро боғланишда урганиш учун турли-туман баланслар тузилади. Айниқса, макроиқтисодий статистикада баланс усули жуда кенг қўламда қўлланилади. Баланслар макроиқтисодий ҳисоблашлар ва кўрсаткичларни илмий асосда ишлаб чиқиш ва таҳлил қилишнинг асосий услубидир.

Иқтисодий баланслар урганилаётган ҳодисаларнинг моҳияти, ифодаланиш шакллари, қамраб олиниш миқдори, ҳолати ва ривожланиш даражаси, вақт оралиғига тегишли ва бошқа жиҳатлари билан бир-биридан фарқ қилади. Бу эса уларни таснифлаш, турларга ажратиш учун имконият яратади.

Динамик баланс — бу иқтисодий ҳодисалар ҳаракати натижасида уларнинг ҳолати, тузилиши ҳамда улардан фойдаланишдаги ўзгаришларни бир-бирига мувофиқлаштирувчи қуролдир.

Баланслар иқтисодий ҳодисалар тузилиши ва ўзаро боғланишларини муайян ҳолатда ёки ривожланишда тавсифлашлари мумкин. Шунга қараб улар динамик ва статик балансларга бўлинади. Динамик баланслар урганилаётган ҳодисалар ҳаракатланиши натижасида уларнинг тузилиши ва ўзаро боғланишларидаги ўзгаришларни тасвирлайди. Масалан, аҳоли сони ва тузилишининг йиллик баланси, хўжалик юритувчи

субъектларнинг сони ва тузилишининг йиллик демографик баланси, асосий фондлар ва ишлаб чиқариш қувватларининг чорак ва йиллик баланслари, айрим товар ресурслари ва ёқилғи турларининг натурал баланслари, ишчи кучлар ҳаракати ва иш вақтидан фойдаланиш баланслари, миллий ҳисобчиликда амалга ошириладиган турли баланслама ҳисоблашлар ва ҳ.к.

Умумий кўринишда бу балансларни қуйидагича ифодалаш мумкин:¹

$$B + K = O - Ch \quad (13.1)$$

бу ерда B — давр бошига заҳира (масалан, йил бошига ҳодиса миқдори, қолдиғи).

K — давр давомида кирим (масалан, йил давомида ҳодиса миқдорининг кўпайиши).

O — давр охирига заҳира (масалан, йил охирига ҳодиса қолдиғи, миқдори).

¹ Бундан кейин латинча алифбо қўлланилган

Ch-давр давомида чиқим (масалан, йил давомида ҳодиса миқдорининг камайиши).

Бу баланснинг кирим ва чиқим қисмлари ўрганилаётган ҳодисаларнинг моҳияти, ҳаракатланиш хусусиятларига ва текшириш мақсадларига қараб турлича тавсилотга эга бўлади. Масалан, аҳоли умумий йиллик балансида В аҳолининг йил бошига сони О унинг йил охиридаги сони бўлса, К - йил давомида туғилган болалар сони, йил давомида бошқа жойлардан келганлар сони, Ch - йил давомида вафот этган кишилар сони, йил давомида бошқа жойларга кетганлар сони. Аммо бу балансда аҳолининг яшаш жойи, жинси ва ёши бўйича тақсимланишини ҳам акс эттириш зарур бўлса, у ҳолда аҳолининг йил боши ва охиридаги сони ҳар бир гуруҳ учун ажратиб кўрсатилади. Кирим эса йил давомида туғилган болалар сони, қишлоқлардан шаҳарларга ва аксинча шаҳарлардан қишлоқларга келган аёллар ва эркеклар сони, бир ёшдан иккинчи ёшга кўчган аёллар ва эркеклар сонидан таркиб топади. Чиқим эса йил давомида муайян ёшда қишлоқ ва шаҳарларда вафот этган, қишлоқлардан шаҳарларга ва аксинча шаҳарлардан қишлоқларга кетганлар ҳамда катта ёшга кичик ёшдан кўчган аёллар ва эркеклар сонидан тузилади. Хўжалик юритувчи субъектларнинг демографик балансида йил боши ва охирига бор бўлган корхоналар сони мулк ва ташкилий-ҳуқуқий шакллари бўйича тақсимлаб берилди. Кирим қисми қуйидаги моддалардан ташкил топади: давлат корхона ва ташкилотларини приватизациялаш, янги корхоналарни ишга тушириш - жами ва шу жумладан, давлат регистрида а) ҳисобот даврида б) ўтган даврларда қайд қилинган, мулк ва ташкилий-ҳуқуқий шакллари ўзгартириш. Баланснинг чиқим томони жорий давр давомида фаолият тўхтатиш ва давлат регистридан чиқариш, бир мулк ва ташкилий -ҳуқуқий шаклдан иккинчисига ўтиш моддаларини ўз ичига олади.

Айрим товар ресурсларининг (таклиф) йиллик натурал балансида йил боши ва охирига бўлган заҳиралардан ташқари кирим қисмида: йил давомида миллий иқтисодиёт тармоқлари, секторлари ва мулк шаклларида ишлаб чиқариш, импорт, трансфертлар олиш, чиқим қисмида: йил давомида иқтисодий ва табиий йўқотиш ва талофатлар ўз ифодасини топади.

Статик баланслар муайян пайтда мураккаб ҳодисалар тузилиши ва жойланиши, уларни шаклланиш манбалари ва фойдаланиш қандай ҳолатда эканлигини тасвирлайди. Ма-

Статик баланс муайян пайт ҳолатида мураккаб ҳодисалар тузилиши ва жойланиши билан уларни таркиб топиш манбалари фойдаланиш кўрсаткичларини ўзаро мувофиқлаш жараёнини тасвирлайди.

масалан, аҳоли рўйхатида белгилаб қўйилган ҳисобга олиш пайтида муайян уй-жойда мавжуд бўлган кишиларни ёки доимий яшовчиларни қайд қилиш мумкин. Бу ҳолда доимий аҳоли ва мавжуд аҳоли сони бири-бирига тенг бўлмайди. Чунки доимий яшовчилардан айримлари рўйхат пайтида бошқа жойларда бўлиши (вақтинча кетган аҳоли),

мавжуд кишилар ичида эса вақтинча бошқа жойлардан келганлар (вақтинча яшовчи аҳоли) бўлиши мумкин. Натижада доимий яшовчилардан рўйхат пайтида мажуд бўлганлар сони (13.1a) тенглик билан ифодаланади:

$$B - K = O - Ch \quad (13.1a)$$

Бу ерда B — уй жойда рўйхат пайтида мавжуд бўлган аҳолининг умумий сони.

K — ўша пайтдаги вақтинча келганлар сони.

O — муайян уй-жойда доимий яшочи аҳолининг умумий сони.

Ch — улардан рўйхат пайтида йўқ бўлганлар сони.

(13.1a) тенгликка биноан $B=O-Ch+K$ ёки $O=B-K+Ch$. Статик балансларга бошқа мисол қилиб корхона ва ташкилотлар, вазирлик ва идоралар бухгалтерия балансини кўрсатиш мумкин. Унда йил боши ва охирига ҳўжалик субъектларининг пассив ва активлари яъни ишлаб чиқариш ресурсларининг тузилиши ва жойланиши билан уларнинг ташкил топиш манбалари ва фойдаланиш кўрсаткичлари мувозанат ҳолда тасвирланади. Барча агрегат мутлақ кўрсаткичларни ҳисоблашлар статик баланслаштиришга таянади. Иқтисодий баланслар ичида статик ва динамик баланслар жиҳатларини ўзида уйғунлаштирганлари ҳам жуда кўп учрайди. Масалан, миллий ҳисобчиликда баланслар шаклида тузиладиган ялпи ички маҳсулотни ишлаб чиқариш, ялпи бирламчи даромадларни барпо этиш, уларни тақсимлаш ва истеъмол ҳамда жамғарма учун фойдаланиш ҳисобламалари ана шундай характерга эга.

Ўрганилаётган ҳодиса ва жараёнларнинг иқтисодий табиати ва характери жиҳатидан иқтисодий баланслар демографик балансларга, иқтисодиётда табиий ресурслардан фойдаланиш балансларига, меҳнат, моддий ва молиявий балансларга бўлинади.

Демографик баланслар аҳоли ва ҳўжалик юритувчиларнинг туғилиши ёки бунёд бўлиши билан уларнинг ўлиши ёки ўз фаолиятини тўхтатиши, бир жой ёки ҳолатдан бошқа жой ёки ҳолатга келиши ва кетиши натижасида уларни умумий сони ва тузилишида рўй берадиган ўзгаришларни ўзаро мувофиқлаштиради. Табиий ресурслардан фойдаланиш балансларига Ўзбекистон ер майдони, шу жумладан қишлоқ ҳўжалигида фойдаланиш ва ундан сунъий суғориш учун яроқли ерлар заҳирасидан ҳўжаликда фойдаланиш баланси, истеъмол учун яроқли оқар ва ер ости сувлари заҳирасидан иқтисодиёт тармоқларида ва аҳоли истеъмоли учун фойдаланиш Ўзбекистон сув ҳўжалиги баланси, ўрганилган ер ости бойликлари заҳирасидан ҳўжаликда фойдаланиш жараёнини таърифлайдиган фойдали қазилмалар баланслари киради. Уларнинг кўрсаткичлар тизими ва тузиш услубияти махсус фанлар томонидан илмий ишлаб чиқилган. Масалан, Ўзбекистон ер баланси ва сув ҳўжалиги балансини тузиш услубияти қишлоқ ҳўжалиги статистикасида баён этилади.

Меҳнат баланслари меҳнат ресурслари ва улардан фойдаланиш, ишловчи кучлар ҳаракати ва улардан фойдаланиш, иш ҳақи фондлари ва улардан фойдаланиш баланслари, меҳнатнинг (ишловчи кучларнинг) тармоқлар бўйича тақсимооти ва маҳсулотларни ишлаб чиқаришда фойдаланиш тармоқлараро ва ҳудудлараро балансларини ўз ичига олади. Умуман бозор иқтисодиёти назарияси жиҳатидан қараганда меҳнат баланслари тоифасига аҳолининг даромадлари ва харажатлари балансини ҳам киритиш мумкин, чунки аҳоли меҳнатдаги статуси (ҳолати) жиҳатидан ёлланма ишчилардан, мулк эгаларидан, тадбиркорлардан, хусусий фаолият билан шуғулланувчилардан ва бошқа меҳнатга қобилиятли шахслардан таркиб топади, улар яратган ва олган даромадлар аҳоли даромадларини бунёд этади. Меҳнат балансларини тузиш ва таҳлил қилиш масалалари меҳнат статистикасида батафсил ёритилади. Ушбу китобда иш вақти балансини қараб чиқамиз, холос.

Моддий баланслар жуда катта туркумни ташкил этади. Совет тузуми қулашидан олдин 2000 дан ортиқ моддий баланслар тузилган. Улар таркибига асосий фондлар, ишлаб чиқариш қувватлари, капитал қўйилмалар баланслари, иқтисодиёт тармоқлари ва секторлари товар-моддий ашёлар заҳираси ва улардан фойдаланиш, саноат ва қишлоқ хўжалиги товар ресурслари ва улардан кенгайтирилган ишлаб чиқариш жараёнида ва аҳоли шахсий истеъмоли учун фойдаланиш, инвестицион фондлар ва улардан жамғариш учун фойдаланиш баланслари ва бошқа моддий баланслар киради. Уларнинг кўрсаткичлар тизими ва тузиш тартиби махсус иқтисодиёт тармоқлари ва соҳалари статистикасига бағишланган дарслик ва ўқув қўлланмаларда батафсил баён этилади. Ушбу китобда асосий фондлар балансларини кўриб чиқиш билан чегараланамиз.

Молиявий баланс турлари ҳам кўп, уларни тузиш услубияти ва таҳлил қилиш йўллари молия статистикасида батафсил ёритилади.

Иқтисодий ҳодисаларни қамраб олиш миқёсига қараб баланслар микроиқтисодий ва макроиқтисодий балансларга ажралади. Уларнинг моҳияти устида юқорида биров тўхталдик. Микроиқтисодий баланслар орасида энг муҳими корхона фаолиятини ҳар тарафлама умумлаштириб таърифлайдиган бухгалтерия баланси ҳисобланади. Унинг тузилиши ва таҳлил қилиш йўллари кейинчалик махсус бўлимда ёритилади.

Макроиқтисодий балансларга келсак, уларнинг ўзаро уйғунлашган ҳолда тузиш ва таҳлил қилиш миллий ҳисобламалар тизимининг услубий асосини ташкил этади. Шунинг учун ушбу китобнинг алоҳида бўлими бу масалага бағишланган. Баланс кўрсаткичлари тегишли вақтига қараб иқтисодий баланслар жорий ва йиллик баланслардан таркиб топади. Жорий баланслар содда шакл ва қисқа дастурда, умумий кўрсаткичлар асосида тузилади. Кўрсаткичларни аниқлашда чамалама ҳисоблашлар, камини заҳирий баҳолаш йўли билан тўлдириш усули кенг қўлланади. Йиллик баланслар батафсил дастурда,

иқтисодий ҳодиса ва жараёнларнинг турли томонларини таърифловчи кўрсаткичлардан фойдаланиб тузилади. Бу ҳолда статистик ахборот асоси бўлиб махсус текширишлар ва ҳисоботлар хизмат қилади, айрим кўрсаткичларни аниқлашда камини баҳолаб аниқлаш усули ҳам ишлатилади.

Иқтисодий кўрсаткичлар қандай шаклда ифодаланишига қараб баланслар натурал ва шартли натурал ҳам пулда (қийматда) ифодаланган балансларга бўлинади. Натурал баланслар айрим бир турли ҳодисалар тузилиши ва ўзаро боғланишларини ўрганишда қўлланади. Масалан, чигитли пахта ёки пахта толаси ресурслари ва улардан фойдаланиш баланси, пўлат ресурсларидан фойдаланиш баланси ва ҳ.к. Шартли натурал балансларга мисол қилиб тўйимлик бирликларда тузиладиган чорвачилик ем-ҳашак ресурслари ва улардан фойдаланиш балансини, шартли коллорияларда тузиладиган ёқилги ресурслари ва улардан фойдаланиш балансини кўрсатиш мумкин. Аммо бозор иқтисодиёти шароитида кўпчилик баланслар пулда ифодаланган кўрсаткичларга асосланади. Макроиқтисодий баланслар шундай баланслар тоифасига киради.

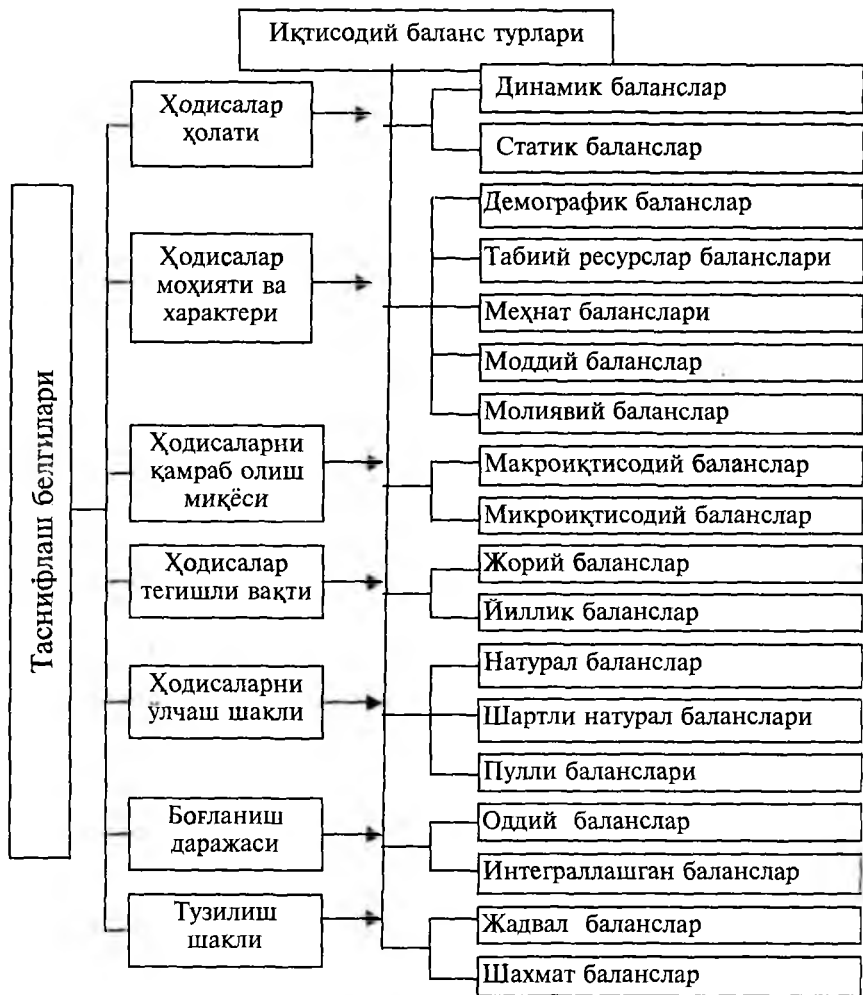
Ҳар қандай иқтисодий баланс маълум даражада тизим ҳисобланади, чунки у ўзаро боғланган кўрсаткичлардан таркиб топади. Аммо миллий ҳисобчиликда тузиладиган баланслар ўзаро интеграллаштирилган бўлиб, ҳар бири иқтисодий доиравий айланманинг айрим жиҳатларини ўзаро боғланишда ёритади ва бир-бирини тақозо этади ва тўлдиради. Демак, иқтисодий балансларни оддий балансларга ва интеграллашган баланслар тизимига ажратиш мумкин. Ва ниҳоят, уларни тузилиш шаклига қараб жадвал шаклли баланслар ва шахмат шаклли балансларга бўлинади. Биринчи тоифадаги балансларга асосий фондлар баланси, товар ресурслари баланси мисол бўлади, иккинчи гуруҳга эса - тармоқлараро ва ҳудудлараро балансларни кўрсатиш мумкин. Шундай қилиб, иқтисодий баланслар турларини изоҳлаш яқунида, уларни қуйидагича таснифлаш мумкин (13.1-тарҳ).

13.3. Корхона баланси ва уни таҳлил қилиш кўрсаткичлари (молиявий коэффициентлар)¹

Ҳўжалик юритувчи субъектлар фаолиятида уларнинг маблағлари доимо доиравий айлана бўйича ҳаракат қилади. Бу жараёнлар натижасида уларнинг моддий ва қийматда ифодаланган шакллари, миқдорий ва сифат аниқлиги ўзгаради. Шу билан бирга маблағларни ташкил топиш манбаларида ҳам ўзгаришлар рўй беради, чунки ҳўжалик фаолияти ва унинг натижалари уларга ҳам кучли таъсир этади.

Бундай ўзгаришлар ҳўжалик юритувчи субъектнинг активлари ва пасивлари балансида ўчмас из қолдиради, уларнинг таркибий элементларининг янги шаклланиши ва миқдорий қийматларда ифодаланишига сабаб бўлади. Баланс ҳўжалик юритувчи субъектнинг ишлаб чиқариш - молиявий фаолиятининг кўзгусидир. Унинг кўрсат-

¹ Бу бўлимни Соатов Фарруҳ ёзган.



13.1-тарх. Иқтисодий баланслар турлари

кичларида ҳисобот давр боши ва охирида корхона молиявий аҳволи, қандай иқтисодий муҳит ва шароитда фаолият кўрсатиши, иқтисодий барқарор ривожлана олиши ёки таназзуллик ботқоғига ботиб, инқирозга юз тутиши ҳақида ахборот олиш имкониятини туғдиради.

Баланснинг актив томони ҳўжалик ресурслари ва маблағларининг таркибий тузилиши ва жойланишини такрор ишлаб чиқариш жараёнидаги вазифасига кўра таърифловчи пулда ифодаланган кўрсаткичлар тизимидан, пасив томони эса - уларни ташкил топиш манбалари ва қандай мақсадлар учун фойдаланишни таърифловчи пул кўрсаткичлари тизимидан иборат бўлади. Икки томоннинг жамлама

кўрсаткичлари бир бирига тенг бўлиши керак, чунки улар ягона ҳодиса меъёрини турли тарафдан аниқлайди, холос.

Баланснинг ҳар бир томони иккита бўлимдан, улар эса, ўз навба-тида турли моддалардан тузилади. Масалан, актив томонидаги бўлим-ларда корхона маблағлари такрор ишлаб чиқаришдаги вазифаси ва хизмат қилиш муддатига кўра узоқ муддатли активлар ва айланма активларга ажралиши тасвирланади. Узоқ муддатли активлар бўлими асосий воситалар, номоддий активлар, капитал қўйилмалар, молиявий активлар, узоқ муддатли инвестициялар ва бошқа субъектларга берилган қарзларни ўз ичига олади. Асосий воситалар узоқ вақт давомида такрор ишлаб чиқариш жараёнида қатнашиб аста-секин ич-ичидан тўзиб, емирилиб эскирадиган ва шунга мос равишда қисман-қисман ўз қийматини яратилган маҳсулотга ўтказадиган асбоб-ускуналар, иморатлар, иншоотлар, ЭҲМ ва бошқа меҳнат воситаларидан таркиб топади. Балансда уларнинг бошланғич қиймати, емирилиш қиймати ва қолдиқ қиймати кўрсатилади, аммо бўлим жамида қолдиқ қийматида олинади. Номоддий активлар корхона фаолияти давомида узоқ давр мобайнида фойдаланадиган ва даромад келтирадиган номоддий объектлардан иборат бўлиб улар қаторига - ер-сув ва бошқа табиий ресурслардан ҳамда интеллектуал мулклардан фойдаланиш ҳуқуқини берадиган патент, лицензиялар, ноу-хау, ЭҲМ дастурлари, биржалардаги брокер ўринлари, савдо маркалари, товар белгиси ва ҳ.к. сотиб олиш киради.

Балансда уларнинг ҳам сотиб олиш, емирилиш қолдиқ қийматлари алоҳида кўрсатилади, аммо бўлим жамида эса қолдиқ қийматида ҳисобга олинади.

Капитал қўйилмалар янги асосий (моддий ва номоддий) воситаларни қуриш ва сотиб олиш, эскиларини кенгайтириш, реконструкциялаш ва қувватларини ошириш билан боғлиқ бўлган бир йўла харажатлардир. Улар таркибига қурилиш-монтаж ишлари, асбоб-ускуна, инвентар ва номоддий объектларни сотиб олиш, бошқа капитал ишлар учун сарфлар киради. Балансда улар буюртмачининг ҳақиқий харажатлари миқдорида акс эттирилади.

Молиявий узоқ муддатли активлар — бу даромад олиш, акционер капитал қиймати ўсишини таъминлаш, бошқа шаклли нафлар кўриш мақсадида хўжалик юритувчи субъект ихтиёрида бўлган акциялар ва бошқа қимматли қоғозлардир. Балансда шўъба корхоналардаги акциялар, уларга берилган қарзлар, уюшма корхоналаридаги акциялар, уларга берилган қарзлар, узоқ муддатли инвестициялар, бошқа қарзлар ва молиявий активлар алоҳида-алоҳида харид ёки бошланғич баҳосида акс эттирилади.

Баланс актив томонининг иккинчи бўлими айланма активлар тузилиши ва жойланишини тасвирлайди. Улар бир йилдан кам вақт давомида хўжалик фаолиятида фойдаланиладиган ишлаб чиқариш воситалари, пул маблағлари, молиявий ресурслар дебитор қарзларидан таркиб топади. Балансда материал - ашёвий заҳиралар, ту-

галланмаган ишлаб чиқариш, тайёр маҳсулот, келгуси давр сарфлари, газнадаги пул маблағлар, банклардаги ҳисоб-китоб счётларидаги пул маблағлари, валюта маблағлари, қисқа муддатли қўйилмалар, сотиб олинган хусусий акциялар, дебиторлар турлари бўйича алоҳида моддаларда ҳисобга олинади.

Балансинг пассив томонидаги биринчи бўлим корхона хусусий маблағларининг манбалари - таъсис капитали, акционер капитал, қўшилган капитал, резерв капитали, тақсимланмаган фойда, мақсадли тушум ва фондлар, келгуси давр сарфлари ва туловлари учун резервлар, келгуси давр даромадлари алоҳида моддаларда акс эттирилади. Унинг иккинчи бўлими молиявий мажбуриятлардан иборат бўлиб, унда узоқ муддатли қарзлар ва кредитлар, харидор ва буюртмачилардан олинган бўнак (аванс)лар, кредиторлардан корхона қарздорлиги турлари бўйича алоҳида моддаларга ажратиб тасвирланади.

Энди балансни таҳлил қилаётганда ҳисобланадиган кўрсаткичларни қараб чиқамиз.

Корхоналар молиявий ҳолати бир қатор мутлақ ва нисбий кўрсаткичлар орқали таърифланади. Уларни тўртта гуруҳга ажратиш мумкин.

Биринчи гуруҳ ликвидлик (нақд пулга айланиш) кўрсаткичларидан иборат бўлиб, улар корхона ўзининг қисқа муддатли мажбуриятлардан йил давомида узилишга қанчалик қодирлигини таърифлайди.

Бу гуруҳга қуйидаги кўрсаткичлар киради:

- жорий ликвидлик ($K_{ж.л}$) барча айланма активларни (АВ) жорий қисқа муддатли мажбуриятларга (ҚЖ) нисбати, яъни

$$K_{ж.л} = (АВ * 100) / ҚЖ. \text{ Мисолимизда } K_{ж.л} = \frac{198,1}{1510,2} = 0,131 \text{ ва } \frac{302,6}{2493,3} = 0,121.$$

Бу кўрсаткич ёрдамида корхона ўз жорий қисқа муддатли мажбуриятлардан йил давомида қутулиши учун етарли маблағларга эга ёки эга эмаслиги ҳақида фикр юритилади. Халқаро амалиётда қабул қилинган стандартга биноан, бу кўрсаткич 1—2 (айрим ҳолларда 3) чегарасида бўлиши керак. Қуйи чегара англатадики, айланма маблағлар энг камида қисқа муддатли кредитларни қоплаш учун етарли бўлиши керак, акс ҳолда корхона синиш хатари остида бўлади. Коэффициент юқори чегарадан катта бўлиши яхши ҳолатни билдирмайди, чунки бу ҳолда капитал оптимал структурага эга бўлмайди.

13.1-жадвал

Ўзбекистон корхона ва ташкилотларининг 2001 йил учун баланси

млрд. сўм.

Актив	1/1-2001й	1/1-2002й	Пассив	1/1-2001й	1/1-2002й
I. Узоқ муддатли активлар			I. Хусусий маблағлар манбалари		
1. Асосий воситалар қолдиқ қиймати	676	854,8	1. Тасис капитали	471,0	764,7
емириш қиймати	185,3	256,2	2. Акционер капитал	-	-
бошланғич қиймати	860,3	111,0	3. Қўшилган капитал	64,4	43,9
			4. Резерв капитали	127,7	177,6

1	2	3	4	5	6
2. Номоддий активлар қолдиқ қиймат	81,0	180,0	5. Тақсимланмаган фойда (қопланмаган зарар “_”)	100,9	197,9
емириш қиймати	5,9	19,0	6. Мақсадли тушум ва фондлар	198,6	312,3
бошланғич қиймати			7. Келгуси давр даромадлари	33,4	64,9
3. Капитал қўйилмалар	245,8	391,9	8. Келгуси давр сарфлари ва туловлари учун резервлар	23,7	27,6
4. Шуъба ва уюшма корхоналарга берилган қарзлар			I бўлим бўйича жами	1019,6	1588,7
5. Шуъба ва уюшма корхоналардаги акциялар	145,1	218,1	II. Мажбуриятлар		
6. Узоқ муддатли инвестициялар	-	-	1. Узоқ муддатли қарз ва кредитлар	449,4	766,0
I бўлим бўйича жами	1148,6	1644,7	2. Қисқа муддатли қарз ва кредитлар	198,1	302,6
II. Айланма активлар			3. Ҳаридор ва буюртмачилардан олинган бунақ (аванс)лар	-	-
1. Моддий ашё ва бошқа захиралар	561,8	828,4	4. Кредитор қарзлари - жами	849,1	1239,7
2. Келгуси давр сарфлари	33,2	170,7	шу жумладан:		
3. Пул ва валюта маблағлари - жами	67,4	108,8	а) мол етказиб берувчилардан қарзлар		
4. Қисқа муддатли қўйилмалар	17,8	25,4	б) бюджет бўйича қарзлар		
5. Сотиб олинган хусусий акциялар	5,4	7,3	в) меҳнатга ҳақ тулаш бўйича қарзлар		
6. Дебиторлар қарзи - ҳаммаси	809,2	1295,3	г) шуъба ва уюшма корхоналардан қарзлар		
II бўлим бўйича жами	1510,2	2493,3	II бўлим бўйича жами	1639,2	2549,3
Баланс	2658,8	4138,0	Баланс	2658,8	4138,0

Иқтисодий таҳлилда бу коэффициентнинг динамикасига алоҳида эътибор бериш керак;

-зудлик-ликвидлик-нетто коэффициентини ($K_{\text{л.нетто}}$) пул маблағларининг (ПМ) қисқа муддатли мажбуриятларга ($K_{\text{М}}$) нисбати билан аниқланади, яъни

$$K_{\text{л.нетто}} = (\text{ПМ} * 100) / \text{ҚЖ}.$$

$$\text{Мисолимизда } \frac{67,4}{198,1} * 100 = 34\% \text{ ва } \frac{108,8}{302,6} * 100 = 36\%.$$

Бу коэффициент корхона зудлик билан қисқа муддатли мажбуриятларидан қутулиши учун қанчалик етарли пул маблағларга эгаллигини кўрсатади. Одатда унинг оптимал қиймати 5%-20% орасида бўлиши белгиланади;

Зудлик-ликвидлик брутто - коэффициентини пул маблағлари (ПМ) билан тезда сотилиши мумкин бўлган воситалар йиғиндисини қисқа

муддатли мажбуриятлар билан солиштириш натижасида ҳосил бўлади. Тезда сотилиб пулга айлана оладиган воситаларга қисқа муддатли қимматли қоғозлар (ҚҚҚ) ва келгуси давр сарфлари (ҚДС)киради, яъни

$$K_{\text{л.брутто}} = (\text{ПМ} + \text{ҚҚҚ} + \text{ҚДС}) * 100 / \text{ҚЖ}.$$

$$\text{Мисолимизда } \frac{67,4+17,8+33,2}{198,1} * 100 = 59,8\% \text{ ва } \frac{170,7+108,8+25,4}{302,6} * 100 = 100,8\%.$$

Корхона иқтисодий ривожланиш кудратига эга бўлиши учун унинг айланма маблағлари (АВ) қисқа муддатли мажбуриятлардан (ҚМ) қўп бўлиши зарур. Бу кўрсаткичлар орасидаги фарқ соф айланма капитал (САК) деб аталади, яъни

$$\text{САК} = \text{АВ} - \text{ҚМ}.$$

Мисолимизда $\text{САК} = (1510,2 - 198,1) = 1312,1$ млрд. сўм ($2493,3 - 302,6 = 2190,7$ млрд. сўм..

Одатда соф айланма капитал моддий - ашёвий ишлаб чиқариш заҳираларида банд бўлади. Шунинг учун соф айланма капитални бу заҳиралар билан боғланганлик коэффиценти таҳлилий аҳамиятга эга.

- Соф айланма капитал боғланганлик коэффиценти ($K_{\text{САК}}$) барча айланма активлардан (АВ) қисқа муддатли мажбуриятларни (ҚЖ) айириб, олинган натижани моддий - ашёвий ишлаб чиқариш заҳираларига (МИЗ) нисбати кўринишида ҳисобланади:

$$K_B = \frac{\text{САК}}{\text{МИЗ}} * 100 = \frac{\text{АВ} - \text{ҚИС}}{\text{МИЗ}} * 100$$

$$\text{Мисолимизда } K_B = \frac{1312,1}{561,8} * 100 = 233,6 \text{ ва } K_B = \frac{2190,7}{828,4} * 100 = 264,4\%.$$

Молиявий вазиятни таърифловчи кўрсаткичлар иккинчи гуруҳи тўловга қодирлик кўрсаткичлари деб юритилади. Улар қарз берувчилар (кредиторлар) билан инвесторларнинг манфаатлари қандай даражада ҳимояланганлигини таърифлайди, корхонанинг узоқ муддатли қарзларини тўлашга қодирлик даражасини аниқлайди. Бу гуруҳ таркибига қуйидаги кўрсаткичлар киради:

- хусусий капитал ҳиссаси (K_X) хусусий капиталнинг (ХК) ялпи капиталга (ЯК) нисбати

$$K_X = \frac{\text{ХК}}{\text{ЯК}} * 100 = \frac{\text{ХК}}{\text{ХК} - \text{ҚК}} * 100$$

$$\text{Мисолимизда } K_X = \frac{1019,6}{2658,8} * 100 = 38,3 \text{ ва } K_X = \frac{1588,7}{4138,0} * 100 = 38,4\%.$$

Бу кўрсаткич корхона мулк эгалари ва кредиторлар (қарз берувчилар) манфаатлари орасидаги ўзаро муносабатни ёритидади. У керакли-

ча юқори даражада бўлиши керак, чунки бу ҳолда молиявий ресурслар тузилиши барқарорлик талабларини қониқтиради, бу эса кредиторлар эътиборини тортади, берган қарзларини қайтариб олажакларига ишонтиради ва корхона билан қўрқмасдан иқтисодий алоқаларни кенгайтиришга ёки ўрнатишга ундайди.

Халқаро амалиётда ушбу коэффициент камида 60% чегарада бўлиши нормал даража деб ҳисобланади;

-молиявий қарамлик коэффициенти (K_{MK}) қарзга олинган капитални (ҚК) хусусий капитал (ХК) билан таққослаш натижасидир:

$$K_{MK} = \text{ҚК} * 100 / \text{ХК}.$$

Мисолимизда $K_{MK} = \frac{1639,2}{1039,6} * 100 = 160,8$ ва $K_{MK} = \frac{2549,3}{1588,7} * 100 = 160,5\%$.

Бу коэффициент қанчалик катта бўлса, шунчалик таваккалчилик зўр, молиявий вазият оғир инқирозга юз тутиш хавфи кучлидир. Корхона фаолиятида пул маблағларининг тақчил бўлиш эҳтимоли каттадир. Бозор итисодиёти шароитида бу коэффициент 100% дан ошмаслиги керак.

Корхона балансини таҳлил қилишда фаолиятнинг молиявий натижалари ҳақидаги ҳисобот маълумотлари ҳам жалб қилинса, молиявий вазият ва барқарорликнинг янги муҳим қирраларини ойдинлаштириш имконияти туғилади. Бу ҳисобот корхона даромадлари ва харажатларининг балансига асосланади.

Статистика ва ҳисобда даромад деганда корхона активларининг кўпайиши ёки мажбуриятларининг камайиши шаклида жорий давр мобайнида хўжалик фаолияти натижасида олинадиган ва хусусий капиталини кўпайтирадиган иқтисодий фойдалар, манфаатлар тушунилади. Корхонанинг асосий фаолиятидан келадиган даромадлари уч қисмдан таркиб топади.

Биринчиси, асосий ишлаб чиқариш фаолиятидан олинган даромадлар бўлиб, ишлаб чиқарилган маҳсулотларни ва кўрсатилган хизматларни реализация қилишдан олинган ёки олишга мўлжалланган ялли тушумлардан иборатдир.

Иккинчиси, умумхўжалик фаолиятидан олинадиган даромадлар бўлиб, уларга ишлаб чиқариш ва маҳсулотларни сотиш билан бевоқифа боғлиқ бўлмаган операциялардан рента даромади, корхона ҳузуридаги ошхоналардан тушумлар ёрдамчи хизматлардан даромадлар, ундирилган ёки қарздор томонидан эътироф этилган жарималар, хўжалик шартномалари шартларини бузганлик учун жазо жарималари, вақтида тўланмаган қарзларни ундириш, асосий воситалар ва бошқа мол-мулкларни сотишдан олинган даромадлар, давлат субсидиялари (трансфертлар), ҳолисона моддий-пул ёрдамлари, товар моддий буюмларни қайтадан пухта баҳолаш натижалари, ҳисобот даврида аниқланган ўтган йилдаги фойда ва бошқа операцион даромадлар қиради.

Учинчи қисм молиявий фаолиятдан олинадиган даромадлардан иборатдир. Булар таркибига бошқа субъектлар фаолиятида улуш

қўшган ҳолда қатнашишдан олинган даромад, акциялар бўйича дивидендлар, облигациялар ва қимматли қоғозлар бўйича даромадлар, олинган роялтилар ва сармоя трансфертлари, ижарага берилган мол-мулк учун ижара ҳақ тўловлари, валюта операциялари бўйича ижобий курс тафовутлари, сарфланган маблағларни қайта баҳолаш натижалари ва бошқа молиявий тушумлар киради.

Асосий фаолиятдан олинган даромадлардан ташқари фавқулодда пайдо бўладиган даромадлар ҳам балансда ўз аксини топади. Бу шундай даромадларки, улар кўзда тутилмаган, тасодифий тусга эга бўлган ҳодиса ёки субъектнинг одатдаги фаолияти доирасидан четга чиқадиган операциялар натижасида пайдо бўлади ва уларни олиш кутилмайди.

Корхона даромадлари сингари, унинг харажатлари ҳам учта фаолият турлари билан боғлиқ қисмлардан тузилган.

Биринчи қисм, ишлаб чиқариш харажатлари (таннарх) дан иборат бўлиб, бевосита ва билвосита моддий харажатларини, бевосита ва билвосита меҳнатга ҳақ тўлаш харажатларини, асосий воситалар номоддий активлар амортизациясини, бошқа ишлаб чиқариш харажатларини ўз ичига олади.

Иккинчи қисм, умумхўжалик фаолияти билан боғлиқ харажатлардан иборат бўлиб, улар давр харажатлари деб юритилади. Буларга сотиш харажатлари, маъмурий - бошқариш харажатлари, бошқа операция харажатлар киради.

Ва ниҳоят, учинчи қисм, молиявий фаолият билан боғлиқ харажатлардан тузилади. Бу гуруҳ фоизлар бўйича харажатларни, хорижий валюта билан операциялар бўйича салбий курс тафовутларини, қимматли қоғозларга қўйилган маблағларни қайта баҳолаш билан боғлиқ бўлган харажат ва зарарларни, молиявий фаолият бўйича бошқа харажатларни ўз ичига олади.

Тасодифий ҳодисалар ва бошқа фавқулод тусидаги операциялар билан боғлиқ харажатлар ва зарарлар корхона харажатларининг алоҳида моддаси ҳисобланади.

Корхона молия - хўжалик фаолияти натижаларини аниқлайдиган даромадлар ва харажатлар балансини қуйидаги ҳисобламалар (счёт) кўринишида тузиш мумкин.

13.2-жадвал

Ўзбекистон корхона ва ташкилотларини 2001 йил даромадлари ва харажатлари ҳисобламалари млрд сўм

Фаолият турлари	Харажатлар	сўм	Даромадлар	сўм
1. Асосий хўжалик фаолияти	1. Ишлаб чиқариш таннархи	2817,6	1. Маҳсулот ва хизматларни сотишдан ялпи тушум	4384,1
А. Ишлаб чиқариш	2. Маҳсулот ишлаб чиқариш ва импорт учун солиқлар ва тўловлар	828,2		
	3. Сальдо: ялпи фойда (1D-1X-2X)	738,3		
	Баланс	4384,1	Баланс	4384,1

1	2	3	4	5
Б. Умумхўжалик фаолияти	4. Давр харажатлари Шу жумладан: 1. Реализация харажатлари 2. Маъмурий харажатлар 3. Бошқа операцион харажатлар 5. Сальдо: асосий хўжалик фаолиятдан фойда (1D+2D-4X) Баланс	474,5 80,3 152,4 241,8 263,8 738,3	1. Ялпи фойда 2. Умумхўжалик фаолиятдан ялпи тушум Баланс	738,3 738,3
II. Молиявий фаолият	8. Молиявий фаолият харажатлари 9. Сальдо: асосий фаолиятдан ялпи фойда (1D+2D-8X) Баланс	59,6 204,2 263,8	1. Асосий хўжалик фаолиятдан фойда 2. Молиявий фаолиятдан тушумлар Баланс	263,8 263,8
III. Фавқулоддаги ҳодиса ва вазият билан боғлиқ тадбирлар	10. Фавқулод билан боғлиқ харажатлар 11. Сальдо: даромад солиқларини тулагунгача фойда Баланс	- 251,8 251,8	1. Асосий фаолият ялпи фойдаси 2. Фавқулодда тушумлар Баланс	204,2 47,6 251,8
II. Бюджет билан ҳисоб- китоб	12. Даромад (фойда) ва бошқа солиқлар ва туловлар 13. Сальдо: соф фойда Баланс	160,2 91,6 251,8	1. Солиқ тулагунгача фойда Баланс	251,8 251,8

Бу баланс билан корхона актив ва пасивлари балансига таяниб, хўжалик юритувчи субъектнинг хўжалик ва бозор фаоллиги ва ресурслардан фойдаланиш самарадорлигини баҳолашда қўлланадиган кўрсаткичларни аниқлаш мумкин.

Хўжалик фаоллиги кўрсаткичлари удабуронлик, эпчиллик билан хўжалик ишларини ташкил этиш ва юритиш натижасида ресурс ва сармоялардан самарали фойдаланиш, уларнинг иқтисодий доиравий айлана бўйича ҳаракатини, айланувчанлигини тезлаштириш жараёнларини таърифлайди. Улар сармояларнинг айланувчанлиги ва айланма маблағларнинг айланиш тезлиги кўрсаткичларидан таркиб топади. Бу тоифадаги энг муҳим кўрсаткичлар билан танишиб чиқамиз.

I. 1. Активларнинг карра ҳисобида умумий айланувчанлик коэффициенти ($K_{\text{айл}}$) маҳсулот ва хизматларни реализация қилишдан олинган тушумларни (ΣD) барча активларнинг ўртача йиллик қиймати (A) нисбатидан ҳосил бўлади. У фойда шаклидаги самара

билан якунланадиган ишлаб чиқариш ва муомала тула цикли (операцион цикл деб ҳам юритилади) бир йилда неча маротаба бўлишини ёки бошқача айтганда, ҳар бир актив бирлиги (сўми) неча сўмлик ялпи даромад келтиришини кўрсатади. Мисолимизда:

$$Ж_{\text{айл}} = \frac{\sum D}{A} = \frac{4384,1}{2013,0} = 2,18.$$

Ўртача йиллик активлар қиймати ойлар ёки йил чораклари бошидаги миқдорлари асосида хронологик формула бўйича ёки бундай маълумотлар бўлмаган тақдирда йил боши ва охиридаги активлар қийматларининг ярми кўринишида аниқланади.

2. Активларнинг кун ҳисобида умумий айланувчанлик коэффициенти бир йилда барча активлардан максимал фойдаланганда ҳосил бўлиши мумкин бўлган ялпи айланма (максимал ялпи даромад) ҳажмини ҳақиқатда маҳсулот ва хизматлари реализация қилишдан олинган айланма (тушум) билан таққослаш йўли билан аниқланади. Максимал айланма (даромад) ҳажми ($\sum D_{\text{макс}}$) ўртача йиллик активлар қийматини календар кунлар (360) га кўпайтириш йўли билан аниқланади, яъни

$$K_{\text{айл. кунда}} = \frac{\sum D_{\text{макс}}}{\sum D_{\text{ҳақ}}} = \frac{\bar{A} \cdot 365}{\sum D}$$

$$\text{Мисолимизда: } Ж_{\text{айл. кунда}} = \frac{\sum D_{\text{макс}}}{\sum D_{\text{ҳақ}}} = \frac{2013,0 \cdot 365}{4384,1} = \frac{734745}{4384,1} = 167,6 \text{ кун.}$$

Бу кўрсаткич орқали бир ишлаб чиқариш ва муомала цикли (операцион цикл) ўртача неча кунда бўлишини белгиланади.

