

**ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ
ОЛИЙ ВА ЎРТА МАХСУС ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ
ТОШКЕНТ ДАВЛАТ ИҚТИСОДИЁТ УНИВЕРСИТЕТИ**

**А. Ишназаров, Ш.Нуруллаева, М Муминова,
Н.Рўзметова**

**ЭКОНОМЕТРИКА
АСОСЛАРИ**

ЎҚУВ ҚЎЛЛАНМА

Тошкент – 2019

УДК: 330.43(07.58)

А.Ишназаров, Ш.Нуруллаева, М.Муминова, Н.Рўзметова. Эконометрика асослари. Ўқув қўлланма. –Тошкент: Иқтисодиёт, 2019 йил, 258 бет.

Тақризчилар: Абдуллаева Д.К. - и.ф.н., Г.В. Плеханов номидаги Россия иқтисодиёт университети Тошкент шаҳридаги филиали “Математика ва гуманитар фанлар” кафедраси доценти,

Алмурадов А.А. - и.ф.н., Тошкент давлат иқтисодиёт университети “Эконометрика” кафедраси доценти.

Ўқув қўлланма “Эконометрика асослари” фани ўқув дастурига мувофиқ ёзилган. Унда эконометрик моделлаштириш асослари, эконометрик моделларнинг ахборот таъминоти, жуфт ва кўп омилли эконометрик таҳлил, эконометрик моделларни баҳолаш, вақтли қаторлар, тенгламалар тизими кўринишидаги эконометрик модел, амалий эконометрик моделлар, иқтисодий кўрсаткичларни прогнозлашда эконометрик моделлардан фойдаланиш мазмун-моҳияти ёритиб берилган.

Ўқув қўлланма иқтисодиёт соҳаси таълим муассасалари бакалавриат ва магистратура дастури бўйича таълим олаётган талабалар, ўқитувчилар, тадқиқотчилар, шунингдек, эконометрикани мустақил ўрганувчиларга мўлжалланган.

Учебное пособие написано в соответствии с учебной программой предмета «Основы эконометрики». В нем описываются основы эконометрического моделирования, информационная поддержка эконометрических моделей, двух- и многофакторный эконометрический анализ, оценка эконометрических моделей, временные ряды, эконометрические модели в виде системы уравнений, прикладные эконометрические модели, использование эконометрических моделей для прогнозирования экономических показателей.

Учебное пособие предназначено для студентов, обучающихся по программам бакалавриата и магистратуры, преподавателей учебных заведений всех форм обучения, а также для тех, кто изучает эконометрику самостоятельно.

The teaching aid is written in accordance with the curriculum of the subject "Fundamentals of Econometrics." It describes the fundamentals of econometric modeling, information support of econometric models, double and multifactorial econometric analysis, the estimation of econometric models, time series, econometric models in the form of a system of equations, applied econometric models, utilization of econometric models for the purpose of forecasting economic indicators.

The teaching aid is intended for students studying under the bachelor and master's programs, teachers of educational institutions of all forms of training, as well as for those who study econometrics independently.

МУНДАРИЖА

КИРИШ	10
1. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАШТИРИШ АСОСЛАРИ	13
1.1. Эконометрикага кириш. Фаннинг мақсади ва вазифалари	13
1.2. Иқтисодий эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги	20
1.3. Эконометрик модел тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар	23
1.4. Эконометрик моделлаштириш босқичлари	27
2. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИНГ АХБОРОТ ТАЪМИНОТИ	30
2.1. Иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати	30
2.2. Боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш	32
2.3. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар	34
3. ЭКОНОМЕТРИКАДА ЭҲТИМОЛЛАР НАЗАРИЯСИ ВА МАТЕМАТИК СТАТИСТИКАНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ	38
3.1. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари	38
3.2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари	39
3.3. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар	40
3.4. Тасодифий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш	41
4. ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИОН-РЕГРЕССИОН ТАҲЛИЛ	45
4.1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш	45
4.2. Корреляция коэффициентининг турлари ва ҳисоблаш усуллари	47
4.3. Чизикли ва чизиксиз регрессион боғланишлар	50
4.4. Корреляцион-регрессион таҳлилда энг кичик квадратлар усулининг қўлланилиши	55
5. КЎП ОМИЛЛИ ЭКОНОМЕТРИК ТАҲЛИЛ	58
5.1. Кўп омилли эконометрик моделларни тузиш услубиёти	58
5.2. Чизикли ва чизиксиз кўп омилли регрессион боғланишлар	60
5.3. Кўп омилли регрессия тенгламаси параметрларини баҳолашда энг кичик квадратлар усули	66
5.4. Эконометрик модел параметрларининг иқтисодий таҳлили ва эластиклик коэффициентларини ҳисоблаш	69
6. РЕГРЕССИЯНИНГ ХУСУСИЙ ТЕНГЛАМАСИ	73
6.1. Регрессиянинг хусусий тенгламасининг ёзилиши ва эластикликнинг хусусий коэффициентини аниқлаш	73
6.2. Кўп омилли корреляция	77
6.3. Хусусий корреляция	79
7. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИ БАҲОЛАШ	89
7.1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилда верификация босқичининг аҳамияти	89
7.2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини мезонлар бўйича баҳолаш	91
7.3. Регрессия тенгламанинг параметрларни баҳоларининг хусусиятлари	97
8. ВАҚТЛИ ҚАТОРЛАР	103
8.1. Вақтли қаторлар тўғрисида умумий тушунчалар	103
8.2. Мультипликатив ва аддитив моделларнинг таркибий тузилиши	106
8.3. Вақтли қаторларни текислаш усуллари	112
9. ДИНАМИК ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР	120
9.1. Динамик эконометрик моделларнинг умумий характеристикалари	120
9.2. Авторегрессия модели ва унинг параметрларини баҳолаш	123
9.3. Тақсимланган лагги моделларнинг характеристикаси	125
9.4. Алмон усули	128
9.5. Койк усули.	131

10. ТЕНГЛАМАЛАР ТИЗИМИ КЎРИНИШИДАГИ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛ	133
10.1. Бир-бирига боғлиқ тенгламалар тизимини тушунчалари ва турлари	133
10.2. Эконометрик тенгламалар тизими параметрларини ҳисоблаш услубиёти	136
10.3. Эконометрик тенгламалар тизимини идентификациялаш муаммолари	140
11. АМАЛИЙ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР	145
11.1. Иқтисодий ўсиш жараёнини ишлаб чиқариш функциялари ёрдамида тадқиқ этиш	145
11.2. Ишлаб чиқариш функцияларининг характеристикалари	148
11.3. Талаб ва таклифнинг эконометрик моделлари	153
11.4. Макроиқтисодий эконометрик моделларнинг турлари ва уларни иқтисодий таҳлилда қўлланилиши	161
12. ИҚТИСОДИЙ КЎРСАТКИЧЛАРНИ ПРОГНОЗЛАШДА ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРДАН ФОЙДАЛАНИШ	165
12.1. Ижтимоий-иқтисодий прогнозлашнинг умумий тушунчалари ва объектлари	165
12.2. Прогнозлаш усуллари ва уларнинг турлари	170
12.3. Эконометрик тенгламалар тизими ёрдамида прогнозлаш услубиёти	179
13. ЭКОНОМЕТРИК ТАДҚИҚОТЛАРДА АХБОРОТ ТЕХНОЛОГИЯЛАРИ	182
13.1. EViews– эконометрик моделлаштириш дастури имкониятлари	182
13.2. EViews дастурини ишга тушириш	184
13.3. EViews дастурида маълумотларни киритиш ва юклаш	185
13.4. Маълумотларни клавиатура орқали киритиш	187
13.5. Дастурга маълумотларни импорт қилиш	193
13.6. EViews дастурида кўпликдаги регрессиянинг классик чизиқли модели	197
13.7. Тавсифий статистикалар таҳлили	197
13.8. Корреляцион таҳлил	201
13.9. Кўпликдаги регрессия моделини тузиш	207
13.10. Тузилган модел сифатини таҳлил қилиш	210
Назорат учун вазифалар	215
Глоссарий	255
Фойдаланилган адабиётлар рўйхати	263
Иловалар	

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	10
1. ОСНОВЫ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ	13
1.1. Введение в эконометрику. Цели и задачи курса	13
1.2. Необходимость эконометрического моделирования экономики	20
1.3. Понятие эконометрической модели, виды и переменные модели	23
1.4. Этапы эконометрического моделирования	27
2. ИНФОРМАЦИОННОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ	30
2.1. Статистическая природа экономической информации	30
2.2. Выбор зависимых и независимых переменных	32
2.3. Требования к экономическим данным при построении эконометрических моделей	34
3. ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ И ПОКАЗАТЕЛИ ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ И МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ В ЭКОНОМЕТРИКЕ	38
3.1. Основные понятия теории вероятностей и математической статистики	39
3.2. Совокупности и их свойства	39
3.3. Дискретные и непрерывные случайные величины	40
3.4. Расчет характеристик случайных величин	41
4. ПАРНЫЙ КОРРЕЛЯЦИОННЫЙ-РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ	45
4.1. Изучение взаимосвязей социально-экономических процессов	45
4.2. Виды коэффициента корреляции и методы их расчета	47
4.3. Линейные и нелинейные регрессионные зависимости	50
4.4. Применение метода наименьших квадратов в оценке параметров эконометрической модели	55
5. МНОГОФАКТОРНЫЙ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ	58
5.1. Методика построения многофакторных эконометрических моделей	58
5.2. Линейные и нелинейные многофакторные регрессионные модели	60
5.3. Метод наименьших квадратов в оценке параметров многофакторного уравнения регрессии	66
5.4. Экономический анализ параметров эконометрической модели и определение частных коэффициентов эластичности	69
6. ЧАСТНОЕ УРАВНЕНИЕ РЕГРЕССИИ	73
6.1. Частное уравнение регрессии и определение частных коэффициентов эластичности	73
6.2. Множественная корреляция	
6.3. Частная корреляция	
7. ОЦЕНКА КАЧЕСТВА ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ	
7.1. Значение этапа верификации в экономическом анализе эконометрических моделей	77
7.2. Оценка качества и значимости эконометрических моделей по критериям	79
7.3. Свойства оценок параметров уравнения регрессии	89
7.4. Критерии экономической оценки параметров эконометрических моделей	91
8. ВРЕМЕННЫЕ РЯДЫ	97
8.1. Общие понятия о временных рядах	103
8.2. Структура мультипликативных и аддитивных моделей	103
8.3. Методы выравнивания временных рядов	106
9. ДИНАМИЧЕСКИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ	112
9.1. Общие характеристики динамических эконометрических моделей	
9.2. Авторегрессионные модели и оценка их параметров	
9.3. Характеристика моделей с распределенным лагом	
9.4. Модель Алмон	

9.5. Метод Койка	
10. ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ В ВИДЕ СИСТЕМЫ УРАВНЕНИЙ	
10.1. Понятие и виды одновременных систем уравнений	120
10.2. Методика расчета параметров системы эконометрических уравнений	120
10.3. Проблемы идентификации системы эконометрических уравнений	123
11. ПРИКЛАДНЫЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ	125
11.1. Исследование процесса экономического роста с помощью производственной функции	128
11.2. Характеристики производственной функции	131
11.3. Эконометрические модели спроса и предложения	133
11.4. Виды макроэкономических эконометрических моделей и применение их в экономическом анализе	133
12. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ ПРИ ПРОГНОЗИРОВАНИИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ	136
12.1. Общие понятия и объекты социально-экономического прогнозирования	140
12.2. Методы и виды прогнозирования	145
12.3. Методика прогнозирования с помощью системы эконометрических уравнений	145
13. ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ	
13.1. Возможности программы эконометрического моделирования Eviews	
13.2. Начало работы программы Eviews	
13.3. Ввод данных и загрузка в программе Eviews	
13.4. Ввод данных с помощью клавиатуры	
13.5. Импорт данных в программу	
13.6. Классическая линейная модель множественной регрессии в программе Eviews	
13.7. Анализ описательной статистики	
13.8. Корреляционный анализ	
13.9. Построение множественной регрессионной модели	
13.10. Анализ качества построенной модели	
Задания для контроля	
Глоссарий	148
Список использованной литературы	153
Приложения	

CONTENT

INTRODUCTION	10
1. BASES OF ECONOMETRIC MODELING	13
1.1. Introduction to econometrics. Goals and objectives of the course	13
1.2. The need for econometric modeling of the economy	20
1.3. The concept, types and variables in the econometric model	23
1.4. Stages of econometric modeling	27
2. INFORMATION SUPPORT OF ECONOMETRIC MODELS	30
2.1. The statistical nature of economic data	30
2.2. Selection of dependent and independent variables	32
2.3. Conditions for economic data in the construction of econometric models	34
3. BASIC CONCEPTS OF THE THEORY OF PROBABILITIES AND MATHEMATICAL STATISTICS IN ECONOMETRICS	38
3.1. Basic concepts of probability theory and mathematical statistics	38
3.2. The population and its properties	39
3.3. Discrete and continuous random variables	40
3.4. Calculation of characteristics of random variables	41
4. TWO-VARIABLE CORRELATION-REGRESSION ANALYSIS	45
4.1. The study of interrelations in socio-economic processes	45
4.2. Types of correlation coefficients and methods of their calculation	47
4.3. Linear and nonlinear regression relationships	50
4.4. The application of the method of least squares in correlation-regression analysis	55
5. MULTIPLE REGRESSION ANALYSIS	58
5.1. The method of constructing multifactorial econometric models	58
5.2. Linear and nonlinear multifactor regression relationships	60
5.3. The generalized and indirect "least-squares method"	66
5.4. Economic analysis of the parameters of the econometric model and calculation of the coefficients of elasticity	69
6. PRIVATE EQUATION OF REGRESSION	73
6.1. Partial regression equation and determination of partial elasticity coefficients	73
6.2. Multiple correlation	77
6.3. Private correlation	79
7. ESTIMATION OF ECONOMETRIC MODELS	89
7.1. The value of the verification stage in the economic analysis of econometric models	89
7.2. Estimation of quality and importance of econometric models by criteria	91
7.3. Criteria for the economic evaluation of the parameters of econometric models	97
8. TIME SERIES	103
8.1. General concepts of time series	103
8.2. The structure of the multiplicative and additive models	106
8.3. Methods of alignment of time series	112
9. DYNAMIC ECONOMETRIC MODELS	120
9.1. General characteristics of dynamic econometric models	120
9.2. Autoregressive models and evaluation of their parameters	123
9.3. Characteristics of models with a distributed lag	125
9.4. Model Almon	128
9.5. Koyck method	131
10. ECONOMETRIC MODELS AS A SYSTEM OF EQUATIONS	133
10.1. Concepts and types of simultaneous systems of equations	133
10.2. The method of calculating the parameters of the system of econometric equations	136
10.3. The problems of identification of the system of econometric equations	140

11. APPLIED ECONOMETRIC MODELS	145
11.1. The study of the process of economic growth using the production function	145
11.2. Characteristics of the production function	148
11.3. Econometric models of supply and demand	153
11.4. Types of macroeconomic econometric models and their application in economic analysis	161
12. USE OF ECONOMETRIC MODELS IN FORECASTING ECONOMIC INDICATORS	165
12.1. General concepts and objects of socio-economic forecasting	197
	197
	201
12.2. Methods and types of forecasting	170
12.3. Method of forecasting using the system of econometric equations	179
13. INFORMATION TECHNOLOGIES OF ECONOMETRIC RESEARCHES	182
13.1. Features of the Eviews econometric modeling program	182
13.2. Getting started with Eviews	184
13.3. Data entry and loading in Eviews	185
13.4. Entering data using the keyboard	187
13.5. Importing of data into the program	193
13.6. The classic linear multiple regression model in Eviews	197
13.7. Analysis of descriptive statistics	197
13.8. Correlation analysis	201
13.9. Building a multiple regression model	207
13.10. Analysis of the quality of the constructed model	210
Tasks for control	215
Glossary	255
List of used literature	263
Appendix	

КИРИШ

Жаҳон ҳамжамиятида Ўзбекистон ўз ўрнини эгаллаши, рақобатбардош иқтисодиётни яратиш ҳамда барқарор иқтисодий ўсишни таъминлаш, янги иш ўринларини ташкил қилиш орқали бандлик муаммосини ҳал этиш, аҳолининг даромадлари ва фаровонлигини оширишда тобора муҳим ўрин тутаётган кичик бизнес ва хусусий тадбиркорликни жадал ривожлантириш, рағбатлантириш ва қўллаб-қувватлаш, таълим тизимида замонавий ахборот ва илғор педагогик технологияларни қўллаш – устувор масалалар бўлиб қолмоқда.

“Эконометрика асослари” фани ижтимоий-иқтисодий ҳодиса ва жараёнларнинг эконометрик моделларини тузиш, тузилган моделлар ёрдамида иқтисодий субъектлар ҳолатини таҳлил қилиш ва таҳлил натижалари асосида оптимал қарорлар қабул қилишни, тузилган моделларни турли хил мезонлар асосида текшириш ва уларни тадбиқ қилиш ҳамда ижтимоий-иқтисодий кўрсаткичларни прогноз қилишни ўрганади.

Мамлакатимизда банкларнинг капиталлашуви ва инвестициявий фаоллигини янада ошириш, иқтисодиётдаги таркибий ўзгаришларнинг устувор йўналишларини қайта тиклаш ва кенгайтириш, ишлаб чиқаришни модернизация қилиш, техник ва технологик янгилашга қаратилган кредитлаш ҳажмини ошириш ва бу жараёнларда эконометрик моделлаштириш усулларида фойдаланиш муҳим вазифалардан ҳисобланади.

Мамлакатимиз иқтисодиётида рўй бераётган жиддий таркибий ўзгаришлар ташқи иқтисодий кўрсаткичларда ўзининг аниқ ифодасини топмоқда. Бундай иқтисодий ўсишга эришишда, авваламбор, кенг қўламли тизимли бозор ислохотларини жорий этиш ва хорижий инвестицияларни жалб қилиш, иқтисодиётда чуқур таркибий ўзгаришларни амалга ошириш, ишлаб чиқаришни модернизация қилиш ва янгилаш, кичик бизнес ва хусусий тадбиркорликни жадал ривожлантиришга қаратилганлиги катта аҳамиятга эгадир.

