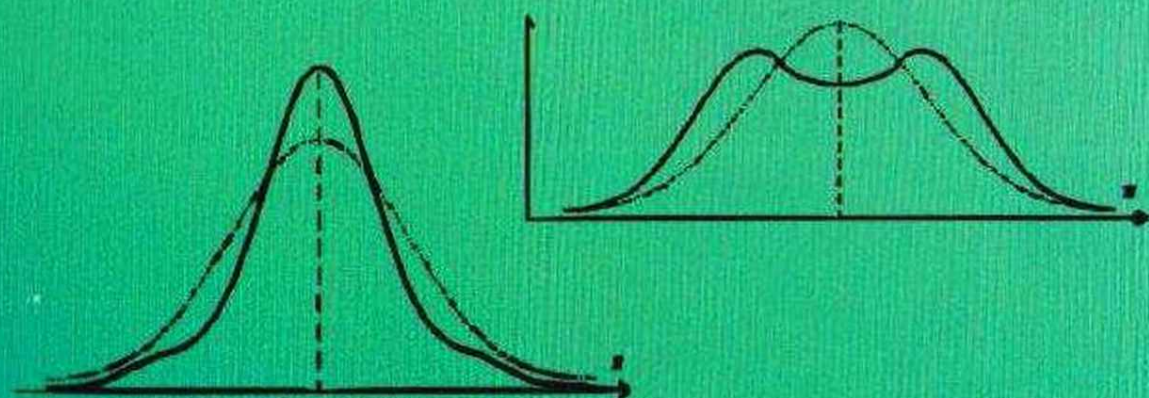


Н.М.МУЛЛАБОЕВА

ПСИХОЛОГИЯДА  
МАТЕМАТИК  
СТАТИСТИК  
МЕТОДЛАРНИ  
ҚЎЛЛАШ



$$\bar{X} = \frac{\sum X_i}{n}$$

**ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ ОЛИЙ ВА ЎРТА МАХСУС  
ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ**

**МИРЗО УЛУГБЕК НОМИДАГИ ЎЗБЕКИСТОН МИЛЛИЙ  
УНИВЕРСИТЕТИ**

**ФАЛСАФА ФАКУЛЬТЕТИ**

**ПСИХОЛОГИЯ БЎЛИМИ**

**Н.М.МУЛЛАБОЕВА**

**ПСИХОЛОГИЯДА МАТЕМАТИК  
СТАТИСТИК МЕТОДЛАРНИ ҚЎЛЛАШ**

*Ўқув услубий қўлланма*

**Тошкент  
“MUMTOZ SO‘Z”  
2012**



**УДК: 159.9**  
**КБК 83.3(5Ў)**

*Мазкур услубий қўлланма олий ўқув юртининг психология бўлимлари талабалари учун “Психологияда математик методларни қўллаш” фанидан маъруза, семинар ва амалий машғулотлар олиб боришга мўлжалланган. Шунингдек, мазкур қўлланмадан статистик тадқиқот олиб борадиган барча мутахассислар, амалий психологлар, психодиагностика соҳа мутахассислари, ёш даврлари ва ижтимоий психология, психофизиология мутахассислари фойдаланишлари мумкин.*

**Масъул муҳаррир:**  
**психология фанлари номзоди, доцент Г.Қ.Тўлаганова**

**Такризчилар:**  
**психология фанлари номзоди, доцент К.А.Фарфиева,**  
**психология фанлари номзоди, Д.И.Илҳомова**

**83.3(5Ў)**  
**М54**

**Муллабоева, Нозима.**

Психологияда математик статистик методларни қўллаш: ўқув-услубий қўлланма / Н.М.Муллабоева; масъул муҳаррир Г.Қ.Тўлаганова. – Тошкент: MUMTOZ SO‘Z, 2012. – 100 б.

УДК: 159.9  
КБК 83.3(5Ў)

*Мирзо Улугбек номидаги Ўзбекистон Миллий университети  
Илмий-методик Кенгашининг 2012 йил 26 июнда чоп этишга  
тавсия этилган (баённома № 9)*

ISBN 978-9943-398-82-6

© Н.М.Муллабоева, 2012  
© “MUMTOZ SO‘Z”, 2012

## КИРИШ

Ҳар қандай замонавий психолог, у амалий ёки назарий мутахассис бўлишидан қатъий назар, албатта математик статистика усуллари ўз ўрнида қўллай билиши зарур. Бу усуллар биринчидан психологик тадқиқотларни статистик жиҳатдан таҳлил қилишда, иккинчидан экспериментни режалаштириши кутилаётган натижаларни башорат қилишда, ва ниҳоят учинчидан турли хил психик жараёнлар, ҳолатлар, кўринишлар учун математик моделларни ишлаб чиқиши ва таҳлил қилишда зарур бўлади. Математик статистика бугунги кунда ижтимоий фанларнинг турли соҳаларига кириб бормоқда. Математик статистика методларини психологик тадқиқотларда, психологик амалиётда ишлатиш уларнинг илмийлигини, аниқлигини таъминлайди. Ҳозирги кунга келиб психологияда математик статистик методлардан фойдаланиш психологиянинг барча жабҳаларида кенг йўлга қўйилмоқда. Охириги йиллар давомида статистик усулларни психологик тадқиқотларга киритиш асосий талаблардан бири бу олинган маълумотларни статистик усулда кенроқ ёритиш ҳисобланади. Докторлик диссертацияси, номзодлик диссертацияси, магистрлик диссертацияси ва ҳаттоки малакавий битирув ишларини ҳам математик аппаратсиз тасаввур қилиш қийин. Ҳозирги кунда психологияда статистик усулларни қўллаш бўйича ўзбекча маълумотларнинг камлиги бу услубий қўлланманинг нақадар зарурлигини исботлайди. Математик статистика усуллари ҳозирги кунда янгича талқин билан психологик тадқиқотларга, экспериментал психология соҳасига кириб келмоқда. Математик методларни психологияда қўллаш тажрибалари Г.Фехнернинг психология мактаби (1870-1930) ҳамда Л.Терстоуннинг психометрик мактаби (1930-1940) ижодий изланишларни олиб борган. Психологияда биринчи статистика ишлатилган тадқиқот сифатида Ф.Гальтонни алоҳида таъкидлаб ўтишимиз жоиздир. У 1914 йили биринчи бўлиб биология ва психология соҳасида математик статистика усуллари қўллаган. Бироқ ҳозирги кунгача психологик тадқиқотларда статистик таҳлил келтирилган бўлсада унинг психологик механизмларининг таҳлилига етарлича имконият қаратилмапти. Шунинг учун ҳам статистик таҳлил қонуниятларини амалга оширишда психологик ҳолатларни инобатга олиш зарур ҳолатлардан бири ҳисобланади.



Ушбу услубий қўлланмада сифат ва миқдор тушунчаси, ўлчов шкалалари ва уларнинг турлари, лимит, ранжировка, медиана, мода ва кватриллар, нормал тақсимланиш қонуни, асимметрия, эксцесс, дисперсия, стандарт оғиш, корреляция, дисперсион таҳлил ва бошқа жабҳалари қамраб олинган.

## ПСИХОЛОГИЯДА МАТЕМАТИК МЕТОДЛАРНИНГ ҚЎЛЛАНИЛИШИ ТАРИХИ

### *Психологияда ўлчов анъаналарининг тарихи*

Психологияда математик методларни қўллаш психологик фанларнинг бир тармоғи ҳисобланиб, у муҳим вазифалардан бирини бажаради. Психологик тадқиқотларда математик усулларни ишла-тиш уларни бир хил типга мансублигини таҳлил қилиш ва уларни бир бирига боғлиқлик қонуниятларини ўрганиш имкониятини яратади.

Кўп йиллар давомида математика фани кўпгина табиий фанлар учун зарурат ҳисобланиб, асосан физика фанида бунинг яққол ифодасини кузатишимиз мумкин. Ижтимоий ва гуманитар фанларда олинадиган кўрсаткичлар албатта табиий фанларнинг кўрсаткичларидан фарқланган. Шунинг учун ҳам уларни қай даражада фарқланишини инобатга олиб, ўзига хос хусусиятлар орқали психология фанига математик усулларни киритиш зарурдир. Маълумотларни таҳлил қилиш вақтида мавжуд имконият ва чегараларни, у ёки бу статистик усулларни ўрнида қўллаш талаб қилинади.

XIX аср охири XX аср бошларида психология фани фалсафий ва табиий фанлар йўналишлари ўртасида иккиланиб турарди. Бунинг маълум бир сабабалари мавжуд эди.

Биринчидан, файласуф олимлар ва табиий фанларидаги олимларнинг ижтимоий фарқлари мавжуд эди, табиий фанларда экспериментал йўналишнинг мавжудлиги уларни ютуқларидан ҳисобланарди. Илмий рақобатда бир соҳадан иккинчисига ўта оладиганлар ютуқларга эриша оларди. (Бен, Коллинз, 2002).

Иккинчидан, математиклар ўзлари учун психология тушунчаларни абстрактлаштирилганлигини қизиқарли деб ҳисоблашар эди, физиологлар ва рефлексологларни психологиядаги умумий тадқиқотлар қизиқтирган: (хатти-ҳаракат реакциялари, инсон шахсининг механизмлари); гуманитарлар эса психологик фанлар орқали фалсафий билимларни янги ғоялар орқали талқин қилиш мумкин деган тушунчаларни кўрсатганлар.

Москва психологлар жамиятининг аъзолари орасида табиий тадқиқотчилар, файласуфлар, математиклар, тарихчилар, ҳукукшунослар, врачлар ва педагоглар ҳам бор эди. Турли хил фан соҳа-

ларнинг вакилларини мавжудлиги баъзи вақтларда мунозараларга сабаб бўлар эди. Бир куни шу жамиятнинг мажлисида математика фани мутахассиси Н.Бугеев ҳайвонларнинг интелликти ҳақидаги маърузани бекор қилади, чунки на маърузачининг ўзи ва на қатнашчилар интеллект тушунчасини таърифлаб бера олмаганлар. Бундай мунозаралар психология фанлари мутахассислари учун ҳам ва тингловчилар учун ҳам фойдали ҳисобланган.

### *Фалсафий, психологик ва педагогик фанларда миқдор ва сифат даражалари*

Психологларнинг математик методларга ёндошуви ва математик мутахассисларнинг психологик билимларга бўлган кизиқишлари психологик муаммоларнинг ечимини математик йўллар билан топиш анча йиллар олдин ишлатилган. Бир неча маротаба психологияни нормал экспериментал фан сифатида талқин қилиш ҳолати бўлган. Психология фани олимлари психология фанида ҳам физика фанида мавжуд ўлчовларни бўлишини хоҳлашган. 1882 йилда И.Ф.Гербарт Лондондаги киролик академиясида «Психология фанида математик методларни қўллашнинг зарурати» мавзусида маъруза билан чиқди. Бу маърузада умумий методологик ҳолатлардан ташқари, математик методларни психологиядаги зарурати ҳақида ҳам сўз юритилган, муаллиф томонидан “Мен” концепциясининг математик моделлари тавсия қилинган. Гербартининг шогирди М.Ф.Дробиш 1850 йилда «Математик психологиянинг ўрганиш асослари» номли китобини нашр қилдириди.

Биринчи математик статистика психологиянинг психофизика соҳасида ишлатилган (Г.Фехнер, В.Вундт, Ф.Гальтон) бу материалларда ўлчовлар орасидаги кўзгалувчилар ўртасидаги фарқлар (объектив стимуллар), ўзгарувчан реакцияларнинг фарқларини ўрганган (субъектив сезгилар), психометрикада ҳам математик статистика қўлланилган (Ф.Гальтон, К.Пирсон, Ч.Спирмен, Л.Терстоун), бунда психодиагностик кўрсаткичларни таҳлил усули орқали ўрганилган, тестларни факторли таҳлил орқали тузишни ўрганишган.

Психологияда биринчи тадқиқотчи сифатида Ф.Гальтонни санаб ўтишимиз мумкин (1914). У биринчи бўлиб биология ва психологияда статистик таҳлилни ишлатган. Психологияга тест ва саволномаларни таҳлилини киритган (тест сўзини ҳам), тадқиқотнинг



эгизак усулини яратган. У томонидан сенсор реакцияларни ўлчаш асбоби яратилган. 1888 йилда Гальтон томонидан Лондон академиясида «Корреляция ва уни ўлчаш, антрометрик кўрсаткичнинг авзалликлари» мавзусида маъруза қилинди.

Гальтоннинг ғоясини унинг шогирди К.Пирсон давом эттирди у ўзгарувчанлик ўртасидаги ўзаро алоқаларни формула ёрдамида кўрсатиб берди (корреляция коэффициентини). Пирсоннинг диққат эътибори дискрет ва тўхтамайдиган муаммолар таҳлилига қаратилди, булар психологлар учун долзарб муаммолардан бири ҳисобланган. Пирсон ўзининг ғоялари ва ютуқларини «Эволюция назариясига математик таъсир» номли китобида келтириб ўтган. Г.Фехнер томонидан психофизика қонуни психологиянинг ҳамма соҳаларида қўлланила бошланди. XIX асрнинг охирида В.Вундт сезгиларнинг уч ўлчамли модели устида иш олиб борди.

### ***Педагогик ва психологик фанларда миқдордан сифатга ўзаро ўтиш***

Британиялик психолог Ч.Спирмен 1904 йилда «Умумий Интеллектнинг объектив ўлчами» мавзусидаги ишни нашр қилди, бунда интеллектни ўрганишда миқдорий таҳлил ишлатилган, бу психологияда факторли таҳлил деб номланган. Факторли таҳлил психологик кўрсаткичларнинг математик жиҳатдан таҳлил қилишидир.

XX аср ўрталарида психологияга математик ғояларнинг кириб келиши кўпайди, бунга фан техника тараққиётининг равнақи сабаб бўлди. Бу даврга келиб математик психология фан сифатида ўрганила бошланди. У психологик фанларнинг бир қисми сифатида тан олинди, бунинг тасдиғи сифатида Америкада психологларнинг жамиятида психометрик жамият тузилишини кўрсатишимиз мумкин, улар психологик тадқиқотларда математик ўлчамларни ҳисоблар эдилар. Уларнинг тадқиқотларида нейрон тўрлари, ўзгаришлар назарияси, ўйинлар назарияси киритилган эди.

Ва нихоят 90 йилларнинг бошларига келиб тартибсизлик назарияси жамияти вужудга келди, унинг вазифасига синергетикани ўрганиш, нейронлар тўрининг таҳлил, ижтимоий ва гуманитар фанларда хужайрали автоматларни ўрганиш киритилган.

90 йилнинг охирларида қуйидаги ҳолатлар кузатилган:

1. Илмий жиҳатдан айтиб ўтилган жамиятлар бир бири билан ҳамкорлик фаолиятини амалга оширганлар.

2. Амалий илмий жамият халқаро бўлгани билан ҳамма соҳада америкалик психологлар етакчи бўлганлар.

Америка психологлари психология фанида математик аппаратни ишлатиш тарафдорлари бўлишган, бу ҳолат Ж.Келлининг маърузасида ўз ифодасини топган. У ўзининг маърузасида индивидга хос бўлган ўлчаш, таққослаш, баҳолаш ҳолатини келтирган. Бу нуқтаи назардан эса психологик тадқиқотларда математик усуллардан фойдаланиш зарурати мавжудлигини кўрсатилди.

Россияда ҳам математик статистика қўллана бошланди. Буни Б.Ф.Ломов, Б.Г.Ананьев, А.Н.Леонтьевларнинг ишларида ҳам кузатишимиз мумкин. Кўп ўлчамли статистик методни тарқалишида Б.М.Теплов ва В.Д.Небилицинларнинг ҳиссаси катта. Россиянинг ҳар йилги конференцияларида математик психологияга бағишланган махсус секциялар ташкил қилинган. Россия фанлар академиясининг психологик институтида В.Ю.Крилов бошчилигида математик психология лабораторияси тузилган.

### *Замонавий психологияда ва фанларда ўлчовлар*

Шуни таъкидлаш керакки, математик психологиянинг ривожланиши бўйича собиқ совет психологияси орқада қолаётган эди. Бунга иккита сабабни кўрсатиш мумкин.

Биринчидан, математика фанининг амалий аҳамиятини етарлича англамаганлиги, илмий математика ривожланган, ҳар бир соҳа вакиллари математикани ўзларининг эҳтиёжларига кўра ўзлаштиришгандир.

1933 йилда А.Н.Колмогровни эҳтимоллар назарияси бўйича илмий иши чоп қилинди. Бу асар биринчи бўлиб рус тилида 1936 йилда нашр қилинган.

Иккинчидан, 40 йилларнинг охири 50 йилларнинг бошларида фандаги формализм натижасида таҳлил қилинмаган ва ҳар қандай ҳолатларга шубҳа билан қаралган. Ғарбда ишлатилган статистик усуллар совет психологиясига қийинчилик билан кириб келган, бунда рус олими Б.М.Тепловнинг, В.Д.Небилицин, Б.Г. Ананьевларнинг ҳиссаси каттадир. Улар ўзларининг мавқеларидан фойдаланиб собиқ совет психологиясига математик усулларни тадбиқ қилганлар.

Психологияда математик моделларнинг И.Гербарт, К.Халл, В.Лефевр, Ю.Кулларнинг кўринишлари мавжуд.

Агар биз физика фанига нисбатан математика фанини ривожланишини ва психологияга нисбатан математика фанини ривожланиши таҳлил қиладиган бўлсак психология фанининг орқада қолганини кузатишимиз мумкин. Математика ва физика паралел равишда бир бирига ҳамоҳанг тарзда ривожланган. Янги математик структуралар ҳозирга қадар физикада ҳам ишлатилиб келинмоқда.

Психология эса кейинроқ ривожланган. Шундан келиб чиққан ҳолда бир савол пайдо бўлади психология математиканинг олдида янги вазифаларни қўя оладими, мавжуд бўлган методларни ўзгартириш мумкинми?

Шуни таъкидлаш лозимки, психологияда математик усулларни қўллаш билиш ва ундан самарали фойдаланишнинг ўзи ҳам психолог мутахассислар учун алоҳида қимматга эгадир.



## МАТЕМАТИК СТАТИСТИКАНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ

### *Сифат ва миқдор тушунчаларининг ўзаро алоқадорлиги*

Статистик таҳлил тушунчаларининг тушунтиришдан аввал психология ва математика фанлари ўртасида қандай боғлиқлик мавжудлигини ўрганиш зарурдир. Психологиядек гуманитар фаннинг математика каби аниқ фан билан қандай алоқадорлиги бўлиши мумкин.

Замонавий психологияда психологик хусусиятларнинг икки тури ўрғанади, 1) ўлчаниши мумкин бўлган психологик хусусиятлар ва 2) ўлчаниши мумкин бўлмаган психологик хусусиятлар. Демак психологик хусусиятларнинг икки тури мавжуд: ўлчанадиган ва ўлчанмайдиган.

Ўлчаниши мумкин бўлмаган психологик хусусиятлар психиканиннг мазмуний қисми ҳисобланади. Ўлчаниши мумкин бўлган психологик хусусиятлар эса психиканиннг формал-динамик томонини ташкил этади.

Умуман олганда психика асосан сифатий хусусиятлар мажмуасидан иборатдир. Бирок К.Маркснинг фикрига кўра «Ўлчов бўлмаган жойда фан йўқдир». Эҳтимол, бундай қараш фалсафаниннг энг умумий қонуналаридан бири бўлмиш, миқдорий ўзгаришлар сифат ўзгаришларига ўтиш тамойили билан боғлиқ равишда келиб чиққан бўлиши ҳам мумкиндир. Шахсла демонстративлик (намоёнишкорлик – ўзини кўрсатишни ёқтириш) хусусияти яққол намоён бўлиши, характер акцентуациясини келтириб чиқариши мумкин, бу хислат миқдорининг патологик даражада ўсиши натижасида эса ис-терия типигадаги психопатия вужудга келиши мумкин.

Хулоса қилиб айтганда, психологияда сифат ва миқдор ўзаро чамбарчас боғлиқ тушунчалар ҳисобланади. Психиканиннг турли сифатлари миқдорий кўрсаткичлар орқали ифодаланади. Ҳар қандай сифат миқдорда аке этади. Бирор бир сифатнинг кучли ёки кучсиз ифодаланганлигини миқдорий кўрсаткичлар орқали билиш мумкин. Демак, агар бирор бир сифатни ошириш зарурати туғилса, у ҳолда биринчи бўлиб миқдорига ёндошиш керакдир.

Миқдорий ёндошув психиканиннг сифатига ёндошиш имкониятини яратади. Фақат миқдорий ёндошув илмий ёндошув ҳисобланади. Миқдорлар ҳар доим сонларда ўз ифодасини топади, сон-

лар эса снғил тарзда таҳлилнинг бошқа шакллариға ўтказилиши мумкин (масофа, баландлик, вазн ва бошқа кўрсаткичлар).

### ***Математик статистика, тавсифловчи ва индуктив статистика тушунчалари***

Математик статистика – эҳтимоллар назариясига асосланган замонавий математика соҳаси бўлиб, ўлчов қонуниятларини, тасодифий қийматларни ўлчаш усулларини ўрганиш, бу қийматлар билан ҳисоб-китоб ишларини олиб бориш усулларини асослаш билан шуғулланади.

Кўпинча «статистика» тушунчаси «математика» тушунчаси билан биргаликда ишлатилганлиги боис, талабаларнинг аксарияти уларни мураккаб, абстракт формулалар билан боғлаб чўчий бошлайдилар. Бироқ Мак-Копнелл таърифлаб ўтганидек, статистика бу тафаккур тарзи, холос, уни қўллаш учун бир оз соғлом мантикий фикрлаш қобилияти билан содда математик тушунчаларни билиш кифоядир.

Шундай қилиб, статистика асосан математиканинг соҳаси бўлиб, бунда кузатишлар ёки ўлчовлар натижалари ўрганилади. Психолог мутахассислари эса бу фан доирасида ишлаб чиқилган қайта ишлаш усуллари ва ўлчов қонунларига асосланган ҳолда ўз тадқиқотларини амалга оширадилар. Яъни психологлар учун математик статистика тадқиқ усули, воситаси сифатида жуда муҳимдир. Ушбу усулларни яхши ўзлаштиришнинг энг муҳим шarti барча ҳисоб-китобларни бевосита ўз қўли билан амалга оширишдир. Бироқ бу ишларга киришиндан аввал статистикани асосий бўлимлари, асосий тушунчалари ҳақида қисқача тўхталиб ўтиш фойдалан холи эмас.

**Тавсифловчи статистикада** сонли кўрсаткичларни таҳлил қилиш ва ташкиллаштириш талаб қилинади. Бунинг асосий вазифаси кузатишлар орқали олинган маълумотларни тавсифлаш мақсадида умумлаштириш, тушунарли лўнда ҳолга келтиришдан иборатдир. Бунда инсонлар, предмет ва воқеалар ўртасидаги ўхшашлик ва фарқларни кўрсатиш асосий ўрин эгаллайди ва қайта ишлов натижалари жадваллар, графиклар кўринишида тақдим этилади, ўртача қийматни, тақсимланишнинг кенглиги рақамларда ифодаланади.

**Индуктив статистиканинг** вазифаси кичик бир тадқиқий гуруҳда олинган маълумотлар асосида аниқланган қонуниятларни бутун бошли бир популяцияга қай даражада тарқатиш ёки жорий

этиш мумкинлигини аниқлашдан иборатдир. Бошқача қилиб айтганда индуктив статистика тадқиқот ўтказиш учун нуфузли бир инсон популяциясидан танлаб гуруҳдан олинган маълумотларга асосланиб ўша популяция тўғрисида ишонарли хулоса чиқариш имкониятини, яъни аниқланган қонуниятларни умумлаштириш имкониятини яратади. Хуллас индуктив статистика муайян статистик кўрсаткичлар орқали умумлаштирувчи хулоса қилиш имкониятини беради. Индуктив статистика методларига Стьюдент  $t$  мезони, Уилкоксон, Манн-Уитни, Хи-квадрат мезонлари ва бошқаларни киритишимиз мумкин.

Ва нихоят, **корреляцияни ўлчаш** бўлимида икки ўзгарувчининг қандай боғлиқлигини аниқлаш имкониятини яратади, яъни бир ўзгарувчи бўйича олинган натижага қараб, иккинчи бир ўзгарувчининг қиймагини тахмин қилишга шароит яратади (Пирсон ёки Спирмен корреляцион таҳлил усуллари).

### ***Кўплик ҳақида тушунча. Кўплик турлари. Репрезентативлик***

Юқорида таъкидлаб ўтилганидек, статистиканинг муҳим вазифаларидан бири кичик бир танламада олинган натижаларни таҳлил қилиб, аниқланган қонуниятларни бутун бошли популяция тўғрисида ишонарли хулосалар чиқаришдан иборатдир.

Бироқ статистикада популяция тушунчаси фақатгина инсонларнинг маълум гуруҳига тегишли эмас, балки турли жонзотларга ёки ҳар қандай предметларга нисбатан ишлатилиши мумкин: мас.: бирор бир химиявий элементларнинг атомлари ҳам, бирор бир кафедра мунтазам равишда тушлик қилувчи талабалар ҳам статистик популяцияга мисол бўлиши мумкин.

Танлама – бу муайян илмий асосланган усуллар ёрдамида махсус илмий тадқиқот ўтказиш учун репрезентативлик шартларидан келиб чиққан ҳолда, яъни муайян бир популяция таркибига муносиб тарзда танлаб олинган кичикроқ гуруҳдир.

“Популяция”, “танлама” тушунчалари чет эл адабиётларида кенг тарқалган бўлиб, бизнинг муҳитда мос равишда “бош кўплик”, “ажратиб олинган кўплик” тушунчалари кенгроқ тарқалгандир. Аниқроғи, бирор бир реалликни асос этирадиган ҳар қандай сонлар қатори кўплик дейилади. Кўпликнинг икки хил тури мавжуд: 1) бош кўплик – ўрганилиши дастлаб режалаштирилган, шартли равишда мавжуд бўлган бир катта гуруҳ (популяция); 2) ажратиб олинган кўплик – бевосита ўрганиладиган реал гуруҳ (танлама).



Бош кўплик бу ўрганилаётган барча элементларнинг мураккаб жамланмаси ҳисобланади. У популяциянинг ҳамма элементларини ўз ичига олади. Бунга инсонлар ёки предметларнинг хусусиятларини акс эттирувчи кўрсаткичларини ҳам киритиш мумкин. Бош кўплик сифатида ОЎЮларининг гуманитар йўналишларда таҳсил олувчи барча талабаларни, аниқроғи, уларнинг кириш ДТМ тести бўйича олган балларини ёки бирор бир психологик хусусиятларини акс эттирувчи кўрсаткичларини киритиш мумкин.

Хуллас, бош кўплик бу тадқиқотчини қизиқтирадиган умумий бир аломатларга эга бўлган инсонларнинг муайян кўрсаткичларидир. Тадқиқот натижасида аниқланган қонуниятлар айнан ана шу бош кўплик учунгина тегишли бўлиши керак, албатта. Бундай популяция жуда катта бўлгани боис уни тўлиқ қамраб олиш мушкул. Бу муаммонинг икки хил ечими мавжуд.

**1. Тасодифий танламани тадқиқ этиш.** Яъни бош кўпликдан шундай бир танламани ажратиб олиш лозимки, бунда бош кўпликнинг ҳар бир аъзоси тасодифан мазкур танламага киришга бир хил даражадаги имкониятга эга бўлсин. Ана шундагина биз бу гуруҳни ажратиб олинган кўплик, ёки соддароқ қилиб, танлама деб аташимиз мумкин бўлади.

Айнан ана шу тасодифий танлама устида тадқиқот олиб борилади, ва олинган натижалар асосида бош кўплик ҳақида хулоса чиқарилади. Масалан: овоз бериш натижаларига асосланган теле-, радиокўрсатувлар, рейтингларни аниқлаш («Битва экстрасенсов», «Ледниковый период», «Минута славы», «Евровидение» ва б.). Бунда шунини инобатга олиш керакки, танлама қанчалик тасодифий бўлса, унинг репрезентативлик даражаси шунчалик ортади.

Танламанинг репрезентативлиги популяциянинг хусусиятлари билан мутаносиблик даражаси билан, яъни ундаги таркибий элементларни ҳам миқдор, ҳам сифат жиҳатдан ўзида тўлиқ мужассам этиши билан белгиланади.

Танламанинг репрезентативлиги бевосита унинг ҳажмига боғлиқ бўлади. Бирок репрезентативлик асосан тадқиқот предмети, вазифаси ёки унинг мазмун-моҳияти билан белгиланади. Масалан, бошланғич синфда ўқиётган болаларнинг меъёрий кўрсаткичларини аниқлаш учун 10 мингдан кўпроқ болалардан маълумот олиш зарур бўлади. Бирок авиакомпанияларнинг шеф-пилотлари устида тадқиқот олиб борилганда танлама бунчалик катта бўлиши мумкин эмас.

Демак, танламанинг репрезентативлиги, унинг ҳажмидан кўра анча муҳимроқ кўрсаткич ҳисобланади.