3. Моддий ишлаб чиқариш заҳираларининг кун ҳисобида айланувчанлик коэффициенти ($K_{\text{айл. миз}}$) йил давомида заҳиралардан максимал фойдаланилганда улар ҳосил қилиши мумкин бўлган айланма ҳажмини ($\sum D_{\text{миз. макс}} = 360 \cdot$ моддий ишлаб чиқариш заҳирасининг ўртача йиллик қиймати) реализация қилинган маҳсулот таннари ($\sum X$) билан солиштириш натижаси бўлиб, бу заҳиралар неча кун мобайнида сотилиши мумкинлигини кўрсатади, аммо ҳақ олиш муддати бунга кирмайди:

$$K_{\text{миз. айл}} = \frac{\sum D_{\text{миз. макс}}}{\sum X} = \frac{\sum D_{\text{миз}} \cdot 360}{\sum X} = \frac{439,9 \cdot 360}{2817,6} = \frac{158364}{2817,6} = 56,2 \text{ кун.}$$

4. Кредиторлик қарзларининг кун ҳисобида айланувчанлик коэффициенти ($K_{\text{к.к. айл}}$) кредиторлар (мижозлар) билан ҳисоб-китобда ҳосил бўлган корхона қарзларининг ўртача йиллик миқдорини ($\sum \overline{КК}$) 360 га кўпайтириб, олинган натижани реализация қилинган маҳсулот таннарига ($\sum X$) бўлиш йўли билан аниқланади:

$$K_{\text{к.к. айл}} = \frac{\sum \overline{КК} \cdot 360}{\sum X} = \frac{711,0 \cdot 360}{2817,6} = \frac{255960}{2817,6} = 90,8 \text{ кун.}$$

Бу кўрсаткич кредиторлик қарзларига тенг маблағлар корхона йил мобайнида бир айлана ҳосил қилиши учун ўртача неча кун талаб қилинишини кўрсатади.

Юқоридаги мисолимизда 90,8 кун.

Демак, корхона кредиторлик қарзларидан батамом узилиши учун, уларга тенг пул маблағларини йиллик хўжалик фаолиятида ўртача 91 кунда ярата олиши мумкин экан.

5. Дебиторлик қарзларининг кун ҳисобида айланувчанлик коэффициенти дебиторларга берилган қарзларнинг ўртача йиллик миқдорини 360 га кўпайтириб, олинган натижа - бу қарзларда уйғунлашган маблағларнинг максимал йиллик айланмасини реализация қилинган маҳсулот таннархига нисбати билан ифодаланади:

$$K_{\text{дебит. қарз. аайлн}} = \frac{\text{Дебитор қарзлар} \cdot 360}{\sum X} = \frac{661,6 \cdot 360}{2817,6} = 84,5$$

Демак, дебитор қарзлари реал айланма воситалар сифатида йиллик иқтисодий жараёнда қатнашганда эди, улар ўртача 84,5 кунда пул маблағига айланар эди.

6. Операцион цикл узунлиги - бу материалларни сотиб олишдан бошлаб, улардан маҳсулот ишлаб чиқариш ва нақд пулга реализация қилиш орасида ўтган ўртача вақт бўлиб, дебитор қарзлари айланувчанлиги билан моддий - ишлаб чиқариш заҳирасининг айланувчанлиги (кунда ҳисобланган) йиғиндисига тенг. Бу кўрсаткич корхона етиштирган маҳсулотларни ишлаб чиқариш, сотиш ва ҳақини олиш учун неча кун талаб қилинишини белгилайди. Мисолимизда $84,5 + 56,2 = 140,7$ кун.

7. Ноайланма моддий активларнинг айланувчанлик коэффициенти - бу реализация қилинган маҳсулот ҳажмининг моддий ноайланма активлар ўртача йиллик қийматига нисбати бўлиб фонд қайтими деб аталади.

Мисолимизда $4384,1 : 548,3 = 8,0$ сўм.

8. Хусусий сармоянинг айланувчанлик коэффициенти - бу реализация қилинган маҳсулот ҳажмининг ўртача йиллик хусусий сармоя қийматига нисбати. У корхона фаолиятини турли жиҳатларини таърифлайди: тижорат нуқтаи назаридан - маҳсулотларни кўп ёки оз сотиш, молиявий тарафдан - корхонага қўйилган сармоя айланиш тезлиги, иқтисодий жиҳатдан - акциячилар таваккал қилиб сарфлаган пул маблағларининг активлиги.

Фонд бозори соҳасида корхона фаоллиги ҳам иқтисодий юксалиш ва молиявий барқарорликни таъминлашда муҳим рол ўйнайди. Акциялар эмиссияси (оборотга чиқариш) корхона моддий - техника базасини мустаҳкамлаш ва янги инвестицияларни молиялаштириш учун қўшимча зарур маблағлар жалб қилиш имконини берса, қимматли қоғозлар билан тижорат операциялари эса фойда ва бошқа даромад шакллари кўпайтириш учун хизмат қилади.

Фонд бозорида корхона фаоллиги бир қатор кўрсаткичлар билан таърифланади. Улар ичида энг муҳимлари қуйидагилардан иборат:

-бир акцияга нисбатан фойда - корхона соф фойдасидан имтиёзли акциялар буйича тўланган дивидендлар айирмасини муомаладаги оддий акциялар сонига нисбати;

-акция бозор қиймати (баҳоси) билан бир акцияга фойда ўртасидаги ўзаро нисбат;

-бир акциянинг баланс қиймати - акционер сармоя (капитал) дан имтиёзли акция қийматини айириш натижасининг муомаладаги оддий акциялар сонига нисбати;

-бир акциянинг бозор ва баланс қийматлари орасидаги ўзаро нисбати;

-бир акциянинг даромадлиқ даражаси - бир акцияга тўланган дивиденд миқдорини унинг бозор қийматига нисбати;

-тўланган дивидендларнинг соф фойдадаги ҳиссаси.

Корхона фаолиятининг иқтисодий самарадорлиги рентабеллик кўрсаткичларида намоён бўлади.

Рентабеллик - бу корхона сармоясининг фойда келтира олиш қобилияти ёки активлардан фойдаланиш натижасида ўртача бир сўм сарфга (жорий ёки капитал) нисбатан олинган фойда миқдоридир. Қуйидагилар корхона фаолияти рентабеллигининг асосий кўрсаткичлари ҳисобланади:

-барча активлар рентабеллик даражаси - соф фойданинг активлар ўртача йиллик қийматига нисбати. Юқоридаги мисолимизда

$\frac{123.2}{2013.0} * 100 = 6.1\%$. Демак, корхона активларининг бир сўми йил мобайнида 6 тийин фойда бераётган экан;

-хусусий капитал рентабеллиги - соф фойданинг ўртача йиллик

хусусий капитал қийматига нисбати. Мисолимизда $\frac{123.2}{686.8} * 100 = 17.9\%$.

-реализация қилинган маҳсулот рентабеллиги - реализациядан олинган ялпи фойданинг ишлаб чиқариш таннархига нисбати. Ми-

солимизда $\frac{738.3}{2817.6} * 100 = 26.2\%$.

-Бир акция рентабеллиги - соф фойданинг муомалага чиқарилган оддий ва имтиёзли акция сонига нисбати.

Корхона фаолияти рентабеллигини таҳлил қилишда барча активларнинг ўртача йиллик қиймати ва умумий харажатлар билан нафақат соф фойдани, балки шу билан бирга маҳсулот ва хизматларни сотишдан олинган ялпи фойда, солиқларни тўлагунгача барпо этилган умумий фойда ва бошқа фойда кўрсаткичларини таққослаш ҳам аҳамиятга эга, чунки бу ҳолда айрим фаолият турларининг рентабелликка таъсирини аниқлаш мумкин бўлади.

13.4. Меҳнат баланслари

Меҳнат баланслари жамиятда меҳнат бозорининг шаклланиши ва ривожланиши, меҳнат салоҳияти, ресурслари ва улардан иқтисоди-

ётда фойдаланиш жараёнларини, уларда юзага чиқадиган пропорциялар ва ўзаро боғланишларни миқдорий ифодалаб ойдинлаштиради. Улар макро ва микро даражада тузиладиган бир қанча балансларни ўз ичига олади. Бу ерда корхона иш вақти баланси билан мамлакат меҳнат ресурслари ва улардан фойдаланиш балансини тузиш ва таҳлил қилиш масалаларини қараб чиқиш билан кифояланамиз.

Жамиятнинг меҳнат салоҳияти, унинг миқдорий ўлчами ёки кўлами бир томондан, иқтисодий фаол аҳоли ва меҳнат аҳллари сонига, иккинчи тарафдан эса, уларнинг иш вақтидан фойдаланишга боғлиқ. Иш вақти фондидан қанчалик тулиқ ва оқилона фойдаланилса, шунчалик мавжуд меҳнат ресурслари билан кўпроқ иқтисодий самара олиш мумкин.

Иш вақтининг узунлиги ва ундан фойдаланиш кўрсаткичлари орқали статистика икки тоифадаги ижтимоий - иқтисодий муаммони ўрғанади. Бу, биринчидан, микроиқтисодиёт ва макроиқтисодиёт даражасида иш вақти ва ишчи кучлари балансларини тузиб меҳнат потенциалидан фойдаланиш кўрсаткичларини ҳисоблаш ва иккинчидан аҳолининг турмуш даражасини (унинг бўш вақтини) ўрғаниш имконини беради. Меҳнат унумдорлиги ўсиши натижасида жамият томонидан белгиланадиган фаол аҳоли иш вақти узунлиги - бир ҳафта ёки кунда ишлаш соатлари қисқартирилса, шунчалик унинг бўш вақти кўпаяди, демак, унинг маънавий - маданий ва интеллектуал салоҳиятини ошириш учун шароит туғилади.

Меҳнат - бу ҳаракат, ишловчи куч ва салоҳиятни кўзланган мақсад йўлида сарфлаш, унинг табиий ўлчови эса вақтдир. Демак, меҳнатнинг миқдори ишланган вақт билан, унинг давом этиш иш вақти билан ўлчанади, иш вақти эса ўз навбатида вақтнинг маълум ўлчамларида (соат, кун, ой, ва ҳ.к.) ўз ифодасини топади.

Демак, сарфланган меҳнатнинг миқдори ишланган киши-соати, киши-кунларида ўлчанади.

Корхона ишчисининг бир йиллик ёки ойлик иш вақти фонди ишга келинган ва келинмаган киши-кунлари йиғиндисидан иборатдир. Ишга келинган киши кунлари - ўз навбатида, ишланган ва сабабларга кўра бекор турилган киши-кунларига бўлинади. Ишланган киши-кунни эса ишланган киши-соати ва бекор турилган киши-кунни ёки киши-соати - бекор сарфланган киши соатларидан таркиб топади. Бу машиналар таъмирланиши ёки созланиши, энергия, ёқилғи, хом-ашёларнинг йўқлиги сабабли ишланмаган иш кунни (смена) ёки иш соатларидир. Ишга келинмаган киши-кунлари турлича: қонунда рухсат этилган ва рухсат этилмаган сабабларга кўра содир бўлади. Корхона (ёки тармоқ, соҳа) иш вақти балансида иш вақти фондининг шаклланиши ва ундан фойдаланиш жараёни ўз аксини топади. Бу баланс икки қисмдан: ресурслар ва улардан фойдаланишдан таркиб топади.

Ресурслар қисмида иш вақтининг календар, табел ва максимал фойдаланиш мумкин бўлган фондлари кўрсатилади.

Календар фонд ўртача рўйхатдаги ишчилар сонини жорий даврдаги календар кунлар сонига кўпайтмасига тенг.

Рўйхатдаги ишчилар сони деганда амалдаги қонунчиликка бинотан корхоналар юритадиган ходимлар рўйхатномасида қайд қилинган ишчилар сони назарда тутилади. Уларнинг таркибига ишга қабул қилинган кундан бошлаб доимий ёки вақтинча ишларни бир кун ва ундан ортиқ муддат давомида бажариш учун ишга қабул қилинган ишчилар киради. Бир ойлик ўртача рўйхатдаги ишчилар сонини ҳисоблаш учун ҳисобот оғи давомида ҳар куни корхона рўйхатида бўлган ишчилар сонини қўшиб, олинган йиғинди оғидаги календар кунлар сонига (30 ёки 31 кун, февралда эса 28 ёки 29 кун) бўлинади. Бунда байрам ва дам олиш кунлари учун рўйхатдаги ишчилар сони бу кунлардан олдинги иш куни бўйича олинади. Мисол: июн оғида корхонанинг ўртача рўйхатдаги ишчилари сони 820 киши, бу оғида 30 календар кун, демак, календар иш вақти фонди 24600 киши-кун. Календар кундан тўлиқ фойдаланиш мумкин эмас, чунки унинг таркибига байрам, дам олиш кунлардаги ишчилар сони ҳам ҳисобга олинган. Календар иш вақти фондидан байрам ва дам олиш кунлардаги ишчилар сонини айриб ташласак, табел иш вақти фонди қолади. Мисолимизда байрам ва дам олиш кунлари ишга чиқмаган ишчиларнинг киши-кунлари $5 \cdot 820 = 4100$ киши-кун.

Демак, $24600 - 4100 = 20500$ киши-кун — бу табел иш вақти фондидир.

Амалдаги қонунчиликка асосан, ҳар бир ишловчи йил мобайнида қанчадир иш куни (одатда 18 ёки 24 ва ундан ошиқ иш куни) миқдорида навбатдаги меҳнат таътилидан фойдаланиш ҳуқуқига эга. Бу ҳуқуқдан фойдаланиш профессионал уюшмалар ва махсус давлат органлари томонидан қатъий назорат қилинади. Агар табел иш вақти фондидан ишчиларнинг меҳнат таътилида бўлиш киши-кунлар айриб ташласак, максимал фойдаланиш мумкин бўлган иш вақти фонди ҳосил бўлади. Аммо бу иш вақти фонди ҳам одатда, тўлиқ фойдаланилмайди. Шунинг учун баланснинг иккинчи томонида максимал фонддан фойдаланиш кўрсатилади. Унда ҳақиқатда ишланган киши-кунлари ва киши-соатлари, ишга чиқилиб, бироқ бўш турилган киши-кунлари ва смена ичидаги киши-соатлари, ишга чиқилмаган киши-кунлари сабабларига кўра акс эттирилади. 13.3-жадвалда йилда корхона иш вақти баланси тасвирланган.

13.3-жадвал.

2001 йилда корхона иш вақти баланси

Иш вақти ресурслари	Киши-кунлари	Иш вақти ресурсларидан фойдаланиш	Киши-кунлари
1. Календар фонд	365000	1. Ишланган киши-кунлари	196000
Дам олиш ва байрам киши-кунлари	96700	2. Тўлиқ кун давомида бўш туриш	1000
2. Табел фонд	268300	3. Иш ҳақи сақланмасдан	

Иш вақти ресурслари	Киши-кунлари	Иш вақти ресурсларидан фойдаланиш	Киши-кунлари
3.Навбатдаги меҳнат таътили киши-кунлари	268300	ноилож маъмурият томонидан берилган таътиллер	28000
4.Максимал фойдаланиш фонди	25300	4.Давлат вазифаларини бажариш	1000
	243000	5.Касал кунлар	10000
		6.Ўйинқароқлик (прогул) ва бошқа сабабсиз ишга чиқмаслик	3000
		7.Бошқа сабаблар билан маъмурият рухсати асосида ишланмаган кунлар	4000
Баланс		Баланс	243000
		Балансдан ташқари	
		1.ишланган умумий киши-соатлари	1587600
		Шу жумладан:	
		2.Қонунда белгиланган иш вақтига	1489600
		3.Смена давомида қисман буш туриш натижасида йўқотилган киши-соатлар	1999,2

Баланс кўрсаткичларини таҳлил қилаётганда, авваламбор, иш вақти фондларининг тузилиши ва фойдаланиш йўллари ўрганилади. Шу мақсадда структура нисбий миқдорлари ҳисобланади. Шу билан бирга қуйидаги ўртача кўрсаткичлар ҳам аниқланади:

$$1. \text{ Иш йилининг кун ҳисобида ҳақиқий узунлиги} = \frac{\text{Ишланган киши-кунлари}}{\text{Ўртача рўйхатдаги ишчилар сони}} = \frac{196000}{1000} = 196 \text{ кун}$$

Ўртача рўйхатдаги ишчилар сони календар иш вақти фондини йил календар кунлари сонига бўлиб аниқланади $365000:365=1000$ киши.

$$2. \text{ Қонунда белгиланган иш йили узунлигидан фойдаланиш Коэффициенти} = \frac{\text{Иш йилининг ҳақиқий узунлиги}}{\text{Йилдаги қонунда қўзланган иш кунлари}} = \frac{196}{283,7} = 69,1 \%$$

$$3. \text{ Иш кунининг соат ҳисобида ҳақиқий узунлиги. Умумий даража} = \frac{\text{Барча ишланган киши-соатлари}}{\text{Ишланган киши-кунлари}} = \frac{1587600}{196000} = 8,1 \text{ соат}$$

$$4. \text{ Иш кунининг қонунда белгиланган чегарада ишланган киши-соатлари } = \frac{\text{Белгиланган чегарада ишланган киши-соатлари}}{\text{Ишланган киши-кунлари}} = \frac{1489600}{196000} = 7,6 \text{ соат}$$

Иш кунининг қонунда белгиланган ўртача узунлиги айрим категория ишчилар (X) учун белгиланган иш соатларини уларнинг сони (N) билан тартиб олинади, яъни $\bar{x} = \sum XN / N$.

$$5. \text{ Иш куни узунлигидан фойдаланиш коэффициенти } = \frac{\text{Иш кунининг ҳақиқий узунлиги}}{\text{Қонунда белгиланган ўртача узунлик}} = \frac{8,1}{7,8} = 103,8\%$$

Иш вақти балансларини юқорида баён этилган тартибда айрим тармоқлар ва миллий иқтисодиёт даражасида мамлакат ва вилоятлар миқёсида тузиш ва таҳлил қилиш мумкин.

Умумжамият миқёсида меҳнатнинг миқдорий ҳажми (ўлчами) иқтисодий фаол ва иқтисодиётда банд аҳоли сонига ҳам боғлиқлиги ҳақида юқорида фикр билдирилган эди.

Масаланинг бу томонини ўрганиш учун статистикада меҳнат ресурслари баланси тузилади ва таҳлил қилинади. Бозор иқтисодиётининг хусусиятларини ҳисобга олган ҳолда ва меҳнат борасидаги халқаро стандартларга қўра меҳнат ресурслари балансини қуйидаги шаклда тузиш маъқулдир (13.5-жадвал).

13.5-жадвал.

1999 йилда Ўзбекистон меҳнат ресурслари баланси (минг киши)

Курсаткичлар	жами	шу жумладан	
		шаҳар	қишлоқ
01. Меҳнат ресурслари - жами шу жумладан	10663,3	4563,3	6100,0
02. Меҳнатга лаёқатли ёшдаги меҳнатга қобилиятли аҳоли	10462,6	4476,4	5986,2
03. Иқтисодиётда банд бўлган қариялар ва ўсмирлар улардан:	200,7	85,9	114,8
04. Қариялар	127,3	42,4	84,9
05. Ўсмирлар	73,4	43,5	29,9
Меҳнат ресурсларининг тақсимланиши:			
06. Иқтисодий фаол аҳоли - жами (07+09) шу жумладан	9194,3	4199,8	4994,5
07. Иқтисодиёт тармоқларида бандлар ҳаммаси улардан:	8259,0	3825,7	4433,3
А. Қишлоқ ва ўрмон хўжалиги, овчилик	3667,0	-	3667,0
В. Балиқчилик	1,2	-	1,2
С. Тоғ - қазилма саноати ва корьерлар излаш	39,5	-	39,5
Д. Қайта ишлов берувчи саноат	1150,0	1029,0	121,0

1	2	3	4
Е. Электроэнергия, газ ва сув таъминоти	52,0	-	52,0
Ғ. Қурилиш	507,2	456,5	50,7
Г. Улгуржа ва чакана савдо: машина ва мотоцикллар, маиший товарлар, шахсий гигиена товарларини таъмирлаш	350,0	315,0	35,0
Н. Меҳмонхоналар ва ресторанлар	89,6	89,6	-
И. Транспорт, омбор хўжалиги ва алоқа	344,0	309,6	34,4
Ҷ. Молиявий воситачилик	28,6	25,8	2,8
К. Қўзғалмас мулк билан операциялар, ижара ва тижорат фаолияти	0,5	0,4	0,1
Л. Давлатни бошқариш ва мудофаа, мажбурий социал суғурта	380,6	380,6	-
М. Маориф	890,2	567,4	322,8
Н. Соғлиқни сақлаш ва социал хизматлар	599,7	508,7	91,0
О. Бошқа коммунал, социал ва шахсий хизматлар	158,1	142,3	15,8
Р. Хусусий уй хўжаликларининг ёлланма ишчилари	0,8	0,8	-
Қ. Эхсхудудий ташкилотлар ва идоралар	-	-	-
08. Бандлар умумий сонидан (06 қатордан) қисқартирилган иш куни (ҳафтасига қисман иш ҳақи билан ёки умуман уни сақламасдан ҳолда ўтказилган ходимлар	30,5	13,3	17,2
09. Ишсизлар ^{х)}	935,3	374,1	561,2
10. Меҳнатга лаёқатли ёшдаги ишлаб чиқаришдан ажралган ҳолда ўқувчилар (талабалар, мактаб ўқувчилар; тингловчилар ва ҳ.к.)	623,3	275,9	347,4
11. Меҳнатга лаёқатли ёшдаги уй юмушлари ва ёш болалар тарбияси билан бандлар	845,7	87,6	758,1
Баланс (06 + 10 + 11)	10663,3	4563,3	61000
Балансдан ташқари:			
12. Ёши бўйича ва қаровчисини йўқотганлиги учун нафаҳўрлар	2798,7	1381,6	1417,1
13. Меҳнатга лаёқатли ёшгача бўлган мактаб ва бошқа ўқув юртларининг ўқувчилари	3793,2	967,2	2826,0
14. Мактабгача ёшдаги болалар ва			
15. Нафақа олмайдиган қариялар	4199,1	1514,8	2684,3
Жами иқтисодий нофаол аҳоли (10+11+12+13+14)	12260,0	4227,1	8032,9

^{х)}шу жумладан меҳнат хизматларида қайд қилинган ишсиз мақомини олганлар сони - 34,7 минг киши.

Меҳнат ресурслари - бу ишлаш қобилияти ва малакасига, билим ва маҳоратга эга бўлган аҳоли ёки меҳнат аҳллари.

Меҳнат ресурслари - бу зарур ўқув-фаросатга, билим ва маҳоратга ишлаш қобилияти ва малакасига эга бўлган жамият аъзолари, меҳнат аҳллари. Уларнинг сони жамият қандай ишловчи кучлар имкониятига эга эканлигини аниқлайди. Кишининг меҳнат қилиш қобилияти табиий

**Ишчи ёшидаги эр-
как ва аёллар меҳнатга
лаёқатли ёшдаги аҳоли
деб аталади.**

ва иқтисодий чегараларга эга. Унинг табиий чегараси киши ёши билан белгиланади. Ёш бола улғайган сари куч ва ғайратга тўлишади, тажриба ва маҳорат орттиради. Одатда у 16 ёшдан бошлаб тўлиқ ишлаш қобилиятига эга бўлади. Меҳнат жараёнида киши чиниқади ва тобланади, у кўпроқ билим ва тажрибаси, укув фаросати ва малака тўплайди. Аммо ёши улғайиб, қариган сари уни аъзо-бадани, мускуллари чарчайди, ишлаш қобилияти пасаяди. Одатда аёллар бу ҳолатни 54 ёшдан, эркаклар эса 60 ёшдан бошлаб жуда кучли хис этади. Шунинг учун Ўзбекистон меҳнат кодексига аҳолининг меҳнатга лаёқатли ёшининг чегараси қилиб аёллар учун 16 ёшдан 54 ёшгача, эркаклар учун эса 16 ёшдан 60 ёшгача белгиланган. Ана шу ёш чегарасида бўлган барча республикамизда доимо истиқомат қилувчи кишилар меҳнатга лаёқатли ёшдаги аҳоли деб аталади. Аммо улар орасида бутунлай ишлаш қобилиятига эга бўлмаган ногиронлар ҳам бўлади. Бундан ташқари, меҳнат ҳақидаги қонунчиликда меҳнат шароити оғир бўлган тармоқларда ишловчилар учун нафақага чиқиш ёши кичиклаштириб белгиланган. Демак, бундай нафақахўрлар ҳам меҳнатга лаёқатсиз ҳисобланади. Пировард натижада меҳнатга қобилиятли аҳоли категорияси шаклланади. Кишиларнинг яшаш шароити ва жисмоний қобилияти турличадир. Айрим ўсмирлар (14-15 ёшдаги болалар) ва нафақахўр қариялар меҳнат қилиш қобилиятига эга бўлиб, иқтисодиётда фаолият кўрсатадилар. Шундай қилиб меҳнат ресурслари сони қуйидаги тартибда аниқланади:

**Меҳнатга лаёқатли
ёшдаги меҳнатга қоби-
лиятли аҳоли — ишчи
ёшидаги аҳолидан меҳ-
натга лаёқатсиз қисми-
ни айирмасидир.**

I. Меҳнатга лаёқатли ёшдаги аҳоли (16—54 ёшгача бўлган аёллар ва 16—60 ёшгача бўлган эркаклар, юқори чегара мустасно ҳолда)

II. Улардан:

а) меҳнатга лаёқатли ёшдаги I ва II гуруҳ ногиронлари;

б) оғир шароитда ишлагани учун қариллик варақасини олувчилар.

III. Меҳнатга лаёқатли ёшдаги меҳнатга қобилиятли аҳоли (I—IIa—IIб)

IV. Иқтисодиётда банд бўлган:

а) ўсмирлар (14 ва 15 ёшдаги болалар)

б) қариялар (54 ва ундан катта ёшдаги аёллар, 60 ва ундан катта ёшдаги эркаклар).

Жами меҳнат ресурслари (III+IVa+IVб ёки I—IIa—IIб+IVa+IVб).

13.4-жадвалдаги мисолда меҳнатга лаёқатли ёшдаги меҳнатга қобилиятли аҳоли 10462,6 минг киши ёки жами меҳнат ресурсларидан 98,1 %, иқтисодиётда банд ўсмирлар 73,4 минг киши ёки 0,7 % ва қариялар — 127,3 минг киши ёки 1,2 % ташкил этади. Демак, жами меҳнат ресурслари 10663,3 минг киши (10462,6+73,4+127,3) ёки умумий аҳоли сонига нисбатан 49,7 % ташкил этади ва бу кўрсаткич

(K_{MR}) аҳолининг меҳнатга қодирлик даражасини белгилайди. Бу кўрсаткичлар меҳнат ресурслари балансининг ресурслар қисмини ифодалайди.

Балансининг фойдаланиш қисмида меҳнат ресурсларининг жойланиши ва турли жиҳатдан тақсимланиши акс этади. Меҳнат ресурсларининг асосий қисмини иқтисодий фаол аҳоли ташкил этади. Товар ва хизматларни ишлаб чиқариш учун ўз меҳнатини тақлиф этувчи аҳоли қисми **иқтисодий фаол аҳоли** деб аталади. Халқаро статистик стандартларда иқтисодий фаоллик қандай даврга нисбатан қаралишига қараб, бу атама икки маънода қўлланади.

Қисқа давр, масалан, ҳафта ёки кун учун иқтисодий фаол аҳоли сони аниқланаётганда, муайян даврда иқтисодий фаол бўлган аҳоли назарда тутилади ва бу ҳолда синоним сўз сифатида яна “ишловчи куч” ибораси ҳам кўпинча ишлатилади. Бу кўрсаткич узоқ давр учун ҳисобланаётганда, иқтисодий фаол аҳоли атамаси юқорида келтирилган таърифда ифодаланган маънода қўлланади. Иқтисодий фаол аҳоли сонини ҳамма аҳоли сони ёки меҳнат ресурслари сони билан таққосласак, иқтисодий фаоллик кўрсаткичлари ҳосил бўлади:

$$K_{И.Ф.А.} = T_{И.Ф.А.} / S \quad \text{ва} \quad K_{MRФ} = T_{И.Ф.А.} / T_{MR}$$

Бу ерда: $T_{И.Ф.А.}$ — иқтисодий фаол аҳоли сони;
 S — умумий аҳоли сони;
 T_{MR} — меҳнат ресурслари сони.

Биринчи коэффицент бутун аҳолининг иқтисодий фаоллик даражасини, иккинчиси эса меҳнат аҳли (ресурслари)нинг иқтисодий фаоллик даражасини таърифлайди. 13.4-жадвалда иқтисодий фаол аҳоли сони 9194,3 минг киши, доимий аҳолининг умумий сони 21454,3 минг кишидан иборат. Демак, барча аҳолининг иқтисодий фаоллик даражаси 42,9 % ((9194,3 / 21454,3)·100), меҳнат аҳлининг иқтисодий фаоллик даражаси эса 86,2 % ((9194,3 / 10663,3)·100) ташкил этади. Иқтисодий фаол аҳоли иқтисодиёт секторлари ва тармоқларида **бандлар** ва **ишсизларни** ўз ичига олади.

Иқтисодиётда бандлар таркибига қуйидагилар киради:

- пулли ёки натурал шаклда ҳақ тўлаш шарти билан ёлланма ишга қабул қилиниб корхона ходимлари рўйхатиغا киритилган ёки киритилмаган ишчи ва хизматчилар;

- ёлланма ходимларни жалб қилиб ёки жалб қилмасдан мустақил ёки шериги билан даромад келтирувчи ишларни бажараётганлар, ўз фаолияти учун даромад олиш муддати қандай бўлишидан қатъий назар;

- касаллиги ёки майиблиги, йиллик таътилда бўлиши, иш ҳақи сақланиб ёки сақланмасдан қўшимча таътил олиши, маъмурият ташаббуси билан таътилда бўлиши, иш ташлаш ва ҳ.к. сабаблар билан ишда вақтинча бўлмаганлар;

- оилавий корхонада ҳақсиз ишлаётганлар ва бошқа якка тартибда ишлаётганлар;

“Бандлик” тушунчаси “ишлаб чиқариш чегараси” тушунчаси билан бевосита боғлиқ бўлиб, миллий ҳисобламалар тизимига кўра у моддий неъматларни яратиш ва хизматларни кўрсатиш билан банд бўлганларни қамраб олади. Бундай ёндошиш бандлик ва ишлаб чиқариш кўрсаткичларини биргаликда таҳлил қилиш имконини беради. Халқаро статистик текшириш стандартларига асосан у ёки бу шахсни бандлар қаторига қўшиш ёки қўшмаслик масаласини ечишда мезон қилиб, жорий давр мобайнида иқтисодий фаолият соҳасида энг камида бир соат ишлаши, жорий давр қилиб эса бир ҳафта ёки кун қабул қилиниши керак. Шунинг учун корхона ходимлари рўйхатига бир кун ва ундан ортиқ муддатга ишга қабул қилинганлар киритилади. Меҳнат ресурслари балансида бандлар иқтисодиёт тармоқлари ҳамда мулк турлари ва ташкилий ҳуқуқий шакллар бўйича тақсимлаб акс эттирилади. Бу масалада 13.4-жадвалдаги балансида кўрсатилганидек, иқтисодий фаолият турларининг халқаро стандарт тармоқ таснифланишига асосланиши керак.

Балансининг банд ва иқтисодий фаол аҳоли сони ҳақидаги маълумотлар асосида аҳолининг бандлик коэффициенти ҳисобланади:

$$K_{\text{А.Б.}} = \frac{T_{\text{И.Б.}}}{S_{\text{И.Ф.А.}}} \cdot 100$$

Бу ерда: $T_{\text{И.Б.}}$ — иқтисодиётда банд аҳоли сони;
 $S_{\text{И.Ф.А.}}$ — иқтисодий фаол аҳоли сони.

13.4-жадвалдаги маълумотларга кўра

$$K_{\text{БАНДЛИК}} = \frac{8259}{9194,3} \cdot 100 = 89,8 \%$$

Аҳолининг иқтисодиётда бандлик кўрсаткичини меҳнат ресурслари сонига нисбатан ҳам ҳисоблаш мумкин:

$$K_{\text{М.Р.Б.}} = \frac{T_{\text{И.Б.}}}{T_{\text{М.Р.}}} \cdot 100$$

Бу кўрсаткич жами меҳнат ресурсларидан қайси қисми ҳақиқатда иқтисодиёт соҳаларида бандлигини таърифлайди.

Юқоридаги мисолимизда

$$K_{\text{М.Р.Б.}} = \frac{8259}{10663,3} \cdot 100 = 77,4 \%$$

Бу коэффициент меҳнат ресурсларининг иқтисодий фаоллиги билан фаол аҳоли бандлиги кўрсаткичларини бир-бирига кўпайтмасига тенг:

$$K_{\text{М.Р.Б.}} = K_{\text{М.Р.Ф.}} \cdot K_{\text{А.Б.}} = 0,898 \cdot 0,862 = 0,774 \text{ ёки } 77,4\%$$

$$K_{\text{Ж.А.Б.}} = K_{\text{М.Р.Ф.}} \cdot K_{\text{А.Б.}} \cdot K_{\text{Т.Р.}} = 0,898 \cdot 0,862 \cdot 0,497 = 0,385 \text{ ёки } 38,5 \%$$

Демак, умумий аҳоли сонидан атиги 38,5 % иқтисодий фаолият турлари билан шуғулланаётган экан. Аҳоли бандлик даражасини халқаро таққослашларда бу кўрсаткич иқтисодиётда бандлар сонини 10 ва ундан катта ёшдаги аҳоли сони билан қиёслаб аниқланади.

Иқтисодий фаол аҳолининг иккинчи қисмини ишсизлар ташкил этади.

Халқаро статистик стандартларга асосан, ишсизлар қатоорига жорий давр мобайнида 16 ва ундан катта ёшдаги:

а) иш жойига (ёки даромад келтирадиган фаолият соҳасига) эга бўлмаган шахслар;

б) фаол иш қидираётган шахслар;

в) ишни бошлаш учун шай бўлган шахслар киради.

Бу учта мезон у ёки бу шахсни ишсизлик мақомини белгилаётганда ҳисобга олиниши керак. Ишсизлар таркибига меҳнат хизматлари (биржалари) томонидан йўлланмалари билан ўқиётган шахслар ҳам киради. Ўқувчи ва талабалар, қариялар ва нафақахўрлар, фаол иш қидириш билан шуғулланиб, уни бошлаш учун шай бўлсагина ишсизлар мақомига эга бўлади. Ишсизлар мақомини бир ойдан ортиқ муддатга корхона маъмуриятининг ташаббуси билан иш ҳақи сақланмасдан ёки қисман сақланиб мажбурий таътил берилган шахсларга ҳам бериш тўғрироқ бўлар эди.

Аҳолининг ишсизлик даражасини тавсифлаш учун ишсизлик коэффиценти ҳисобланади. Халқаро статистик стандартларга кўра бу кўрсаткич ишсизлар сонини иқтисодий фаол аҳоли сони билан таққослашдан келиб чиқади.

$$K_{a.u.} = \frac{T_{a.u.}}{T_{u.f.a.}} \cdot 100$$

Бу ерда: $K_{a.u.}$ — ишчи кучига эга бўлган аҳолининг ишсизлик коэффиценти;

$T_{и.а.}$ — ишсизлик мақомига эга бўлган шахслар сони;

$T_{ф.и.а.}$ — иқтисодий фаол аҳоли сони.

Бу кўрсаткич суратида барча ишсизлар сони олинса, Халқаро меҳнат ташкилоти услубиятига биноан ҳисобланган ишсизлик коэффиценти эга бўлинади. Аммо меҳнат хизматларида қайд қилинган ишсиз мақомини олганлар сони олинса, расмий қайд қилинган ишсизлик коэффиценти ҳосил бўлади. Мисолимизда: $K_{a.u.} = \frac{935,3}{9194,3} \cdot 100 = 10,2\%$.

Шу жумладан расмий қайд қилинган ишсизлик коэффиценти:

$$K_{к.и.} = \frac{T_{р.к.и.}}{T_{и.ф.а.}} \cdot 100 = \frac{34,7}{9194,3} \cdot 100 = 0,4\%$$

Меҳнат ресурсларининг аксарият қисми иқтисодий фаол аҳоли ҳисобланади. Аммо амалиётда уларнинг бир қисми меҳнатга лаёқатли ёшда бўлиб, ишламасдан халқ маорифи ва олий ҳамда махсус

Ўқув юртларида ўқийдилар (9-10 синф ўқувчилари, талабалар, курсантлар, магистрлар ва ҳ.к.). Бундан ташқари, уй юмушлари ва болалар тарбияси билан шуғулланувчилар ҳам мавжуд. Улар ишсизлик мақомига ҳам эга эмас, ижтимоий ишлаб чиқаришда банд ҳам эмас ва моҳиятан меҳнат ресурсларининг резерви ҳисобланади. Шунинг учун меҳнат ресурслари балансида уларни алоҳида ажратиб кўрсатиш керак. Иқтисодий фаол аҳоли сони ($T_{и.фа}$) устига бу меҳнат қобилияти ёшидаги иқтисодий нофаол аҳоли сонини ($T_{и.наф.а}$) қўшсак, меҳнат ресурсларининг умумий сони ҳосил бўлади:

$$T_{м.р} = T_{и.фа} + T_{и.ноф.а} = 9194,3 + 623,3 + 845,7 = 10663,3 \text{ минг киши.}$$

Натижада баланснинг ресурслар ва фойдаланиш қисмлари мувоzanатлашади.

Балансдан ташқарида, меҳнатга қобилиятсиз ёшдаги аҳоли асосий категорияларига тақсимлаб акс эттирилади. Улар ёши буйича ва қаровчисини йўқотганлиги учун нафақахўрлардан, меҳнатга лаёқатли ёшгача бўлган мактаб ва бошқа ўқув юртлари ўқувчиларидан, мактабгача ёшдаги болалар ва нафақа олмайдиган қариялардан иборат бўлади. Мисолимизда $2798,7 + 3793,2 + 4199,1 = 10791,0$ минг киши. Буларнинг устига меҳнатга лаёқатли ёшдаги иқтисодий нофаол аҳоли сонини қўшсак, барча иқтисодий нофаол аҳоли сони келиб чиқади. Мисолимизда $623,3 + 845,7 + 10791,0 = 12260,0$ минг киши. Шундай қилиб, умумий аҳоли сони иқтисодий фаол аҳоли сони ($9194,3$) билан умумий иқтисодий нофаол аҳоли сони йиғиндисига тенг $12260,0 + 9194,3 = 21454,3$ минг киши. Ёки меҳнат ресурслари сони ($10663,3$) устига меҳнатга лаёқатсиз ёшдаги аҳоли сони қўшилса ($10791,0$), умумий аҳоли сони келиб чиқади:

$$10663,3 + 10791,0 = 21454,3.$$

13.5. Асосий фондлар баланси

Асосий фондлар баланси пулда ифодаланган моддий иқтисодий ресурслар (миллий бойлик) балансларидан бири ҳисобланади. У асосий фондларни такрор ишлаб чиқариш жараёнини тасвирлайди.

Асосий фондлар миллий бойликнинг муҳим қисми бўлиб, иқтисодиётнинг моддий-техника асосини барпо этади. Улар иқтисодий фаолият натижасида ишлаб чиқилган активлар бўлиб, товарларни ишлаб чиқариш, бозор ва нобозор хизматларни кўрсатиш учун узок вақт давомида қўп мартаба меҳнат қуроли воситаси сифатида фойдаланилади, моддий ашёвий шаклини сақлаган ҳолда аста-секин емирилиб (эскириб) уз қийматини йўқота боради ва маҳсулотга ўтказилади.

Ҳисоб ва статистика амалиётида асосий фондлар хизмат муддати бир йилдан кам бўлмаган ва қиймати 15 карра минимал иш ҳақидан қўп бўлган объектлардан шаклланади. Уларнинг таркибига номоддий шаклда яратилган активлар ҳам киради. Булар қаторида адабий ва санъат асарларининг асл нусхаларини, компьютер дастурий таъми-

нотини, ерни яхшилаш учун мелиорация харажатларини, геология-қидириш ишлари учун харажатларни, катта илмий сифимли саноат технологияларига, интеллектуал мулк ҳуқуқини ва ҳ.к. кўрсатиш мумкин.

Шуни ҳам назарда тутиш керакки, Ўзбекистон ҳисоб ва статистика амалиётида асосий фондлар ҳажми ва таркибини аниқлашда қўлланадиган услубият Миллий Ҳисобламалар тизимида фойдаланиладиган услубиятдан фарқ қилади. Масалан, Республикамиз ҳисоб ва амалиётида асосий фондлар табиатини аниқловчи мезон қилиб тугалланган объектларни товар ва хизматларни ишлаб чиқариш жараёнида фойдаланиш учун топшириш олинади, МХТда эса - объектларни мулк соҳибига ўтиш пайти бундай мезон ҳисобланади. Натижада асосий фондлар буюртмачилар томонидан туланган, аммо тугалланмаган моддий активларни яратиш қиймати, асбоб-ускуналарни тугалланмаган ишлаб чиқариш қиймати, ўрнатилмаган асбоб-ускуналар, ёш ҳайвонлар, мева бермайдиган дарахтлар, асалари оилалари парранда ва балиқлар ўстриш қиймати ҳисобига кўпаяди.

Ўзбекистон ҳисоб ва статистика амалиётида асосий фондлар уларнинг намунавий таснифлагичига биноан қуйидаги гуруҳларга ажратиб ҳисобланади:

1. Иморатлар (уй-жойдан ташқари);
2. Иншоотлар;
3. Уй-жойлар;
4. Машина ва асбоб-ускуналар;
5. Транспорт воситалари;
6. Инструмент, ишлаб чиқариш ва хужалик инвентари;
7. Ишчи ва маҳсулдор ҳайвон;
8. Кўп йиллик (мева берадиган ёки етилган) дарахтлар;
9. Бошқа асосий фондлар.

Асосий фондларнинг умумий ҳажми пулда ифодаланади. Бунинг учун улар тўла бошланғич ва емирилиши айириб ташланган бошланғич қийматда, тўла қайта тикланиш ва емирилиши айириб ташланган қайта тикланиш қийматларида баҳоланади.

Тўла бошланғич қиймат - бу асосий фондларни ишга тушириш пайтига бўлган ҳақиқий қиймати бўлиб, қуриш ёки сотиб олиш, транспорт ва ўрнатиш харажатларини ўз ичига олади.

Асосий фондлар корхона балансига тўла бошланғич қийматида ҳисобга олинади ва натижада ҳар хил даврларда ишга туширилган айни турдаги объектлар аралашма қийматга эга бўлади.

Тўла қайта тикланиш қиймат - бу асосий фондларнинг ҳозирги замон шароитида уларни янги шаклда қайта ишлаб чиқариш қийматидир. Бу қиймат тўла бошланғич қийматдан баҳолар ўзгариши ҳисобига фарқ қилади. У асосий объектларни қайта баҳолаш йўли билан аниқланади. Баҳолар барқарор бўлган шароитда қайта баҳолаш 10 йилда ва ундан ортиқ давр мобайнида бир мартаба инвентаризация йўли билан амалга оширилади. Бозор иқтисодиётига ўтиш шароитида баҳолар жуда тез суръатлар билан ошгани сабабли қайта баҳолаш

ҳар йили ёки 2-3 йилда бир мартаба амалга оширилади. Бунда баҳо-лар индексига асосланган махсус қайта ҳисоблаш коэффицентларидан фойдаланилади. Ўзбекистонда бундай қайта баҳолаш 1/IV-1992 ва 1993 й.й., 1/I-1995 й. ва 1/I-2001 йил ҳолатида амалга оширилди.