Иқтисодиётни модернизациялаш шароитида ўзгариб турувчи рақобат муҳити ва бозор шароитларини илғаб олиш, уларнинг моҳияти ҳамда

қонуниятларини чуқур таҳлил қилишда эконометрик усуллар ва моделлардан фойдаланиш ёрдамида макроиқтисодий индикаторларни прогнозлаш, кўп вариантли ечимлардан муқобил ечимни танлаш, таваккалчилик ва ноаниқлик шароитида оптимал иқтисодий қарорлар қабул қилиш, кейинчалик, бу қарорлар бажарилишини компьютер орқали мониторинг қилиш масалаларининг назарий ва амалий томонларини ўрганишда “Эконометрика асослари” фани муҳим аҳамият касб этади.

Ҳозирги пайтда иқтисодий фан ва амалиёт мураккаб иқтисодий, хўжалик ва назарий масалаларни ҳал қилишда амалий математика ютуқларидан кенг фойдаланмоқда. Мамалакатимизда қабул қилинган “Таълим тўғрисида”ги, “Кадрлар тайёрлаш Миллий дастури” Қонунларига асосан таълим олаётган барча талабаларни рақобатбардошлигини ошириш мақсадида бугунги кунда таълим жараёнлари тубдан ўзгартирилмоқда. Таълим соҳасида ўқитишнинг янги шакллари: янги педагогик технологиялар, замонавий ахборот технологиялари асосида таълим бериш усуллари кенг қўлланилмоқда. Бу эса таълим оловчиларнинг ҳар томонлама етук, билимдон ва рақобатбардошлигини таъминлашга имкон беради.

Ушбу ўқув қўлланманинг мақсади талабаларни эконометриканинг марказий ғояси ва эконометрик назария техникаси билан тўлиқ таъминлаш, шунингдек, эмпирик лойиҳани амалга ошириш учун зарур бўлган барча воситаларни беришдир¹.

Биринчи навбатда, ўқув қўлланма матнида тақдим этилган назарияларни тушунтиришда эконометрика назарияси билан боғлиқ чуқур таҳлилий ва соддалаштирилган ёндашувларни кўрсатиб беради. Эконометрикада математикадан фойдаланиш амалий жиҳатдан муқаррар бўлган ҳолда, ўқув қўлланма янада пухта тушуниш учун математикадан фойдаланишни афзал кўрувчилар билан бир қаторда мустаҳкам математик билимга эга бўлмаган ўқувчилар учун ҳам мўлжалланган. Мақсадга эришиш учун, китоб иккита

¹ Gujarati, Damodar N. Basic econometrics / Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter. 5th ed. New York, NY McGraw-Hill/Irwin 2009. p.xvi

алоҳида бўлимларда талаб асосида фанга умумий ва математик амаллар орқали ёндашувни таъминлайди. Шундай қилиб, математик амаллар ва далиллар билан банд бўлишни истамайдиган ўқувчи ҳар бир мавзунинг математик таҳлилларини ўтказиб юбориб, матн узлуксизлигига таъсир қилмаган ҳолда умумий ёндашув асосида фойдалана олади. Шу билан бирга ҳар бир мавзунинг математик таҳлил қилиб ўрганишни хоҳловчилар учун ҳар қайси бобда тегишли бўлимларни ўрганиш имкони мавжуд. Бу имкониятдан фойдаланиб, аҳамиятга эга бўлган ҳолларда баъзи масалаларни далилларини матрицалар алгебраси усулидан фойдаланиб чуқур таҳлил қилиш мумкин ва айтилган пайтда бу ўтказилган таҳлилларнинг асосий қисми матрицалар алгебраси курсини ўрганмаганларга ҳам тушунарли бўлиши учун соддалаштирилган усулларда тақдим этилади.

Ўқув қўлланма бошланғич даражада бўлиб, бакалаврият талабалари учун тавсия этилиши билан бир қаторда магистр ва илмий изланувчиларнинг амалий ишларида ёрдамчи восита бўлиб хизмат қилади.

1. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАШТИРИШ АСОСЛАРИ

1.1. Эконометрика асосларифанининг мақсади ва вазифалари.

1.2. Иқтисодий иқтисодий эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги.

1.3. Эконометрик модел тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар.

1.4. Эконометрик моделлаштириш босқичлари.

1.1. Эконометрика асосларифанининг мақсади ва вазифалари

Эконометрикани ўрганиш иқтисодийга оид ҳар қандай фаннинг асосий моҳиятини белгилайди ва у ҳар бир иқтисодчининг саводли бўлишини таъминлайди дейиш муболаға бўлмайди. Бунинг сабаби ҳозирги кунда амалий иқтисодийнинг аҳамияти узлуксиз равишда ортиб бориши ҳамда миқдорий ҳисоблаш ва иқтисодий назариялар ва гипотезаларни баҳолаш ҳар қачонгидан ҳам кўпроқ заруриятга айланиб боришидир. Назарий иқтисодийга кўра икки ва ундан ортиқ ўзгарувчи орасида боғлиқлик мавжуд бўлса, амалий иқтисодий кундалик ҳаётнинг вазиятларида бу боғлиқликнинг далилини талаб қилади. Реал кўрсаткичларни қўллаб, иқтисодий боғлиқликни ҳисоблаш усуллари ўргатувчи фан эконометрикадир¹.

Сўзма-сўзэконометрика иқтисодийда ўлчашни англатади.

Моҳиятига кўра эконометрика ўзичига иқтисодий маълумотларни таҳлил қилишда ишлатиладиган барча статистика математик техникаларни қамраб олади.

Иқтисодий маълумотлардан бунда статистика математик воситалари ёрдамида фойдаланишдан асосий мақсад, муайян иқтисодий тақлиф ва моделларни ишботлаш ёки раёти шга ҳаракат қилишдир.

Эконометрик билимлар иқтисодий назария, иқтисодий математика, иқтисодий статистика, эҳтимоллар назарияси ва математик статистика каби

¹Gujarati, Damodar N. Basic econometrics / Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter. 5th ed. New York, NY McGraw-Hill/Irwin 2009. p.1.

фанларнинг ўзаро боғлиқлиги ва ривожланишининг натижаси сифатида ажралиб чиққан ва шаклланган.

Эконометрика асослари фани ўзининг предмети, мақсади ва тадқиқот масалаларини шакллантиради. Шу билан бирга эконометрика асосларининг мазмуни, унинг таркиби ва қўлланилиш соҳаси юқорида келтирилган фанлар билан доимо алоқада бўлади.¹

Эконометрика асосларининг бошқа фанлар билан ўзаро алоқаси қуйидагиларда намоён бўлади (1.1-расм).

Эконометрика	Бошқа фанлар
<p>Иқтисодий ҳодисалар миқдорий характеристикалар нуктаи назаридан ўрганилади.</p> <p>Иқтисодий қонунларнинг амалдаги жараёнларга мос келиши текширилади.</p>	<p><i>Иқтисодий назария.</i> Иқтисодий ҳодисаларнинг сифат жиҳатлари ўрганилади.</p> <p><i>Математика иқтисодиёт.</i> Иқтисодий қонунларнинг ифодаси математик моделлар шаклида олинади.</p>
<p>Иқтисодий статистиканинг инструментарийлари иқтисодий ўзаро алоқаларни таҳлил қилиш ва башорат қилиш учун қўлланилади.</p> <p>Иқтисодий кўрсаткичларнинг қатта қисми тасодифий характерга эга бўлганлиги учун математик статистиканинг аппаратидан фойдаланилади.</p>	<p><i>Иқтисодий статистика.</i></p> <p>Иқтисодий маълумотлар кўргазмали шаклда намоёиш этиш учун тўпланади ва қайта ишланади</p> <p><i>Математик статистика.</i></p> <p>Тадқиқот мақсадидан келиб чиқиб, маълумотларни таҳлил қилиш усуллари ишлаб чиқилади.</p>

1.1.-расм. Эконометриканинг бошқа фанлар билан ўзаро алоқаси

Эконометрика асосларининг предмети – бу иқтисодий жараёнлар ва ҳодисаларнинг ўзаро боғлиқлигини миқдорий ифодаланишни ўрганиш ҳисобланади.

Иқтисодчилар “Эконометрика” атамасидан П.Цъемпа (1910), Й.Шумпетер (1923), Р.Фриш (1930) ларнинг тадқиқотлари натижасида қўллай бошладилар.

¹Gujarati, Damodar N. Basic econometrics / Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter. 5th ed. New York, NY McGraw-Hill/Irwin 2009. p.1.

Ушбу термин иккита сўз “Экономика” ва “Метрика” ларнинг бирлашишидан ҳосил бўлган. Грек тилидан таржима қилганда OIKONOMOS (экономист) – бу уй бошқарувчиси, МЕТРИКА (*metrihe, metron*) – ўлчов маъноларини билдиради.

Эконометрика соҳасида бир қатор машҳур олимлар эконометрикага қуйидагича таърифлар келтиришган (1.2-расм).

Муаллиф	“Эконометрика” тушунчасининг мазмуни
Р. Фриш	«...учта ташкил этувчи - статистика, иқтисодий назариява математика фанларининг бирлашувидир»
Ц. Грилихес	«...бизни ўраб турган иқтисодий дунёни ўрганиш учун бир вақтнинг ўзида бизнинг телескопимиз ҳамда микроскопимиздир»
Э. Маленво	«...бизнинг ҳаёлий иқтисодий тасаввурларимизни эмпирик мазмун билан тўлдиради»
С. Фишер	«...иқтисодий ўзгарувчилар ўртасида ўзаро алоқаларни ўлчаш учун статистик усулларни ишлаб чиқиш ва қўллаш билан шуғулланади»
С. Айвазян	«...сифат жиҳатдан ўзаро боғланишларга миқдорий ифодани беришга имкон берувчи усуллар ва моделлар тўпламини бирлаштиради»

1.2.-расм. Эконометрика тушунчасининг мазмуни

Гарчи ўлчаш эконометриканинг муҳим қисми бўлсада, қуйидаги цитаталардан кўриш мумкинки, эконометрикани қўллаш соҳаси янада кенгрокдир:

"Эконометрика иқтисодиётнинг ролига бўлган маълум қарашлар натижасидир, бунда иқтисодий маълумотларга математик статистикани қўллаш орқали математик иқтисодиёт бўйича тузилган моделлар ва олинган миқдорий натижаларни эмпирик қўллаб-қувватлаш имконини беради"¹.

¹Gerhard Tintner. *Methodology of Mathematical Economics and Econometrics*, The University of Chicago Press, Chicago, 1968, p. 74.

"...эконометрика мантикий мушоҳада қилишнинг мос келувчи методлари асосида кузатувлар ва назарияни параллел ишлаб чиқишга асосланган реал иқтисодий ҳодисаларни миқдорий таҳлилқилади".²

"...эконометрика ижтимоий фан сифатида аниқланаши мумкин, унда иқтисодий назариява математиканинг инструментлари ҳамда статистик хулосалар иқтисодий ҳодисаларни таҳлил қилишда қўлланилади."¹

"...эконометрика иқтисодий қонунларни эмпирик аниқлаш билан шуғулланади".²

"Эконометристининг санъати бўлиб, у эгалик қилган маълумотлар бўйича энг яхшисини қабул қилишга имкон берувчи, бир вақтнинг ўзида етарлича конкрет ва етарлича ҳаққоний ҳисобланган фаразлар тўпламини топишдан иборат".³

"Эконометристар ...иқтисодиётнинг ёмон имиджини (миқдорий ёки бошқа кўринишда)" йўқотиш ҳаракатларига ижобий томондан ёрдам беради"⁴.

"Эконометрик тадқиқотлар методи мазмуни бўйича иқтисодий назария ва ҳақиқий ўлчовларни статистик хулосалар назарияси ва методикасидан фойдаланиб бирлаштиришга йўналтирилган"⁵.

Эконометрикани аниқлаш бўйича ёндашувлар таҳлили ҳамда эконометрика фанининг ҳолати айрим масалаларни ечишга эришишда ушбу фаннинг мақсадини шакллантиради.

Эконометриканинг мақсади- бу реал иқтисодий объектларни моделлаштириш ва миқдорий таҳлил қилишнинг усулларини ишлаб чиқишдан иборат.

Эконометриканинг вазифалари (1.3-расм):

²P.A. Samuelson, T.C. Koopmans, and J.R.N. Stone, "Report of the Evaluative Committee for *Econometrica*", *Econometrica*, vol. 22, no. 2, April 1954, pp. 141–146.

¹Arthur S. Goldberger, *Econometric Theory*, John Wiley & Sons, New York, 1964, p. 1.

²H. Theil, *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, 1971, p. 1.

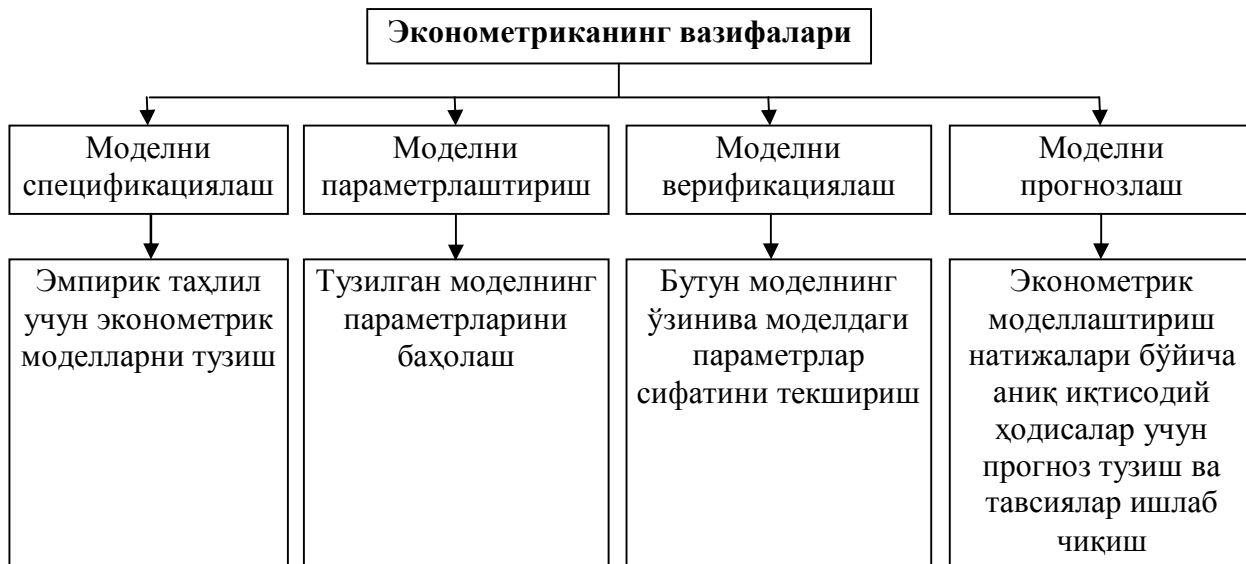
³E. Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics*, Rand McNally, Chicago, 1966, p. 514.

⁴Adrian C. Darnell and J. Lynne Evans, *The Limits of Econometrics*, Edward Elgar Publishing, Hants, England, 1990, p. 54.

⁵T. Haavelmo, "The Probability Approach in Econometrics" Supplement to *Econometrica*, vol. 12, 1944, preface p.iii.

1) Моделни спецификация қилиш - эмпирик таҳлил учун эконометрик моделларни тузиш.

2) Моделни параметрлаштириш - тузилган модель параметрларини баҳолаш.



1.3-расм. Эконометриканинг вазифалари

3) Моделни верификация қилиш - модель параметрлари сифатини ва бутун моделнинг ўзини текшириш.

4) Модель асосида прогноз қилиш - эконометрик моделлаштириш натижалари бўйича аниқ иқтисодий ҳодисалар учун прогнозлар тузиш ва тавсиялар ишлаб чиқиш.

Эконометриканинг методологияси¹. Эконометристар иқтисодий муаммони таҳлил қилишда қандай йўл тутадилар, яъни уларнинг методологияси нималардан иборат? Эконометрика методологияси бўйича бир неча мактаблар мавжуд, лекин биз бу ерда ҳозиргача иқтисодиёт ва бошқа ижтимоий фанларнинг эмпирик тадқиқотларида устунлик қилиб келаётган анъанавий ёки классик методологияни келтириб ўтамиз².

¹Gujarati, Damodar N. Basic econometrics / Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter. 5th ed. New York, NY McGraw-Hill/Irwin 2009. p.2.

²Эконометрика методологияси билан батафсилроқ танишиш учун қуйидагича қаранг. David F. Hendry, *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, New York, 1995. See also Aris Spanos, *op. cit.*

Анъанавий эконометрик методологиялар қуйидаги йўналишларда олиб борилади:

1. Назария ёки гипотезанинг қўйилиши.
2. Назариянинг математик моделини аниқлаштириш.
3. Статистик ёки эконометрик моделни аниқлаштириш.
4. Маълумотларни тўплаш.
5. Эконометрик модел параметрларини баҳолаш.
6. Гипотезаларни тестдан ўтказиш.
7. Прогнозлаш ёки олдиндан айтиб бериш.
8. Бошқариш мақсадлари учун моделдан фойдаланиш.

Юқорида келтирилган қадамларни изоҳлаш учун Дж.М.Кейнснинг истеъмол назариясини кўриб чиқамиз.

1. Назария ёки гипотезанинг қўйилиши.

Кейнс таъкидлайдики "...фундаментал психологик қонун шундан иборатки, қоидага кўра эркаклар (аёллар) ўзларининг ўртача даромадлари ортиши билан даромадга нисбатан унчалик катта бўлмаган даражада ўзларининг истеъмолларини оширишга ҳаракат қиладилар"¹.

Қисқача айтганда, Кейнс истеъмолга бўлган чекли мойиллик (*MPC*) бу даромаднинг бир бирликка (1 долларга) ўзгариши билан истеъмолдаги ўзгаришнинг тезлиги бўлиб, нолдан катта, аммо 1 дан кичик деб фараз қилган.

2. Истеъмолнинг математик моделини спецификация қилиш.