Агар танлама мазкур популяция учун репрезентатив бўлмаса, у ҳолда ўтказилган тадқиқотнинг ташқи валиддлиги шубҳа остига олинади. Яъни тадқиқот натижаларида тадқиқотнинг ички мантиғига боғлиқ бўлмаган, кандайдир ташқи омиллар ўз аксини тошган бўлади.

**2. Тадқиқот учун тасодифий гуруҳларни танлаш.** Айрим ҳолларда бирор бир ўзгарувчининг таъсирини ўрганиш учун бир нечта ўзаро ўхшаш томони бўлган тадқиқот гуруҳларини ташлаб олишга тўғри келади. Танловнинг тасодифий бўлишлиги гуруҳларнинг бирон бир инobatга олинмаган мезон бўйича ўзаро фарқланиш эҳтимолини камайтиради. Агар тадқиқот гуруҳларини танлаш тасодифийликка асосланмаса, у ҳолда экспериментал натижаларнинг ички валиддлиги шубҳали бўлиши мумкин. Яъни агар тадқиқотчи била туриб муайян жиҳати билан умумий популяциядан фарқланадиган гуруҳларни танласа, у ҳолда у тадқиқотнинг ички мантиғини, мазмунини бузган ҳисобланади. Бу эса натижаларнинг таҳлилида ўз аксини топмай қолмайди.

### *Ўлчов шкаллари ва уларнинг турлари*

Ўлчов бу турли объектлар ва уларнинг сифатларини муайян қоидаларга асосланган ҳолда сонлар орқали ифодалашдир. Ушбу қоидалар эса сонларнинг муайян хоссалари билан объектларнинг муайян хусусиятлари орасидаги мутаносибликни ўрнатишга қаратилган бўлади. Ўрнатилаётган мутаносибликнинг аниқлик даражасига кўра 4 хил турдаги шкалалар тафовут қилинади:

**Номинатив шкала** ёки номлаш шкаласи: бу предметлар ёки хусусиятларни бирор бир сифатига қараб синфларга, гуруҳларга ажратишни, таснифлашни назарда тутати. Турли хусусиятларни таснифлаш деганда объектларнинг ўхшаш ва фарқли томонларини аниқлаб саралаш тушунилади. Номинал шкалага жинс, ранг ва бошқаларни киритишимиз мумкин.

**Тартиблаш шкаласи**, номинал шкаланинг ҳамма хусусиятларини ўзида мужассам этади, бундан ташқари муайян хусусиятнинг қанчалик кучли ифодаланганлигини миқдорий кўрсаткичлар орқали ҳам аёқ эттиради, яъни тартиблашни тақозо этади, масалан,  $A > B > C > \dots$  (ёки тесқариси). Тартиблаш шкаласи бу миқдорий кў-

ринишлар натижасида тартибланган бўлиши мумкин, улар ўртасидаги мутлақ масофани аниқ кўрсатиш мумкин эмас, масалан талабаларнинг ўқишга бўлган қобилияти ёки ипчиларнинг меҳнат фаолиятларига бўлган ижобий муносабати бўйича тартиблаш.

**Интерваллар шкаласи:** интервал ўлчовлар икки чекка нукта орасидаги бутун масофани муайян сондаги тенг бўлақларга, даражаларга ёки интервалларга бўлишга асосланган бўлиб, бунда сонлар орасидаги бир хил фарқлар сифатлар орасидаги бир хил фарқларга мос келади. Интерваллар шкаласи табиий бошланғич нуктага эга бўлмаган узлуксиз сонлар қаторини ташкил этади. Мас.: ҳарорат Цельсий бирлигида ўлчаганда 0 градус ҳароратнинг йўқлигини билдирмайди, балки Фаренгейт бўйича 32 градусга ёки Кельвин бўйича 273,15 градусга тенг. Ёки РДО мисолида.

**Нисбий шкала:** нисбий шкала интерваллар шкаласидан табиий бошланғич нукта, яъни ноль нуқтаси мавжудлиги билан фарқланади, бунда поль мазкур сифатнинг бутунлай мавжуд эмаслигини англатади. Буларга бўй узунлигини, вазини мисол қилса бўлади. Бу шкала пропорционал равишда ўсиши мумкин масалан икки баровар, тўрт баровар ва х.

### *Ўзгарувчилар ва уларнинг турлари*

Ўзгарувчилар – бу тадқиқот жараёнида ўзгартириш, назорат қилиш ёки шунчаки ўлчаш мумкин бўлган хусусиятлардир. Ўзгарувчиларнинг кўпгина турлари мавжуд бўлиб, уларнинг энг асосийлари шкала турларига кўра тафовут қилинади.

Айтайлик, бир неча тадқиқот гуруҳларига бўлиш мумкин бўлган тасодифий танламага эгамиз ва тадқиқотимизнинг предмети чекишга тобелиқдир. У ҳолда мазкур тадқиқот предметиға мос ўзгарувчиларни танлаб олиш зарурати туғилади. Масалан, 1) маълум бир вақт оралигида чекилган сигаретлар сонини олиш мумкин, ёки 2) бир ҳафта давомида чекишдан воз кечишни уйддалап қабиларни ўзгарувчи сифатида олиш мумкин. Чекилган сигаретлар сони узлуксиз ўзгарувчи (нисбий шкала) ҳисобланади, чекишдан воз кечиш сифатий ўзгарувчи (номинал шкала) ҳисобланади. Яъни ушбу ўзгарувчилар ўлчовнинг аниқлик даражаси билан фарқланадилар.

Демак, ўзгарувчининг маълумот беришдаги аниқлик даражасини белгиловчи муҳим омил сифатида шкалалар типларини киритишимиз мумкин. Юқорида таъкидланганидек, тўрт хил шкала типлари тафовут қилинади:

- 1) номинал шкала
- 2) тартибловчи шкала
- 3) интервалли шкала
- 4) нисбий шкала

Шунга кўра ўзгарувчиларнинг тўртта тури мавжуд: (а) номинал, (б) тартибловчи, (с) интервалли, (д) нисбий.

**Номинал ўзгарувчилар** фақат сифатий таснифларда ишлатилади. Ўзгарувчининг кўрсаткичлари фақат айрим бир жиҳатларга кўра ўзаро алоқадор бўлган ҳар хил синфларда ифодаланиши мумкин, бироқ бу синфларнинг даражасини ёки тартиб ўрнини аниқлаш имконсиздир. Масалан, сиз, 2 инсонни фаркли номланишлар билан кўрсатишингиз мумкин (ҳар хил миллатга мансуб шахслар). Номинал ўзгарувчига мисоллар: жинс, миллат, ранг, шаҳар ва бошқалар бўлиши мумкин.

**Тартибловчи ўзгарувчилар** бу объектларни тартиблаш имкониятини яратади, масалан каттадан кичикка ёки кичикдан каттага қараб. Тартибли ўзгарувчиларни баъзи ҳолларда ординал деб номлашади. Масалан, бир нечта оиланинг ижтимоий-иқтисодий статуси. Тартибловчи ўзгарувчиларга номинал, тартибли интервалли шкалаларнинг тартиб билан ёзилиши ҳам яхши мисол бўла олади.

**Интервалли ўзгарувчилар** ўзгарувчига тегишли объектларни нафақат тартиблайди, балки улар ўртасидаги фарқларни солиштиради. Масалан ҳарорат Фаренгейт ёки Цельсий бўйича градусларда интервал шкаласини ташкил қилади. Биз нафақат 40 градусни 30 градусдан юқорилигини айтишимиз мумкин, балки 20-40 градус 30-40 градусдан икки баравор катталигини ҳам айтишимиз мумкин.

**Нисбий ўзгарувчилар** интервалли ўзгарувчиларга ўхшайди. Бунда интервалли ўзгарувчилардан фаркли ўларок абсолют 0 кўрсаткичи мавжуд. Оддий мисол сифатида вақт ва маконни ўлчаш ҳисобланади. Масалан 170 см бўйга эга бўлган инсон 85 см бўйга эса бўлган боладан икки баровар каттадир. Интервалли шкалада бундай муносабатлар мавжуд эмас. Шунини таъкидлашимиз керакки қўпгина статистик ҳисоб-китобларда улар ўртасидаги фарқлар ҳисобга олинмайди.

Шу билан бирга ўзгарувчиларни таснифлашнинг бошқа мезонлари ҳам мавжуд: боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар. Айтايлик, синалувчиларимиз чекишга қарши уюшманинг аъзосими ёки йўқ эканлиги бу боғлиқ бўлмаган ўзгарувчи ҳисобланса, вақт бир-

лигида чекилган сигаретлар сони боғлиқ ўзгарувчи бўлиб ҳисобланади.

Демак, боғлиқ бўлмаган ўзгарувчи деб тадқиқотчи томонидан ўзгартириладиган, назорат қилинадиган, бошқариладиган ўзгарувчиларга айтилса, боғлиқ бўлган ўзгарувчилар шунчаки ўлчанади, аниқланади ёки қайд қилинади. Боғлиқ бўлмаган ва боғлиқ ўзгарувчилар тушунчаси экспериментал тадқиқотларда қўлланилади, бунда тадқиқотчи баъзи бир ўзгарувчиларни бошқаради, бунда улар синалувчиларнинг жавобларига боғлиқ бўлмайди. Боғлиқ ўзгарувчилар эса тадқиқотчи томонидан кўрсатиладиган таъсирларга боғлиқ равишда ўзгариши мумкинлиги назарда тутилади.

## МАЪЛУМОТЛАРНИ ТАВСИФЛАШ ВА ТАҲЛИЛ ЭТИШНИНГ ЭНГ СОДДА УСУЛЛАРИ

### *Вариацион қатор тушунчаси. Вариацион қаторни тартиблаш*

Ҳар қандай кўплик алоҳида кўрсаткичлардан иборат бўлиб, улар бошқача статистик маълумотлар деб ҳам аталади. Статистик маълумотлар – таҳлил қилиниши мумкин бўлган асосий элементлар бўлиб, уларга популяцияга хос бўлган ҳар қандай миқдорий натижалар, хусусиятлар, уларнинг тарғиб ўринлари, ҳуллас, қайта ишлаш мақсадида тасниф этилиши, тоифаларга ажратилиши мумкин бўлган ҳар қандай маълумотларни киритишимиз мумкин.

Бундан тапқари кўплик бир хил бўлмаслиги мумкин, уларнинг бошқа номи вариантлар деб ҳам юритилади. Математик статистикада уларни «Х» ҳарфи билан белгиланади, аниқроғи бирор бир кўпликнинг муайян кўрсаткичи « $X_i$ » тарзида белгиланади ва у мазкур вариацион қаторга тегишли кўрсаткич бўлиб ҳисобланади.

Масалан: 2-курсда таҳсил олувчи талабаларнинг бўй узунликлари ўлчаб қайд этилганини фараз қилайлик. Улардан айримлари қуйидаги вариацион қаторда келтирилган:

X: 168 160 172 174 163 165 167 172 173 174 182 162 165

Талабалар миқдори:  $n=13$ .

Вариацион қатор кўрсаткичлари дискрет ёки узлуксиз бўлиши мумкин. Дискрет (алоҳида кўрсаткич) – донали кўрсаткич, кўрсаткичлар орасида градация йўқ деган маънони билдиради.

Математик статистикада асосан дискрет кўрсаткичлар ишлатилади, кўрсаткичларнинг узлуксизлиги тушунчаси эса нисбий аҳамият касб этади, яъни ҳар қандай вариантлар аслини олганда дискрет ҳисобланади. Мас. экстраверсия-интроверсия кўрсаткичи 15 ёки 16 бўлиши мумкин, уларнинг орасида жойлашиши мумкин бўлган бирор бир кўрсаткич бўлиши мумкин эмас. Демак, булар том маънодаги дискрет маълумотлар ҳисобландилар. Бироқ юксак аниқлик даражасидаги ультразамонавий тарозида бирор бир талабанинг вазни ўлчангани фараз қилинса, унинг вазни 79,563481кг (яъни 79кг, 563г, 481мг) эканлигини аниқлаш мумкин. Бу албатта, экстраверсия-интроверсия кўрсаткичига нисбатан анча узлуксиз кўрсаткичдир. Аммо шунинг назарда тутиш лозимки, абсолют маънодаги узлуксиз кўрсаткичларга эга бўлиш деярли имконсиздир.



Бу каби кўрсаткичлар бир қарашда тартибсиз, тасодифий кўринишга эга бўлиб, уларнинг ичида қандай қонуниятлар мавжудлиги илғаб олиш жуда мушкулдир. Математик статистиканинг асосий вазифаларидан бири шундан иборатки, ана шундай тартибсизликни тартибга солиб, умумлаштириш, объектив реалликнинг муҳим хусусиятлари ҳақида аниқроқ хулосалар чиқаришдан иборатдир. Тартибсиз, тасодифий кўринишга эга бўлган бирламчи маълумотларни тартибга солиб, таснифлаш, тоифаларга ажратишга қаратилган статистик таҳлил усуллари мажмуасига тақсимланишни сафлаш деб аталади.

Тақсимланишни сафга солиш дастлаб вариацион қаторни тартибга солиш билан боғланади. Қаторни тартибга солиш деганда сонларни маълум бир тартибга асосида жойлаштириб чиқиш тушунилади. Масалан, ўсиб бориш ёки камайиб бориш тартибда.

Юқоридаги  $X$  сонлар қаторини ўсиб бориш тартибга солиш ҳолатига келтирамиз:

$X: 160\ 162\ 163\ 165\ 165\ 167\ 168\ 172\ 172\ 173\ 174\ 174\ 182$

Статистикада сонларни бу тарзда тартибга солиш кейинги статистик ишламларни осонлаштиради (ранжировка, вариацион қатор кенглигини аниқлаш, медиана, модани топиш ва б.)

### *Лимит, ранжировка, медиана, мода ва кваттилар*

Ушбу тартибга солиш қатор асосида тақсимланиш лимитини аниқлаш мумкин. Тақсимланиш лимити деганда муайян сонлар қаторидаги минимал ва максимал сонлар тушунилади. Масалан,  $X$  қаторида лимит кўрсаткичлари қуйидагилардир:  $Min=160, Max=182$ .

Ранжировка ҳар бир соннинг ранг ўрнини белгилаб чиқиш демакдир. Ранг ўринлари асосан ҳар бир кўрсаткичнинг тартиб ўрнига мос келади, бироқ агар кетма-кет жойлашган икки ва ундан ортиқ кўрсаткичлар ўзаро тенг бўлса, уларга ўртача ранг ўринлари белгиланади. Бунинг учун мазкур ўзаро тенг кўрсаткичларнинг алоҳида тартиб ўринлари бир-бирини қўшилиб, уларнинг умумий сонига бўлинади:  $(4+5)/2=4,5$   $(8+9)/2=8,5$  ва ҳ.

Намуна:		
№	X	Рангла p
1.	160	1
2.	162	2
3.	163	3
4.	165	4,5
5.	165	4,5
6.	167	6
7.	168	7
8.	172	8,5
9.	172	8,5
10.	173	10
11.	174	11,5
12.	174	11,5
13.	182	13

Медиана деганда тартибланган сонлар қаторининг қоқ ўртасида жойлашган нуқта тушунилади. Медиана сонлар қаторини тенг иккига бўлади, яъни медиана қийматидан катта ва кичик қийматлар сони ўзаро тенг бўлади ва «Ме» белгиси билан кўрсатилади. Медианани топиш учун сонлар қаторини албатта ўсиб бориш ёки камайиб бориш тартибида ранжировка қилиш талаб қиланади.

Сонлар қаторидаги маълумотларнинг умумий сони жуфт ёки тоқлигига қараб, медиана икки усулда топилади. Бизнинг мисолимизда тоқ сондаги (13 та) маълумот мавжудлигини инобатга олиб, медианани аниқлашга уриниб кўрамиз. Дастлаб медиананинг тартибланган сонлар қаторидаги жойлашган ўрнини топамиз:

$$P_n = \frac{N+1}{2}, \text{ яъни } P_n = \frac{13+1}{2} = 7$$

Демак, медиана – тартибланган қаторнинг 7-позициясида жойлашган сон эканлиги аниқланди (яъни Ме=168)

Жуфт сондаги вариацион қатор бўлганда, медиана қиймати бошқачароқ ҳисоблаб топилади. Айтайлик, 12та элементдан иборат вариацион қаторга эгамиз (13-элементимизни олиб ташлаймиз). Бунда даставвал 2 та медиана қийматининг позицияларини қуйидаги формулалар орқали топамиз:

$$P_1 = \frac{N}{2} = \frac{12}{2} = 6 \quad \text{и} \quad P_2 = \frac{N+2}{2} = \frac{14}{2} = 7$$

Демак, иккита медиана қийматлари аниқланди: Ме<sub>1</sub>=167; Ме<sub>2</sub>=168

Сўнгра иккала медиана қийматларининг ўртачаси топилади, яъни:

$$Me = \frac{Me_1 + Me_2}{2} = \frac{167 + 168}{2} = 167,5$$

Шундай қилиб, N=12, X<sub>Min</sub>=160 ва X<sub>Max</sub>=174 бўлган вариацион қаторнинг медианаси 167,5 га тенг экан.

Мода бу экспериментал маълумотларнинг тақсимланишини тавсифлашга қаратилган илм соҳада математик-статистик кўрсаткичлардан бири бўлиб, тапшамада энг кўп учрайдиган соннинг миқ-

лорий киймати тушунилади. Бир модали, икки модали, кўп модали вариацион қаторлар гафовут қилинади. Мода куйдагича ифодаланади: «Md».

Масалан:

**X:** 160 162 163 165 165 167 168 172 172 173 174 174 182

Демак,  $Md_1=165$ ,  $Md_2=172$ ,  $Md_3=174$ .

**К в а н т и л л а р** – тақсимланишни белгиланган нисбат бўйича тенг бўлақларга (масалан, 5та, 6та ёки 10та бўлақка) ажратувчи кийматлардир.

**К в а р т и л л а р** ( $Q_1$ ,  $Q_2$ ,  $Q_3$ ) – бу энг куйи нуктадан энг юкори нуктагача бўлган ораликдаги тақсимланишни  $i/4$  нисбатда ( $i = 1, 2, 3$ ) 4та тенг бўлақка бўлувчи квантиллاردир. Образли қилиб айтганда узун бир ёғочни 4 та тенг бўлақка бўлиш учун оралик масофалари ўзаро тенг бўлган 3та нуқтасидан арралаш зарур. Ёғочнинг бир учидан биринчи бўлақкача бўлган масофа  $Q_1$  га тенг бўлса, унинг қоқ ўртаси  $Q_2$  га, охири бўлаги эса  $Q_3$  нуқтасига мос келади.

**Б и р и н ч и к в а р т и л ь** ( $Q_1$ ) тартибланган қаторнинг  $n/4$ -позицияда жойлашган кийматга тенгдир. Бизнинг мисолда  $Q_1$  ниң позицияси  $3,25$  га тенг ( $P_{Q_1}=13/4=3,25$ ). Бу рақам 3 ва 4 позициялар орасидаги кийматни акс эттиргани учун ушбу позицияда жойлашган кийматларни бир бирига қўшиб иккига бўламиз:

$$Q_1 = \frac{163 + 165}{2} = 164$$

Демак,  $Q_1=164$ .

**Иккинчи квантиль** ( $Q_2$ ) медиана кийматига тенг:  $Q_2=Me=168$ .

**Учинчи квантиль** кийматининг позицияси куйидаги формула асосида топилади:

$$P_{Q_3} = \frac{N}{4} \cdot 3$$

Бу ерда  $N$  ўрнига 13ни қўйиб 9,75га эга бўламиз.

Бу рақам 9 ва 10 позициялар орасида бўлганлиги боис:

$$Q_3 = \frac{172 + 173}{2} = 172,5$$

Шундай қилиб:

Квантильлар	Қийматлар
$Q_1$	164
$Q_2$	168
$Q_3$	172,5

### **Вариацион қаторни таснифлаш.**

#### **Натижаларни график усулда тақдим этиш**

Кўп сонли иштирокчилардан тадқиқий маълумотларни олгандан сўнг улардан имкони борича кўпроқ умумланган тасаввур ҳосил қилиш мақсадида бирламчи маълумотларни таҳлил қилиш зарурати туғилади. Статистик таҳлилнинг бир қанча усуллари мавжуд бўлиб, шу жумладан, тавсифловчи статистикада кенг қўлланиладиган усуллардан бири график тарзда тасвирлашдир.

Натижаларни график усулда тақдим этиш учун даставвал бирламчи маълумотларнинг частотали таҳлили амалга оширилади. Частоталар жадвалини тузиш учун вариацион қатордаги барча маълумотлар гуруҳларга ажратилиши зарурдир. Маълумотларни гуруҳларга тўғри ажратиш учун 1) тақсимланиш кенглиги (лимитлар фарқи)ни аниқлаш, 2) ажратиладиган гуруҳлар сони белгилаш ва 3) тақсимланиш кенглигини гуруҳлар сонига бўлиш орқали ҳар бир гуруҳнинг пастки ва юқориги чегаралари орасидаги масофани аниқлаб олиш зарурдир.

Бизнинг мисолда тақсимланиш кенглиги (лимитлар фарқи) қуйидагича аниқланади:

X: 160 162 163 165 165 167 168 172 172 173 174 174 182

Лимит:  $X_{\min}=160$ ,  $X_{\max}=182$

Лимитлар ўртасидаги фарқ:  $d = X_{\max} - X_{\min} = 182 - 160 = 22$

Математик статистикада тавсия этилган қоидага мувофиқ, таснифланган гуруҳлар сони камида 8 та ва кўпи билан 15 та бўлиши мақсадга мувофиқдир. Аксарият мутахассисларнинг фикрича, айнан шу тарзда гуруҳлаштириш вариацион қатор тўғрисида энг самарали тасаввур ҳосил қилар экан. Демак, тавсия қилинган қоидага мувофиқ равишда гуруҳлар сони 8 тадан кам ва 15 тадан кўп бўлмаслигини ҳисобга олиб, тақсимланиш кенглигини дастлаб 8 га, сўнгра 15 га бўламиз. Яъни:

1)  $22/8=2,75$  ва

2)  $22/15=1,47$

Бунинг мазмуни шундан иборатки, ҳар бир гуруҳнинг пастки ва юқориги чегаралари орасидаги масофа (интервал) сифатида 1,47 дан 2,75 гача ораликда бўлган ҳар қандай бир сон белгилаб олинishi мумкин. Яъни агар интервал 1,47 дан кам бўлса, гуруҳлар сони 15 тадан ошиб кетади, 2,75дан катта бўлса, 8 тадан камайиб кетади. Айнан шу сабабли биз 1,47 дан 2,75 гача ораликдаги бирор

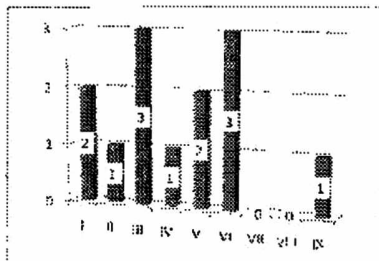
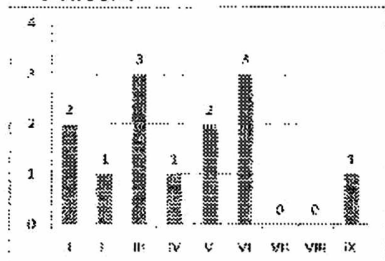
бир сонни гуруҳ чегаралари орасидаги масофа сифатида белгилаб олсак, мақсадга мувофиқ бўлади.

Айтайлик: биз гуруҳ интервали сифатида 2,4 сонини тапласак, ажратилган гуруҳларнинг умумий сони 8 тадан кўп ва 15 тадан кам бўлиши аниқ (яъни  $22/2,4=9,16$ ). Ҳар бир гуруҳнинг пастки ва юқориги чегаралари аниқ белгилаб олинганидан сўнг уларга тегишли бўлган элементлар сони ҳисоблаб топилади ва жадвалнинг тегишли устунига ёзиб чиқилади. Мазкур усул частотали таҳлил деб юритилади.

Гуруҳлар	Интерваллар	Частота
I	160 - 162,4	2
II	162,5 - 164,9	1
III	165 - 167,4	3
IV	167,5 - 169,9	1
V	170 - 172,4	2
VI	172,5 - 174,9	3
VII	175 - 177,4	0
VIII	177,5 - 179,9	0
IX	180 - 182,4	1

Натижаларни график усулда тақдим этиш. Албатта натижаларни рақамлар орқали жадваллар кўринишида ифодалаш тежамкорлик нуқтаи назаридан ва бошқа жиҳатлари билан кўпгина афзалликларга эгадир. Бироқ экспериментал тадқиқот натижаларини кўргазмали шаклда гистограмма усулидан фойдаланган ҳолда ифодалаш анча яхши самара бериши мумкин. Ҳаттоки, илмий тадқиқот соҳаси билан яқиндан таниш бўлмаган ўқувчиларнинг ҳам диққатини гистограммалар ва бошқа кўргазмали материаллар тезда ўзига қаратиши мумкин.

### Мисол:



Рас.1. Гистограмманинг оддий кўриниши Рас.2. Үч ўлчамли гистограмманинг кўриниши.

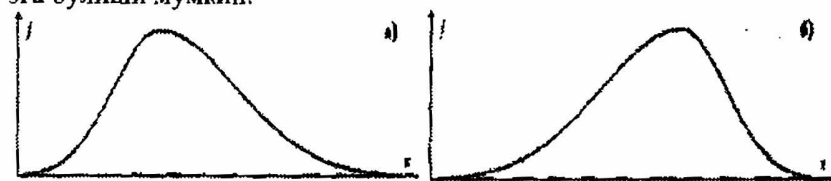
### **Нормал тақсимланиш қонуни тўғрисида умумий тушунча**

Одатда бирор бир хусусиятнинг тақсимланиши нормал тақсимланиш қонунига бўйсунди. Нормал тақсимланиш қонунига биноан вариацион қатордаги чекка (яъни энг катта ва энг кичик) қийматлар камроқ учрайди, ўртачага яқин қийматлар эса кўпроқ учрайди. Нормал тақсимланиш қонунини қўнғироқсимон шаклдаги ёки тўнқариб қўйилган пиёлани эслатувчи бир эгри чизик ёрдамида ифодалаш мумкин.



Нормал тақсимланиш қонунини билиш, назарга олиш математик статистикада катта аҳамиятга эгадир. Қўпгина статистик методларнинг мазмун-моҳияти айнан нормал тақсимланиш қонунининг ўзига хос хусусиятлари билан узвий боғлиқ бўлиб, эҳтимоллар назариясининг асосий бўлимларидан бирини ташкил этади. Фалсафий нуқтаи назардан ёндашган ҳолда айтиш мумкинки, нормал тақсимланиш – борлиқ ҳақидаги объектив ҳақиқатнинг эмпирик усулда текшириб исботланган умумий қонуниятларидан бири бўлиб, уни табиатнинг энг асосий қонунилари сирасига киритиш мумкин.

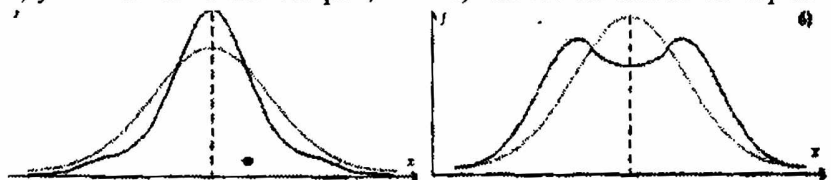
Қўнғироқсимон шакл симметрик бўлмаслиги ҳам мумкин, яъни тақсимланиш турли объектив сабабларга кўра ўнг ёки чап томонлама асимметрик шаклга, ўткир учли ёки ясси учли кўринишга эга бўлиши мумкин.



Рас. Тақсимланиш асимметрияси:

а) ўнг томонлама асимметрия;

б) чап томонлама асимметрия.



а) ўткир учли тақсимланиш;

б) ясси учли (япалоқ) тақсимланиш.



## МАРКАЗГА ИНТИЛИШ ВА МАРКАЗДАН ҚОЧИШ СТАТИСТИК КЎРСАТКИЧЛАРИНИ АНИҚЛАШ

### *Статистикада қўлланиладиган айрим шартли белгилар*

Биз кўрсаткичлар каторини тасвирлаганда, уларни  $X$  ёки  $Y$  харфлари билан ифодалаймиз.

Агар маълум бир хил элементлар ҳақида сўз юритилганда уларнинг пастига индекс қўямиз ( $X_i$ ).

Масалан:

$X:$  2    3    4    4    4    5    6    12  
 $X_i$   $X_1$   $X_2$   $X_3$   $X_4$   $X_5$   $X_6$   $X_7$   $X_8$

Йиғиндини ҳисоблаш грекча сигма ( $\Sigma$ ) харфи оркали белгиланади.  $\Sigma X_i$  белгиси барча  $X_i$  кўрсаткичларининг йиғиндисини ифода этади. Агар биз юқорида келтирилган маълумотларнинг йиғиндисини олсак, у ҳолда  $\Sigma X_i=40$  эканлигини аниқлаймиз.

Айтиш жоизки, танлама ҳажми йиғиндидан катта ҳам кичик ҳам бўлиши мумкин. Йиғиндининг катта ёки кичик бўлиши диапазони бир томондан индивидуал қийматларнинг катта-кичиклигига, иккинчи томондан, танлама ҳажмининг катта-кичиклигига боғлиқ бўлади. Масалан агар юқоридаги сонлар қаторидаги элементлардан бирини, яъни охиригисини олиб ташласак ( $n=7$  учун),  $\Sigma X_i=38$  бўлади.