Асосий фондлар амал қилиш жараёнида эскириб емирилади. Тўзиш, емирилиш қийматига мос равишда амортизация ажратилади. Тўла бошланғич ва қайта тикланиш қийматидан тўзиш-емирилиши қиймати чиқариб ташланса, эскириш қийматисиз бошланғич ёки қайта тикланиш қиймати қолади.

Емирилиш қийматисиз қайта тикланиш қийматни аниқлаш учун асосий фондларни қайта баҳолаш натижасида олинган тўла бошланғич қийматини уларнинг емирилиш коэффицентига кўпайтирилади.

Асосий фондлар баланси уларнинг тўла бошланғич (қайта тиклаш) қийматида ва емирилишсиз қийматида тузилади. Емирилиш қийматисиз бошланғич (қайта тикланиш) қийматида тузилган баланслар купрок ахборотга эга бўлади. Улар қуйидаги шаклда тузилади.

13.5-жадвал.

2001 йил корхона асосий фондларнинг баланси (емирилиш қийматисиз бошланғич (қайта тикланиш) қиймати бўйича)

Асосий фонд турлари	Йил бошига мавжуд фондлар	Йил мобайнида ишга туширилган фондлар			Йил мобайнида ишдан чиқарилган ва емирилган				Йил охирига мавжуд фондлар
		Жами	Шу жумладан		Жами	Шу жумладан			
			Янги фондларни ишга киритиш	Бошқа киримлар		Йиллик емирилиш	Ишдан чиқариш	Бошқа чиқимлар	
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9

Бу балансда йил бошига асосий фонд қайта баҳолаш натижаларига биноан емирилиш қийматисиз қайта тикланиш қийматида, ишга киритилган фондлар - тўла бошланғич қийматида, харид қилинган ва сотилган фондлар - бозор қийматида, бошқа корхоналардан ҳақсиз олинган ёки уларга берилган фондлар (емирилишсиз) қолдиқ қийматида, тўзиши ва емирилиши натижада ҳисобдан чиқарилган фондлар - соф бузиш қийматида кўрсатилади. Йиллик емирилиш қиймати амортизация ажратмалари нормаси асосида аниқланади. Йил охирига мавжуд асосий фондлар қолдиқ қиймати баланс тенгламаси орқали белгиланади (9-устун = 1-устун + 2-устун - 5-устун).

Баланс маълумотларига биноан, асосий фондларнинг ҳолати ва ҳаракати ҳамда улардан фойдаланиш жараёнини таърифловчи коэффицентларни аниқлаш мумкин.

Фондларни янгилаш ва ишдан чиқиш коэффицентлари асосий фондлар ҳаракатини тасвирлайди, йил охирига мавжуд фондлардан қандай қисми янги фондлар, йил бошига мавжуд фондлардан йил мобайнида ишдан чиқиш даражаси қандай эканлигини аниқлайди.

$$K_{янги} = \frac{K * 100}{B_1} \quad \text{ва} \quad K_{чик} = \frac{ch * 100}{B_0}$$

Бу ерда:

- $K_{янг}$ — асосий фондларни янгиланиш коэффициентлари;
- K — йил давомида ишга киритилган фондлар қиймати;
- B_1 — барча фондларнинг йил охирига бўлган қиймати;
- ch — йил давомида ишдан чиқарилган фондлар қиймати;
- B_0 — барча фондларнинг йил бошига бўлган қиймати.

Асосий фондлар ҳолати емирилиш ва яроқлик коэффициентлари орқали таърифланади. Улар йил боши ва охири учун ҳисобланади:

$$K_{емир} = \frac{E_k * 100}{B_0 \text{ ёки } B_1} \quad K_{яроқ} = \frac{Y_k * 100}{B_0 \text{ ёки } B_1}$$

Бу ерда:

- $K_{емир}$ — фондларнинг емирилиш коэффициентлари;
- E_k — йил боши ёки охирига фондларнинг емирилиш қиймати;
- B_0 ёки B_1 — асосий фондларнинг йил боши ва охирига бўлиқ қиймати;

- $K_{яроқ}$ — асосий фондларнинг яроқлилик коэффициентлари;
- Y_k — йил боши ёки охирида асосий фондларда сақланган қиймат.

Асосий фондларни такрор яратиш динамикасини таҳлил қилиш учун уларни янгилаш интенсивлиги коэффициентидан фойдаланилади:

$$K_{интенсивлик} = \frac{K * 100}{ch}$$

Бу коэффициент ошгани сари фондларни янгилари билан алмаштириш интенсивлиги кучаяди. Асосий фондларни қайта яратиш жараёнларини таҳлил қилаётганда янгиланиш ва ишдан чиқариш коэффициентларини амортизация ажратмасининг нормаси билан таққослаш ҳам муҳим аҳамиятга эга.

Ва ниҳоят, асосий фондлардан фойдаланиш самарадорлигини аниқлаш учун жорий даврда яратилган ялпи қўшилган қийматни (ишлаб чиқариш товар маҳсулотини) ўртача асосий фондлар қийматига бўлинади.

Макроиқтисодий баланслар тизими-миллий ҳисобчиликнинг асосий услуби

13.6. Миллий ҳисобчилик ҳақида умумий тушунча

Ҳозирги замонда давлат жамиятда иқтисодий ўсиш ва аҳоли фаровонлигини таъминлашда муҳим рол ўйнайди. У бозор муносабатларини тартибга солиб, иқтисодий ривожлантириш истиқболларини белгилаб, иқтисодий жараёнларни йўналтириб туради. Бозор

муносабатларига давлатнинг бундай аралашуви объектив зарурат бўлиши билан бирга, у миллий иқтисодиёт ва иқтисодий тузилмалар аҳволи ва ривожланиш тенденцияларини ҳар тарафлама таърифловчи статистик кўрсаткичлар тизимига асосланган муқаммал миллий ҳисобчиликни йўлга қўйишни тақоза этади, чунки аниқ ва тўлиқ статистик аҳборотларсиз на макроиқтисодий таҳлил ҳамда истиқболни белгилаш мумкин эмас ва барқарор ижтимоий-иқтисодий юксалишни таъминлайдиган макроиқтисодий сиёсатни давлат амалга ошира олмайди.

Миллий ҳисобчилик баланс статистикасига асосланади; унинг вужудга келиши, шаклланиши ва такомиллашиши бевосита статистикада баланс усулининг ривожланиши билан боғлиқдир. Миллий ҳисобчиликнинг туб моҳиятини макроиқтисодий баланслар тизими белгилайди. Улар макроиқтисодий кўрсаткич ва аҳборотларни ишлаб чиқишнинг асосий услуби ҳисобланади. Мазкур баланслар миллий ҳисобламалар тизими деб юритилади ва бу атамани биринчи марта голландиялик статист Эдвард Ван Клифф томонидан 1941 йилда “De Economist” журналида эълон қилинган “Голландиянинг миллий ҳисобламалари (счёт) ҳақида” мақоласида ишлатган.

Миллий иқтисодиётда маълум технологик жараёнлар натижасида товар ва хизматлар такрор ишлаб чиқарилади, молиявий ресурслар даромад ва харажатлар шаклида ҳаракат қилади. Миллий ҳисобчилик мазкур макроиқтисодий даражада кечадиган такрор ишлаб чиқариш жараёнларини турли хил жиҳатдан бир бутунликда ва узвий боғланишда тасвирлайди.

Миллий ҳисобламалар ўзаро боғланган кўрсаткичлар тизимидан таркиб топиб, улар миллий маҳсулот ва миллий даромадни яратиш, тақсимлаш, қайта тақсимлаш, истеъмол ва жамғариш жараёнларининг турли жиҳатларини ёритади. Бу тизим иқтисодий таҳлил ва истиқболни белгилаш учун муҳим манба бўлиб хизмат қилади. Унинг кўрсаткичларида миллий иқтисодиёт тараққиёти, иқтисодий сектор ва тармоқларнинг ривожланиши, улар ўртасидаги ўзаро боғланишлар, ишлаб чиқариш, истеъмол ва жамғарма орасидаги ўзаро алоқалар ўз ифодасини топади.

Ҳисобламалар иқтисодий операцияларни ҳисобга олиш учун мўлжалланган бўлса ҳам, аммо уларда бирламчи операциялар бевосита қайд қилинмайди. Балки дастлаб улар моҳияти ва характери, ижрочи томонлар—субъектларнинг жамиятдаги ўрни ва бажарадиган функцияларига кўра таснифланади, бир хил турдаги оқимларга бирлаштирилади, сўнгра ушбу оқимлар тегишли ҳисобламаларда қайд қилинади.

Иқтисодий оқимлар бир ижрочидан иккинчиси томон кечгани учун улар ҳўжалик юритувчи субъектларнинг бир тоифаси учун даромад ёки кирим, иккинчиси учун эса харажат ёки чиқим шаклида гавдаланади ва уларнинг тегишли иккита ҳисобламасида ёки бир фаолият тури учун бағишланган ҳисобламанинг икки томонида ёзилиб қайд қилинади. Демак, бу ерда бухгалтерия ҳисобига ўхшаб

мақсадли ҳисобламаларни юритиш ва икки ёқлама ёзиш усули қўлланади. Шунинг учун миллий ҳисобчиликни макроиқтисодий даражада юритиладиган бухгалтерияга ўхшатиш мумкин.

Миллий ҳисобламаларда мамлакатда ишлаб чиқарилган пировард товар ва хизматлар оқимлари ишлаб чиқарувчилардан товар бозори орқали истеъмолчи уй хўжаликларига, улардан ишловчи кучлар ва бошқа табиий ресурслар товар оқимлари сифатида омиллар бозори орқали ишлаб чиқарувчилар томон ҳаракати ва бу жараёнга қарама-қарши йўналишда даромадлар ва харажатлар оқимларининг кечиши миқдорий жиҳатдан тасвирланади.

Шу сабабли МҲТ нафақат мамлакат миқёсидаги бухгалтерия сифатида, балки шу билан бирга макроиқтисодий доиравий айлананинг статистик модели деб қаралиши мумкин.

Миллий ҳисобламалар тизими деган ибора қўлланила бошланганидан буён унчалик кўп вақт (атиғи 60 йил) ўтган бўлмаса ҳам, аммо унинг назарий асосларини ишлаб чиқиш, макроиқтисодий кўрсаткичларни тузиш масалалари икки ярим асрлик тарихга эга. Унинг илк назарий шакли физократ Франсуа Кенэннинг “Иқтисодий жадвали”га (1758й) бориб тақалади. Бу жадвалда биринчи маротаба миллий даромадни яратиш ва синфлар ўртасида тақсимлаш жараёнини миқдорий жиҳатдан талқин этишга ҳаракат қилинган. Аммо мамлакат миллий даромади ва миллий маҳсулот, миллий бойлиги ва уларнинг тузилиши сингари макроиқтисодий кўрсаткичларини аниқлаш масалалари узоқ йиллар давомида илмий ва амалий излаНИШЛАР, тортишувлар объекти бўлиб келган.

МҲТ яратилиши билан бу илмий муаммо нафақат ечимга эга бўлди, балки амалий фаолият соҳасига айланди.

Бу тизим вужудга келиши учун 1929-1930 йиллар биринчи жаҳон иқтисодий кризиси кучли туртки бўлди. У классик иқтисодий назария таназзулликка юз тутганини намойиш қилди. Бозор иқтисодиёти беқиёс катта қўламда ривожланган шароитда фақат товар ишлаб чиқарувчилар эркинлиги ва улар орасидаги рақобатга асосланган бозор механизми иқтисодий таназзулликдан мамлакатларни чиқаришга, таклиф ва талабни мувофиқлаштиришга ожиз эканлигини амалиёт тасдиқлади. Натижада буюк инглиз иқтисодчи олими Жон Мейнард Кейнснинг иқтисодий назарияси (1936й) вужудга келди, унга бинотан, иқтисодиётни барқарорлаштириш учун бозор механизмини созилаб турувчи ташқи куч талаб ва таклифга таъсир этиши зарур.

Бу куч давлатдир. У иқтисодий дастаклардан самарали фойдаланиб, иқтисодий-доиравий айлана жараёнларига таъсир этиш қудратига эга. Давлатнинг макроиқтисодий сиёсати талаб билан таклиф мувофиқ бўлиши учун зарур шароитларни яратишга қаратилган бўлиши керак. Ўз-ўзидан равшанки, бундай тадбирларни ишлаб чиқиш ва амалга ошириш учун миллий иқтисодиёт ҳолати ва ривожланиши, унинг таркибий тузилиши ва ўзаро боғланишлари ҳақида аниқ ва тулиқ маълумотлар манбаи бўлиши лозим. Ана шундай манба сифатида миллий ҳисобламалар тизими шаклланади.

Шундай қилиб, ривожланган бозор муносабатлари шароитида иқтисодий жараёнларни давлат томонидан у ёки бу даражада иқтисодий дастаклар ёрдамида йуналтириб туриш зарурияти МХТни юзага чиқарди.

Иккинчи жаҳон уруши миллий ҳисобламачилик ривожланиш суратларини тезлаштирди, чунки жаҳон иқтисодиётини таҳлил қилиш, мамлакатлараро иқтисодий муносабатларни ҳар тарафлама ўрганиш зарурияти туғилди, мамлакатлардаги мавжуд ресурсларни ҳарбий мақсадларни кўзлаб тақсимлаш ва қайта тақсимлашда давлат роли беқиёс кучайди. 30-йилларда Голландия ва бошқа Скандинавия мамлакатларида, Германия ва Францияда яратилган Миллий Ҳисобламалар Тизими қисқа вақт мобайнида бошқа Оврупа мамлакатлари-га, Америка ва Осиё қитъасига ёйилди.

Аммо айрим мамлакатларда миллий ҳисобчиликни юритиш тартибида, жумладан ҳисобламалар сони ва тузилишида, кўрсаткичларни ҳисоблаш услубиятида катта фарқлар мавжуд эди, натижада уларни халқаро таққосламалиги бузилади, жаҳон бўйича кўрсаткичларни умумлаштириш масаласи оғирлашади, жаҳон бозорини таҳлил қилиш қийинлашади. Шунинг учун халқаро МХТ андоза(стандарт)ларини яратиш долзарб масалага айланди. Бу масала билан дастлаб Миллатлар Лигасининг статистика комиссияси, унинг урнига Бирлашган Миллатлар Ташкилоти (БМТ) тузилганидан сўнг унинг статистика бўлими шуғулланди. 1947 йилда МХТ бўйича Халқаро ассоциация барпо этилиб, у жаҳон мамлакатларининг макроиқтисодий кўрсаткичлари тўпланларини тузиш ва миллий ҳисобчиликнинг илмий асосланган халқаро андозаларини яратиш ишларини кучайтириб юборди.

1953 йилда БМТ биринчи халқаро андозавий (стандарт) МХТ буюк инглиз статистиги Ричард Стоун раҳбарлиги остида БМТ статистика комиссияси томонидан яратилди ва фойдаланиш учун аъзо мамлакатларга тавсия этилди. Аммо бу халқаро стандарт тизим миллий маҳсулот ва миллий даромадларни такрор ишлаб чиқариш жараёнларини акс эттириб, молиявий ҳисобламалар билан тармоқлараро боғланишларни ва иқтисодиётни технологик тузилишини ўз ичига олмади. Кейинги 15 йил ичида бу борада олиб борилган назарий ва амалий изланишлар умумлаштириб, 1968 йилда БМТ иккинчи андозавий (стандарт) МХТ яратилди. Унинг асосида 1969 йилда Оврупа Иттифоқига аъзо мамлакатлар учун биринчи Оврупа интеграллаштирилган иқтисодий кўрсаткичлар тизими тасдиқланди. Бу халқаро стандартлар асосий ҳисобламалар билан уйғунлаштирилган молиявий ҳисобламалар ва В.Леонтьев “Харажатлар—ишлаб чиқариш” жадваллари билан тўлдирилган эди.

Кейинги чорак аср мобайнида турли мамлакатларда миллий ҳисобчилик соҳасида олиб борилган илмий ишлар, тўпланган амалий тажрибалар умумлаштирилиб 1993 йилда учинчи БМТ халқаро андозавий (стандарт) МХТ яратилди. Унинг асосида эса 1995 йилда иккинчи Оврупа интеграллаштирилган иқтисодий кўрсаткичлар тизими бунёд бўлди.

Янги БМТ стандарт МХТ-93 700 саҳифага яқин ва 21 бобдан иборат бўлиб, ўз ичига 600 га яқин ҳисобламаларни олади. Улар қуйидагилардан таркиб топади:

- айрим ички иқтисодиёт секторлари учун стандарт ҳисобламалар;
- иқтисодиёт тармоқлари учун ҳисобламалар (ишлаб чиқариш ва бирламчи даромадларни ҳосил қилиш);
- айрим иқтисодий операция турлари учун ҳисобламалар;
- ташқи иқтисодий алоқалар учун ҳисобламалар;
- бутун иқтисодиётни тўлалигича таърифловчи ҳисобламалар;
- мамлакат иқтисодий активлари ва пасивлари баланслари;
- тармоқлараро баланслар (В.Леонтьев “Харажатлар — ишлаб чиқариш” жадваллари);
- умумий жадваллар.

Шундай қилиб, миллий ҳисобчилик макро даражада ҳисобланадиган иқтисодий кўрсаткичлар тизими бўлиб, улар хўжалик юритувчи субъектлар ҳақидаги ахборотларни ҳам, улар томонидан амалга ошириладиган турли туман иқтисодий операциялар ҳамда уларни актив ва пасивлари ҳақидаги маълумотларни ҳам махсус тартиб ва қоидалар ёрдамида умумлаштиради ва иқтисодиётда нималар бўлаётганини англаш ҳамда иқтисодий жараённинг энг муҳим натижаларини аниқлаш имконини беради.

Миллий ҳисобламалар тизимининг асосий мақсадлари:

- макро даражада иқтисодиёт ҳолати ва ривожланишининг умумий манзарасини тасвирлаш;
- ялпи ички маҳсулот, пировард истеъмол, инвестициялар, жамгарма, ихтиёрдаги даромад ва бошқа муҳим макроиқтисодий кўрсаткичлар орасидаги ўзаро боғланишларни аниқлаш.

Бундай тартиблаш асосида олинган ахборотлар:

- давлат бошқарув ташкилотларига макроиқтисодий сиёсат масалалари бўйича қарорлар қабул қилиш учун керак;
- ўзларининг хусусий корхона ва компаниялари амал қилаётган умумий микроиқтисодий вазият масалаларидан яхши хабардор бўлиш учун зарур; Халқаро ташкилот (БМТ, Халқаро Валюта Фонди, Жаҳон Банки, Иқтисодий ва ижтимоий ривожланиш ташкилоти) ларга халқаро иқтисодий ҳамкорликни (масалан, кредитлар бериш, мамлакатлар иқтисодий ривожланиши учун ёрдам кўрсатиш ва ҳ.к.) ташкил этиш билан боғлиқ бўлган турли масалаларни ечиш учун керак.

13.7. МХТ асосий концепциялари, категориялари ва кўрсаткичлари

МХТ — ҳозирги замон статистик ахборотлар тизими бўлиб, бутун дунё мамлакатларида бозор иқтисодиёти ривожланишини макродаражада таҳлил қилиш ва тасвирлаш учун фойдаланилади. Бу тизим кўрсаткичлари ва таснифлари бозор иқтисодиёти тузилишини, унинг амал қилиш функционал институтлари ва механизмларини акс эттиради.

Яқин ўтмишда Совет тузуми даврида республикамизда макроиқтисодиётни таҳлил қилиш ва тасвирлаш учун бошқа кўрсаткичлар тизими - халқ ҳўжалик баланси (ХХБ) қўлланар эди. ХХБ марксча ижтимоий такрор ишлаб чиқариш концепциясига таянган эди. У ишлаб чиқариш воситалари ижтимоий мулкчиликка ва марказлашган режалаштиришга асосланган иқтисодиётни таҳлил қилиш учун мўжалланган эди. Шунинг учун Ўзбекистонда иқтисодий реформаларни амалга ошираётганда халқ ҳўжалиги балансидан миллий ҳисобламалар тизимига ўтиш зарур бўлди.

Иқтисодий операциялар ва ҳўжалик юритувчи субъектлар ҳақидаги турли туман маълумотларни МХТ чегарасида тартибга солиш жуда самарали бўлиши ва макроиқтисодий қонуниятлар ва ўзаро боғланишларни очишга ёрдам бериши учун у маълум умумиқтисодий концепцияларга ҳамда ахборотларни ишлаш қоидаларини ифодаловчи аксиомаларга таяниши керак. Шундай концепцияларидан бирига мувофиқ, “иқтисодий ишлаб чиқариш” чегараларини аниқлаш зарур, яъни ялпи ички маҳсулот ишлаб чиқариладиган ва миллий даромад барпо этиладиган соҳани чеклаш лозим.

Маълумки, иқтисодий ишлаб чиқариш концепцияси ишлаб чиқарувчи кучлар ривожланган сари катта ўзгаришларни бошидан кечирди. Унинг шаклланишига ўз вақтида Ф.Кенэ, А.Смит, К.Маркс, А.Маршалл, М.Кейс каби буюк иқтисодчи олимларнинг асарлари таъсир этди. Макроиқтисодиётни таҳлил қилиш учун Совет тузуми пайтида қўлланилган халқ ҳўжалиги балансидан иқтисодий ишлаб чиқариш соҳаси фақат моддий ишлаб чиқариш билан чегараланади. ХХБ концепциясига кўра номоддий хизматлар соҳасида (бошқариш, мудофаа, соғлиқни сақлаш, маориф, илм-фан ва ҳ.к.) миллий даромадни қайта тақсимлаш ва унинг пировард истеъмоли рўй беради, холос. МХТда иқтисодий ишлаб чиқаришнинг бирмунча кенгрок концепцияси қўлланади. Бу концепцияга биноан, ишлаб чиқариш - бу шундай фаолиятки, унинг натижаси қандай шаклда — моддий буюм ёки хизмат кўринишида бўлишидан қатъий назар, ишлаб чиқарувчиларга даромад, бошқа субъектлар (олувчилар)га наф келтириши, яъни уларнинг истеъмол эҳтиёжларини қондириши керак. Амалда у барча товар ва хизматларни ишлаб чиқаришни қамраб олади. Фақат уй бекалари кўрсатадиган уй-юмуш хизматлари (масалан, кир ювиш, овқатлар тайёрлаш, уй-жой ҳамда жихозларни тоза ҳолда тутиш, болаларини тарбиялаш ва ҳ.к.) бундан мустасно ҳисобланади, чунки улар катта ҳажмда кўрсатиладиган нобозор (пулсиз) хизматлар бўлиб, шартли равишда пулда ўлчанадиган бўлса бозор иқтисодиётининг натижавий кўрсаткичлари табиатига путур етказди (уларнинг таркибида шартли тарзда пулда ўлчанадиган нобозор хизматлар салмоғи ҳаддан ташқари ошиб кетади).

Шу билан бирга МХТда иқтисодий ишлаб чиқариш концепцияси иқтисодий ҳудуд ва резидентлик концепцияси билан узвий боғланишда, унга таянган ҳолда қўлланади.

Иқтисодий ҳудуд - бу мамлакат миллий чегаралари доирасидаги жўғрофий ҳудуд ҳамда ҳаво фазоси, ҳудудий сувлари, континентал шельф қисми ва эксхудудий аниқловлар (давлатнинг бошқа мамлакатлардаги элчихоналари, ҳарбий базалари), аммо у ҳудудий эксклюзивларни (ажнабий элчихоналар, ҳарбий базалар) ўз ичига олмайди. Мамлакат иқтисодий ҳудудида иқтисодий манфаат марказига эга бўлган юридик ва жисмоний шахслар (улар институционал бирликлар деб юртилади) мамлакат резидентлари деб аталади.

Мамлакат резиденти деб ҳисоблаш учун институционал бирлик мамлакат иқтисодий ҳудудида бир йил ва ундан ортиқ вақт давомида бўлиши (ёки бўлмоқчи), иморатларга ёки ерга эга бўлиши, бухгалтерия ҳисоботини тузиши керак. Ҳатто бирор бирлик мамлакат иқтисодий ҳудудида бир йилдан озроқ муддатда бўлиб, аммо катта ҳажмдаги операцияларни амалга оширса (ёки оширмоқчи бўлса), у ушбу мамлакат резиденти ҳисобланиши мумкин. Ажнабий элчихоналар, консулликлар, халқаро ташкилотлар уларнинг бўлимлари, ҳарбий базалар мамлакат резиденти ҳисобланмайди. Қўшма корхоналар ва чет эл компаниялари ҳамда мамлакатда бир йилдан ортиқ вақт давомида операциялар амалга оширувчи уларнинг филиаллари ва ваколатхоналари (мустақил юридик шахс ҳисобланмайди) ҳам ушбу мамлакат резиденти ҳисобланади. Мамлакат иқтисодий ҳудудида бир йил ва ундан ортиқ муддатда истиқомат қилаётган жисмоний шахслар, уларнинг миллати ва фуқаролик мақомидан қатъий назар, резидентлар сифатида қаралади. Мамлакатда бир йилдан кўп яшаб турган чет эл элчихоналарнинг ходимлари, ажнабий талабалар, даволанаётган касаллар бундан мустаснодир. Бир йилдан кам муддатда мамлакатда иқтисодий фаолият қиладиган институционал бирликлар норезидент ҳисобланади. Мамлакат ички иқтисодиёти унинг иқтисодий ҳудудида резидентлар ва норезидентлар амалга ошираётган ишлаб чиқариш ва бошқа иқтисодий фаолият турларини қамраб олади. Демак, иқтисодий ишлаб чиқариш мамлакат иқтисодий ҳудудида амалга оширилади. Унинг чегарасидан ташқарида мамлакат резидентлари ташкил этган ишлаб чиқариш фаолияти ишлаб чиқариш ҳисобламаларида ҳисобга олинмайди. Шундай қилиб, МҲТ концепциясига асосан, иқтисодий ишлаб чиқариш мамлакат иқтисодий ҳудудида расмий ва хуфиёна ҳолда ташкил этилган кўйидаги ҳужалик фаолияти турларини ўз ичига олади:

-товарларни ишлаб чиқариш, ўзининг шахсий истеъмоли учун ишлатиладиган маҳсулотларни ҳам қўшиб (масалан, деҳқон ҳужаликлари томонидан шахсий истеъмол учун қишлоқ ҳужалик маҳсулотларини яратиш);

-пулли хизматлар кўрсатиш;

-молиявий воситачилар фаолияти (тижорат банклари, инвестицион фондлар, суғурта компаниялари ва ҳ.к.);

-давлат бошқарув ташкилотлари томонидан нобозор (туловсиз) хизматлар кўрсатиш (бошқариш, мудофаа соҳасида жамоатчилик

хизматлари, соғлиқни сақлаш ва маъориф таълим соҳасида якка шахсларга хизматлар кўрсатиш ва ҳ.к.);

-уй ҳўжалиқларига уларга хизмат қилувчи нотижорат ташкилотлар томонидан нобозор хизматлар кўрсатиш;

-ёлланма уй хизматчилар (ошпазлар, шофёрлар, боғбонлар, оқсочлар ва ҳ.к.) томонидан уй-юмуш хизматларини кўрсатиш;

-уй-жой эгалари томонидан ўзларининг шахсий истеъмоли учун уй-жой хизматларини кўрсатиш;

Ялпи ички маҳсулот ишлаб чиқариш соҳасига ҳўжалиқ фаолияти натижасида атроф-муҳитда рўй берадиган ўзгаришлар (масалан, кўмир, нефт ва бошқа ер ости бойлиқлари заҳирасининг тугаши, ҳаво ва сувнинг ифлосланиши, ерларни шўрланиши ёки яроқсиз холга келиши ва ҳ.к.) кирмайди, атроф-муҳитни муҳофаза қилиш фаолиятлари унинг таркибига киради. Макроиқтисодий таҳлил соҳасидаги кўпчилик мутахассислар фикрича, иқтисодиёт натижаларини (жумладан ЯИМ) аниқлаётганда атроф-муҳитда бўладиган салбий ўзгаришлар эътиборга олинмиши керак. Улар “экологик соф ЯИМ” кўрсаткичини ҳисоблашни таклиф қиладилар. Айрим мамлакатларда тажриба тарзда бу кўрсаткич ҳисобланмоқда. Аммо кўпчилик мамлакатларда бундай ҳисоб-китобларни статистика амалиётида тадбиқ этиш узоқ вақт талаб қилади.

МҲТнинг яна бир муҳим концепцияси даромадларнинг асосий кўрсаткичлари (миллий даромад, бирламчи даромадлар, ихтиёрдаги даромад ва ҳ.к.) ҳисоблаш билан боғлиқ. Бу концепция “даромад” категориясининг иқтисодий моҳиятини акс эттиради. У инглиз иқтисодчи-назариячиси Дж.Хикс томонидан яратилган. Бу концепцияга биноан, даромад истеъмол товар ва хизматларини харид қилиш учун камбағал бўлиб қолмасдан (яъни жамғарилган бойликни камайтирмасдан ва ҳеч қандай молиявий мажбурият олмасдан) максимал даражада қанча пул сарфлаш мумкинлигини англатади. Аммо бу умумий концепция ишлаб чиқариш концепцияси билан боғлаб конкретлаштирилади: натижада даромадлар қўшилган қийматга тенг деган концепция асос қилиб олинади. Бундан миллий даромад жорий ишлаб чиқаришда барпо этилган бирламчи даромадлар йиғиндиси билан аниқланиши келиб чиқади. Шунинг учун мавжуд активлар қийматининг ўзгариши (масалан, инфляция таъсири остида) даромад таркибига кирмайди. Ишлаб чиқариш билан боғлиқ бўлган, бироқ пул даромадлари тўлови шаклида амалга ошмайдиган оқимлар (масалан, шахсий ҳўжалиқда яратилган маҳсулотларни истеъмол қилиш, натурал меҳнат ҳақи ва ҳ.к.) даромад таркибий унсури ҳисобланади.

Даромад моҳиятини ишлаб чиқариш концепцияси билан боғлаш ишлаб чиқариш фаолиятдан олинган даромадлар билан қайта тақсимлаш жараёнида олинган даромадлар чегарасини ҳам белгилаш имконини беради. Бундан тақсимланмаган фойда аниқ шахслар қўлига тегмасдан корхона ихтиёрида қолса ҳам даромад қисми эканлиги келиб чиқади, чунки у жорий ишлаб чиқариш натижасидир.

Даромад товарларни ишлаб чиқариш билан уларни истеъмол қилиш жараёнларини боғловчи бўғин бўлгани учун миллий ҳисобчиликда даромад моҳияти тақсимлаш концепцияси билан ҳам боғлиқ равишда қаралади. Бу ҳолда миллий маҳсулотни шакллантирувчи барча товар ва хизматларга уй-хўжаликларининг жами талаблари даромадларни аниқлайди. Бундай ёндашишга биноан, якка туловларсиз амалга ошадиган истеъмол ҳам даромад ҳисобланади. Демак, уй хўжаликларининг умумий даромадлар ҳажми умумий истеъмол ҳажмига тенг бўлиши керак деган концепцияга ҳам МҲТ асосланади. Натижада уй хўжаликлари шахсий истеъмол учун ишлаб чиқарган маҳсулотларининг қиймати, давлат бошқарув ташкилотлари кўрсатган хизматлар қиймати, мулкдан (хусусий уй-жойдан) фойдаланишдан олинган шартли даромадлар умумий истеъмол ва даромадлар ҳажмига тенг.

МҲТ яна бир концепцияси қиймат яратиш жараёнида турли ишлаб чиқариш омилларининг ролини аниқлашдан иборат. Марксча назариядан фарқли ўлароқ, бу концепцияга биноан, ер ва капитал меҳнат билан бир қаторда қиймат яратувчи омиллар сифатида қаралади. Шуни таъкидлаш керакки, 1993 йилги янги МҲТ да ишлаб чиқариш омиллари ва кўрсаткичлари омиллар қиймати бўйича баҳолашга таяниш тўғрисида очиқ фикр айтилмайди. Бу муаллифларнинг мавзуга оид тортишув масалаларини четлаб ўтишга ҳаракат қилишдан келиб чиқади. Омиллар даромади тушунчаси янги МҲТ да бирламчи даромад категорияси билан алмаштирилган. Аммо айрим мамлакатларда, масалан АҚШда ҳозиргача миллий даромад омиллар қийматида ҳисоблаб келинади. Омиллар қиймати деганда бозор нархларидан маҳсулотларга қўйилган солиқларни айириб ташлаб уларга бериладиган субсидияларни қўшишдан ҳосил бўлган баҳолашлар назарда тутилади. Бундай амалиёт халқаро миллий ҳисобчилик стандартидан четланиш ҳисобланади, чунки МҲТ концепциясига биноан асосий кўрсаткичлар бозор нархларида баҳоланиши керак. Шу билан бир вақтда айрим кўрсаткичларни омиллар қийматида ҳам ҳисоблаш мумкинлиги МҲТда инкор этилмайди.

Мамлакат миллий иқтисодиётининг тузилиши ва ўзаро боғланишларини, иқтисодий жараёнлар мазмунини миқдорий жиҳатдан тасвирлаш учун миллий ҳисобчиликда турли туман таснифлашлар ва гуруҳлашлар қўлланади. Унда иқтисодиётга иккита энг муҳим фаолият функциялари: ишлаб чиқариш ва истеъмол қилиш нуқтаи назардан қаралади. Уларнинг ўзаро боғланишидан бошқа функциялар, товар ва хизматларни айрибошлаш ва тақсимлаш, даромадларни яратиш ва қайта тақсимлаш, фойдаланиш функциялари келиб чиқади. Бозор иқтисодиёти шароитида бу функциялар пул воситачилигида амалга ошади. Натижада иқтисодиёт соҳа ва жараёнларини молиялаштириш билан боғлиқ бўлган махсус функция юзага чиқади. Барча зикр этилган функциялар миллий ҳисобламаларда қўлланадиган гуруҳлаш ва таснифлашлар асосида ётади, тизимнинг тузилиши ва мазмунини белгилайди.

Улар жамият иқтисодий ҳаётини икки томондан таҳлил қилиш учун хизмат қилади: Биринчидан, иқтисодиёт қандай фаолият турларидан, иқтисодий жараёнлардан тузилиши ва уларнинг хусусиятларини аниқлаш, иқтисодий операция ва оқимларни ўрганиш, у ёки бу жараён кечишида уларнинг ролини белгилаш; иккинчидан, айрим фаолият турлари билан шуғулланувчи ҳўжалик юритувчи субъектларнинг иқтисодий ҳолати ва ўзаро муносабатларини текшириш, уларнинг макроиқтисодий кўрсаткичлар шаклланишидаги роли ва ўрнини аниқлаш.

Операция лотинча “operatio” сўздан келиб чиқиб, сай-ҳаракат, амал деган луғавий мазмунга эга. Иқтисодий операция - бу бирор иқтисодий масала бўйича икки томон (бирлик) ўртасида бир фикрга келишиб, уни ёзма ёки оғзаки ҳолда амалга ошириш ёки амалга оширишга қаратилган ҳаракат. У ишлаб чиқариш, тижорат, молия-кредит, суғурта ва бошқа иқтисодий фаолиятларга оид масалаларни ечиш борасида иқтисодий субъектлар (вакиллар) томонидан қилинадиган амалий ҳаракат (аҳдлашув, битим) натижасини англатади. Ҳар бир операция жараён бўлиб, бажариладиган амал, унинг мақсади, объекти ва субъектига эга. Амал - бу бажариладиган иш, ҳаракат. Масалан, А корхона Б корхонага ўз маҳсулотини сотади. Бу ерда олди-сотади операцияси (аҳдлашуви) юз беради. А корхона учун сотиш амали, Б корхона учун эса - олиш амали бажарилади, шу билан бирга А корхона сотган маҳсулоти учун пул олди, Б корхона пул тўлади. Демак, бу операция иккита амалга эга: сотиш (бериш) ва олиш. Операция маълум мақсадни кузлайди. Мисолимизда А корхона маҳсулотни сотишдан мақсади даромад (молиявий ресурс)га эга бўлиш, Б корхона эса - товарни, хом ашё сифатида ишлаб чиқаришда истеъмол қилиш ёки қисман бошқа истеъмолчиларга сотиш. Бу ҳолда Б корхона учун операция асосий ва ёрдамчи амаллардан таркиб топади. Операция объекти - бу аҳдлашув предметидан иборат. Мисолимизда сотилган маҳсулот ва пул амалларни бажарувчи томонлар: мисолимизда А ва Б корхоналар. Операцияларда амаллар, объектлар ва субъектлар сони турлича бўлиши мумкин.

Иқтисодий операциялар бозор ва нобозор операцияларга бўлинади. Бозор операциялари пул муомаласига асосланади ва пулда ифодаланади. Гиперинфляция шароитида бозор операциялари товарларни натурал шаклда (яъни пул воситасиз) айрибошлаш йўли билан амалга ошиши мумкин. Бундай операциялар **бартер операциялари** деб аталади. Нобозор операциялар одатда натурал шаклда ифодаланади ва уларни шартли равишда пулда баҳолаш мумкин. Масалан, уй ҳўжалигининг ўзи ишлаб чиқарган маҳсулотни истеъмол қилиши. Нобозор операцияларга ички корхона операциялари киради. Масалан, бир цехдан иккинчи цехга ишлов бериш учун нимфабрикатлар етказиб бериш ёки ишчини инструмент билан таъминлаш.

Иқтисодиётда сон-саноқсиз операциялар кунига амалга ошади. Миллий ҳисобчилик уларнинг ҳар бирини қайд қилиш имкониятига

эга эмас. Амалда бунга хожат ҳам йуқ, чунки бир хил турдаги операциялар тўпланиб, иқтисодий оқимларни барпо этади ва уларни ўз навбатида умумий жиҳатларига қараб йирик туркум ва синфларга таснифлаб миллий ҳисобламалар бундай гуруҳлар бўйича умумлашган маълумотларни ўзида қайд қилади.

Иқтисодий оқим деб маълум вақт давомида (давр мобайнида) моддий ва молиявий бойликларни яратиш, алмаштириш, шаклини ёки манзилени ўзгартириш, истеъмол қилиш, жамғариш ва йуқ қилиш билан боғлиқ бўлган ва ўзаро мувофиқлаштириб амалга ошириладиган операциялар (жараёнлар) мажмуасига айтилади. Оқимлар бирламчи иқтисодий кўрсаткичларнинг моҳияти билан миқдорий ифодаланишини аниқлайди. Масалан, у ёки бу маҳсулот турини ишлаб чиқариш ёки реализация қилиш (сотиш, етказиб бериш, юклаб жунатиш) ҳажми, маълум даврда сарфланган меҳнат учун ҳисобланган ёки олинган ҳақ тўловлари, берилган ёки олинган нафақа, маҳсулот истеъмоли, иқтисодий фаолият учун ажратилган сармоя ва ҳ.к.

Оқимлар ҳақиқий, ҳаётда кузатиладиган ёки сунъий ташкил қилинадиган ёки аналитик мақсадлар учун шартли баҳолашга асосланган оқимлар шаклида бўлиши мумкин. Кўпчилик оқимлар ҳам жисмоний жиҳатдан, ҳам қиймат ифодасида кузатилса, масалан, бирор товарни сотиш-олиш, солиқ тўловлари, айримлари эса фақат жисмоний кўринишда кечади, масалан, давлат мактаб ва ўқув юртлирида болаларни ҳақсиз ўқитиш. Бу оқимлар икки ёқлама бир-бирига қарама-қарши йўналишда ёки бир ёқлама, аммо иккита субъектлар орасидаги ҳаракатни ифодалаш мумкин. Товар ва хизматларни сотиш, бартер қилиш икки ёқлама оқимларга мисол бўлса, нафақалар тулаш, пул тўловсиз ўқиш, асбоб-ускуна ва машиналарни ҳадя қилиш бир ёқлама оқим ҳисобланади, чунки бунинг эвазига ҳеч нарса берилмайди. Бир ёқлама оқимлар **трансфертлар** деб юритилади. Шундай оқимлар ҳам бўладики, уларда бир субъект қатнашади, масалан, товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, уларни истеъмол қилиш. Оқимлар фавқулодда актив ва пассивларда (моддий ва молиявий ресурсларда) бўладиган ўзгаришлар (экстраординар воқеалар)ни ҳам ўз ичига олади. Масалан, янги нефт қазилма бойликларини очиш, газ заҳираси тугаган корхоналарни ёпиш, табиий офатлар (ер қимирлаш, ёнғин, сув тошиш ва ҳ.к.) натижасида бойликларни йўқотиш, босқинчилик (уруш, ўғирлаш ва ҳ.к.) йўли билан ёки суд қарори билан мулкни тортиб олиш ва ҳ.к.

Бу оқимларни шакллантирувчи кучлар иқтисодий фаолиятдан ташқарида юз берадиган омиллар бўлгани учун улар махсус ҳисобламаларда қайд қилинади.

Иқтисодий операция ва оқимлар тушунчаси билан заҳира категорияси узвий изчилликка эга. Заҳиралар ўтган даврларда амалга оширилган иқтисодий оқим ва операциялар натижасида жамғарилган иқтисодий ресурслар (миллий бойлик) яъни моддий ва молиявий активлар ҳамда уларнинг манбалари - хусусий капитал ва мажбу-

риялардан ёхуд молиявий пасивлардан таркиб топади. Бу ҳолда улар жорий давр бошланишига мавжуд бўлган заҳиралар деб аталади. Ҳисобот даври мобайнида амалга оширилган операция ва оқимлар таъсири остида уларда - умумий ҳажми ва таркибий унсурларида ўзгаришлар рўй беради ва улар миллий ҳисобламаларда ўз ифодасини топади. Пировард натижада жорий давр охирига қолган (мавжуд бўлган) заҳиралар шаклланади. Миллий ҳисобчилик иқтисодий активлар ва пасивлар ҳар доим - уларнинг ўзгаришлари ҳам, давр боши ва охиридаги заҳиралари ҳам ўзаро мувофиқликда, баланслашувда бўлишини асосий ҳисоб-китоб принципи деб қарайди ва бу талабга риоя қилади.

Шундай қилиб, экстраординар воқеаларни мустасно сифатида қарасак, МҲТда операция ва оқим тушунчалари асосан бир мазмунда қўлланади ва моддий буюмлар, хизматлар ва ҳуқуқларни манзилдан-манзилга кўчириш, яратиш, шаклини ўзгартириш ёки йўқ қилиш жараёнларини англатади.

Операцияларни таснифлашда асосий мезон қилиб хўжалик юритувчи субъектлар бажарадиган асосий иқтисодий функция: ишлаб чиқариш, тақсимлаш, истеъмол олинади. Уларни батафсиллаштириш учун яна қўшимча мезонлардан фойдаланилади: биринчидан операция объекти: моддий неъматлар, хизматлар, ҳуқуқ; иккинчидан, операция табиати яъни субъект халқ хўжалиги жараёнида қандай аниқ шаклда қатнашиши ҳисобга олинади (иш ҳақи, дивидентлар, фоизлар олиш ёки тўловлари).

МҲТда иқтисодий операция ва оқимлар икки жиҳатдан - реал ва молиявий жиҳатдан қаралади. Биринчи ҳолда нима ишлаб чиқарилиши, иккинчисида эса - пул шаклида нима ўз ифодасини топиши ва бозорда қандай тўлов воситалари ёрдамида айрибошланиши назарда тутилади. Иқтисодий операциялар таҳлилига бундай ёндашиш кейинчалик халқ хўжалигида моддий ва молиявий оқимлар ҳаракатини чегаралаш ва ўрганиш имконини беради.

Операциялар бажарадиган функциясига қараб жорий ва капитал операция(оқим)ларга бўлинади.