Кейнс даромад ва истеъмол ўртасида мусбат ўзаро боғлиқлик мавжудлигини айтган бўлсада, улар ўртасида боғлиқлик қайси шаклда эканлигини аниқлаштирамаган. Соддалик учун, иқтисодчи-математик Кейнснинг истеъмол функциясини қуйидаги кўринишда таклиф қилиши мумкин:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X, \quad 0 < \beta_2 < 1 \quad (1.1)$$

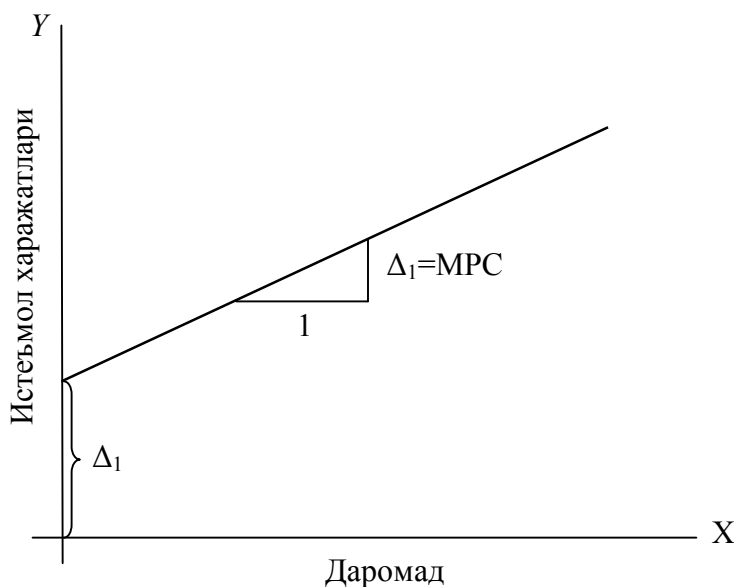
¹ John Maynard Keynes, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Harcourt Brace Jovanovich, New York, 1936, p. 96.

бу ерда Y - истеъмол учун харажатлар ва X - даромад, β_1 ва β_2 лар моделнинг маълум параметрлари ва мос равишда бурчак коэффициентлари ҳисобланади.

β_2 бурчак коэффициенти истеъмолга бўлган чекли мойилликни ўлчайди.

(1.1) тенглама геометрик тарзда 1.4-расмда келтирилган. Ушбу тенглама истеъмол даромад билан чизиқли боғланган бўлиб, бу истеъмол ва даромад ўртасида ўзаро боғлиқликнинг математик моделига мисол бўлади ҳамда у иқтисодиётда истеъмол функцияси деб аталади. Модель математик тенгламалар тўплами сифатида намоён бўлади. Агар модель битта тенгламага эга бўлса, у бир тенгламали модель дейилади, агар биттадан ортиқ тенгламага эга бўлса, у ҳолда кўпликдаги модель дейилади.

(1.1) формуладаги тенглик белгисидан чап томонда турган ўзгарувчи боғлиқ ўзгарувчи, ўнг томонидаги эса боғлиқ бўлмаган ёки тушунтириб берувчи ўзгарувчи дейилади. Шундай қилиб, Кейнснинг истеъмол функциясида (1.1) тенгламадаги истеъмол функцияси боғлиқ ўзгарувчи ва даромад манбаи боғлиқ бўлмаган ёки тушунтириб берувчи ўзгарувчи ҳисобланади.



1.4-расм. Кейнснинг истеъмол функцияси

1.2. Иқтисодий эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги

Кузатилаётган объектларни чуқур ва ҳар томонлама ўрганиш мақсадида табиатда ва жамиятда рўй берадиган жараёнларнинг моделлари яратилади. Бунинг учун объектлар ҳамда уларни хоссалари кузатилади ва улар тўғрисида дастлабки тушунчалар ҳосил бўлади. Бу тушунчалар оддий сўзлашув тилида, турли расмлар, схемалар, белгилар, графиклар орқали ифодаланиши мумкин. Ушбу тушунчалар **модел** деб айтилади.

Модел сўзи латинча *modulus* сўзидан олинган бўлиб, ўлчов, меъёр деган маънони англатади.

Кенг маънода модел бирор объектни ёки объектлар системасини намунасидир. Модел тушунчаси биология медицина, физика ва бошқа фанларда ҳам қўлланилади.

Жамиятдаги ва иқтисодийдаги объектларни математик моделлар ёрдамида кузатиш мумкин. Бу тушунча моделлаштириш дейилади.

Иқтисодий модел - иқтисодий объектларнинг соддалаштирилган нусхасидир. Бунда моделнинг ҳаётийлиги, унинг моделлаштириладиган объектга айнан мос келиши муҳим аҳамиятга эгадир. Лекин ягона моделда ўрганилаётган объектнинг ҳамма томонини ақс эттириш мумкин эмас. Шунда жараённинг энг характерли ва энг муҳим белгилари ақс эттирилади.

Моделлаштиришнинг универсал усул сифатида бошқа усулларга қараганда афзалликлари мавжуд. Ушбу афзалликлар эса қуйидагилардан иборат:

I. Аввало, моделлаштириш катта ва мураккаб системани оддий модел ёрдамида ифодалашга имконият беради. Масалан, халқ хўжалиги бу ўта мураккаб системадир. Уни оддий қора яшик схемаси орқали ифодалаш мумкин.

II. Модел тузилиши билан кузатувчига экспериментлар қилиш учун кенг майдон туғилади. Моделнинг параметрларини бир неча марта ўзгартириб, объектни фаолиятини энг оптимал ҳолатини аниқлаб, ундан кейин ҳаётда қўллаш мумкин. Реал объектлар устида эксперимент қилиш кўплаб хатоларга

ва катта харажатларга олиб келиши мумкин.

III. Модел, ношакл системани, математик формулалар ёрдамида шакллантиришга имконият беради ва ЭҲМлар ёрдамида системани бошқаришга ёрдам беради.

IV. Моделлаштириш ўрганиш ва билиш жараёнини кенгайтиради. Модел ҳосил қилиш учун объект ҳар томонлама ўрганилади, таҳлил қилинади. Модел тузилганидан сўнг, унинг ёрдамида объект тўғрисида янги маълумотлар олиш мумкин. Шундай қилиб, объект тўғрисидаги билиш жараёни тўхтовсиз жараёнга айланади.



1.5.-расм. Моделлар турлари

Эконометрик усуллар оддий анъанавий усулларни инкор этмасдан, балки уларни янада ривожлантиришга ва объектив ўзгарувчан натижа кўрсаткичларини бошқа кўрсаткичлар орқали муайян таҳлил қилишга ёрдам беради. Эконометрик усулларнинг ва компьютерларнинг миллий иқтисодиётни бошқаришда афзалликларидан бири шундаки, улар ёрдамида моделлаштирувчи объектга омилларнинг таъсирини, натижа кўрсаткичига ресурсларнинг ўзаро муносабатларини кўрсатиш мумкин. Бу эса ўнлаб тармоқлар ва минглаб корхоналарда ишлаб чиқариш натижалари ва миллий иқтисодиётни илмий асосда прогнозлаштириш ва бошқаришга имкон беради.

Эконометрик моделлаш иқтисодий кўрсаткичларни ўзгариш қонуниятларини, тенденцияларни аниқлаш натижасида эконометрик моделлар

ёрдамида иқтисодий жараёнларни ривожланиш ва прогнозлаш йўлларини белгилайди.

Иқтисодий маълумотлар динамик қатор ёки динамик устун кўринишида тузилади, яъни улар вақт бўйича ўзгарадилар. Кузатувлар сони омиллар сонидан 4-5 марта кўпроқ бўлиши керак.

Эконометрик моделлаштириш ва моделларнинг аҳамияти қуйидагиларда намоён бўлади:

1) Эконометрик усуллар ёрдамида моддий, меҳнат ва пул ресурсларидан оқилона фойдаланилади.

2) Эконометрик усуллар ва моделлар иқтисодий ва табиий фанларни ривожлантиришда етакчи восита бўлиб хизмат қилади.

3) Эконометрик усуллар ва моделлар ёрдамида тузилган прогнозларни умумий амалга ошириш вақтида айрим тузатишларни киритиш мумкин бўлади.

4) Эконометрик моделлар ёрдамида иқтисодий жараёнлар фақат чуқур таҳлил қилибгина қолмасдан, балки уларнинг янги ўрганилмаган қонуниятларини ҳам очишга имкони яратилади. Шунингдек, улар ёрдамида иқтисодиётнинг келгусидаги ривожланишини олдиндан айтиб бериш мумкин.

5) Эконометрик усуллар ва моделлар ҳисоблаш ишларини автоматлаштириш билан бирга, ақлий меҳнатни енгиллаштиради, иқтисодий соҳа ходимларининг меҳнатини илмий асосда ташкил этади ва бошқаради.

Асосий эконометрик усуллар – бу математик статистика усуллари ва эконометрик усуллар.

Математик статистика усуллари - дисперсион таҳлил, корреляция таҳлили, регрессия таҳлили, омилли таҳлил, индекслар назарияси.

Эконометрик усуллар - иқтисодий ўсиш назарияси, ишлаб чиқариш функцияси назарияси, талаб ва таклиф назарияси.

Эконометрикани ўрганиш жараёни – бу иқтисодиёт, иқтисодий жараёнларнинг эконометрик моделларини тузиш жараёнидир.

Асосий қўлланадиган усули – корреляцион-регрессион таҳлил усули.

Эконометрик моделлаштиришқуйидаги илмий йўналишлар комплексидир:

- иқтисодий назария;
- эҳтимоллар назарияси;
- математик статистика;
- компьютер технологиялари.

1.3. Эконометрик модел тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар

Иқтисодиётда қонуниятлар иқтисодий кўрсаткичнинг ўзаро алоқаси сифатида номаён бўлади. Ялпи маҳсулот Y корхонадаги ресурслар (x_1, x_2, \dots, x_n) сарфига боғлиқ бўлади ва у $Y = F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ тарзда ёзилади.

Бу нисбий модел деб аталади ва у ўзгарувчилар боғлиқлигини ифодалайди. Умумий ҳолда Y ўзгарувчи (натижавий кўрсаткич) эркин ўзгарувчиларга (x_1, x_2, \dots, x_n) боғлиқлигини қуйидагича ёзиш мумкин $Y = F(x_1, x_2, \dots, x_n)$. Эркин ўзгарувчилар эконометрикада омиллар, регрессорлар деб ҳам аталади.

Агар берилган $\bar{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ тўпламга бевосита Y нинг қийматлари мос келса бундай боғлиқлик функционал деб аталади. Функционал боғлиқликнинг хусусияти шундан иборатки ҳар бир алоҳида ҳолда тўла омиллар қиймати аниқ натижавий кўрсаткич қиймати тўғри келади ва бу механизм тенгламаларида ёзилади.

Аммо иқтисодиётда кўпгина ҳолларда натижавий кўрсаткичларнинг миқдори кўпгина объектив ва субъектив (инсонлар мақсадга йўналтирилган фаолият) омилларга, баъзан тасодифий омилларга боғлиқ бўлади. Бундан ташқари иқтисодий боғлиқликларни ўрганишда тўла ахборотга эга бўлмаганда ўрганилаётган кўрсаткичга таъсир этувчи омилларнинг тўла рўйхати бўлмаслиги ёки омилларнинг таъсири турли туман бўлиши мумкин.

Агар таъсир этувчи омиллар тасодифий бўлса уларнинг таъсирини эҳтимоллик асосида аниқлаш мумкин. Бундай боғлиқликлар стохастик деб

аталади ва кўйидагича ифодаланади:

$$Y = F(x_1, x_2, \dots, x_n) + \varepsilon$$

бу ерда x_i эркин ўзгарувчилар (амаллар);

$F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ натижавий кўрсаткич Унинг инобатга олинган омиллар вазни белгиланмайдиган қисми

ε назорат қилиб бўлмайдиган омиллар таъсирида натижавий кўрсаткичнинг ўзгаришини ифодаловчи миқдор.

Шундай қилиб эконометрик моделлар тузишда ўрганувчи миқдорнинг тасодифий эканлиги таъминланади.

Тадқиқ қилинаётган ўзгарувчилар орасидаги боғлиқлик одатда математика ёрдамида эмас балки сифат таҳлили ёрдамида аниқланади ва унинг моҳияти ва ички боғлиқлик сабаби аниқланади.

Эконометрик моделлаштиришнинг мақсади $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ функциянинг кўринишини аниқлаш ва шундай тенглама топиш зарурки, у ўрганилаётган ҳодиса характериға мос келсин. Бунинг учун адекват бўлган тенгламани топиш учун дисперсион, корреляцион ва регрессион таҳлиллар қўлланилган ҳолда боғлиқликни сонли ифодаси ва унинг барқарорлиги аниқланади.

Эконометрик моделларнинг турли тоифадаги бир биридан моделлаштириш объекти мазмуни ва математик кўриниши жихатдан фарқли қиладиган ҳиллари мавжуд. Шуларнинг айримларини кўрсатиб ўтаемиз.

1. Бир тенгламали регрессион моделлар

$Y = F(\bar{X}, a) + \varepsilon$, бу ерда $\bar{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ – ўзгарувчи омиллар сифатида иштирок этувчи иқтисодий кўрсаткичлар; a – моделнинг параметрларининг вектори.

2. Бир вақтли тенгламалар тизими.

Бу моделлар тизимли тенгламалар кўринишида бўлади. Тизим регрессион тенгламалардан иборат бўлиши мумкин ва ҳар бири эркин ўзгарувчи омиллардан ташқари бошқа тенгламалардаги боғлиқ бўлган ўзгарувчилардан тузилган бўлиши мумкин. Амалиётда бундай тизимларнинг рекурсив

кўринишга келтирилади. Бунинг учун олдин боғлиқ бўлган кўрсаткичлар (ўзгарувчилар) топилади ва улар фақат эркин ўзгарувчиларга боғлиқ бўлади. Кейинчалик эркин ўзгарувчилар ва топилган боғлиқ бўлган ўзгарувчилар аниқланади. Шундай қилиб ҳар бир Y фақат эркин ўзгарувчилар ва тизимда аниқланган ўзгарувчилардан иборат бўлади. Тизимли эконометрик тенгламалар оддий регрессион тенгламалардан фарқли ўлароқ мураккаб математик аппаратни талаб этади.

3. Вақт қаторлари моделлари.

Маълум кўрсаткични вақт бўйича кетма-кет жойлаштирилиши вақтли қатор деб аталади. Тадқиқ қилинаётган ўзгарувчининг қийматлари қатор даражаси деб аталади.

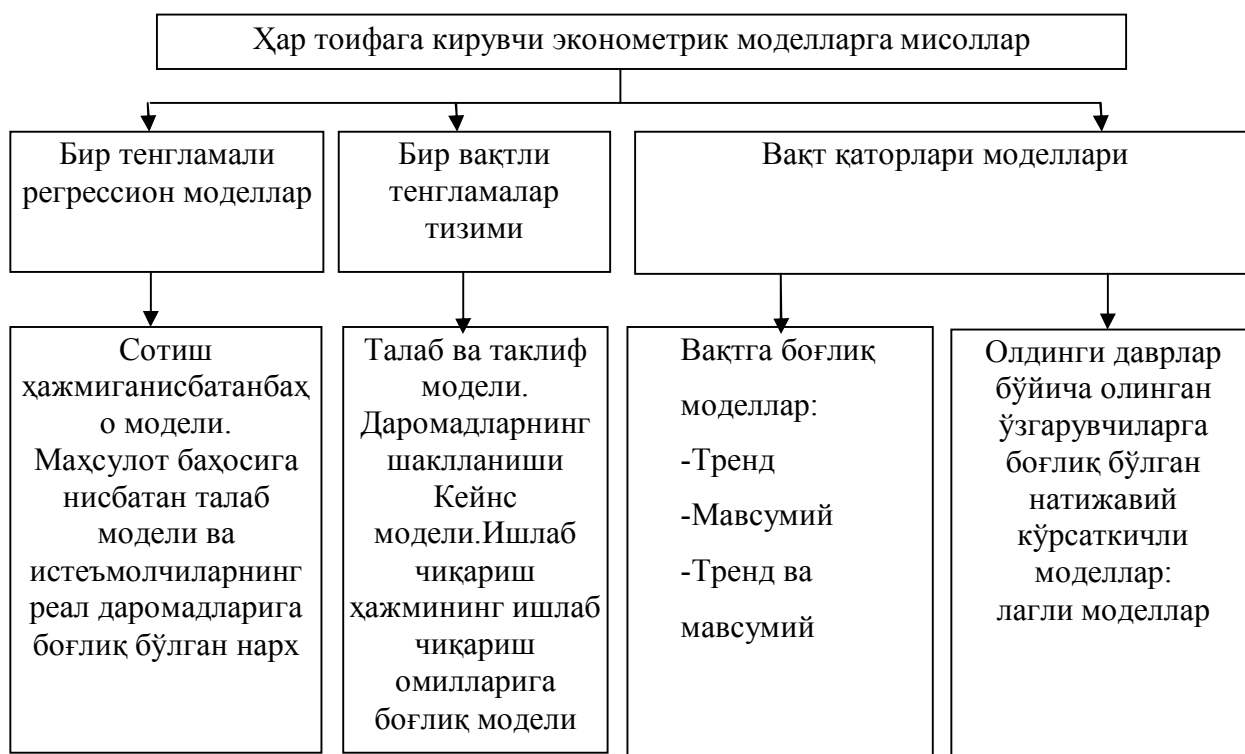
Вақт қаторлари моделларда фақат битта эркин ўзгарувчи t -вақт бўлади ва улар бир омилли моделлардир.

Иқтисодий кўрсаткичлардан ташкил топган вақтли қаторларда қуйидаги таркибий элементлар: тренд, мавсумий, циклик ва тасодифий компонентларни аниқлаш мумкин. Тренд деб жараёндаги узок муддатли барқарор ва такрорланувчи компонентга айтилади. Масалан: вақт оралиғида махсулотнинг сотиш ҳажмининг узлуксиз ошиши, махсулот ишлаб чиқаришнинг ўзгариши ва ҳ.к.