Бу шартли белгининг аҳамиятини янада аниқроқ тушуниш учун қуйидаги амалларни бажариб кўрамиз.

$$\begin{array}{l} \Sigma x = \quad \Sigma y = \quad \Sigma(x-y) = \quad \Sigma x^2 = \quad (\Sigma x)^2 = \\ \Sigma xy = \quad (\Sigma(x-y))^2 = \quad \Sigma(x-y)^2 = \quad \Sigma(x^2-y^2) = \end{array}$$

Талаба	Баҳо №1	Баҳо №2						
	$X$	$Y$	$x-y$	$(x-y)^2$	$x^2$	$xy$	$y^2$	$x^2-y^2$
1	82	84	-2	4	6724	6888	7056	-332
2	66	51	15	225	4356	3366	2601	1755
3	70	72	-2	4	4900	5040	5184	-284
4	81	56	25	625	6561	4536	3136	3425
5	61	73	-12	144	3721	4453	5329	-1608
$\Sigma$	<b>360</b>	<b>336</b>	<b>24</b>	<b>1002</b>	<b>26262</b>	<b>24283</b>	<b>23306</b>	<b>2956</b>

$$\Sigma x = 360$$

$$\Sigma x^2 = 26262$$

$$\Sigma y = 336$$

$$(\Sigma x)^2 = 129600$$

$$\Sigma(x-y) = 24$$

$$\Sigma xy = 24283$$

$$(\sum(x-y))^2=576 \quad \sum(x-)^2=1002 \quad \sum(x^2-y^2)=2956$$

**Мода, медиана ва ўртача қиймат орасидаги ўзаро боғлиқлик**

Ўртача қиймат қуйилаги формула асосида ҳисобланади.

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n}$$

Бизнинг мисолда мода, медиана ва ўртача қийматлар ҳисобланганда ўзаро бир-бирига яқин сонлар чиқди деб ҳисоблаш мумкин.

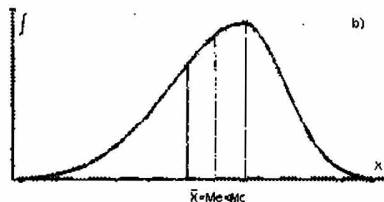
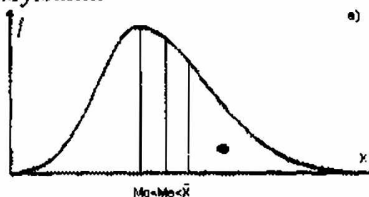
**165,172,17**

**Мода 4**  
**Медиана 168**  
**Ўртача 169**

Эҳтимол буй узунлиги ўзгарувчиси умуман олганда симметрик тарзда тақсимланган кўрсаткич бўлгани боис бундай натижага эга бўлган бўлишимиз мумкин.

Албатта ушбу танламанинг ҳажми жуда кичик бўлгани сабабли аниқ бир хулоса чиқариш қийин. Бирок реал ҳаётда ҳар доим ҳам симметрик тақсимланиш кузатилавермайди, ва шу сабабли, учала марказга интилиш кўрсаткичлари орасида кескинроқ фарқлар юзага келиши ҳам мумкин.

Таъкидланганидек, ҳар учала кўрсаткич марказий тенденция кўрсаткичлари ҳисобланади ва уларнинг ҳар бири ўз ютуқ ва камчиликларига эга. Уларнинг ҳар бири у ёки бу реалликни акс эттиради ва улар вариацион қатордаги муайян ички қонуниятларни акс эттирадilar. Бунда албатта нормал тақсимланишни инобатга олиш керак бўлади, яъни учала марказга интилиш тенденцияси кўрсаткичлари бир-бирига яқин бўлса, тақсимланишнинг нормал тақсимланиш қонунига яқин эканлигини билдиради. Идeсал шарoитда улар тенг бўлади бир модал тақсимланиш кузатилади. Нормал тақсимланиш қонунига нисбатан симметриянинг бузилиши кузатилган тақдирда уларнинг нисбий қийматлари қуйидаги шаклда ўзгариши мумкин.



Ўнг томонлама асимметрияда наст кўрсаткичларнинг чап томонда тўпланиб қолиши натижасида мода медианадан кичик, медиана эса ўртачадан кичик қийматга эга бўладилар.

Чап томонлама асимметрияда эса бунинг аксини кўришимиз мумкин. Катта кўрсаткичларнинг ўнг томонда тўпланиши натижа-сида мода медианадан катта, медиана эса ўртача қийматдан катта бўлишини кўришимиз мумкин.

Лйгиш мумкинки, ушбу ўлчовларнинг ҳар бири ( $M_0$ ,  $M_e$ ,  $\bar{X}$ ) тақсимланишнинг жойлашиш тавсифи сифатида камроқ маълумот берадилар, бироқ уларнинг ўзаро бир-бирига нисбатан қийматлари таққосланса, анча қимматли маълумот беришлари мумкин ва тақсимланиш асимметрияси тавсифи сифатида фойдаланилиши мумкин.

### *Дисперсия ва стандарт оғиш*

Математик статистика мутахассисларининг фикрига кўра ўртача арифметик қиймат аниқ бир сон орқали ифодаланади. Унинг асосида вариацион қатор тўғрисида тўлақонли тасаввурга эга бўлиш қийин. Ўртача қийматдан индивидуал оғиш ҳолатларини ўрганиш ҳам жуда муҳим аҳамиятга эга бўлиб, ўртачадан ўнгга ёки чап томонга оғиш қай даражада намоён бўлаётгани кўшиқнинг асосий кўрсаткичларидан бири бўлиб ҳисобланади.

Шунинг учун ҳам марказга интилиш тенденциясидан ташқари марказдан кочиш тенденцияси ҳам мавжудлигини кўрсатувчи статистик кўрсаткичларин таҳлил қилишга уришиб кўраимиз. Вариацион қатордаги элементларнинг марказ атрофида қай даражада тўплангани ёки тарқалганини акс эттирувчи кўрсаткичлар тарқалиш тавсифи деб аталиб, улар ўртачадан оғиш ёки вариативлик билан белгиланади. Оғиш – индивидуал фарқлар демакдир. Варианслар – индивидуал фарқларнинг рақамлар орқали ифодаланишидир. Оғиш бу воқеаларнинг сифат жиҳатдан тавсифласа, варианслар уларнинг миқдорий ифодасидир.

Тақсимланишдаги ўзгарувчанликни ўлчашнинг бир неча хил усуллари мавжуд бўлиб уларнинг энг соддаси тақсимланиш кўламидир, яъни максимал ва минимал кўрсаткичлар орасидаги фарқлар ҳисобланади.

$$d = x_{\max} - x_{\min}$$

Бирок, чска нуқталарнинг (экстремал, фавкулотда қийматларнинг таъсирига ўга сезгирлиги боис, бу ўлчов тури энг яхши ўлчов бўлиб ҳисобланмайди.

Ўртача оғиш. Бошқа бир ёндошувга биноан ҳар бир индивидуалнинг ўртача қийматдан қай даражада оғиши ҳисобланиб, сўнгра

уларнинг ўртачаси олинади. Буни қуйидаги формула орқали ифодалаш мумкин:

$$\frac{\sum(X_i - \bar{X})}{N}$$

Бироқ реал маълумотларда бу формулани қўллаганимизда ўртача оғишнинг нолга тенглигини кўришимиз мумкин.

Масалан: (2,3,4,4,4,5,6,12)

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{N} = \frac{40}{8} = 5; \quad \frac{\sum(X_i - \bar{X})}{N} = \frac{\sum(-3, -2, -1, -1, -1, 0, 1, 7)}{8} = \frac{0}{8} = 0.$$

Респондентлар	Кўрсаткичлар	$(X_i - \bar{X})$	$ X_i - \bar{X} $	$(X_i - \bar{X})^2$
1	2	-3	3	9
2	3	-2	2	4
3	4	-1	1	1
4	4	-1	1	1
5	4	-1	1	1
6	5	0	0	0
7	6	1	1	1
8	12	7	7	49
<b>Йиғинди</b>	<b>40</b>	<b>0</b>	<b>16</b>	<b>66</b>
<b>Ўртача қиймат</b>	<b>5</b>	<b>0</b>	<b>2</b>	<b>9,43</b>

Шу сабабли ўртача оғиш ўрнига ўртача абсолют оғиш кўрсаткичи қўлланилади. Бунда айирма натижаларидан манфий белгилари тушириб қолдирилади. Шу тарзда кўрсаткичларни қайтадан ҳисобласак:

$$\frac{\sum |X_i - \bar{X}|}{N} = \frac{\sum(3, 2, 1, 1, 1, 0, 1, 7)}{8} = \frac{16}{8} = 2.$$

Яъни таҳлил қилинаётган кўрсаткичнинг ўртачаси 5га, ўртача абсолют оғиш эса 2га тенглигини кўришимиз мумкин.

#### Дисперсия ва стандарт оғиш

Ўртача абсолют оғиш ҳар ҳолда ўзгарувчанликни яхши аниқлаш хусусиятига эга бўлса-да кўпчилик мутахассислар уни реал маълумотларни сунъий равишда ўзгариши боис ноўрин деб топадилар ва шу муносабат билан бошқача ёндашувни тавсия эганлар: Ҳар бир индивидуал оғиш квадратга кўтарилиб, сўнгра уларнинг йиғиндиси олинади.

$$s_x^2 = \frac{\sum(X_i - \bar{X})^2}{N - 1}$$

Бунда  $s^2$  - ажратиб олинган кўплик, яъни танлаш учун,  $\sigma^2$  - бош кўплик учун. Бу кўрсаткич дисперсия деб аталади.

$$\sigma_x^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{N}$$

Шундай қилиб, биз олган кўрсаткич дисперсия деб аталиб, бош кўплик учун  $\sigma^2$  белгиси билан белгиланади, ажратилган кўпликда  $s^2$  тарзида белгиланади. Бироқ бу формула орқали ҳисоблашга шохмай турамыз ва унинг ўртачадан оғишни аниқлашда “нол муаммоси”дан қутулишга қаратилганлигини қайд этамыз. “Нол муаммоси” квадратга кўтариш жараёнида баргараф этилади (**ўртача квадрат оғиш**).

Бироқ ўрганилаётган формула фақатгина тўлиқ ўлчанган ва қамраб олинган кам сонли популяциялар учунгина тўғридир. Болл-кача айтилса,  $\sigma^2$  бу ажратиб олинган кўплик дисперсияси эмас, балки тўлиқ қамраб олинган бош кўплик дисперсияси бўлиб, жуда кам ҳоллардагина ишлатилиши мумкин, деярли ишлатилмайди.

Тадқиқотчилар эса одатда популяциядан ажратиб олинган бир танлама билан ишлайдилар ва бунда дисперсияни ҳисоблаш бир оз фарқ қилади ва  $s^2$  тарзида белгиланади:  $s_x^2 = \frac{\sum X_i - \bar{X}^2}{N-1}$ .

Энди эса нима учун махражда  $N$  эмас, балки  $N-1$  ишлатилганлигини тушунтиришга уриниб кўрамыз. Бу ҳолат статистикада тез-тез ишлатиладиган **эркинлик даражаси** тушунчаси билан боғлиқдир.

#### Эркинлик даражаси тушунчаси

Статистикада эркинлик даражаси тушунчаси кенг қўлланилади ва уни тушунтиришнинг энг содда усули сифатида куйидаги мулоҳазаларни келтириш мумкин 6, 8, 10 сонларининг ўртачаси 8 га тенг.

Агар сизга бу рақамларни истаганча ўзгартиришга рухсат берилса, лекин ўртача қиймат 8 га тенглиги ўзгармай қолиши керак, деган шарт қўйилса, ушбу рақамлардан нечасини ўзгартиришга эркинсиз?

Бу масаланинг моҳияти шундан иборатки, танламада ўртача қийматнинг ўрни ва қиймати аниқ белгиланиб, мустақамланиб қўйилган бўлиб, бу сиз ўзгартиришингиз мумкин бўлган сонларни биттага камайтиради. Шу сабабли эркинлик даражаси:  $df=n-1$ .

Айнан шу сабабли ажратиб олинган кўпликда дисперсияни топиш формуласида  $n-1$  қўлланилади.

Такрорлаб айтилса, агар чекланган микдордаги популяция тўлиқ қамраб олинган ҳолда тадқиқий маълумотлар олинган бўлса, унинг дисперсия кўрсаткичи қуйидагича топилади:

$$\sigma_x^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{N}$$

Бу ҳолат бош кўплик дисперсиясининг камайишига олиб келади. Бу пасайиш танламани тузиш жараёнидаги хатолик туфайли вужудга келади ва уни тузатишнинг энг мақбул йўли,  $N$  кўрсаткичини  $N-1$  кўрсаткичига ўзгартиришдан иборат дёб топилад:

$$s_x^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{N - 1}$$

Демак, ҳар иккала формула ҳам тўғри бўлиб, бош кўплик дисперсияси  $\sigma^2$  формуласи асосида, ажратиб олинган кўплик дисперсияси  $s^2$  формуласи ёрдамида топилади. Юқорида келтирилган сонлар (2,3,4,4,4,5,6,12)

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{N} = \frac{40}{8} = 5; \quad s_x^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{N-1} = \frac{\sum (9,4,1,1,1,0,1,49)}{7} = \frac{66}{7} = 9,43$$

Узоқ йиллар давомида дисперсия асосий марказдан узоқлашиш ўлчови сифатида фойдаланиб келинган. Кейинчалик бошқа фикрлар ҳам пайдо бўлди. Дисперсия кўрсаткичи анча абстракт ва реал сонлар қаторини акс эттирмаётгандек, туюлади. Бунинг асосий сабаби ўртача оғишдаги ноль муаммосидан кочиш учун барча рақамлар квадратга кўтарилган эди. Бу эса реал қийматларнинг жуда катта ўзгаришларига олиб келади. Шу сабабли бу ўзгартиришни тузатиш учун дисперсия кўрсаткичи квадрат илдиздан чиқарилиб, юзага келган ўзгаришни имкон қадар ўз ҳолига қайтарилади ва олинган натижа стандарт оғиш дёб юритилади. Бу эса қуйидаги формулада ифодаланади.

$$s_x = \sqrt{s_x^2} = \sqrt{9,43} = 3,07$$

Демак, юқоридаги тақсимланишнинг стандарт оғиши  $\pm 3,07$  га тенг. Бошқача сўз билан айтганда бу тақсимланишнинг кўпчилик элементлари 1,93 дан 8,07 гача даражада кўринади.



## НОРМАЛ ТАҚСИМЛАНИШ ПАРАМЕТРЛАРИНИ БАҲОЛАШНИНГ СТАТИСТИК УСУЛЛАРИ

### *Вариативлик коэффиценти ва стандарт хатоли ҳисоблаш*

**Вариативлик коэффиценти.** Стандарт оғиш тақсимланишнинг қай даражада ёйилганлигини, тарқалганлигини ифода этувчи кўрсаткичдир.

Конкрет бир тақсимланишдаги стандарт оғиш латинча “S” ҳарфи билан белгиланади. Бош кўплик учун – юнонча “ $\sigma$ ” (сигма) ҳарфи билан номланади.  $x \pm \sigma$  оралиғидаги маълумотлар одатда тақсимлашдаги барча элементларнинг тахминан 70%ини ташкил этади.  $x \pm 2\sigma$  оралиғида эса 95% маълумотлар камраб олинади ва х.

Бироқ бу кўрсаткич ҳар хил ўлчов шкаллари, ҳар хил ўзгарувчи учун ўзига хос мазмунга ва ўзига хос қийматга эга бўлганлиги учун унга асосланиб, муҳим хулосаларга келиш қийин. Масалан, олдинги мисолда стандарт оғиш 3.07 га тенг деб топилган эди. Ўнг қўл реакция тезлиги бўйича олинган маълумотлар учун бу кўрсаткич кимдадир 30, кимдадир 26, яна кимдадир 44 га тенг эканлиги аниқланди. Бу сонлар камми, кўпми, яхшими ёмонми аниқ бир фикр айтиш қийин.

Стандарт оғиш ҳақида аниқроқ фикр юритиш учун вариативлик коэффицентини ҳисоблаш мақсадга мувофиқдир. Вариативлик коэффиценти стандарт оғишнинг ўртача қийматга нисбаган фоизлардаги қийматини ифода этади.

$$V = \frac{S}{\bar{x}} \cdot 100\% = \frac{3,07}{5} \cdot 100\% = 61,4\%$$

Бу кўрсаткичнинг энг муҳим томони шундан иборатки, уни фақат нисбий шкалалар учун қўллаш мумкин. Интервалли шкалаларда манфий сонлар ҳам мавжуд бўлгани боис, уларда фоизларни ҳисоблаш ўз мазмунини йўқотади.

**Стандарт хато.** Одатда ўртача арифметик қиймат, стандарт хато билан биргаликда кўрсатилади. У қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$SE_x = \frac{S}{\sqrt{n}} \quad S=3.07 \text{ га, } n=8 \text{ тенглигини ҳисобга олсак, стандарт}$$

хато қуйидагича ҳисобланади:  $SE_x = \frac{3.07}{\sqrt{8}} = 1,09$

Энди ўртача арифметик қиймат ва стандарт хатони биргаликда кўрсатиш мумкин:  $X = 5 \pm 1,09$

Кўриниб турганидек, стандарт хато стандарт оғишга тўғри пропорционал, танлама ҳажмига тесқари пропорционал боғлиқ. Бирок тақсимланиш одатда бир оз асимметрик кўринишга эга бўлади.

### **Боксплот тузиш**

Танламадаги маълумотларнинг нормал тақсимланганлигидан гувоҳлик берувчи кўрсаткичлар қуйидагилардир:

- **Мода, медиана ва ўртача қийматлари бир-бирига тенг ёки жуда яқин бўлиши.**

- **Тақсимланишнинг симметрик кўриниши (гистограмма ёки чизиқли график усулида кўргазмали тарзда ифодалаш мумкин).**

Боксплот усулида маълумотларни тақдим этишда медиана, кватриллар орасидаги масофа ҳамда тақсимланиш лимити кўргазмали тарзда акс эттирилади.

Боксплотларни тузишда қуйидагиларга эътиборни қаратиш лозим:

1. **Қуйи ва юқори кватрилларни қийматларини аниқлаш.**  $Q_1; Q_3$

2. **Кватриллар орасидаги масофани аниқлаш**  $\Delta Q = Q_3 - Q_1$

3. **Юқорига ва пастга узоклашган қийматларни топиш.**

**Юқорига узоклашувчилар** – булар  $Q_3 + 1,5\Delta Q$  дан то  $Q_3 + 3\Delta Q$  диапазонда ётувчи танламалардир.

**Пастга узоклашувчилар** – булар  $Q_1 - 3\Delta Q$  дан то  $Q_1 - 1,5\Delta Q$  гача диапазонда ётувчи танламалар ҳисобланади.

2. **Экстремал қийматларни аниқлаш.**

**Юқори экстремал қийматлар** булар  $Q_3 + 3\Delta Q$  дан катта бўлган кўрсаткичлар ҳисобланади.

**Қуйи экстремал қийматлар** булар  $Q_1 - 3\Delta Q$  дан паст бўлган кўрсаткичлар олинди.

3. **Тартибга солинган максимал ва минимал қийматларни аниқлаш.**

**Тартибга солинган максимал қиймат** бу юқорига узоклашувчи ва юқори экстремал қийматлар сафига кирмаган энг катта сондир.

**Тартибга солинган минимал қиймат** бу пастга узоклашувчи ва қуйи экстремал қийматлар сафига олинмаган энг кичик сондир.

6. **Ордината ўқи бўйича медиана кўрсаткичипи, юқори ва қуйи кватрилларни, тартибга солинган максимал ва минимал қиймат-**

ларни, шунингдек, узоқлашувчи ва экстремал қийматлар (агар бундай кўрсаткичлар танламада мавжуд бўлса) жойлаштирамиз.

Мазкур қийматларга мос келувчи нуқталарда бир хил узунликдаги горизонтал кесмаларни бирин-кетин жойлаштирамиз.

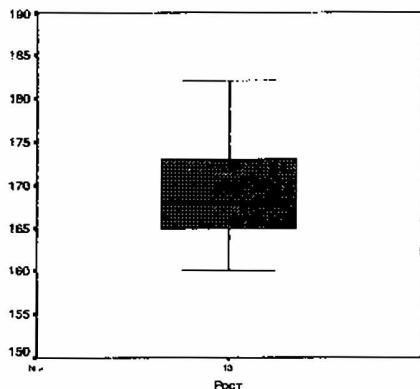
Юқори ва қуйи кваттиллارга мос келувчи кесмалар тўғри-тўртбурчакнинг юқориги ва пастки томонларини ҳосил қиладилар. Бу тўғри-тўртбурчак ичида медианани ифода этувчи кесма ҳам мавжуд.

**Тартибга солинган максимал ва минимал қийматларни** ифода этувчи кесмалар мос равишда юқори ва қуйи кваттиллари билан ўртадан ўтувчи бир перпендикуляр чизик ёрдамида туташтирилади.

Узоқлашувчилар (O) ва экстремал кўрсаткичлар эса (E) билан белгиланади.

Бу қуйидагилардир:

Статистик кўрсаткичлар	Қийматлар
Min	160
$Q_1$	164
$Q_2$	168
$Q_3$	172,5
Max	182
$\Delta Q = Q_3 - Q_1$	8,5
$Q_3 + 1,5\Delta Q$	185,25
$Q_3 + 3\Delta Q$	198
$Q_1 - 3\Delta Q$	147
$Q_1 - 1,5\Delta Q$	159,75



Юқоридида келтирилган ҳолатлардан қуйидаги хулосаларга келиш мумкин:

1. Кўпгина психологик тадқиқотларда нормал тақсимланишга яқин эмпирик маълумотлар эга бўлиш эҳтимоли мавжуд.
2. Нормал тақсимланиш одатда тўлиқ симметрик бўлмайди (ўнг томонлама ёки чап томонлама асимметрия бўлиши мумкин).

**Тақсимланиш асимметрияси ва эксцесс статистик  
кўрсаткичларини ҳисоблаш**

Одатда илмий тадқиқотларни амалга ошириш даставвал сонлар қаторининг нормал тақсимланиш қонунига мос келиши текширилади. Чунки аксарият ўзгарувчилар нормал тақсимланишга ўхшаш тақсимланишга эга бўлсаларда, барча ўзгарувчилар нормал тақсимланишга эга дея олмаймиз. (масалан, Мўжизалар майдонидаги сонлар қатори, танга тақлаш ва ҳ)

Мутлақо симметрик нормал тақсимланиш ҳаётда жуда кам учрашини инobatга олиб мутахассислар статистик таққослашларни корреляцион муносабатларни ўлчаш учун параметрик ва параметрик бўлмаган мезонларни ишлаб чиққанлар ўлчов орқали олинган ва нормал тақсимланишга бўйсунадиган сонлар қаторлари орасидаги фарқлар ёки улар орасидаги боғлиқликларни аниқлаш учун параметрик мезонлардан фойдаланилади. Агар ўлчов билан олинган сонлар қатори нормал тақсимланишга эга бўлмаса (асимметрик, ўткир учли ёки япалоқ тақсимланишга эга бўлса), нопараметрик ўлчовлардан бири ишлатилади.

Шу сабабли тақсимланишнинг нормаллиги ёки нормадан қай даражада огипни намoён қилишини аниқлаш зарурати мавжуддир.

Тақсимланишни нормаллик даражасини аниқ ифода этувчи статистик кўрсаткичлардан бири асимметриядир.

Турли манбаларда асимметрия кўрсаткичининг ҳар хил формулаларини учратиш мумкин. Бу формулалардан бири қуйидагича ифодаланади:

$$A = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (x_i - X)^3 / s^3$$

Асимметрия ўнг томонлама ёки чап томонлама бўлади. Симметрик кўринишдаги тақсимланишга эга бўлган сонлар қатори нормал тақсимланган деб ҳисобланиши мумкин.

№	Талабаларнинг		$x_i - X$	$(x_i - X)^3$
	бўйи			
1	168		-1	-1
2	160		-9	-729
3	172		3	27
4	174		5	125
5	163		-6	-216

6	165	-4	-64
7	167	-2	-8
8	172	3	27
9	173	4	64
10	174	5	125
11	182	13	2197
12	162	-7	-343
13	165	-4	-64
Йиғинди	2197		1140
Ўртача	169,00		
Ст.оғиш	6,16		

$$N=13 \quad \sum(x_i - X)^2 = 1140 \quad s=6,16$$

$$A = \frac{1}{N} \sum \frac{(x_i - X)^3}{s^3} = \frac{1}{13} \frac{1140}{6,16^3} = \frac{1}{13} \frac{1140}{234,25} = \frac{1140}{3045,22} = 0,374$$

Ҳисоблаб чиқилган асимметрия кўрсаткичини баҳолашда қуйидаги жадвалдаги маълумотлардан фойдаланиш мумкин.

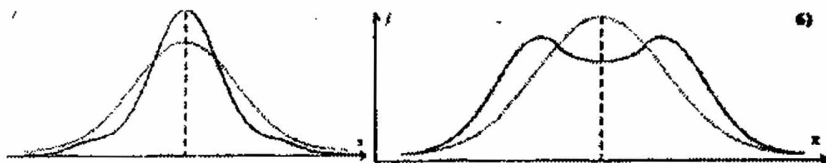
**Асимметрия қиймати (A)**

**Асимметрияни баҳолаш**

- |               |                            |
|---------------|----------------------------|
| -1 дан кичик  | - чап томонлама асимметрия |
| -1 дан 1 гача | - симметрик тақсимланиш    |
| 1 дан катта   | - ўнг томонлама асимметрия |

Хуллас, ҳисоб-китобларнинг кўрсатишича талабалар бўй узунлиги кўрсаткичи кучсизроқ ифодаланган ўнг томонлама асимметрияни намоён қилган бўлса-да ( $A=0,374$ ) уни нормал тақсимланишга яқин деб баҳолаш мумкин.

**Эксцесс кўрсаткичини ҳисоблаш.** Эксцесс – тақсимланиш нормаллигининг бузилиши, патологияси, яъни бўртиб чиққанлик даражаси бўлиб унинг икки тури тафовут қилинади: 1) мусбат эксцесс- ўткир учли тақсимланиш; 2) манфий эксцесс – ясси (япа-лок учли) тақсимланиш.



Эксцесс кўрсаткичини аниқлаш формуласи қуйидагичадир:

$$E = \frac{1}{N} \sum (x_i - X)^2 - 3 = \sigma^2 - 3$$

Талабаларнинг буй кўрсаткичи бўйича эксцессни аниқлашга ҳаракат қиламиз

		$x_i - X$	$(x_i - X)^2$
1	168	-1	1
2	160	-9	6561
3	172	3	81
4	174	5	625
5	163	-6	1296
6	165	-4	256
7	167	-2	16
8	172	3	81
9	173	4	256
10	174	5	625
11	182	13	28561
12	162	-7	2401
13	165	-4	256
Жами	2197		41016
Ўртача	169,00		
Ст.оғи	6,16		
ш			

$$N=13 \quad \sum (x_i - X)^2 = 41016 \quad \sigma^2 = 1444$$

Олинган нагизжаларни эксцесснинг формуласига қўямиз:

$$E = \frac{1}{N} \sum (x_i - X)^3 - 3 = \frac{1}{13} \cdot \frac{41016}{1444} - 3 = \frac{41016}{18772} - 3 = 2,185 - 3 = -0,815$$

Ҳисоблаб топилган эксцесс киймати қуйидаги тарзда баҳола-  
ниди:

Эксцесс қиймати (А)

-1 дан кичик

-1 дан 1 гача

1 дан катта

Эксцессни баҳолаш

- манфий эксцесс (ясси тақсимланиш)

- нормал тақсимланиш

- мусбат эксцесс (ўткир учли тақсимланиш)

Шундай қилиб, талабалар буй узунлиги вариацион қатори кучсизроқ ифодаланган манфий эксцессни намоён қилган ( $E = -0,815$ ) бўлиб, бу нисбатан япалоқ учли тақсимланиш бўлса-да, нор-  
мал тақсимланишга мослигидан далолат беради деб айтиш мумкин.

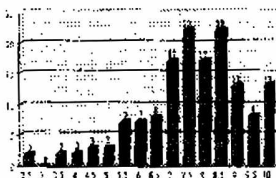


## НОРМАЛ ТАҚСИМЛАНИШ НАЗАРИЯСINI АМАЛИЁТГА ТАДБИҚ ЭТИШ

### *Эмпирик тақсимланишнинг эҳтимоллар назарияси билан боғлиқлиги*

Хар қандай гистограммани чизикли график кўринишида тасвирлаш мумкин. Мисол тариқасида машхурликни аниқлаш саволномаси бўйича олинган маълумотларнинг частотали таҳлилини келтириш мумкин ( $n=146$ ).