Жорий операциялар - бу жорий (қундалик) иқтисодий фаолиятга тегишли операциялар бўлиб, улар бевосита товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, даромадлар барпо этиш, тақсимлаш ва истеъмол қилиш жараёнлари билан боғлиқдир.

Капитал операциялар - бу реал ва пул шаклида жамғариш билан боғлиқ бўлган оқимлар тўпламидир, улар мавжуд миллий бойликка янги бойлик қўшади.

Операциялар объектига қараб учта турга ажралади:

- товар ва хизматлар билан операциялар;
- даромадларни тақсимлаш операциялари;
- молиявий операциялар.

Биринчи тоифадаги операциялар товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, экспорти ва импорти, истеъмол қилиш ва жамғариш жара-

ёнлари билан боғлиқ бўлган оқимларни шакллантиради. Улар ишлаб чиқариш, истеъмол, капитал яратиш ва ташқи дунё ҳисобламаларида қайд қилинади.

Иккинчи тоифадаги операциялар бирламчи даромадларни ҳосил қилиш, пул ва натурада тақсимлаш ва қайта тақсимлаш жараёнларини акс эттиради. Улар қаторига иш ҳақи, ижтимоий таъминот учун ажратмалар, ишлаб чиқариш ва импорт учун солиқ, субсидиялар, мулкдан олинган даромад (фоизлар, дивидентлар, ер рентаси ва ҳ.к), даромад, мулк ва бошқа жорий солиқлар, нафақа тўловлари, жорий ва капитал трансфертлар ва ҳ.к. киради. Бу операциялар бирламчи даромадларни барпо этиш (шаклланиши) пул ва натурал даромадларни тақсимлаш ва қайта тақсимлаш ва қисман капитал яратиш ҳисобламаларида қайд қилинади.

Учинчи тоифадаги операциялар мавжуд молиявий активлар ёки мажбуриятларни айрибошлаш ёки бундай активлар ёки мажбуриятларни шакллантириш ёки йўқ қилиш (ўчириш) жараёнларини акс эттиради. Улар молиявий ҳисобламаларда қайд қилинади. Аммо бу ҳисобламаларда молиявий операция табиатига эга бўлмайдиган бошқа пул операциялари ҳам қайд қилинади. Жумладан, товар ёки номолиявий активларга эгалик (мулкчилик) ҳуқуқини бировга бериш, хизматлар кўрсатиш, меҳнат сарфлари ва ҳ.к. билан боғлиқ бўлган пул операциялари бўйича корреспонденциялаштирувчи ёзувлар ўз ифодасини топади. Шу сабабли хўжалик юритувчи субъект ёки секторнинг молиявий операциялари ҳисобга олинмаган тақдирда унинг молиявий активлари ёки мажбуриятларидаги соф ўзгаришлар бутунлай пул операциялари сальдоси билан аниқланади. Бундай пул операцияларидан фарқли ўлароқ, молиявий операциялар бир активни иккинчисига айрибошлаш ёки бир йўла активлар ва мажбуриятларни ҳосил қилишни ўз ичига олади. Улар молиявий активлар ва мажбуриятларни қайта тақсимлайди ва уларнинг умумий йиғиндиси (суммаси)ни ўзгартириши мумкин, аммо молиявий активларнинг умумий йиғиндиси (суммаси) билан мажбуриятлар умумий йиғиндиси (суммаси) ўртасидаги фарқни ўзгартирмайди, яъни улар орасидаги балансга таъсир этмайди. Соф кредитлаштириш ёки маблағларни соф қарзга олишга талаблар ишлаб чиқариш, даромадлар ва асосий капитал ҳисобламаларида қайд қилинадиган барча пул операцияларининг соф натижаси билан белгиланади.

Молиявий операцияларни ҳисобга олиш учун уларнинг соҳиблари - молиявий воситалар асосий функцияси ва ликвидлик даражасига асосланиб олтин ва қарз олиш махсус ҳуқуқи, нақд ва валюта ва депозитларга, қимматли қоғозлар (акциялардан ташқари), облигация ва заёмлар, акция ва бошқа акционер капитал турлари, суғурталаш техник резервлари ва бошқа воситаларга таснифланади. Ҳар бир восита тури бўйича молиявий талаб ва мажбуриятларни шакллантирувчи операциялар молиявий ҳисобламаларда қайд қилинади.

Миллий ҳисобчилик жамият иқтисодий ҳаётини ўрганишда миллий иқтисодиётни мураккаб тузилишига эга бўлган, аммо таркибий

қисмлари узвий боғланган интеграллаштирилган ягона сиймо сифатида қарайди. Агарда уни одам организми билан қиёсласак, унинг скалети, гавдасининг негизи ҳужалик юритувчи субъектлар мажмуасидан тузилади, тўқималари эса - иқтисодий операция ва оқимлардан таркиб топади. Шунинг учун МХТда миллий иқтисодиёт икки жиҳатдан таҳлил қилинади. Биринчидан, иқтисодий операция ва оқимлар турли белгилари асосида таснифланади ҳамда уларнинг тузилиши ва боғланишлари, фаолият натижаларининг тақсимланишидаги ўрни ва уларга таъсири ўрганилади. Бу масалага оид иқтисодий категория ва таснифлашлар юқорида қараб чиқилди. Иккинчидан, миллий иқтисодиётнинг ташкилий-ҳуқуқий ва мулкчилик шакллари жиҳатидан тузилиши, уларнинг макроиқтисодий натижалар шаклланишига қўшган ҳиссалари ва ўзаро боғланишлари таҳлил қилинади. Энди бу билан боғлиқ бўлган институционал бирлик ва сектор категориялари ва уларни таснифлаш масалаларини қараб чиқамиз.

Институционал бирлик деганда ташкилий-ҳуқуқий жиҳатдан тўла мустақил бўлган ҳужалик юритувчи субъект назарда тутилади. У ўзининг актив ва пассивларига (мулки ва сармоясига) эга бўлиб, иқтисодий фаолиятда улардан фойдаланиш масалалари бўйича мустақил қарорлар қабул қилади, бошқа субъектлар билан операциялар амалга оширади ва натижалари учун жавобгарликни ўз зиммасига олади, барча зарурий ҳисоб-китобларни юритади, молиявий ҳисоботлар ва балансларни тузади.

Институционал бирлик табиатини белгиловчи хусусиятлар қуйидагилардан иборат:

-товар ва активларга эгалик қилиш, бошқа бирликлар билан иқтисодий операциялар олиб бориш, товар ва активларни айрибошлаш ҳуқуқига эга бўлиш;

-иқтисодий масалалар бўйича мустақил қарорлар қабул қилиш, ҳужалик фаолияти билан шуғулланиб, бутун маъсулиятни ўз зиммасига олиш ва қонун олдида жавобгар бўлиш;

-ўзининг сармояси ва активлари ҳолатида рўй берадиган ўзгаришлар бўйича мажбуриятлар ҳамда бировларнинг мажбуриятларини шахсан ўз зиммасига қабул қилиш, келажак учун ҳам мажбуриятлар олиш ва шартномалар тузиш ҳуқуқига эга бўлиш;

-актив ва пассивларида бўладиган ўзгаришларни ҳамда фаолият натижаларини қайд этиш учун иқтисодий ва юридик мақсадлардан келиб чиққан ҳолда ҳисобламалар ва баланслар ҳажмини тўлиқ шаклда юритиш.

Ҳозирги кунда институционал бирликларга хос барча хусусиятларга эга бўлган икки тоифадаги ҳужалик юритувчи субъектлар мавжуд, бири — жисмоний шахслар бўлиб, айрим кишилардан ёки уларнинг, кичик жамоасини ўз ичига олувчи уй ҳужаликларидан иборат, иккинчиси — юридик шахслар ёки ижтимоий бирликлар бўлиб, кимнинг изнида ёки назорати остида бўлишидан қатъий назар уларнинг ҳаракатдаги қонунчилик ёки жамият ҳужалик юритувчи субъект сифатида тан олади.

Иккинчи тоифадаги институционал бирликлар қаторига турли ташкилий-ҳуқуқий шакллардаги корпоратив ва хусусий корхоналар, давлат корхоналари, марказий ва тижорат банклари, савдо ташкилотлари, суғурта уюшмалари, давлат бошқарув ташкилотлари, уй ҳужаликларига хизмат кўрсатувчи нотижорат муассасалари (диний ва сиёсий фирқа ташкилотлари, касаба уюшмалари, фондлар) ва ҳ.к. киради. Улар турли иқтисодий мақсадларни кўзлаб фаолият қилади ва функцияларни бажаради. Бу эса иқтисодиётни сектор ва сектор остиларга бўлиш учун назарий-услубий асос яратади. Мисол қилиб ишлаб чиқариш корхоналари ва уй ҳужаликларини олсак, улар иқтисодий мақсадлари ва сай-ҳаракатлари билан жиддий фарқ қилади. Номолиявий корхоналар товар ва хизматларни ишлаб чиқариб, уларни реализация қилишдан даромад (фойда) олишни кўзлайди. Уй ҳужаликлари эса товар ва хизматларни истеъмол қилади ва ишловчи кучлар билан корхона ва бошқа ҳужалик юритувчи субъектларни таъминлайди.

Иқтисодий сектор — МХТнинг муҳим категориясидир ва шу билан бирга у тизимнинг тузилиш пойдевори ҳисобланади.

Институционал бирликларни ҳаракатлантирувчи кучлар ва иқтисодий рағбатлантирувчи омиллар турли-туман бўлиб, уларнинг иқтисодий табиатини белгилайди. Сектор ва сектор остилари табиатан бир хил турдаги куч ва омилларга эга бўлган бирликларни бирлаштиради. Демак, бирликлар амалга оширадиган асосий иқтисодий фаолият тури ва операциялар сектор ва сектор остиларни шакллантириш учун таснифий мезон бўлиб хизмат қилади.

1993 йил халқаро андозавий МХТда миллий (ички) иқтисодиёт бешта секторга ажратилади:

- номолиявий корпоратив сектор;
- молиявий корпоратив сектор;
- давлат бошқарув органи;
- уй ҳужаликлари сектори;
- уй ҳужаликларига хизмат кўрсатувчи нотижорат ташкилотлари сектори.

Номолиявий корпоратив секторнинг асосий функцияси товар ва хизматларни бозор учун ишлаб чиқаришдан иборат. Ушбу мезон асосида ҳужалик юритувчи субъектларни сектор таркибига киритиш ёки киритмаслик масаласи ечилади.

Бу сектор барча товар ва хизматларни ишлаб чиқарувчи корхоналарни, уларнинг мулк ва ташкилий-ҳуқуқий шаклларидан қатъий назар ўз ичига олади. Унинг таркибига ҳокимиятлар руҳсати билан ташкил этилган кичик ва ўрта хусусий корхоналар ва товар ишлаб чиқарувчи (хунармандлар, фермер ҳужаликлари, нонвойлар ва ҳ.к.) бозор хизматларини кўрсатувчи шахслар (масалан, адвокатлар, врачлар, артистлар ва ҳ.к.) киради.

1993 йил андозавий МХТда номолиявий сектор чегарасида қуйидаги секторостиларини тузиб, ажратиб кўрсатиш тавсия этилади:

-давлат номолиявий корпорациялари;

-миллий хусусий номолиявий корпорациялар ва квазикорпорациялар (яъни туб маънода корпорация бўлмасдан, аммо унга ўхшаб ишлаб чиқариш фаолиятини бажарувчи субъектлар);

-ажнабий корпорациялар;

Биринчи сектороти гуруҳига давлат бошқарув ташкилотлари та-сарруфидаги корхоналар ва уларнинг назоратидаги номолиявий корпорациялар ва квазикорпорациялар киради. Бу ерда назорат деганда корпорация директорларини тайинлаш ва сиёсатини аниқлаш назарда тутилади. Иккинчи сектороти гуруҳи хусусий корхоналардан ва нотижорат ишлаб чиқариш субъектларидан таркиб топади. Учинчи сектороти гуруҳи эса норезидент—корпорация ва уларни филиал ва бўлимларини, бошқа давлатлар назорати остидаги корхоналарни ўз ичига олади.

Молиявий корпоратив секторнинг асосий функцияси молиявий воситачиликни бажаришдир. Яъни айрим субъектларни маблағларини қарз тарзида жалб қилиб, бошқа субъектларга молиявий эҳтиёжларини қондириш учун маълум муддатга қарзга бериш. Бу сектор иқтисодиёт ривожланишини молиялаштиришда муҳим рол ўйнайди. Унинг таркибига банклар тизими, суғурта жамиятлари ва муассасалари, ихтисослашган молиявий ташкилотлар киради. Аммо молиявий хизматларни сотиш-олиш предмети сифатида аҳолига ва бошқа хўжалик юритувчи субъектларга кўрсатувчи маклерлар, нотариуслар ва шунга ўхшаш муассасалар молиявий корпоратив секторга кирмайди, балки номолиявий корхона ҳисобланади.

1993 йил андозавий МХТда молиявий корпоратив сектор ичида қуйидаги сектороти гуруҳларини тузиш тавсия этилади.:

-марказий банк;

-бошқа депозитив корпорациялар:

шу жумладан:

а) пул-депозитив корпорациялар;

б) бошқалар;

-бошқа молиявий воситачилар, суғурта жамиятлари ва нафақа фондларидан ташқари;

-ёрдамчи молиявий ташкилотлар;

-суғурта жамиятлари ва нафақа фондлари.

Давлат бошқарув секторининг асосий функцияси мамлакатни бошқариш ва мудофаа қилиш, инсон ҳуқуқларини таъминлашдан иборат. Унинг таркибида умумдавлат ижро қонунчилиқ ва унинг ижроси билан шуғулланувчи умумдавлат бошқарув ташкилотлари, мудофаа идоралари ва муассасалари, вилоят ва маҳаллий ҳокимиятлар, нобозор жамоа хизматларини кўрсатувчи муассасалар, ҳарбий кемалар, танклар, қурол-аслаҳалар, ўқ-дорилар, қирувчи самолётлар, ракеталар ва улар учун қурилмалар ишлаб чиқарувчи корхоналар, ижтимоий таъминот фондлари ва бошқалар киради.

1993 йил андозавий МХТда давлат бошқарув сектори чегарасида қуйидаги сектороти гуруҳларни тузиш тавсия этилади:

- марказий ҳукуматлар;
- ўрта бўғиндаги ҳокимиятлар;
- маҳаллий ҳокимиятлар;
- ижтимоий таъминот фондлари.

Уй хўжаликлари секторининг асосий функцияси товар ва хизматларни истеъмол қилиш ва ишловчи кучлар (тадбиркорликни ҳам қўшиб) билан иқтисодий таъминлаш. Аммо миллий ҳисобчиликда бу сектор торроқ маънода талқин этилади ва истеъмолчи бирликлар тўплами сифатида қаралади. Улардан ташқари бу сектор ҳокимиятлар рухсати билан расмий корхона барпо этмасдан, балки маҳсулотларни шахсий истеъмол учун ишлаб чиқариш фаолияти билан шуғулланувчи хўжаликларни (қосиблар, нонвойлар, ошпазлар, баққоллар, қурилиш усталари, уй юмушларини бажарувчи ёлланма хизматчилар, деҳқон хўжаликлари ва ҳ.к) ҳам ўз ичига олади.

Янги халқаро андозавий МҲТда уй хўжаликлари доирасида қуйидаги секторсти гуруҳларни тузиш тавсия этилади:

-иш берувчилар (ёлланма ишловчи кучлар ишлайдиган корхона эгалари);

-шахсий истеъмол учун товар ишлаб чиқарувчилар (нотижорат корхона ташкил этганлар);

-ёлланма ходимлар;

-мулкдан ёки трансфертлардан даромад олувчилар:

шу жумладан:

а) мулкдан даромад олувчилар;

б) нафақахўрлар;

в) бошқа шаклдаги трансфертлардан даромад олувчилар.

Уй хўжаликларига хизмат кўрсатувчи нотижорат ташкилотлар сектори аҳолининг айрим гуруҳ ёки қатламларига пул тўловсиз хизмат кўрсатувчи нотижорат ташкилотларидан таркиб топади. Улар қаторига сиёсий фирқалар, диний уюшма ва бирлашмалар, ижодкорлар (ёзувчи, бастакор, мусаввир ва ҳ.к) уюшмалари, турли фондлар киради.

Юқорида баён этилган секторлар йиғиндисидан ички иқтисодий барпо бўлади. МҲТда уни ҳам йирик сектор сифатида қараб, ҳисобламалар тизими тузилади.

Бундан ташқари, мамлакатлар резидентлари билан норезидентлар ўртасидаги иқтисодий алоқалардан олинган даромадларни аниқлаш мақсадида “бошқа жаҳон мамлакатлари” сектори барпо этилади ва у барча норезидент институционал бирликлардан таркиб топади. Аммо ҳисобламаларда резидентлар билан норезидентлар орасидаги иқтисодий операциялар билан резидентларнинг норезидентларга талабларигина қайд қилинади.

13.8. Асосий ҳисобламалар ва уларнинг кўрсаткичлари

Ҳисобламалар миллий ҳисобчиликнинг муҳим таркибий категориясидир. Улар мамлакат иқтисодий ҳудудида фаолият қиладиган барча корхона, ташкилот, муассаса ва уй хўжаликларининг иқтисо-

дий операцияларини қайд қилиш учун фойдаланилади. Шу билан бирга бундай операциялар қаторига мамлакат резидентлари билан норезидентлари (яъни бошқа мамлакатлар резидентлари) ўртасидаги операциялар ҳам кирилади.

Ҳисобламаларда акс эттириладиган маълумотлар айрим иқтисодий операцияларга тегишли бўлмасдан, балки уларнинг бир хил турдаги тўпламини пулда ифодаланган умумлаштирувчи кўрсаткичларидир. Улар ичидан айримлари иқтисодий жараённинг турли жиҳатларини ёритиш мақсадида аниқланадиган таҳлилий умумлаштирувчи кўрсаткичлар ҳисобланади.

Уш, ҳисоблама нима? Бу атама бухгалтерия ҳисобидан олинган бўлиб, унда счет (ҳисоблама) деганда корхона хўжалик фаолияти, маблағлари ва уларнинг манбалари ҳаракати ва ҳолати устидан назорат қилиш учун керакли, гуруҳланган иқтисодий ахборотларни олиш усули назарда тутилади.

Миллий ҳисоблама (счет) деб иқтисодий жараёнлар устидан макродаражада назорат қилиш мақсадида иқтисодий операцияларни тавсифлаб, товар ва хизматлар, даромад ва харажатлар оқимлари ҳақидаги маълумотлар асосида агрегатлашган макроиқтисодий кўрсаткичларни олиш усулига айтилади. Шакл жиҳатидан у бухгалтериядаги ҳисобламаларга ўхшайди ва Т-симон кўринишга эга. Одатда ҳисобламаларнинг ўнг томони “ресурслар”, чап томони эса “фойдаланиш” деб аталади ва уларда тегишли маълумотлар ёзилади. Таъкидлаш керакки, ҳар бир ҳисобламада фойдаланиш қисми ресурсларга тегишли маълумотлар йиғиндисига тенг бўлиши лозим. Уларни баланслаштиришнинг иккита усули бор. Айрим ҳисобламаларда бу амал баланслаштирувчи модда — сальдо кўрсаткич ёрдамида бажарилади, сўнгра бу кўрсаткич кейинги ҳисобламада бошланғич модда бўлиб ҳизмат қилади. Бошқа ҳисобламалар табиий ҳолда баланслашади, яъни ресурс ва фойдаланиш томонларида қайд қилинадиган иқтисодий оқимлар табиати уларни жамлари моҳият жиҳатидан бир-бирига тенг мувозанатда бўлишини тақазо этади. Бундай ҳисобламалар категориясига мисол қилиб, “товар ва хизматлар” деб аталувчи нолинчи ҳисобламани кўрсатиш мумкин.¹

МҲТда ҳисобламалар турли жиҳатдан таснифланади. Улар қуйидаги гуруҳлардан таркиб топади:

- иқтисодиёт секторлари учун ҳисобламалар;
- иқтисодиёт тармоқлари учун ҳисобламалар;
- айрим иқтисодий операциялар учун ҳисобламалар;
- умумий иқтисодиёт учун ҳисоблама (консолидирлашган ҳисобламалар);

¹ Товар ва хизматлар ресурслари ва уларни турли мақсадлар: истеъмол, жамғариш ва ҳ.к. учун фойдаланиш жараёнини акс эттиради. Ўз-ўзидан равшанки, бу ҳолда баланслаштирувчи модда бўлмайди, чунки маълумотлар тулиқ ва аниқ бўлса, ҳисоблама автоматик равишда баланслашади. Аммо уйғунсизлик, ўзаро тенглик кузатилмаса, бу ҳол маълумотларда статистик хатолар мавжудлигидан дарак беради.

Иқтисодиёт секторлари учун ҳисобламалар ўз навбатида қуйида-
ги гуруҳларга бўлинади:

- жорий ҳисобламалар;
- жамғариш ҳисобламалари;
- актив ва пассив баланслари;

Жорий ҳисобламалар қуйидагиларни ўз ичига олади:

- ишлаб чиқариш ҳисобламаси -1;
- даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламаси -2;
- даромадларни бирламчи тақсимлаш ҳисобламаси -3;
- пул шаклидаги даромадларни қайта тақсимлаш ҳисобламаси -4;
- пулда ифодаланган ихтиёрдаги даромадлардан фойдаланиш ҳисоб-
ламаси -5;
- натурал даромадларни қайта тақсимлаш ҳисобламаси -6;
- тузатиш киритилган ихтиёрдаги даромаддан фойдаланиш ҳисоб-
ламаси -7.

Жамғариш ҳисобламалари қуйидагилардан иборат:

- капитал билан операциялар ҳисобламаси -8;
- молиявий ҳисобламалар -9;
- актив ва пассивлардаги бошқа ўзгаришлар ҳисобламаси -10;
- актив ва пассивларни қайта баҳолаш ҳисобламалари -11.

Актив ва пассивлар баланслари қуйидагиларни ўз ичига олади:

- актив ва пассивларни бошланғич (давр бошига) баланси;
 - ҳисобот даври мобайнида актив ва пассивлар балансидаги ўзга-
ришлар;
 - якуний (давр охирига) актив ва пассивлар баланси.
- Энди ҳар бир жорий ҳисобламани чуқурроқ қараб чиқамиз.

13.9. Ишлаб чиқариш ҳисобламалари

Биринчи ҳисоблама ишлаб чиқариш ҳисобламаси бўлиб, у ишлаб чиқариш натижаларини тасвирлаш ва таҳлил қилиш учун мўлжалланган. Бу ҳисоблама иқтисодиётнинг айрим секторлари ва тармоқлари ҳамда бутун иқтисодиёт миқёсида тузилади. Унинг ресурслари барча ишлаб чиқарилган товар ва хизматларнинг ялпи қиймати (жорий бозор нархларида баҳоланган ҳажми)дан иборат. Уни ҳисоблашда ишлаб чиқариш жараёнида сарфланган товар ва хизматлар қиймати айирилмайди, шу сабабли ялпи ишлаб чиқариш бу қийматни қайта-қайта (икки марта) ҳисобга олади.

Иқтисодиёт тармоқлари ва секторларида ялпи ишлаб чиқариш қиймати турли йўллар билан ҳисобланади. Масалан, номолиявий корпоратив сектор корхоналарида бу кўрсаткич сотилган маҳсулот қиймати устига реализация қилинмаган тайёр маҳсулот захирасининг ўсишини, (тугалланмаган ишлаб чиқариш ҳажми кўпайишини ҳисобга олган ҳолда) қўшиш сифатида аниқланади:

$$Q = q + S \quad (13.7.1)$$

Бу ерда: Q — ялпи ишлаб чиқариш қиймати;
 q — сотилган маҳсулотлар қиймати;

S — реализация қилинмаган тайёр маҳсулот заҳирасининг ўсиши яъни

$$S = S_1 - S_0 \quad (13.7.2)$$

S_1 — давр охирига бўлган заҳира қиймати;

S_0 — давр бошига бўлган заҳира қиймати.

Таъкидлаш зарурки, МХТда муҳим қоида мавжуд, унга биноан ялпи ишлаб чиқариш қийматини аниқлашда маҳсулотлар реализация қилиш пайтидаги эмас, балки ишлаб чиқарилган пайтдаги нархларда баҳоланади. Бунинг учун дастлаб инфляция таъсири остида реализация қилинмаган тайёр маҳсулотлар заҳираси қийматининг ўсиши ҳисобланади:

$$\Delta_s = L - M \quad (13.7.3)$$

Бу ерда Δ_s — реализация қилинмаган тайёр маҳсулотлар заҳираси қийматининг инфляция ҳисобига ўсиши;

L — жорий даврда заҳирани тўлдирган маҳсулотлар қиймати (унга йўналтириш пайтидаги нархларда);

M — жорий даврда заҳирадан олиб реализация қилинган маҳсулотлар қиймати (заҳирадан олиш пайтидаги нархларда).

Сўнгра давр мобайнида заҳирадан олиб реализация қилинган тайёр маҳсулотлар қиймати (реализация қилиш пайтидаги нархларда) устига Δ_s қўшилади.

$$S = M + \Delta_s = M + L - M = L$$

Реализация қилинмаган тайёр маҳсулотлар заҳираси қийматининг инфляция ҳисобига ўсиши холдинг фойда деб аталади. У ишлаб чиқариш пайтидан кейин ўтган даврда рўй берган инфляция натижаси бўлгани учун ишлаб чиқариш жараёнида яратилган қийматга ҳеч қандай алоқаси йўқ. Бозор хизматларини кўрсатувчи тармоқлар ва корхоналар ялпи ишлаб чиқариш қиймати пулли хизматлар қиймати билан ўлчанади. Аммо бу хизматлар учун туловлар кассага (банкдаги ҳисоб-китобга) қисман тушиб, қолгани дебиторлик қарзи бўлиб қолса, у ҳолда бозор хизматларининг ялпи қиймати қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$Q = TҚД_d \quad (13.7.4)$$

Бу ерда: Q — бозор хизматларининг ялпи қиймати;

T — хизматлар учун кассага (банкдаги ҳисоб-китобга) тушган пул;

Δ_d — мижозларнинг давр охири ва бошига бўлган дебиторлик қарзларининг ўзгариши.

Нобозор хизматларини кўрсатувчи давлат бошқарув сектори ва уй хўжалиқларига хизмат кўрсатувчи нотижорат ташкилотлари учун ялпи ишлаб чиқариш қиймати жами ишлаб чиқариш харажатлари билан аниқланади. Улар қуйидаги харажатлардан таркиб топади:

— оралиқ истеъмол учун товар ва хизматларни сотиб олиш харажатлари (моддий харажатлар);

- меҳнат ҳақи;
- асосий капитал истеъмоли (асосий фондларнинг эскириш қиймати — амортизация);

Айрим ҳолда нобозор (бетулов) хизматлар учун мижозлардан биров ҳақ олинади ёки уларга озроқ товарлар сотилади. Масалан, болалар боғчалари ота-оналардан қисман ҳақ олади ёки тасвирий кўргазмалар расмларнинг кучирмаларини сотади. Бу ҳолда нобозор хизматлар қиймати умумий харажатлардан хизмат ва товарларни сотишдан олинган тушумларни айириш натижаси билан аниқланади.

Молиявий корпоратив сектор, жумладан, банклар ялпи ишлаб чиқариш қиймати фоизли даромадлар билан нофоиз хизматлар учун даромадлардан ташкил топади:

$$P = (T_1 - T_0) + T \quad (13.7.5)$$

Бу ерда: P —банклар ялпи ишлаб чиқариш қиймати;

T —нофоиз хизматлар учун туловлар;

T_0 —жалб қилинган бўш молиявий ресурслар учун банклар томонидан туланган фоизлар;

T_1 —кредитга берилган ресурслар (банк хусусий маблағларидан ташқари) учун мижозлардан олинган фоизлар.

Сугурта жамятларининг ялпи ишлаб чиқариш қиймати қуйидагича ҳисобланади:

$$Q = T_1 - T_0 + T - R \quad (13.7.6)$$

Бу ерда: Q —сугурта компанияларининг ялпи ишлаб чиқариш қиймати;

T_1 —сугурта компаниялари мижозлардан сугурта хизмати учун олган бадаллар (туловлар);

T_0 —сугурта компанияларининг мижозларга сугурталанган ҳодисалардан кўрган зарарларини қоплаш учун туловлари;

T —сугуртавий техник резервларни қимматли қоғозларга инвестициялаштиришдан сугурта компаниялари олган фоиз даромадлари;

R —сугуртавий техник резервлар.

Айрим тармоқ ва секторлар учун ишлаб чиқариш ҳисобламасида ялпи ишлаб чиқариш қиймати асосий нархларда ифодаланган бўлса, у ҳолда ялпи қўшилган қиймат ҳам ўша нархларда бўлади. Аммо ялпи ички маҳсулотни ишлаб чиқарувчилар нархларида ифодалаш учун умумий миллий иқтисодиёт ҳисобламасида қўшимча ресурс сифатида маҳсулот ва импорт учун соф солиқлар, қўшилган қиймат солиғидан ташқари (яъни умумий солиқлар — субсидиялар) иккинчи модда қилиб ресурслар томонида кўрсатилади, акс ҳолда ялпи қўшилган қийматлар йиғиндиси ялпи ички маҳсулотдан фарқ қилади.

Ишлаб чиқариш ҳисобламасининг “фойдаланиш” томонида оралиқ истеъмол биринчи модда қилиб кўрсатилади. Оралиқ истеъмол — ишлаб чиқариш жараёнида фойдаланилган товар ва хизматлар қийматидир. У ишлаб чиқаришда сарфланган хом-ашё, материаллар,

ёқилғи, энергия, тез эскирадиган ва арзон қимматли предметлар қиймати ҳамда транспорт, алоқа, реклама ва юридик ташкилотларнинг хизматлари учун тўловлар ва бошқа хизматлар қийматини ўз ичига олади. Оралиқ истеъмол учун сарфларнинг муҳим қисми иморатлар, асбоб-ускуналар, машиналар ва бошқа воситаларни ижара ҳақларидан иборат. Аммо асосий капитал истеъмоли оралиқ истеъмол таркибига киритилмайди, гарчи у табиатан моддий харажат бўлса ҳам.

Оралиқ истеъмол ишлаб чиқариш ҳисобламасида товарларни сотиб олиш пайтидаги нархларда эмас, балки уларни ишлаб чиқаришда истеъмол қилиш пайтидаги ҳақиқий нархларда баҳоланади. Бу нархлар орасидаги фарқ холдинг фойда бўлгани учун МҲТ уни ишлаб чиқариш натижаларини баҳолашда ҳисобга олмасликни тавсия этади.

Қуйида асосий секторлар ва миллий иқтисодиёт учун ишлаб чиқариш ҳисобламаси келтирилган (млрд.АҚШ доллари).

1-ишлаб чиқариш ҳисобламаси

1.1. Номолиявий корпоратив сектор.

Фойдаланиш		ресурс	
2. Оралиқ истеъмол	2896	1. Ялпи ишлаб чиқариш	5111
3. Салдо:		шу жумладан:	
ялпи қўшилган қиймат (1-2)	2215	бозор ишлаб чиқариш	5111
шу жумладан:		нобозор ишлаб чиқариш	-
асосий капитал истеъмоли	334		
соф қўшилган қиймат	1881		
Баланс	5111	Баланс	5111

1.2. Молиявий корпоратив сектор.

Фойдаланиш		ресурс	
2. Оралиқ истеъмол	124	1. Ялпи ишлаб чиқариш	330
3. Салдо:		шу жумладан:	
ялпи қўшилган қиймат (1-2)	206	бозор ишлаб чиқариш	330
шу жумладан:		нобозор ишлаб чиқариш	-
асосий капитал истеъмоли	12		
соф қўшилган қиймат	194		
Баланс	330	Баланс	330

1.3. Давлат бошқарув сектори

Фойдаланиш		ресурс	
2. Оралиқ истеъмол	333	1. Ялпи ишлаб чиқариш	1086
3. Салдо:		шу жум.::	
ялпи қўшилган қиймат	753	бозор ишлаб чиқариш	-
шу жумладан асосий капитал		нобозор ишлаб чиқариш	1086
истеъмоли	83		
соф қўшилган қиймат	670		
Баланс	1086	Баланс	1086

1.4. Уй ҳўжаликлари сектори

фойдаланиш		ресурс	
2. Оралиқ истеъмол	422	1. Ялпи ишлаб чиқариш	1420
3. Салдо:		шу жумладан:	
ялпи қўшилган қиймат	998	бозор ишлаб чиқариш	1420
шу жумладан:		нобозор ишлаб чиқариш	-
асосий капитал истеъмоли	160		
соф қўшилган қиймат	838		
Баланс	1420	Баланс	1420

1.5. Миллий иқтисодиёт

фойдаланиш		ресурс	
2. Оралиқ истеъмол (2896+124+333+4222)	3775	1. Ялпи ишлаб чиқариш (5111+330+1086+1420)	7947
3. Салдо:		шу жумладан:	
ялпи ички маҳсулот	4778	бозор ишлаб чиқариш	7467
(1+2-3)		нобозор ишлаб чиқариш	1086
шу жумладан:		маҳсулотлар ва импорт учун	
асосий капитал истеъмоли	589	соф солиқлар	606
соф ички маҳсулот	4189		
Баланс	8553	Баланс	8553

13.10. Бирламчи даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламалари

С-2 даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламаси ялпи қўшилган қиймат қандай таркибий элементлардан тузилишини тасвирлаш учун мўлжалланган бўлиб, у ҳам С-1 ишлаб чиқариш ҳисобламасига ўхшаб миллий иқтисодиётни иқтисодий ҳудуд концепциясига мувофиқ шаклланишига асосланади. Шу сабабли ҳисоблама кўрсаткичлари мамлакат иқтисодий ҳудудида фаолият қилаётган резидент ва норезидент институционал бирликлар даромадларини ифодалайди. С-2 ҳисобламанинг ресурслари қилиб ялпи қўшилган қиймат яъни С-1 ишлаб чиқариш ҳисобламасининг салдовий кўрсаткичи қаралади. Унинг фойдаланиш қисмида эса асосий ишлаб чиқариш омиллари ҳиссасига тўғри келадиган бирламчи даромадлар ўз аксини топади. Улар омиллар даромадлари деб ҳам юритилади. Бунда авваламбор ёлланма меҳнат омилининг соҳиблари - ишчи ва хизматчилар (резидент ва норезидент)га тегишли меҳнат ҳақи қўшилган қиймат таркибидан ажратиб қаралади. Унинг қолган қисми ишлаб чиқариш ва импорт солиқлари ва субсидиялар сифатида давлат бошқарув ташкилотлари билан товар ва хизматларни ишлаб чиқарувчилар орасида, уларнинг ялпи даромади (фойдаси) сифатида тақсимланади. Шу сабабли С-2 даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламасининг фойдаланиш қисмида биринчи модда қилиб ёлланма ишчи ва хизматчиларнинг ялпи меҳнат ҳақи кўзланади. Бу ерда “ялпи” сўзи бежиз ишлатилгани йўқ. Гап шундаки, МҲТда меҳнат ҳақи қўлга тегадиган соф ҳақ эмас, балки меҳнат натижасида ишлаб топилган барча даромадлар ҳеч қандай солиқлар ва ажратмалар ушлаб қолинмасдан ҳисобланган ялпи меҳнат ҳақи сифатида талқин этилади.

Ёлланма меҳнат соҳиблари деганда эса доимий, мавсумли ва қисқа вақтли ишларни бажариш учун бир кундан ортиқ муддат билан шартнома (ёзма ёки оғзаки) асосида ишга қабул қилинган ишчи ва хизматчилар назарда тутилади. Улар қаторига шартнома асосида ўз уйида фаолият кўрсатадиган касаначилар ҳам киради. Аммо корпорация ёки нокорпоратив корхона эгалари, ишлаб чиқариш кооператив аъзо ва шериклари, беҳақ ишлайдиган оила аъзолари, ишлаб чиқариш амалиётини ўтаётган талабалар ва ўқувчилар кирмайди.

Ёлланма меҳнат ҳақи — бу ишга ёлловчилар (масалан, корхоналар) томонидан ишчи ва хизматчиларни маълум давр давомида бажарган ишлари учун ҳисобланган барча пул ва натурал шаклдаги тўловлардир. У (R 10) ўз ичига:

-ялпи иш ҳақи (R-101);

-ишга ёлловчиларнинг ижтимоий сугурта ва таъминот учун ҳақиқий ажратмалари (R-102);

-ижтимоий сугурта учун шартли ҳисобланган ажратмаларни (R-103) олади.

Ялпи иш ҳақи (R-101) турли-туман пулли ва натурал шаклдаги тўловлардан таркиб топади. Жумладан, пулли иш ҳақи таркибига қуйидаги тўловлар киради:

-мунтазам ҳар ойда (ёки бошқа вақт оралиғида) тўланадиган иш ҳақи, пировард иш натижаси бўйича тўловлар, ишбай иш ҳақларни ҳам кўшиб, қонунда белгиланган иш вақтидан кўп ишланган вақтлар учун қўшимча тўловлар, тунги сменада ишлагани, байрам ва дам олиш кунлари бажарилган ишлар учун устама ҳақлар, оғир ва хавфли шароитда қилинадиган ишлар учун қўшимча ҳақлар, чет элга бориб ишлагани учун устама тўловлар, кўп болали оилалар учун мунтазам бериладиган қўшимча тўловлар, малака ошириш билан боғлиқ ўқиш харажатларини қоплаш учун тўловлар ва ҳ.к;

-қисқа вақтли меҳнат таътилида ёки касал бўлиш, бахтсиз ҳодисалар сабабли ишланмаган вақт учун ҳисобланган иш ҳақи;

-корхона фаолиятининг умумий натижаларига асосланиб бериладиган махсус мукофотлар ва бошқа тўловлар;

-ёлланма ходимларга учинчи шахс томонидан бериладиган коммиссион тўловлар, чой-чақалар, пул ҳадялари, чунки улар ёлловчи корхоналарга ёлланувчилар кўрсатган хизматлар учун тўлов деб ҳисобланади.

Натурал шаклдаги иш ҳақи таркибига қуйидагилар киради:

-ишлаб чиқариш жараёнида яратилиб, ишчи ва хизматчиларга меҳнат ҳақи сифатида бериладиган товар ва хизматлар;

-ёлланма ходимлар хизмат юзасидан яшаш жойидан олис масофада ишлагани учун (хизмат вазифаси билан бошқа жойга бориш, кўчманчи қурилиш ишларини бажариш ва ҳ.к) уларни корхоналар томонидан озиқ-овқат, уй-жой (барак, вагон ва ҳ.к), ичимликлар билан таъминлаш;

-ёлланма ходимлар ишлаётган вақтда уларнинг ёш болаларига қараб туриш учун болалар боғчаси, яслилар ва ҳ.к. билан таъминлаш;

-уларни турли корхона сотиб оладиган истеъмол товарлари ва хизматлари билан таъминлаш, шу жумладан автомобиллар ажратиш, корхона транспорт воситаларида ҳақсиз юриш, автотранспорт учун ҳақ тўланмайдиган турар жой бериш ва ҳ.к. Аммо ишчи ва хизматчилар умумий автотранспорт воситаларидан фойдаланиб кунига ишга қатнасалар, уларнинг йўл ҳақлари учун харажатлари пировард истеъмол ҳисобланади. Улар натурал иш ҳақиға кирмайди, лекин бундан корхона томонидан айрим хизматчиларини бепул умумий автотранспорт воситаларидан фойдаланиш ҳуқуқини берувчи махсус карточкалар билан таъминлаш мустаснодир;

-ёлланма ходимларни тиббий текширишлардан ўтказиш, ишлаб чиқариш гимнастикаси сифатида уларға жисмоний тарбия хизматларни кўрсатиш. Натурал шаклда иш ҳақи ҳисобига корхона сотиб олиб ишчи ва хизматчиларига берадиган товар ва хизматлар пировард истеъмол нархларида баҳоланади, корхонада ишлаб чиқарилган товар ва хизматлар эса ишлаб чиқарувчилар нархларида, маҳсулот учун солиқларни ҳам қўшиб, баҳоланади.

Агар улар арзон нархларда берилса, у ҳолда корхона харид нархи билан ёлланма ходимлар тўлаган нарх орасидаги фарқ билан аниқланадиган шртли ҳисобланган баҳолашда ҳисобланилади. Натурал иш ҳақи сифатида бериладиган товар ва хизматлар қиймати уй ҳўжаликларининг даромадларни С-3 тақсимлаш ҳисобламасида ҳам корреспонденция йўли билан қайд қилинади.

Ёлловчи корхоналар ишчи ва хизматчилари номидан бевосита давлат ижтимоий таъминот тизимига тўлайдиган (R-102) бадаллар (ажратмалар) меҳнат ҳақи элементи деб қаралади. Аммо МХТда бу тўловлар уй ҳўжаликлари орқали амалға оширилади, яъни улар бу секторнинг С-3 даромадларни тақсимлаш ҳисобламаси билан дастлаб корреспонденция қилиниб, сўнгра у орқали давлат социал таъминот фондиға ўтказилади.

Корхоналар суғурта корпорациялари ва уюшмалари, махсус нафақа фондларига ёки бошқа институциал бирликларға ўз хизматчилари номидан улар кўйидаги фавқулодда бўладиган шароитларда нафақа олиши учун ҳақиқий бадаллар ёки шартли ҳисобланган бадаллар ҳам (R-10.2) тўлаши мумкин:

-касаллик, бахтсиз ҳодиса ёки меҳнат қобилиятини вақтинча йўқотиш;

-нафақаға чиқиш ёки штатлар қисқаргани учун ишдан бўшаш;

-хомиладорлик, туғиш ва ҳ.к.

Бу тўловлар ва ажратмалар ёлловчи корхоналар томонидан бевосита амалға оширилса ҳам, дастлаб иш ҳақи сифатида қаралади, сўнгра уй ҳўжаликлар суғурта ташкилотларига ўтказган тўловлар ҳисобланади.

Ижтимоий суғуртаға шартли ҳисобланадиган ажратмалар (R-10.3) ижтимоий таъминот бўйича нафақаларнинг эквивалентидир, аммо улар корхона ва тадбиркорлар томонидан (ижтимоий суғурта таш-

килотлари орқали эмас) бевосита ўз ходимларига ёки илгари ишлаган хизматчи ва бошқа нафақаларни олиш ҳуқуқига эга бўлган шахсларга берилади. Бу нафақалар ёлловчиларнинг харажати бўлгани учун меҳнат ҳақи сифатида қаралади. Демак, улар С-2 даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламасининг фойдаланиш қисмида, сўнгра С-3 даромадларни тақсимлаш ҳисобламасининг фойдаланиш қисмида ижтимоий нафақа сифатида қайд қилинади. Бу ҳисобламани баланслаштириш учун уй хўжаликлари ёлловчилар секторига ижтимоий сугурта учун шартли ҳисобланган ажратмаларни ёлланувчиларга берилган нафақаларни молиялаштириш учун қайтариб беради деб фараз қилинади.

С-2 даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламасининг фойдаланиш қисмидаги иккинчи модда ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ солиқлар (R-20) деб аталади.

Солиқлар — бу мажбурий трансфертлар, яъни бирёқлама пул туловлари бўлиб, уларни ҳаракатдаги қонунчиликда белгиланган тартибда ҳукумат ташкилотлари хўжалик юритувчи субъектлардан ундиради. Солиқлар учта категорияга бўлинади:

- 1) ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ солиқлар (R-20)
- 2) даромад учун солиқлар
- 3) капитал учун солиқлар.

Ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ солиқлар товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, сотиш ёки харид қилиш, импорти ёки экспорти пайтида ҳамда ишлаб чиқариш омилларидан фойдаланиш вақтида солинади. Уларни товар ва хизматларни ишлаб чиқарувчилар, фойда билан ўз фаолиятларини яқунлаши ёки яқунламаслигидан қатъий назар, тўлайдилар.