Иқтисодий жараёнларнинг вақтли қаторлар трендининг атрофида доимий тебранувчи компонента бўлиши мумкин. Агар у даврий бўлиб йил давомида тебраниб турса уни мавсумий тебранишлар дейилади. Агар тебраниш бир неча йил давомида давом этса уни циклик тебраниш деб атаймиз. Тренд мавсумий ва циклик компонентлар доимий бўлса уларни вақтли қаторларнинг тизимли компоненти дейилади. Вақтли қатор доимо бу компонентларга эга бўлиши шарт эмас.

Циклик тебранишлардан ташкил топган эконометрик моделларни аддитив ёки мультипликатив шаклда ёзиш мумкин.

Вақтли моделларга шунингдек кўп миқдордаги мураккаб аддитив прогноз ва авторегрессион моделларни киритиш мумкин.

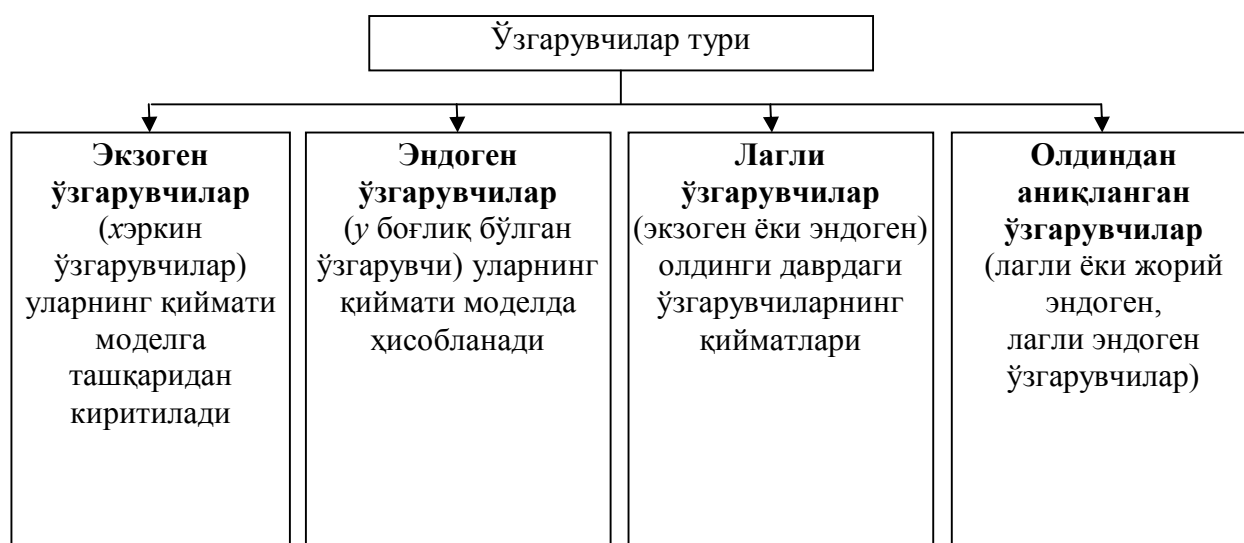


Эконометрик моделларнинг маълумотлар тури:

Макон бўйича- маълум даврда ҳар хил объектлар бўйича маълумотлар, масалан: Минтақа корхоналарининг ишлаб чиқариш ҳажми, ишчи хизматчилар сони.

Вақт бўйича- айнан объект бўйича бир неча давр маълумотлари, масалан: истемол таварлари индекси, кейинги йиллардаги бандлик ва ҳ.к.

Эконометрик моделлар ўзгарувчиларини шартли қуйидаги турларга ажратиш мумкин (1.6-расм.)



1.6.-расм. Ўзгарувчилар тури

1.4. Эконометрик моделлаштириш босқичлари

Эконометрик моделларни тузиш бир қанча босқичлардан ташкил топади.

Биринчи босқич – спецификациялаш - иқтисодий муаммони қўйилиши – асосий омиллар гуруҳи танланади, иқтисодий маълумот тўпланади, асосий омил ва таъсир этувчи омиллар гуруҳи белгиланади; корреляцион таҳлил усули ёрдамида эконометрик моделда қатнашадиган омиллар аниқланади. Иқтисодий жараён ҳар томонлама назарий, сифат жиҳатдан таҳлил қилинади ва унинг параметрлари, ички ва ташқи информацион алоқалар, ишлаб чиқариш ресурслари, режалаштириш даври каби кўрсаткичлар аниқланади.

Иккинчи босқич – идентификация қилиш. Бу босқичда изланаётган номаълум ўзгарувчилар қайси, қандай мақсадни кўзда тутаяди, натижа нималарга олиб келади каби саволлар аниқланган бўлиши керак. «Энг кичик квадратлар усули» ёрдамида тузиладиган эконометрик моделнинг параметрлари аниқланади.

Учинчи босқич – верификация қилиш. Тузилган моделни аҳамияти тўртта йўналиш бўйича текширилади:

- моделнинг сифати кўпликадаги корреляция коэффициенти ва детерминация коэффициенти ёрдамида баҳоланади;
- моделнинг аҳамияти аппроксимация хатолиги ва Фишер мезони ёрдамида баҳоланади;
- моделнинг параметрларини ишончилиги Стъюдент мезони бўйича баҳоланади;
- Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида «Энг кичик квадратлар усулининг» бажарилиш шартлари текширилади.

Тўртинчи босқич – тузилган ва баҳоланган эконометрик модел ёрдамида асосий иқтисодий кўрсаткичлар прогноз даврига ҳисобланади.

Юқорида санаб ўтилган босқичлар бир-бири билан чамбарчас боғлиқ ва бири иккинчисини тўлдириб, ягона мақсадни амалга ошириш учун хизмат қилади.

Шуни эслатиб ўтиш керакки, масалани компьютерда ечиш учун стандарт дастур бўлиши керак, агар ундай дастур бўлмаса, уни маълум алгоритмлар асосида тузиш зарур.

Назорат учун саволлар

1. Эконометрика фанининг мақсади нималардан иборат?
2. Эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги?
3. Эконометриканинг қўлланиш соҳаларини тушунтириб беринг?
4. Эконометрик моделлаштириш усуллари таснифи қандай?
5. Эконометрик моделларни тузиш босқичларини айтиб беринг?
6. Иқтисодий модел сўзини тушинтириб беринг?
7. Иқтисодий-математик моделларга таъриф беринг?
8. «Модел» тушунчасига таъриф беринг?

2. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИНГ АХБОРОТ ТАЪМИНОТИ

2.1. Иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати

2.2. Боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш

2.3. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар

2.1. Иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати

Иқтисодий жараёнларни вақт давомида ўзгаришини ўрганиш муҳим аҳамиятга эга. Чунки барча иқтисодий жараёнлар ва ҳодисалар вақт давомида ўзгарувчан бўлади. Иқтисодиётда барча иқтисодий жараёнларни иқтисодий-статистик моделлар орқали ўрганиш натижасида у ёки бу иқтисодий кўрсаткичнинг ҳозирги ҳолати ва келажакдаги ўзгаришини илмий асосда таҳлил қилиш ва башоратлаш мумкин бўлади.

Иқтисодий-статистик моделлаштириш усули - бозор иқтисодиёти субъектларининг иқтисодий фаолияти таҳлили ва режалаштиришни такомиллаштиришга қаратилган тадбирлардан биридир.

Иқтисодий-статистик моделлаштириш иқтисодий кўрсаткичлар ва ишлаб чиқариш омиллари ўртасидаги алоқалар ўз моҳиятига кўра стохастик бўлган асосга таянади. Иқтисодий субъектлар фаолиятини статистик моделлаштириш замон ва маконда уларнинг ривожланиш жараёнини ўрганишда асосий ўрин эгаллайди. Бу моделлар ишлаб чиқариш тенденциялари ва қонуниятларини аниқлаш учун мослашгандир.

Ҳатто энг такомиллашган статистик модел ҳам иқтисодий ҳодиса ва жараёнларнинг бутун алоқадорлигини қамраб олишга қодир эмас. Шунга кўра, иқтисодий таҳлил ва иқтисодий-статистик моделлаштиришни қўллашда ҳар доим ноаниқлик элементлари мавжуд бўлади. Одатда, иқтисодий-статистик

моделлаштиришни қўллаш самарадорлигининг асосий шартларидан бири унинг реал кўриниш ва жараёнга айнан мос келиши ҳисобланади.

Иқтисодий-статистик моделлаштиришни ноаниқ бўлишлигининг сабаблари қуйидаги ҳолларда содир бўлиши мумкин:

1. Ахборотли – ахборотнинг хатолиги, унинг кўрсаткичлари, омиллар ва объектлар мажмуининг ноаниқлиги.

2. Таркибий – аниқланмаган хилма-хилликларнинг мавжудлиги.

3. Моделли – кўрсаткичлар ва далиллар ўртасида боғланиш шаклларида нотўғри фойдаланиш.

Иқтисодий-статистик кузатувлар олиб борилганда, техник-иқтисодий кўрсаткичлар кўринишидаги, материаллар оқимидаги ахборотларга дуч келади. Шу нуқтаи назардан, ишлаб чиқаришга - кириш ахборотини, чиқиш ахборотига ўзгартиргич сифатида қаралади.

Эконометрик моделларни тузишда муҳим босқичларидан бири моделда қатнашадиган омиллар ва кўрсаткичларни танлашдир.

Кўп ҳолларда ўрганилаётган кўрсаткичларга жуда кўп омиллар таъсир этмоқда. Шу жумладан, уларнинг ҳаммаси моделда қатнашиши мумкин эмас ёки иқтисодий жиҳатдан мақсадга мувофиқ эмас.

Кўрсаткичлар ва омилларни тўлиқ қатор сифатида қуйидагича тасвирлаш мумкин:

$$y = f\left(\frac{x_1}{x_2}, \dots, \frac{x_k}{x_{(k+1)}}, \dots, \frac{x_m}{x_{(m+1)}}, \dots, x_n\right)$$

1) Биринчи омиллар гуруҳи (x_1, x_2, \dots, x_k) – бу моделга киритиладиган ўзгарувчилар

2) Иккинчи омиллар гуруҳи $(x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_m)$ – моделда қатнашмайди, лекин улардан ҳар бири тадқиқотчи томонидан кузатилаётган статистик жамланмада у ёки бу қийматларда назорат қилинади

3) Учинчи омиллар гуруҳи ($x_{m+1}, x_{m+2}, \dots, x_n$) – тасодифий ўзгарувчилар, улар тадқиқотчи томонидан назорат қилинмайди, лекин "у"нинг ўзгаришига таъсир этмоқда.

Агар биринчи гуруҳга сони бўйича кўп бўлмаган, лекин "у" нинг ўзгаришига кучли таъсир қилган омиллар қирса, ушбу эконометрик модел аҳамиятли деб ҳисобланади.

Бундан ташқари, қолган омиллардан кўпроқ сони 2 чи гуруҳга ва камроқ сони 3 чи гуруҳга киргани мақсадга мувофиқдир.

2.2. Боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш

Ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни ўрганиш эконометрика асослари фанининг муҳим вазифасидир. Бу жараёнда икки хил белгилар ёки кўрсаткичлар иштирок этади, бири эркин ўзгарувчилар, иккинчиси эркин ўзгарувчилар ҳисобланади. Биринчи тоифадаги белгилар бошқаларига таъсир этади, уларнинг ўзгаришига сабабчи бўлади. шунинг учун улар омил белгилар деб юритилади, иккинчи тоифадагилар эса натижавий белгилар дейилади. Масалан, пахта ёки буғдойга сув, минерал ўғитлар ва ишлов бериш натижасида уларнинг ҳосилдорлиги ошади. Бу боғланишда ҳосилдорлик натижавий белги, унга таъсир этувчи кучлар (сув, ўғит, ишлов бериш ва ҳ.к.) омил белгилардир.

Ёки, истеъмолчининг даромади ортиб бориши натижасида унинг товар ва хизматларга бўлган талаби ошади. Бу боғланишда талабнинг ортиши натижавий белги, унга таъсир этувчи омил, яъни даромад эса омил белгидир.

Омилларнинг ҳар бир қийматига турли шароитларида натижавий белгининг ҳар хил қийматлари мос келадиган боғланиш корреляцион боғланиш ёки муносабат дейилади. Корреляцион боғланишнинг характерли хусусияти шундан иборатки, бунда омилларнинг тўлиқ сони номаълумдир. Шунинг учун бундай боғланишлар тўлиқсиз ҳисобланади ва уларни формулалар орқали тақрибан ифодалаш мумкин, холос.

Умумий ҳолда қаралса, корреляцион муносабатда эркин ўзгарувчи X белгининг ҳар бир қийматиغا ($x_i \quad i=\overline{1..k}$) эрксиз ўзгарувчи Y белгининг ($y_j \quad j=\overline{1..s}$) тақсимоти мос келади. Ўз-ўзидан равшанки, бу ҳолда иккинчи Y белгининг ҳар бир қиймати (y_j) ҳам биринчи X белгининг (x_i) тақсимоти билан характерланади. Агар тўплам ҳажми катта бўлса, белги X ва Y ларнинг жуфт қийматлари x_i ва y_j ҳам кўп бўлади ва улардан айримлари тез-тез такрорланиши мумкин. Бу ҳолда корреляцион боғланиш комбинацион жадвал (корреляция тўри) шаклида тасвирланади.

Боғланишлар тўғри чизиқли ва эгри чизиқли бўлади. Агар боғланишнинг тенгламасида омил белгилар (X_1, X_2, \dots, X_k) фақат биринчи даража билан иштирок этиб, уларнинг юқори даражалари ва аралаш кўпайтмалари қатнашмаса, яъни $y_x = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i X_i$ кўринишда бўлса, чизиқли боғланиш ёки хусусий ҳолда, омил битта бўлганда $y = a_0 + a_1 x$ тўғри чизиқли боғланиш дейилади.⁶

Ифодаси тўғри чизиқли тенглама бўлмаган боғланиш эгри чизиқли боғланиш деб аталади. Хусусан,

$$\text{парабола } y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2$$

$$\text{гипербола } \hat{y}_x = a_0 + \frac{a_1}{x}$$

даражали $y_x = a_0 x^a$ ва бошқа кўринишларда ифодаланадиган боғланишлар эгри чизиқсиз боғланишга мисол бўла олади.

⁶Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 10

2.3. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар

Корреляцион ва регрессион таҳлилни қўллаш вақтида, омилларни танлаб олиш ва улардан моделларда фойдаланиш ҳамда баҳолашдаги асосий қоидалар қуйидагилардан иборат:

1. Омилларни ўрганиш билан қамраб олинadиган рўйхат чегараланган, омиллар эса назарий асосланган бўлиши лозим.

2. Моделга киритилган барча омиллар миқдор ўзгаришларга эга бўлиши керак.

3. Тадқиқ қилинаётган тўпلام сифатли бир жинсли бўлиши лозим.

4. Омиллар ўзаро функционал боғланмасликлари шарт.

5. Келажакда омиллар ўзаро таъсирини экстраполяция қилиш учун моделлардан фойдаланилаётган вақтда характер жиддий ўзгармаслиги, статистик мустаҳкам ва барқарор бўлиши лозим.

6. Регрессион таҳлилда ҳар бир омилнинг (x) қийматига бир хил регрессияли натижавий ўзгарувчи (y) тақсимоти нормал ёки яқин даражада мос келиш лозим.

7. Ўрганилаётган омиллар тадқиқ этилган, натижавий кўрсаткичли, мантиқан даврий бўлиши лозим.

8. Натижавий кўрсаткичга жиддий таъсир кўрсатадиган фақат муҳим омиллар таъсирини кўриб чиқиш лозим.

9. Регрессия тенгламаларига киритилган омиллар сони катта бўлмаслиги лозим. Чунки омиллар сонининг катта бўлиши, асосий омиллардан четга олиб келиши мумкин. Омиллар сони кузатишлар сонидан 3-5 марта кам бўлиши керак.

10. Регрессия тенгламасининг омиллари турли хил хатолар таъсирида бузилишга олиб келадиган хатоликлар бўлмаслиги керак. Омиллар ўртасида

функционал ёки шунга яқин боғланишларнинг мавжудлиги - мультиколленеарлик борлигини кўрсатади.

11. Кузатувлар сонини ошириш учун уларнинг маконда такрорланишидан фойдаланиш мумкин эмас. Маконда ҳодисаларнинг ўзгариши авторегрессияни вужудга келтириши мумкин. Авторегрессия эса статистикадаги мавжуд ўзгарувчилар ўртасидаги боғланишни маълум даражада бузади. Шунинг учун кўрсаткичлар динамик каторларида регрессион боғланишни ўрганиш статистикадаги боғланишни ўрганишдан тубдан фарқ қилади.

12. Ҳар бир омил бўйича тақсимот нормал тақсимотга эга бўлиши шарт эмас. Бу регрессион таҳлилни натижавий, аломатли қиймат ва тасодифсиз қийматли омиллар ўртасидаги боғланишни ифодаловчи сифатида таърифлашдан келиб чиқади.

13. Омилларни натурал бирликда ўлчашда нисбий қийматларга нисбатан ортиқроқ кўриш лозим. Нисбий қийматлар ўртасидаги корреляция, регрессия тенгламаси параметрлари қиймати боғланиш мазмунини бузиши мумкин. Омиллар ўртасидаги боғланишни ифодаловчи сифатида таърифлашдан келиб чиқади.

Демак, эконометрик моделларга қўйиладиган асосий талаблар :

1) Моделда кузатилаётган "у"нинг ўзгаришига кучли таъсир қилаётганасосий омиллар қатнашиши керак;

2) Барча боғлиқ бўлмаган "х"омиллар асосий боғлиқ бўлган омил "у"билан зич боғланган бўлиши керак;

3) Боғлиқ бўлмаган "х"омиллар ўзаро суст (кучсиз) боғланган бўлиши керак.

Иқтисодий жараёнлар динамикасини акс эттириш моҳиятига кўра, статик ва динамик моделлар мавжуд.

Статик моделлар ўзида вақтнинг айрим, қайд қилинган оралиғини камраб олади. Динамик модел вақтнинг изчил оралиқ тизими ҳолатини акс эттиради. Ўзгарувчан характерга кўра, бошланғич иқтисодий ишлаб чиқариш омиллари ёки аралаш омилларни ўз ичига олган моделларни кўрсатиш мумкин.