№	Синфлар орасидаги интерваллар	Текширилувчилар сони
1	2,5 - 2,9	2
2	3 - 3,4	0
3	3,5 - 3,9	2
4	4 - 4,4	2
5	4,5 - 4,9	3
6	5 - 5,4	3
7	5,5 - 5,9	7
8	6 - 6,4	7
9	6,5 - 6,9	8
10	7 - 7,4	17
11	7,5 - 7,9	22
12	8 - 8,4	17
13	8,5 - 8,9	22
14	9 - 9,4	13
15	9,5 - 9,9	8
16	10 - 10,4	13
	<b>ЖАМИ</b>	<b>146</b>



Чизикли графикнинг афзал томони шундаки, у исталган иккита нукта орасидаги «эгри чизик остидаги майдон» тўғрисида фикр юритишга имкон беради. Бунда:

майдон = маълумотлар сони (улуши) = эҳтимол.

Ушбу мулоҳазалардан куйидаги хулосаларга келиш мумкин:

Бошқача айтилса, ҳар қандай майдон юзасини ўлчаш мумкин бўлгани учун амалда ҳар қандай тақсимланишдан танлаб олинган икки нуқта орасида жойлашган эгри чизик остидаги майдон юзасини ҳисоблаш мумкин.

Масалан, ўрганилаётган танламанинг нормал тақсимланишга мос келиши қабул қилинса, талабаларнинг қандай улуши 7 баллдан 9 баллгача оралиқдаги тест нагижаларига эга бўлиши мумкинлигини ҳисоблашимиз мумкин.

Агар биз эгри чизик остидаги бутун майдон 1 га тенг деб қабул қилсак, у ҳолда 7 баллдан 9 баллгача оралиқдаги майдон 7 баллдан 9 баллгача оралиқдаги тест натижаларига эга бўлган талабаларнинг улушига тенг деб олишимиз мумкин. Бундай талабалар миқдорини фоиз кўринишида ифодаласак, шу популяцияга оид янги бир талабанинг 7-9 балл олиш эҳтимолини тахмин қилишимиз мумкин.

Албатта биз танламадаги талабалар орасида 7-9 баллга эга бўлганлари сонини аниқлаб, шунчаки уларнинг фоизини, яъни 146 та талабанинг қандай улушини ташкил қилишини осонгина ҳисоблаб топишимиз мумкин. Бироқ агар тақсимланишнинг нормал тақсимланишга мослиги инobatта олинса, талабалар популяциясида 7-9 балл олувчиларнинг умумий улушини (яъни эҳтимолини) ҳисоблаш учун танламадаги шундай талабаларнинг сонини санап мақсадга мувофиқ эмас.

Агар ўрганилаётган тақсимланиш нормал тақсимланиш қонунига мос бўлса, икки нуқта орасида жойлашган эгри чизик остидаги майдон юзасини (яъни талабалар популяциясида 7-9 балл олувчиларнинг умумий улушини) нормал тақсимланиш қонунидан, ундиги қонуниятлардан келиб чиққан ҳолда ҳисоблаш зарур бўлади. Яъни математиканинг нормал тақсимланиш ва эҳтимоллар назариясига асосланган ҳолда тегишли майдон юзасини ҳисоблаб топиш мақсадга мувофиқ.

### *Стандарт нормал тақсимланиш тушунчаси*

Хуллас, олдимизда турган асосий масала нормал тақсимланиш қонунидан келиб чиқиб, 7-9 баллар орасидаги эгри чизик остидаги майдонни ҳисоблашдан иборат. Бунинг иккита йўли мавжуд:

1. Жуда мураккаб ҳисоблашларни амалга оширил (яъни интегрални ҳисоблаш) лозим. Бу психолог мутахассислари учун жуда

онир ва самарасиз иш бўлиб, фақатгина математика соҳаси вакиллари учун муайян аҳамиятга эга бўлиши мумкин.

2. Ҳар қандай реал ўзгарувчига тааллуқли бўлган икки нукта орасидаги эгри чизик остидаги майдоннинг юзасини ҳисоблашга ёрдам берадиган махсус жадвалдан фойдаланиш. Мазкур  $z$  қийматлари эҳтимолларининг тақсимланиш жадвали математика соҳаси мутахассислари томонидан ишлаб чиқилган бўлиб, у мураккаб ва кераксиз математик ҳисоб-китобларни амалга оширишдан қутулишга ёрдам беради.

Мазкур  $z$  қийматлари эҳтимолларининг тақсимланиш жадвали қуйидаги муҳим қондаларга асосланган ҳолда ишлаб чиқилган:

1) стандарт нормал тақсимланиш (ёки  $z$ -тақсимланиш) деб атаувчи мавҳум тарзда фараз қилинган (хаёлий, идеал) бир тақсимланишнинг ўртача қиймати 0 га ва стандарт оғиши 1га тенг деб қабул қилинади, яъни  $N(0,1)$ ;

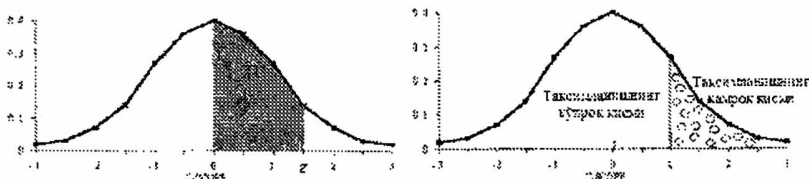
2) стандарт нормал тақсимланиш ( $z$ -тақсимланиш) эгриси остидаги бугун майдон юзаси 1 га тенг деб қабул қилинади;

3)  $z$  қийматлари деб аталмиш қийматлар стандарт оғиш бирлигида ўлчанган шкалани англатади (стандарт нормал тақсимланишда  $z=2$  бўлса, бу эмпирик тақсимланишда ўртача қийматдан  $2\sigma$  узоклашганликдан далолат беради);

4)  $z$  қийматлари эҳтимолларининг тақсимланиш жадвали ёрдамида ўртача қиймат ( $z=0.000$ )дан 4-сигмагача ( $z=4.000$ ) бўлган ораликдаги ҳар қандай  $z$  қиймати учун эҳтимолларни (яъни эгри чизик остидаги майдон юзасини) топиш мумкин. Масалан, ўртача (нол)дан то 4-сигмагача ораликдаги эгри чизик остидаги майдон 0,49997 га тенг, яъни 49,997%.

5) стандарт нормал тақсимланиш мутлақо симметрик кўринишга эга бўлгани боис, мазкур тақсимланишнинг ўнг ва чап томонларининг юзаси бир хил ва жами бўлиб  $0,49997 \times 2 = 0,99994$  ни ташкил этади;

6) мазкур жадвалга асосланган ҳолда стандарт нормал тақсимланиш эгриси остидаги ҳар қандай икки нукта орасидаги майдонни ҳисоблаб топиш мумкин ( $-\sigma$  дан  $+\sigma$  гача,  $-2\sigma$  дан  $+2\sigma$  гача,  $-\infty$  дан  $\sigma$  гача,  $\sigma$  дан  $+\infty$  гача ва Ҳ.).



Ўртачадан (0 дан) $z$ кийматигача бўлган оралиқ	«Эгри чизик остидаги майдон юзаси»	Таксимланишнинг камроқ қисми	Таксимланишнинг кўпроқ қисми
0,98	0,3365	0,1635	0,8365
0,99	0,3389	0,1611	0,8389
1,00	0,3413	0,1587	0,8413
1,01	0,3438	0,1562	0,8438

Юқорида айtilган фикрларни умумлаштириб айtilса,  $z$ -таксимланишга тегишли бўлган ҳар қандай қиймат сигмада ифодаланган (стандарт оғиш бирлигига асосланган) сонни англатади. Бунда эгри чизик остидаги бутун майдон юзаси 1га тенг бўлиб, марказий 0 нуқтасининг чап томонида 0дан кичик ва ўнг томонида 0дан юқори қийматлар ўрин олган.

Стандарт нормал таксимланишнинг характерли хусусиятларидан бири шундаки, барча қийматларнинг тахминан 68 %и ўртачадан  $\pm 1$  стандарт оғиш оралиғида ётади.  $\pm 2$  стандарт оғишлик ораликда эса қийматларнинг тахминан 95%и мавжуд. Бошқача айtilса  $-2$  стандарт оғишдан кичик ва  $+2$  стандарт оғишдан юқори қийматлар 5%ни ташкил этади.

Энди эса эмпирик маълумотларни стандарт нормал таксимланиш қийматларига (яъни  $z$ -қийматларига) айлантириш усулини ўрганамиз.

### ***Таъламага оид маълумотларни стандарт нормал таксимланиш қийматларига айлантириш***

$Z$  қийматлари эҳтимолларининг таксимланиш жадвалининг афзаллик томони шундаки, у бизни оғир, машаққатли ҳисоб-китоб ишларидан озод қилади. Бироқ бу жадвалдан фойдаланишда қуйидагиларга алоҳида эътибор берилиши шарт:

1. Таҳлил этилаётган ўзгарувчининг нормал таксимланишга мослигини фараз қилишга (ёки текшириб, шундай ҳулосага келишга) мажбурмиз.

2. Эмпирик тақсимланишнинг ўртача арифметик қиймати ва стандарт оғишдан фойдаланиб, танламага тегишли бўлган рақамларни  $z$  қийматларига айлантиришимиз лозим. Бу ерда гап юқорида айтилганидек  $z$  ҳарфи билан номланувчи, ўртача қиймати 0 га, стандарт оғиши эса 1 тенг бўлган стандарт нормал тақсимланиш ҳақида бораяпти.

Эмпирик танламага тегишли бўлган исталган  $X_i$  қийматни  $z$  қийматига айлантириш формуласи қуйидагичадир:

$$Z = \frac{X_i - \bar{X}}{S}$$

Бу ерда  $Z$  -  $X_i$  қиймати учун  $z$  кўрсаткичидир.

Ҳар қандай  $z$  қийматининг эҳтимоллар майдонини топиш учун  $z$  қийматлари эҳтимоллар жадвалига қараш лозим.

Стандарт нормал тақсимланиш ҳамда  $z$  қийматлари эҳтимолларининг тақсимланиш жадвали тўғрисида старлича тасаввурга эга бўлгач, энди  $z$  қийматлар жадвалларидан фойдаланган ҳолда қуйидаги масалаларни ечишимиз мумкин.

1-масала. Агар ўртача қиймат 7,6га, стандарт оғиш 1,6га тенг бўлса, тасодифан учраган бир талабанинг тест бали 9,2 дан юқори бўлиш эҳтимоли нечага тенг?

9,2 дан юқори баллга эга бўлиш эҳтимолини ҳисоблаш учун ушбу қийматга стандарт нормал тақсимланиш қонуни бўйича мос келадиган  $z$  қийматини топамиз:

$$Z = \frac{X_i - \bar{X}}{S} = \frac{9,2 - 7,6}{1,6} = 1$$

Демак бизни 1 сигмадан юқори бўлган  $z$  қийматлари майдони қизиқтиргани сабабли тақсимланишнинг камроқ қисмини топамиз. Яъни  $0,5 - 0,3413 = 0,1587$ . Бошқача қилиб айтилса, тасодифан учраган бир талабанинг тест бали 9,2 дан юқори бўлиш эҳтимоли 15,87% га тенг экан.

2-масала. Тасодифан учраган бир талабанинг тест натижаси 7-9 балга тенг бўлиш эҳтимоли нечага тенг ( $\bar{x}=7,6$   $\sigma=1,6$ )?

Берилган	$Z$ кўрсаткичга айлантириш	«Эгри чизик остидаги майдон»
Ораликнинг ластки чегараси	7	-0,38
Ораликнинг юқори чегараси	9	0,88
ЖАМИ		0,4586

$$Z_7 = (7 - 7.6) / 1.6 = -0.38 \quad Z_9 = (9 - 7.6) / 1.6 = 0.88$$

$$0.1480 + 0.3106 = 0.4586$$

Демак, тасодифан учраган бир талабанинг тест натижаси 7-9 балла тенг бўлиш эҳтимоли 45,86%га тенг экан.

### ***Бош кўплик ўртачаси учун ишончлилиқ чегаралари***

Ажратилган кўплик (ёки танлама)нинг ўртача арифметик қиймати ( $\bar{X}$ ) ва стандарт оғиши  $s$  тадқиқотчилар томонидан жуда кенг қўлланиладиган кўрсаткичлардир.

Шу билан бирга стандарт хато деб номланувчи муҳим бир статистик кўрсаткич ҳам мавжуд бўлиб, бу кўрсаткич одатда ўртача қиймат билан биргаликда ёзилади:  $\bar{X} \pm SE$ . Стандарт хатонинг энг муҳим томони шундан иборатки, у мазкур популяциядан олинган ва ўрганилаётган танлама ҳажмига тенг бўлган бошқа бир тасодифий танламада ўртача қийматнинг қай даражада ўзгариши мумкинлиги ҳақида муайян тасаввур беради.

Бироқ танламага тегишли бўлган  $\bar{X}$  ва  $s$  кўрсаткичларнинг афзаллик томони шундаки, бу кўрсаткичлар нафақат танламанинг, балки бош кўшликнинг ҳам ўртача қиймати  $\mu$  ва стандарт оғишига “ $\sigma$ ”га таалуқли бўлган хусусиятларни ўзларида акс эттирадилар.

Равшанки, аксарият ҳолларда бош кўшликни бутунлай қамраб олиш имкони йўқлиги туфайли бош кўшлик ўртачасини ҳисоблаш имконсиздир. Шунга қарамай ҳозирги замон математик статистика фани муайян **ишонч эҳтимоли** билан бош кўшлик ўртачаси **ишонч оралиғининг чегараларини** аниқлаш имконини беради.

Табиийки, ҳеч қандай статистик амал ишончлилиқ чегаралари у ёки бу қийматларга эга бўлиши ҳақида 100% лик кафолат бера олмайди. 100% ишончлилиқ эҳтимолини ўрнатиш учун бутун популяция тўғрисида тўлиқ маълумотга эга бўлиш талаб қилинади. Шунда ҳеч қандай тахминга ўрин қолмайди. Модомики, гап тахмин, гипотеза ҳақида борар экан, ҳар доим жузвий бўлса-да хато қилиш, янглишиш эҳтимоли мавжуд бўлади.

Равшанки, ишончлилиқ эҳтимоли қанчалик юқори бўлса (99%; 99,9%) хато қилиш эҳтимоли (ушбу фаразни нотўғри чиқиш эҳтимоли) шунчалик кичик бўлади (1%, 0,1% ва ҳ.). Ва аксинча, ишончлилиқ эҳтимоли қанчалик паст бўлса (93%, 90%) хато қилиш эҳтимоли ҳам юқори бўлади (5%, 10%).

Ушбу ҳаётий мулоҳазалар математик статистика тилига ўтирилса, улар куйидаги шаклда ифодаланади:

1. Статистикада ишонч эҳтимоли билан хато эҳтимоли орасидаги муносабатлар 1 дан кичик рақамлар орқали ифодаланади (масалан 95% ўрнига 0,95; 1% ўрнига 0,01 ва х.).

2. Асосий кўрсаткич сифатида асосан бирор бир тахминнинг хатолик эҳтимоли олинади ва грск ҳарфи ( $\alpha$ ) билан белгиланади.

3. Энг қизиғи шундаки, ( $\alpha$ ) билан белгиланган рақам энди хатолик эҳтимоли деб эмас, балки аксинча **ишонччилик даражаси** номи билан юритилади. Бошқача айтилса, у ёки бу тахминни текширишда қанчалик юқори ишонч даражаси танлаб олинса, ( $\alpha$ ) қиймати шунчалик кичик бўлади, яъни:

Ишонччилик даражаси ( $\alpha$ )	Ишонччилик эҳтимоли ( $1 - \alpha$ )
0,10	0,90
0,05	0,95
0,01	0,99
0,001	0,999

Аксарият психологик тадқиқотларда ишонччилик даражаси камида  $\alpha=0.05$  га тенг деб олинади. Бироқ  $\alpha=0.01$ ;  $\alpha=0.001$  каби янада юқори ишонч даражасида бўлиши мумкин.

Шу сабабли биз ҳам ушбу ишонч даражасини қабул қилган ҳолда бош кўпликнинг ўртача қиймати ишонч чегараларини аниқлашга ҳаракат қиламиз. Бу куйидаги формула ёрдамида амалга оширилади:

$$\mu = X \pm \delta_{1-\alpha} \text{ ёки } X - \delta_{1-\alpha} < \mu < X + \delta_{1-\alpha}$$

$$(\bar{X} - \delta_{1-\alpha}) \quad - \text{ куйи чегара}$$

$$(\bar{X} + \delta_{1-\alpha}) \quad - \text{ юқори чегара}$$

$$\delta_{1-\alpha} = SE \cdot z_{1-\alpha} \quad - \text{ оралик радиуси}$$

$$SE \quad - \text{ стандарт хато}$$

$$z_{1-\alpha} \quad - \text{ қабул қилинган } \alpha \text{ ишонччилик даражасига мос}$$

келувчи  $z$  қиймати (жадвалдап топилади).

$$\frac{1-\alpha}{2} = 0.475$$

қийматига мос келувчи  $z$  қийматини жадвалдан излаймиз ва аниқлаймиз.

$$z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1.96$$

$$SE_x = \frac{S}{\sqrt{n}} = \frac{1.6}{\sqrt{146}} = 0.13$$

Демак оралиқ радиуси қуйидагига тенгдир.

$$\delta_{1-\alpha} = z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot SE = 1.96 \times 0.13 = 0.26$$

$$\text{қуйи чегара} \quad 7.6 - 0.26 = 7.34$$

$$\text{юқори чегара} \quad 7.6 + 0.26 = 7.86$$

$$\text{Яъни:} \quad 7.34 < \mu < 7.86$$

Бошқача айтганда, бош кўплик ўртачаси 95% ишонч эҳтимоли билан 7.34 дан 7.86 гача ораликдаги бирор бир қийматга тенг бўлиши мумкин.



## МАЪЛУМОТЛАРНИ СТАТИСТИК ТАҚҚОСЛАШ УСУЛИНИ ТАНЛАШНИНГ АСОСИЙ МЕЪЗОНЛАРИ

### *Параметрик ва нопараметрик усуллар тўғрисида умумий тушунча*

Икки ва ундан ортиқ танламадаги сонлар қаторини қиёсий ўрнинишга қаратилган тадқиқотларда статистик таҳлил усулини тўғри танлаш уни онгли равишда қўллаш ва натижаларни тўғри талқин этиш муаммоси муҳим аҳамиятга эга бўлиб ҳисобланади.

Статистик таҳлил усулини тўғри танлашнинг асосий меъзонларидан бири ўлчов (шкала) туридир. Шкала турига кўра маълумотлар асосан икки турга бўлинади: параметрик ва нопараметрик маълумотлар.

Параметрик маълумотлар миқдорий ўлчовлар бўлиб, узлуксиз тақсимланишни намоён этадилар ҳамда одатда нормал тақсимланиш қонунига мос келади. Масалан: бўй, вазн, кўпгина шахс хусусиятлари ва интеллект ўлчаш тестлари параметрик маълумотлар бўлиб, интервалли ҳамда нисбий шкалаларни ўз ичига олади.

Нопараметрик маълумотлар ўлчов орқали эмас, балки воқеликни таснифлаш, гуруҳларга ажратиш орқали олинган сонлар қатори бўлиб, муайян объектнинг у ёки бу сифатга эга эканлигини ифода этади. Масалан: кўз ранги, соч ранги, жинс, миллат, оилавий аҳвол, маълумот қабилиар нопараметрик маълумотлар бўлиб, номинал ва тартибловчи шкалаларни ўз ичига олади.

Параметрик (ўлчовли) маълумотлар учун математик статистикада параметрик усуллар, нопараметрик (сифатий) маълумотлар учун эса нопараметрик усуллар қўлланилади. Бундан ташқари, агар маълумотлар ўлчов орқали олинган ҳолда, параметрик усулларнинг муайян талабларига мос келмаган тақдирда (танлама ҳажми 30 дан кам бўлганда, нормал тақсимланиш қонунига мос келмаган тақдирда) нопараметрик усуллардан бири қўлланилади.

Параметрик қийматлар ўртача арифметик қиймат, дисперсия каби ҳисоблашларни тақозо этади. Нопараметрик усуллар эса ранжировка, оддий санаш, ишораларни қўйиш каби амаллар асосида бажарилади.

У ёки бу параметрик усулни танлашда қуйидаги меъзонларга асосланиш зарурдир.

1. Тестишли бош кўпликнинг хусусиятлари а) Нормал тақсимланишга мослиги; б) Дисперсияларнинг гомогенлиги.

2. Ажратиб олинган кўпликнинг хусусиятлари: а) Танламадаги алоҳида элементларни танлашнинг тасодифийлиги; б) Танламадаги алоҳида элементларни танлашнинг эркинлиги (бир элементнинг танланиши бошқа элементларнинг танланишига таъсир этмаслиги).

Ажратиб олинган кўплikka қўйилган талабларни амалга ошириш тўла-тўқис тадқиқотчининг қўлидадир.

Бироқ кўп ҳолларда тадқиқотчи бош кўplik хусусиятларга таъсир эта олмайди. Сабаби, ҳар қандай бош кўplik хусусиятлари тадқиқотчининг таъсир кўрсатишидан қатъий назар мавжуд бўлади.

Нопараметрик усуллар учун бош кўplik хусусиятлари муҳим аҳамиятга эга эмас, шу сабабли нопараметрик методларни қўллашда бош кўplik хусусиятлари ҳисобга олинмайди.

Бироқ ажратиб олинган кўplik хусусиятлари нопараметрик усулларни қўллашда ҳам, параметрик усулларни қўллашда ҳам муҳим аҳамиятга эгадир. Яъни танламадаги индивидларни танлашда тасодифийлик ва эркинлик тамойиллари ҳар иккала ҳолат учун ҳам муҳимдир.

Ҳар бир параметрик усулга бир қатор нопараметрик методлар мос келади. Математик статистикада кенг тарқалган параметрик ва нопараметрик методлар қуйидагилардир.

Параметрик усуллар	Нопараметрик усуллар
Ўзаро боғлиқ танламалар учун Студент t-мезони	Вилкоксон мезони
Ўзаро боғлиқ бўлмаган танламалар учун Стьюдент t-мезони	Манн-Уитни мезони
Пирсон корреляцион таҳлил усули	Спирман корреляцион таҳлил усули
Бир омилли дисперсион таҳлил	Крускал-Уоллис мезони

Равнанди, бу қисқа рўйхат психологик тадқиқотларда ишлатиладиган барча статистик усулларни қамраб олмайди.

Юқорида таъкидланганидек турли маълумотлар орасидаги фарқларни ва ўзаро муносабатларни ўрганишда статистик усулларни тўғри танлай олиш энг муҳим аҳамиятга эгадир. Кўп ҳолларда у ёки бу усулларни тўғри танлаш учун даставвал сонлар қаторининг нормал тақсимланиш қонунига мослиги ҳамда дисперсияларнинг гомогенлигини текшириш мақсадга мувофиқ бўлади. Ушбу хусусиятларни текшириш натижаларига асосланиб тадқиқотчи у ёки бу статистик усулни танлаш имкониятига эга бўлади. Шу сабабли, биз бугун тақсимланишнинг нормаллигини текшириш ҳамда дисперсияларнинг гомогенлик даражасини баҳолаш устида тўхталиб ўтамыз.

**Вариацион қаторнинг нормал тақсимланишга мослигини текшириш методикаси**

Том маънода нормал тақсимланишга мосликни аниқлашда  $\chi^2$  статистик усулидан фойдаланиш мақсадга мувофиқдир. Ушбу усул ампирик сонлар қаторидаги (реал) тақсимланишни назарий жиҳатдан кутилган тақсимланишга мослигини таққослашга асосланган.

Мисол: Бир ишлаб чиқариш корхонаси ходимларининг ўз ихтисосликларидан қониққанлик даражасини аниқлаш тестлари натижаларининг нормал тақсимланиш қонунига мослигини текшириб кўрамиз.

19	10	12	13	17	14	17	15	14	15
17	15	18	19	22	12	21	10	15	15
19	17	14	13	11	20	15	15	14	17
21	8	13	11	20	12	15	17	15	15
18	16	15	19	25	8	20	24	8	17
10	10	9	7	8	14	13	16	11	12

60 нафар ходимнинг тест натижалари частотали таҳлил қилинганда қуйидаги 7 та гуруҳ ҳосил бўлади:

Ихтисосликдан қониқиш даражалари (балларда)	Респондентлар сони
6-8	5
9-11	8
12-14	13
15-17	20
18-20	9
21-23	3
24-26	2
<b>ЖАМИ</b>	<b>60</b>

Нормал тақсимланишга мосликни текшириш икки босқичда амалга оширилади: 1) маълумотларни тайёрлаш; 2) статистик фарзга текшириш.

**1. маълумотларни тайёрлаш.**

а. Ўртача ва стандарт огишни аниқлаш:  $\bar{x} = 14,87$   $\sigma = 4,09$

б. Қуйидаги формула асосида ҳар бир синфнинг z қийматларини аниқлаймиз:

$$Z_i = \frac{X_i - \bar{X}}{S}$$

Бу ерда  $Z_i$  -  $i$ -синфнинг  $z$  қиймати  
 $X_i$  -  $i$ -синфнинг оралиқ қиймати (олдинги синфнинг юқори чегараси ва кейинги синфнинг ўртасида жойлашган нукта).  
 $\bar{X}$  - тақсимланишнинг ўртача қиймати  
 $S$  - стандарт оғиш

Ихтисосл икдан қониқиш даражаси	Эмпирик частота	Синфнинг оралиқ қиймати	$Z_i$	Эҳтимоллар	Нисбий назарий частота	Назарий жиҳатдан кутилган частота
6-8	5	5,5	0	0	0,0594	3,56
9-11	8	8,5	-1,56	0,0594	0,1467	8,80
12-14	13	11,5	-0,82	0,2061	0,2580	15,48
15-17	20	14,5	-0,09	0,4641	0,2748	16,49
18-20	9	17,5	0,64	0,7389	0,1773	10,64
21-23	3	20,5	1,38	0,9162	0,0664	3,98
24-26	2	23,5	2,11	0,9826	0,0174	1,04
	60			1,00	1,00	60

1-синфнинг  $Z$  қиймати ҳар доим 0 га тенг ( $z_1=0$ ) деб олинади.  
 Иккинчи синфнинг  $Z$  қиймати:

$$Z_2 = \frac{8,5 - 14,87}{4,09} = -1,56$$

Худди шу тарзда қолган синфларнинг  $z$  қийматлари ҳисоблаб топилади.

с. Ҳар бир  $z$  қийматининг эҳтимолини  $z$  қийматлари учун эҳтимоллар жадвалидан тонамиз.

Бунда:

Агар  $z$  қийматлари манфий бўлса, жадвалдан топилган сон 0,5 дан айрилган ҳолда эҳтимол ҳисоблаб топилади масалан,  $z_2 = -1,56$ , учун эҳтимол  $0,5 - 0,4406 = 0,0594$  га тенг.

Агар  $z$  қийматлари мусбат бўлса, у ҳолда эҳтимоллар жадвалидан топилган қийматга 0,5 қўшилган ҳолда топилади, масалан,  $z_5 = 0,64$ , учун эҳтимол  $0,5 + 0,2389 = 0,7389$  га тенг бўлади.

d. Ҳар бир синфнинг назарий жиҳатдан кутиладиган нисбий частотасини ҳисоблаш.

Бирор бир синфнинг нисбий назарий частотаси (ННЧ) мазкур синф эҳтимолини кейинги синф эҳтимолидан айириш орқали топилди. Масалан, биринчи синф ННЧ мазкур синф эҳтимолини кейинги синф эҳтимолидан айириш орқали ҳисобланади ( $0,0594 - 0 = 0,0594$ ). Иккинчи синф ННЧ ушбу синф эҳтимолини учинчи синф эҳтимолидан айириш орқали ҳисобланилади (иккинчи синф

IIIЧ  $0,2061 - 0,0594 = 0,1467$ ) ва х. Охирги синф IIЧни топиш учун мазкур синф эҳтимоли 1 дан айирилади (охирги синф IIЧ  $1 - 0,9826 = 0,0174$ ).

е. Хар бир синфнинг назарий частотаси (НЧ) IIЧни респондентларнинг умумий сони (n) га кўпайтириб чиқиш орқали топилади.

2. Статистик фаразни илгари суриш ва текшириш.

а) Иккита муқобил фараз илгари сурилади.

$H_0$ : Нормал тақсимланишдан оғиш аҳамиятсиз.  $\Delta - H = 0$

$H_1$ : Нормал тақсимланишдан оғиш аҳамиятли  $\Delta - H \neq 0$

Хатолик даражаси тушунчаси

Бирор бир статистик мезонни қўллаш асосида у ёки бу фараз ё қабул қилинади ёки инкор қилинади. Бирок бу ҳисоб китоб натижаси чиндан ҳам шундай ёки шундай эмас эканлигига 100 фоиз қафолат беришнинг ҳеч қандай имконияти йўқ.

		<b><math>H_0</math> чин</b>			
		Чин мусбат натижа, I- $\beta$	Янглиш мусбат натижа (I-типдаги хатолик), $\alpha$		
<b><math>H_0</math> қабул қилинади</b>		Янглиш манфий натижа (II-типдаги хатолик), $\beta$	Чин манфий натижа, I- $\alpha$		<b><math>H_0</math> инкор этилади</b>
		<b><math>H_0</math> ёлғон</b>			

Ҳап шундаки, бундай вазиятларда натижалар ҳақиқий аҳволга мос келиши ҳам, келмаслиги ҳам мумкин бўлиб, бунда икки типдаги хатолик юзага келиш эҳтимоли мавжуд: I-типдаги хатолик ва II-типдаги хатолик.