Ҳисобламаларда қайд қилинадиган умумий туловлар ҳажми бевосита солиқлар билан бир қаторда улар бўйича қарзлар учун туланадиган фоизларни ва солиқ ташкилотлари белгилаган жарималарни ўз ичига олади.

Ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ солиқлар қуйидаги турларга бўлинади:

-қўшилган қиймат солиғи (ҚҚС, R-21);

-ҚҚС дан ташқари ишлаб чиқариш билан боғлиқ солиқлар (R-22);

-ҚҚС дан ташқари импорт билан боғлиқ солиқлар (R-29).

R-21 қўшилган қиймат солиқлари мамлакат ичида яратилган ва импорт маҳсулотларига тегишли бўлиб, уларга ишлаб чиқариш фаолияти ҳамда товар ва хизматларни импорти билан шуғулланувчи институционал бирликлар тортилади.

Миллий иқтисодиёт учун ҚҚС =счёт -фактуралар бўйичаҚҚС йиғиндиси - бу жами ундирилган ҚҚС. Сектор ва тармоқлар учун ҚҚС = тармоқ (сектор) маҳсулотлари учун ҚҚС йиғиндиси — бу маҳсулотларни харид қилиш пайтида ундирилган ҚҚС.

ҚҚС дан ташқари ишлаб чиқариш билан боғлиқ солиқлар барча ишлаб чиқариш фаолиятига тегишли солиқ ва туловлардан (ҚҚС дан ташқари) таркиб топади. Улар ўз навбатида икки турга бўлинади:

1) ички иқтисодиётда яратилган маҳсулотлар учун солиқлар (R-22.1) яъни ишлаб чиқарувчи бирлик — резидент яратган ёки сотган товар ва хизматлар миқдори ёки қийматига пропорционал равишда солинадиган солиқлар;

2) ишлаб чиқариш билан боғлиқ бўлган бошқа солиқлар (R-22.2), яъни ишлаб чиқариш омилларидан фойдаланишга тегишли солиқлар ҳамда ишлаб чиқариш фаолияти билан шугулланиш учун зарур бўлган лицензиялар ёки мажбурий тўловлар.

Ички иқтисодиётда яратилган маҳсулотлар учун солиқларга (R-22.1) акцизалар ва истёъмол учун солиқлар (импортдан ташқари), мулк ҳуқуқи утиши билан боғлиқ операцияларни қайд қилиш ҳақлари яъни нотариус, юристлар хизмат ҳақлари (мулк объектлар — товарлар, ер, номоддий ёки молиявий активлар учун солиқ тўловлардан ташқари), капитал ҳаракати учун солиқлар (улар воситачиларнинг хизмат ҳақи ҳисобланади), ўйин-кулгу ва хордиқ чиқариш хизматлари учун солиқлар, лотерея, қимор ўйинлари учун солиқлар (ютуқлар учун солиқлардан ташқари) улгуржи ва чакана савдо соҳасида шаклландиган солиқлар; транспорт, алоқа, реклама, суғурта, меҳмонхона хизматлари учун солиқлар, ижарага олинган воситалар, ресторанлар, спорт ўйинларини намойиш қилиш учун солиқлар, биржа олиб сотарлик (хизматлари) учун солиқлар, экспорт учун бож тўловлари, айрим товар ёки хизматларни ишлаб чиқариш ёки тақсимлаш учун монополия ҳуқуқига эга бўлган давлат ташкилотларининг фойдаси; товар ва хизматларни экспорти билан шугулланувчи давлат монополиялари (ташкилотлари)нинг фойдаси киради.

Ишлаб чиқариш билан боғлиқ бўлган бошқа солиқлар (R-22.2) таркибига ишловчи куч ва иш ҳақи учун корхоналар тўлайдиган солиқлар (ижтимоий таъминот учун ажрамалардан ташқари); ҳар йили ер, иморат ва бошқа иншоотлар учун олинандиган солиқлар, маълум иқтисодий ва касбий фаолият билан шугулланиш учун лицензиялар (ҳуқуқ рухсатномалар); моддий ресурслардан ва бошқа фаолият турларидан фойдаланиш учун солиқлар (масалан, автомобил, самолёт, машина ва асбоб-ускуналардан ва йўллардан фойдаланиш учун солиқлар), молиявий ва моддий активлар билан операциялар олиб бориш учун солиқлар (масалан, мерос ёки ҳадя учун солиқлар), герб йиғимлари (масалан, штамплар, печатлар билан тасдиқлаш учун тўловлар), атроф-муҳитни ифлос қилгани учун солиқлар; халқаро молиявий ва бошқа операциялар олиб бориш учун солиқлар (масалан, ажнабий валюта ҳарид қилиш ва сотиш, чет элга бориш ва ҳ.к. учун солиқ тўловлари).

Импорт билан боғлиқ (ҚҚСдан ташқари) солиқлар (R-29) қаторига импорт учун бож тўловлари, акциз йиғимлари, норезидентлар томонидан резидент-институционал бирликларга кўрсатиладиган хизматлар учун солиқлар, импорт бўйича давлат монополиявий ташкилотларининг фойдалари киради.

Товар ишлаб чиқарувчиларни ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ солиқларга тортиш билан бир қаторда, давлат уларга шундай

характерга эга булган субсидиялар ҳам беради. Бу субсидиялар жорий трансфертлар бўлиб, иқтисодий-молиявий ёрдам сифатида бериллади.

Улар қаторига давлат бошқарув ташкилотлари томонидан хусусий товар ишлаб чиқарувчиларга ва номолиявий корпоратив секторга қарашли давлат корхоналарига бериладиган барча жорий трансфертлар киради. Бундан ташқари давлат бошқарув секторига қарамли институционал бирликнинг бирор бозор тармоғига тегишли қисми кўрган савдо зарарини қоплаш учун берилган субсидия ҳам киради. Бу ҳолда мазкур субсидия тегишли тармоқ ва иқтисодий секторнинг ҳисобламаларида акс этади.

Давлат корхоналари фойдаларини бошқарув муассасаларига ўтказиш билан бир қаторда улардан кўрган зарарларини қоплаш учун маблағлар олади. Бу ҳолда ҳисобламаларда ушбу оқимларнинг фақат сальдоси ҳисобга олинади. Ишлаб чиқарувчи бирлик—резидентларнинг фоизларни тулашдан озод этиш ҳоллари ҳам ишлаб чиқариш билан боғлиқ субсидия деб қаралади.

Ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ субсидиялар, бундай солиқлар сингари учта турга бўлинади:

1) мамлакат ичида ишлаб чиқарилган маҳсулотлар учун субсидиялар (R-31.1);

2) ишлаб чиқариш билан боғлиқ бошқа субсидиялар (R-31.2);

3) импорт билан боғлиқ субсидиялар (R-39).

Субсидияларнинг биринчи категорияси (R-31.1) мамлакатда ишлаб чиқарилган ва ички бозорда сотилган ёки ишлаб чиқарувчи бирлик резидентлар экспорт қилган товар ва хизматларнинг миқдори ёки қийматига нисбатан пропорционал равишда белгиланади. Иккинчи категория субсидиялар (R-31.2) ишлаб чиқариш омиллари билан боғлиқ бўлиб, улардан фойдаланиш жараёнида давлат ижтимоий ва иқтисодий сиёсати таъсири остида кўриладиган зарарларни қоплаш ёки моддий ресурсларни самарали ишлатишни рағбатлантириш мақсадларини кўзлайди.

Учинчи турдаги субсидиялар айрим товар ва хизмат турларини чет элга чиқаришни рағбатлантириш ёки кўрилган зарарларни қоплаш учун хизмат қилади.

Даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламаларининг фойдаланиш қисмида ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ солиқлар соф ҳолда, яъни тегишли субсидияларни айириб ташлаш натижаси сифатида қайд қилинади. Улар давлат бошқарув секторининг С3 даромадларни тақсимлаш ҳисобламасининг ресурслари ва “бошқа дунё мамлакатлари” секторининг жорий ҳисобламасининг ресурслари ва фойдаланиш қисми билан корреспонденцияда бўлади.

Ва ниҳоят, С2 даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламаси уй ҳужаликлари сектори учун ялпи аралашма даромад, бошқа секторлар учун эса ялпи фойда ва унга тенглаштирилган даромадлар ёрдамида баланслаштирилади. Улар ҳисобламаларнинг фойдаланиш қисмида саль-

до сифатида кўрсатилади ва ялпи қўшилган қиймат билан ёлланма меҳнат ҳақи ҳамда ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар йиғиндиси орасидаги фарқ ҳисобланади. Уй хўжалиги сектори ҳисобламасида бу кўрсаткич аралашма даромад деб аталишига сабаб шундаки, бу ерда ишлаб чиқариш фаолиятининг молиявий натижаси - фойдани меҳнат ҳақидан ажратиб бўлмайди. Бунинг устига хусусий уй-жойлардан уларнинг эгалари фойдаланиши натижасида оладиган даромад (шартли ижара (квартира) ҳақлари) қўшилиб ягона аралашма даромад ҳосил қилади. Миллий иқтисодиёт бўйича консолидирлаштирилган ҳисобламада сальдо ялпи фойдалар ва уларга тенглаштирилган даромадлар йиғиндиси билан аралашма даромаддан ташкил топади.

Қуйида секторлар ва миллий иқтисодиёт учун С2 даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламаларининг тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С2. Даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламалари. (млн.АҚШ \$)

Фойдаланиш		Ресурслар	
4. Ёлланма меҳнат ҳақи (резидент ва норезидентлар)	1587	1. Ялпи қўшилган қиймат	2215
5. Ишлаб чиқариш учун бошқа соф солиқлар	14	2. Асосий капитал истеъмоли	334
6. Сальдо: ялпи фойда (2215-1587-14)	614	3. Соф қўшилган қиймат	1881
7. Асосий капитал истеъмоли	334		
8. Соф фойда	280		
Баланс	2215	Баланс	2215

С. 2.2. Молиявий коператив сектори

Фойдаланиш		Ресурс	
4. Меҳнат ҳақи	118	1. Ялпи қўшилган қиймат	206
5. Ишлаб чиқаришнинг бошқа соф солиқлари	-12	2. Асосий капитал истеъмоли	12
6. Сальдо: ялпи фойда (206-118-(-12))	100	3. Соф қўшилган қиймат	194
7. Асосий капитал истеъмоли	12		
8. Соф фойда	88		
Баланс	206	Баланс	206

С. 2.3. Давлат бошқарув сектори

Фойдаланиш		Ресурслар	
4. Меҳнат ҳақи	688	1. Ялпи қўшилган қиймат	753
5. Ишлаб чиқариш учун бошқа соф солиқлар	5	2. Асосий капитал истеъмоли	83
6. Сальдо: ялпи фойда	60	3. Соф қўшилган қиймат	670
7. Асосий капитал истеъмоли	83		
8. Соф фойда	-23		
Баланс	753	Баланс	753

С. 2.4. Уй хўжаликлари сектори

Фойдаланиш		Ресурслар	
1. Меҳнат ҳақи	190	1. Ялпи қушилган қиймат	998
2. Ишлаб чиқариш учун бошқа соф солиқлар	-12	2. Асосий капитал истеъмоли	160
3. Сальдо:		3. Соф қушилган қиймат	838
а) ялпи фойда	156		
б) аралашма даромад	664		
4. Асосий капитал истеъмоли ҳаммаси	160		
шу жум.: уй-жой бошқалар	109 51		
5. Соф фойда/соф аралашма даромад	105/555		
Баланс	998	Баланс	998

С.3.5. Миллий иқтисодиёт

Фойдаланиш		Ресурслар	
1. Меҳнат ҳақи (1587+118+688+190)	2583	1. Ялпи қушилган қиймат	4778
2. Ишлаб чиқариш учун бошқа соф солиқлар (14-12+5-12)	-5	2. Асосий капитал истеъмоли	589
3. Маҳсулот ва импорт учун соф солиқлар	606	3. Соф қушилган қиймат	4189
4. Сальдо:			
а) ялпи фойда	930		
б) аралашма даромад	664		
5. Соф фойда/соф аралашма даромад	450/555		
Баланс	4778	Баланс	4778

13.11. Пул даромадларини тақсимлаш ҳисобламалари

Барча қолган ҳисобламалар миллий иқтисодиёт ва институционал секторларнинг резидентлик концепцияси жиҳатидан шаклланишига асосланади. Улар даромадларни тақсимлаш ва қайта тақсимлаш, фойдаланиш ва жамғариш жараёнларини ва молиявий талаб ва мажбуриятлар шаклланишини тасвирлаш учун мўлжалланган. Агар даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламаси бевосита ишлаб чиқариш жараёни билан боғлиқ бўлган тақсимлаш операцияларини ёлланма меҳнат ҳақи ва ишлаб чиқариш солиқлари орқали ҳисобга олса, пул даромадларини тақсимлаш ҳисобламаси эса яна бевосита бирламчи тақсимлаш жараёнида бўладиган бошқа операцияларни ҳисобга олади. Натижада даромадларни бирламчи тақсимлаш босқичи якунланиб, ҳисобламаларда у миқдорий тасвирга эга бўлади. Пул даромадларини тақсимлаш ҳисобламалари иккала томондан мулкдан олинadиган (ёки берилadиган) даромадлар, барча резидент бирликларнинг ёлланма меҳнат ҳақи, ишлаб чиқариш ва импорт билан боғлиқ соф солиқларни тегишли равишда уй хўжаликлари ва давлат учун мўлжал-

ланган ресурслар сифатида ҳисобга олади. Уз-ўзидан равшанки, бундай операциялар ажнабий мамлакатлар ҳисобламасида ҳам ҳисобга олиниши мумкин. С.3 даромадларни бирламчи тақсимлаш ҳисобламаларида ресурс сифатида фойда ва унга тенглаштирилган даромадлар ёки аралашма даромадлар, баланслаштирилган сальдо моддаси сифатида эса бирламчи даромад (ялпи ва соф) қаралади. Шундай қилиб, туланган соф мулк даромадлари айирилгандан сўнг қолган фойда ва унга тенглаштирилган даромадлар ҳамда аралашма даромад, ёлланма иш ҳақи ва ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар бирламчи даромадлар ҳисобланади, уларнинг йиғиндисидан миллий даромад (ялпи ва соф) шаклланади.

Мулкдан олинadиган (ёки берилadиган) даромадларга дивидендлар, фоиз даромадлари, ерни ижарага беришдан олинadиган соф рента, номоддий активлардан олинadиган роялтилар, корхоналарнинг тақсимланмаган фойдаси, квазикорпаратив (давлат) корхоналари даромадларидан ажратмалар киради.

Қуйида С3 пул даромадларини тақсимлаш ҳисобламаларининг секторлар ва миллий иқтисодиёт учун тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С3. Пул даромадларни тақсимлаш ҳисобламалари (млн АҚШ долларида).

3.1 Номолиявий корпорациялар

Фойдаланиш		ресурслар	
7.Туланadиган мулк даромадлари	343	1. Ялпи фойда ва унга тенглаштирилган даромадлар	614
8.Сальдо:ялпи бирламчи даромад (721-343)	378	2.Асосий капитал истеъмоли	334
9.Асосий капитал истеъмоли	334	3.Соф фойда ва тенглаштирилган даромад	28
10.Соф бирламчи даромад	44	4.Бошқалардан олинган мулк даромадлари	107
		5.Олинган иш ҳақи	—
		6.Олинган ишлаб чиқариш ва импорт учун солиқлар	—
Баланс	721	Баланс (614+107)	721

3.2.Молиявий корпорациялар

Фойдаланиш		Ресурслар	
7.Туланadиган мулк даромадлари	841	1. Ялпи фойда ва унга тенглаштирилган даромадлар	100
8.Сальдо:ялпи бирламчи даромад (974-841)	133	2.Асосий капитал истеъмоли	12
9.Асосий капитал истеъмоли	12	3.Соф фойда ва унга тенглаштирилган даромад	88
10.Соф бирламчи даромад	121	4.Олинган мулк даромадлари	874
		5.Олинган иш ҳақи	-
		6.Олинган ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар	-
Баланс	974	Баланс	974

3.3. Давлат бошқарув ташкилотлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
7. Туланидиган мулк даромадлари	116	1. Ялпи фойда ва унга тенглаштирилган даромадлар	60
8. Сальдо: ялпи бирламчи даромад (723-116)	607	2. Асосий капитал истеъмоли	83
9. Асосий капитал истеъмоли	83	3. Соф фойда ва унга тенглаштирилган даромад	-23
10. Соф бирламчи даромад	524	4. Бошқалардан олинган мулк даромадлари	67
		5. Олинган иш ҳақи	—
		6. Олинган ишлаб чиқариш ва импорт соф солиқлари	596
Баланс	723	Баланс (60+67+596)	723

3.4. Уй хўжаликлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
7. Туланидиган мулк даромадлари	116	1. Ялпи фойда ва унга тенглаштирилган даромад	156
8. Сальдо: ялпи бирламчи даромад	3629	Аралаш даромад	664
9. Асосий капитал истеъмоли	160	2. Асосий капитал истеъмоли	
10. Соф бирламчи даромад	3469	а) уй-жой	109
		б) бошқалар	51
		3. Соф фойда ва унга тенглаштирилган даромад (156-51)	105
		Соф аралашмалар даромадлари (664-109)	555
		4. Олинган иш ҳақи	2573
		5. Олинган мулк даромадлари	352
		6. Олинган ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар	
Баланс	3745	Баланс (156+664+2573+352)	3745

3.5. Миллий иқтисодиёт

Фойдаланиш		Ресурслар	
8. Туланидиган мулк даромадлари	1416	1. Ялпи фойда ва унга тенглаштирилган даромад	930
9. Сальдо: ялпи миллий (бирламчи) даромад	4747	Ялпи аралашма даромад	664
10. Асосий капитал истеъмоли	589	2. Асосий капитал истеъмоли	
11. Соф миллий (бирламчи) даромад	4158	а) бошқа турлар	480
		б) уй-жой	109
		3. Соф фойда ва унга тенглаштирилган даромад	450
		Соф аралашма даромад	555
		4. Олинган иш ҳақи	2573
		5. Олинган ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар	596
		6. Олинган мулк даромадлари	1400
Баланс	6193	Баланс (930+664+2573+596+1400)	6193

13.12. Пул даромадларини қайта (иккиламчи) тақсимлаш ҳисобламалари

С.4 даромадларни иккиламчи тақсимлаш ҳисобламаси нақд пулли операцияларни амалга ошириш йўли билан даромадларни қайта тақсимлаш жараёнини тасвирлаш учун мўжалланган. Аммо бу ҳисобламада ажнабий мамлакатлар билан натурал шаклда амалга оширилдиган трансферт (ёки бир ёқлама) муносабатлар ҳам ўз ифодасини топади, чунки улар билан нақд пулли ташқи иқтисодий операциялар орасидаги фарқлар унчалик катта қийматга ва аҳамиятга эга эмас. Бундан ташқари, иш билан таъминловчилар ёлланма ходимларга тўлайдиган ижтимоий таъминот бўйича консолидирлаштирилмаган нафақалар ичида натурал шаклдаги туловлар ҳам бўлиши мумкин. У ҳам кичик қийматга эга бўлгани учун нақд пулли операциялар категориясига қўшиб ҳисобланади.

Даромадларни иккиламчи тақсимлаш ҳисобламаси бирламчи даромадларга қўшимча қилиб ресурслар сифатида жорий даромад солиқларини, мулк солиқларини ва ҳ.к. шуларга ўхшаш натурал шаклдаги трансфертлардан ташқари бошқа жорий трансфертлар ҳисобга олинади. Бу трансферт турлари ҳисобламанинг фойдаланиш қисмида ҳам ҳисобга олинади. Ўз-ўзидан равшанки, улар айрим секторлар учун ресурс бўлиб хизмат қилса, бошқа секторлар учун эса, фойдаланиш категориясига тегишли элемент ҳисобланади ҳамда улар у ёки бу секторга қараб аниқ маънога эга бўлади. Миллий ҳисобламалар тизимида ижтимоий фондлар учун ажратмалар қандай қилиб ҳисобга олинishi ҳақида бироз тушунтириш бериб ўтамиз.

Биринчи маротаба улар иш билан таъминловчиларнинг С.2 даромадларни ҳосил қилиш ҳисобламасида, унинг фойдаланиш қисмида ёлланма меҳнат ҳақининг таркибий унсури сифатида, уй хўжалиқларининг даромадларни бирламчи тақсимлаш ҳисобламасида, унинг ресурслар қисмида (иш ҳақи ташқи молиявий оқимлари таркибида) намоён бўлади. Сунгра улар уй хўжалиқларининг даромадларини иккиламчи тақсимлаш ҳисобламасида, унинг фойдаланиш категориясида ажнабий давлатлар билан бўладиган операциялари сифатида ҳамда ижтимоий муҳофаза дастурларини давлат бошқарув секторининг ресурслари сифатида ҳисобга олинади. Бундай фикрни ижтимоий фондларга тўланадиган бадаллар ҳақида ҳам билдириш мумкин, ҳаттоки бу ҳолда пул маблағлари амлиётда бевосита ижтимоий таъминот эҳтиёжлари учун йўналтирилса ҳам. Бундай ҳисоб усули одатда “қайта йўналтириш” деб аталади. С-4 даромадларни иккиламчи тақсимлаш ҳисобламасини баланслаштирувчи сальдовий модда — бу солиқлар тўлангандан сўнг ихтиёрида қоладиган ялпи (ёки соф) даромад (миллий иқтисодиёт учун ихтиёридаги миллий даромад) дир. У пировард истеъмол ва жамғариш учун сарф қилиниши мумкин бўлган даромад ҳажмини аниқлайди. Миллий ҳисобчиликда фақат давлат ва уй хўжалиқлари пировард истеъмол учун

маблаг сарфлайди. Бу сарфлар барча пировард истеъмол қилинадиган товар ва хизматларни қамраб олади, улар учун муайян сектор харажатларини амалга оширувчи соҳиб (субъект) функциясини бажаради. Ихтиёрида қоладиган даромад асосан нақд пул кўринишида бўлади. Аммо у натурал шаклдаги унсурларга ҳам эга. Жумладан улар натурал шаклда ёлланма ходимларга иш ҳақи эвазига бериладиган тўловлар, уй хўжалиқларини бошқа норасмий (давлат ташкилоти бўлмаган) секторларга бошқа давлатлар берадиган натурал трансфертлар, ўзи яратган маҳсулот истеъмоли, хусусий маблағлардан асосий капиталга ялпи қўйилмалар, заҳираларни ўзгариши сифатида ҳисобга олиннадиган соғишга мўжалланган, аммо ҳали сотилмаган тайёр маҳсулот қисми ва ҳоказолардан таркиб топади. Молиявий ва номолиявий корпоратив секторлар учун ихтиёрдаги даромад акционер капитали эгалари ўртасида тақсимланмаган солиқлар ушлаб қолингандан сўнг қолган даромаддир.

С.4 даромадларни иккиламчи тақсимлаш ҳисобламасининг ресурсларида муайян секторга тегишли институционал бирликлар бошқа секторлардан ёки чет элдан оладиган жорий трансфертлар (даромад солиқлари ёки тўловлари, нафақалар, ажратмалар ва ҳ.к.), фойдаланиш қисмида эса улар бошқа секторларга ёки чет элга тўлайдиган жорий трансфертлар ҳисобга олинади.

Бу ҳисобламалар акс этадиган даромадлар ва мулк жорий солиқлари ва ҳ.к. категориясига шахсий даромад солиқлари, ер ва иморатлар солиқларнинг асоси (воситаси) қилиб белгиланган ҳолда улар учун солиқлар, уй хўжалиқларининг аралашма даромадлари учун солиқлар, корхона ва ташкилотларнинг фойдаси ёки ялпи даромадлари учун солиқлар, капитал қўшимча ўсиши учун солиқлар, уй хўжалиқлари, корпорациялар ва нотижорат ташкилотларнинг капитали ва мулки учун жорий солиқлар, лотерея, гаров, қимор ўйинлари учун солиқлар, уй хўжалиқларига тегишли транспорт воситалари учун солиқлар ва ҳ.к.лар киради. Ижтимоий фондларга қўйилмалар ишга ёлловчилар томонидан ижтимоий таъминот ва суғуртага ҳақиқий ажратмаларини, ёлланма ишчи ва хизматчиларнинг нафақа ва ижтимоий ўзаро ёрдам жамғармаларига ажратмаларини, яқка тартибда ишловчилар ва банд бўлмаган шахсларнинг ижтимоий суғурталашга ажратмаларини қамраб олади.

Ижтимоий таъминот бўйича нафақалар таркибига давлат бошқаруви томонидан касаллик, қарилик, боқувчисини йўқотиш, ногиронлик, ишлаб чиқаришда жароҳатланиш ва касбий касаллик, ишсизлик сабабли тўланадиган нафақалар, бевосита ишга ёлловчилар томонидан ишчи ва хизматчиларга бериладиган нафақалар ва бошқа ижтимоий таъминот бўйича бериладиган нафақалар киради. Бошқа жорий трансфертлар талаба ва ўқувчиларга бариладиган стипендияларни, уй хўжалиқларига тўланадиган янги иш жойига кўчиш ҳақларини, хизмат юзасидан бошқа жойларда бўлиш билан боғлиқ йўл ва уй-жой (меҳмонхона) тўловларини, паспорт учун тўловларни, суд

харажатларини, транспорт воситаларини бошқариш имтиҳонлари ва ҳуқуқи учун тўловларни, уй хўжаликлар ва бошқа ишлаб чиқариш билан шуғулланадиган муассасалар тўлайдиган жарима ва пенялар ва бошқаларни ўз ичига олади.

Турли жорий трансфертлар яна хусусий нотижорат ташкилотлар оладиган жорий трансфертлардан, жумладан уларга уй хўжаликлари мунтазам равишда тўлайдиган аъзолик бадаллари ва молиявий ёрдамлардан, корпоратив корхоналар, чет эл ва уй хўжаликлари берадиган ихтиёрий ажратмалардан, давлат бошқарув ташкилотлари кўрсатадиган ёрдам ва дотациялардан (капитал харажатларни молиялаштиришдан ташқари), жорий ҳалқаро ҳамкорлик бўйича муайян мамлакат ҳукумати ҳалқаро ташкилотларга тўлайдиган жорий бадаллардан, улардан ва бошқа давлатлардан оладиган турли жорий трансфертлардан, резидент ва норезидент — уй хўжаликлари оладиган хусусий ҳалқаро трансфертлардан, масалан, чет элда яшайдиган эмигрантлар ёки ишчилар томонидан Ватанида истиқомат қилувчи оила аъзоларига пул ўтказувларидан ва ҳ.з. таркиб топади.

Куйида С.4 даромадларини иккиламчи тақсимлаш ҳисобламаларини институционал секторлар ва миллий иқтисодиёт бўйича тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С.4 Даромадларини иккиламчи тақсимлаш ҳисобламалари

С.4.1 Номолиявий корпорациялар

Фойдаланиш		Ресурслар	
Б. Бошқа секторларга туғиланадиган:	80	1.Ялпи бирламчи даромад	378
8)Жорий даромад мулк ва ҳ.к солиқлар	-	2.Асосий капитал истеъмоли	334
9)Ижтимоий фондларга ажратмалар	65	3.Соф бирламчи даромад	44
10)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	68	А.Бошқа секторлардан олиннадиган	
11)Турли ижтимоий трансфертлар	309	4)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к. солиқлар	-
12)Сальдо:ялпи ихтиёрдаги даромад(522-80-65-68)	334	5)Ижтимоий фондларга ажратмалар	52
13)Асосий капитал истеъмоли	-25	6.Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	-
14)Соф ихтиёрдаги даромад		7.Турли жорий трансфертлар	92
БАЛАНС	522	БАЛАНС	522

С.4.2 Молиявий корпорациялар

Фойдаланиш		Ресурслар	
8)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к солиқлар	34	1)Ялпи бирламчи даромад	133
9)Ижтимоий фондларга ажратмалар	-	2)Асосий капитал истеъмоли	12
10)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	22	3)Соф бирламчи даромад	121
11)Турли ижтимоий трансфертлар	122	4)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к. солиқлар	-
12)Сальдо:ялпи ихтиёрдаги даромад(259-34-22-122)	81	5)Ижтимоий фондларга ажратмалар	25
13)Асосий капитал истеъмоли	12	6)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	-
14)Соф ихтиёрдаги даромад	69	7)Турли жорий трансфертлар	101
БАЛАНС	259	БАЛАНС	259

С.4.3 Давлат бошқарув ташкилотлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
8)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к солиқлар	3	1)Ялпи бирламчи даромад	607
9)Ижтимоий фондларга ажратмалар	-	2)Асосий капитал истеъмоли	83
10)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	791	3)Соф бирламчи даромад	524
11)Турли ижтимоий трансфертлар	227	4)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к. солиқлар(80+34+3+311+1)	429
12)Сальдо:ялпи ихтиёрдаги даромад	1182	5)Ижтимоий фондларга ажратмалар(1063-52-25+7)	993
13)Асосий капитал истеъмоли	83	6)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	-
14)Соф ихтиёрдаги даромад	1099	7)Турли жорий трансфертлар	174
БАЛАНС	2203	БАЛАНС	2203

С.4.4 Уй ҳужаликлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
8)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к солиқлар	311	1)Ялпи бирламчи даромад	3629
9)Ижтимоий фондларга ажратмалар (993+52+25-7)	1063	2)Асосий капитал истеъмоли	160
10)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	3	3)Соф бирламчи даромад	3469
11)Турли ижтимоий трансфертлар	125	4)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к. солиқлар	-
12)Сальдо:ялпи ихтиёрдаги даромад	3176	5)Ижтимоий фондларга ажратмалар	871
13)Асосий капитал истеъмоли	160	6)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар (65+22+791+3-10)	178
14)Соф ихтиёрдаги даромад	3016	7)Турли жорий трансфертлар	
БАЛАНС	4678	БАЛАНС	4678

С.4.5 Миллий иқтисодиёт

Фойдаланиш		Ресурслар	
8)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к солиқлар	428	1)Ялпи бирламчи даромад	4747
9)Ижтимоий фондларга ажратмалар	1063	2)Асосий капитал истеъмоли	589
10)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар	881	3)Соф бирламчи даромад	4158
11)Турли ижтимоий трансфертлар	542	4)Жорий даромад, мулк ва ҳ.к. солиқлар (428+1)	429
12)Сальдо:ялпи ихтиёрдаги даромад	4748	5)Ижтимоий фондларга ажратмалар (1063+7)	1070
13)Асосий капитал истеъмоли	589	6)Ижтимоий таъминот бўйича пулли нафақалар (881-10)	871
14)Соф ихтиёрдаги даромад	4159	7)Турли жорий трансфертлар (542+78-75)	545
БАЛАНС	7662	БАЛАНС	7662

13.13. Натурал даромадларни тақсимлаш ва қайта тақсимлаш ҳисобламалари

С.5 натурал шаклдаги қайта тақсимлаш ҳисобламаси фақат давлат, уй ҳужаликлари ва уларга хизмат кўрсатувчи хусусий нотижорат ташкилотлар учун тузилади, чунки у уй ҳужаликлари ижтимоий таъминот бўйича пулсиз натурал шаклда оладиган нафақалар ҳамда дастлаб харажат қилишни талаб қилинадиган, аммо кейинчалик қопланадиган нафақалар билан бирга жорий трансферт ҳисобланмайдиган

индивидуалаштирилган нотовар хизматлар қийматини ҳисобга олади. Бу ҳисоблама давлат ролини очиқ-ойдин кўрсатишга мўжалланиши билан бирга уй хўжалиklarининг даромадларини тўлароқ баҳолаш имконини беради. Бундан ташқари, у ҳалқаро миқёсда ва динамикада таққослашни енгиллаштиради ҳамда даромадларни сектор ости гуруҳлари ва бошқа уй хўжалиklари қатламлари ўртасида қайта тақсимлаш жараёнини тўлароқ ёритиб беради.

С.5 ҳисоблама ресурслари сифатида ихтиёридаги даромадлар, уй хўжалиklари сектори учун эса яна олинadиган натурал ижтимоий трансфертларни ҳисобга олади. Бу трансфертлар давлат ва хусусий нотижорат ташкилотлари ҳисобламаларида, кейинчалик истеъмол қисмида намоён бўлади. Баланслаштирувчи сальдо бўлиб тузатиш киритилган ялпи ва соф ихтиёрдаги даромад хизмат қилади. Мазмунан бу категория халқ хўжалиги балансида қўлланадиган тўплама даромад тушунчасига жуда яқин туради.

Қуйида натурал шаклдаги даромадларни қайта тақсимлаш ҳисобламасининг тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С.5 Натурал шаклдаги даромадларни қайта тақсимлаш ҳисобламалари

5.3 Давлат бошқарув ташкилотлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
4.Натурал ижтимоий трансфертлар	711	1.Ялпи ихтиёрдаги даромад	1182
5.Сальдо:тузатиш киритилган ялпи иқтисодиётдаги даромад	471	2.Асосий капитал истеъмоли	83
6.Асосий капитал истеъмоли	83	3.Соф ихтиёрдаги даромад	1099
7.Соф тузатилган ихтиёрдаги даромад	388		
БАЛАНС	1182	БАЛАНС	1182

5.4 Уй хўжалиklари

Фойдаланиш		Ресурслар	
5.Натурал туланадиган ижтимоий трансфертлар	9	1.Ялпи ихтиёрдаги даромад	3176
6.Сальдо:ялпи тузатилган ихтиёрдаги даромад	388	2.Асосий капитал истеъмоли	160
7.Асосий капитал истеъмоли	160	3.Соф ихтиёрдаги даромад	3016
8.Соф тузатилган ихтиёрдаги даромад	3727	4.Олинадиган натурал ижтимоий трансфертлар	720
БАЛАНС	3896	БАЛАНС	3896

5.5 Миллий иқтисодиёт (5.1 ва 5.2 секторларни ҳам қўшиб)

Фойдаланиш		Ресурслар	
1.Туланадиган натурал ижтимоий трансфертлар	720	1.Ялпи ихтиёрдаги миллий даромад	4748
2.Сальдо:тузатиш киритилган ялпи миллий даромад	4748	2.Асосий капитал истеъмоли	589
3.Асосий капитал истеъмоли	589	3.Соф ихтиёрдаги миллий даромад	4159
4.Соф тузатилган ихтиёрдаги даромад	4159	4.Натурал ижтимоий трансфертлар	720
БАЛАНС	5468	БАЛАНС	5468

5.3 ва 5.4 ҳисобламаларидан кўриниб турибдики, натурал ижтимоий трансфертларни (мисолимизда 711 млрд.доллар) ҳисобга олиш натижасида давлат бошқарув ташкилотларининг ялпи ва соф ихтиёрдаги даромадлари камаяди, уй хўжаликларининг эса, аксинча, кўпаяди. Нотижорат хусусий ташкилотларга уй хўжаликлари натурал ижтимоий трансфертлар бериши (мисолимизда 9 млрд.доллар) ҳисобига уларнинг ихтиёридаги даромадлари камаяди ва шу билан бир вақтда уша миқдорда (9 млрд.доллар) бу секторнинг даромадлари қайтадан ошади, чунки берилган трансфертлар уй хўжаликларига нотижорат ташкилотлари томонидан кўрсатилган хизматлар шаклини олиб, уларнинг даромадларини тулдиради. Пировард натижада ҳар бир секторнинг (давлат бошқарув ташкилотлари ва уй хўжаликлари) ялпи ва соф ихтиёрдаги даромадлари давлат бошқарув ташкилотлари берган натурал ижтимоий трансфертлар миқдоридан (711 млрд.доллар) ўзгаради, холос. Пировард якунида уй хўжаликларининг ялпи ихтиёридаги даромадлари 3176 млрд доллар ўрнига 3887 млрд доллар, давлат бошқарув ташкилотлариники эса 1182 млд доллар ўрнига 471 млд долларни ташкил этади. Иккала секторни биргалликда ёки бутун миллий иқтисодиётни олиб қарасак, у ҳолда натурал ижтимоий трансфертлар ҳисобига умумий баланс ўзгармайди, яъни ялпи ва соф ихтиёрдаги даромадлар йиғиндиси дастлабки қийматига тенг бўлади. Ҳақиқатда ҳам 5.5 миллий иқтисодиёт ҳисобламасида тасвирланганидек, ялпи ихтиёридаги миллий даромад ресурслар қисмида ҳам, фойдаланиш қисмида ҳам (сальдо модда) 4748 млд долларни ташкил этади.

13.14. Пировард истеъмол учун даромадлардан фойдаланиш ҳисобламалари

Даромадлардан фойдаланиш ҳисобламаси хўжалик юритувчи субъектлар ихтиёрида қолган даромадлар пировард истеъмол билан жамғарма ўртасида қандай тақсимланишини тасвирлаш учун мўжалланган. Бу ерда пировард истеъмолга оид операциялар билан уй хўжаликлари, уларга хизмат кўрсатувчи хусусий нотижорат ташкилотлари ҳамда ҳукумат ва унинг ташкилотлари шуғулланишини инобатга олсак, у ҳолда даромадлардан истеъмол учун фойдаланиш ҳисобламасини фақат уй хўжаликлари ва уларга хизмат кўрсатувчи хусусий нотижорат ташкилотлар сектори (ёки сектор остилари) билан дастлаб бошқарув сектори ҳамда бутун миллий иқтисодиёт учун тузиш мумкинлиги ўз-ўзидан аён бўлади.

МХТда бу ҳисоблама икки кўринишда тузилади: бири солиқлар тўлангандан сўнг секторлар ихтиёрида қолган даромадлардан истеъмол учун фойдаланиш жараёнини (ҳисоблама С.6), иккинчиси унга натурал трансфертларни ҳисобга олиб тузатиш киритилгандан кейин улар ихтиёрида бўлган даромадларидан истеъмол мақсадлари учун фойдаланиш жараёнини (ҳисоблама С.7) акс эттириш учун хизмат қилади.

Биринчи С.6 ҳисобламада ресурслар ихтиёридаги даромаддан, - фойданиш эса пировард истеъмол учун сарфлардан таркиб топади. Пировард истеъмол учун сарфлар у ёки бу сектор ресурслари ҳисобига амалга ошириладиган товар ва хизматларни истеъмол қилиш билан боғлиқ операцияларни қамраб олади. Уй хўжаликларига хизмат кўрсатувчи нотижорат ва давлат ташкилотлари нотовар хизматлар ишлаб чиқаргани сабабли, улар учун пировард истеъмолга оид сарфлар ана шу хизматлар қиймати билан ўлчанади. Бундан ташқари, улар бу ташкилотлар томонидан харид қилиниб кейинчалик уй хўжаликларига истеъмол учун тула-тўқис бериладиган товар ва хизматларни ҳам ўз ичига олади. С.6 ҳисобламасида баланслаштирувчи модда вазифасини ялпи ва соф тежама маблағ ўтайди. Бозор иқтисодиёти шароитида ресурслар иқтисодий доиравий айланада қаралгани учун бу тежама маблағлар уларнинг эгалари бўлмиш тегишли секторларнинг жамғармалари ҳисобланади. Шунинг учун С.6 ҳисобламасининг сальдо моддаси ялпи ва соф жамғарма деб ҳам юритилади.

Куйида уй хўжаликлар (нотижорат ташкилотларни қўшиб) ва давлат бошқарув секторлари ҳамда бутун миллий иқтисодиёт учун С.6 ихтиёрдаги даромадлардан пировард истеъмол учун фойдаланиш ҳисобламасини шартли маълумотлар мисолида келтирамиз. Бошқа секторлар-номолиявий ва молиявий корпорациялар пировард истеъмолга тегишли операцияларни амалга оширмагани учун уларнинг С.6 ҳисобламалари ўзгармасдан С.4 кўринишида қолади. Бу ерда С.6 ҳисобламасининг тузилиш хусусиятларини яққол кўрсатиш (ва китоб ҳажмини ҳисобга олиб) мақсадида уларни қайтадан келтирмаймиз.

С.6 Ихтиёрдаги даромадлардан истеъмол учун фойдаланиш ҳисобламалари

С.6.3 Давлат бошқарув ташкилотлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
4. Пировард истеъмол учун сарфлар	1156	1. Ялпи ихтиёрдаги даромад	1182
5. Сальдо: ялпи тежама (жамғарма)	26	2. Асосий капитал истеъмоли	83
6. Асосий капитал истеъмоли	83	3. Соф ихтиёрдаги даромад	1099
7. Соф тежама (жамғарма)	-57		
Б А Л А Н С	1182	Б А Л А Н С	1182

С.6.4 Уй хўжаликлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
4. Пировард истеъмол учун сарфлар	2702	1. Ялпи ихтиёрдаги даромад	3176
5. Сальдо: ялпи тежама (жамғарма)	474	2. Асосий капитал истеъмоли	160
6. Асосий капитал истеъмоли	160	3. Соф ихтиёрдаги даромад	3016
7. Соф тежама (жамғарма)	314		
Б А Л А Н С	3176	Б А Л А Н С	

С.6.5. Миллий иқтисодиёт

Фойдаланиш		Ресурслар	
4.Пировард истеъмол учун сарфлар (жами: 1156+2702)	3858	1.Ялпи ихтиёрдаги даромад	4748
5.Сальдо:ялпи тежама(жамғарма)	890	2.Асосий капитал истеъмоли	589
6.Асосий капитал истеъмоли	589		
7.Соф тежама(жамғарма)	301	3.Соф ихтиёрдаги даромад	4159
Б А Л А Н С	4748	Б А Л А Н С	4748

Даромадлардан фойдаланишнинг иккинчи С.7 ҳисобламаси истеъмол жараёнининг таҳлилини чуқурлаштириб, шахсий истеъмол билан умумжамоа истеъмолини бир-биридан ажратиш ва улар орасидаги ўзаро муносабатларни аниқлаш имконини беради. Бу ҳолда давлат ва нотижорат ташкилотларнинг натурал ижтимоий трансфертлари уй ҳужаликлари ихтиёрига ўтиб, уларнинг товар ва хизматлар хариди билан биргаликда ҳақиқий шахсий пировард истеъмолни бунёд этади. Давлат ташкилотлари бошқариш, тартибни сақлаш, мудофаа ва бошқа умумий эҳтиёжлар учун харид қиладиган товар ва хизматлар ва нотижорат муассасаларининг умум эҳтиёжий харажатлари билан биргаликда эса умумжамоа истеъмолини шакллантиради. Юқорида баён этилганлар С7 тузатиш киритилган ихтиёрдаги даромадларни пировард истеъмол учун фойдаланиш ҳисобламасида акс этади. Бу ҳисоблама ҳам давлат бошқарув ташкилотлари, хусусий нотижорат ташкилотлар ва уй ҳужаликлари секторлари ва бутун миллий иқтисодиёт учун тузилади. Юқорида қайд қилинган сабабларга кўра, у номолиявий ва молиявий корпорациялар секторлари учун тузилмайди, чунки улар бевосита истеъмолга тегишли операцияларни амалга оширмайди. С7 ҳисобламасида ресурслар бўлиб тузатиш киритилган ихтиёрдаги даромадлар хизмат қилади, фойдаланиш қисмида эса пировард истеъмол учун товар ва хизматларни харид қилиш харажатлари қайд этилади. Ҳисоблама ялпи ва соф тежама (жамғарма) ёрдамида баланслаштирилиб ёпилади. Бу ерда инobatга олиш керакки, МҲТ пировард истеъмол учун сарфлар харид қилинган товар ва хизматларни ҳақиқатда истеъмол қилиш деб талқин этилади. Шу сабабли миллий иқтисодиёт даражасида пировард истеъмол учун сарфлар ва ҳақиқий пировард истеъмол бир-бирига тенгдир. Бундай миқёсда, олдин таъкидланганидек, ихтиёрдаги даромад ва тузатиш киритилган ихтиёрдаги даромад бир-бирига тенг бўлиши сабабли С7 ҳисобламасидаги сальдо: ялпи ва соф тежама(жамғарма) С6 ҳисобламадаги сальдога тенг, демак, бу ҳисобламалар бир-биридан фарқ қилмайди. Аммо, айрим сектор ва сектор остилари учун уларнинг кўрсаткичлари бир-биридан кучли фарқ қилади.