Ишлаб чиқаришнинг бошланғич омиллари деганда, кейинчалик тақсимлаб бўлмайдиган оддий омиллар, масалан, ресурслар харажати - жонли меҳнат, восита, меҳнат қуроллари тушунилади. Моделнинг тузилишига қараб, уларни моделга турли ўлчов бирлиги (натурал, қиймат) ва турли аниқлик даражаси билан киритиш мумкин. Бундай ҳолда уларнинг бошланғич характери сақланади.

Қуйидаги моделлар тури бошланғич ва ишлаб чиқариш омилларининг турли комбинатсияларини беради:

а) ишлаб чиқариш натижаларининг бошланғич ресурслар харажати даражаси ва таркибига ҳамда ишлаб чиқариш эҳтиёжлари шароитига боғлиқлигини характерлайдиган тўлиқ моделлар;

б) ишлаб чиқариш эҳтиёжлари шароити объектлари гуруҳи ёки вақт бўйича барқарор ҳисобланган пайтларда қўлланиладиган “вазифалар - маҳсулот ишлаб чиқариш” модели;

с) ишлаб чиқариш техник-иқтисодий кўрсаткичлар ўртасидаги ўзаро ва бошланғич ишлаб чиқариш омиллари билан алоқаларини характерловчи турли хил моделлар.

Моделлар ўзгарувчанлигига кўра, умумий ва хусусий моделларга бўлинади. Умумий модел ўлчанадиган аломатларнинг барчасини ҳамда ўрганилаётган ишлаб чиқариш жараёнининг бир томонини, масалан, табиий шароит белгиларини қисман ўз ичига олади. Аломатларнинг барчасини ўз ичига олган модел билан хусусий (масалан, фақат табиий шароит омиллари) моделни таққослаб, ишлаб чиқариш табиий иқлим омилларининг таъсири қайси вақтда кўпроқ, қайси вақтда камроқ бўлишини аниқлаш мумкин.

Умумийлик даражаси бўйича иқтисодий кўрсаткичлар автоном тизимидаги фарқларни ажрата билиш лозим. Биринчи хил моделлар мустақил фойдаланиш, иккинчи хил моделлар эса қандайдир тизимдаги моделларнинг органик таркибий қисми ҳисобланади. ва уларни қўллаш характерини аниқлайди.

Таснифлашнинг мана шу турига моделларнинг бир сатҳли, поғонали ва кўп сатҳли бўлиниши ҳам киради. Айрим ҳолларда ишлаб чиқариш бошланғич омилларининг катта сонларни ҳисобга олиш ва хусусий техник-иқтисодий кўрсаткичлар орқали уларни самарадорликнинг умумий синтетик кўрсаткичларига таъсирини текшириш хусусияти билан иккинчи схема устун туради.

Поғонали, кўп сатҳли моделлар фақат турли даражадаги иқтисодий алоқаларни акс эттириш учун тузилмай, балки турли даврларга мансуб бўлган иқтисодий кўрсаткичларни моделлаштириш билан аниқлаш учун ҳам тузилади.

Моделларни тузилиши бўйича таснифлаш жараёнини моделлар ёрдамида ифодалаш ва бошланғич ахборотдан фойдаланиш характери аломати бўйича таснифлашдан иборат. Биринчи хил аломат (белги) бўйича икки хил статистик моделларни кўрсатиш мумкин. Улар башоратларни тавсифлаш ва тушунтириш моделларидир.

Тавсифлаш моделлари - ўзгарувчан ўзаро алоқаларни энг яхши тарзда тавсифлайдиган регрессияларни тенглаштириш модели ҳисобланади. Бундай ҳолларда моделлар параметри мазмундор маънога эга бўлмайди. Мазкур параметрлар қийматини белгилашда аппроксиматсия, яъни тавсифланаётган ўзгарувчан кириш билан тавсифланаётган чиқиш ўртасидаги статистик мувофиқлик барқарорлик вазифалари ҳал этилади.

Тавсифлаш моделларини тузиш пайтида кўпинча белгиланган муддатдаги иқтисодий кўрсаткичларнинг аралашма фактларидан фойдаланилади. Бундай ҳолларда кўрсаткичлар ҳаракатидаги кетма-кетлик ва алоқалар мавжудлиги тўғрисидаги статистик маълумотлар тадқиқотчиларни қизиқтиради.

Кўпинча тавсифлаш моделларини тузиш вақтида иқтисодий кўрсаткичларнинг аралаш фактларидан фойдаланилади. Бундай ҳолларда тадқиқотчиларни далил сифатида танлаб олинган кўрсаткичлар функцияларнинг ўзгаришига сабаб бўлган ёки бўлмаганлиги ҳақидаги статистик далил қизиқтиради. Тушунтириш - башоратлаш моделининг номи, унинг миллий иқтисодиётда қандай рол тутишини аниқ тушунтиради. Улар

белгиланган фактлар мажмуи, гипотезалар ўртасидаги мувофиқликни аниқлайди. Бундай омиллар - далилларни таққослаш асосида прогнозлаштирилаётган кўрсаткич шаклланиш механизмини ўрганиш, яъни sanoat объекти ривожланишининг харакатлантирувчи кучларини аниқлаш масаласи туради.

Тушунтириш - башоратлаш модели параметрларини баҳолашда айнан тенглаштириш масаласи ҳал қилинади. Масаланинг моҳияти қандайдир тўғри келадиган статистик усуллар ёрдамида чуқур маъноли фаразлар асосида тузилган тенгламаларнинг номаълум параметрларини қидириб топишдан иборат. Бинобарин, идентификация масалаларининг аппроксимация масалаларидан фарқи шундаки, унда олдиндан ўзгарувчан боғланиш таркиби берилган бўлади.

Назорат учун саволлар

1. Иқтисодий кўрсаткичларни қандай шаклларда намоён этиш мумкин?
2. Иқтисодий маълумотларни қайта ишлашнинг қандай усулларини биласиз?
3. Талаб ва таклиф моделида қайси ўзгарувчи боғлиқ ва қайси ўзгарувчи боғлиқ эмас?
4. Эконометрик моделларни тузишда қандай талаблар қўйилади?
5. Омиллар ўлчов бирлигини танлашда қандай муаммоларга дуч келинади?
6. Эконометрик моделларнинг қандай шакллари мавжуд?
7. Эконометрик моделларда уч ва ундан ортиқ омиллар қатнаша оладими?
8. Статик ва динамик моделлар деганда нимани тушунасиш?

3-МАВЗУ. ЭКОНОМЕТРИКАДА ЭҲТИМОЛЛАР НАЗАРИЯСИ ВА МАТЕМАТИК СТАТИСТИКАНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ

3.1. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари.

3.2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари.

3.3. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар.

3.4. Тасодифий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш.

Таянч иборалар: тасодифий миқдор, тўплам, ўртача қиймат, стандарт ҳатоси, стандарт четланиш, эксцесс, асимметрия, интервал, минимум, максимум, медиана, мода.

3.1. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари

Эҳтимоллик назариясида нисбий частота, эҳтимоллик тушунчаси, чегаравий ва шартли эҳтимоллик тушунчаларини билиш, Байес теоремаси ҳақида ахборотга эга бўлиш зарур.

Тасодифий ўзгарувчилар эҳтимоллик тақсимоти ва эҳтимоллик кутулиш нормал тақсимотининг хоссаларини ва биноминал тақсимотни билиш зарур.

Статистик танловда оддий танлама усулини билиш етарли.

Баҳолаш хусусида унинг усулларини, дисперсия, дисперсияни ҳисоблаш ва ҳатосиз маълумотларни билиш керак.

Статистик хулоса қилиш учун t - ва F тестларни ўтказишни, ишонч интервалини, таҳминлар маъноси ва аҳамиятини билиш керак.

Асосий статистик кўрсаткичлар 2 гуруҳга бўлинади: ўртача даражасини ўлчайдиган ва дисперсияни ўлчайдиган.

Ўртача даражали кўрсаткичлар объектлар танланмасини ўртача характеристикасини маълум бир белгиси бўйича беради: ўртача қиймат;

Стандарт хатоси; Стандарт четланиш; Эксцесс; Ассиметрия; Интервал; Минимум; Максимум; Счет; Медиана; Мода; Квантиль; Ишончлик интервали.

Дисперсияни ўлчайдинган кўрсаткичлар: Тасодифий миқдорнинг дисперсияси; Ўртача квадратик четланиш; Вариация қулочи ва шу каби статистик кўрсаткичлар.

3.2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари

Статистикада *тўплам* ибораси жуда кенг қўлланилади. Тўплам ҳажми деб бу тўпламдаги объектлар сонига айтилади.

Тўпламнинг қуйидаги турлари мавжуд:

- асосий;
- танлама;
- чекланган;
- чексиз.

Танланма тўплам, ёки оддий килиб, танланма деб тасодифий равишда танлаб олинган объектлар тўпламига айтилади.

Бош тўплам деб танланма ажратилган объектлар тўпламига айтилади.

Масалан, 1000 та деталдан текшириш учун 100 та детал олинган бўлса, у ҳолда бош тўплам ҳажмига $N=1000$, танланма ҳажми эса $n=100$.

Бош тўплам кўпинча *чекли* сондаги элементларни ўз ичига олади. Аммо бу сон анча катта бўлса, у ҳолда ҳисоблашларни соддалаштириш ёки назарий хулосаларни ихчамлаш мақсадини кўзда тутиб, баъзан бош тўплам *чексиз* кўп сондаги объектлардан иборат деб фараз қилинади. Бундай йўл қўйиш шу билан оқланадаки бош тўплам ҳажмини орттириш танланма маълумотларини ишлаб чиқиш натижаларига амалда таъсир этмайди.

Тўплам бирлиги - кузатиш талаб этиладиган элемент.

Белги - тўплам бирлигининг белгилар турлари:

- сонли;

- сон билан ифодалаб бўлмайдиган.

Вариация - белгининг ўзгаришидир.

Вариант - ўзгарувчи белгининг конкрет ифодаси. Вариантлар лотин ҳарфларида белгиланади. Масалан:

$$X_1, X_2, \dots, X_k$$

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_k$$

Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси *вариацион қатор* деб аталади.

Агар вариантларни кўпайиш ёки камайиш бўйича жойлаштирсак, *тартибли вариацион қаторни* тузамиз.

3.3. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар

Тасодифий миқдор X деб, аввалдан номаълум бўлган ва олдиндан инобатга олиб бўлмайдиган тасодифий сабабларга боғлиқ бўлган ҳамда синаш натижасида битта мумкин бўлган қиймат қабул қилувчи миқдорга айтилади.

Дискрет (узлукли) тасодифий миқдор деб, айрим, ажралган қийматларни маълум эҳтимоллар билан қабул қилувчи миқдорга айтилади. Дискрет тасодифий миқдорнинг мумкин бўлган қийматлари сони чекли ёки чексиз бўлиши мумкин.

20 та талабалар ичида ўғил болалар сони 0, 1, 2, …, 20 қийматларни қабул қилиш мумкин бўлган тасодифий миқдордир.

Узлуксиз тасодифий миқдор деб чекли ёки чексиз ораликдаги барча қийматларини қабул қилиши мумкин бўлган миқдорга айтилади.

Тўпдан отилган снаряднинг учиб ўтган масофаси тасодифий миқдордир. Бу миқдорнинг мумкин бўлган қийматлари (а, в) ораликка тегишлидир.

Дискрет тасодифий миқдорнинг математик кутилиши деб, унинг барча мумкин бўлган қийматларини мос эҳтимолларга кўпайтмалари йиғиндисига айтилади:

$$M(X) = x_1 p_1 + x_2 p_2 + \dots + x_n p_n = \sum_{i=1}^n x_i p_i \quad (3.1)$$

Математик кутилишининг хоссалари.

1. Ўзгармас миқдорнинг математик кутилиши шу ўзгармаснинг ўзига тенг:

$$M(C) = C \quad (3.2)$$

2. Ўзгармас кўпайтувчини математик кутилиш белгисидан ташқарига чиқариш мумкин:

$$M(CX) = CM(X) \quad (3.3)$$

3. Иккита эркили X ва Y тасодифий миқдорлар кўпайтмасининг математик кутилиши уларнинг математик кутилишлари кўпайтмасига тенг:

$$M(XY) = M(X)M(Y) \quad (3.4)$$

4. Иккита тасодифий миқдор йиғиндисининг математик кутилиши кўшилувчиларнинг математик кутилишлар йиғиндисига тенг:

$$M(X + Y) = M(X) + M(Y) \quad (3.5)$$

3.4. Тасодифий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш⁷

Арифметик ўртача:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (3.7)$$

Частота (m) - абсолют миқдор бўлиб, ҳар вариантнинг тўпلامда неча бор учрашувини кўрсатади.

Частотанинг нисбий кўриниши *частота улуши* деб аталади.

$$w_i = \frac{m_i}{\sum_{i=1}^n m_i}, \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (3.8)$$

$$\sum w_i \cdot 100 = 100\%$$

Танланманинг статистик тақсимоти деб вариантлар ва уларга мос частоталар ёки нисбий частоталар рўйхатига айтилади.

⁷Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 155

Вариация чегараси (R) - вариацион қаторнинг экстремал қийматлари фарқига айтилади.

$$R = X_{\max} - X_{\min} \quad (3.9)$$

Ўртача чизиқли фарқ (ρ):

$$\rho = \frac{\sum |X - \bar{X}|}{n} \quad (\text{торттирилмаган}), \quad (3.10)$$

$$\rho = \frac{\sum |X - \bar{X}| \cdot m}{\sum m} \quad (\text{торттирилган}) \quad (3.11)$$

Дисперсия (σ^2) - вариантларнинг арифметик ўртачадан фарқларининг ўртача квадрати.

$$\sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n} \quad (\text{торттирилмаган}), \quad (3.12)$$

$$\sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2 \cdot m}{\sum m} \quad (\text{торттирилган}) \quad (3.13)$$

Ўртача квадратик фарқ (σ) -

белгининг ўзгаришини ифодалайди ва қуйидагича ҳисобланади:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n}} \quad - (\text{торттирилмаган}) \quad (3.14)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2 \cdot m}{\sum m}} \quad - (\text{торттирилган}) \quad (3.15)$$

Вариация коэффициентини (V) - нисбий кўрсаткич бўлиб, белгининг ўзгаришини ифодалайди ва процентларда ифодланади.

$$V_R = \frac{R}{\bar{X}} \cdot 100\% \quad - \text{вариация чегараси бўйича вариация коэффициентини,}$$

осилляция коэффициентини.

$$V_\rho = \frac{\rho}{\bar{X}} \cdot 100\% \quad - \text{ўртача чизиқ фарқ бўйича вариация коэффициентини.}$$

$$V_\sigma = \frac{\sigma}{\bar{X}} \cdot 100\% \quad - \text{квадрат фарқ бўйича вариация коэффициентини.}$$

Мода M_0 деб энг катта частотага эга бўлган вариантага айтилади.

Масалан, ушбу

вариант	1	4	7	9
частота	5	1	20	6

қатор учун мода 7 га тенг.

Медиана M_e деб вариацион қаторни вариантлар сони тенг бўлган икки қисмга ажратадиган вариантага айтилади. Агар вариантлар сони тоқ, яъни $n = 2k + 1$, бўлса, у ҳолда $M_e = X_{k+1}$; n жуфт, яъни $n = 2k$ да медиана:

$$M_e = \frac{X_k + X_{k+1}}{2} \quad (3.16)$$

Нормал тақсимот деб

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}} \quad (3.17)$$

дифференциал функция билан тавсифланадиган узлуксиз тасодифий миқдор тақсимотига айтилади (a - нормал тақсимотнинг математик кутилиши, σ - ўртача квадратик четланиши).

Шу мақсадда махсус характеристикалар, жумладан, асимметрия ва эксцес тушунчалари киритилади.

Назарий тақсимот асимметрияси деб учинчи тартибли марказий моментнинг ўрта квадратик четланиш кубинисбатига айтилади:

$$A_s = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \quad (3.18)$$

Назарий тақсимот эксцеси деб

$$E_k = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 \quad (3.19)$$

тенглик билан аниқладиган характеристикага айтилади.

Агар эксцес мусбат бўлса, у ҳолда эгри чизиқ нормал эгри чизиққа қараганда баландроқ ва «ўткирроқ» учга эга бўлади, агар эксцес манфий бўлса, у ҳолда таққосланаётган эгри чизиқ нормал эгри чизиққа қараганда пастроқ ва «яссироқ» учга эга бўлади.

Назорат учун саволлар

1. Тасодифий миқдорларнинг қандай турларини биласиз?
2. Танлама деганда нимани тушунасиз?
3. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорларга мисол келтиринг?
4. Тасодифий миқдорнинг асосий статистик характеристикаларини айтиб беринг?
5. Дисперсия нимани кўрсатади?
6. Ковариация коэффиценти қандай ҳисобланади?
7. Эксцесснинг мусбатлиги ёки манфийлиги нималарни билдиради?
8. Мода ва медиана нима учун ҳисобланади?

4-МАВЗУ. ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИОН-РЕГРЕССИОН ТАҲЛИЛ

4.1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш.

4.2. Корреляция коэффицентининг турлари ва ҳисоблаш усуллари.

4.3. Чизиқли ва чизиқсиз регрессион боғланишлар.

4.4. Корреляцион-регрессион таҳлилда энг кичик квадратлар усулининг қўлланилиши.

Таянч иборалар: боғланиш, корреляцион боғланиш, чизиқли, чизиқсиз боғланиш, регрессия, энг кичик квадратлар усули.

4.1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш

Ижтимоий-иқтисодий жараёнлар ўртасидаги ўзаро боғланишларни ўрганиш эконометрика фанининг муҳим вазифаларидан биридир.

Бу жараёнда икки хил белгилар ёки кўрсаткичлар иштирок этади, бири боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар, иккинчиси боғлиқ ўзгарувчилар ҳисобланади.

Биринчи турдаги белгилар бошқаларига таъсир этади, уларнинг ўзгаришига сабабчи бўлади. шунинг учун улар омил белгилар деб юритилади, иккинчи тоифадагилар эса натижавий белгилар дейилади.