Агар биз янглишиб асосий (ноль) фаразни инкор этсак, яъни ҳақиқатда фарқ мавжуд бўлмаган бир пайтда ҳисоб-китобларимиз фарқ борлигини кўрсатса, I-типдаги хатолик юзага келган бўлади. I-типдаги хатолик эҳтимолининг энг катта миқдори **аҳамиятлилик даражаси** деб аталади ва грекча  $\alpha$  ҳарфи билан белгиланади. Бошқача айтилса,  $\alpha$  бу чин ҳақиқатга мос келадиган ноль фаразини янглишиб инкор этиш эҳтимолини билдиради.

Агар ноль фаразини чин ҳақиқатга мос келмаган тақдирда биз уни инкор этмасак (аксинча, қабул қилсак), яъни ҳақиқатда фарқ мав-

жуд бўлган бир пайтда бизнинг ҳисоб-китобларимиз фарқ йўқлигини кўрсатса, бу II-типдаги хатоликдир. Бу хатолик эҳтимоли  $\beta$  ҳарфи билан белгиланади. Демак, чин ҳақиқатда мавжуд бўлган фарқни янглишмасдан аниқлаш (чин мусбат натижа) эҳтимоли  $1-\beta$  га тенг бўлса, чин ҳақиқатда фарқ йўқлигини (нол фаразини) янглишмасдан топиб, уни инкор этиш (чин манфий натижа) эҳтимоли  $1-\alpha$  га тенг. Таъкидлаш жоизки, бу икки хатолик ҳеч қачон бир вақтнинг ўзида юзага келмайди.

I-типдаги хатолик эҳтимолини камайтириш учун  $\alpha$  қиймати имкон қадар кичикроқ танланиши керак. Кўпинча  $\alpha = 0,05$  ёки  $\alpha = 0,01$  деб олинади, бироқ бошқа аҳамиятлилик даражаларини танлаш ҳам мумкин. Мас.: 0,1 ёки 0,001. Статистикада II-типдаги хатоликни бу тарзда назорат қилиш шароити йўқ, бироқ мутахассисларнинг фикрича,  $\beta$  ҳар доим  $\alpha$  дан катта бўлиб ҳисобланади.

Бирор бир фаразни қабул қилиш ёки инкор этиш пайтида ҳақиқий аҳвол номаълумлигича қолиб кетгани боис, айнан қайси типдаги хато (I ёки II) вужудга келганини ҳеч қачон аниқлаб бўлмайди.

Бироқ шуни аниқ эътироф этиш мумкинки, агар статистик мезонни қўллаш натижасида ноль фаразни инкор этилганда,  $\alpha$  қиймати кичик танлангани боис чин нол фаразини янглишиб инкор этиш (I-типдаги хатолик) эҳтимоли жуда кичик бўлади.

б) Текшириш қуйида келтирилган Хи-квадрат формуласи асосида амалга ошириш.

$$\chi^2 = \sum \frac{(\Phi - T)^2}{T}$$

Биринчи ва охириги назарий частоталар  $S$  дан кичик бўлганлиги сабабли улар мос равишда олдинги ва кейинги синфлар билан бирлаштирилади. Шу муносабат билан юқоридаги жадвал куйидаги кўринишга эга бўлади.

Ихтисосликдан қониқиш даражаси (балл)	Эмпирик частота	Назарий частота	$\frac{(\Phi - T)^2}{T}$
<11	13	12,37	0,033
12-14 •	13	15,48	0,397
15-17	20	16,49	0,748
18-20	9	10,64	0,252
21К	5	5,03	0,000
<b>Жами</b>	<b>60</b>	<b>60</b>	<b>1,430</b>

$$\chi^2 = \frac{(13 - 12.37)^2}{12.37} + \dots + \frac{(5 - 5.03)^2}{5.03} = 1.430$$

в) Ишонччилик даражаси танлаб олинади  $\alpha=0.05$

г) Эркинлик даражаси  $df=k-3=5-3=2$

д)  $\alpha=0.05$  ва  $df=2$  деб қабул қилинганда жадвалдан  $\chi^2$  нинг критик қийматини топамиз:  $\chi^2 = 5.991$ .

е) Таққослаш: Агар ҳисоблаб топилган  $\chi^2$  қиймати жадвалдан топилган  $\chi^2$  қийматидан катта бўлса, у ҳолда ноль фарази ( $H_0$ ) рад этилиб, эксперимент фарази ( $H_1$ ) қабул қилинади. Акс ҳолда ( $H_0$ ) қабул қилинади. Биз ҳисоблаб топган  $\chi^2$  қиймати (1,430) жадвалдан топилган  $\chi^2$  қийматидан (5,999) дан кичик бўлгани учун  $H_0$  қабул қилинади. Бу фаразга биноан, эмпирик тақсимланиш билан нормал тақсимланиш орасидаги фарқ статистик жиҳатдан аҳамиятсиздир.

ж) Қарор: Ихтисосликдан қоникқанлик кўрсаткичи бўйича олинган балларнинг тақсимланиши, 95%лик ишонч даражасида, нормал тақсимланиш қонунига мос келади ( $\chi^2=1.430$ ,  $p>0.05$ ).

### ***Икки дисперсиянинг гомогенлигини текшириш методикаси***

Мисол:

Механика-математика факультетининг 61 нафар талабалари ҳамда геология факультетининг 63 нафар талабалари Айзек тести саволларига жавоб бердилар. Мазкур талабаларнинг экстраверсия-интроверсия кўрсаткичлари бўйича олган балларининг ўртача арифметик қийматлари ҳамда стандарт огишлари қуйидаги жадвалда келтирилган. Ушбу гуруҳларнинг дисперсиялари гомогенми (тақсимланишлари ўзаро тенгми)?

	Математиклар ( $X_1$ )	Геологлар ( $X_2$ )
Ўртача арифметик қиймат ( $\bar{X}$ )	11,28	14,38
Дисперсия ( $S^2$ )	4,24	4,95
n	61	63
Эркинлик даражаси ( $df=n-1$ )	60	62

1. Иккита муқобил фараз илгари сурилади:

$H_0$  : Дисперсиялар гомоген (улар орасидаги фарқлар аҳамиятсиз)

$H_1$  : Дисперсиялар гомоген эмас (фарқлар статистик жиҳатдан аҳамиятли)

2. Текшириш Фишер мезони бўйича амалга оширилади:

$$F = \frac{\text{қиймати каттароқ дисперсия}}{\text{қиймати кичикроқ дисперсия}} = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{4,95}{4,24} = 1,17$$

3. Ишонч даражаси  $\alpha=0.05$  танлаб олинади

4. Иккита эркинлик даражаси топилади:  $df_1=n_1-1=60$  ва  $df_2=n_2-1=62$

5.  $\alpha=0.05$  ишонч даражаси учун жадвалдан иккита эркинлик даражасининг (60 ва 62) кесишган нуқтасида F қийматини топамиз. Жадвалдан F қийматини топишда каттароқ дисперсияга эга бўлган танлама эркинлик даражасини топиб юқоридан пастга қаралади, кичикроқ дисперсияли танлама эркинлик даражаси бўйлаб чапдан ўнгга қараб, улар кесишган нуқтада F қиймати топилади. Катта дисперсияли эркинлик даражаси ( $df_2=62$ ) 30 дан катта бўлгани учун  $\infty$  белгиси қўйилган устунга қараймиз.

6. Таққослаш. Агар ҳисоблаб топилган F қиймати жадвалдан топилган F қийматидан катта бўлса ноль фарази инкор этилиб, муқобил фараз (эксперимент фарази) қабул қилинади. Акс ҳолда  $H_0$  қабул қилинади. Ҳисоблаб топилган F қиймати жадвалдан топилган F қийматида кичик бўлгани учун ( $1.17 < 1.39$ ) биз ноль фаразини  $H_0$  қабул қиламиз, яъни иккала дисперсия орасида фарқ мавжуд эмас деб топамиз.

7. Қарор: Ўрганилаётган дисперсиялар 95%лик ишонч даражасида гомогендир ( $F = 1.17, p > 0.05$ ).



## ТАКРОРИЙ ЎЛЧОВЛАРДА ИККИ ТАНЛАМАНИ ТАҚҚОСЛАШ

### *Параметрик ва нопараметрик маълумотларни таққослаш*

Тадқиқотларнинг аксарияти синалувчиларни турли машғулотлар давомида бир неча марта текширишга асосланган бўлади. Яъни аynи бир синалувчилар гуруҳи билан турли шарт-шароитларда қайта-қайта синовлардан ўтказилиб, уларнинг у ёки бу хусусиятлари ўрганилиши мумкин. одатда бундай пайтларда мазкур машғулотлар ёки шарт-шароитларда олинган маълумотларнинг ўртача арифметик қийматлари солиштирилади.

Бундай вазиятлар жуфтлараро солиштириш ёки ўзаро боғлиқ танлама моделига киритилади. Маълумотлар таркибидаги элементлар турли вақт ва шарт-шароитларда олинганлиги боис, улар орасида фарқ мавжуд бўлиши мумкин, лекин бу ҳолат улар орасида ҳеч қандай алоқа йўқ деган хулосага келишимизга асос бўла олмайди.

Шакллантирувчи экспериментдан олдин ва кейин ўтказиладиган иккита ўлчов ўзаро боғлиқ танламалар қаторига киради.

Ўзаро боғлиқ танламага мисоллар:

1-танлама формологик препарат қабул қилишдан аввалги ҳолатда реакция вақтини аниқлаш тести бўйича олинган қийматлар.

2-танламани аynи шахслар дори воситасини истеъмол қилгандан сўнг олинган қийматлар. Ёки

1-танлама бир ёшли болалар бўлса

2-танлама 1-танламадаги болаларнинг эгизак қариндошлари.

Ушбу мисолларда келтирилган танламалар ўзаро боғлиқ бўлганлиги туфайли улар орасидаги корреляцион муносабат бўлиши мумкин.

Ўнг ва чап қўллар реакция тезликлари алоҳида ўлчов шкаллари бўлишига қарамай, аynи бир гуруҳда турли шартлар орасида амалга оширилганлиги сабабли ўзаро боғлиқ кўпликлар ҳисобланади. Бундай кўпликларни солиштириш ишламлари ўзаро алоқасиз кўпликларни таққослашдан тубдан фарқ қилади (масалан, ўғил болалар ва қиз болалар гуруҳларини таққослаш).

Ўзаро боғлиқ гуруҳлар орасидаги фарқларни таққослашда энг кўп ишлатиладиган усул Студент t-мезони параметрик усул бўлса, Вилкоксон ва ишоралар мезони нопараметрик усул бўлиб ҳисобланади.

### Такрорий ўлчовлар учун Студент t- мезони ҳисоблаш

Шундай қилиб бизни ўзаро боғлиқ параметрик маълумотлар орасидаги фарқларни таққослашнинг ўзига хос томонлари кизиқтиради. Биз такрорий ўлчовлар учун Студент t- мезонини ҳисоблаш билан боғлиқ мисол келтирамиз.

Ушбу усул параметрик усуллар қаторига киритилганлиги боис, олинган маълумотлар ҳам нормал тақсимланиш қонунига мос келиши талаб этилади. Бирок ҳар иккала сонлар қатори айни бир гуруҳга тегишли бўлганлиги боис дисперсиялар гомогенлигини текширишга зарурат йўқдир.

5-7 ёшли болаларга мўлжалланган тешиш-тест орқали ўнг ва чап қўл реакция тезликлари ўлчанди (ўнг ва чап қўллар билан кўйилган нуқталар сони). Тадқиқотда 14 нафар бола иштирок этган бўлиб, ўнг ва чап қўл тезликларини ўзаро таққослашга ҳаракат қиламиз.

а) 1-кўплик (чап қўл чакконлиги)  $\mu_1$  —бош кўплик ўртачасига эга; 2-кўплик (ўнг қўл чакконлиги) бош кўплик ўртачаси  $\mu_2$  га тенг.

Экспериментал фараз бу икки кўплик орасидаги фарқ статистик жиҳатдан аҳамиятли эканлигини таъкидлайди.

Текширилаётган нол фараз қуйидагилардир:

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$$

$$H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$$

1-ва 2- танланмаларда кузатилган жуфт кўрсаткичлар орасидаги фарқлар ( $X_{i1} - X_{i2}$ ) ни  $d_i$  билан белгилаб оламиз.

Студент t- мезони қуйидаги формула асосида аниқланади.

$$t = \frac{\bar{d}}{s_d}$$

Бунда,  $\bar{D} = \frac{\sum (X_{i1} - X_{i2})}{n} = \frac{\sum d_i}{n}$ , яъни кўрсаткич жуфтлари айирмаларидан олинган ўртача арифметик киймат

№ синалувчилар	Чап қўл	Ўнг қўл	$d_i$	$d_i - \bar{D}$	$(d_i - \bar{D})^2$
1	15	17	-2	1,07	1,15
2	14	20	-6	-2,93	8,58
3	11	10	1	4,07	16,58
4	18	17	1	4,07	16,58
5	18	14	4	7,07	50,01

6	10	18	-8	-4,93	24,29
7	28	32	-4	-0,93	0,86
8	12	20	-8	-4,93	24,29
9	20	21	-1	2,07	4,29
10	15	17	-2	1,07	1,15
11	10	18	-8	-4,93	24,29
12	15	16	-1	2,07	4,29
13	24	23	1	4,07	16,58
14	13	23	-10	-6,93	48,01
<b>Жами</b>	<b>223</b>	<b>266</b>	<b>-43</b>		<b>240,93</b>
<b>Ўртача қиймат</b>	<b>15,93</b>	<b>19,00</b>	<b>-3,07</b>		

Демак қуйидаги ҳолат келиб чиқади:

$$\bar{D} = \frac{\sum d_i}{n} = \frac{-43}{14} = -3.07$$

$SE = \frac{S_d}{\sqrt{n}}$  яъни кўрсаткич жуфтлари айирмаларининг стандарт оғиши.

Бироқ стандарт хатони ҳисоблаш формуласи таркибида кўрсаткич жуфтлари айирмаларининг стандарт оғиши  $S_d$  мавжуд бўлганлиги боис, дастлаб стандарт оғишни ҳисоблаб топиш талаб қилинади.

$$S_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (d_i - \bar{D})^2}{n - 1}}, \text{ } n\text{-танланма ҳажми.}$$

Демак,  $d_i$  фарқларининг стандарт оғишини ҳисоблаймиз.

$$S_d S_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (d_i - \bar{D})^2}{n - 1}} = \sqrt{\frac{240.93}{13}} = 4.30$$

Сўнгра рақамларни формулага қўйган ҳолда стандарт оғишни топаемиз:

$$SE = \frac{S_d}{\sqrt{n}} = \frac{4.30}{\sqrt{14}} = 1.15$$

Энди эса Студент  $t$  мезонини қуйидаги формула асосида ҳисоблаб топаемиз:

$$t = \frac{\bar{D}}{SE} = \frac{-3.07}{1.15} = -2.67$$

$\alpha = 0,05$  ишончлилик даражаси ва  $df = (N - 1) = 13$  белгилаб олган ҳолда жадвалдан  $t_T$  қийматини излаб топамиз:  $t_T = 2,16$ .

Таққослаш: Ҳисоблаб топилган Студент t-мезони жадвалдан излаб топилган t- мезонидан катта бўлса  $H_0$  фараз инкор этилади. Акс ҳолда қабул қилинади. Бизнинг мисолимизда ҳисоблаб топилган t- қиймати (2,67) жадвалдан излаб топилган t-қийматидан катта бўлганлиги сабабли биз нол фаразини инкор этиб, муқобил (экспериментал фараз)ни қабул қиламиз. Яъни ўнг ва чап қўл тезликлар орасидаги фарқни статистик жиҳатдан аҳамиятли деб тан оламиз.

Қарор: Ўнг ва чап қўл реакция тезликлари орасидаги фарқ 95%лик ишонч даражасида статистик жиҳатдан аҳамиятлидир ( $t = 2,67$ ;  $p < 0,05$ ).

### **Ўзаро жуфт ўзгарувчиларни Вилкоксон мезони асосида таққослаш**

Ҳозиргина биз Студент мезони ёрдамида ўзаро боғланган маълумотларни таққослашни ўрганиб чиқдик. Бироқ ушбу мезондан фойдаланишнинг асосий шарти шундан иборатки, ҳар иккала ўлчов ҳам нормал тақсимланиш қонунига мос келиши зарур.

Шу сабабли, мазкур шарт билан чегараланмаган, рангларга асосланган ва айни пайтда ўзаро такрорий ўлчовлар моделига Ки-радиган Вилкоксон мезони ҳам ишлаб чиқилган.

Вилкоксон мезони ўзаро боғлиқ бўлган нопараметрик маълумотлар орасидаги фарқни текшириш воситаси бўлиб, куйидаги тамойилларга асосланади:

1. Ҳар бир синалувчи учун ўзгарувчининг қай даражада фарқ қилиши ҳисоблаб чиқилади.
2. Барча фарқлар абсолют қийматларга кўра тартиблаб чиқилади (ишоралари ҳисобга олинмаган ҳолда).
3. Ушбу рангларга фарқ ишоралари қўйилган ҳолда мазкур «ишорали ранглар» йигиндиси олиниб, Вилкоксон мезони яъни  $W$  қиймати олинади.

Мисол тариқасида 13 нафар талабанинг биринчи ва иккинчи оралик назоратлар бўйича олган баллари орасидаги фарқнинг аҳамиятлилигини текшириб кўрамиз. 10 нафар талабанинг баҳоси ик-

кинчи ораликда кўпроқ бўлган. Бу ҳолат иккинчи оралик назоратда талабалар фаоллигининг ортганлигидан далолат берадими?

Синалувчи ларнинг тартиб рақами	ОН 1	ОН 2	Фарқ	Фарқ модули	Фарқ модули ранги	Ишорали ранглар
1	12	14	2	2	4	4
2	14	16	2	2	4	4
3	15	12	-3	3	8	-8
4	10	12	2	2	4	4
5	13	17	4	4	10	10
6	10	18	8	8	12	12
7	15	18	3	3	8	8
8	9	6	-3	3	8	-8
9	14	16	2	2	4	4
10	10	10	0			
11	11	17	6	6	11	11
12	10	11	1	1	1	1
13	14	16	2	2	4	4
Жами						46

Текширилаётган нол фарази куйидагича:

$H_0$ : Кўрсаткичлар орасида аҳамиятли фарқ мавжуд эмас.

$H_1$ : Кўрсаткичлар орасида статистик жиҳатдан аҳамиятли фарқ мавжуд.

- Ўрганилаётган кўрсаткичлар орасидаги фарқларни ҳисоблаб чиқамиз ва фарқ нолга тенг бўлган жуфтликларни чиқариб ташлайсиз (яъни энди  $n=13$  эмас, балки 12 га тенг бўлади)

- Ўзлаштирип кўрсаткичлари орасидаги фарқларнинг абсолют қийматларини тартиблаб уларнинг ҳар бирига рангларни белгилаб чиқамиз (1 дан 12 гача). Бир хилдаги фарқ модуллари учун ўртача ранг қийматлари белгилаб чиқилади.

- Ҳар бир рангга фарқ ишорасига қараб ўз ишораларини белгилаб чиқамиз.

- Ишорали ранглар йиғиндисини топамиз:  $W=46$

Агар иккинчи ораликдаги баҳолар биринчисига нисбатан ортаман бўлса, мусбат ишорали ранглар йиғиндисини манфий ишорали ранглар йиғиндисига тенг бўлиши, яъни  $W$  қиймати нолга яқин сон бўлиши керак.

Аксинча, агар ўзлаштириш даражаси ортса (камайса) мусбат (манфий) ранглар сони кўпаяди ва  $W$  қиймати нолдан узоклашади.

4) Таққослаш: Ҳисоблаб топилган  $W$  қиймати критик  $W$  қийматидан катта бўлса  $H_0$  инкор этилади, акс ҳолда қабул қилинади. Бизнинг мисолимизда  $n=12$  учун критик қиймат ( $W=50$ ) ишончлилиқ даражаси ( $p=0.052$ ),  $p>0,05$  яъни 50 ва ундан кичик  $W$  қийматлари учун пол фараз қабул қилинади. Ҳисоблаб топилган  $W$  қиймати 51 ва ундан юқори бўлган тақдирдагина  $p<0.05$  бўлади ва  $H_1$  қабул қилинади. Бизнинг мисолда  $W=46$  (яъни  $W<50$ ) бўлгани учун  $H_1$  инкор этиб,  $H_0$  ни қабул қиламиз.

**Қарор қабул қилиш:** биринчи ва иккинчи оралиқ назорат баҳолари орасида 95% лик ишонч эҳтимоли билан статистик жиҳатдан аҳамиятли фарқ топилмади ( $W=46$ ;  $p>0,05$ ).

## ЎЗАРО БОҒЛИҚ БЎЛМАГАН ГУРУХЛАР УЧУН СТЬЮДЕНТ МЕЗОНИ

### *Ўзаро боғлиқ бўлмаган гуруҳларда*

#### *Стъюдент мезонини қўллаш шарт-шароитлари*

Стъюдент  $t$ -мезони статистик таҳлилнинг параметрик усулларидан биридир. Шу сабабли ушбу усулни қўллашдан аввал солиштириладиган гуруҳлардаги маълумотларнинг ҳар иккаласининг ҳам нормал тақсимланишга мослигини текшириш мақсадга мувофиқдир.

Бундан ташқари ушбу усулни қўллашга қўйиладиган талаблардан яна бири ҳар иккала гуруҳнинг танлама ҳажмлари 30 дан кам бўлмалиги лозим. Мабодо бирор бир гуруҳдаги маълумотлар нормал тақсимланишга мос келмаса ёки уларда қатнашган синалувчилар сони 30дан кам бўлса Манн-Уитни мезони ёки бошқа шунга ўхшаш нопараметрик усуллардан фойдаланиш зарур бўлади.

Стъюдент  $t$ -мезонининг бир неча хил кўринишлари мавжуд бўлиб, ўзаро боғлиқ бўлмаган гуруҳларда уларнинг қўлланилиши куйидаги ҳолатларга боғлиқ:

1. Дисперсиялар гомоген ёки гомоген эмас деб топилган ҳолатлар.

2. Танлама ҳажмлари тенг ёки турлича бўлган ҳолатлар.

Бошқача айтилса, тақсимланиш нормаллигини текширгандан кейинги босқичда, гуруҳлардаги дисперсияларнинг гомогенлигини аниқлаш мақсадга мувофиқдир. Дисперсияларнинг гомоген ёки гомоген эмас деб топилишига қараб у ёки бу вариантдаги Стъюдент  $t$ -мезонидан фойдаланиш ҳақида қарор қабул қилинди.

Юқорида айтилганларни ҳулосалаб айтиш мумкинки, ўзаро боғлиқ бўлмаган гуруҳларда Стъюдент  $t$ -мезонининг куйидаги уч хил тури бирдек муваффақиятли равишда ишлатилиши мумкин:

1. Дисперсиялар гомоген деб топилганда.

2. Дисперсиялар ҳар хил, аммо танлама ҳажмлари бир хил бўлган тақдирда.

3. Дисперсиялар ва танлама ҳажмлари турлича бўлган тақдирда.

**Дисперсиялар гомогенлиги аниқланганда икки танламанинг ўртача қийматларини таққослаш  $\mu_1—\mu_2$**

Мисол:

Механика метематика факультетининг 61 нафар талабаси ҳамда геология факультетининг 63 нафар талабаси Айзенк сўровномаси саволларига жавоб берганлар. Экстроверсия-интроверсия кўрсаткичи бўйича умумлаштирилган маълумотлар қуйидаги жадвалда келтирилган:

	Мехмат ( $X_1$ )	Геология ( $X_2$ )	
Ўртача қиймат	11,28	14,38	
Стандарт оғиш	2,06	2,22	
Дисперсия	4,24	4,95	F=1.43
N	61	63	p>0.05

Дисперсиялар гомоген деб топилди. Энди иккита фараз илгани сурилади:

$H_0 : \mu_1—\mu_2=0$  (Математик ва геологларнинг экстроверсия ва интроверсия кўрсаткичлари ўртача қийматлари орасидаги фарк аҳамиятсиз).

$H_1 : \mu_1—\mu_2 \neq 0$  (Математик ва геологларнинг экстроверсия, интроверсия кўрсаткичлари ўртача қийматлари орасидаги фарк статистик жиҳатдан аҳамиятли).

1. Ўртача дисперсияни аниқлаш

$$S_0^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

$$S_0^2 = \frac{(61 - 1) \cdot 4,24 S_1^2 + (63 - 1) \cdot 4,95}{61 + 63 - 2} = \frac{60 \cdot 4,24 + 62 \cdot 4,95}{122}$$

$$= \frac{254,26 + 306,86}{122} = \frac{561,12}{122} = 4,60$$

2. Стьюдент t-мезонини ҳисоблаш формуласи



$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_0^2}{n_1} + \frac{S_0^2}{n_2}}}$$

$$t = \frac{11,28 - 14,38}{\sqrt{\frac{4,60}{61} + \frac{4,60}{63}}} = \frac{-3,10}{\sqrt{0,08 + 0,07}} = \frac{-3,10}{\sqrt{0,15}} = \frac{-3,10}{0,385}$$

$$= -8,05$$

3. Ўрганилаётган кўрсаткичлар учун эркинлик даражаси аниқланади

$$df = n_1 + n_2 - 2 = 61 + 63 - 2 = 122$$

4. Жадвалдан критик  $t$  қиймати топилади. Бунда  $\alpha = 0,05$  ишонч даражасида, эркинлик даражаси  $df = 122$  га тенг экан. Демак, жадвалдаги  $t$  қиймати  $t_1 = 1,98$  га тенг.

5. **Таққослаш:** Ҳисоблаб топилган  $t$ -қиймат жадвалдан топилган ( $t_x$ ) қийматидан кичик бўлса  $H_0$  фараз қабул қилинади, акс ҳолда инкор этилиб,  $H_1$  фарази қабул қилинади.  $t > t_x$ , яъни  $8,05 > 1,98$  бўлгани учун  $H_0$  ни инкор этиб  $H_1$  ни қабул қиламиз, яъни геолог ва математик талабалари ўртасидаги экстраверсия ва интроверсия кўрсаткичлари орасида статистик жиҳатдан аҳамиятли фарқ мавжуд.

6. **Қарор қабул қилиш:** механика математика ва геология факультети талабаларининг экстраверсия ва интроверсия кўрсаткичлари ўртача қийматлари орасидаги фарқ 95%лик ишонч даражасида статистик жиҳатдан аҳамиятлидир ( $t = -8,05$ ;  $p < 0,05$ ).

*Дисперсиялар ҳар хил, аммо танлама ҳажмлари бир хил бўлганда гуруҳларнинг ўртача қийматларини таққослаш*  
Мисол:

Ушбу тадқиқот герантопсихолология йўналишида амалга оширилган бўлиб, қариялар уйида ва ўз оилаларида истиқомат қилувчи қариялар билан субъектив локус назорати тести ўтказилган. Асосий натижалар куйидаги жадвалда келтирилган:

	Танлама 1 Қариялар уйида истиқомат қилувчилар ( $X_1$ )	Танлама 2 Ўз уйида истиқомат қилувчилар ( $X_2$ )
Ўртача қиймат	11,97	11,13
Стандарт оғиш	2,30	3,41
Дисперсия	5,27	11,64
N	30	30

Дисперсиялар 95% ишонч даражасида гомоген эмас деб топилди ( $F=2.21$ ,  $p<0.05$ ).

Иккита фараз илгари сурилади:

$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$  (Қариялар уйида ва оилада истиқомат қилувчи қарияларнинг интерналлик кўрсаткичлари ўртача арифметик қийматлари бўйича орасидаги фарқ аҳамиятсиз).

$H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$  (Қариялар уйида ва оилада истиқомат қилувчи қарияларнинг интерналлик кўрсаткичлари ўртача қийматлари орасидаги фарқ аҳамиятли).

1. Стьюдент t-мезони қуйидаги формула асосида ҳисобланади:

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n} + \frac{S_2^2}{n}}}$$

$$t = \frac{11,97 - 11,13}{\sqrt{\frac{5,27}{30} + \frac{11,64}{30}}} = \frac{0,83}{\sqrt{0,18 + 0,39}} = \frac{0,83}{\sqrt{0,56}} = \frac{0,83}{0,75} = 1,11$$

2. Эркинлик даражаси топилади

$$df = n - 1 = 30 - 1 = 29$$

3. 95% лик ишонч даражасида жадвалдан критик кўрсаткич топилади,  $\alpha=0,05$ ,  $df=29$ , критик қиймат  $t_{ж}=2,04$ .

4. **Таққослаш:** Ҳисоблаб топилган t қиймати (1,11) жадвалдан топилган t қийматидан кичик бўлгани сабабли  $H_0$  фараз қабул қилинади,  $H_1$  фараз инкор этилади.