Қуйида С7 тузатиш киритилган ихтиёрдаги даромадлардан пировард истеъмол учун фойдаланиш ҳисобламаларининг тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

**С7 Тузатиш киритилган ихтиёрдаги даромадлардан
пировард истеъмол учун фойдаланиш ҳисобламалари**

С.7.3 Давлат бошқарув ташкилотлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
4. Ҳақиқий пировард истеъмол.	445	1. Тузатилган ихтиёрдаги ялпи даромад	
5. Сальдо:ялпи тежама(жамғарма)	26	2. Асосий капитал истеъмоли	471
6. Асосий капитал истеъмоли	83	3. Тузатилган соф ихтиёрдаги даромад	83
7. Соф тежама(жамғарма)	-57		388
БАЛАНС	471	БАЛАНС	471

С.7.4 Уй хўжаликлари

Фойдаланиш		Ресурслар	
4. Ҳақиқий пировард истеъмол.	3858	1. Тузатилган ихтиёрдаги ялпи даромад	4748
Шу жумладан:		2. Асосий капитал истеъмоли	589
А) Шахсий пировард истеъмол	3413	3. Тузатилган соф ихтиёрдаги даромад	4159
Б) Умумжамоа пировард	445		
истеъмоли	890		
5. Сальдо:ялпи тежама(жамғарма)	589		
6. Асосий капитал истеъмоли	301		
7. Соф тежама(жамғарма)			
БАЛАНС	4748	БАЛАНС	4748

С.7.5 Миллий иқтисодиёт

Фойдаланиш		Ресурслар	
4. Ҳақиқий пировард истеъмол.	3413	1. Тузатилган ихтиёрдаги ялпи даромад	3887
5. Сальдо:ялпи тежама(жамғарма)	474	2. Асосий капитал истеъмоли	160
6. Асосий капитал истеъмоли	160	3. Тузатилган соф ихтиёрдаги даромад	3227
7. Соф тежама(жамғарма)	314		
БАЛАНС	3887	БАЛАНС	3887

Юқорида жорий ҳисобламаларни тузиш масалалари баён этилди. Энди жамғариш ҳисобламаларини кўриб чиқамиз.

13.15. Жамғариш ҳисобламалари

Бу ҳисобламаларда институционал бирлик ва секторларнинг активлари, пассивлари ва хусусий капиталида руй берадиган барча ўзгаришлар ҳисобга олинади. Улар корхоналарнинг активлари ва пассивлари балансларига ўхшаб кетади. Маълумки, бу балансларда чап томони активларини, ўнг томони эса пассивларни англатади. Шунга тақлид қилиб, жамғариш ҳисобламаларининг чап томонида активларидаги барча ижобий ва салбий ўзгаришлар, ўнг томонида эса пассивлар ва хусусий капиталдаги барча позитив ва негатив ўзгаришлар ҳисобга олинади. Шундай қилиб, чап томон “активлардаги ўзгаришлар”, ўнг томон эса “пассивлар ва хусусий капиталдаги ўзгаришлар” деб аталади.

Жамғарма барча жорий операцияларнинг (С.6 ва С.7 ҳисобламаларида сальдо модда) сальдоси сифатида жамғариш ҳисобламалари учун бошланғич таянч унсур ҳисобланади. Бу ҳисобламалар икки тоифага ажралади.

Биринчи тоифадаги ҳисобламалар бевосита бойликларни жамғариш жараёни ва капитал трансфертлари билан боғлиқ бўлган актив

ва пассивлардаги ҳамда хусусий капиталдаги ўзгаришларни ўз кўламига олади. Бундай операциялар натижасида хусусий капиталда асосий ўзгаришлар содир бўлади. Иккинчи тоифадаги ҳисобламалар эса бошқа омилар (асосан ташқи куч) таъсири остида актив ва пассивларда ҳамда хусусий капиталда бўладиган ўзгаришларни ҳисобга олади.

Биринчи тоифадаги ҳисобламаларга капитал билан операциялар ҳисобламаси (ёки капитал бунёд қилиш ҳисобламаси) ва молиявий ҳисоблама киради.

С.8 капитал билан операциялар ҳисобламаси номолиявий активлар учун сармоялар (инвестиция) билан боғлиқ операцияларни ҳамда бойликни қайта тақсимлаш билан боғлиқ капитал трансфертларни ҳисобга олади. Унинг ўнг томонида соф жамғарма (тежама маблағ) бошқа институционал бирликлар ёки секторлардан олинadиган капитал трансфертлари ва аксинча уларга берилadиган капитал трансфертлари (манфий ишора билан) кўрсатилади ва пировард натижада жамғарма билан капитални бир ёқлама бериш ёки олиш қолдиги ҳисобига хусусий капиталда юз берган ўзгаришлар шаклланади. С.8 ҳисобламанинг чап томонида фойдаланиш турлари сифатида турли номолиявий активлар учун сармоялар қайд қилинади. Асосий капитал истеъмоли асосий воситалар ҳолатидаги салбий ўзгариш бўлгани учун манфий ишора билан, асосий капиталнинг ялпи ўсиши эса мусбат ишора билан ҳисобламанинг чап томонида кўрсатилади; демак, биринчисини иккинчисидан айириш йўли билан асосий капиталнинг соф ўсиши қийматини аниқлаш мумкин. Бундан ташқари, фойдаланиш турлари сифатида алоҳида моддалар қилиб товар ва материаллар захирасининг ўзгариши, ер ва бошқа ноишлаб чиқариш активларини харид қилиш соф холда (яъни сотиш айирилгандан сўнг, қолган қийматда) ҳам берилadi. Пассивлар ва хусусий капиталдаги умумий ўзгаришлар билан активлардаги умумий ўзгаришлар орасидаги фарқ (чап ва ўнг томон йиғиндилари орасидаги фарқ) мусбат ишорали бўлса, муайян бирлик ёки сектор бошқа бирликлар ёки секторларни молиялаштириш қобилиятига эга эканлигини, ва аксинча, у манфий ишорали бўлса, ушбу сектор ёки бирлик бошқа бирлик ёки секторлардан қарз олишга мажбурлигини кўрсатади. Демак, С.8 ҳисобламани баланслаштирувчи сальдовий модда соф кредитлашдан(+) ёки соф қарз олишдан(-) иборат бўлади ва унинг чап томонидан ўрин эгаллайди. Қуйида капитал билан операциялар ҳисобламаси айрим секторлар ва миллий иқтисодиёт миқёсида тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С.8 Капитал билан операциялар ҳисобламаси

С.8.1. Номолиявий корпорациялар*

Активлардаги ўзгаришлар		Пассив ва хусусий капиталдаги ўзгаришлар	
4. Асосий капитал ялпи ўсиши	410	1. Соф жамғарма	-25
5. Захиралардаги ўзгаришлар	-20	2. Олинadиган капитал трансфертлари	27
6. Асосий капитал истеъмоли (-)	-334	3. Туланadиган капитал трансфертлари	-18
7. Ер ва бошқа ноишлаб чиқариш активлари соф хариди	17	Хусусий капиталда жами ўзгаришлар	-16
8. Сальдо: соф қарз олиш	-89	БАЛАНС	-16
БАЛАНС	-16		

*Эслатма: С.8.1 ва С.8.2 да соф жамғарма С.8.4 даги сальдо: соф ихтиёрдаги даромадга тенг. С.8.3, С.8.4 ва С.8.5 да у С.7.3, С.7.4 ва С.7.5 даги сальдо: соф тежама (жамғарма)га тенг.

С.8.2. Молиявий корпорациялар.

Активлардаги ўзгаришлар		Пассив ва хусусий капиталдаги ўзгаришлар	
4. Асосий капитал ялли ўсиши	23	1. Соф жамғарма	69
5. Заҳиралардаги ўзгаришлар	1	2. Олинадиган капитал трансфертлари	6
6. Асосий капитал истеъмоли (-)	-12	3. Тулнадиган капитал трансфертлари	-8
7. Ер ва бошқа ноишлаб чиқариш активлари соф хариди	1	Хусусий капиталда жами ўзгаришлар	67
8. Сальдо: соф қарз олиш	54	БАЛАНС	67
БАЛАНС	67	БАЛАНС	67

С.8.3. Давлат бошқарув ташкилотлари.

Активлардаги ўзгаришлар		Пассив ва хусусий капиталдаги ўзгаришлар	
4. Асосий капитал ялли ўсиши	144	1. Соф жамғарма	-57
5. Заҳиралардаги ўзгаришлар	7	2. Олинадиган капитал трансфертлари	46
6. Асосий капитал истеъмоли (-)	-83	3. Тулнадиган капитал трансфертлари	-53
7. Ер ва бошқа ноишлаб чиқариш активлари соф хариди	2	Хусусий капиталда жами ўзгаришлар	-64
8. Сальдо: соф қарз олиш	-134	БАЛАНС	-64
БАЛАНС	-64	БАЛАНС	-64

С.8.4. Уй ҳўжаликлари.

Активлардаги ўзгаришлар		Пассив ва хусусий капиталдаги ўзгаришлар	
1. Асосий капитал ялли ўсиши	328	1. Соф жамғарма	314
2. Заҳиралардаги ўзгаришлар	-4	2. Олинадиган капитал трансфертлари	12
3. Асосий капитал истеъмоли (-)	-160	3. Тулнадиган капитал трансфертлари	-15
4. Ер ва бошқа ноишлаб чиқариш активлари соф хариди	-20	Хусусий капиталда жами ўзгаришлар	311
5. Сальдо: соф қарз олиш	167	БАЛАНС	311
БАЛАНС	311	БАЛАНС	311

С.8.5. Миллий иқтисодиёт.

Активлардаги ўзгаришлар		Пассив ва хусусий капиталдаги ўзгаришлар	
4. Асосий капитал ялли ўсиши	905	1. Соф жамғарма	301
5. Заҳиралардаги ўзгаришлар	-16	2. Олинадиган капитал трансфертлари	91
6. Асосий капитал истеъмоли (-)	-589	3. Тулнадиган капитал трансфертлари	-94
7. Ер ва бошқа ноишлаб чиқариш активларининг соф хариди	-	Хусусий капиталда жами ўзгаришлар	298
8. Сальдо: соф қарз олиш	-2	БАЛАНС	298
БАЛАНС	298	БАЛАНС	298

13.16. Молиявий ҳисобламалар

С.9 Молиявий ҳисоблама молиявий операцияларни ҳисобга олади. Молиявий операциялар молиявий талаб ва мажбуриятлар туғдиради. Улар иккита институтционал бирликлар ўртасида шартномавий муносабатлардан келиб чиқади, улардан бири кредитор яъни қарз берувчи, иккинчиси эса қарздордир. Молиявий талаб креди-

торларга маълум туловларни ёки туловни шартномада қўзланган шартлар билан қарздордан олиш ҳуқуқини беради. Талабни сотиб олиш қиймати — бу маълум пул суммаси бўлиб, уни қарздор талабни сундириш учун кредиторга тулаши керак. Амалда талаблар тенг пул қийматига эга бўлган бошқа активларга нисбатан эгалик ҳуқуқини бериш йўли билан қондирилиши ёки тартибга солиниши мумкин. Аксарият молиявий талаблар кредитор фоизларни ёки бошқа маълум пул қийматига эга бўлган ресурсларни қарздорга, эвазига ҳеч қандай нарса олмасдан, фақат кредит бўйича янги талабга эга бўлиб бериши натижасида вужудга келади. Қарздор ўз зиммасига олган қарзни кредиторга келажакда тулаш мажбуриятини олган тақдирда талаб юзага келади. Мажбуриятдан соқит бўлиш учун қарздор тулайдиган пул миқдори талабни расмийлаштирилаётганда шартлар билан биргаликда ёзиб қўйилади.

Молиявий талаблар ва мажбуриятлар ҳар хил шаклларда мавжуд бўлади, бу эса турли-туман молиявий воситаларда намоён бўлади. Турли талабларни ҳамда молиявий шартларни бажариш учун кредиторлар ва қарздорлар томонидан ҳар хил молиявий воситалар жумладан заёмлар, векселлар, облигациялар, кредитлар ва ҳоказолар яратилади.

Молиявий ҳисобламаларда бу воситалар номма-ном кўрсатилиб, чап томонида молиявий операциялар натижасида уларга нисбатан юзага чиқадиган талаблар, ўнг томонида эса молиявий мажбуриятлар қайд қилинади. Бу ерда шуни ҳам эсда тутиш керакки, молиявий талаблар активларга таалуқли бўлади, яъни институционал бирликларга қарашли шундай объектларгаки, улардан келажакда фойда олиш кутилади. Аммо молиявий активлар нафақат бошқа институционал бирликларга нисбатан талабларни ўз ичига олади. Шу билан бирга улар молиявий олтин, ҳалқаро валюта фондида қарз олиш махсус ҳуқуқи (СДР) ва акциялар каби объектларни (молиявий объектларни) ҳам қамраб олади, чунки уларнинг эгалари бу воситаларни молиявий талаблар сифатида талқин этади. Шу жиҳатдан молиявий талаблар билан молиявий активлар орасида бироз фарқ булсада, аммо молиявий мажбуриятлар билан молиявий қарзлар орасида ҳеч қандай фарқ йўқ, улар айният тушунчалардир.

Молиявий ҳисобламада харид қилинган ёки сотилган молиявий активлар қиймати ҳамда институционал бирликлар ёки секторлар ўртасидаги операциялар бўйича қабул қилинган ва тартибга солинган мажбуриятлар қиймати қайд қилинади. Аммо ҳужалик фаолиятидаги ҳар бир пул операцияси, тулаш учун тақдим этиладиган товар, актив, хизмат ёки меҳнат уларнинг характеридан қатъий назар бирлик ёки секторнинг молиявий активлари ёки мажбуриятларида ўзгаришлар содир бўлишига олиб келади. Шунинг учун молиявий операцияларни пул операцияларидан фарқ қилиш керак.

Маълумки, операцияларда икки томон қатнашиб, улар орасида икки унсурли сай-ҳаракат (амал) рўй беради яъни товар ёки активга эгалик ҳуқуқи биридан иккинчисига ўтади ёки янги молиявий талаб

вужудга келади ёки мавжуд талаб ёпилади ёки бири иккинчисига хизмат кўрсатади ёки иш бажаради.

Пул операцияларида бундай амалнинг таркибий унсурларидан бири бир томон иккинчисига пул тулашдан ёки молиявий талабга эга бўлишидан ёки мавжуд талаб ёпилмасидан иборат бўлади, иккинчиси эса — товар ёки активларга мулкчилик ҳуқуқини беришдир. Молиявий операцияларда эса мазкур амалнинг иккала унсури молиявий характерга эга бўлади: томонларнинг бирида молиявий талаблар ёки активлар, иккинчисидан молиявий мажбуриятлар ҳосил бўлади ёки мавжуд мажбуриятлар йўқолади. Бундан ташқари молиявий операциялар пул операцияларидан кўзланган мақсадлар жиҳатидан ҳам фарқ қилади. Улар институционал бирлик ёки секторнинг молиявий активлар портфелини ёки мажбуриятларини қайта тақсимлаш мақсадида амалга оширилади, яъни молиявий активлар ёки мажбуриятлар қийматини кўпайтириш ёки камайтириш учун хизмат қилади. Шунинг учун ҳам молиявий операциялар фақат молиявий ҳисобламаларда, уларнинг ўнг ва чап томонларида ҳисобга олинади.

Таъкидлаб ўтиш керакки, бу ҳисобламаларда молиявий активлар ёки мажбуриятларнинг ўзлари эмас, балки уларнинг маълум давр мобайнида ўзгаришлари қайд қилинади. Молиявий воситалар билан бўладиган айрим операциялар ҳисобламанинг турли ресурслар ва фойдаланиш моддаларида (чап ва ўнг томон) қайд қилинади, масалан, олинган қарзлар унинг ўнг томонида қайд қилиниб, чап томонида “Депозитлар” моддасида тегишли корреспондент ёзувларини келтириб чиқаради. Айрим операциялар эса молиявий ҳисобламанинг бир томонидаги моддаларда ҳисобга олинади, масалан, берилган қарзлар ўнг томонда қайд қилиниб, шу билан бирга мазкур томонда депозитлар қисқариши ҳақидаги тегишли корреспондент ёзувлари билан бирга олиб борилади.

Қуйидаги секторлар ва миллий иқтисодиёт миқёсида молиявий ҳисобламаларнинг тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С.9. Молиявий ҳисобламалар (млрд.АҚШ \$)

С.9.1. Номолиявий корпорациялар

Молиявий талаблар қиймати (ресурслар)	Молиявий воситалар номи	Молиявий мажбуриятлар қиймати (фойдаланиш)
-	1. Олтин ва МКҲ	-
26	2. Валюта ва депозитлар	19
	3. Қимматли қоғозлар (акциялардан ташқари)	22
17	4. Заёмлар	58
5	5. Акциялар ва бошқа қимматли қоғозлар	99
63	6. Суғурталаш техник резервлари	-
4	7. Бошқа туланидиган ҳисоб-китоблар	79
73	8. Сальдо: соф кредитлаш (+) ёки соф қарз олиш (-)	-89
Баланс 188		Баланс 188

С.9.2. Молиявий корпорациялар.

Молиявий талаблар қиймати (ресурслар)	Молиявий воситалар номи	Молиявий мажбуриятлар қиймати (фойдаланиш)
-	1. Олтин ва МКҲ	-
356	2. Валюта ва депозитлар	507
269	3. Қимматли қоғозлар (акциялардан ташқари)	193
329	4. Заёмлар	49
	5. Акциялар ва бошқа қимматли қоғозлар	203
57	6. Суғурталаш техник резервлари	
-	7. Бошқа тўланадиган ҳисоб-китоблар	71
32	8. Сальдо: соф кредитлаш (+) ёки соф қарз олиш (-)	-32
		+54
Баланс 1043		Баланс 1043

С.9.3. Давлат бошқарув ташкилотлари.

Молиявий талаблар қиймати (ресурслар)	Молиявий воситалар номи	Молиявий мажбуриятлар қиймати (фойдаланиш)
-	1. Олтин ва МКҲ	-
48	2. Валюта депозитлар	42
	3. Қимматли қоғозлар (акциялардан ташқари)	113
8	4. Заёмлар	42
-2	5. Акциялар ва бошқа қимматли қоғозлар	-
21	6. Суғурталаш техник резервлари	-
-	7. Бошқа тўланадиган ҳисоб-китоблар	20
8	8. Сальдо: соф кредитлаш (+) ёки соф қарз олиш (-)	-134
Баланс 83		Баланс 188

С.9.4. Уй ҳўжаликлари.

Молиявий талаблар қиймати (ресурслар)	Молиявий воситалар номи	Молиявий мажбуриятлар қиймати (фойдаланиш)
-	1. Олтин ва МКҲ	-
167	2. Валюта депозитлар	-
6	3. Қимматли қоғозлар (акциялардан ташқари)	-
-	4. Заёмлар	142
	5. Акциялар ва бошқа қимматли қоғозлар	-
132	6. Суғурталаш техник резервлари	-
68	7. Бошқа тўланадиган ҳисоб-китоблар	7
-57	8. Сальдо: соф кредитлаш (+) ёки соф қарз олиш (-)	+167
Баланс 316		Баланс 316

С.9.5. Миллий иқтисодиёт.

Молиявий талаблар қиймати (ресурслар)	Молиявий воситалар номи	Молиявий мажбуриятлар қиймати (фойдаланиш)
-	1. Олтин ва МКҲ	-2
597	2. Валюта депозитлар	568
	3. Қимматли қоғозлар (акциялардан ташқари)	328
300	4. Заёмлар	291
332	5. Акциялар ва бошқа қимматли қоғозлар	309
273	6. Суғурталаш техник резервлари	71
72	7. Бошқа тўланадиган ҳисоб-китоблар	74
56	8. Сальдо: соф кредитлаш (+) ёки соф қарз олиш (-)	-2
Баланс 1632		Баланс 1632

13.17. Актив ва пассивлардаги бошқа ўзгаришлар ҳисобламалари

Жамғариш ҳисобламаларининг биринчи тоифаси билан танишиб чиқдик. Энди уларнинг иккинчи гуруҳини қараб чиқамиз. Бу тоифадаги ҳисобламалар жамғариш жараёни билан бевосита боғлиқ бўлмаган омиллар таъсири остида актив ва пассивларда ҳамда хусусий капиталда рўй берадиган ўзгаришларни ҳисобга олиш учун мўлжаллангандир. Бундай омиллар қаторига, масалан, янги фойдали қазилмаларни излаб топиш ва ишга тушириш ёки мавжуд конларда захиралар тугаши, уруш каби сиёсий воқеалар ва табиий офатлар (масалан, ер қимирлаши, ёнғин, сув тошиш) натижасида активлар йўқотилиши ҳамда нархлар даражаси ва тузилишида содир бўлган ўзгаришлар таъсири остида актив ва пассивлар қийматининг ўзгариши киради. Шундай қилиб, жамғариш ҳисобламаларининг иккинчи тоифаси активлар ҳажми ва қийматида бўладиган бошқа ўзгаришлар С10 ҳисобламаси билан С11 ревальвация ҳисобламасини ўз ичига олади.

Биринчи ҳисоблама юқорида зикр этилган фавқулудда воқеалар таъсиридан ташқари, активларни мусодара қилиш, уларни таснифлаш ва ҳисоблаш услубиятини такомиллаштириш натижасида хусусий капиталда ва активлар ҳажми ва тузилишида юз берадиган ўзгаришларни ҳисобга олади. Бундай ўзгаришлар чап томонда, ўнг томонда эса хусусий капиталда, активларда бошқа ўзгаришлар натижасида бўлган ўзгаришлар сальдо модда сифатида қайд қилинади.

Бизнинг шартли маълумотларга асосланган мисолимизда бундай ўзгаришлар молиявий корпорациялар секторида рўй берган, бошқа секторларда эса кузатилмаган. Шунинг учун қуйида С10 ҳисобламаси номолиявий корпорациялар сектори ва миллий иқтисодиёт миқёсида қандай тузилиши тасвирланади.

С.10. Активлар миқдорида бошқа ўзгаришлар ҳисобламаси (млрд.\$)

С.10.1. Номолиявий корпорациялар.

Активларда ўзгаришлар		Пассив ва хусусий капиталда ўзгаришлар	
1. Қайта яратилмайдиган активларнинг иқтисодий бунёд бўлиши (+)	-	8. Сальдо: активлар миқдорида бошқа ўзгаришлар натижасида хусусий капиталдаги ўзгаришлар	-2
2. Қайта яратилмайдиган активларнинг иқтисодий йўқолиши (-)	-2		
3. Сугурталанмайдиган вазиятда активлар йўқ бўлиши (-)	-		
4. Қопланмайдиган мусодаралар (+ ёки -)	-		
5. Активлар қолдиқ қийматини тузатиш (+ ёки -)			
6. Таснифлаш ва тузилишидаги ўзгаришлар (+ ёки -)			
7. Жами	-2	9) Жами	-2

С.10.5. Миллий иқтисодиёт.

Активларда ўзгаришлар		Пассив ва хусусий капиталда ўзгаришлар	
1. Қайта яратилмайдиган активларнинг иқтисодий бунёд бўлиши (+)	-	8. Сальдо: активлар миқдорида бошқа ўзгаришлар натижасида хусусий капиталдаги ўзгаришлар	-2
2. Қайта яратилмайдиган активларнинг иқтисодий йуқолиши (-)	-		
3. Суғурталанмайдиган вазиятда активлар йуқ бўлиши (-)	-2		
4. Қопланмайдиган мусодаралар (+ ёки -)	-		
5. Активлар қолдиқ қийматини тузатиш(+ ёки -)	-		
6. Таснифлаш ва тузилишидаги ўзгаришлар (+ ёки -)	-		
7. Жами	-2	9) Жами	-2

С11 ревальвация ҳисобламасида нархлар ўзгариши ҳисобига қўйилмалардан ҳосил бўладиган қўшимча даромадлар ёки зарарларни ҳисобга олинади. Унда ҳақиқий нархлар ўзгариши натижасида қўйилмалардан ҳосил бўлган бирламчи номинал даромадлар ёки зарарлар кўрсатилади ҳамда жорий давр мобайнида турли актив ва пассивларнинг нархлари ўзгариши натижасида уларнинг қийматида бўлган ўзгаришлар ҳисобга олинади. Активларга тегишли номинал даромадлар (+) ёки зарарлар (-) ҳисобламанинг чап томонида, молиявий пассивларга тааллуқли номинал даромадлар ёки зарарлар унинг ўнг томонида қайд қилинади. Ҳақиқий нархлар ўзгариши ҳисобига хусусий капитал ўзгариши баланслаштирувчи сальдо сифатида ўнг томонда ўрин эгаллайди.

Қуйида секторлар ва миллий иқтисодиёт миқёсида С11 ревальвация ҳисобламасининг тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С11. Ревальвация ҳисобламалари (млрд.АҚШ \$)

С.11.1. Номолиявий корпорациялар.

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
Нархлар ўзгариши ҳисобига:		Ҳақиқий нархлар ўзгариши ҳисобига:	
1. Қўйилмалардан даромадлар (К) ёки зарарлар (-)	-	4. Қўйилмалардан даромадлар (К) ёки зарарлар (-)	-
2. Номолиявий активлар-жами Шу жумладан:	197	5. Пассивлар	509
2а) Ишлаб чиқариш активлари	174	6. Сальдо: Хусусий капиталда ўзгаришлар	62
2б) Ноишлаб чиқариш активлари	23		
3. Молиявий активлар	374		
Баланс	571	Баланс	571

С.11.2. Молиявий корпорациялар.

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
Нархлар ўзгариши ҳисобига:		Нархлар ўзгариши ҳисобига:	
1. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-	4. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-
2. Номолиявий активлар-жами Шу жумладан:	8	5. Пассивлар	446
2а) Ишлаб чиқариш активлари	8	6. Сальдо: Хусусий капиталда ўзгаришлар	-161
2б) Ноишлаб чиқариш активлари	-		
3. Молиявий активлар	277		
Баланс	285	Баланс	285

С.11.3. Давлат бошқарув ташкилотлари.

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
Нархлар ўзгариши ҳисобига:		Ҳақиқий нархлар ўзгариши ҳисобига:	
1. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-	4. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-
2. Номолиявий активлар-жами	41	5. Пассивлар	6
Шу жумладан:		6. Сальдо: Хусусий капиталда ўзгаришлар	54
2а) Ишлаб чиқариш активлари	38		
2б) Ноишлаб чиқариш активлари	3		
3. Молиявий активлар	19		
Баланс	60	Баланс	60

С.11.4. Уй ҳужаликлари.

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
Нархлар ўзгариши ҳисобига:		Ҳақиқий нархлар ўзгариши ҳисобига:	
1. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-	4. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-
2. Номолиявий активлар-жами	295	5. Пассивлар	
Шу жумладан:		6. Сальдо: Хусусий капиталда ўзгаришлар	596
2а) Ишлаб чиқариш активлари	190		
2б) Ноишлаб чиқариш активлари	105		
3. Молиявий активлар	301		
Баланс	596	Баланс	596

С.11.5. Миллий иқтисодиёт.

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
Нархлар ўзгариши ҳисобига:		Ҳақиқий нархлар ўзгариши ҳисобига:	
1. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-	4. Қўйилмалардан даромадлар (+) ёки зарарлар (-)	-
2. Номолиявий активлар-жами	541	5. Пассивлар	961
Шу жумладан:		6. Сальдо: Хусусий капиталда ўзгаришлар	551
2а) Ишлаб чиқариш активлари	410		
2б) Ноишлаб чиқариш активлари	131		
3. Молиявий активлар	971		
Баланс	1512	Баланс	1512

13.18. Актив ва пассивлар баланслари

Секторлар ва миллий иқтисодиётга тегишли барча ҳисобламалар активлар ва пассивлар балансларини тузиш билан якунланади. Улар бошланғич баланслардан, балансларда ўзгаришлардан ва якуний баланслардан таркиб топади. Бошланғич баланс ўтган давр МҲТда берилади.

Қуйида шартли маълумотлар мисолида у келтирилган (млрд. АҚШ \$).

С.12. Бошланғич активлар ва пассивлар баланси

С.12.1. Номолиявий корпорациялар.

Активлар		Пассивлар	
1. Номолиявий активлар	5700	3. Пассивлар	6600
Шу жумладан:		4. Хусусий капитал	3400
1а) Ишлаб чиқариш активлари	4610		
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	1090		
2. Молиявий активлар	4300		
Баланс	10000	Баланс	10000

С.12.2. Молиявий корпорациялар.

Активлар		Пассивлар	
1. Номолиявий активлар	210	3. Пассивлар	10700
Шу жумладан:		4. Хусусий капитал	310
1а) Ишлаб чиқариш активлари	202		
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	8		
2. Молиявий активлар	10800		
Баланс	11010	Баланс	11010

С.12.3. Давлат бошқарув ташкилотлари.

Активлар		Пассивлар	
1. Номолиявий активлар	1130	3. Пассивлар	1900
Шу жумладан:		4. Хусусий капитал	830
1а) Ишлаб чиқариш активлари	1000		
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	130		
2. Молиявий активлар	1600		
Баланс	2730	Баланс	2730

С.12.4. Уй ҳўжаликлари.

Активлар		Пассивлар	
1. Номолиявий активлар	10220	3. Пассивлар	2000
Шу жумладан:		4. Хусусий капитал	12920
1а) Ишлаб чиқариш активлари	5670		
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	4550		
2. Молиявий активлар	4700		
Баланс	14920	Баланс	14920

С.12.5. Миллий иқтисодиёт.

Активлар		Пассивлар	
1. Номолиявий активлар	17260	3. Пассивлар	21200
Шу жумладан:		4. Хусусий капитал	17460
1а) Ишлаб чиқариш активлари	11482		
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	5778		
2. Молиявий активлар	21400		
Баланс	38660	Баланс	38660

Жорий давр учун дастлаб активлар ва пассивлар балансарида булган ўзгаришлар ҳисоблаб чиқилади. Ҳисоблаш қуйидаги тартибда бажарилади:

а) “Номолиявий активлар-жами” буйича: C_8 “капитал билан операциялар” ҳисобламасидан барча номолиявий активлар соф ўсиши $(n.4+n.5-n.6+n.7)$ плюс C_{10} “Активлар миқдориди бошқа ўзгаришлар” ҳисобламаси $n.7$ плюс C_{11} “ревальвация” ҳисобламаси $n.2$. Мисолимизда номолиявий корпорациялар учун $(410-20-334+17)-2+197=268$; молиявий корпорациялар учун $(23+1-12+1)+0+8=21$; давлат бошқарув ташкилотлари учун $(144+7-83+2)+0+41=111$; уй ҳўжаликлари учун $(328-4-160-20)+0+295=439$; миллий иқтисодиёт учун $(905-16-589+0)+541-2=839$ ёки $268+21+111+439=839$.

б) шу жумладан “ноишлаб чиқариш активлари” буйича C_8 $n.7$ плюс $C_{10}(n.1-n.2)$ плюс C_{11} $n.26$. Мисолимизда номолиявий корпорациялар $=17+23-2=38$; молиявий корпорациялар: $1+0+0=1$; давлат бошқарув ташкилотлари: $2+0+3=5$; уй ҳўжаликлари: $-20+0+105=85$; миллий иқтисодиёт: $0-2+131=129$ ёки $38+1+85+5=129$;

в) ишлаб чиқариш активлари бўйича: юқорида баён этилган п.а натижалари минус п.б натижалари. Мисолимизда тегишли тартибда $268-38=230$; $21-1=20$; $111-5=106$; $439-85=354$; $839-129=710$ ёки $230+20+106+354=710$;

г) “Молиявий активлар” бўйича С.9 чап томон жами плус С.11. п.3. Мисолимизда тегишли тартибда жойлашган секторлар учун $188+374=562$; $1043+277=1320$; $83+19=102$; $316+301=617$; $1630+971=2601$ ёки $562+1320+102+617=2601$.

Баланс ўзгаришларининг ўнг томонидаги кўрсаткичлар қуйидаги тартибда топилади:

а) “Хусусий капитал” бўйича С.8 “капитал билан операциялар” ҳисобламаси ўнг томон “хусусий капиталда жами ўзгаришлар” плус С.10. п.8. плус С.11 п.6. Мисолимизда молиявий корпорациялар учун $-16+(-2)+62=44$; молиявий корпорациялар: $67+0-161=-94$; давлат бошқарув ташкилотлари $-64+0+54=-10$; уй ҳўжаликлари: $311+0+596=907$; миллий иқтисодиёт: $298-2+551=847$ ёки $44-94-10+907=847$;

б) пассивлар бўйича умумий ўзгариш = С.13 чап томон “активларда умумий ўзгаришлар” минус ўнг томон п.4 “хусусий капиталда жами ўзгаришлар”. Мисолимизда тегишли тартибда жойлашган секторлар учун: $268+562-44=786$; $1320+21-(-94)=1439$; $102+111-(-10)=223$; $617+439-907=149$; $839+2601-847=2593$ ёки $1439+223+149+786=2593$.

Қуйида активлар ва пассивлар балансларидаги ўзгаришларнинг тузилиши секторлар бўйича ва миллий иқтисодиёт миқёсида юқорида олинган натижалар асосида тасвирланади.

С.13. Активлар ва пассивлар балансида ўзгаришлар (млрд. АҚШ \$)

С.13.1. Номолиявий корпорациялар.

Активлар		Пассивлар	
Умумий ўзгаришлар:		3. Пассивларда ўзгаришлар	786
1. Номолиявий активлар-жами	268	4. Хусусий капиталда ўзгаришлар – жами:	44
Шу жумладан:		Шу жумладан:	
1а) Ишлаб чиқариш активлари	230	4а) жамғарма ва капитал утказишлар сальдоси	-16
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	38	4б) пассивлар миқдориди бошқа ўзгаришлар	-2
2. Молиявий активлар	562	4в) нархлар ўзгариши ҳисобига	62
Баланс	830	Баланс	830

С.13.2. Молиявий корпорациялар.

Активлар		Пассивлар	
Умумий ўзгаришлар:		3. Пассивларда ўзгаришлар	1435
1. Номолиявий активлар-жами	21	4. Хусусий капиталда ўзгаришлар – жами:	-94
Шу жумладан:		Шу жумладан:	
1а) Ишлаб чиқариш активлари	20	4а) жамғарма ва капитал ўтказишлар сальдоси	67
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	1	4б) пассивлар миқдориди бошқа ўзгаришлар	-161
2. Молиявий активлар	1320	4в) нархлар ўзгариши ҳисобига	
Баланс	1341	Баланс	1341

С.13.3. Давлат бошқарув ташкилотлари.

Активлар		Пассивлар	
Умумий ўзгаришлар:		3. Пассивларда ўзгаришлар	223
1. Номолиявий активлар-жами	111	4. Хусусий капиталда ўзгаришлар – жами:	-10
Шу жумладан:		Шу жумладан:	
1а) Ишлаб чиқариш активлари	106	4а) жамғарма ва капитал ўтказишлар сальдоси	-64
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	5	4б) пассивлар миқдорига бошқа ўзгаришлар	54
2. Молиявий активлар	102	4в) нархлар ўзгариши ҳисобига	
Баланс	213	Баланс	213

С.13.4. Уй хўжаликлари.

Активлар		Пассивлар	
Умумий ўзгаришлар:		3. Пассивларда ўзгаришлар	149
1. Номолиявий активлар-жами	439	4. Хусусий капиталда ўзгаришлар – жами:	907
Шу жумладан:		Шу жумладан:	
1а) Ишлаб чиқариш активлари	354	4а) жамғарма ва капитал ўтказишлар сальдоси	311
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	85	4б) пассивлар миқдорига бошқа ўзгаришлар	596
2. Молиявий активлар	617	4в) нархлар ўзгариши ҳисобига	
Баланс	1056	Баланс	1056

С.13.5. Миллий иқтисодиёт.

Активлар		Пассивлар	
Умумий ўзгаришлар:		3. Пассивларда жами ўзгаришлар	2593
1. Номолиявий активлар-жами	839	4. Хусусий капиталда ўзгаришлар – жами:	847
Шу жумладан:		Шу жумладан:	
1а) Ишлаб чиқариш активлари	710	4а) жамғарма ва капитал ўтказишлар сальдоси	298
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	129	4б) пассивлар миқдорига бошқа ўзгаришлар	551
2. Молиявий активлар	2601	4в) нархлар ўзгариши ҳисобига	
Баланс	3440	Баланс	3440

Актив ва пассивларнинг бошланғич баланси маълумотлари устига жорий давр мобайнида актив ва пассивлар балансида рўй берган ўзгаришларни қўшиб (ёки айириб) уларнинг якуний баланслари секторлар ва миллий иқтисодиёт миқёсида тузилади. Ўз-ўзидан равшанки, улар тузилиш жиҳатидан олдинги баланслардан фарқ қилмаслиги керак, фақат кўрсаткичларигина турлича миқдорий ифодаларга эга бўлади, холос. Шунинг учун қуйида номолиявий корпорациялар билан миллий иқтисодиёт миқёсида тузилган якуний балансларни келтириш билан чегараланамиз, бошқа секторлар учун эса уларни ҳурматли китобхонлар ўзлари тузадилар деб умид қиламиз.

С.14. Актив ва пассивлар якуний баланслари

С.14.1. Номолиявий корпорациялар.

Активлар		Пассивлар	
1. Номолиявий активлар, жами	5968	3. Пассивлар (молиявий)	7386
Шу жумладан:		мажбурийлар)	3444
1а) Ишлаб чиқариш активлари	4840	4. Хусусий капитал	
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	1128		
2. Молиявий активлар	4862		
Баланс	10830	Баланс	10830

С.14.5. Миллий иқтисодиёт.

Активлар		Пассивлар	
1. Номолиявий активлар, жами	18099	3.Пассивлар (молиявий мажбуриятлар)	23793
Шу жумладан:		4. Хусусий капитал	18307
1а) Ишлаб чиқариш активлари	12192		
1б) Ноишлаб чиқариш активлари	5907		
2. Молиявий активлар	24001		
Баланс	42100	Баланс	42100

13.19. Операциялар ҳисобламалари

Бу ҳисоблама операция иштирокчилари ўртасида туғри муносабатлардан ташқари, ҳар бир операция (ёки операция гуруҳига) га оид ресурслар ва фойдаланиш турларини тегишли секторлар ёки тармоқларга тақсимлаб кўрсатади. Шундай қилиб, “нима? / кимдан?” ва “нима? / кимга?” типдаги алоқалар ҳисобда қайд қилинади. Аммо “нима? / кимдан? / кимга?” тоифасидаги муомалалар эса ҳисобга олинмайди. Ресурслар йиғиндиси моҳиятан фойдаланиш турлари йиғиндиси билан баланслашади, шунинг сальдо моддаси бўлмайди.

Операциялар ҳисобламаси, шундай қилиб, ҳисоб-китобдаги хатоларни аниқлаш учун қайднома маълумотларини бошланғич манбаълар билан солиштириш воситасидир. Операциялар ҳисобламаларининг умумий тузилиши мулкдан олинadиган даромадлар ҳисобламаси мисолида қуйидаги жадвалда тасвирланган.

Мулкдан даромад ҳисобламаси

Фойдаланиш турлари							Операциялар	Ресурслар						
Бошқа давлатлар	Миллий иқтисодиёт	Уй хужаликлари	Давлат бошқ.ташк.-лари	Молиявий корпорациялар	Номолиявий корп.-лар	Жами		Жами	Номолиявий корп.-лар	Молиявий корпорациялар	Давлат бошқ.ташк.-лари	Уй хужаликлари	Миллий иқтисодиёт	Бошқа давлатлар
1	2	3	4	5	6	7	A	8	9	10	11	12	13	14
							Фоидалар Корхоналарнинг тақсимланган фойдаси Дивидентлар: Корпорациялар дивидентлари Квазикорпорациялар фойдасини олиб қўйиш Чет эл туғри капитал қўйилмаларида қайта инвестирилган тушумлар Сугурта полис эгалари мулкдан шартли ҳисобланадиган даромад Ер рентаси ва роялти							
161	1416	116	116	841	343	1607	Мулкдан даромад, жами	1607	107	874	67	352	1400	207

Товар ва хизматлар билан операциялар учун операциялар ҳисобламаси алоҳида тузилади. С.0 Товарлар ва хизматлар ҳисобламаси бутун миллий иқтисодиёт ёки маҳсулотлар гуруҳи учун товар ва хизматлар ресурслари (маҳсулот мамлакат ичида ишлаб чиқариш ва импорт)нинг умумий ҳажми билан улардан фойдаланиш турлари (оралиқ истеъмол, пировард истеъмол, заҳираларда ўзгаришлар, асосий капитал ялпи ўсиши ва экспорт)ни кўрсатади. Маҳсулотлар учун соф солиқлар (яъни тегишли субсидиялар айрилган) ҳам ресурсларга қўшилади. Бу модданинг мазмуни, миқдори ва қиймати маҳсулотларни баҳолаш (қандай нархларда аниқлаш) тартибига қараб ўзгаради. Масалан, маҳсулотлар базис нархларида баҳоланса барча маҳсулотлар учун соф солиқлар, улар ҚҚС ҳисобга олинмаган ишлаб чиқарувчилар нархларида баҳоланса, импорт учун солиқлар, ва ниҳоят, ҚҚСли ишлаб чиқарувчилар нархларида ҳисобланса, импорт учун соф солиқлар ва ҚҚС ресурслар томонида ҳисобга олинади.

Товар ва хизматлар ҳисобламасининг муҳим хусусияти шундаки, умум глобал даражада яъни барча фойдаланиш турлари жами билан ҳамма ресурслар жами баланслашади, аммо айрим операциялар тури учун эса бундай тенглик (мувозантлик) одатда бўлмайди. Мазкур ҳисобламанинг бошқа хусусияти шундаки, унинг ўнг томонида фойдаланиш турлари, чап томонида эса ресурслар кўрсатилади. Институционал сектор ҳисобламаларига қарама-қарши ҳолатга эга бўлиш учун бундай қилинади.

Қуйида миллий иқтисодиёт миқёсида товарлар ва хизматлар ҳисобламасининг тузилиши шартли маълумотлар мисолида тасвирланган.

С.0 Товар ва хизматлар ҳисобламаси (млрд.АҚШ \$)

Ресурслар		Фойдаланиш турлари	
1. Мамлакатда ишлаб чиқарилган ялпи маҳсулот	7947	5. Оралиқ истеъмол	3775
2. Товар ва хизматлар импорти	1093	6. Ҳақиқий пировард истеъмол	3858
3. Маҳсулотлар учун соф солиқлар		7. Ялпи капитал бунёди	889
4. Субсидиялар (-)	606	Шу жумладан:	
		7а) асосий капитал ялпи ўсиши	905
		7б) заҳираларда ўзгаришлар	-16
Баланс	2571	Баланс	2571

13.20. Дунёнинг бошқа мамлакатлари (ёки ташқи операциялар) ҳисобламалари

Бу ҳисобламалар институционал бирлик - резидентлар билан норезидентлар ўртасидаги операциялар ва актив-пассивларни қамраб олади. Бошқа давлатлар миллий ҳисобчилик тузилишида институционал сектор сингари роль ўйнагани учун бу ҳисобламалар бошқа давлатлар нуқтаи назаридан тузилади. Ажнабий давлатлар учун ресурс бўлиб уларнинг манфаати учун мазкур мамлакат товарлари ва хизматлари экспортидан фойдаланиш хизмат қилади ва аксинча, мазкур мамлакат манфаати ажнабий давлатлар ресурсларидан фойдаланиш эса бу давлатлар учун фойдаланиш турлари ҳисобланади. Бу икки томон сальдоси ижобий қийматга эга бўлса, ажнабий давлат-

лар учун у актив (фаол) сальдо, мазкур мамлакат учун эса - тақчилликни англатади ва аксинча бўлса, тескари талқинга эга бўлади.