Масалан, истеъмолчининг даромади ортиб бориши натижасида унинг товар ва хизматларга бўлган талаби ошади. Бу боғланишда талабнинг ортиши натижавий белги, унга таъсир этувчи омил, яъни даромад эса омил белгидир.

Омилларнинг ҳар бир қийматига турли шароитларида натижавий белгининг ҳар хил қийматлари мос келадиган боғланиш корреляцион боғланиш ёки муносабат дейилади.

Корреляцион боғланишнинг характерли хусусияти шундан иборатки, бунда омилларнинг тўлиқ сони номаълумдир. Шунинг учун бундай

боғланишлар тўлиқсиз ҳисобланади ва уларни формулалар орқали тақрибан ифодалаш мумкин, холос.

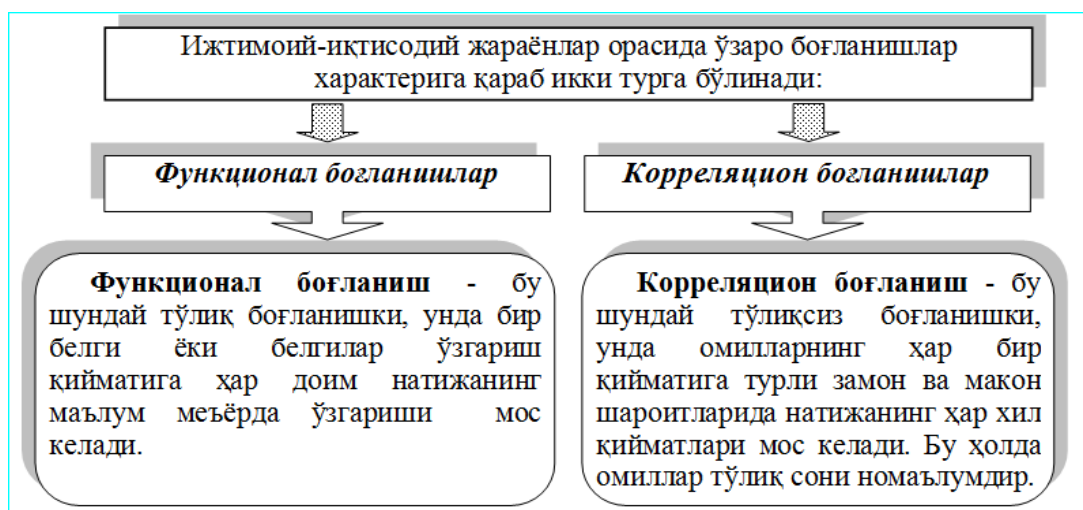
Корреляция сўзи лотинча *correlation* сўзидан олинган бўлиб, ўзаро муносабат, мувофиқлик, боғлиқлик деган маънога эга.

Икки ҳодиса ёки омил ва натижавий белгилар орасидаги боғланиш **жуфт корреляция** деб аталади.

Корреляцион боғланишларни ўрганишда икки тоифадаги масалалар кўндаланг бўлади. Улардан бири ўрганилаётган ҳодисалар (белгилар) орасида қанчалик зич (яъни кучли ёки кучсиз) боғланиш мавжудлигини баҳолашдан иборат. Бу корреляцион таҳлил деб аталувчи усулнинг вазифаси ҳисобланади.

Корреляцион таҳлил деб ҳодисалар орасидаги боғланиш зичлик даражасини баҳолашга айтилади.

Омилларнинг ўзаро боғланиши 2 турга бўлинади: функционал боғланиш ва корреляцион боғланиш.

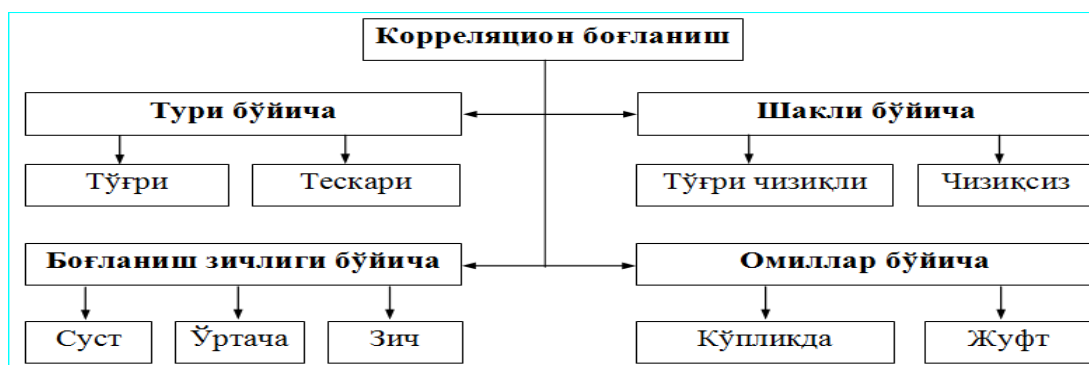


4.1.-расм. Боғланиш турлари

Йўналишларнинг ўзгаришига қараб, боғланишлар икки турга бўлинади: тўғри боғланиш ва тескари боғланишлар.

Аналитик ифодаларнинг кўринишларига қараб ҳам боғланишлар икки турга бўлинади: тўғри чизиқли ва чизиқсиз боғланишлар.

Функционал боғланишларда бир ўзгарувчи белгининг ҳар қайси қийматига бошқа ўзгарувчи белгининг аниқ битта қиймати мос келади.



4.2.-расм. Корреляцион боғланиш турлари

4.2. Корреляция коэффициентининг турлари ва ҳисоблаш усуллари

Корреляцион таҳлил корреляция коэффициентларини аниқлаш ва уларнинг муҳимлигини, ишончилигини баҳолашга асосланади.⁸

Чизикли корреляция коэффициентининг ҳисоблаш формуласи:

$$r_{yx} = \frac{\overline{yx} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y} \quad (4.1)$$

бу ерда, σ_x ва σ_y мос равишда x ва y ўзгарувчиларнинг ўртача квадратик четланишидир ва улар қуйидаги формулалар ёрдамида ҳисобланади:

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}, \quad \sigma_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}} \quad (4.2)$$

ёки

$$r_{yx} = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sigma_x \cdot \sigma_y} = \frac{\frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sigma_x \cdot \sigma_y} \quad (4.3)$$

⁸Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 90

Корреляция коэффициентлари (r) -1 дан $+1$ оралиғида бўлади. Агар $r = 0$ бўлса омишлар ўртасида боғланиш мавжуд эмас, $0 < r < 1$ бўлса, тўғри боғланиш мавжуд $-1 < r < 0$ - тескари боғланиш мавжуд $r = 1$ функционал боғланиш мавжуд.

Боғланиш зичлик даражаси одатда куйидагича талқин этилади. Агар

$0,2$ гача – кучсиз боғланиш;

$0,2 \div 0,4$ – ўртача зичликдан кучсизроқ боғланиш;

$0,4 \div 0,6$ – ўртача боғланиш;

$0,6 \div 0,8$ – ўртачадан зичроқ боғланиш;

$0,8 \div 0,99$ – зич боғланиш.

Корреляцион тахлил ўтказилганда куйидаги корреляция коэффициентлари ҳисобланади:

1. Хусусий корреляция коэффициентлари. Хусусий корреляция коэффициентлари асосий ва унга таъсир этувчи омишлар ўртасидаги боғланиш зичлигини билдиради.

2. Жуфт корреляция коэффициентлари асосий омиш инобатга олинмаган нуқтада ҳисобланади. Агар жуфт корреляция коэффициентлари $0,6$ дан катта бўлса, унда омишлараро боғланиш кучли деб ҳисобланади ва эркин омишлар маълум даражада бир бирини такрорлайди. Агар моделда ўзаро боғланган омишлар қатнашса, модел ёрдамида қилинган ҳисоблар нотўғри чиқиши мумкин ва омишлар таъсири икки баровар ҳисобланиши мумкин. Ўзаро боғланган таъсир этувчи омишлардан биттаси моделдан чиқариб ташланади. Албатта моделда кучлироқ ва мустаҳкамроқ омиш қолади.

3. Кўп омишли моделларда агар натижавий омишга бир неча омишлар таъсир кўрсатса, унда омишлар орасида кўпликдаги корреляция коэффициентлари ҳисобланади.

Чизиксиз регрессия учун ўрганилаётган ҳодисалар ўртасидаги боғланишларнинг зичлиги корреляция коэффициентлари билан баҳоланади ρ_{xy} ($0 \leq \rho_{xy} \leq 1$):

$$\rho_{yx} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{ocm}^2}{\sigma_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{\sum (y - \hat{y}_x)^2}{\sum (y - \bar{y})^2}}. \quad (4.4)$$

Натижавий кўрсаткичгатаъсир этувчи омилларнинг умумийтаъсири кўпликдаги корреляция индекси билан баҳоланади:

$$R_{yx_1x_2, \dots, x_p} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{yocm}^2}{\sigma_H^2}} \quad (4.5)$$

Кўпликдаги корреляция индекснинг қиймати 0 дан 1 гача ораликда ўзгарадига максимал жуфт корреляцияси индексидан катта ёки тенг бўлиши керак:

$$R_{yx_1x_2, \dots, x_p} \geq r_{yx_i} \quad (i = \overline{1, p}). \quad (4.6)$$

Чизиклибўғланиш учун кўпликдаги корреляция коэффициентини жуфт корреляция коэффициентлар матрицаси орқали аниқланиши мумкин:

$$R_{yx_1x_2, \dots, x_p} = \sqrt{1 - \frac{\Delta r}{\Delta r_{11}}}, \quad (4.7)$$

бу ерда

$$\Delta r = \begin{vmatrix} 1 & r_{yx_1} & r_{yx_2} & \dots & r_{yx_p} \\ r_{yx_1} & 1 & r_{x_1x_2} & \dots & r_{x_1x_p} \\ r_{yx_2} & r_{yx_1} & 1 & \dots & r_{x_2x_p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{yx_p} & r_{x_px_1} & r_{x_px_2} & \dots & 1 \end{vmatrix} - \text{жуфт корреляция коэффициентини аниқлаш}$$

матрицаси.

Хусусий корреляция коэффициентлари y га x_i омилнинг бошқа факторлар ўзгармас даражада бўлганда таъсирини ўлчайди ва қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$r_{yx_i \cdot x_1x_2 \dots x_{i-1}x_{i+1} \dots x_p} = \sqrt{1 - \frac{1 - R_{yx_i \cdot x_1x_2 \dots x_i \dots x_p}^2}{1 - R_{yx_i \cdot x_1x_2 \dots x_{i-1}x_{i+1} \dots x_p}^2}} \quad (4.8)$$

ёкиқуйидаги рекуррент формуладан фойдаланиб:

$$r_{y x_1 x_2 \dots x_p} = \frac{r_{y x_1 x_2 \dots x_{p-1}} - r_{y x_p \cdot x_1 x_2 \dots x_{p-1}} r_{x_p x_1 x_2 \dots x_{p-1}}}{\sqrt{(1 - r_{y x_1 x_2 \dots x_{p-1}}^2)(1 - r_{x_p x_1 x_2 \dots x_{p-1}}^2)}}. \quad (4.9)$$

Хусусий корреляция коэффициентлари -1 дан 1 гача ораликда ўзгаради.

Тузилган моделнинг умумий сифатини детерминация коэффициенти баҳолайди. Кўпликдаги детерминация коэффициентикўпликдаги корреляция индексининг квадратига тенг:

$$R^2_{y x_1 x_2 \dots x_p}$$

4.3. Чизикли ва чизиксиз регрессион боғланишлар

Корреляцион таҳлил боғланиш зичлиги хақида тушунча беради лекин унинг кўриниши (шакли) хақида эмас.

Регрессион таҳлил бир ёки бир нечта омилларнинг натижавий кўрсаткичга таъсирини таҳлил қилиш учун қўлланилади.

Агар корреляцион таҳлил асосида ўрганилаётган ходисалар ўртасидаги боғлиқликлар мустақкам (яъни етарлича кучли ва статистик жиҳатдан аҳамиятли) бўлса, уларнинг математик ифодасини регрессион модел кўринишидатопиш ва унинг адекватлигини баҳолаш мақсадга мувофиқдир.

Жуфт регрессияда аналитик боғланиш турини танлаш учта усул орқали амалга оширилиши мумкин:

- график (корреляция майдонини таҳлил қилиш асосида);
- аналитик (ўрганилаётган ходисалар ўртасидаги муносабатни назарий жиҳатдан ўрганиш асосида);
- экспериментал (қўлланиладиган сифат мезони асосида энг яхши танлови билан ҳар хил турдаги бир нечта моделларни қуриш).

Ўрганилаётган ходисани ёки кўрсаткичларни прогноз қилиш учун адекват регрессион моделдан фойдаланиш мумкин.

Регрессион таҳлил мавжуд кузатувлар мажмуи учун мувофиқ аппроксимация функцияни танлашдан иборат.

Аппроксимация (лотин тилидан *approximo* –яқинлашиб) –бу эмпирик маълумотларни функция кўринишидаги тахминий ифодасидир.

Олинган функционал боғланиш *регрессия тенгламаси* ёки *регрессия* деб аталади.

Эҳтимоллар назарияси ва математик статистикада одатда **регрессия** деб (y) кўрсаткичнинг ўртача қиймати бошқа бир миқдорга ёки бир неча миқдорлар (x_i) ларга боғлиқлиги аталади.

Жуфт регрессия- бу y ўзгарувчининг ўртача қиймати бир эрки ўзгарувчи x га боғлиқлигини ифодалайдиган модел

$$\hat{y} = f(x) \quad (4.10)$$

бу ерда y - боғлиқ ўзгарувчи (натижавий кўрсаткич);

x –боғлиқ бўлмаган ўзгарувчи (белги–омили).

Жуфт регрессия ўзгаради, агар доминант омил бўлса ўзгарувчининг катта қисмини келтириб чиқарадиган, бу регрессия қўлланилади.

Кўп омилли регрессия –бу боғлиқ ўзгарувчи y нинг ўртача қийматининг бир неча эрки x_1, x_2, \dots, x_p , ўзгарувчиларга боғлиқлигини ифода этган моделдир.

$$\hat{y} = f(x_1, x_2, \dots, x_p) \quad (4.11)$$

Кўп омилли регрессия натижавий омилга таъсир этувчи омиллардан битта доминант омил билан ажралиб турилмаслиги ва бир нечта омилларнинг бир вақтда таъсири ҳисобга олиниши зарур вазиятда қўлланилади.

(4.1) регрессия тенгламаси ёрдамида y ва x (боғланиш модели) ўзгарувчилар қийматлари ўртасидаги муносабатлар қуйидаги тарзда ёзиш мумкин:

$$y = f(x) + \varepsilon, \quad (4.12)$$

бу ерда биринчи атама $f(x)$, y регрессия тенгламаси (4.1) билан изоҳланадиган y қийматининг бир қисми сифатида талқин қилиниши мумкин,

иккинчиси ε эса Уқийматининг аниқланмаган қисми сифатида ифодалаш мумкин. Бу қисмлар орасидаги муносабатлар регрессия тенгламасининг сифатини, x ва Уўзгарувчилари ўртасидаги боғлиқликни кўрсатиш қобилиятини характерлайди. Регрессия тенгламасини тузишда, ε хато деб қаралади, бу баъзи тахминларга жавоб берадигантасодифий миқдордир.

ε компонентанинг мавжудлиги Уўзгарувчига қўшимча таъсир этувчи омиллар борлиги, $f(x)$ функционал боғлиқликнинг нотўғри шакли, ўлчов хатоси ва дастлабки маълумотларнинг танланган характери каби омиллар билан боғлиқ.

Аналитик боғлиқлик турига қараб, чизикли ва чизиксиз регрессиялар бўлинади. Чизикли жуфт регрессия қуйидаги тенглама билан тавсифланади:

$$y = a_0 + a_1x \quad (4.13)$$

Ижтимоий-иқтисодий жараёнлар ўртасида боғланишларни ўрганишда қуйидаги чизиксиз функциялар билан фойдаланилади:

Иккинчи даражали парабола –	$y = a_0 + a_1x + a_2x^2$
Учинчи даражали парабола –	$y = a_0 + a_1x + a_2x^2 + a_3x^3$
n-даражали парабола –	$y = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_nx^n$
Гипербола –	$y = a_0 + \frac{a_1}{x}$
b- даражали гипербола –	$y = a_0 + \frac{a_1}{x^b}$
Логарифмик –	$\log y = a_0 + a_1x$
Ярим логарифмик –	$y = a_0 + a_1 \ln x$
Кўрсаткичли функция –	$y = a_0 a_1^x$
Даражали функция –	$y = a_0 x_1^{a_1}$
Логистик функция –	$y = \frac{a_0}{1 + a_1 e^{-bx}}$



4.3.-расм. Чизиқли ва чизиқсиз регрессион боғланишлар

Масала: берилган маълумотлар n кузатувлар сонива иккита x ва y ўзгарувчи кўрсаткичларнинг $\{(x_i, y_i), i = 1, 2, \dots, n\}$ асосида кузатув маълумотларини энг мақбул йул билан таърифлайдиган $\hat{y} = f(x)$ аналитик боғлиқликни аниқлаш керак.

Кузатув натижаларини жадвал шаклида кўриш қулайдир

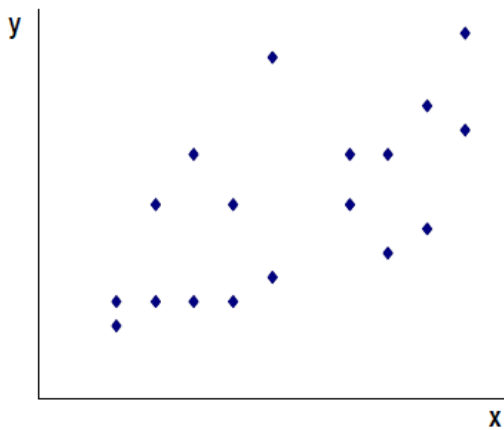
жадвал 1

кузатув маълумотлари

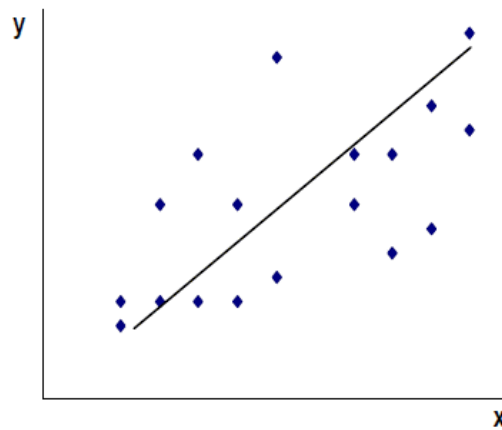
	X	y
1	x_1	y_1
2	x_2	y_2
...
N	x_n	y_n

Хар бир қатор фақатгина бита кузатув натижасини ўз ичиги олади (x_i, y_i) .