5. **Қарор қабул қилиш:** Қариялар уйида ва ўз оилаларида истиқомат қилувчи қарияларнинг интерналлик кўрсаткичлари бўйича ўртача қийматлар орасидаги фарқ 95%лик ишонч даражасида статистик жиҳатдан аҳамиятсиздир ( $t=1,11$ ;  $p>0,05$ ).

**Дисперсиялари ва танлама ҳажмлари турлича бўлган  
гурuhlарнинг ўртача қийматларини таққослаш**

Мисол:

Қарилик даври ва кексалик ёшидаги шахсларда интерналлик кўрсаткичлари орасида фарқни аниқлаш. Бирламчи маълумотлар қуйидаги жадвалда келтирилган:

	Қарилик ёши ( $X_1$ )	Кексалик ёши ( $X_2$ )
Ўртача	11,76	11,49
Стандарт оғиш	4,65	3,69
Дисперсия	21,58	13,64
N	37	43

Ўрганилаётган маълумотларнинг дисперсиялари гомоген эмас деб топилди ( $F=1.58, p<0.05$ ).

Иккита фараз илгани сурилди:

$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$  (Иккала танлама ўртача қийматлари орасидаги фарқ аҳамиятсиз).

$H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$  (Иккала танлама ўртача қийматлари орасидаги фарқ аҳамиятли).

Статистик фаразни текшириш усули.

1. Стьюдент мезони қуйидаги формула асосида ҳисоблаб топилди:

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

$$t = \frac{11,76 - 11,49}{\sqrt{\frac{21,58}{37} + \frac{13,64}{43}}} = \frac{0,27}{\sqrt{0,58 + 0,32}} = \frac{0,27}{\sqrt{0,90}} = \frac{0,27}{0,95} = 0,28$$

2. Гуруҳларнинг танлама ҳажмлари турлича бўлганлиги сабабли ( $n_1 - n_2 \neq 0$ ) иккала гуруҳ эркинлик даражаси ( $df_1=36$  ва  $df_2=42$ ) учун  $t$  қийматлари  $t_1=2.02$  ва  $t_2=2.02$  аниқланади;  $\alpha=0,05$ .

$$t_T = \frac{(S_1^2/n_1)t_1 + (S_2^2/n_2)t_2}{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}$$

Бу ерда:

$t_1 : n_1 - 1$  эркинлик даражаси учун жадвалдан топилган қиймат

$t_2 : n_2 - 1$  эркинлик даражаси учун жадвалдан топилган қиймат

3. Сўнгра назарий  $t$  қиймати қуйидаги формула асосида ҳисоблаб топилади:

$$t_T = \frac{0,58 \cdot 2,02 + 0,32 \cdot 2,02}{0,58 + 0,32} = \frac{1,18 + 0,64}{0,90} = \frac{1,82}{0,90} = 2,02$$

4. **Таққослаш:** Ҳисоблаб топилган  $t$  қиймати (0,28) назарий қийматдан кичик бўлгани сабабли  $H_0$  қабул қилинади.  $H_1$  инкор қилинади.

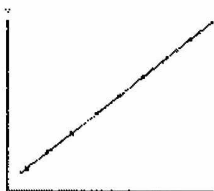
5. **Қарор қабул қилиш:** Қарилик ва кексалик ёшидаги интерналлик кўрсаткичлари ўртача қийматлари орасидаги фарқ 95%лик ишонч даражасида аҳамиятсиздир ( $t=0,28$ ;  $p>0,05$ ).

## КОРРЕЛЯЦИОН ТАҲЛИЛ МЕТОДЛАРИ

### *Корреляцион таҳлил тўғрисида умумий тушунча*

Корреляцион таҳлил ёрдамида икки ўзгарувчи орасидаги боғлиқликнинг йўналиши ва кучлилигини аниқлашга мўлжалланган. Ўзгарувчилар орасидаги боғлиқлик муносабатлари куйидаги кўри-нишларга эга:

1. Ўзгарувчилар орасида мусбат муносабат мавжуд бўлиши мумкин. Агар бир ўзгарувчининг қийматлари ортиб бориши билан иккинчи бир ўзгарувчи қийматлари ортиб борса, ёки бир ўзгарувчи қийматлари камайиб боришига мос равишда иккинчи ўзгарувчининг қийматлари камайиб борса, у ҳолда улар орасида мусбат муносабат борлиги тўғрисида фикр юритиш мумкин.



**Абсолют алоқа**

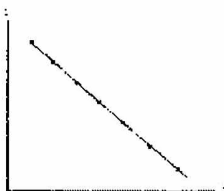


**Кучли алоқа**



**Кучсиз алоқа**

2. Икки ўзгарувчи ўртасида манфий боғлиқлик мавжуд бўлиши мумкин. Бир ўзгарувчининг ортиб боришига мос равишда иккинчи ўзгарувчи қийматлари камайиб бориши улар орасида манфий корреляцион муносабат мавжудлигидан гувоҳлик беради:



**Абсолют алоқа**

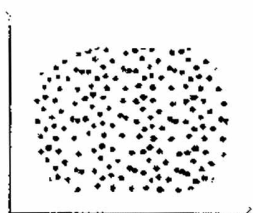


**Кучли алоқа**



**Кучсиз алоқа**

3. Икки ўзгарувчи орасида муносабат мавжуд бўлмаслиги ҳам мумкин. Иккала ўзгарувчининг кўрсаткичлари орасида ҳеч қандай боғлиқлик, ўзаро таъсирлашув мавжуд эмас. Бир ўзгарувчининг юқори ёки паст қийматларига мос келавериши мумкин.



### **Алоқа мавжуд эмас**

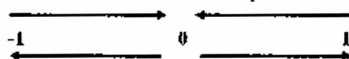
Параметрик ва нопараметрик ўзгарувчилар орасидаги корреляцион боғланишларни ҳисоблашда турлича формулалардан фойдаланилади.

Параметрик маълумотлар учун Пирсон корреляция коэффициенти билан ҳисобланса, нопараметрик маълумотлар учун Спирман корреляцияси ҳисоблаб топилади.

Корреляция коэффициенти – икки ўзгарувчининг кийматлари орасидаги мавжуд боғлиқликнинг кучи ва йўналишини аниқ кўрсатувчи математик – статистик кўрсаткич бўлиб, «лотинча» «r» ҳарфи билан белгиланади. Улар куйидагича ўзгариши мумкин:

«-1» дан абсолют пропорционал бўлган кўрсаткичгача:

Центральность взаимосвязи уменьшается



Центральность взаимосвязи увеличивается

### ***Пирсон корреляция коэффициенти***

Пирсон корреляция коэффициенти кўрсаткичларни таҳлил қилишда ишлатилади. 10 нафар талабалар топшириқлар ва эмоционал топшириқларни бажаришга қаратилган тестдан ўтдилар. Ҳар бир йўналиш бўйича топшириқларни бажариш вақтлари минутларда қайд этиб борилади. Корреляцион коэффицентни аниқлашда иккита фараз илгари сурилади:

$H_0$ : Мантиқий ва эмоционал топшириқларни бажариш вақтлари орасида боғлиқлик мавжуд эмас ( $r=0$ )

$H_1$ : Мантиқий ва эмоционал топшириқларни бажариш вақтлари орасида боғлиқлик мавжуд ( $r \neq 0$ )

**Корреляция коэффицентини ҳисоблаш куйидагича амалга оширилади, бунда Пирсон мезонидан фойдаланилади**

1. Кўрсаткичларни тайёрлаш:

Сигналув чининг рақами	1- ўзгарувчи (X) мантйкий масалани ечиш вакти	2- ўзгарувчи (Y) Эмоционал вазифани ечиш вакти	XxY	X <sup>2</sup>	Y <sup>2</sup>
1	16	12	192	256	144
2	16	17	272	256	289
3	12	8	96	144	64
4	19	12	228	361	144
5	7	17	119	49	289
6	14	8	112	196	64
7	24	12	288	576	144
8	3	24	72	9	576
9	21	7	147	441	49
10	13	4	52	169	16
<b>Жами</b>	<b>145</b>	<b>121</b>	<b>1578</b>	<b>2457</b>	<b>1779</b>

Пирсон корреляциясини ҳисоблаш формуласи

$$r = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \sum_{i=1}^n X_i \cdot \sum_{i=1}^n Y_i}{\sqrt{\left[ n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n X_i \right)^2 \right] \cdot \left[ n \cdot \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n Y_i \right)^2 \right]}}$$

n – кузатишлар сони

X<sub>i</sub> – X ўзгарувчи учун кўрсаткичлар;

Y<sub>i</sub> – Y ўзгарувчи учун кўрсаткичлар

2. Формулани суратини ҳисоблаймиз.

$$n \cdot \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \sum_{i=1}^n X_i \cdot \sum_{i=1}^n Y_i = 10 \cdot 1578 - 145 \cdot 121 = 15780 - 17545 = -1765$$

3. Формулани махражини ҳисоблаймиз. Махражни ҳам иккига бўлиб ҳисобланади

Биринчи боқкич:

$$\left[ n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n X_i \right)^2 \right] = 10 \cdot 2457 - 145^2 = 24570 - 21025 = 3545$$

Иккинчи боқкич:

$$\left[ n \cdot \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n Y_i \right)^2 \right] = 10 \cdot 1779 - 121^2 = 17790 - 14641 = 3149$$

Умумий ҳисоблаш:

$$\sqrt{\left[ n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n X_i \right)^2 \right] \cdot \left[ n \cdot \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n Y_i \right)^2 \right]} = \sqrt{3545 \cdot 3149} = \sqrt{11163205} = 3341,14$$

4.  $r$  қийматини ҳисоблаш

$$r = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \sum_{i=1}^n X_i \cdot \sum_{i=1}^n Y_i}{\sqrt{\left[ n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n X_i \right)^2 \right] \cdot \left[ n \cdot \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \left( \sum_{i=1}^n Y_i \right)^2 \right]}} = \frac{-1765}{3341,14} = -0,528$$

Корреляциянинг критик коэффицентини жадвалдан топиш мумкин:

5.  $r$ - қийматни топиш қуйидагича амалга оширилади:

$r$ - кўрсаткичнинг  $r$ -қийматини аниқлаш учун  $t$ - қийматини қуйидаги формула ёрдамида ҳисоблаб топилади  $t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2}$   $n - 2$

Студент мезони кўрсаткичи бўйича эркинлик даражаси ҳисобланади ва у қуйдагига тенгдир

$$t = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2} = \frac{-0,528}{\sqrt{1-0,279}} \cdot \sqrt{8} = \frac{-0,528}{\sqrt{0,721}} \cdot 2,828 = \frac{-0,528}{0,849} \cdot 2,828$$

$$t = -0,622 \cdot 2,828 = -0,622 \cdot 2,828 = -1,760$$

$\alpha = 0,05$  эҳтимолида эркинлик даражасини топамиз  $df = n - 2 = 8$  ва буни жадвалдан топамиз  $t_1 = 2,31$ .

**Таққослаш:** Ҳисоблаб топилган  $t$ -қиймат (1,76) жадвалдан топилган  $t$  қийматдан кичик бўлганлиги сабабли  $H_0$  фараз қабул қилинади.

**Қарор қабул қилиш:** 95% лик ишонч даражасида эмоционал ва маантиқий интеллект кўрсаткичлари орасидаги ўзаро боғлиқлик мавжуд эмас ( $r = -0,528$ ;  $p > 0,05$ ).

### **Спирман ранг корреляция коэффицентини**

#### **Спирман ранг корреляция коэффицентини ҳисоблаш**

Тадқиқотчи томонидан янги ишлаб чиқилган агрессивлик методикасини валидлигини ташхис учун яроқлигини баҳоламоқда. Янги тестдан ўтган 12 нафар сингалувчининг олган баллари айни танла-



манинг илгари ишлаб чиқилган агрессивлик тести бўйича натижалари ўзаро таққосланмоқда. Бунда иккита фараз илгари сурилади.

$H_0$ : Ушбу популяцияда иккала кўрсаткич орасидаги муносабат мавжуд эмас: ( $r=0$ )

$H_1$ : Икки ўзгарувчи орасида муносабат мавжуд. ( $r \neq 0$ )

Сина- лувчи- нинг раками	Ўзгарувчи 1 мавжуд бўлган тест	2- ўзгарув- чи янги тест	1- ўзгарув- чининг ранги	2- ўзгарув- чининг ранги	(d)	(d <sup>2</sup> )
1	17	20	1	11,5	10,5	110,25
2	48	13	12	4	-8	64
3	44	17	10	9	-1	1
4	19	11	2	2	0	0
5	30	20	5	11,5	6,5	42,25
6	36	16	6	7,5	1,5	2,25
7	41	19	8	10	2	4
8	40	12	7	3	-4	16
9	42	10	9	1	-8	64
10	22	14	3	5	2	4
11	24	16	4	7,5	3,5	12,25
12	47	15	11	6	-5	25
						345

**Ранглари тоғиш формуласи**

$$d_i = R_{1i} - R_{2i},$$

$R_{1i}$  – 1- ўзгарувчи

$R_{2i}$  – 2- ўзгарувчи

**Спирман корреляция коэффициентини ҳисоблаш формуласи**

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^3 - n}$$

$n$  – синалувчилар сони

Спирман формуласи бўйича ранг корреляциясини ҳисоблаймиз:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^3 - n} = 1 - \frac{6 \cdot 345}{12^3 - 12} = 1 - \frac{2070}{1728 - 12} = 1 - \frac{2070}{1716} = 1 - 1,206 = -0,206$$

$\alpha=0.05$  ишонч даражасини танлаб олиб, фаразни текширишга ҳаракат қиламиз.

$r_3$  кўрсаткичи бўйича  $\alpha$  ишонч даражасидаги ҳолатни жадвалдан топамиз.

Фараз ҳақида қарор қабул қилиш. Агар  $r$  кўрсаткичи жадвалдан топилган кўрсаткичдан катта ёки тенг бўлса, нол фараз инкор қилинади, акс ҳолда қабул қилинади. Агар  $r$  қиймат жадвалдан топилган кўрсаткичдан кичик бўлса нол фараз қабул қилинади.

Бизнинг мисолда ҳисоблаб топилган кўрсаткичдан  $r$  (-0,206) жадвалдан топилган  $r_3$  (0,576) катта бўлганилиги сабабли биз нол фаразни инкор қила олмаймиз

Таққослаш: Ҳисоблаб топилган  $r$  қиймати жадвалдаги  $r$  қийматидан кичик бўлгани сабабли биз нол фаразни қабул қиламиз.

Қарор қабул қилиш: янги ишлаб чиқилган агрессивлик шкаласи билан мавжуд агрессивлик шкаласи орасидаги корреляцион муносабат 95% лик ишонч даражасида аҳамиятли эмас ( $r = -0,206$ ;  $p > 0,05$ ).

## ЭРКИН ТАНЛАМАЛАР УЧУН МАНН-УИТНИ-У ТЕСТИ.

Манн-Уитнининг U-тести икки хил кўрсаткичларни аниқлаш имконини беради. Уларнинг ҳар бири маълум бир шароитларни талабларини қониқтириш учун мўлжалланган, улар бир статистик ўсишни (популяцияни) ўрганадилар.

Манн Уитни тести учун қуйдаги асосда танланмалар қабул қилинади

Бу тест қуйдаги шароитларда ишлатилиши мумкин:

1. Берилган кўрсаткичлар тартиб шкаласида энг кам 1 сони билан қайд қилинган бўлса.

2. Икки мустақил танламанинг маълумотлари таҳлил қилинади (бунда танламанинг миқдори бир хил бўлиши талаб қилинмайди.

**Манн Уитни тестини ишлаш учун мисол.**

Инглиз тилини ўргатиш бўйича янги методика ишлаб чиқилган унинг самарадорлигини ўрганиш мақсадида бошқа усулга солиштирилган. Тасодифий танланган мактаб ўқувчиларни тасодифий равишда икки гуруҳга ажратилган. Биринчи гуруҳ ўқувчилари анъанавий тарзда тил ўрганишган (1-шарт), иккинчи гуруҳга ўйинли ва ролли машғулотлар қўлланилган (2-шарт).

Чоракнинг охирида якуний назорат ўтказилди. Ҳамма вазифани максимал даражада бажариш балли 30 га тенг.

Медианалар орасидаги икки тамонлама фарқлар мавжудми деган гипотеза илгари сурилган. Иккала гуруҳда ҳам 0 фараз

мавжуд улар фарқ мавжудлигини инкор қилишади. Берилганлар фақат тартиб шкаласида бўлганлиги сабабли Манн-Уитни мезони танлаб олинди  $b = 0,05$  ишончилилик даражаси танлаб олинди, буни инкор қилиш ҳам икки тамонлама характерга эга.

### Манн-Уитни мезонини ишлаш тартиби

U- Манн Уитни мезони икки танламани солиштиришга мўлжалланган мезонлардан ҳисобланади. Агар улар бир бирига қанчалик яқин бўлишса, уларда шунчалик бир хил популяцияга мансуб бўлиш эҳтимоли кучлидир ва аксинча.

U- тестини ишлашиш икки кўрсаткични бирлаштиришдан бошланади  $\{x\}$  ва  $\{y\}$ . Сўнгра билаштирилган кўрсаткичлар ранжировка қилинади. Минимал кўрсаткичга энг кичик ранг, максимал кўрсаткичга энг катта ранг берилади.

Ҳар бир ранглар тўплами алоҳида сумма қилинади. Олинган йиғиндилар солиштирилади. Юкори кўрсаткичлар юкори йиғиндига эга бўлади.

Танлама	Танлама	Танлама ранги	Танлама ранги
1	2	1	2
17	15	8	5,5
19	18	11	9
11	19	2,5	11
21	19	13,5	11
10	21	1	13,5
16	22	7	15
24	23	17,5	16
15	24	5,5	17,5
11	26	2,5	19
13	27	4	20
157	214	72,5	137,5

Икки кўрсаткичлар орасидаги ўхшашлик U деб номланади ва қуйидаги формула асосида ҳисобланади:

$$U = (n_x \cdot n_y) + \frac{n_x(n_x+1)}{2} - R_x, \quad (1)$$

бу ерда  $n_x$   $n_y$  ҳар бир танламадаги кузатишлар сони

$n_x$  –танламадаги катта рангларнинг суммаси;

$R_x$  икки рангнинг каттасини суммаси

$$U = (n_x \cdot n_y) + \frac{n_x(n_x+1)}{2} - R_x = (10 \cdot 10) + \frac{10(10+1)}{2} - 137,5 = 100 + 55 - 137,5 = 17,5$$

U ҳамма танламаларнинг кўрсаткичлари учун ҳисобланиши мумкин. Қанчалик кичик фарқ мавжуд бўдса, икки танлама орасида шунчалик кам ўхшашлик мавжуд. Энг охириги вазиятда яъни бир танламанинг кўрсаткичлари иккинчи танламанинг кўрсаткичларидан катта бўлса, у ҳолда қуйдагича бўлади  $U = 0$ . U нинг критик кўрсаткичи ҳамма даражада маълумдир. Бу кўрсаткич 20 тадан кам бўлмаган танламалар учун муҳимдир ва улар Манн Уитни мезонини жадвалида келтирилган.

Агар Манн Уитни мезони критик кўрсаткичдан кичик бўлса, демак икки танлама ўртасида ишончли фарқлар мавжудлигидан далолат беради, яъни 0 гипотезани инкор қилади.

Агар ҳисоблаб топилган Уитни мезони жадвалдаги кўрсаткичдан катта бўлса, унда улар ўртасида ишончли фарқлар мавжуд эмаслигини кўрсатади.

Демак  $\alpha = 0.05$  ишонч даражасида Уитни жадвалидан  $n_1$  ва  $n_2$  ни кесишган нуқтасини топамиз 10 ва 10. Уитни мезонини катта кўрсаткичини юкоридан пастга қараб кўрамиз, кичик кўрсаткичини эса чапдан ўнга қараб кўрамиз  $U = 23$ .

**Таққослаш:** агар ҳисоблаб топилган U жадвалдан топилган U дан катта бўлса 0 гипотезаси қўлланилади. Аксинча бўлса эса инкор қилинади. Бизнинг мисолда ҳисоблаб топилган U жадвалдан топилган U кичик бўлганлиги сабабли ( $17.5 < 23$ ) биз  $H_1$  гипотезасини қабул қиламиз, бунга кўра икки медианалар орасида ишончли фарқлар мавжуддир.

**Қарор:** икки кўрсаткичлар 95% ли ишонч даражасида ишончли эҳтимоллар даражасида фарқлар мавжудлигини кўрсатди, демак икки хил инглиз тилини ўқитиш усули бир хил деб ҳисобланмайди, улар ўртасида катта фарқ мавжуд экан.

Агар битта танламанинг ҳам кўрсаткичлари 20 дан катта бўлса ҳам U нормал тақсимланиши ўртача тен бўлса  $n_x, n_y/2$  ва дисперсиялар  $n_x n_y (n_x + n_y + 1)/12$  га тенг бўлса, у ҳолда қуйдаги z формуласига U ни солаамиз ва у қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$z_U = \frac{U - n_x n_y / 2}{\sqrt{\frac{n_x n_y (n_x + n_y + 1)}{12}}} = \frac{17,5 - 100/2}{\sqrt{\frac{21 \cdot 100}{12}}} = \frac{32,5}{\sqrt{175}} = \frac{32,5}{13,23} = -2,46.$$

Z жадваллар эҳтимолидан z кўрсаткичини топамиз (-2,46): 0,4931.

Бу сондан 0,5 ни айирамиз ва 2 га кўпайтирамиз  $(0,5 - 0,4931) \times 2 = 0,0138$ .

Ҳисодлаб топилган сон (0,0138) Уитни мезони учун  $p$  қиймати ҳисобланади (17,5).

$p$  кўрсаткич танланган ишонч даражасидан ( $\alpha=0.05$ ) кичик бўлганлиги сабабли альтернатив гипотезани қабул қиламиз, унга кўра медианалар орасида ишончли фарқлар мавжуд.

**Қарор:** берилган икки кўрсаткич 95% ли ишонч даражасида фарқланади. Демак икки усул бир хилда самарали ҳисобланмайди. ( $U=17.5, p>0.05$ ).

## ИШОРАТЛАР МЕЪЗОНИ

Ишоратлар меъзони икки нопараметрик кўрсаткичлар ўртасидаги ишончли фарқлар мавжуд бўлган вақтда ишлатилади, агар қайта шундай кўрсаткичлар олинса худди шу мезондан фойдаланиш мумкин. Ишоратлар мезони учун қийматнинг аҳамияти йўқ фақат ишораларнинг аҳамияти мавжуд: **+ёки -**.

Бу тест орқали стимулларнинг кўрсаткичларини қандай намоён бўлганлигини аниқлаш мумкин, улар орасидаги аниқ фарқларни ажратишимиз мумкин. Бундай ҳолатларда Викохсон мезонидан фойдаланмайди, бироқ ишоратлар мезони икки кўрсаткичлар орасидаги кўрсаткичларни аҳамиятлилигини аниқлаш имкониятини яради.

Ишоратлар мезонининг кучи чекланган у тахминан Студент мезонининг 2/3 кучига тўғри келади. Ишоратлар мезонини тўхтамас кўрсаткичларни ишлатишда қўлланилиши мумкин.

### *Ишоратлар мезонининг танланишининг асослари*

1. Берилган кўрсаткичлар фақат бугун сонлар орқали ифода қилиниши керак ва турли хил кўрсаткичлар орасидаги йўналишларни белгилайди.

2. Берилган кўрсаткичлар фақат иккита бир бирига боғлиқ бўлган сонлар орқали олинади. Масалан: шу гуруҳ иштирокчиларнинг ҳар хил шароитдаги берган жавоби.

3. Икки кўрсаткичлар орасида ишончли фарқлар мавжудлиги ёки мавжуд эмаслигини текшириш масаласи қўйилган, бу фарқлар катта ёки кичиклигини аниқлаш ва бунда ишончлилик даражаси тасодифийми ёки йўқлиги таҳлил қилинади.

### *Ишоратлар мезонини ишлаш тартиби.*

Ҳар бир респондентнинг кўрсаткичлари икки маротаба олинади, ҳар бир тадқиқот бўйича икки маротаба эксперимент олинади, айниқса коррекция қилишда шу усулдан фойдаланиш мумкин. Ишоратлар мезони шу кўрсаткичлар асосида бир хил шароитда ранжировка қилинади. Бунда улар каттами ёки кичиклигига жавоб бериш талаб қилинади: бу ҳолатда 1 кўрсаткич иккинчи кўрсаткичдан кичикми ёки йўқлиги аниқланади (+ ёки -).

Ишораларнинг қўйилишини эҳтимоли аниқ бўлиши мумкин. Агар олинган кўрсаткичлар тасодифий танланган бўлса у ҳолатда

(+) ва (-) лар сони тахминан бир хил бўлиши мумкин. Агар шароитлар ўртасида фарқлар мавжуд бўлган бўлса у ҳолда (+ ёки -) кўрсаткичларининг пропорцияси ўзгариб кетиши мумкин.

### ***Ишоратлар мезонини ишлаш учун мисол.***

Инсоннинг ички эмоционал ҳолатларини аниқлаш учун эмоционал ҳолатларни аниқлаш тестидан фойдаланилди. Бунда синалувчилар 1 баллдан 9 баллгача ўз ҳолатларини баҳолашлари талаб қилинади. Бунда эмоционал кўзғалиш, хавотирлик, дискомфорт тушунчаларига 1 балл қўйиб талаб қилинса, эмоционал ҳолатларнинг ижобийлиги 9 балл билан белгиланиши керак эди. Релаксацион сессиядан сўнг синалувчиларда яна ҳолатлар текширилган ва уларни ўз ҳолатларини баҳолаш сўрашган.

Ҳар бир инсон ўзида кечаётган эмоционал ҳолатларни таҳлил қилиш имкониятига эгадир, бироқ бу шкалалар индивидуал бўлганлиги сабабли бу балларни солиштириш мессёрларга тўғри келмайди. Бундай ҳолатларда Вилкоксон тести иш беради.

Эмоционал ҳолатларни баҳолашда бир томонлама муқобил фараз илғари сурилади. Нол фараз улар орасидаги фарқлар мавжуд эмаслигини тахмин қилади.

Ишончлилиқ даражаси танланади  $p = 0,05$

Қуйида келтирилган жадвалда ишораларни ҳисоблаб топилади.  $G$  ни аниқлаш талаб қилинади (энг кам олинган ишоралар)  $G = 1$ .

Келтирилган кўрсаткичлар орқали танламанинг кўрсаткичини аниқлаш талаб қилинади  $N = 12$ .

Синалувчининг рақами	1-ўлчов (сессиядан олдинги)	2-ўлчов (сессиядан кейинги)	Ишоралар фарқи
1	4	6	+
2	1	4	+
3	3	7	+
4	6	5	-
5	1	6	+
6	3	8	+
7	7	7	0
8	4	8	+
9	2	2	0

10	3	4	+
11	4	8	+
12	6	6	0
13	4	7	+
14	4	6	+
15	4	5	+

Агар ҳисоблаб топилган  $G$  бир томонлама критик кўрсаткичдан  $p = 0,05$  ишонч даражасидан кичик бўлса у ҳолда икки танланмалар ўртасида ишончли фарқлар мавжудлигини кўрсатади. Демак релаксациядан олдинги ва релаксациядан кейинги кўрсаткичлар орасида ишончли фарқлар мавжудлигини кузатишимиз мумкин. Агар ҳисоблаб топилган  $G$  жадвалдан топилган  $G$  дан катта бўлса улар орасида фарқлар мавжуд эмаслигини кўришимиз мумкин ва бу қуйидагича ифодаланади:

$$G_{\text{эмп}} = 1; G_{\text{кр}} = \begin{cases} 2(p \leq 0,05) \\ 1(p \leq 0,01) \end{cases}; n = 12 \text{ учун};$$

$$G_{\text{эмп}} < G_{\text{кр}}.$$

$H_0$  инкор қилинади,  $H_1$  қабул қилинади ижобий ўзгаришлар мавжудлиги қайд қилинади ( $p \leq 0,05$ ).

Ишоратлар мезони асосида қуйидагича хулоса чиқаришимиз мумкин: иштирокчилар ўзларининг эмоционал ҳолатларини релаксация маъносидан кейин ижобий баҳолашар экан.

### *χ<sup>2</sup> мезони ёрдамида гуруҳлар орасидаги боғлиқликни аниқлаш*

$\chi^2$  – мезони нопараметрик статистик усули бўлиб, бир танламага оид вазифаларни амалга оширишда (эмпирик ва назарий тақсимланишларнинг мослигини аниқлаш) ҳамда икки танлама орасидаги боғлиқликни аниқлашга доир вазифаларни бажаришда фойдаланилади.

84 кишилик талабалар гуруҳида эго ҳолати типларининг (Э. Берннинг трансакцион таҳлили бўйича) низоли вазиятларда хулқ-атвор услубига (Томас методикаси бўйича) кўрсатган таъсири тадқиқ этилган.

Хуллас бир сўровнома орқали ҳар бир сингалувчида “Бола”, “Катта одам”, “Ота-она” эго ҳолати типларидан бирининг устунлиги аниқланган.



Сўнгра бошқа бир сўровнома ёрдамида ушбу синалувчилар низоли вазиятларда қандай типдаги хулқ-атворни намоён қилишлари (хамкорлик қилувчи, рақобатчилик) аниқланган.