Жорий ташқи операциялар иккита ҳисобламада ҳисобга олинади, бири — товар ва хизматларнинг ташқи ҳисобламаси, иккинчиси омил даромадлари ва жорий трансфертларнинг ташқи ҳисобламаси деб юритилади. Биринчи ҳисобламада ресурс сифатида товар ва хизматлар импорти, фойдаланиш тури сифатида эса уларнинг экспорти қаралади. Бу ҳисоблама сальдоси ижобий қиймат билан ифодаланса, ажнабий давлатлар ташқи савдода актив балансга эга бўлади, мазкур мамлакат учун эса ташқи савдо тақчиллик билан яқунланганлигини англатади. Иккинчи ҳисоблама икки томонида тегишли тартибда ажнабий давлатлар оладиган ва тўлайдиган ёлланма ходимларга иш ҳақи, ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар, мулкдан даромад, жорий даромад солиқлари, мулк ва бошқа солиқлар ҳамда бошқа трансфертлар ҳисобга олинади. Бу ҳисобламани баланслаштирувчи сальдо моддаси жорий тўлов балансидир. У тизим тузилишида институционал секторлар бўйича жамғармага тенг рол уйнайди.

Жорий ҳисобламалардан ташқари ташқи жамғарма ҳисобламаси, молиявий ҳисоблама, активларда бошқа ўзгаришлар ҳисобламаси ҳамда бошлангич ва якуний актив ва пасивлар баланслари билан актив ва пасивлар балансида ўзгаришлар ҳисобламаси тузилади.

Қуйида шартли маълумотлар мисолида ташқи операциялар ҳисобламалари келтирилган.

С.15. Дунёнинг бошқа мамлакатлари (ташқи операциялар) ҳисобламалари (млрд.АҚШ \$)

С.15.1. Товар ва хизматлар ташқи ҳисобламаси

Фойдаланиш турлари		Ресурслар	
1. Товар ва хизматлар экспорти	1124	1. Товар ва хизматлар импорти	1093
2. Сальдо: ташқи савдо баланси	-31		
Баланс	1093	Баланс	1093

С.15.2. Омил даромадлари ва жорий трансфертлар ҳисобламаси

Фойдаланиш турлари		Ресурслар	
Туланадиган:		1. Ташқи савдо баланси	-31
1. Ёлланма меҳнат ҳақи	10	Олинадиган:	
2. Ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар	-	2. Ёлланма ходимлар иш ҳақи	20
3. Мулкдан даромад	191	3. Ишлаб чиқариш ва импорт учун соф солиқлар	5
4. Жорий даромад, мулк ва бошқа солиқлар	1	4. Мулкдан даромад	207
5. Бошқа жорий трансфертлар	85	5. Жорий даромад, мулк ва бошқа солиқлар	-
6. Сальдо: жорий тўлов баланси	-1	6. Бошқа жорий трансфертлар	85
Баланс	286	Баланс	286

С.15.3. Ташқи жамғарма ҳисобламаси

Ресурслар		Фойдаланиш	
1. Активларда ўзгаришлар, жами	127	3. Пассивлар ва хусусий мулкда ўзгаришлар	129
2. Сальдо:			
а) соф кредитлаш (+)	2		
б) соф қарз олиш (-)			
Баланс	129	Баланс	129

С.15.3.1. Капитал билан операциялар ҳисобламаси

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
1. Ер ва бошқа ноишлаб чиқариш активлари соф хариди		1. Жорий тулов баланси	-1
2. Сальдо:		2. Капитал трансфертлари*:	
а) соф кредитлаш (+)	2	-олиннадиган (+)	4
б) соф қарз олиш (-)	-	-туланидиган (-)	-1
Баланс	2	Баланс*	2

*Бу ерда хусусий капиталда жорий тулов баланси ва капитал утказиш ҳисоби-га ўзгаришлар жами назарда тутилади.

С.15.3.2. Молиявий ҳисоблама

Активларда ўзгаришлар	Молиявий воситалар номи	Пассивларда ўзгаришлар
Молиявий талаблар:		Молиявий мажбуриятлар:
-2	1. Олтин ва МКҲ	54
25	2. Валюта ва депозитлар	
55	3. Қимматли қоғозлар (акциялардан ташқари)	27
-14	4. Заёмлар	27
46	5. Акциялар ва бошқа туланидиган капитал қисми	17
-	6. Сугурталаш жорий резервлари	1
19	7. Бошқа туланидиган ҳисоб-китоблар	
Молиявий активлар соф хариди	Жами	127
129	8. Сальдо: соф кредитлаш (+) ёки соф қарз олиш (-)	+2
129	Баланс	129

С.15.3.3. Активларда бошқа ўзгаришлар ҳисобламаси

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
1. Қайта тикланмайдиган активлар иқтисодий бунёди (К)	-	Сальдо: активлар миқдориди бошқа ўзгаришлар ҳисобига хусусий капитал ўзгариши	-
2. Уларнинг йўқотилиши (-)	-		
1. Қопланмайдиган мусодара қилиш (+ёки-)	-		
2. Активлар қийматининг қайта баҳолаш ҳисобига ўзгаришлар (+,-)	-		
3. Таснифлаш ва услубиятдаги ўзгаришлар ҳисобига ўзгаришлар (+,-)	-		
Баланс	-	Баланс	-

С.15.3.4. Ревальвация ҳисобламаси

Активларда ўзгаришлар		Пассивларда ўзгаришлар	
Нархлар ўзгариши ҳисобига:		3. Қуйилмаларда номинал даромадлар (+) ёки зарарлар(-)	-
1. Қуйилмаларда номинал даромадлар (+) ёки зарарлар(-)		4. Молиявий пассивларда ўзгаришлар	
2. Молиявий активларда ўзгаришлар	164	5. Сальдо: Хусусий капиталда ўзгаришлар	174
			-10
Баланс	164	Баланс	164

С16. Ташқи операциялар бўйича актив ва пассивлар бошланғич баланси

Активлар		Пассивлар	
1. Жами активлар	2600	2. Жами пассивлар	2800
		1. Сальдо: Хусусий капитал	-200
Баланс	2600	Баланс	2600

C17. Актив ва пасивлар балансида узгаришлар

Активлар		Пассивлар	
1. Молиявий активлар хариди	129	3. Молиявий мажбуриятлар	127
2. Нархлар ўзгариши ҳисобига молиявий активларда узгаришлар	164	1. Нархлар ҳисобига молиявий пасивларда узгаришлар	174
		2. Сальдо: Хусусий капиталда узгаришлар, жами	-8
		Шу жумладан:	
		5а) жамгарма ва капитал утказиш сальдоси	2
		5б) нархлар ҳисобига ва бошқа активлар миқдориди узгаришлар	-10
Баланс	293	Баланс	293

C.18. Актив ва пасивлар якуний баланси

Активлар		Пассивлар	
Молиявий активлар	2893 (2600+293)	1. Молиявий пасивлар	3101 (2800Қ301)
		3. Сальдо: Хусусий капитал	-208
Баланс	2893	Баланс	2893

13.21. Тармоқларро баланс

Бу баланс МҲТнинг муҳим бўлими бўлиб, товар ва хизматлар, ишлаб чиқариш ва бирламчи даромадларни шакллантириш ҳисобламаларини муфассаллаштиради ва чуқурлаштиради. У миллий иқтисодиётда кечаётган жараёнларни технологик жиҳатдан таърифлайди, тармоқлар ўртасидаги ўзаро боғланишлар билан халқ ҳўжалигидаги пропорцияларни аниқлаш ва таҳлил қилиш имкониятини яради.

Товар ва хизматларни ишлаб чиқариш ва фойдаланиш тармоқларро баланс иккинчи БМТ стандарт МҲТ пайдо бўлишидан олдин алоҳида баланс ишламалари сифатида тузилар эди. Уни биринчи маротаба Василий Леонтьев АҚШ учун тузган. 1968 йилда иккинчи БМТ халқаро стандарт МҲТда тармоқларро баланс миллий ҳисобламалар билан интеграллаштирилди ва унинг таркибий қисми сифатида асосланди. Натижада бу баланс ҳам МҲТ тузиш қоидаларига ва кўрсаткичларига бўйсуниб, уларга мувофиқ равишда тузилади.

МҲТ услубиятида тузиладиган тармоқларро баланс учта асосий қисмлар (квадрантлар) дан таркиб топади. Бири ички (ёки биринчи) квадрант, иккинчиси ўнг ёнбош (қанот ёки иккинчи) квадрант, учинчиси остки қанот (ёки учинчи) квадрант деб аталади.

Ички квадрант тармоқлар ўртасидаги ўзаро боғланишларни таърифлайди ва оралиқ истеъмолни акс эттиради. У шахмат шакли жадвалдан иборат бўлиб, унинг қаторлари ва устунларида иқтисодиёт тармоқлари ҳамда экспорт ва импорт кўрсатилади. Устунлар айрим тармоқларда яратилган муайян товар ва хизматлар қийматини кўрсатади, қаторлар эса улардан тармоқларда ишлаб чиқариш воситаси сифатида фойдаланиш (ҳом-ашё, материаллар, ёқилғи, энергия, хизматлар харажатлари)ни таърифлайди.

Унг қанот II квадрантда қаторлар истеъмолчи-тармоқларга мос келади, устунлар эса истеъмол категориялари: пировард истеъмол, ялпи жамғарма (асосий капитал ялпи ўсиши, моддий айланма воситалар заҳираларининг ўзгариши, бебаҳо бойликларнинг соф хариди), экспорт-импорт сальдосини белгилайди.

Остки III квадрантда ялпи ички маҳсулотнинг қиймат тузилиши ифодаланadi. Бу ҳолда устунлар ишлаб чиқарувчи тармоқлар, қаторлар эса ялпи қушилган қийматнинг таркибий қисмлари (ёлланма меҳнат ҳақи, ялпи фойда, ялпи аралашма даромад, ишлаб чиқариш билан боғлиқ бошқа солиқ ва субсидиялар) ҳам маҳсулотлар учун солиқ ва субсидиялар. Шундай қилиб, III квадрант жами пировард истеъмол қилинадиган товар ва хизматлар ресурсларининг шаклланишини, II квадрант жами улардан фойдаланишни аниқлайди.

Умуман тармоқлараро баланс куйидаги кўринишга эга.

Тармоқлараро баланс (умумий шакли пировард истеъмол нархларида)

Истеъмолчи тармоқлар		1	2	3	j	n	Жами	Пировард истеъмол	Ялпи жамғарма	Шу жумладан				Жами фойдаланиш
										Асосий капитал ялпи ўсиши	Маънавий заҳиралар ўзгариши	Бебаҳо бойликлар хариди	Экспорт	
Яратувчи тармоқлар														
Оралик истеъмол	1	$a_{11}x_1$	$a_{12}x_2$	$a_{13}x_3$	$a_{1j}x_j$	$a_{1n}x_n$	u_1							x_1
	2													
	3	I квадрант						II квадрант						
	4													
	i	$a_{i1}x_1$	$a_{i2}x_2$	$a_{i3}x_3$	$a_{ij}x_j$	$a_{in}x_n$	u_i							x_i
n	$a_{n1}x_1$	$a_{n2}x_2$	$a_{n3}x_3$	$a_{nj}x_j$	$a_{nn}x_n$	u_n							x_n	
1. Жами ёлланма меҳнат ҳақи														
2. Ишлаб чиқариш билан боғлиқ бошқа соф солиқлар														
3. Ялпи фойда ва аралашма даромадлар		III квадрант												
4. Ялпи қушилган қиймат, асосий нархларида		Z_1	Z_2	Z_3	Z_j	Z_n	Z_{nn}							
5. Маҳсулот учун солиқлар														
6. Ялпи ишлаб чиқариш, сотиб олувчилар нархларида														
7. Импорт														
8. Жами ресурслар		X_1	X_2	X_3	X_j	X_n	X_{nn}							

Бу балансни устунлар бўйича қарасак, у ҳолда ҳар бир тармоқни куйидаги тенглама орқали тасвирлаш мумкин:

$$X_j = \sum_{i=1}^n a_{ij}x_i + z_j \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (13.7.1)$$

Бу ерда: x_j — j-тармоқ маҳсулоти.

a_{ij} — i-тармоқ маҳсулотини j-тармоқ маҳсулот бирлигига тўғри харажатлари (x_j/x_i);

$Z_i - j$ — тармоқда ялпи қўшилган қиймати.

Бу (13.7.1) тенглама ҳар бир тармоқ бўйича ялпи маҳсулот ишлаб чиқаришининг қиймат жиҳатдан тузилишини таърифлайди.

Агар балансни қаторлар бўйича қарасак, у ҳолда ҳар бир тармоқни қуйидаги тенглама орқали тавсифлаш мумкин:

$$X_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} x_j + y_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (13.7.2)$$

Бу ерда: x_j — i — тармоқ маҳсулоти;

a_{ij} — i — тармоқ маҳсулотини j — тармоқ маҳсулоти бирлигига тўғри (бевосита) харажатлари коэффицентлари ($a_{ij} = x_{ij}/x_j$);

x_j — j — тармоқ маҳсулоти;

y_i — i — тармоқ пировард талаби (пировард истеъмол плюс ялпи жамғарма плюс экспорт-импорт сальдоси).

Бу тенглама (13.7.2) ҳар бир тармоқ маҳсулотини оралиқ ва пировард истеъмол, жамғарма ва бошқа эҳтиёжлар учун фойдаланишни таърифлайди. Уни матрица шаклида ёзсак, у ҳолда:

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & a_{1j} & \dots & a_{1n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n1} & \dots & a_{nj} & \dots & a_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad (13.7.3)$$

$$\text{ёки } X = AX + Y \quad (13.7.4)$$

Бу ерда: X — маҳсулот ишлаб чиқариш вектори;

A — тўғри материал харажатлар коэффицентларининг матрицаси (тармоқлар ўртасидаги ишлаб чиқариш алоқаларини белгилаш имконини беради);

Y — пировард талаб вектори.

ЭҚМ ёрдамида ушбу матрица асосида тўлиқ харажатлар коэффицентлари матрицаси ҳисобланади. Бу коэффицентларнинг хусусияти шундаки, улар тўлиқ харажатлар коэффицентларининг пировард талаб векторига кўпайтириш йўли билан ҳар бир тармоқда маҳсулот ишлаб чиқаришни аниқлаш имконини беради.

Математик жиҳатдан буни қуйидагича асослаш мумкин:

$$(13.7.4) \text{ дан } Y = X - AX \quad (13.7.5)$$

$$\text{ёки } Y = (E - A)X \quad (13.7.6)$$

Бу ерда: E — бирлик матрица.

Тенгламанинг икки томонини $(E - A)^{-1}$ га кўпайтирсак, у ҳолда:

$$(E - A)^{-1} Y = (E - A)^{-1} (E - A)X \quad (13.7.7)$$

Бу ерда: $(E - A)^{-1}$ — тўлиқ харажатлар коэффицентларининг матрицаси.

Натижада:

$$(E - A)^{-1} Y = X \quad (13.7.8)$$

Бу тенглама тармоқлараро баланснинг асосий тенгламаси деб аталади. У истиқболни белгилашда кенг қўлланади. Бунинг учун пировард талаб тақсимланиши векторининг турли вариантлари қабул қилиниб, уларни тўлиқ харажатлар коэффициентларига кўпайтириб ишлаб чиқариш истиқболлари ҳисобланади.

13.22. Асосий тушунча ва атамалар

Баланс
Аддитив боғланиш
Микроиқтисодий баланслар
Макроиқтисодий баланслар
Моддий баланслар
Меҳнат баланслари
Демографик баланслар
Табиий ресурслар баланси
Молиявий баланслар
Статик баланс
Динамик баланс
Тармоқлараро баланс
Ҳудудлараро баланс
Шахмат баланс
Жорий баланс
Йиллик баланс
Натурал баланс
Оддий баланс
Интеграллашган баланс
Актив ва пассивлар баланси
Асосий фонд ва капитал қўйилмалари баланси
Даромад ва харажатлар баланси
Молиявий коэффициентлар
Иш вақти баланси
Меҳнат ресурслари баланси
Бандлик ва ишсизлик кўрсаткичлари
Миллий ҳисобламалар тизими (МХТ)
БМТнинг биринчи стандарт МХТи-53.
БМТнинг иккинчи стандарт МХТи-68.
БМТнинг учинчи стандарт МХТи-93.
Биринчи Овруро интеграллаштирилган иқтисодий кўрсаткичлар тизими - ОИИКТ-69.
Иккинчи - ОИИКТ-95.
Концепция ва категория
Иқтисодий операциялар ва оқимлар
Резидентлик
Ишлаб чиқариш ҳисобламаси
Бирламчи даромадларни бунёд этиш ҳисобламаси
Даромадларни тақсимлаш ва қайта тақсимлаш ҳисобламаси
Истеъмол учун даромадлардан фойдаланиш ҳисобламаси

Жамғариш ҳисобламалари
Молиявий ҳисобламаси
Ревальвация ҳисобламаси
Харажатлар - ишлаб чиқариш жадваллари

13.23. Қисқача хулосалар

1. Умумий ҳолда баланс деганда томонларни тенглаштириш, бири-бирига мувофиқлаштириш, ихтилофларни йўқотиб мувозанат барқарор ҳолга келтириш тушунилади.

Миллий иқтисодиётда ҳодисалар ўртасидаги зоҳирий ўзаро боғланишлар кўпинча аддитив ҳолда кечади. Улар бир тарафдан, бирин-кетин содир бўлиб бир-бирига қўшилиб, устма-устлашиб, қатталлашиб боради, иккинчи томондан эса, аста-секин бир-биридан ажралиб, ишлатилиб, қатламлар кўчиб, силлиқлашиб умумий натижа кичиклашиб боради.

Иқтисодий тизимда кузатиладиган бундай қарама-қарши сай-ҳаракатлар, ўзгаришлар уларни доимо ўзаро мувофиқлаштириб туришни, ягона мувозанат ҳолатга келтиришни талаб қилади. Иқтисодий баланслар ана шундай мақсад учун хизмат қилади.

Шундай қилиб, статистикада баланс - бу ўзаро боғланган ва бири-бирини тақазо этувчи ҳисоблашлар ва кўрсаткичлар тизимидир.

2. Баланс усули микроиқтисодий даражада ҳам, макроиқтисодий миқёсда ҳам кенг қўлланади. Микроиқтисодий баланслар ёрдамида ҳужалик юритувчи субъектлар фаолиятининг турли томонлари орасидаги боғланиш ва муносибликлар таҳлил қилинади. Корхона ва ташкилотларнинг бухгалтерия ҳисобида қўлланадиган барча ҳисоблама (счёт)лар баланс усулига таянади.

3. Баланс усули макроиқтисодий статистикада алоҳида ўрин эгаллайди. Унинг ёрдамида миллий иқтисодиёт тараққиётининг турли жиҳатлари, жумладан, тармоқлар ва секторлар ривожланишидаги пропорциялар, ишлаб чиқариш, истеъмол ва жамғариш орасидаги ўзаро нисбатлар, миллий бойлик шаклланиши ва ундан фойдаланиш, меҳнат ва молиявий ресурслардан фойдаланиш, минтақавий ва ҳудудий иқтисодий алоқалар, ташқи иқтисодий алоқалар ўрганилади.

4. Иқтисодий баланслар турли-тумандир. Уларни таснифлаш масаласига ҳар хил жиҳатдан ёндашиш мумкин. Ҳодисаларни таснифлаш ҳолатига қараб улар динамик ва статик балансларга, уларни моҳияти ва характериغا асосан демографик, табиий ресурслар, моддий, молиявий ва меҳнат балансларига, тузилиш миқёсига биноан макро ва микро балансларга, тузилиш вақтига қараб жорий йиллик балансларга, шаклига қараб эса сатрли-жадвал баланслар ва шахмат-балансларга ажралади.

5. Макроиқтисодий баланслар миллий ҳисобламалар тизимининг таянч усулидир. Миллий ҳисобчилик макроиқтисодиёт даражасида кечадиган такрор ишлаб чиқариш жараёнининг турли жиҳатларини бир бутунликда ва узвий боғланишда махсус кўрсаткичлар ёрдамида

тасвирлайди. Унда миллий маҳсулот ва миллий даромадни яратиш, тақсимлаш, қайта тақсимлаш, истеъмол ва жамгариш жараёнлари батафсил ўз ифодасини топади. Бу тизим макроиқтисодий таҳлил ва истиқболни белгилаш учун, макроиқтисодий сиёсатни ишлаб чиқиш ва изчил амалга ошириш учун муҳим қурол бўлиб хизмат қилади.

6. МХТнинг ўзига хос хусусияти шундан иборатки, ҳисобламалар иқтисодий операцияларни ҳисобга олиш учун мўлжалланган бўлса ҳам аммо уларда бирламчи операциялар қайд қилинмайди, балки улар дастлаб моҳияти ва характери, ижрочи томонлар - субъектларнинг жамиятдаги ўрни ва бажарадиган функцияларига кўра таснифланади, бир хил турли оқимларга бирлаштирилади, сўнгра улар тегишли ҳисобламаларда қайд қилинади. Демак, МХТда таснифлаш ва баланс усуллари узвий боғланишда, ягонавийликда қўлланади.

7. Бундан келиб чиқадиган яна бир бошқа МХТ хусусияти мавжуд. Иқтисодий оқимлар бир ижрочидан иккинчи томон йўналишда кечгани учун улар институционал бирлик ва секторларнинг бир тоифаси учун даромад ёки кирим, иккинчиси учун эса харажат ёки чиқим сифатида гавдаланади ва уларнинг тегишли ҳисобламаларида ёки бирор фаолият ҳисобламасининг икки томонида қайд қилинади. Демак, бу ерда бухгалтерия ҳисобига ўхшаб икки ёқлама ёзиш усули қўлланади. Шунинг учун миллий ҳисобчиликни макроиқтисодий даражада юритиладиган бухгалтерияга ўхшатиш мумкин.

8. МХТ интеграллаштирилган макроиқтисодий кўрсаткичлар тизимидир. Ҳисобламалар бир-бири билан тегишли кўрсаткичлар ёрдамида боғланибгина қолмасдан, балки секторлар бўйича ҳам изчил боғланишга эга. Бу эса иқтисодий таҳлилни поғана-поғана вертикал (тикка) ва горизонтал (текисликда) йўналишда ва уларни изчил бирикмасида амалга ошириш имконини беради.

13.24. Мустақил ишлаш учун саволлар ва машқлар

1. Баланс сўзи нимани англатади?
2. Статистикада баланс усули деганда нимани тушунасиз?
3. Баланс усули ёрдамида қандай воқеликлар ва ўзаро боғланишлар аниқланади?
4. Иқтисодий балансларнинг қандай турларини биласиз?
5. Динамик баланс нима ва у қачон тузилади? Статик баланс-чи?
6. Ўрганилаётган ҳодисалар моҳияти ва характериға қараб баланслар қандай турларға бўлинади?
7. Ўзбекистон аҳолисининг ёши-жинси ва яшаш жойи бўйича 1 январь 2002 йил ҳолатида тақсимоти қандай баланс туриға мисол бўлади? Бу балансни динамик шаклида туза оласизми?
8. Ўзбекистон фаол аҳолисининг иқтисодий бандлиги баланс қандай баланс туриға мисол бўла олади? Бу баланс нималарни тасвирлайди?
9. Тузиш миқёсига қараб иқтисодий баланслар қандай турларға бўлинади? Ҳар бир тур учун мисол келтиринг!

10. Корхонада ишловчилар сони 2002 йилда қўйидагича ўзгарган: йил бошига ишчилар - 800 киши ва хизматчилар - 200 киши, йил давомида 200 ишчи меҳнат ҳақи кам деб бўшаб кетган, 40 ишчи ва 15 хизматчи меҳнат интизомини бузгани учун ишдан ҳайдалган, 50 ишчи ва 10 хизматчи маъмурият рухсати билан ишдан бўшатилган, йил давомида 250 ишчи ва 60 хизматчи ишга қабул қилинган. Корхона ходимларининг сони ва тузилиши балансини тузинг ва уни таҳлил қилиш учун, Сизнинг фикрингизча, қандай нисбий кўрсаткичларни ҳисоблаш керак?

11. Моддий баланслар нима учун тузилади?

12. Асосий фондлар ва ишлаб чиқариш қувватлари баланси қандай баланс турига мисол бўлади? Улар ҳақида нималарни биласиз?

13. Асосий фондлар балансини таҳлил қилиш учун қандай кўрсаткичларни ҳисоблаш керак?

14. Корхонада меҳнат (иш) вақтидан фойдаланиш баланси қандай тартибда тузилади ва у қандай баланс турига мисол бўлади?

15. Меҳнат (иш) вақтидан фойдаланиш баланси қандай кўрсаткичлар ёрдамида таҳлил қилинади?

16. Бозор иқтисодиёти шароитида Ўзбекистон меҳнат ресурслари балансини тузиш керак-ми? Ўз фикрингизни изоҳлаб беринг.

17. Меҳнат ресурслари баланси қандай тартибда тузилади ва таҳлил қилинади?

18. Сизга яшаб турган вилоятингиз меҳнат ресурслари балансини тузиш ва таҳлил қилиш топширилган. Бунинг учун қандай маълумотларни тўплайсиз ва кўрсаткичларни ҳисоблайсиз?

19. Сиз асосий фондлар қийматини қайта баҳолаш ишига жалб қилиниб, вилоятингиз бўйича асосий фондлар балансини қайта тикланиш қийматида тузиб беришингиз керак. Бу борада нималарни биласиз? Ўз сай-ҳаракатингизни изоҳлаб беринг.

20. Ўзбекистон табиий ресурсларининг қандай муҳим турларини биласиз? Улардан иқтисодиётда фойдаланиш балансларини тузиш учун Сизнинг фикрингизча, қандай маълумотларни тўплаш керак?

21. Молиявий баланс деганда нимани тушунаси?

22. Акционер жамият актив ва пасивлари баланси қандай баланс турига мисол бўлади ва қай тартибда тузилади?

23. Университетни битирганингиздан сўнг йирик корпорация раҳбари Сизни ишга олиш ниятида корпорация молиявий ҳолатини таҳлил қилиб беришингизни илтимос қилган. Бунинг учун қандай маълумотларни тўплайсиз, баланслар тузасиз ва кўрсаткичлар ҳисоблайсиз?

24. Интеграллашган кўрсаткичлар баланси деганда нимани тушунаси?

25. Миллий ҳисобчилик ёки Миллий ҳисобламалар тизими (МХТ) нима? У қандай мақсадларни кўзлайди?

26. МХТ концепциялари ҳақида нималарни биласиз? Уларнинг халқ хўжалиги баланси концепцияларидан фарқларини ойдинлаштириб беринг.

27. МХТ қандай тушунча ва категорияларга асосланади?

28. Асосий ҳисобламалар қандай турларга таснифланади?

29. Қуйидаги маълумотлар берилган.

	Млрд.долл.
1) Ялпи ишлаб чиқариш асосий баҳоларда	3835,53
2) Оралиқ истеъмол	1804,55
3) Ишлаб чиқаришга ва импортга солиқлар Шу жумладан:	376,73
А) маҳсулот ва импорт учун солиқлар	265,14
Б) ишлаб чиқаришга бошқа солиқлар	111,59
4) Ишлаб чиқаришга ва импортга субсидиялар Шу жумладан:	99,31
А) Маҳсулот ва импорт учун субсидиялар	95,90
Б) Ишлаб чиқаришга бошқа субсидиялар	3,42
5) Елланма ходимлар меҳнат ҳақи	1032,51
6) Иқтисодиётнинг ялпи фойдаси ва ялпи аралашма даромади	890,3
7) Мулкдан олинган даромадлар, бошқа мамлакатлардан олинган	20,87
8) Мулкдан олинган даромадлар, бошқа мамлакатларга берилган	46,95
9) Бошқа мамлакатлардан олинган жорий трансфертлар	3,66
10) Бошқа мамлакатларга берилган жорий трансфертлар	2,74
11) Асосий капитал ялпи жамғармаси	449,57
12) Моддий заҳираларнинг ўзгариши	46,50
13) Товар ва хизматлар экспорти	531,5
14) Товар ва хизматлар импорти	444,65
15) Пировард истеъмол харажатлари	1574,55
16) Асосий капитал истеъмоли	767,0
17) Бошқа мамлакатлардан олинган капитал трансфертлар	15,79
18) Бошқа мамлакатларга берилган капитал трансфертлар	18,12

Мамлакат ташқарисидан олинган ва мамлакатдаги норезидентларга тўланган меҳнат ҳақи сальдоси (-) 2 млрд.долл. ЯИМ дефлятори жорий йилда олдинги йилга нисбатан 143,9% ни ташкил этган.

Ҳисобланг:

1) Жорий йил учун ЯИМ ҳажмини таққослама нархларда ҳисобланг.

2) — товар ва хизматлар ҳисобланмасини;

— ишлаб чиқариш ҳисобланмасини;

— даромадлар барпо этиш ҳисобланмасини;

— даромадларни бирламчи тақсимлаш ҳисобланмасини;

— даромадларни иккиламчи тақсимлаш ҳисобланмасини;

— даромадлардан истеъмол учун фойдалашниш ҳисобланмасини;

— капитал билан операциялар ҳисобланмаларини ҳисобламасини;

29.Ишлаб чиқариш ҳисобламасини ИНТЕРНЕТ орқали маълумот тўплаб бирор мамлакат учун тузинг ва таҳлил қилинг.

30.Бирламчи даромадларни бунёд этиш ҳисобламаси нима мақсадни кўзлайди ва қандай тартибда тузилади? Интернет орқали маълумотлар тўплаб бирор мамлакат учун бу ҳисобламани тузинг ва таҳлил қилинг.

31.Даромадларни тақсимлаш ва қайта тақсимлаш ҳисобламалари қандай мақсадлар учун хизмат қилади? Интернет орқали маълумотлар тўплаб, бирор мамлакат учун уларни тузинг ва таҳлил қилинг.

32. Истеъмом учун даромадлардан фойдаланиш ҳисобламаси нима учун тузилади? “1990-1992 йилларда Ўзбекистон ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари” статистик йилнома-лар маълумотларига асосан бу ҳисобламаларни тузиб, таҳлил қилинг.

33. Сармоя барпо этиш ҳисобламаси ҳақида нималарни биласиз? Ўзбекистон статистик йилномалари маълумотларига асосан охириги 3—4 йил учун бу ҳисобламаларни тузиб таҳлил қилинг.

34. Молиявий ҳисобламалар нима учун тузилади?

35. МҲТда ички иқтисодиёт учун яна қандай ҳисобламалар тузилади. Улар ҳақида нималарни биласиз?

36. МҲТда мамлакат бошланғич ва якуний актив ва пассивлар баланси қандай тартибда тузилади? Улар ҳақида нималарни биласиз?

37. Якуний балансни тузиш учун жорий даврда актив ва пассивларда рўй берган ўзгаришлар қандай тартибда аниқланади?

38. Тармоқлараро баланс нима? Унинг квадрантларида қандай жараёнлар тасвирланади?

13.25. Адабиёт.

1. *Петер фон де Линне*. Экономическая статистика. Перев. с нем. Издат.: Федеральное статистическое управление Германии, Йена, 1995, 629 б.

2. *Экономическая статистика*. Учебник. Под.ред. Ю.Н.Иванова. М.: Инфра, 1998, 480 б.

3. *Макроиқтисодий статистика*. Академик С.С.Фулумов таҳрири остида. Т.: 2000.

4. *Ё.Абдуллаев*. Макроиқтисодий статистика. Т.: Меҳнат, 1998.

Статистик- математик жадваллар

$$1. F(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-t}^{+t} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad \text{эҳтимоллар интегралининг қиймати}$$

t	Юздан бир қисмлар									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0000	0080	0160	0239	0319	0399	0478	0558	0638	0718
0,1	0797	0876	0955	1034	1114	1192	1271	1350	1428	1507
0,2	1585	1663	1741	1819	1897	1974	2051	2128	2205	2282
0,3	2358	2434	2510	2586	2661	2737	2812	2886	2961	3035
0,4	3108	3182	3255	3328	3401	3473	3545	3616	3688	3752
0,5	3829	3899	3969	4039	4108	4177	4245	4313	4381	4448
0,6	4515	4581	4647	4713	4778	4843	4909	4971	5035	5098
0,7	5161	5223	5285	5346	5407	5467	5527	5587	5646	5705
0,8	5763	5821	5878	5935	5991	6047	6102	6157	6211	6265
0,9	6319	6372	6424	6476	6528	6579	6626	6679	6729	6778
1,0	6827	6875	6923	6970	7017	7063	7109	7154	7199	7243
1,1	7287	7330	7373	7415	7457	7499	7540	7580	7620	7660
1,2	7699	7737	7775	7813	7850	7887	7923	7959	7995	8030
1,3	8064	8098	8132	8165	8198	8230	8262	8293	8324	8355
1,4	8385	8415	8444	8473	8501	8529	8557	8584	8611	8638
1,5	8664	8690	8715	8740	8764	8788	8812	8836	8859	8882
1,6	8904	8926	8948	8969	8990	9011	9031	9051	9070	9089
1,7	9108	9127	9146	9164	9182	9199	9216	9233	9249	9265
1,8	9282	9297	9312	9327	9342	9357	9371	9385	9399	9412
1,9	9425	9438	9451	9464	9476	9498	9500	9512	9523	9534
2,0	9545	9556	9566	9576	9586	9596	9608	9615	9625	9634
2,1	9643	9652	9660	9669	9676	9684	9692	9700	9707	9715
2,2	9722	9729	9736	9743	9749	9755	9762	9768	9774	9780
2,3	9785	9791	9797	9802	9807	9812	9817	9822	9827	9832
2,4	9836	9840	9845	9849	9853	9857	9861	9866	9869	9872
2,5	9876	9879	9883	9886	9889	9892	9895	9898	9901	9904
2,6	9807	9909	9912	9915	9917	9920	9924	9926	9927	9929
2,7	9931	9933	9935	9937	9939	9940	9942	9944	9946	9947
2,8	9949	9950	9952	9953	9955	9956	9958	9959	9960	9961
2,9	9963	9964	9965	9966	9967	9968	9969	9970	6671	9972
3,0	99730	99739	99747	99755	99763	99771	99779	99786	99793	99800
3,1	99807	99813	99819	99825	99831	99837	99842	99847	99853	99858
3,2	99863	99867	99872	99876	99880	99884	99888	99892	99896	99900
3,3	99903	3,6	99911	3,9	9999904	4,4	9999892	5,0		99999943
3,4	99933	3,7	99937	4,0	999937	4,6	9999957	5,0		99999996
3,5	99953	3,8	99957	4,2	999973	4,8	9999984	6,0		99999998

2. Студент t мезонининг 0.10 ,0.05, 0.01 муҳимлик даражаларидаги қиймати

Эркин даражалар сони	P			d.f.	P		
	0,10	0,05	0,01		0,10	0,05	0,01
1	6,3138	12,706	63,657	18	1,7341	2,1009	2,8784
2	2,9200	4,3027	9,9248	19	1,7291	2,0930	2,8609
3	2,3534	3,1825	5,8409	20	1,7247	2,0860	2,8453
4	2,1318	2,7764	4,6041	21	1,7207	2,0796	2,8314
5	2,0150	2,5706	4,0321	22	1,7171	2,0739	2,8188
6	1,9432	2,4469	3,7074	23	1,7139	2,0687	2,8073
7	1,8946	2,3646	3,4995	24	1,7109	2,0639	2,7969
8	1,8595	2,3060	3,3554	25	1,7081	2,0595	2,7874
9	1,8331	2,2622	3,2498	26	1,7056	2,0555	2,7787
10	1,8125	2,2281	3,1693	27	1,7033	2,0518	2,7707
11	1,7959	2,2010	3,1058	28	1,7011	2,0484	2,7633
12	1,7823	2,1788	3,0545	29	1,6991	2,0452	2,7564
13	1,7709	2,1604	3,0123	30	1,6973	2,0423	2,7500
14	1,7613	2,1448	2,9768	40	1,6839	2,0211	2,7045
15	1,7530	2,1315	2,9467	60	1,6707	2,0003	2,6603
16	1,7459	2,1199	2,9208	120	1,6577	1,9799	2,6174
17	1,7396	2,1098	2,8982	∞	1,6449	1,9600	2,5758

3. Муҳимлик даражаси 0,01 да F нинг қийматлари (df₁ – сурат қилиб олинadиган катта дисперсиянинг эркин даражалари сони)

df ₁ \ df ₂	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	30	∞
1	4052	4999	5403	5625	5764	5859	5928	5982	6022	6056	6106	6157	6209	6261	6366
2	98,50	99,00	99,17	99,25	99,30	99,33	99,36	99,37	99,39	99,40	99,42	99,43	99,45	99,47	99,50
3	34,12	30,82	29,46	28,71	28,42	27,91	27,67	27,49	27,35	27,23	27,05	26,87	26,69	26,50	26,13
4	21,20	18,00	16,69	15,98	15,52	15,21	14,98	14,80	14,66	14,55	14,37	14,20	14,02	13,84	13,46
5	16,26	13,27	12,06	11,39	10,97	10,67	10,46	10,19	10,16	10,05	9,89	9,72	9,55	9,38	9,02
6	13,75	10,92	9,78	9,15	8,75	8,47	8,26	8,10	7,98	7,87	7,72	7,56	7,40	7,23	6,88
7	12,25	9,55	8,47	7,85	7,46	7,19	6,99	6,84	6,72	6,62	6,47	6,31	6,16	5,99	5,65
8	11,26	8,65	7,59	7,01	6,63	6,37	6,18	6,03	5,91	5,81	5,67	5,52	5,36	5,20	4,86
9	10,56	8,02	6,99	6,42	6,06	5,80	5,61	5,47	5,35	5,26	5,11	4,96	4,81	4,65	4,31
10	10,04	7,56	6,55	5,99	5,64	5,39	5,20	5,06	4,94	4,85	4,71	4,56	4,41	4,25	3,91
11	9,65	7,21	6,22	5,67	5,32	5,07	4,89	4,74	4,63	4,54	4,40	4,25	4,10	3,94	3,60
12	9,33	6,93	5,95	5,41	5,06	4,82	4,64	4,50	4,39	4,30	4,16	4,01	3,86	3,70	3,36
13	9,07	6,70	5,74	5,21	4,86	4,62	4,44	4,30	4,19	4,10	3,96	3,82	3,66	3,51	3,16
14	8,86	6,51	5,56	5,04	4,69	4,46	4,28	4,14	4,03	3,94	3,80	3,66	3,51	3,35	3,00
15	8,68	6,36	5,42	4,89	4,56	4,32	4,14	4,00	3,89	3,80	3,67	3,52	3,37	3,21	2,87
16	8,53	6,23	5,29	4,77	4,44	4,20	4,03	3,89	3,78	3,69	3,55	3,41	3,26	3,10	2,75
17	8,40	6,11	5,18	4,67	4,34	4,10	3,98	3,79	3,68	3,59	3,46	3,31	3,16	3,00	2,65
18	8,29	6,01	5,09	4,58	4,25	4,01	3,84	3,71	3,60	3,51	3,37	3,23	3,08	2,92	2,57
19	8,18	5,93	5,01	4,50	4,17	3,94	3,77	3,61	3,52	3,43	3,30	3,15	3,00	2,84	2,49
20	8,10	5,85	4,94	4,43	4,10	3,87	3,70	3,56	3,46	3,37	3,23	3,09	2,94	2,78	2,42
21	8,02	5,78	4,87	4,37	4,04	3,81	3,64	3,51	3,40	3,31	3,17	3,03	2,88	2,72	2,36
22	7,95	5,72	4,82	4,31	3,99	3,76	3,59	3,45	3,35	3,26	3,12	2,98	2,83	2,67	2,31
23	7,88	5,66	4,76	4,26	3,94	3,71	3,54	3,41	3,30	3,21	3,07	2,93	2,78	2,62	2,26
24	7,82	5,61	4,72	4,22	3,90	3,67	3,50	3,36	3,26	3,17	3,03	2,89	2,74	2,58	2,21
25	7,77	5,57	4,68	4,18	3,85	3,63	3,46	3,32	3,22	3,13	2,99	2,85	2,70	2,54	2,17
26	7,72	5,53	4,64	4,14	3,82	3,59	3,42	3,29	3,18	3,09	2,96	2,81	2,66	2,50	2,13
27	7,68	5,49	4,60	4,11	3,78	3,56	3,39	3,26	3,15	3,06	2,93	2,78	2,63	2,47	2,10
28	7,64	5,45	4,57	4,07	3,75	3,53	3,36	3,23	3,12	3,03	2,90	2,75	2,60	2,44	2,06
29	7,60	5,42	4,54	4,04	3,73	3,50	3,33	3,20	3,09	3,00	2,87	2,73	2,57	2,41	2,03
30	7,56	5,39	4,51	4,02	3,70	3,47	3,30	3,17	3,07	2,98	2,84	2,70	2,55	2,39	2,01
40	7,31	5,18	4,31	3,85	3,51	3,29	3,12	2,99	2,89	2,80	2,66	2,52	2,37	2,20	1,80
60	7,08	4,98	4,13	3,63	3,34	3,12	2,95	2,82	2,72	2,63	2,56	2,35	2,20	2,03	1,60
120	6,85	4,79	3,95	3,48	3,17	2,96	2,79	2,66	2,56	2,47	2,34	2,19	2,03	1,86	1,39
∞	6,63	4,61	3,78	3,32	3,02	2,80	2,64	2,51	2,41	2,32	2,18	2,04	1,88	1,70	1,00

4. муҳимлик даражаси 0,05 да F нинг қийматлари
(df_1 – сурат қилиб олинadиган катта дисперсиянинг
эркин даражалари сони)

$df_2 \backslash df_1$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	30	∞
1	161	200	216	225	230	234	237	239	2,41	242	244	246	248	250	254
2	18,51	19,00	19,25	19,25	19,30	19,33	19,35	19,37	19,38	19,40	19,41	19,43	19,45	19,46	19,50
3	10,13	9,55	9,12	9,12	9,01	8,94	8,89	8,85	8,81	8,79	8,74	8,70	8,66	8,62	8,53
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,94	5,91	5,86	5,80	5,75	5,63
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82	4,77	4,74	4,68	4,62	4,56	4,50	4,36
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06	4,00	3,94	4,87	3,81	3,67
7	5,59	5,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,64	3,57	3,51	3,44	3,38	3,23
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44	3,39	3,35	3,28	3,22	3,15	3,08	2,93
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,14	3,07	3,01	2,94	2,86	2,71
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,98	2,91	2,85	2,77	2,70	2,54
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	3,01	2,95	2,90	2,85	2,79	2,72	2,65	2,57	2,40
12	4,75	3,89	3,49	3,26	3,11	3,00	2,91	2,85	2,80	2,75	2,69	2,62	2,54	2,47	2,30
13	4,67	3,80	3,41	3,18	3,02	2,92	2,83	2,77	2,71	2,67	2,60	2,53	2,46	2,38	2,21
14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,76	2,70	2,65	2,60	2,53	2,46	2,39	2,31	2,13
15	4,54	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,71	2,64	2,59	2,54	2,48	2,40	2,33	2,25	2,07
16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,66	2,59	2,54	2,49	2,42	2,35	2,28	2,19	2,01
17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,61	2,55	2,49	2,45	2,38	2,31	2,23	2,15	1,96
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,58	2,51	2,46	2,41	2,34	2,27	2,19	2,11	1,92
19	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,63	2,54	2,48	2,42	2,38	2,31	2,23	2,16	2,07	1,88
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,51	2,45	2,39	2,35	2,28	2,20	2,12	2,04	1,84
21	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,57	2,49	2,42	2,37	2,32	2,25	2,18	2,10	2,01	1,81
22	4,30	3,44	3,05	2,82	2,66	2,55	2,46	2,40	2,34	2,30	2,23	2,15	2,07	1,98	1,78
23	4,28	3,42	3,03	2,80	2,64	2,53	2,44	2,37	2,32	2,27	2,20	2,13	2,05	1,96	1,76
24	4,26	3,40	3,01	2,78	2,62	2,51	2,42	2,36	2,30	2,25	2,18	2,11	2,03	1,94	1,73
25	4,24	3,39	2,99	2,76	2,60	2,49	2,40	2,34	2,28	2,24	2,16	2,09	2,01	1,92	1,71
26	4,22	3,37	2,98	2,74	2,59	2,47	2,39	2,32	2,27	2,22	2,15	2,07	1,99	1,90	1,69
27	4,21	3,35	2,96	2,73	2,57	2,46	2,37	2,31	2,25	2,20	2,13	2,06	1,97	1,88	1,67
28	4,20	3,34	2,95	2,71	2,56	2,45	2,36	2,29	2,24	2,19	2,12	2,04	1,96	1,87	1,65
29	4,18	3,33	2,93	2,70	2,55	2,43	2,35	2,28	2,22	2,19	2,10	2,03	1,94	1,85	1,64
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,33	2,27	2,21	2,16	2,09	2,01	1,93	1,84	1,62
40	4,08	3,23	2,84	2,61	2,45	2,34	2,25	2,18	2,12	2,08	2,00	1,92	1,84	1,74	1,51
60	4,00	3,15	2,76	2,53	2,37	2,25	2,17	2,10	2,04	1,99	1,92	1,84	1,75	1,65	1,39
120	3,92	3,07	2,68	2,45	2,29	2,14	2,09	2,02	1,96	1,91	1,83	1,75	1,66	1,55	1,25
∞	3,84	3,00	2,60	2,37	2,21	2,10	2,01	1,94	1,88	1,83	1,75	1,67	1,57	1,46	1,00

**5. 0.10, 0.05, 0.01 муҳимлик даражасида
Пирсон χ^2 – мезонининг қиймати**

d.f.	0.10	0.05	0.01	d.f.	0.10	0.05	0.01
1	2,71	3,84	6,63	21	29,62	32,67	38,93
2	4,61	5,99	9,21	22	30,81	33,92	40,29
3	6,25	7,81	11,34	23	32,01	35,17	41,64
4	7,78	9,49	13,28	24	33,20	36,42	42,98
5	9,24	11,07	15,09	25	34,38	37,65	44,31
6	10,64	12,59	16,81	26	35,56	38,89	45,64
7	12,02	14,07	18,48	27	36,74	40,11	46,96
8	13,36	15,51	20,09	28	37,92	41,34	48,28
9	14,68	16,92	21,67	29	39,09	42,56	49,59
10	15,99	18,31	23,21	30	40,26	43,77	50,89
11	17,28	19,68	24,72	40	51,80	55,76	63,69
12	18,55	21,03	26,22	50	63,17	67,50	76,15
13	19,81	22,36	27,69	60	74,40	79,08	88,38
14	21,06	23,68	29,14	70	85,53	90,53	100,42
15	22,31	25,00	30,58	80	96,58	101,88	112,33
16	23,54	26,30	32,00	90	107,56	113,14	124,12
17	24,77	27,59	33,41	100	118,50	124,34	135,81
18	25,99	28,87	34,81				
19	27,20	30,14	36,19				
20	28,41	31,14	37,57				

**6. 0.05 , 0.01 муҳимлик даражаси учун корреляция
коэффициентларининг критик қийматлари**

d.f.	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$	d.f.	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.01$
1	0,996917	0,9998766	17	0,4555	0,5751
2	0,995000	0,990000	18	0,4438	0,5614
3	0,8783	0,95873	19	0,4329	0,5487
4	0,8114	0,91720	20	0,4227	0,5368
5	0,7545	0,8745	25	0,3809	0,4869
6	0,07067	0,8343	30	0,3494	0,4487
7	0,6664	0,7977	35	0,3246	0,4182
8	0,6319	0,7646	40	0,3044	0,3932
9	0,6021	0,7348	45	0,2875	0,3721
10	0,5760	0,7079	50	0,2762	0,3541
11	0,5529	0,6835	60	0,2500	0,3248
12	0,5324	0,6614	70	0,2919	0,3017
13	0,5139	0,6411	80	0,2172	0,2830
14	0,4973	0,6226	90	0,2050	0,2673
15	0,4821	0,6055	100	0,1946	0,2540
16	0,4683	0,5897			

Оддий корреляция учун d.f. жуфт вариантлар сонидан иккитага кам, хусусий корреляцияда ҳам, ўзгарувчи миқдорлар сонини айриш лозим.