Кузатув маълумотларни энг яхши йул билан таърифлайдиган $\hat{y} = f(x)$ боғлиқлик тушунчасини изоҳлаймиз. Хар бир қатордаги (x_i, y_i) нинг маъносини координата нукталарида (x_i, y_i) кўриш мумкин. Барча нукталарнинг йиғиндиси, корреляция майдонида жойлашган (4.4, 4.5.-расм).



4.4.-расм. Корреляция майдони



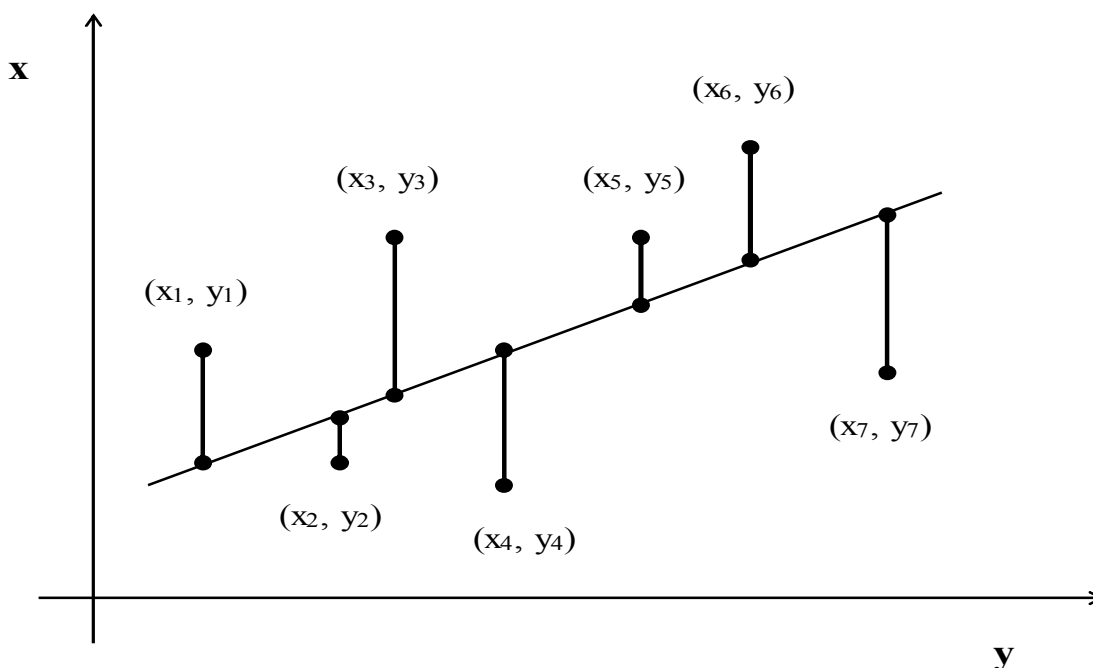
4.5.- Расм. Энг яхши чизиқли регрессия

Текисликда $\hat{y} = f(x)$ боғлиқга муайян эгри чизиғи тўғри келади. Қанчалик эгри чизиқ корреляция майдонидаги нукталарга яқин бўлса шунча $\hat{y} = f(x)$ боғлиқлиги манба маълумотларни тасвирлайди.

4.4. Корреляцион-регрессион таҳлилда энг кичик квадратлар усулининг қўлланилиши.

Функциялар параметрлари одатда “энг кичик квадратлар” усули билан аникланади. Энг кичик квадратлар усулини мазмуни қуйидагича: хақиқий миқдорларнинг текисланган миқдорлардан фарқининг квадратлари йигиндиси энг кам бўлиши зарур (4.6-расм):

$$\sum (y - \hat{y}_x)^2 \rightarrow \min \quad (4.14)$$



4.6-расм. Энг кичик квадратлар усулининг графикли кўриниши

Бир омилли чизиqli боғланишни олайлик:

$$\hat{y}_x = a_0 + a_1 x \quad (4.15)$$

Қиймат $\sum (y - \hat{y}_x)^2$ энг кам бўлиши учун биринчи даражали хосилалар нолга тенг бўлиши керак:

$$S = \sum (y - \hat{y}_x)^2 = \sum (y - a_0 - a_1 x)^2 \rightarrow \min \quad (4.16)$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_0} = 0 \quad \frac{\partial S}{\partial a_1} = 0 \quad (4.17)$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_0} = -2 \sum (y - a_0 - a_1 x) = 0$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_1} = -2 a_1 \sum (y - a_0 - a_1 x) = 0 \quad (4.18)$$

Бир неча ўзгаришлардан сўнг энг кичик квадратлар усулининг нормал тенгламалартизими ҳосил бўлади.

$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum x = \sum y \\ a_0 \sum x + a_1 \sum x^2 = \sum y \cdot x \end{cases} \quad (4.19)$$

Қўйидаги ифода билан фойдаланиб

$$n\bar{x} = \sum x, \quad n\bar{y} = \sum y, \quad n\bar{x}^2 = \sum x^2, \quad n\bar{xy} = \sum xy, \quad (4.19) \text{ дан оламиз}$$

$$\begin{cases} a_0 + a_1 \bar{x} = \bar{y} \\ a_0 \bar{x} + a_1 \bar{x}^2 = \overline{xy} \end{cases} \quad (4.20)$$

Юқоридан a_0 ва a_1 параметрлар қуйидаги формулалар билан аниқланади:

$$a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{x} \quad a_1 = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\overline{x^2} - \bar{x}^2} \quad (4.21)$$

b параметрни қуйидаги формула билан тасвирлаш мумкин

$$b = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sigma_x^2} = \frac{\frac{1}{n} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sigma_x^2} \quad (4.22)$$

Чизиқли регрессиянинг параметрлар шарҳини кўриб чиқамиз.

Омилли ўзгарувчи b коэффиценти, y x омилибир бирликга ўзгарса Y нинг ўртача ҳисобда қанчаларга ўзгаришини кўрсатади.

Мисол учун тассавур қилаймизки, харажат билан ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажми ўртасида боғлиқлиги қуйидагини ташкил этса

$$y = 35000 + 0,58x$$

У ҳолда, ишлаб чиқариш ҳажми 1 бирликга ошириш учун биздан 580 сўм кўшимча харажатни талаб этади.

(4.7) тенгламанинг a озод аъзосига тўғри келса, қачонки x ўзгарувчи вақтни билдирса шунда a тенгламанинг бошланғич вақтини англатади. Бошқа пайтларда эса a иқтисодий таърифланмайди.

Назорат учун саволлар

1. Корреляцион-регрессион таҳлилнинг мақсадлари нималардан иборат?
2. Жуфт, хусусий ва кўпликдаги корреляция коэффицентларининг фарқи нимадан иборат?
3. Қайси ҳолларда корреляция индекси қўлланилади?
4. Регрессия коэффицентларининг иқтисодий моҳияти нимадан иборат?
5. “Энг кичик квадратлар усули” нинг моҳиятини тушунтириб беринг.
6. Нормал тенгламасини ечиш усуллари тушунтириб беринг.
7. Реал иқтисодий жараёнлар бўйича турли хилдаги боғланишларга 10 та мисол тузинг.

5-МАВЗУ. КЎП ОМИЛЛИ ЭКОНОМЕТРИК ТАҲЛИЛ

5.1. Кўп омилли эконометрик моделларни тузиш услубиёти.

5.2. Чизиқли ва чизиқсиз кўп омилли регрессион боғланишлар.

5.3. Кўп омилли регрессия тенгламаси параметрларини баҳолашда энг кичик квадратлар усули.

5.4. Эконометрик модел параметрларининг иқтисодий таҳлили ва эластиклик коэффицентларини ҳисоблаш.

Таянч иборалар: кўп омилли корреляция, кўп омилли регрессион боғланишлар, корреляция коэффиценти, бевосита энг кичик квадратлар усули, эластиклик коэффицентлар

5.1. Кўп омилли эконометрик моделларни тузиш услубиёти

Кўплик корреляцияси тасодифий кўрсаткичлар гуруҳи ўртасидаги боғланишларни ўрганади. Иқтисодий таҳлилда кўплик корреляция усулини қўлланилиши ҳисоблаш техникаси яратилганидан сўнг кенгайди ва қисқа муддатда катта ютуқларга эришилди, ҳам иқтисодий, ҳам математика фанларини ривожланишига ўз улушини қўшди.

Кўплик (кўп омилли) корреляция усули мураккаб жараёнларни таҳлил қилишнинг асосий усулларида бири ҳисобланади. Бу усул мураккаб жараёнларда рўй бераётган алоҳида ҳодисаларни моделлаштириш ва башорат қилиш имконини беради.

Кўпомилли регрессия натижавий белгига таъсир этувчи омиллар мажмуасидан бир доминант омилни ажратиб бўлмайдиган ва бир неча омилларнинг таъсирини ҳисобга олиш зарур ҳолларда натижага олиб келадиган хусусиятга таъсир қилувчи қўлланилади.

Масалан, маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажми асосий ва айланма маблағлар миқдори, ходимларнинг сони, бошқарув даражаси ва бошқалар билан

белгиланади, талабнинг даражаси нафақат нарх бўйича, балки аҳолида мавжуд бўлган пулга боғлиқ.

Кўп омилли регрессияларнинг асосий мақсади –кўплаб омилларни ўз ичига олган моделни яратиш, уларнинг ҳар бирининг таъсирини алоҳида белгилаш, шунингдек моделлаштирилган кўрсаткичга уларнинг умумий таъсирини аниқлашдир.

Кўп омилли корреляция усулидан фойдаланиш қуйидаги тартибда амалга оширилади.

1. Кузатишлар асосида тўпланган катта миқдордаги дастлабки маълумотларни қайта ишлаш асосида бир аргументнинг ўзгаришида функция қийматини ўзгаришини қолган аргументлар қиймати белгиланган шароитда аниқланади.

2. Қизиқтираётган боғланишга бошқа омилларни таъсирини (ўзгартириш) даражаси аниқланади.

Корреляция таҳлили усуллари қўллаётган изланувчилар олдида турадиган асосий муаммолар бўлиб қуйидагилар ҳисобланади:

- функциякўринишини (турини) аниқлаш;
- омиллар-аргументларни ажратиш;
- жараёнларни тўғри баҳолаш учун зарур бўлган кузатишлар сонини аниқлаш.

Функциянинг кўринишини танлашнинг қандайдир аниқ ишлаб чиқилган услубий кўрсатмалари бўламаса ҳам, ҳар бир изланувчи бу муаммони турлича ҳал қилади.

Математика фани берилган қийматнинг ҳар қандай соҳаси учун чекланмаган миқдорда функцияларни келтириши мумкинлигини ҳисобга олиб, кўп изланувчилар функция кўринишини танлаш инсон имкониятлари чегарасидан ташқарида деб ҳисоблашади. Шунинг учун функция кўринишини соф эмпирик асосда танлаш зарур ва кейинчалик уни ўрганилаётган жараёнга тўғри келиши (адекватлиги) текширилади ва қабул қилиш ёки қилмаслик ҳақида қарор қабул қилинади.

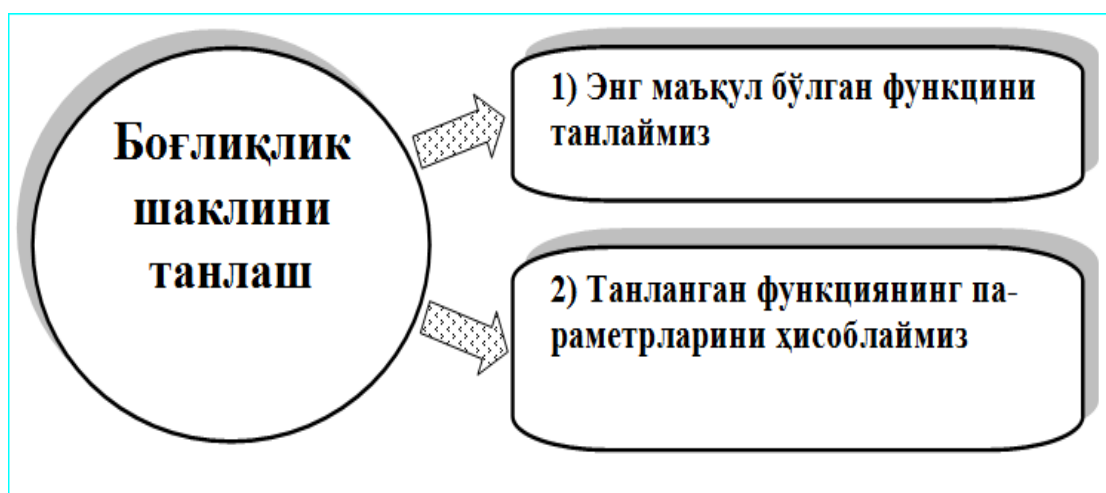
Омиллар ўртасида боғланиш шаклини танлашнинг учта усули мавжуд:

- эмпирик усул;
- олдинги тадқиқотлар тажрибаси усули;
- мантиқий таҳлил усули.

Аналитик функция турини регрессиянинг эмпирик графиги бўйича аниқлаш мумкин. Лекин мазкур график усулни фақат жуфт боғланиш ҳолларида ҳамда кузатишлар сони нисбатан кўп бўлганда муваффақиятли қўллаш мумкин.

Боғлиқлик шаклини танлаш усули икки босқичда бажарилади.

- 1) Энг маъқул бўлган функцияни танлаймиз.
- 2) Танланган функциянинг параметрларини ҳисоблаймиз.



5.1.-расм. Боғлиқлик шаклини танлаш схемаси

5.2. Чизиқли ва чизиқсиз кўп омилли регрессион боғланишлар.

Кўп омилли регрессия - бир нечтаэркли ўзгарувчилардан иборат бўлган тенглама:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_p),$$

бу ерда y - боғлиқ бўлган ўзгарувчи (натижавий кўрсаткич) ҳисобланади;

x_1, x_2, \dots, x_p - боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар(омиллар).

Жуфтликдаги боғлиқ бўлгани каби, кўп омили регрессия тенгламаларининг **чизиқли ва чизиксиз** турлари мавжуд. Параметрларни аниқ талқин қилиш нуктаи назаридан, чизиқли ва даражали функцияларэнг кўп қўлланилади.

Чизиқли кўп омили регрессия тенгламада $y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p$ параметрлари x_i "соф" регрессия коэффиценти дейилади. Улар таъсир этувчи омил бир-бирликга ўзгарса натижавий кўрсаткичнинг ўртача ўзгаришини бошқа омиллarning қиймати ўзгармаган ҳолдатавсифлайди.

Кўп омили регрессия тенгламани яратиш учун қуйидаги функциялар ишлатилади:

Чизиқли - $y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon$;

даражали функция - $y = a \cdot x_1^{b_1} \cdot x_2^{b_2} \cdot \dots \cdot x_p^{b_p} \cdot \varepsilon$;

Экспонента - $y = e^{a+b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon}$;

Гипербола - $y = \frac{1}{a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon}$.

Чизиқли кўринишга келтириладиган бошқа функциялардан ҳам фойдаланиш мумкин. Классик чизиқли регрессия моделининг (CLRM) тахминларидан бири - бу регрессион моделига киритилган регрессорлар орасида мультиколлинеарлик мавжуд эмас.

Мультиколлинеарлик атамаси РагнарФриш⁹ билан боғлиқ. Дастлаб, бу регрессия моделининг тавсифловчи ўзгарувчилари бир қисми ёки барчаси ўртасидаги «мукамал» ёки ундан тўғри, чизиқли боғланишлар мавжудлигини англатади. x_1, x_2, \dots, x_k ўзгарувчилардан иборат бўлган k -омили регрессия учун аниқ чизиқли боғланиш мавжуд деб ҳисобланади, агар қуйидаги шарт бажарилса:

$$\lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \dots + \lambda_k x_k = 0 \quad (5.1)$$

⁹ Ragnar Frisch, *Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems*, Institute of Economics, Oslo University, publ. no. 5, 1934.

буерда $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ ўзгармас сон, шунинг учун улар бир вақтни ўзида 0 га тенг бўлмайди.

Бироқ ҳозирги вақтда (5.1) тенгламада кўрсатилгандек қатъий мультиколлинеарлик ҳолатини кўрсатиш учун мультиколлинеарлик тушунчаси янада кенгроқ маънода қўлланилади ва бу билан бир қаторда X ўзгарувчилари бир-бирига боғлиқ бўлса-да, аммо қуйида кўрсатилганидек, қатъий равишда эмас:

$$\lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \dots + \lambda_k x_k + v_i = 0 \quad (5.2)$$

Буерда v_i - тасодифийвекторхатолигидир.

Қатъий ва ундан кам мультиколлинеарлик ўртасидаги фарқни кўриш учун, масалан $\lambda_2 \neq 0$ деб оламиз. У ҳолда (5.1) тенгламани қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин:

$$x_{2i} = -\frac{\lambda_1}{\lambda_2} x_{1i} - \frac{\lambda_3}{\lambda_2} x_{3i} - \dots - \frac{\lambda_k}{\lambda_2} x_{ki} \quad (5.3)$$

бундан x_2 нингбошқа ўзгарувчилар билан қандай боғлиқлиги ёки x нинг бошқа ўзгарувчилари чизиқли комбинациясидан қандай олиниси мумкинлигини аниқлайди. Бундай ҳолда, x_2 ўзгарувчиси ва (5.3) тенгламанинг ўнг қисмининг чизиқли комбинацияси ўртасида корреляция коэффициенти мутлақо бирга тенг.