84 нафар талабада ўтказилган тадқиқот натижалари асосида ажратилган гуруҳлар частотали таҳлили амалга оширилиб энг камида икки сатр ва икки устунга эга бўлган жадвал шаклида умумлаштирилади:

**Частоталар жадвали**

Хулқ атвор услуби	Эго ҳолати типлари			
	Ёш бола	Катта одам	Ота-она	жам и
Хамкорлик қилувчи	7	21	4	32
Рақобатчилик	15	9	28	52
<b>Жами</b>	<b>22</b>	<b>30</b>	<b>32</b>	<b>84</b>

$\chi^2$  мезони ёрдамида низоли вазифалардаги хулқ-атвор услубининг эго ҳолати типларига боғлиқлигини аниқлаш ва 95%лик ишонч даражасида бу борада қарор қабул қилиш лозим.

Жадвалдаги маълумотларга қараганда “Катта одамлар” кўпроқ “хамкорлик қилувчи” хулқ-атвор типини намоён қилишга мойил бўлганлар. “Ёш бола”, ва айниқса “Ота-она” эго ҳолатини намоён қилганлар орасида эса бундай хулқ-атворни услубига эга бўлиш ҳолатлари камроқ учрайди.

Шу билан бирга, “Ота-она” эго ҳолатини намоён қилганлар орасида “рақобатчилик” хулқ-атворини намоён қилиш ҳолати кўлчиликни ташкил этган “Ёш бола” ва айниқса “Катта одам” эго ҳолатига мансуб кимсаларда “Рақобатчилик”ка мойиллик хос эмас.

Бироқ ушбу қонуниятни 95%лик ишонч даражасида эътироф этиш имкониятини  $\chi^2$  мезони ёрдамида аниқлаш зарур.

$H_0$ : Танламалар орасида ишонч даражасидаги фарқ мавжуд эмас (яъни эго ҳолат типлари ва хулқ атвор услублари орасида боғлиқлик мавжуд эмас.

$H_1$ : Фарқ мавжуд, яъни хулқ атвор услуби шахснинг уствор эго ҳолати типларига боғлиқ бўлади.

$$\alpha = 0,05.$$

$\chi^2$  мезонини ҳисоблаш формуласи

$$\chi^2 = \sum_{i,j} \frac{(H_{ij} - O_{ij})^2}{O_{ij}} \quad (1)$$

$H$  – эмпирик частота

$O$  – назарий частота

$\chi^2$  – мезонини кулайроқ усулда ҳисоблаш учун қуйидаги жадвални тузиш лозим:

Эмпирик частота (H)	Назарий частота (O)	H- O	(H- O) <sup>2</sup>	(H- O) <sup>2</sup> /O
7	8,38	1,38	1,91	0,23
21	11,43	9,57	91,61	8,02
4	12,19	8,19	67,08	5,50
15	13,62	1,38	1,91	0,14
9	18,57	9,57	91,61	4,93
28	19,81	8,19	67,08	3,39
<b>84</b>	<b>84</b>		$\chi^2 =$	<b>22,21</b>

Умумлаштирилган жадвалнинг ҳар бир қатигадаги эмпирик частоталар устунига эркин тартибда киритилади.

Сўнгра назарий частота устунига ҳар қатикдаги эмпирик частоталар учун назарий частоталар қуйидаги формула асосида ҳисоблаб чиқилади

$$O_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^n H_{ii} \cdot \sum_{k=1}^m H_{jk}}{N} \quad (2)$$

$i$  – тегишли қатик жойлашган сатрининг тартиб рақами;

$j$  – тегишли қатик жойлашган устунинг тартиб рақами;

$N$  – таълиқнинг умумий ҳажми

$H_{ij}$  –  $i$  сатри ва  $j$  устунда жойлашган қатикдаги эмпирик частота учун ҳисоблаб топилган назарий частота.

Соддароқ қилиб айтилса  $j$  устун ва  $i$  сатрида жойлашган қатик назарий частотасини ҳисоблаш учун  $j$  устун ва  $i$  сатрининг йиғиндиларининг ўзаро кўпайтириш ва таълиқнинг умумий

ҳажмига бўлиш керак. Олинган натижаларни (O) устунининг тегишли катагига ёзиб чиқиш керак.

Кейинги устунларда ҳам  $\chi^2$  мезонини ҳисоблаш учун тегишли амаллар бажарилиб,  $\chi^2$  ҳисоблаб топилади (22,21).

Жадвалдаги  $\chi^2$  қийматини ҳисоблаш.

$$df = (\text{сатрлар сони} - 1) \times (\text{устунлар сони} - 1) = (m - 1) \times (n - 1) \\ = (2-1) \times (3-1) = 2$$

Танлаб олинган б ишонччилик даражасида ва 2 та эркинлик даражасида жадвалдаги  $\chi^2$  қиймати (5,99).

**Таққослаш:** Агар ҳисоблаб тошилган  $\chi^2$  мезони жадвалдан тошилган критик  $\chi^2$  қийматидан катта бўлса,  $H_0$  инкор этилиб,  $H_1$  қабул қилинади. акс ҳолда  $H_0$  қабул қилинади. Ҳисоблаб топилган  $\chi^2$  (22,21) жадвалдан топилган  $\chi^2$  (5,99) қийматидан катта бўлганлиги учун  $H_1$  фаззини қабул қиламиз ва кўрсаткичлар орасида боғлиқлик мавжуд деб қабул қиламиз.

**Қарор:** Уствор эго ҳолати типлари ҳамда низоли вазиятлардаги хулқ-атвор услублари орасида 95% лик ишонччилик даражасида статистик жиҳатдан боғлиқлик мавжуд ( $\chi^2=22.21$ ,  $p<0.05$ ).

### Регрессион таҳлил

Регрессион таҳлил бошқа ўзгарувчилар билан метрик ўзгарувчиларни аниқлашда ишлагилди. Регрессион таҳлил ўзининг функциясига кўра дисперсион таҳлилга ўхшаш ҳисобланади. Фақат улар ишлатиш услубида фарқланадилар. Агар дисперсион таҳлил мустақил ўзгарувчилар миқдорий бўлмаганда қўлланса, регрессион таҳлил эса ҳамма ўзгарувчилар боғлиқ бўлиши талаб қилинади. Масалан бир хил инсонларни турли хил методикалар орқали текширилганда. Бунда боғлиқ бўлмаган кўрсаткичлар миқдорий шкалада ўлчаниши талаб қилинади.

Агар боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар регрессион тенгликка қўйилса, фақат тўғри боғланган ҳолатлар бўлса, бу боғлиқлик чизиқли деб номланади. Бироқ регрессион таҳлилда турли хил боғлиқликлар қабул қилинади бунга чизиқли пропорционал бўлмаган ўлчамларни ҳам киритишимиз мумкин.

Бунда битта ўзгарувчилар орқали ҳам чизиқли ўзгарувчиларни қўллаш мумкин – бу бир томонлама чизиқли регрессия деб номланади.

### Бир томонлама чизикли регрессия.

Боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар учун  $X$  экспериментал кўрсаткичларни йиғиндиси сифатида берилган, боғлиқ бўлган ўзгарувчилар учун  $Y$  бир томонлама чизикли тенглик ўртасида аюка ўрнатади

$$Y = a + bX. \quad (1)$$

Бу тенглама ҳар қандай  $X$  ўзгарувчи учун  $\tilde{X}_{ни}$ ,  $Y$  ўзгарувчи учун  $\tilde{Y}$  аниқлаш имкониятини яратади.  $\tilde{X}$  кўрсаткичини биринчи келтирилган тенгламага қўйиш талаб қилинади:  $\tilde{Y} = a + b\tilde{X}$ .

Бирок, ҳар бир мавжуд бўлган ўзгарувчининг ҳолати ва тадқиқот давомида олинган кўрсаткичлар  $Y_i = a + b_x$  ва  $y_i$  умуман бир бирига мос келмайди.  $e_i = y_i - Y_i$  натижалар хато ёки қолдиқли баҳолаш ҳисобланади.  $A$  ва  $B$  кўрсаткичларининг регрессия коэффициенти интеграл минимал даражага келтириши талаб қилинади. шу тариқа қолганларнинг минимала кўрсаткичларининг квадрати энг кичик қиймат бўлиши талаб қилинади:  $\sum e_i^2 = \min$  бундай натижага

эришиш учун қуйидагиларни билиш зарур:

$$b = r_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \text{— регрессия коэффициенти} \quad (2)$$

$$a = \bar{Y} - b\bar{X} \text{— эркин аъзо;} \quad (3)$$

$\bar{Y}$ ,  $\bar{X}$  —  $Y$  ва  $X$  ўзгарувчиларнинг ўртача қийматлари;

$\sigma_y$ ,  $\sigma_x$  — ўзгарувчиларнинг стандарт оғиши;

$r_{xy}$  — Пирсон корреляция коэффициенти.

### Чизикли регрессияни ишлаш учун мисол

Бу мисолда синалувчиларнинг темперамент хусусиятлари ўрганилади. Биз бунда икки фаразни илгари сурамиз 0 фараз ёш ўтиши билан инсондаги  $y$  ёки бу хусусиятлар ўзгармай шундайлигича қолади ва муқобил фараз унга кўра инсоннинг темперамент хусусиятлари ёш ўтиши билан ўзгаради. Уларнинг динамиклигини регрессион таҳлил орқали кўриб чиқамиз.

Синалувчининг рақами	Ёши (X)	Динамиклиги (Y)
1	17	16
2	19	19

3	26	18
4	28	14
5	35	20
6	33	17
7	40	16
8	44	17
9	52	16
10	55	14
11	62	5
12	71	3
13	19	18
14	18	12
15	21	19
Ўртача қиймат	<b>36,00</b>	<b>14,93</b>
Стандарт оғиш:	<b>17,44</b>	<b>4,93</b>

$$r_{xy} = -0,697; p < 0,01$$

иккинчи формулани ишлатишдан аввал биринчи бўлиб ўзгарувчиларнинг стандарт оғишларини ҳисоблаб топиш талаб қилинади:

$$y_x = 17,44$$

$$y_y = 4,93$$

Демак:

$$b = r_{xy} \frac{\sigma_y}{\sigma_x} = -0,697 \cdot \frac{4,93}{17,44} = -0,197 \quad \text{— регрессия коэффициенти;}$$

Эркин кўрсаткични топиш учун ўртача қиймат ва регрессия коэффициентидан фойдаланилади:

$$a = Y - bX = 22,032 \quad \text{— эркин аъзо;}$$

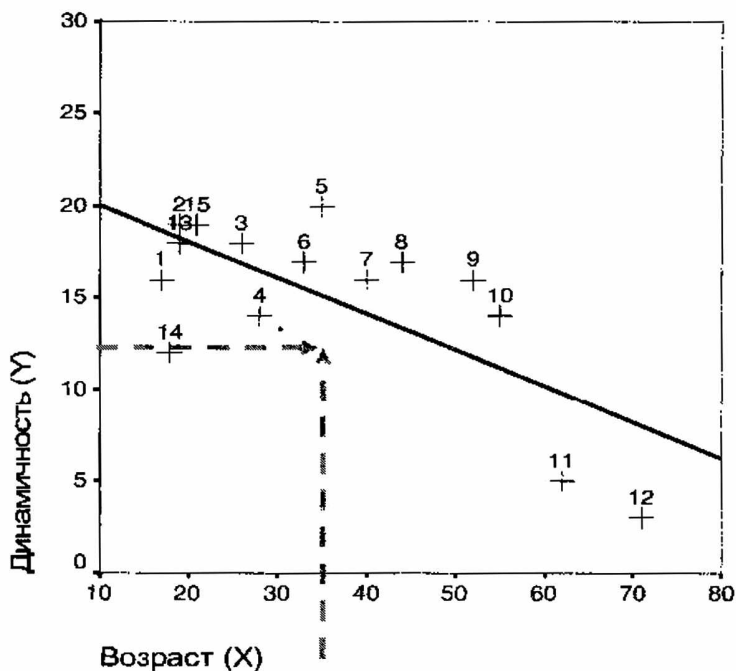
бир чизикли тенглама куйидагича кўринишга эга бўлади:

$$Y = 22,032 - 0,197 \cdot X$$

Регрессион чизикни график тарзда ифодалаш учун иккита нуқтани топиш талаб қилинади: 1) Y нуқтани кечилиши жойи ва регрессион чизик; 2) X ва Y кўрсаткичларининг ўртача қийматлари кесишган жойи.

X ва Y кўрсаткичларининг кесишган жойи куйидагича: **14,93 x 36.**

Y ўқининг кесишган жойини биз тенглама орқали топамиз  $Y = 22,032 - 0,197 \cdot 10 = 20,06$ . Демак, **20,06 x 10**. Шу нуқталардан ўтадиган тўғри чизик регрессион чизик деб номланади.



Регрессия тенгламаси орқали ҳисоблаб топилган кўрсаткич қолдиқлари кичиклаштирилган бўлишига қарамай статистик жиҳатдан ўз аҳамиятлилигини текшириш талаб қилинади, бунда биз текширган фараз таҳлил қилинади. Қуйидаги иккита фараз илгари сурилади.

$H_0$ : назарий модел экспериментал кўрсаткичларга мос келмайди

$H_1$ : Назарий модел экспериментал кўрсаткичларга мос келади.

Интеграл кўрсаткичларнинг экспериментларга ўзгарувчанларнинг назарий моделларига қанчалик мос келишини аниқлашда кўп томонлама детерминация кўрсаткичидан фойдаланиш талаб қилинади:

$$R^2 = r_{xy}^2 = (-0,697)^2 = 0,486$$

Детерминация коэффициентининг кўрсатишича 48,6% синалувчиларнинг темпераментидаги динамиклик ўзгаришни кузатишимиз мумкин, яъни уларнинг характерлари ёш ўтишлари билан ўзгарар экан. Қолган 51,4% синалувчиларнинг темпераментлари бопқа хусусиятлар туфайли ўзгариши мумкин экан.

Статистик жадвалларни ишлатиш учун албатта F муносабатни ҳисоблаб топиш талаб қилинади:

$$F = \frac{r_{xy}^2}{1 - r_{xy}^2} \cdot (N - 2).$$

Демак,

$$F = \frac{0,486}{1 - 0,486} \cdot 13 = 12,17$$

Ишонч даражаси таълаб олинади:  $\alpha = 0.05$

Эркинлик даражаси:  $df = n - 2 = 13$

0,05 ишонч даражасида F қиймат жадвалдан топилади. ( $F_T = 4,67$ ).

**Таққослаш:** агар ҳисоблаб топилган F жадвалдаги  $F_T$ , дан катта бўлса 0 фараз инкор қилинади. бошқа ҳолатда эса қабул қилинади. бизнинг мисолда жадвалдаги кўрсаткичдан катта бўлганлиги сабабли ( $12.17 > 4.67$ ), биз экспериментал фаразни қабул қиламиз, бунга кўра регрессион модел экспериментал кўрсаткичлар учун адекват ҳисобланади.

**Қарор:** Экспериментал кўрсаткичлар 95% ишонч даражасида чизиқли тенгламага мос келади:  $Y = 22,032 - 0,197 \cdot X$  ( $F = 12,17$ ,  $p > 0.05$ ).

Статистик таҳлилда ишлатиладиган эмпирик кўрсаткичлар  
ЖАДВАЛИ

Z қийматлар учун эҳтимоллар тақсимланиши

Z	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
0	.0000	.0040	.0080	.0120	.0160	.0199	.0239	.0279	.0319	.0359
.1	.0398	.0438	.0478	.0517	.0557	.0596	.0636	.0675	.0714	.0753
.2	.0793	.0832	.0871	.0910	.0948	.0987	.1026	.1064	.1103	.1141
.3	.1179	.1217	.1255	.1293	.1331	.1368	.1406	.1443	.1480	.1517
.4	.1554	.1591	.1628	.1664	.1700	.1736	.1772	.1808	.1844	.1879
.5	.1915	.1950	.1985	.2019	.2054	.2088	.2123	.2157	.2190	.2224
.6	.2257	.2291	.2324	.2357	.2389	.2422	.2454	.2486	.2518	.2549
.7	.2580	.2612	.2642	.2673	.2704	.2734	.2764	.2794	.2823	.2852
.8	.2881	.2910	.2939	.2967	.2995	.3023	.3051	.3078	.3106	.3133
.9	.3159	.3186	.3212	.3238	.3264	.3289	.3315	.3340	.3365	.3389
1.0	.3413	.3438	.3461	.3485	.3508	.3531	.3554	.3577	.3599	.3621
1.1	.3643	.3665	.3686	.3708	.3729	.3749	.3770	.3790	.3810	.3830
1.2	.3849	.3869	.3888	.3907	.3925	.3944	.3962	.3980	.3997	.4015
1.3	.4032	.4049	.4066	.4082	.4099	.4115	.4131	.4147	.4162	.4177
1.4	.4192	.4207	.4222	.4236	.4251	.4265	.4279	.4292	.4306	.4319
1.5	.4332	.4345	.4357	.4370	.4382	.4394	.4406	.4418	.4429	.4441
1.6	.4452	.4463	.4474	.4484	.4495	.4505	.4515	.4525	.4535	.4545
1.7	.4554	.4564	.4573	.4582	.4591	.4599	.4608	.4616	.4625	.4633
1.8	.4641	.4649	.4656	.4664	.4671	.4678	.4686	.4693	.4699	.4706
1.9	.4713	.4719	.4726	.4732	.4738	.4744	.4750	.4756	.4761	.4767
2.0	.4772	.4778	.4783	.4788	.4793	.4798	.4803	.4808	.4812	.4817
2.1	.4821	.4826	.4830	.4834	.4838	.4842	.4846	.4850	.4854	.4857
2.2	.4861	.4864	.4868	.4871	.4875	.4878	.4881	.4884	.4887	.4890
2.3	.4893	.4896	.4898	.4901	.4904	.4906	.4909	.4911	.4913	.4916
2.4	.4918	.4920	.4922	.4925	.4927	.4929	.4931	.4932	.4934	.4936
2.5	.4938	.4940	.4941	.4943	.4945	.4946	.4948	.4949	.4951	.4952
2.6	.4953	.4955	.4956	.4957	.4959	.4960	.4961	.4962	.4963	.4964
2.7	.4965	.4966	.4967	.4968	.4969	.4970	.4971	.4972	.4973	.4974
2.8	.4974	.4975	.4976	.4977	.4977	.4978	.4979	.4979	.4980	.4981
2.9	.4981	.4982	.4982	.4983	.4984	.4984	.4985	.4985	.4986	.4986
3.0	.49865	.4987	.4987	.4988	.4988	.4989	.4989	.4989	.4990	.4990
4.0	.49997									



$\chi^2$  ТАКСИМЛАНИШ

df	0,50	0,25	0,10	0,05	0,025	0,01	0,005	0,001
1	0,455	1,323	2,706	3,841	5,024	6,635	7,879	10,828
2	1,386	2,773	4,605	5,991	7,378	9,210	10,597	13,816
3	2,366	4,108	6,251	7,815	9,348	11,345	12,838	16,266
4	3,357	5,385	7,779	9,488	11,143	13,277	14,860	18,467
5	4,351	6,626	9,236	11,070	12,833	15,086	16,750	20,515
6	5,348	7,841	10,645	12,592	14,449	16,812	18,548	22,458
7	6,346	9,037	12,017	14,067	16,013	18,475	20,278	24,322
8	7,344	10,219	13,362	15,507	17,535	20,090	21,955	26,124
9	8,343	11,389	14,684	16,919	19,023	21,688	23,589	27,877
10	9,342	12,549	15,987	18,307	20,483	23,209	25,188	29,588
11	10,341	13,701	17,275	19,675	21,920	24,725	26,757	31,264
12	11,340	14,845	18,549	21,026	23,337	26,217	28,300	32,909
13	12,340	15,984	19,812	22,362	24,736	27,688	29,819	34,528
14	13,339	17,117	21,064	23,685	26,119	29,141	31,319	36,123
15	14,339	18,245	22,307	24,996	27,488	30,578	32,801	37,697
16	15,338	19,369	23,542	26,296	28,845	32,000	34,267	39,252
17	16,338	20,489	24,769	27,587	30,191	33,409	35,718	40,790
18	17,338	21,606	25,989	28,869	31,526	34,805	37,156	42,312
19	18,338	22,718	27,204	30,144	32,852	36,191	38,582	43,820
20	19,337	23,828	28,412	31,410	34,170	37,566	39,997	45,315
21	20,337	24,935	29,615	32,671	35,479	38,932	41,401	46,797
22	21,337	26,039	30,813	33,924	36,781	40,289	42,796	48,268
23	22,337	27,141	32,007	35,172	38,076	41,638	44,181	49,728
24	23,337	28,241	33,196	36,415	39,364	42,980	45,559	51,179
25	24,337	29,339	34,382	37,652	40,646	44,314	46,928	52,620
26	25,336	30,435	35,563	38,885	41,923	45,642	48,290	54,052
27	26,336	31,528	36,741	40,113	43,195	46,963	49,645	55,478
28	27,336	32,620	37,916	41,337	44,461	48,278	50,993	56,892
29	28,336	33,711	39,087	42,557	45,722	49,588	52,336	58,301
30	29,336	34,800	40,256	43,773	46,979	50,892	53,672	59,703
31	30,336	35,887	41,422	44,985	48,232	52,191	55,003	61,098
32	31,336	36,973	42,585	46,194	49,480	53,486	56,328	62,487
33	32,336	38,058	43,745	47,400	50,725	54,776	57,648	63,870
34	33,336	39,141	44,903	48,602	51,966	56,061	58,964	65,247
35	34,336	40,223	46,059	49,802	53,203	57,342	60,275	66,619
36	35,336	41,304	47,212	50,998	54,437	58,619	61,581	67,985
37	36,336	42,383	48,363	52,192	55,668	59,893	62,883	69,346
38	37,335	43,462	49,513	53,384	56,896	61,162	64,181	70,703
39	38,335	44,539	50,660	54,572	58,120	62,428	65,476	72,055
40	39,335	45,616	51,805	55,758	59,342	63,691	66,766	73,402

W критик қиймати (икки томонлама варианти)

n	W	P	n	W	P
5	15	0,062	13	65	0,022
6	21	0,032	14	57	0,048
	19	0,062		73	0,020
7	28	0,016	15	63	0,050
	24	0,046		80	0,022
8	32	0,024	16	70	0,048
	28	0,054		88	0,022
9	39	0,020	17	76	0,050
	33	0,054		97	0,020
10	45	0,020	18	83	0,050
	39	0,048		105	0,020
11	52	0,018	19	91	0,048
	44	0,054		114	0,020
12	58	0,020	20	98	0,050
	50	0,052		124	0,020
				106	0,048

Студент т мезони кўрсаткичлари

f	Ишонч даражасида			f	Ишонч даражасида		
	95%	99%	99,9%		95%	99%	99,9%
1	12,71	63,66		21	2,08	2,83	3,82
2	4,30	9,63	31,60	22	2,07	2,82	3,79
3	3,18	5,84	12,94	23	2,07	2,81	3,77
4	2,78	4,60	8,61	24	2,06	2,80	3,75
5	2,57	4,03	6,86	25	2,06	2,79	3,73
6	2,45	3,71	5,96	26	2,06	2,78	3,71
7	2,37	3,50	5,41	27	2,05	2,77	3,69
8	2,31	3,36	5,04	28	2,05	2,76	3,67
9	2,26	3,25	4,78	29	2,04	2,76	3,66
10	2,23	3,17	4,59	30	2,04	2,75	3,65
11	2,20	3,11	4,44	40	2,02	2,70	3,55
12	2,18	3,06	4,32	50	2,01	2,68	3,50
13	2,16	3,01	4,22	60	2,00	2,66	3,46
14	2,15	2,98	4,14	80	1,99	2,64	3,42
15	2,13	2,95	4,07	100	1,98	2,63	3,39
16	2,12	2,92	4,02	120	1,98	2,62	3,37
17	2,11	2,90	3,97	200	1,97	2,60	3,34
18	2,10	2,88	3,92	500	1,96	2,59	3,31
19	2,09	2,86	3,88	-	1,96	2,58	3,29
20	2,09	2,85	3,85	-			
f	5%	1%	0,1%	f	5%	1%	0,1%

Корреляция коэффициенті учун ишонч чегаралари

n	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$	n	$\alpha=5\%$	$\alpha=1\%$
4	0.950	0.909	26	0.388	0.496
5	0.878	0.959	27	0.381	0.487
6	0.811	0.917	28	0.374	0.478
7	0.754	0.874	29	0.367	0.470
8	0.707	0.834	30	0.361	0.463
9	0.666	0.798	35	0.332	0.435
10	0.632	0.765	40	0.310	0.407
11	0.602	0.735	45	0.292	0.384
12	0.576	0.708	50	0.277	0.364
13	0.553	0.684	60	0.253	0.333
14	0.532	0.661	70	0.234	0.308
15	0.514	0.641	80	0.219	0.288
16	0.497	0.623	90	0.206	0.272
17	0.482	0.606	100	0.196	0.258
18	0.468	0.590	125	0.175	0.230
19	0.456	0.575	150	0.160	0.210
20	0.444	0.561	200	0.138	0.182
21	0.433	0.549	250	0.124	0.163
22	0.423	0.537	300	0.113	0.148
23	0.413	0.526	400	0.098	0.128
24	0.404	0.515	500	0.088	0.115
25	0.396	0.505	1000	0.062	0.081

$\Gamma$  киймати  $\leq 0.5$  да ахамиятсиз ва  $\geq 0.1$  бўлганда ахамиятлидир

**0.05 ва 0.01 ишонч даражалари учун G-ишоратлар мезони қийматнинг критик кўрсаткичлари**

Агар кўрсаткичлар  $G_{0.05}$  критик қийматидан кичик ёки тенг бўлса ишончли ҳисобланади, бу 0.01 ишонч даражаси учун ҳам шундайдир.