7. Z - ўзгатириш. r- корреляция коэффициентлари қийматлари учун Z- мезонинг қийматлари.

r	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0.0	0.0000	0.0100	0,0200	0,0300	0,0400	0,0501	0,0601	0,0701	0,0802	0,0902
0.1	0.1003	0.1105	0,1206	0,1308	0,1409	0,1511	0,1614	0,1717	0,1820	0,1923
0.2	0.2027	0.2132	0,2237	0,2342	0,2448	0,2554	0,2661	0,2769	0,2877	0,2986
0.3	0.3095	0.3206	0,3317	0,3428	0,3541	0,3654	0,3769	0,3884	0,4001	0,4118
0.4	0.4236	0.4356	0,4477	0,4599	0,4722	0,4847	0,4973	0,5101	0,5230	0,5361
0.5	0.5493	0.5627	0,5763	0,5901	0,6042	0,6184	0,6328	0,6475	0,6625	0,6777
0.6	0.6931	0,7089	0,7250	0,7414	0,7582	0,7753	0,7928	0,8107	0,8291	0,8480
0.7	0.8673	0,8872	0,9076	0,9287	0,9505	0,9730	0,9962	1,0202	1,0454	1,0714
0.8	1.0986	1,1270	1,1568	1,1881	1,2212	1,2562	1,2933	1,3331	1,3758	1,4219
0.9	1.4722	1,5275	1,5890	1,6584	1,7380	1,8318	1,9459	2,0923	2,2976	2,6467

8. нормал тақсимот функцияси
$$F(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

t	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1.0	0.841	844	846	849	851	853	855	858	860	862
1.1	864	867	869	871	873	875	877	879	881	883
1.2	885	887	889	891	893	894	896	898	900	901
1.3	903	905	907	908	910	911	913	915	916	918
1.4	919	921	922	924	925	926	928	929	931	932
1.5	933	934	936	937	938	939	941	942	943	944
1.6	945	946	947	948	950	951	952	953	954	954
1.7	955	956	957	958	959	960	961	962	962	93
1.8	964	965	966	967	967	969	969	969	970	971

9. Пирсон мезони (χ^2) нинг критик қийматлари

0,90	0,95	0,975	0,99	$\frac{p}{d.f.}$
2,71	3,84	5,02	6,64	1
4,61	5,99	7,38	9,21	2
6,25	7,82	9,35	11,35	3
7,78	9,49	11,14	13,28	4
9,24	1,07	12,03	15,09	5
10,65	12,59	14,45	16,81	6
12,02	14,07	16,01	18,48	7
13,36	15,51	17,54	20,09	8
14,68	16,92	19,02	21,67	9
15,99	18,31	20,48	23,21	10

10. Колмогоров мезонининг $P(\lambda)$ қийматлари

λ	$P(\lambda)$
0,45	0,987
0,50	0,963
0,55	0,922
0,60	0,864
0,70	0,711
0,75	0,627

11. Корреляцион муносабат (η^2) ва детерминация коэффициентлари (R^2) нинг критик қийматлари

$k^1 \backslash k^2$	1	2	3	4	5	6	8	10	20
а) $\alpha=0,05$ даражали қийматида									
3	0,771	865	903	924	938	947	959	967	983
4	658	776	832	865	887	902	924	937	967
5	569	699	764	806	835	854	885	904	948
6	500	632	704	751	785	811	847	871	928
7	444	575	651	702	739	768	810	839	908
8	399	527	604	657	697	729	775	807	887
9	362	488	563	618	659	692	742	777	867
10	332	451	527	582	624	659	711	749	847

12. А.Н. Колмогоров мезони

Ҳаққоний (назарий) ва эмпирик тақсимот функциялари орасидаги фарқ модулининг юқори қирраси учун ҳаққоний ва асимптотик чегаралари

n	0,05 муҳимлик даражаси			0,01 муҳимлик даражаси		
	Ҳаққоний чегара	Асимптотик чегара	Нисбат	Ҳаққоний чегара	Асимптотик чегара	Нисбат
5	0,5633	0,6074	1,078	0,6685	0,7279	1,089
10	0,4087	0,4295	1,051	0,4864	0,5147	1,058
15	0,3375	0,3507	1,039	0,4042	0,4202	1,040
20	0,2939	0,3037	1,033	0,3524	0,3639	1,033
25	0,2639	0,2716	1,029	0,3165	0,3255	1,028
30	0,2417	0,2480	1,026	0,2898	0,2972	1,025
40	0,2101	0,2147	1,022	0,2521	0,2574	1,021
50	0,1884	0,1921	1,019	0,2260	0,2302	1,018
60	0,1723	0,1753	1,018	0,2067	0,2101	1,016
70	0,1597	0,1623	1,016	0,1917	0,1945	1,015
80	0,1496	0,1518	1,015	0,1795	0,1820	1,014
90	0,1412	0,1432	1,014			
100	0,1340	0,1358	1,013			

$n > 100$ бўлса, асимптотик чегараларни $\bar{\epsilon}_{0,05} = \frac{1,36}{\sqrt{n}}$ ва $\bar{\epsilon}_{0,01} = \frac{1,63}{\sqrt{n}}$

орқали аниқлаш керак. Улар учун ҳаққоний ишонч коэффициентлари 0,95 ва 0,99 эҳтимолларида берилган қийматлардан бироз каттадир.

13. Корреляция коэффициентларининг 5% ли ва 1% ли муҳимлик даражалари учун жадвал

Танланма ҳажми	Корреляция коэффициентининг мусбат қийматлари		Корреляция коэффициентининг манфий қийматлари	
	5% ли даража	1% ли даража	5% ли даража	1% ли даража
5	0,253	0,297	-0,753	-0,798
6	0,354	0,447	-0,708	-0,863
7	0,370	0,510	-0,674	-0,799
8	0,371	0,531	-0,625	-0,764
9	0,366	0,533	-0,593	-0,737
10	0,360	0,525	-0,564	-0,705
11	0,353	0,515	-0,539	-0,679
12	0,348	0,505	-0,516	-0,655
13	0,341	0,495	-0,497	-0,634
14	0,335	0,485	-0,479	-0,615
15	0,328	0,475	-0,462	-0,597
20	0,299	0,432	-0,399	-0,524
25	0,276	0,398	-0,356	-0,473
30	0,257	0,370	-0,324	-0,433
35	0,242	0,347	-0,309	-0,401
40	0,229	0,329	-0,279	-0,376
45	0,218	0,313	-0,262	-0,256
50	0,208	0,301	-0,248	-0,339

14. 1 лаг учун циклик автокорреляция коэффициентининг тақсимоти

n	Мусбат қийматлар		Манфий қийматлар	
	5%	1%	5%	1%
5	0,253	0,297	-0,753	-0,798
6	0,345	0,447	-0,708	-0,863
7	0,370	0,510	-0,674	-0,799
8	0,371	0,531	-0,625	-0,764
9	0,366	0,533	-0,593	-0,737
10	0,360	0,525	-0,564	-0,705
11	0,353	0,515	-0,539	-0,679
12	0,348	0,505	-0,516	-0,655
13	0,341	0,495	-0,497	-0,634
14	0,335	0,485	-0,479	-0,615
15	0,328	0,475	-0,462	-0,597
20	0,299	0,432	-0,399	-0,524
25	0,276	0,398	-0,356	-0,473
30	0,257	0,370	-0,325	-0,433
35	0,242	0,347	-0,300	-0,401
40	0,229	0,329	-0,279	-0,376
45	0,218	0,314	-0,262	-0,356
50	0,208	0,301	-0,248	-0,339
55	0,199	0,289	-0,236	-0,324
60	0,191	0,278	-0,225	-0,310
65	0,184	0,268	-0,216	-0,298
70	0,178	0,259	-0,207	-0,287
75	0,173	0,250	-0,199	-0,276

15. 2кСк биномиал коэффициентлар

К	2кСк
0	1
1	2
2	6
3	20
4	70
5	252
6	924
7	3432
8	12870
9	48620
10	184754

16. Фурье қаторларини ҳисоблаш жадвали

Фурье даврий функцияси сифатида мавсумликни ўрганиш учун n деб йилнинг ойлар сони олинади, бу ҳолда қийматларга нисбатан динамика қатори y қийматлари қуйидаги шаклда аниқланади

$$0 \quad \frac{\pi}{6} \quad \frac{\pi}{3} \quad \frac{\pi}{2} \quad \frac{2\pi}{3} \quad \frac{5\pi}{6} \quad \pi \quad \frac{7\pi}{6} \quad \frac{4\pi}{3} \quad \frac{3\pi}{2} \quad \frac{5\pi}{3} \quad \frac{11\pi}{6}$$

$$Y_1 \quad Y_2 \quad Y_3 \quad Y_4 \quad Y_5 \quad Y_6 \quad Y_7 \quad Y_8 \quad Y_9 \quad Y_{10} \quad Y_{11} \quad Y_{12}$$

Турли гармоникалар синуслари ва косинусларини аниқлаш учун қуйидаги жадвалдан фойдаланади.

t нинг турли қийматлари учун $\cos kt$ ва $\sin kt$ нинг қийматлари

t	$\cos t$	$\cos 2t$	$\sin t$	$\sin 2t$
0	1	1	0	0
$\frac{\pi}{6}$	0,866	0,5	0,5	0,866
$\frac{\pi}{3}$	0,5	-0,5	0,866	0,866
$\frac{\pi}{2}$	0	-1	1	0
$\frac{2\pi}{3}$	-0,5	-0,5	0,866	-0,866
$\frac{5\pi}{6}$	-0,866	0,5	0,5	-0,866
π	-1	1	0	0
$\frac{7\pi}{6}$	-0,866	0,5	-0,5	0,866
$\frac{4\pi}{3}$	0,5	-0,5	-0,866	0,866
$\frac{5\pi}{3}$	0	-1	-1	0
$\frac{5\pi}{3}$	-0,5	-0,5	-0,866	-0,866
$\frac{11\pi}{6}$	-0,866	0,5	-0,5	-0,866

17. n 10 дан 50 гача сонларга баробар бўлганда, ўртача μ ва σ_1

ҳамда σ_2 стандарт хатоларнинг қийматлари

n	μ	σ_1	σ_2
10	3,858	1,288	1,964
15	4,636	1,521	2,153
20	5,195	1,677	2,279
25	5,632	1,791	2,373
30	5,990	1,882	2,447
35	6,294	1,956	2,509
40	6,557	2,019	2,561
45	6,790	2,072	2,606
50	6,998	2,021	2,645

The Summary

Effective functioning of national economy of Uzbekistan in market conditions assumes improvement & of quality of preparation of experts in all directions and specialties of higher education for what new substantial textbooks on all disciplines are necessary, written in conformity the international standards and requirements. The present Textbook essentially differs from the available educational literature on statistics both under the maintenance and structure, and under the form and style of illumination of cases in point. The statistics here is considered as a uniform science, the general theoretical and methodological positions of a science are covered in close interconditionality and interrelation with the major aspects of macroeconomic and microeconomic statistics, penetrating them in the appropriate sections of the theory and methodology of statistics. During a statement teaching materials logic - block diagrams and other evident means are widely applied, in particular definitions of the major statistical concepts and categories are allocated from a context, their compound elements and parts which for presentation are submitted in the form of circuits of diagrams and drawings are established, semantic values of the basic terms and basic words are opened. Each section (chapters) of the textbook is finished by the list of the major terms and basic words, brief conclusions, questions and tasks for independent work and the recommended literature. Besides in the textbook illumination of statistical methods is enriched with new positions by substantial aspects and decisions. In the book all questions of a statistical science are divided into two parts, in the first - « Descriptive statistics » - are in detail stated: Subject and method of statistics, methodology of statistical supervision representation of the statistical information in tables and diagrams, and in the second part - « Analytical statistics » - methodology of a grouping of classification, numbers of distribution, average sizes and serial (structural) average, measures of a variation, methodology of selective supervision, correlation and regression the analysis, statistical balances and bases national accounting.

The Textbook is intended for students and masters of economic high schools and faculties. It is useful and to students of institutes and courses of improvement of qualification of experts, post-graduate students, the scientific and practical workers, wishing to have more a profound knowledge on questions of statistical methodology and the theory.

CONTENTS

Introductions	3
I-part DESCRIPTIVE STATISTICS	
1-chapter The Subject and a method of statistics	5
1.1 Statistics: What is it?	5
1.2 The subject of statistics	10
1.3 Statistical thinking, probability, the law of the big numbers, statistical regularity	17
1.4 Methodology of statistics	25
1.5 Economic statistics and econometric	28
1.6 The basic concepts and terms	33
1.7 Brief conclusions	34
1.8 Questions and tasks for independent work	34
1.9 The literature	35
2-chapter Methodology of statistical observation	36
2.1 Modern state statistics of Republic of Uzbekistan and the international statistics	36
2.2 Essence of statistical and the observation basic requirements showed to it. Object and the subject of observation	45
2.3 Methodology of preparation of statistical	54
2.4 Types of statistical observation	68
2.5 The reporting, special - organized observation, business - inspections and census	72
2.6 Mistakes of statistical observation and ways of their revealing	82
2.7 The basic concepts and terms	89
2.8 Brief conclusions	90
2.9 Questions and tasks for independent work	91
2.10 The literature	93
3-chapter The Parameters of statistics	94
3.1 Concepts and values of statistics	94
3.2 Types and classifications of statistics	99
3.3 Absolute and relative sizes	104
3.4 Classification of relative parameters	109
3.5 Interrelation between relative sizes	117
3.6 Circulation of a national product and incomes - a basis of construction of macroeconomic parameters	124
3.7 System of macroeconomic parameters	143
3.8 The international standard parameters used in the analysis of processes of market economy	148
3.11 The basic concepts and terms	154
3.10 Brief conclusions	154

3.11 Questions and tasks for independent work	155
3.12 The literature	156
4-chapter Presentation of the statistical data: tables and diagrams	157
4.1 Statistical tables	157
4.2 Types and rules of construction of tables	158
4.3 Concepts about diagrams, their role and values in statistics	159
4.4 Types and basic elements of diagrams	160
4.5 Linear and plane diagrams	163
4.6 Sector diagrams	170
4.7 Square and circular diagrams	171
4.8 Figured diagrams	172
4.9 Cartograms and cartodiagrams	173
4.10 The basic concepts and terms	175
4.11 Brief conclusions	175
4.12 Questions and tasks for independent work	177
4.13 The literature	179

2-part ANALYTICAL STATISTICS

5-chapter Methodology of statistical classification and grouping	180
5.1 Essence and values of statistical classification	180
5.2 The major classifications of market economy	183
5.3 Statistical grouping	193
5.4 Types of groupings	198
5.5 Simple and combinational grouping	206
5.6 Multidimensional grouping	215
5.7 Secondary grouping	221
5.8 The basic concepts and terms	223
5.9 Brief conclusions	223
5.10 Questions and tasks for independent work	224
5.11 The literature	225
6- chapter Statistical set, distribution and their descriptive parameters	226
6.1 Essence and specificity of statistical set	226
6.2 Member of population its attributes	231
6.3 Variational series and their types	233
6.4 Graphic images of variational series	245
6.5 Cumulative distribution	247
6.6 Curves distribution	249
6.7 Descriptive parameters variational series	249
6.8 The basic concepts and terms	252
6.9 Brief conclusions	253
6.10 Questions and tasks for independent work	254
6.11 The literature	256
7- chapter Average (means) and structural (serial) average indices	256
7.1 Essence and values of average(means) in statistics	256
7.2 Forms of average (means) and the order of their calculation	262
7.3 Properties of mean arithmetic	269
7.4 Calculation by means arithmetic a way of the moments	271
7.5 Application means arithmetic in the economic analysis	272
7.6 Mean geometric	273
7.7 Calculation by means geometric for the characteristic of average relative changes	276
7.8 Definition of a mean geometrical level on the basis of relative changes	278
7.9 Mathematical properties of mean geometric	281

7.10 Mean harmonic	282
7.11 Mean quadratic and cubic	286
7.12 Mean sedate	286
7.13 Structural means parameters	288
7.14 Mode	289
7.15 Median	290
7.16 Quintiles	291
7.17 The basic concepts and terms	294
7.18 Brief conclusions	294
7.19 Questions and tasks for independent work	296
7.20 The literature	298
8 - chapter Parameters of a variation	299
8.1 Essence of a variation and necessity of its changes	299
8.2 Range as measure dispersion	300
8.3 Dispersion and root-mean square deviation	302
8.4 Properties of dispersions	308
8.5 The simplified ways of calculation of a dispersion	
8.6 Rules of addition of dispersions and applications in the analysis of the market phenomena	312
8.7 Mean deviation	317
8.8 Quartile deviation	320
8.9 Semi- interquartile range	323
8.10 Coefficient of variation	326
8.11 Dispersion geometrical	327
8.12 Measures of asymmetry	328
8.13 Measures of kurtosis	333
8.14 Optimum limits parameters of a variation: measures of concentration, specialization and monopolization	338
8.15 The basic concepts and terms	350
8.16 Brief conclusions	350
8.17 Questions and tasks for independent work	351
8.18 The literature	353
9-chapter Sampling	354
9.1 The general concepts about sampling	354
9.2 Representation of sample and ways of its maintenance	360
9.3 Definition of an error of sampling	363
9.4 Definition of necessary number of sample	372
9.5 Distribution of results of sample on general universes (estimation from samples)	373
9.6 Bases of statistical check of hypotheses	375
9.7 Estimation of a hypothesis about the law of distribution	378
9.8 Estimation of a hypothesis about average	388
9.9 The analysis of variance	393
9.10 The basic concepts and terms	400
9.11 Brief conclusions	401
9.12 Questions and tasks for independent work	402
9.13 The literature	404
10-chapter Correlation and regressive the analysis	405
10.1 Concept about interrelations and their types	405
10.2 Tasks regressive and correlation analysis and its stages	410
10.3 Decisions of the equation rectilinear regress and linear correlation coefficient on the basis of the initial data	414
10.4 Ranks correlation coefficient	419
10.5 The decision of the equation rectilinear pair regressive and correlation coefficient on a basis with a grouping data. Correlation tables	422

10.6 The equations curvilinear pair regressive and a coefficient index of correlation	424
10.7 Estimation and the analysis of parameters of a steam room regression ...	429
10.8 Multiple correlations. A choice of essential and significant factors	434
10.9 Multiple regression equation	436
10.10 Coefficient of multiple of partial correlation	441
10.11 Estimation and analyses parameters of equation of multiple regression .	448
10.12 Decomposition of the generalized result of pair and multiple correlation under the factor	451
10.13 Correlation and regression models in the economic analysis and forecasting	460
10.14 The factorial analysis and method of the main components	465
10.15 Methods of measurement of connection between attributive attributes (no parametrical correlation)	474
10.16 The basic concepts and terms	478
10.17 Brief conclusions	479
10.18 Questions and tasks for independent work	482
10.19 The literature	484
11-chapter Methods of statistical studying of dynamics	485
11.1 Dynamics (time) series their compound elements and types	485
11.2 Measures (indicators) of the analysis of dynamics series's	491
11.3 Methods of calculation of mean indices of dynamics	497
11.4 Methods of revealing trend	508
11.5 Ways of revealing of the century (long-term) tendency of development (trend)	520
11.6 Methods of studying of periodic or cyclic fluctuations	523
11.7 Methods of studying of seasonal fluctuations	528
11.8 Definition of autocorrelation in the ranks of dynamics	534
11.9 Estimation of a log in the ranks of dynamics	544
11.10 Changes of correlation of numbers (lines) of dynamics	552
11.11 The basic concepts and terms	562
11.12 Brief conclusions	562
11.13 Questions and tasks for independent work	564
11.14 The literature	566
12-chapter Indexes	567
12.1 Semantic values of a word an index and its applications	567
12.2 The general concept about indexes (essence, value and functions)	567
12.3 Types and classification of indexes	570
12.4 Individual indexes	574
12.5 Individual indexes: chain, from a constant and variable base of comparison	576
12.6 Properties of individual indexes	578
12.7 Simple (unweighed) average indexes	581
12.8 Average indexes weighed	585
12.9 Aggregative indexes with basic weights. Laspeires Indexes	588
12.10 Aggregative indexes with the current weights. Paasches Indexes	592
12.11 The comparative analysis of Laspeires and Paasches Indexes	593
12.12 Other forms of aggregative indexes	598
12.13 Grouping indexes and their application in the analysis of parameters of efficiency of economy	601
12.14 The interconnected indexes	604
12.15 Indexes of an industrial product	608
12.16 Indexes real national product and it deflator	611
12.17 Indexes of consumer prices	616
12.18 Price indexes of manufacturers	620

12.19 Price indexes of agricultural production	622
12.20 The basic concepts and terms	623
12.21 Brief conclusions	623
12.22 Questions and tasks for independent work	625
12.23 The literature	628
13- chapter Statistical balances	629
13.1 Essence and value of a balance method in statistics	629
13.2 Types and classification of statistical balances	631
13.3 Balance of the enterprise and the analysis of its parameters (financial coefficients)	635
13.4 Balances of work (labour)	646
13.5 Balances of a fixed capital	656
13.6 The general concept about national accounting	659
13.7 Concepts and categories of system of national accounts	663
13.8 Kinds and classification of accounts	675
13.9 Production accounts	677
13.10 Accounts of formation of initial incomes	681
13.11 Accounts of distribution of monetary incomes	688
13.12 Accounts of redistribution of monetary incomes	691
13.13 Accounts of redistribution of natural income	694
13.14 Accounts of use of incomes on final consumption	696
13.15 Accounts of accumulation	699
13.16 Financial accounts	701
13.17 Accounts of other changes in actives and passives	705
13.18 Balances of actives and passives	707
13.19 Accounts of operations	711
13.20 Accounts of other countries or the external economic operations	712
13.21 Tables output-input	715
13.22 The basic concepts and terms	718
13.23 Brief conclusions	719
13.24 Questions and tasks for independent work	720
13.25 The literature	723
The appendix: statistical - mathematical tables	724

МУНДАРИЖА

Кириш.....	3
------------	---

I-Қисм. ТАСВИРИЙ СТАТИСТИКА.

1-боб. Статистика предмети ва услуби.....	5
1.1. Статистика нима?.....	5
1.2. Статистика предмети.....	10
1.3. Статистикача тафаккур, эҳтимоллар, катта сонлар қонуни, статистик қонуниятлар.....	17
1.4. Статистика услубияти.....	25
1.5. Иқтисодий статистика ва эконометрика.....	28
1.6. Асосий тушунча ва атамалар.....	33
1.7. Қисқача хулосалар.....	34
1.8. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.....	34
1.9. Адабиётлар.....	35
2-боб. Статистик кузатиш услубияти.....	36
2.1. Ўзбекистон давлат статистикаси ва ҳалқаро статистика.....	36
2.2. Статистик кузатиш моҳияти ва унинг олдига қўйиладиган талаблар, кузатиш объекти ва субъекти.....	45
2.3. Статистик кузатишни тайёрлаш услубияти.....	54
2.4. Статистик кузатиш турлари.....	68
2.5. Ҳисобот, махсус ташкил этиладиган кузатиш, бизнес – текширишлар ва рўйхатлар.....	72
2.6. Статистик кузатиш хатолари ва уларни аниқлаш йуллари.....	82
2.7. Асосий тушунча ва атамалар.....	89
2.8. Қисқача хулосалар.....	90
2.9. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.....	91
2.10. Адабиётлар.....	93
3-боб. Статистик кўрсаткичлар.....	94
3.1. Статистик кўрсаткичларнинг мазмуни ва аҳамияти.....	94
3.2. Статистик кўрсаткичларнинг турлари ва таснифи.....	99
3.3. Мутлақ ва нисбий кўрсаткичлар.....	104
3.4. Нисбий кўрсаткичларнинг таснифи.....	109
3.5. Нисбий миқдорлар орасидаги боғланишлар.....	119
3.6. Миллий маҳсулот ва даромадларнинг доиравий айланмаси — макроиқтисодий кўрсаткичлар тизимининг асоси.....	124
3.7. Макроиқтисодий кўрсаткичлар тизими.....	143
3.8. Бозор иқтисодиёти жараёнларини таҳлил қилишда қўлланиладиган ҳалқаро стандарт кўрсаткичлар.....	148
3.9. Асосий тушунча ва атамалар.....	154
3.10. Қисқача хулосалар.....	154
3.11. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.....	155
3.12. Адабиётлар.....	156

4—боб. Статистик маълумотларни тақдим этиш усуллари. Жадваллар ва графиклар.	157
4.1. Статистик жадваллар	157
4.2. Жадвал турлари ва тузиш қоидалари	158
4.3. Графиклар ҳақида тушунча, статистикада уларнинг роли ва аҳамияти	159
4.4. Графикларнинг турлари ва асосий элементлари	160
4.5. Чизикли ва ясси диаграммалар	163
4.6. Секторли диаграммалар	170
4.7. Квадрат ва доира шаклдаги диаграммалар	171
4.8. Тасвирли (суратли) диаграммалар	172
4.9. Статистик хариталар	173
4.10. Асосий тушунча ва атамалар	175
4.11. Қисқача хулосалар	175
4.12. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар	177
4.13. Адабиётлар	179

II-Қисм. АНАЛИТИК СТАТИСТИКА

5—боб. Статистик таснифлаш ва гуруҳлаш услубияти.	180
5.1. Статистик таснифлашнинг моҳияти ва аҳамияти	180
5.2. Бозор шароитида қўлланадиган муҳим таснифлашлар	183
5.3. Статистик гуруҳлаш	193
5.4. Гуруҳлаш турлари	198
5.5. Оддий ва мураккаб гуруҳлаш	206
5.6. Кўп ўлчовли гуруҳлаш усуллари	215
5.7. Иккиламчи гуруҳлаш	221
5.8. Асосий атамалар ва тушунчалар	223
5.9. Қисқача хулосалар	223
5.10. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар	224
5.11. Адабиётлар	225

6—боб. Статистик тўплам, тақсимот қаторлари ва уларнинг тасвирий параметрлари.	226
6.1. Статистик тўплам мазмуни ва хусусиятлари	226
6.2. Тўплам birlikлари ва унинг белгилари	231
6.3. Вариацион қаторлар ва уларнинг турлари	233
6.4. Вариацион қаторларни графикларда тасвирлаш	245
6.5. Кумулятив тақсимот	247
6.6. Тақсимот эгри чизиклари	249
6.7. Вариацион қаторларни тасвирий параметрлари	249
6.8. Асосий тушунча ва атамалар	252
6.9. Қисқача хулосалар	253
6.10. Мустақил ишлаш учу250н савол ва машқлар	254
6.11. Адабиётлар	256

7—боб. Ўртача миқдорлар ва ўртача тузилмавий кўрсаткичлар	
7.1. Ўртача миқдорларнинг моҳияти ва аҳамияти	256
7.2. Ўртача миқдор турлари ва уларни ҳисоблаш тартиби	262
7.3. Арифметик ўртача хоссалари	269
7.4. Арифметик ўртачани “шартли момент” усулида ҳисоблаш	271
7.5. Иқтисодий ҳодисаларни ўрганишда арифметик ўртачани қўллаш	272
7.6. Геометрик ўртача миқдор	273
7.7. Нисбий ўзгаришлар учун геометрик ўртачани аниқлаш	276
7.8. Нисбий ўзгариш асосида геометрик ўртача даражасини аниқлаш	278
7.9. Геометрик ўртачанинг математик хоссалари	281
7.10. Гармоник ўртача	282

7.11. Квадратик ўртача.. .. .	286
7.12. Кубик ўртача... .. .	286
7.13. Даражали ўртачалар.	286
7.14. Тузилмавий ўрта курсаткичлар.	288
7.15. Мода	289
7.16. Медиана.	290
7.17. Квантилилар	291
7.18. Асосий атама ва тушунчалар.	294
7.19. Қисқача хулосалар.	294
7.20. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар	296
7.21. Адабиётлар	298
8–боб. Вариация кўрсаткичлари.	299
8.1. Вариация моҳияти ва уни ўлчаш зарурияти.	299
8.2. Вариацион кенглик.	300
8.3. Ўртача квадрат тафовут (дисперсия) ва квадратик ўртача тафовут.	302
8.4. Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут хоссалари.	308
8.5. Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут ҳисоблашнинг соддалаштирилган усуллари.	312
8.6. Дисперсияларни қўшиш қондаси ва уни бозор ҳодисаларини таҳлил қилишда фойдаланиш йўллари	317
8.7. Муқобил (алтернатив) белги дисперсияси	320
8.8. Ўртача мутлақ тафовут (модул)	323
8.9. Квартил тафовути ва нимквартил кенглик	326
8.10. Вариация коэффицентлари.	326
8.11. Геометрик дисперсия	327
8.12. Асимметрия кўрсаткичлари.	328
8.13. Эксцесс меъёрлари.	333
8.14. Вариация кўрсаткичларининг оптимал чегаралари. Концентрацияланиш, ихтисослашиш ва монополлаштириш кўрсаткичлари.	338
8.15. Асосий тушунча ва атамалар.	350
8.16. Қисқача хулосалар.	350
8.17. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.	351
8.18. Адабиётлар	353
9–боб. Танланма текшириш.	354
9.1. Танланма кузатиш ҳақида умумий тушунча.	354
9.2. Танланма репрезентативлиги ва уни таъминлайдиган танлаш усуллари	360
9.3. Танланма кузатиш хатоларини аниқлаш	363
9.4. Танланманинг зарурий миқдорини аниқлаш.	372
9.5. Танланма кузатиш маълумотларини бош тўпламга тарқатиш.	373
9.6. Гипотезаларни статистик текшириш асослари.	375
9.7. Тақсимот қонуни ҳақидаги гипотезани баҳолаш.	378
9.8. Ўртача миқдорлар ҳақидаги гипотезаларни текшириш.	388
9.9. Дисперсион таҳлил.	393
9.10. Асосий тушунча ва атамалар.	400
9.11. Қисқача хулосалар.	401
9.12. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар	402
9.13. Адабиётлар	404
10–боб. Корреляцион ва регрессион таҳлил	405
10.1. Узаро боғланишлар ҳақида тушунча ва уларнинг турлари	405
10.2. Регрессион ва корреляцион таҳлил вазибалари ва унинг босқичлари	410
10.3. Бошланғич маълумотлар асосида тўғри чизиқли регрессия	414

тенгламаси ва корреляция коэффициентини аниқлаш.....	410
10.4. Ранглар корреляция коэффициенти.....	419
10.5. Гуруҳланган маълумотлар асосида тўғри чизиқли регрессия тенгламасини аниқлаш. Корреляцион жадвал.....	422
10.6. Эгри чизиқли регрессия тенгламаларини аниқлаш.....	424
10.7. Бир омилли регрессия тенгламасини баҳолаш ва таҳлил қилиш. Жуфт корреляция коэффициенти.....	429
10.8. Куп ўлчовли корреляция. Муҳим ва моҳиятли омиллارни танлаш.....	434
10.9. Куп омилли чизиқли регрессия тенгламасини аниқлаш.....	436
10.10. Куп ўлчовли ва хусусий корреляция коэффициентлари.....	441
10.11. Куп ўлчовли регрессия тенгламаларини баҳолаш ва таҳлил қилиш	448
10.12. Бир ва куп омилли боғланиш натижаларини таркибий қисмларга ажратиш усуллари.....	451
10.13. Корреляцион – регрессион моделлардан иқтисодий таҳлил ва истикқоблни баҳолашда фойдаланиш йуллари.....	460
10.14. Омиллар таҳлили ва бош компонентлар усули.....	465
10.15. Атрибутив белгилар орасидаги боғланишларни ўлчаш усуллари.....	474
10.16. Асосий тушунча ва атамалар.....	478
10.17. Қисқача хулосалар.....	479
10.18. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.....	482
10.19. Адабиётлар.....	484
11-боб. Динамикани статистик ўрганиш усуллари.....	485
11.1. Динамика қаторлари, уларнинг таркибий унсурлари ва турлари.....	485
11.2. Динамика қаторларини таҳлил қилиш кўрсаткичлари.....	491
11.3. Динамика ўртача кўрсаткичларини ҳисоблаш йуллари.....	497
11.4. Динамика тенденцияларини аниқлаш усуллари.....	508
11.5. Узоқ муддатли (асрий) ривожланиш тенденцияларини аниқлаш усуллари.....	520
11.6. Даврий ёки циклик тебранишларни ўрганиш усуллари.....	523
11.7. Мавсумий тебранишларни ўрганиш усуллари.....	528
11.8. Динамика қаторларида автокорреляцияни аниқлаш усуллари.....	534
11.9. Динамика қаторларида лаг аниқлаш усуллари.....	544
11.10. Динамика қаторлари корреляциясини ўлчаш усуллари.....	552
11.11. Асосий тушунча ва атамалар.....	562
11.12. Қисқача хулосалар.....	562
11.13. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.....	564
11.14. Адабиётлар.....	566
12-боб. Иқтисодий индекслар.....	567
12.1. Индекс сузининг луғавий маъноси ва қўлланиши.....	567
12.2. Иқтисодий индекслар ҳақида умумий тушунча (моҳияти, аҳамияти ва функциялари).....	567
12.3. Индексларнинг турлари ва таснифи.....	570
12.4. Якка индекслар.....	574
12.5. Занжирсимон, ўзгармас асосли ва ўзгарувчан асосли якка индекслар.....	576
12.6. Якка индексларнинг хоссалари.....	578
12.7. Вазнсиз умумий индекслар.....	581
12.8. Вазнли ўртача индекслар.....	585
12.9. Базис вазнли агрегат индекслар. Ласпейрес индекслари.....	588
12.10. Жорий вазнли агрегат индекслар. Пааше индекслари.....	592
12.11. Ласпейрес ва Пааше индексларининг қиёсий таҳлили.....	593
12.12. Бошқа шаклдаги агрегат индекслар.....	598
12.13. Гуруҳий индекслар ва уларни иқтисодий самарадорлик кўрсат- кичларини таҳлил қилишда қўллаш.....	601
12.14. Ўзаро боғланган индекслар.....	604

12.15. Саноат маҳсулоти индекслари.	608
12.16. Ялли ички маҳсулот жисмоний ҳажми индекси ва дефлятори.	611
12.17. Истеъмол нархлари индекси	616
12.18. Ишлаб чиқарувчилар нархлари индекси	620
12.19. Қишлоқ хўжалиги маҳсулотлари нархлари индекси.	622
12.20. Асосий тушунча ва атамалар.	623
12.21. Қисқача хулосалар.	623
12.22. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.	625
12.23. Адабиётлар.	628

13–боб. Иқтисодий баланслар. 629

13.1. Статистикада баланс усулининг моҳияти ва аҳамияти	629
13.2. Иқтисодий баланс турлари ва уларни таснифлаш	631
13.3. Корхона баланси ва уни таҳлил қилиш кўрсаткичлари (молиявий коэффициентлар).	635
13.4. Меҳнат баланслари.	646
13.5. Асосий фондлар баланси.	656
13.6. Миллий ҳисобчилик ҳақида умумий тушунча	659
13.7. МҲТнинг асосий концепциялари, категориялари ва кўрсаткичлари	663
13.8. Асосий ҳисобламалар ва уларнинг кўрсаткичлари	675
13.9. Ишлаб чиқариш ҳисобламалари.	677
13.10. Бирламчи даромадларни бунёд этиш ҳисобламалари	681
13.11. Пул даромадларининг тақсимлаш ҳисобламаси.	688
13.12. Пул даромадларини қайта (иккиламчи) тақсимлаш ҳисобламаси ..	691
13.13. Natural даромадларни қайта тақсимлаш ҳисобламаси.	694
13.14. Пировард истеъмол учун даромадлардан фойдаланиш ҳисоб- ламалари.	696
13.15. Жамғариш ҳисобламалари.	699
13.16. Молиявий ҳисобламалар.	701
13.17. Актив ва пассивлардаги бошқа ўзгаришлар ҳисобламалари.	705
13.18. Актив ва пассивлар баланслари.	707
13.19. Операциялар ҳисобламалари.	711
13.20. Бошқа мамлакатлар ёки ташқи иқтисодий операциялар ҳисоб- ламалари.	712
13.21. Тармоқлараро баланс.	715
13.22. Асосий тушунча ва атамалар.	718
13.23. Қисқача хулосалар.	719
13.24. Мустақил ишлаш учун савол ва машқлар.	720
13.25. Адабиётлар.	723

Иловалар	724
Мундарижа	739

Соатов Н. М.

Статистика: Олий ўқув юртлари талабалари учун дарслик
/С. Фуломов ва М. Шарифхўжаев умумий таҳрири остида.

Сарлавҳада: ЎзР Олий ва ўрта махсус таълим вазирлиги, Тошкент Давлат иқтисодиёт университети.

— Т.: Абу Али ибн Сино номидаги тиббиёт нашр., 2003. 744 б.

ББК 65.051я73

Ўқув нашр

Соатов Нигмон Муҳаммаджонович

СТАТИСТИКА

Муҳаррир Ж. Шаропов

Бадий муҳаррир Т. Қаноатов

Техник муҳаррир У. Ким

Мусахҳиҳ Д. Тўйчиева

Компютерчи Ш. Отаниёзов, Ф. Соатов

ИБ № 2921

Босишга рухсат этилди. 10.09.2003. Бичими 60×90^{1/16}. Офсет босма. Шартли босма табоқ. 46,5 Нашр босма табоқ. 49,1. 20—2003—рақамли шартнома. Жами 1500 нусха. 36-рақамли буюртма. Нархи шартнома асосида.

Тошкент, 700129, Абу Али ибн Сино номидаги тиббиёт нашриёти, Навоий кўчаси, 30.

Ўзбекистон матбуот ва ахборот агентлиги Тошкент китоб-журнал фабрикасида чоп этилди. 700194. Юнусобод даҳаси, Муродов кўчаси, 1.



Иқтисод фанлари доктори, профессор, Ўзбекистонда хизмат кўрсатган фан арбоби Нигмон Муҳаммаджонович Соатов 1934 йил 15 январда Тошкент шаҳрида таваллуд топди. 1955 йилда Тошкент Молия-иқтисод институти (ҳозирги Тошкент Давлат иқтисодиёт университети) статистика бўлимини имтиёзли тугатиб, меҳнат фаолиятини шу йилдан эътиборан ушбу институт статистика кафедрасида ўқитувчиликдан бошлаб, ярим асрлик умрини малакали кадрлар тайёрлашга бағишлади.

Профессор Н. Соатов педагогик фаолият билан биргаликда илмий кадрлар тайёрлашга ҳам баракали ҳисса қўшиб, 28 фан доктори ва номзодларини тайёрлади. У статистика ва иқтисодиёт масалаларига бағишланган 380 босма табоқдан зиёд илмий ҳамда ўқув-услубий асарлар, жумладан "Суғурма далачилик статистикаси муаммолари" (1975), "Статистика асослари" (1979), "Статистика назарияси бўйича ўқув қўлланмалар"(1980, 1981, 1982) каби илмий рисоалар, дарсликлар муаллифидир.