N	p		N	p		N	p		N	p	
	0,05	0,01		0,05	0,01		0,05	0,01		0,05	0,01
5	0	-	27	8	7	49	18	15	92	37	34
6	0	-	28	8	7	50	18	16	94	38	35
7	0	0	29	9	7	52	19	17	96	39	36
8	1	0	30	10	8	54	20	18	98	40	37
9	1	0	31	10	8	56	21	18	100	41	37
10	1	0	32	10	8	58	22	19	110	45	42
11	2	1	33	11	9	60	23	20	120	50	46
12	2	1	34	11	9	62	24	21	130	55	51
13	3	1	35	12	10	64	24	22	140	59	55
14	3	2	36	12	10	66	25	23	150	64	60
15	3	2	37	13	10	68	26	23	160	69	64
16	4	2	38	13	11	70	27	24	170	73	69
17	4	3	39	13	11	72	28	25	180	78	73
18	5	3	40	14	12	74	29	26	190	83	78
19	5	4	41	14	12	76	30	27	200	87	83
20	5	4	42	15	13	78	31	28	220	97	92
21	6	4	43	15	13	80	32	29	240	106	101
22	6	5	44	16	13	82	33	30	260	116	110
23	7	5	45	16	14	84	33	30	280	125	120
24	7	5	46	16	14	86	34	31	300	135	129
25	7	6	47	17	15	88	35	32			
26	8	6	48	17	15	90	36	33			

0.05 ва 0.01 ишонч даражасида F кийматлар жалвали (if киймати катта кўрсаткичлар учун эркинлик даражасидан олинад)

№	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	20	24	30	40	50	75	100	200	500	900
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	243	244	246	246	248	249	260	251	252	253	253	254	254	254
4052	4999	5403	5625	5764	5859	5928	5981	6022	6056	6082	6106	6114	616	616	6208	6234	6261	6286	630	6323	633	6352	6361	6366
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.36	19.37	19.38	19.39	19.40	19.41	19.42	19.43	19.44	19.45	19.46	19.47	19.47	19.48	19.49	19.49	19.50	19.50
96.48	99.00	99.17	99.25	99.30	99.33	99.36	99.37	99.39	99.40	99.41	99.42	99.43	99.44	99.45	99.46	99.47	99.48	99.48	99.49	99.49	99.49	99.50	99.50	99.50
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.88	8.84	8.81	8.78	8.76	8.74	8.71	8.69	8.66	8.64	8.62	8.60	8.58	8.57	8.56	8.54	8.54	8.53
94.12	30.82	23.46	28.71	28.24	27.91	27.67	27.49	27.34	27.23	27.13	27.05	26.92	26.83	26.69	26.60	26.50	26.41	26.38	26.27	26.27	26.23	26.18	26.14	26.12
4	7.71	6.84	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.93	5.91	5.87	5.84	5.80	5.77	5.74	5.71	5.70	5.68	5.66	5.65	5.64	5.63
21.20	18.00	16.69	15.68	15.52	15.21	14.98	14.80	14.66	14.54	14.45	14.37	14.24	14.15	14.02	13.93	13.83	13.74	13.68	13.61	13.57	13.52	13.48	13.48	13.46
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.76	4.74	4.70	4.68	4.64	4.60	4.56	4.53	4.50	4.46	4.44	4.42	4.40	4.38	4.37	4.36
16.26	13.27	12.06	11.28	10.97	10.67	10.45	10.29	10.15	10.05	9.96	9.88	9.77	9.68	9.55	9.47	9.38	9.29	9.24	9.17	9.13	9.07	9.07	9.04	9.02
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.03	3.96	3.92	3.87	3.84	3.81	3.77	3.75	3.72	3.71	3.69	3.66	3.67	3.67
13.74	10.92	9.76	9.15	8.75	8.47	8.26	8.10	7.98	7.87	7.79	7.72	7.60	7.52	7.38	7.31	7.23	7.14	7.09	7.02	6.99	6.94	6.90	6.88	6.88
7	5.53	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.63	3.60	3.57	3.52	3.49	3.44	3.41	3.38	3.34	3.32	3.29	3.28	3.25	3.24	3.23
12.25	9.55	8.45	7.85	7.46	7.18	7.00	6.84	6.71	6.62	6.54	6.47	6.35	6.27	6.15	6.07	5.98	5.90	5.85	5.78	5.75	5.70	5.67	5.67	5.65
6	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.59	3.44	3.39	3.34	3.31	3.28	3.23	3.20	3.15	3.12	3.08	3.05	3.03	3.00	2.98	2.96	2.94	2.93	2.93
11.26	8.65	7.59	7.01	6.63	6.37	6.19	6.03	5.91	5.82	5.74	5.67	5.56	5.48	5.36	5.28	5.20	5.11	5.06	5.00	4.96	4.91	4.88	4.86	4.86
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.13	3.10	3.07	3.02	2.98	2.93	2.90	2.86	2.82	2.80	2.77	2.76	2.73	2.72	2.71
10.56	8.02	6.96	6.42	6.08	5.80	5.65	5.47	5.35	5.28	5.18	5.11	5.00	4.92	4.80	4.73	4.64	4.56	4.51	4.45	4.41	4.36	4.33	4.31	4.31

10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.97	2.94	2.91	2.88	2.82	2.77	2.74	2.70	2.67	2.64	2.61	2.59	2.56	2.55	2.54
	10.04	7.56	6.55	5.99	5.64	5.39	5.21	5.06	4.95	4.85	4.78	4.71	4.60	4.52	4.41	4.33	4.26	4.17	4.12	4.05	4.01	3.96	3.93	3.91
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.86	2.82	2.79	2.74	2.70	2.65	2.61	2.57	2.53	2.50	2.47	2.45	2.42	2.41	2.40
	9.65	7.20	6.22	5.67	5.32	5.07	4.88	4.74	4.63	4.54	4.48	4.40	4.29	4.21	4.10	4.02	3.94	3.86	3.80	3.74	3.70	3.66	3.62	3.60
12	4.75	3.88	3.49	3.26	3.11	3.00	2.92	2.85	2.80	2.76	2.72	2.69	2.64	2.60	2.54	2.50	2.46	2.42	2.40	2.36	2.35	2.32	2.31	2.30
	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.82	4.65	4.50	4.39	4.30	4.22	4.16	4.05	3.98	3.86	3.78	3.70	3.61	3.56	3.49	3.46	3.41	3.38	3.36
13	4.67	3.80	3.41	3.18	3.02	2.92	2.84	2.77	2.72	2.67	2.63	2.60	2.55	2.51	2.46	2.42	2.38	2.34	2.32	2.28	2.26	2.24	2.22	2.21
	9.07	6.70	5.74	5.20	4.86	4.62	4.44	4.30	4.19	4.10	4.02	3.96	3.85	3.76	3.67	3.59	3.51	3.42	3.37	3.30	3.27	3.21	3.18	3.16
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.77	2.70	2.65	2.60	2.56	2.53	2.48	2.44	2.39	2.35	2.31	2.27	2.24	2.21	2.19	2.16	2.14	2.13
	8.86	6.51	5.56	5.03	4.69	4.46	4.28	4.14	4.03	3.94	3.86	3.80	3.70	3.62	3.51	3.43	3.34	3.26	3.21	3.14	3.11	3.06	3.02	3.00
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.70	2.64	2.59	2.55	2.51	2.48	2.43	2.39	2.33	2.29	2.25	2.21	2.18	2.15	2.12	2.10	2.08	2.07
	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4.14	4.00	3.89	3.80	3.73	3.67	3.56	3.48	3.36	3.29	3.20	3.12	3.07	3.00	2.97	2.92	2.89	2.87
16	4.48	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49	2.45	2.42	2.37	2.33	2.28	2.24	2.20	2.16	2.13	2.09	2.07	2.04	2.02	2.01
	8.53	6.23	5.29	4.77	4.44	4.20	4.03	3.89	3.78	3.69	3.61	3.55	3.45	3.37	3.25	3.16	3.10	3.01	2.96	2.89	2.86	2.80	2.77	2.75
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.62	2.55	2.50	2.45	2.41	2.38	2.33	2.28	2.23	2.18	2.15	2.11	2.08	2.04	2.02	1.99	1.97	1.96
	8.40	6.11	5.18	4.67	4.34	4.10	3.93	3.79	3.68	3.59	3.52	3.46	3.35	3.27	3.16	3.08	3.00	2.92	2.86	2.79	2.76	2.70	2.67	2.65
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41	2.37	2.34	2.29	2.25	2.19	2.15	2.11	2.07	2.04	2.00	1.98	1.95	1.93	1.92
	8.26	6.01	5.09	4.58	4.25	4.01	3.85	3.71	3.60	3.51	3.44	3.37	3.27	3.19	3.07	3.00	2.91	2.83	2.78	2.71	2.68	2.62	2.59	2.57
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.55	2.48	2.43	2.38	2.34	2.31	2.26	2.21	2.15	2.11	2.07	2.02	2.00	1.96	1.94	1.91	1.90	1.88
	8.16	5.93	5.01	4.50	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52	3.43	3.36	3.30	3.19	3.12	3.00	2.92	2.84	2.76	2.70	2.63	2.60	2.54	2.51	2.49
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.52	2.45	2.40	2.35	2.31	2.28	2.23	2.18	2.12	2.08	2.04	1.99	1.96	1.92	1.90	1.87	1.85	1.84

8.10	5.65	4.84	4.43	4.10	3.87	3.71	3.56	3.45	3.37	3.30	3.23	3.13	3.05	2.94	2.88	2.77	2.69	2.65	2.59	2.53	2.47	2.44	2.42
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32	2.28	2.25	2.20	2.15	2.09	2.05	2.00	1.96	1.93	1.87	1.84	1.82	1.81
8.02	5.78	4.87	4.37	4.04	3.81	3.65	3.51	3.40	3.31	3.24	3.17	3.07	2.99	2.88	2.80	2.72	2.65	2.58	2.51	2.47	2.42	2.38	2.36
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.47	2.40	2.35	2.30	2.26	2.23	2.18	2.13	2.07	2.03	1.98	1.93	1.91	1.87	1.84	1.81	1.80
7.94	5.72	4.82	4.31	3.99	3.76	3.59	3.45	3.35	3.28	3.18	3.12	3.02	2.94	2.83	2.75	2.67	2.59	2.53	2.49	2.42	2.37	2.33	2.31
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.45	2.38	2.32	2.28	2.24	2.20	2.14	2.10	2.04	2.00	1.96	1.91	1.88	1.84	1.82	1.79	1.77
7.88	5.66	4.76	4.26	3.94	3.71	3.54	3.41	3.30	3.21	3.14	3.07	2.97	2.89	2.78	2.70	2.62	2.56	2.48	2.41	2.37	2.32	2.28	2.26
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.43	2.36	2.30	2.26	2.22	2.18	2.13	2.09	2.02	1.98	1.94	1.89	1.86	1.82	1.80	1.76	1.74
7.82	5.61	4.72	4.22	3.90	3.67	3.50	3.36	3.25	3.17	3.09	3.03	2.93	2.85	2.74	2.66	2.58	2.49	2.44	2.36	2.33	2.27	2.23	2.21
25	4.24	3.38	2.99	2.76	2.60	2.49	2.41	2.34	2.28	2.24	2.20	2.16	2.11	2.06	2.00	1.96	1.92	1.84	1.80	1.77	1.74	1.72	1.71
7.77	5.57	4.68	4.18	3.86	3.63	3.46	3.32	3.21	3.13	3.05	2.99	2.89	2.81	2.70	2.62	2.54	2.46	2.40	2.32	2.28	2.23	2.19	2.17
26	4.22	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22	2.18	2.15	2.10	2.05	1.99	1.95	1.90	1.85	1.82	1.78	1.76	1.72	1.70
7.72	5.53	4.64	4.14	3.82	3.59	3.42	3.28	3.17	3.09	3.02	2.95	2.86	2.77	2.66	2.56	2.50	2.41	2.36	2.28	2.25	2.19	2.15	2.13
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.30	2.25	2.20	2.16	2.13	2.08	2.03	1.97	1.93	1.88	1.84	1.80	1.76	1.74	1.71	1.68
7.68	5.49	4.60	4.11	3.79	3.56	3.39	3.26	3.14	3.06	2.98	2.93	2.83	2.74	2.63	2.55	2.47	2.38	2.33	2.25	2.21	2.16	2.12	2.10
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.44	2.36	2.29	2.24	2.19	2.15	2.12	2.06	2.02	1.96	1.91	1.87	1.81	1.76	1.75	1.72	1.69	1.67
7.64	5.45	4.57	4.07	3.76	3.53	3.36	3.23	3.11	3.03	2.95	2.90	2.80	2.71	2.60	2.52	2.44	2.36	2.30	2.22	2.18	2.13	2.09	2.06
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.54	2.43	2.36	2.28	2.22	2.18	2.14	2.10	2.05	2.00	1.94	1.90	1.85	1.80	1.77	1.73	1.71	1.68	1.65
7.60	5.42	4.54	4.04	3.73	3.50	3.33	3.20	3.08	3.00	2.92	2.87	2.77	2.68	2.57	2.49	2.41	2.32	2.27	2.19	2.15	2.10	2.06	2.03
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.34	2.27	2.21	2.16	2.12	2.09	2.04	1.99	1.93	1.89	1.84	1.79	1.76	1.72	1.69	1.66	1.64
7.56	5.39	4.51	4.02	3.70	3.47	3.30	3.17	3.06	2.98	2.90	2.84	2.74	2.66	2.55	2.47	2.38	2.29	2.24	2.16	2.13	2.07	2.03	2.01



32	4.15	3.30	2.90	2.67	2.51	2.40	2.32	2.25	2.19	2.14	2.10	2.07	2.02	1.97	1.91	1.86	1.82	1.76	1.74	1.69	1.67	1.64	1.61	1.59
	7.50	5.34	4.46	3.97	3.66	3.42	3.25	3.12	3.01	2.94	2.86	2.80	2.70	2.62	2.51	2.42	2.34	2.25	2.20	2.12	2.08	2.02	1.98	1.96
34	4.13	3.28	2.88	2.65	2.49	2.35	2.30	2.23	2.17	2.12	2.06	2.05	2.00	1.95	1.89	1.84	1.80	1.74	1.71	1.67	1.64	1.61	1.59	1.57
	7.44	5.29	4.42	3.93	3.61	3.38	3.21	3.08	2.97	2.89	2.82	2.76	2.68	2.59	2.47	2.38	2.30	2.21	2.15	2.08	2.04	1.98	1.94	1.91
36	4.11	3.25	2.85	2.63	2.48	2.36	2.28	2.21	2.15	2.10	2.06	2.03	1.98	1.93	1.87	1.82	1.78	1.72	1.69	1.65	1.62	1.59	1.56	1.55
	7.39	5.25	4.38	3.89	3.56	3.35	3.18	3.04	2.94	2.86	2.78	2.72	2.62	2.54	2.43	2.35	2.26	2.17	2.12	2.04	2.00	1.94	1.90	1.87
38	4.10	3.25	2.85	2.62	2.46	2.35	2.26	2.19	2.14	2.09	2.05	2.02	1.96	1.92	1.85	1.80	1.76	1.71	1.67	1.63	1.60	1.57	1.54	1.53
	7.35	5.21	4.34	3.86	3.54	3.32	3.15	3.02	2.91	2.82	2.75	2.69	2.59	2.51	2.40	2.32	2.22	2.14	2.08	2.00	1.97	1.90	1.86	1.84
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.16	2.12	2.07	2.04	2.00	1.95	1.90	1.84	1.78	1.74	1.69	1.66	1.61	1.59	1.55	1.53	1.51
	7.31	5.18	4.31	3.83	3.51	3.29	3.12	2.99	2.88	2.80	2.73	2.66	2.56	2.48	2.37	2.28	2.20	2.11	2.05	1.97	1.94	1.88	1.84	1.81
42	4.07	3.22	2.83	2.59	2.44	2.32	2.24	2.17	2.11	2.06	2.02	1.99	1.94	1.89	1.82	1.78	1.73	1.68	1.64	1.60	1.57	1.54	1.51	1.49
	7.27	5.15	4.29	3.80	3.49	3.26	3.10	2.96	2.86	2.77	2.70	2.64	2.54	2.46	2.35	2.26	2.17	2.08	2.02	1.94	1.91	1.85	1.80	1.78
44	4.06	3.21	2.82	2.58	2.43	2.31	2.23	2.16	2.10	2.05	2.01	1.96	1.92	1.88	1.81	1.76	1.72	1.66	1.63	1.58	1.56	1.52	1.50	1.48
	7.24	5.12	4.25	3.78	3.46	3.24	3.07	2.94	2.84	2.75	2.68	2.62	2.52	2.44	2.32	2.24	2.15	2.06	2.00	1.92	1.88	1.82	1.78	1.75
46	4.05	3.20	2.81	2.57	2.42	2.30	2.22	2.14	2.09	2.04	2.00	1.97	1.91	1.87	1.80	1.75	1.71	1.65	1.62	1.57	1.54	1.51	1.48	1.46
	7.21	5.10	4.24	3.76	3.44	3.22	3.05	2.92	2.82	2.73	2.66	2.60	2.50	2.42	2.30	2.22	2.13	2.04	1.98	1.90	1.86	1.80	1.76	1.72
48	4.04	3.19	2.80	2.56	2.41	2.30	2.21	2.14	2.08	2.03	1.99	1.96	1.90	1.86	1.79	1.74	1.70	1.64	1.61	1.56	1.53	1.50	1.47	1.45
	7.19	5.08	4.22	3.74	3.42	3.20	3.04	2.90	2.80	2.71	2.64	2.58	2.48	2.40	2.28	2.20	2.11	2.02	1.96	1.88	1.84	1.78	1.73	1.70
50	4.03	3.18	2.79	2.55	2.40	2.29	2.20	2.13	2.07	2.02	1.98	1.95	1.90	1.85	1.78	1.74	1.69	1.63	1.60	1.55	1.52	1.48	1.46	1.44
	7.17	5.06	4.20	3.72	3.41	3.18	3.02	2.88	2.78	2.70	2.62	2.56	2.46	2.38	2.26	2.18	2.10	2.00	1.94	1.86	1.82	1.76	1.71	1.68
60	4.00	3.15	2.76	2.52	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04	1.99	1.95	1.92	1.86	1.81	1.75	1.70	1.65	1.59	1.56	1.50	1.48	1.44	1.41	1.39

7,06	4,98	4,13	3,65	3,34	3,12	2,95	2,82	2,72	2,63	2,55	2,50	2,40	2,32	2,20	2,12	2,03	1,93	1,87	1,79	1,74	1,68	1,63	1,60
70	3,98	3,13	2,74	2,50	2,35	2,23	2,14	2,07	1,97	1,93	1,89	1,84	1,79	1,72	1,67	1,62	1,58	1,53	1,47	1,45	1,40	1,37	1,35
	7,01	4,92	4,06	3,60	3,29	3,07	2,91	2,77	2,67	2,59	2,51	2,45	2,35	2,26	2,18	2,07	1,98	1,88	1,74	1,69	1,62	1,56	1,53
80	3,96	3,11	2,72	2,46	2,33	2,21	2,12	2,05	1,99	1,95	1,88	1,82	1,77	1,70	1,65	1,60	1,54	1,51	1,45	1,42	1,38	1,35	1,32
	6,95	4,88	4,04	3,56	3,25	3,04	2,87	2,74	2,65	2,48	2,41	2,32	2,24	2,11	2,03	1,94	1,84	1,78	1,70	1,65	1,57	1,52	1,49
10	3,94	3,09	2,70	2,46	2,30	2,19	2,10	2,03	1,97	1,92	1,86	1,79	1,75	1,68	1,63	1,57	1,51	1,48	1,42	1,39	1,34	1,30	1,28
0	6,90	4,82	3,96	3,51	3,20	2,99	2,82	2,69	2,59	2,43	2,38	2,28	2,19	2,06	1,98	1,89	1,79	1,73	1,64	1,59	1,51	1,46	1,43
12	3,92	3,07	2,66	2,45	2,29	2,18	2,09	2,02	1,96	1,91	1,84	1,79	1,73	1,66	1,61	1,56	1,50	1,46	1,39	1,37	1,32	1,28	1,25
0	6,85	4,79	3,95	3,48	3,17	2,96	2,79	2,66	2,56	2,40	2,34	2,23	2,15	2,03	1,95	1,86	1,76	1,70	1,61	1,56	1,48	1,42	1,38
00	3,84	2,99	2,60	2,37	2,21	2,09	2,01	1,94	1,89	1,83	1,79	1,69	1,64	1,57	1,52	1,46	1,40	1,35	1,28	1,24	1,17	1,11	1,00
6,83	4,80	3,76	3,32	3,02	2,80	2,64	2,51	2,41	2,32	2,24	2,18	2,07	1,99	1,87	1,79	1,69	1,59	1,52	1,41	1,36	1,25	1,15	1,00

Манн Уитни мезони 0.001 ишонч даражасида																			
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
1																	0	0	
2			0	0	0	1	1	1	1	2	2	3	3	3	3	4	4	4	
3	0	0	1	2	2	3	4	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10	И	
4		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	15	16	17	18	
5			4	5	6	8	9	11	12	13	15	16	18	19	20	22	23	25	
6				7	8	10	12	14	16	17	19	21	23	25	26	28	30	32	
7					11	13	15	17	19	21	24	26	28	30	33	35	37	39	
8						15	18	20	23	26	28	31	33	36	39	41	44	47	
9							21	24	27	30	33	36	39	42	45	48	51	54	
10								27	31	34	37	41	44	48	51	55	58	62	
11									34	38	42	46	50	54	57	61	65	69	
12										42	47	51	55	60	64	68	72	77	
13											51	56	61	65	70	75	80	84	
14												61	66	71	77	82	87	92	
15													72	77	83	88	94	100	
16														83	89	95	101	107	
17															96	102	109	115	
18																109	116	123	
19																	123	130	
20																		138	

Манн Уитни мезони 0.01 ишонч даражасида																			
	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20				
1																			
2																			
3												0	0	0	0				
4					0	0	0	1	1	1	2	2	3	3	3				
5		0	0	1	1	2	2	3	3	4	5	5	6	7	7				
6	0	1	2	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	12				
7		2	3	3	5	6	7	8	9	10	И	13	14	15	16				
8			5	5	6	8	9	11	12	14	15	17	18	20	21				
9				7	8	10	12	14	15	17	19	21	23	25	26				
10					10	12	14	17	10	71	73	75	27	79	37				
11						15	17	20	22	24	27	29	32	34	37				
12							20	23	25	28	31	34	37	40	42				
13								26	29	32	35	38	42	45	48				
14									32	36	39	43	46	50	54				
15										40	43	47	51	55	59				
16											48	52	56	60	65				
17												57	61	66	70				
18													66	71	76				
19														77	82				
20															88				

а.	Манн Уитни мезони 0.05 ишонч даражасида																	
	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1																		
2										0	0	0	0	0	0	1	1	
3			0	0	1	1	1	2	2	2	3	3	4	4	4		5	
4	0	1	1	2	3	3	4	5	5	6	7	7	8	9	9		10	
5	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15		16	
6		3	4	6	7	8	9	11	12	13	15	16	18	19	20		22	
7			6	8	9	11	12	14	16	17	19	21	23	24	26		28	
8				10	11	13	19	17	20	22	24	26	28	30	32		34	
9					14	16	18	21	23	26	28	31	33	36	38		40	
10						19	22	24	27	30	33	36	38	41	44		47	
11							25	28	31	34	37	41	44	47	50		53	
12								31	35	38	42	46	49	53	56		60	
13									39	43	47	51	55	59	63		67	
14										47	51	56	60	65	69		73	
15											56	61	66	70	75		80	
16												66	71	76	82		87	
17													77	82	88		93	
18														88	94		100	
19															101		107	
20																	114	

	Манн Уитни мезони 0.10 ишонч даражасида																		
	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1																			
2					0	0	0	0	1	1	1	1	1	2	2	2	2		
3		0	1	1	2	2	3	3	4	4	5	5	6	6	7	7	8		
4	0	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	11	12	13	13		
5		2	3	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15	17	18	19	20		
6			5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	22	24	25	27		
7				8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34		
8					13	15	17	19	22	24	26	29	31	34	36	38	41		
9						17	20	23	26	28	31	34	37	39	42	45	48		
10							23	26	29	33	36	39	42	45	48	52	55		
11								30	33	37	40	44	47	51	55	58	62		
12									37	41	45	49	53	57	61	65	69		
13										45	50	54	59	63	67	72	76		
14											55	59	64	67	74	78	83		
15												64	70	75	80	85	90		
16													75	81	86	92	98		
17														87	93	99	165		
18															99	106	112		
19																113	119		
20																		127	

## Фойда танилган адабиётлар рўйхати

0. Ананьев Б.Г. О методах современной психологии // Психодиагностические методы (в комплексном лонгитюдном исследовании студентов) / Б.Г. Ананьев. – Л.: ЛГУ, 1976. – С. 13-35.

0. Адамов В.Е. Факторный индексный анализ. М.: Статистика, 1972, 199 с.

0. Аренс Х., Лейтер Ю. Многомерный дисперсионный анализ. М: Финанс и статистика, 1985, 230 с.

0. Гусев А.Н. Измерение в психологии: общий психологический практикум / А.Н.Гусев, Ч.А.Измайлов, М.Б.Михалевская. – 2-е изд. М.: Смысл, 1998. – 286 с.

0. Дворяшина М.Д. Основные математические процедуры психодиагностического исследования / М.Д.Дворяшина, И.Д.Пехлецкий. – Л.: ЛГУ, 1976. – С. 35-51.

0. Купер К. Индивидуальные различия /К.Купер // Пер. с англ. Т.М.Марютиной под ред. И.В.Равич-Щербо. – М.: Аспект Пресс, 2000. – С. 475-484

0. Михеев В.Н. Методика получения и обработки экспериментальных данных в психолого-педагогических исследованиях / В.Н.Михеев. – М.: УДН, 1986. – 84 с.

0. Сидоренко Е.В. Математические методы в практической психологии / Е.В.Сидоренко // Журнал практического психолога, 1999. – № 3. – С. 49-74.

0. Сидоренко Е.В. Методы математической обработки в психологии / Е.В.Сидоренко. – СПб.: ООО Речь, 2001. – 350 с.

0. Сосновский Б.А. Лабораторный практикум по общей психологии / Б.А.Сосновский. – М.: Просвещение, 1979. – С. 127-132

0. Суходольский Г.В. Основы математической статистики для психологов. ЛГУ, 1972.

0. Тўлаганова Г.К. Психологияда математик методларнинг қўлланилиши. Тошкент, 1999.

## МУНДАРИЖА

<b>КИРИШ</b> .....	3
<b>ПСИХОЛОГИЯДА МАТЕМАТИК МЕТОДЛАРНИНГ ҚЎЛЛАНИЛИШИ ТАРИХИ</b>	
Психологияда ўлчов анъаналарининг тарихи.....	5
Фалсафий, психологик ва педагогик фанларда миқдор ва сифат даражалари.....	6
Педагогик ва психологик фанларда миқдордан сифатга ўзаро ўтиш.....	7
Замонавий психологияда ва фанларда ўлчовлар.....	8
<b>МАТЕМАТИК СТАТИСТИКАНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ</b>	
Сифат ва миқдор тушунчаларининг ўзаро алоқадорлиги.....	10
Математик статистика, тавсифловчи ва индуктив статистика тушунчалари.....	11
Қўплик ҳақида тушунча. Қўплик турлари. Репрезентативлик.....	12
Ўлчов шкалалари ва уларнинг турлари.....	14
Ўлчовчилар ва уларнинг турлари.....	15
<b>МАЪЛУМОТЛАРНИ ТАВСИФЛАШ ВА ТАҲЛИЛ ЭТИШНИНГ ЭНГ СОДДА УСУЛЛАРИ</b>	
Вариацион қатор тушунчаси. Вариацион қаторни тартиблаш.....	18
Лимит, ранжировка, медиана, мода ва кватриллар.....	19
Вариацион қаторни таснифлаш. Натижаларни график усулда тақдим этиш.....	22
Нормал тақсимланиш қонуни тўғрисида умумий тушунча.....	24
<b>МАРКАЗГА ИНТИЛИШ ВА МАРКАЗДАН ҚОЧИШ СТАТИСТИК КЎРСАТКИЧЛАРИНИ АНИҚЛАШ</b>	
Статистикада қўлланиладиган айрим шартли белгилар.....	25
Мода, медиана ва ўртача қиймат орасидаги ўзаро боғлиқлик.....	26
Дисперсия ва стандарт оғиш.....	27
<b>НОРМАЛ ТАҚСИМЛАНИШ ПАРАМЕТРЛАРИНИ БАҲОЛАШНИНГ СТАТИСТИК УСУЛЛАРИ</b>	
Вариативлик коэффициенти ва стандарт хатони ҳисоблаш.....	31
Боксплот тузиш.....	32
Тақсимланиш асимметрияси ва эксцесс кўрсаткичларини ҳисоблаш.....	33
<b>НОРМАЛ ТАҚСИМЛАНИШ НАЗАРИЯСИНИ АМАЛИЁТГА ТАДБИҚ ЭТИШ</b>	
Эмпирик тақсимланишнинг эҳтимоллар назарияси билан боғлиқлиги.....	37
Стандарт нормал тақсимланиш тушунчаси.....	38
Танламага оид маълумотларни стандарт нормал тақсимланиш қийматларига айлантириш.....	40
Бош қўплик ўртачаси учун ишонччилик чегаралари.....	42

## **МАЪЛУМОТЛАРНИ СТАТИСТИК ТАҚҚОСЛАШ УСУЛИНИ ТАНЛАШНИНГ АСОСИЙ МЕЪЗОНЛАРИ**

Параметрик ва нопараметрик усуллар тўғрисида умумий тушунча.....	45
Вариацион қаторнинг нормал тақсимланишга муносиблигини текшириш методикаси.....	47
Икки дисперсиянинг гомогенлигини текшириш методикаси.....	51

## **ТАКРОРИЙ ЎЛЧОВЛАРДА ИККИ ТАНЛАМАНИ ТАҚҚОСЛАШ**

Параметрик ва нопараметрик маълумотларни таққослаш.....	53
Такрорий ўлчовлар учун Студент t- мезони ҳисоблаш.....	54
Ўзаро жуфт ўзгарувчиларни Вилкоксон мезони асосида таққослаш.....	56

## **ЎЗАРО БОҒЛИҚ БЎЛМАГАН ГУРУХЛАР УЧУН СТЬЮДЕНТ МЕЗОНИ**

Ўзаро боғлиқ бўлмаган гуруҳларда Студент мезонини қўллаш шарт-шароитлари.....	59
Дисперсиялар гомогенлиги аниқланганда икки танламанинг ўртача қийматларини таққослаш $\mu_1 - \mu_2$ .....	60
Дисперсиялар ҳар хил, аммо танлама ҳажмлари бир хил бўлганда гуруҳларнинг ўртача қийматларини таққослаш.....	61
Дисперсиялари ва танлама ҳажмлари турлича бўлган гуруҳларнинг ўртача қийматларини таққослаш.....	63

## **КОРРЕЛЯЦИОН ТАҲЛИЛ МЕТОДЛАРИ**

Корреляцион таҳлил тўғрисида умумий тушунча.....	65
Пирсон корреляция коэффиценти.....	66
Спирман корреляция коэффиценти.....	68

## **ИШОРАТЛАР МЕЪЗОНИ**

Ишоратлар мезонининг танланишининг асослари.....	74
Ишоратлар мезонини ишлаш тартиби.....	74
Ишоратлар мезонини ишлаш учун мисол.....	75
Фойдаланилган адабиётлар рўйхати.....	97

*Ўқув-услубий нашр*

Нашриёт муҳаррири Файзи Шоҳисмоил  
Мусахҳиҳа Камола Болтабева  
Техник муҳаррир Беҳзод Болтабосв

Нашриёт лицензияси АІ № 103. 15.07.2008  
Теришга берилди: 11.12.2012  
Босишга рухсат этилди 17.12.2012  
Қоғоз бичими 60x84 1/32. Офсет қоғози  
Times New Roman гарнитураси. Ҳисоб-нашриёт тобоғи 6,0  
Шартли босма тобоғи 6,25. Адади 100  
Баҳоси келишилган нархда

«MUMTOZ SO‘Z»  
масъулияти чекланган жамиятининг нашриёти /  
Тошкент, Навоий кўчаси, 69

«MUMTOZ SO‘Z»  
масъулияти чекланган жамиятининг  
мағбаа бўлимида чоп этилди. Буюртма 20/12  
Тошкент, Навоий кўчаси, 69  
Тел.: 241-81-20