Худди шундай, агар $\lambda_2 \neq 0$ бўлса, (5.2) тенгламани қуйидаги кўринишда ёзиш мумкин:

$$x_{2i} = -\frac{\lambda_1}{\lambda_2} x_{1i} - \frac{\lambda_3}{\lambda_2} x_{3i} - \dots - \frac{\lambda_k}{\lambda_2} x_{ki} - \frac{1}{\lambda_2} v_i \quad (5.4)$$

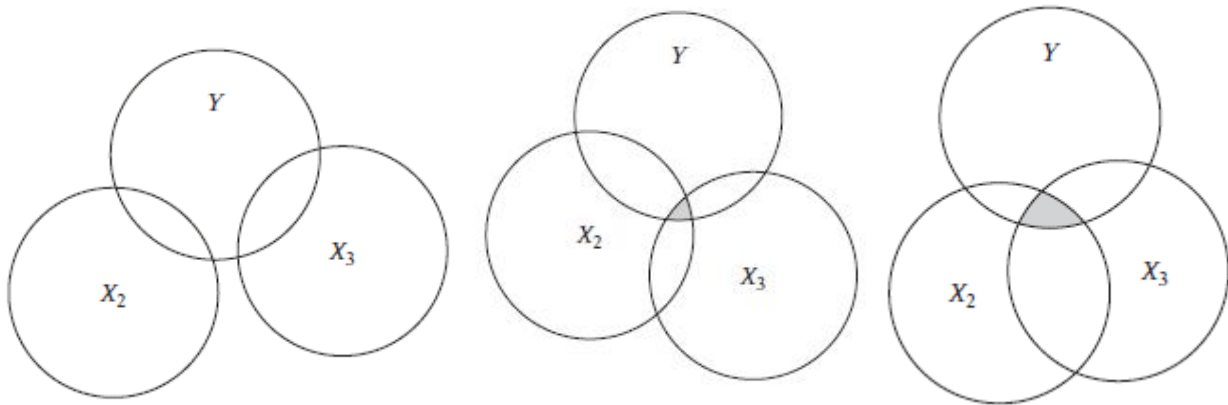
бу x_2 нинг бошқа x ларнинг қатъий чизиқли комбинацияси эмаслигини кўрсатади, чунки бу ҳам v_i стохастик хато билан аниқланади.

Мисол сифатида қуйидаги гипотетик маълумотларни кўриб чиқамиз:

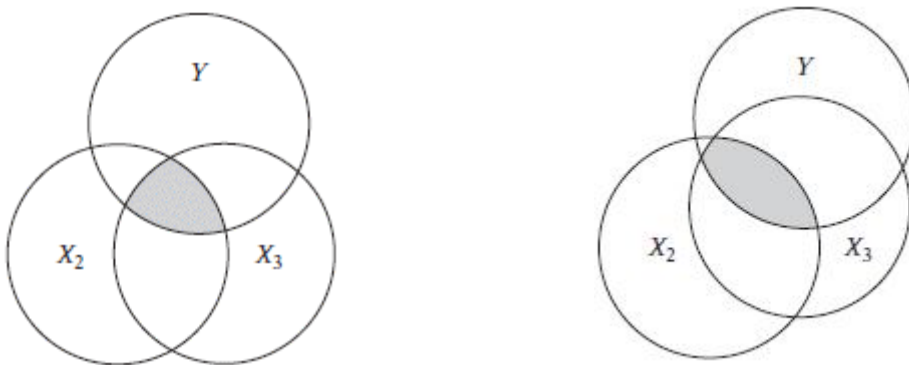
X_2	X_3	X_3^*
10	50	52
15	75	75
18	90	97
24	120	129
30	150	152

Кўришиб турибдики $X_{3i} = 5X_{2i}$. Шундай қилиб, r_{23} корреляция коэффициенти 1га тенг бўлгани учун X_2 ва X_3 ўртасида қатъий коллинеарлик мавжуд. X_3^* ўзгарувчиси X_3 дан унга тасодифий рақамлар жадвалидан олинган кўйидаги рақамлар: 2, 0, 7, 9, 2 оддий кўшиш билан олинган. Энди X_2 ва X_3^* ўртасида қатъий коллинеарлик мавжуд эмас. Бироқ, бу икки ўзгарувчи кучли ўзаро боғланган, чунки ҳисоб-китоблар уларнинг ўртасидаги корреляция коэффициенти 0,9959 эканлигини кўрсатди.

Мультиколлинеарликга нисбатан юқорида қайд этилган ёндашувни кўйидаги мультиколлинеарлик расми (5.2-расм) орқали қисқа кўрсатилиши мумкин. Ушбу шаклда Y , X_2 ва X_3 доиралари мос равишда Y (натижавий кўрсаткич) вариацияси ва X_2 ва X_3 ларни (таъсир этувчи ўзгарувчилари) тақдим этади. Коллинеарлик даражалари доираларнинг X_2 ва X_3 қоплама даражаси (сояли майдон) билан ўлчаниши мумкин. Расмда 5.2а шаклида X_2 ва X_3 оралиғида ҳеч қандай такрорлаш мавжуд эмас ва шунинг учун ҳеч қандай коллинеарлик йўқ. 5.2б-дан 5.2е расмларгача "паст" дан "юқори" коллинеарлик даражалари тақдим этилган - X_2 ва X_3 (яъни сояли майдоннинг каттароқлиги) орасидаги кетма-кетлик қанчалик катта бўлса, коллинеарлик даражаси ошади. Баъзи ҳолатларда, агар X_2 ва X_3 бутунлай кесишган бўлса (ёки X_2 тўлиқ X_3 ичида ёки аксинча бўлса), коллинеарлик идеал бўлиши мумкин эди.



(a) коллениарлик мавжуд эмас (b) суст коллениарлик (c) ўртача коллениарлик



(d) юкори коллениарлик (e) зич коллениарлик

5.2.-расм. Мультиколлениарлик расмлари

Нима учун классик чизиқли регрессия модели X -лар орасида мультиколлениарлик мавжуд эмаслигини кўрсатади? Бу дегани: агар мультиколлениарлик (5.1) тенгламада кўрсатилгандек қатъий бўлса, регрессиянинг X ўзгарувчилари коэффицентлари аниқланмаган ва уларнинг стандарт хатоси чексиздир бўлади. Агар мультиколлениарлик (5.2) тенгламада кўрсатилгандек нисбатан камроқ бўлса, регрессия коэффицентлари детерминистик бўлса-да, катта стандарт хатоликларга эга бўлади (коэффицентларга нисбатан), бу эса коэффицентларни катта аниқлик билан ҳисоблаш мумкин эмаслигини аниқлатади.

Мультиколлинеарлик учун бир неча сабаблар мавжуд. Montgomery ва Peck таъкидлаганидек, мультиколлинеарлик қуйидаги омилларга боғлиқ.¹⁰

1. *Маълумотларни тўплаш учун қўлланиладиган усул.* Мисол учун, тўпламдарегрессорларнинг қийматлариничегараланган диапазони танлаш.

2. *Моделдаги ёки танламада чеклашлар.* Мисол учун, даромаддан (X_2) ва уйнинг катталигидан (X_3) электр энергиясини истеъмол қилишнинг регрессиясида даромадли оила кам таъминланган оилаларга қараганда кўпроқ уйларга эга бўлишига жисмоний чекловлар мавжуд.

3. *Моделнинг спецификацияси.* Масалан, регрессия моделига полиномлар қўшилиши, айниқса, X ўзгарувчининг диапазони кичик бўлса.

4. *Ўтадетерминирланган модел.* Бу ҳолат моделда тавсифловчи ўзгарувчиларнинг сони кузатувлар сонидан кўп бўлса кузатилади. Ушбу ҳолат тиббий тадқиқотларда юзага келиши мумкин, бу ерда кўп сонли маълумот кам сонли беморлар ҳақида тўпланиши мумкин.

Мультиколлинеарликнинг яна бир сабаби, айниқса вақтли қатор маълумотлари учун - бу моделга киритилган регрессорлар умумий тенденцияга эга бўлади, яъни уларнинг барчаси вақт ўтиши билан ортади ёки камаяди. Мисол учун, истеъмол харажатларининг даромад, мулк ва аҳоли учун регрессиясида даромадлар, мулклар ва аҳоли регрессорлари вақт ўтиши билан бир хил нисбатда ўсиши мумкин, бу эса бу ўзгарувчиларнинг ўзаро коллинеарликга олиб келади.

Масалан, харажат-даромад мисолини кўриб чиқамиз. Иқтисодчиларнинг фикрига кўра, даромаддан ташқари, истеъмолчининг бойлиги ҳам истеъмол харажатларини аниқлашда муҳим омил ҳисобланади. Шундай қилиб, биз қуйидагини ёза оламиз:

$$\text{Истеъмол}_i = \beta_1 + \beta_2 \text{Даромад}_i + \beta_3 \text{Бойлик}_i + u_i$$

¹⁰Douglas Montgomery and Elizabeth Peck, *Introduction to Linear Regression Analysis*, John Wiley & Sons, New York, 1982, pp. 289–290. See also R. L. Mason, R. F. Gunst, and J. T. Webster, “Regression Analysis and Problems of Multicollinearity,” *Communications in Statistics A*, vol. 4, no. 3, 1975, pp. 277–292; R. F. Gunst and R. L. Mason, “Advantages of Examining Multicollinearities in Regression Analysis,” *Biometrics*, vol. 33, 1977, pp. 249–260.

Даромад ва бойлик ҳақидаги маълумотни қўлга киритганимизда, бу икки ўзгарувчи қатъий коллениарлик даражасига эга бўлиши мумкин: бой одамлар кўпроқ даромадга эга. Шундай қилиб, назарий жиҳатдан, даромад ва бойлик истеъмол харажатларини тушунтириш учун мантиқий номзод бўлсада, амалда (яъни танланмада) бу даромад ва бойликнинг истеъмол харажатларига таъсирини ажратиб қўйиш қийин кечади. Идеал сифатида, бойлик ва даромаднинг истеъмол харажатларига индивидуал таъсирини баҳолаш учун кам даромадли бой кишиларнинг танланма кузатувлари, шунингдек бойликсиз юқори даромадли кишиларнинг танланма кузатувлариетарли бўлиши керак. Ушбу ҳолатлар (танланмаўлчамини ошириш орқали) мумкин бўлса-да, бу вақтли каторлар тўпламида эришиш жуда қийин.

5.3. Кўп омили регрессия тенгламаси параметрларини баҳолашда энг кичик квадратлар усули

Чизиқли кўп омили регрессия тенгламасини кўриб чиқайлик

$$y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon \quad (5.5)$$

Кўп омили регрессия тенгламасининг параметрларини баҳолаш учун одатда, энг кичик квадратлар усули (ЭККУ) қўлланилади, унга мувофиқ шундай a ва b_i параметрларининг қийматлари танланиши керакки, натижавий кўрсакичнинг ҳақиқий қийматларининг y_i назарий қийматларининг $\hat{y} = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi})$ фарқи квадратлари йиғиндиси (x_j омиллариининг бир хил қийматлари учун) энг минимал бўлиши керак, яъни,

$$s = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \min$$

(5.6) ни ҳисобга олган ҳолда s миқдор номаълум параметрлар a ва b_i ларнинг функцияси дир

$$s = \sum_{i=1}^n (y_i - a - b_1 \cdot x_1 - b_2 \cdot x_2 - \dots - b_p \cdot x_p)^2 = S(a, b_1, b_2, \dots, b_p) \quad (5.6)$$

a ва b_i параметрларнинг оптимал қийматлари қуйидаги шартларни қондиради

$$\frac{\partial s}{\partial a} = 0, \quad \frac{\partial s}{\partial b_1} = 0, \quad \frac{\partial s}{\partial b_2} = 0, \dots, \quad \frac{\partial s}{\partial b_p} = 0 \quad (5.7)$$

Бир неча ҳисобларни бажариш натижасида a ва b_i параметрларни аниқлаш учун қуйидаги тенгламалар тизимига эришамиз

$$\begin{aligned} \frac{\partial s}{\partial a} &= -2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - b_1 \cdot x_1 - b_2 \cdot x_2 - \dots - b_p \cdot x_p), \\ \frac{\partial s}{\partial b_1} &= -2b_1 \sum_{i=1}^n (y_i - a - b_1 \cdot x_1 - b_2 \cdot x_2 - \dots - b_p \cdot x_p), \quad (5.8) \\ &\dots\dots\dots \\ \frac{\partial s}{\partial b_p} &= -2b_p \sum_{i=1}^n (y_i - a - b_1 \cdot x_1 - b_2 \cdot x_2 - \dots - b_p \cdot x_p), \end{aligned}$$

бир неча ҳисолашлардан кейин энг кичик квадратлар усулининг нормал тенгламалар тизимига эга бўламиз

$$\begin{cases} \sum y = na + b_1 \sum x_1 + b_2 \sum x_2 + \dots + b_p \sum x_p \\ \sum yx_1 = a \sum x_1 + b_1 \sum x_1^2 + b_2 \sum x_1 x_2 + \dots + b_p \sum x_p x_1, \\ \dots\dots\dots \\ \sum yx_p = a \sum x_p + b_1 \sum x_1 x_p + b_2 \sum x_2 x_p + \dots + b_p \sum x_p^2. \end{cases}$$

Буни ҳисоблаш учун детерминантлар усулини қўллаш мумкин:

$$a = \frac{\Delta a}{\Delta}, \quad b_1 = \frac{\Delta b_1}{\Delta}, \dots, \quad b_p = \frac{\Delta b_p}{\Delta},$$

$$\Delta = \begin{vmatrix} n & \sum x_1 & \sum x_2 & \dots & \sum x_p \\ \sum x_1 & \sum x_1^2 & \sum x_2 x_1 & \dots & \sum x_p x_1 \\ \sum x_2 & \sum x_1 x_2 & \sum x_1^2 & \dots & \sum x_p x_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum x_p & \sum x_1 x_p & \sum x_2 x_p & \dots & \sum x_1^2 \end{vmatrix} - \text{детерминантлар тизими};$$

$\Delta a, \Delta b_1, \dots, \Delta b_p$ - хусусий детерминантлар; улар тизимнинг детерминанти матрицанинг тегишли устунини системанинг чап томонидаги маълумотлар билан алмаштириш йўли билан олинади.

Оддий тенгламалар тизими:

а) к-даражадаги полиномлар учун:

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 + \dots + a_k \sum t^k = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 + \dots + a_k \sum t^{k+1} = \sum yt \\ \dots \\ a_0 \sum t^k + a_1 \sum t^{k+1} + a_2 \sum t^{k+2} + \dots + a_k \sum t^{2k} = \sum yt^k \end{cases}$$

б) экспоненциал функция учун:

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 + \dots + a_k \sum t^k = \sum \ln y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 + \dots + a_k \sum t^{k+1} = \sum t \ln y \\ \dots \\ a_0 \sum t^k + a_1 \sum t^{k+1} + a_2 \sum t^{k+2} + \dots + a_k \sum t^{2k} = \sum t^k \ln y \end{cases}$$

Кўп омилли регрессия тенгламанинг яна бир шакли - *стандартлаштирилган шаклдаги регрессия тенгламасидир:*

$$t_y = \beta_1 t_{x_1} + \beta_2 t_{x_2} + \dots + \beta_p t_{x_p},$$

бу ерда $t_y = \frac{y - \bar{y}}{\sigma_y}, t_{x_i} = \frac{x_i - \bar{x}_i}{\sigma_{x_i}}$ - стандарт ўзгарувчи;

β_i - стандартлаштирилган регрессиянинг коэффициентлари.

Кўп омилли регрессия тенгламанинг стандартлаштирилган шаклига ЭККУ қўлланилиши мумкин. Регрессиянинг стандартлаштирилган коэффициентлари қуйидаги тенгламалар тизимида аниқланади:

$$\begin{cases} r_{yx_1} = \beta_1 + \beta_2 r_{x_2 x_1} + \beta_3 r_{x_3 x_1} + \dots + \beta_p r_{x_p x_1}, \\ r_{yx_2} = \beta_1 r_{x_2 x_1} + \beta_2 + \beta_3 r_{x_3 x_2} + \dots + \beta_p r_{x_p x_2}, \\ \dots \\ r_{yx_p} = \beta_1 r_{x_p x_1} + \beta_2 r_{x_p x_2} + \beta_3 r_{x_p x_3} + \dots + \beta_p, \end{cases}$$

Кўп омили регрессиякоэффициентларнинг b_i стандартлаштирилган коэффициентлар β_i билан алоқасикўйидаги муносабат билан тавсифланади

$$b_i = \beta_i \frac{\sigma_y}{\sigma_{x_i}}$$

апараметр кўйидагича тасвирланади $a = \bar{y} - b_1 \bar{x}_1 - b_2 \bar{x}_2 - \dots - b_p \bar{x}_p$.

5.4. Эконометрик модел параметрларининг иқтисодий таҳлили ва эластиклик коэффициентларини ҳисоблаш.

Кўйидаги турдаги кўп омили регрессия тенгламалари мавжуд: чизиқли, чизиқсиз ва чизиқсиз тенгламалар, чизиқли кўринишга келтириладиган ва чизиқли кўринишга келтириб олмайдиган. Дастлабки икки ҳолатда модел параметрларини баҳолаш учун классик чизиқли регрессион таҳлил усуллари қўлланилади. Ички чизиқсиз тенгламалар учун параметрларни баҳолаш учун чизиқсиз оптималлаштириш усуллари қўлланилиши керак.

Регрессия тенгламаларга қўйиладиган асосий талаби - бу моделни ва унинг параметрларини визуал иқтисодий баҳолашнинг мавжудлигидир.

Ушбу фикрларга асосланиб, кўпинча чизиқли ва даражали боғланишлар қўлланилади. Юқорида таъкидланганидек, $y = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_p x_p$ чизиқли кўп омили регрессия тенграмасида x_i параметрлари "соф" регрессия коэффициентлари дейлади. Улар мос келадиган омилини бир бирликга ўзгариши натижани ўртача ўзгаришини бошқа омилининг ўзгармас билан тавсифлайди.

Мисол учун, маҳсулотга бўлган (Qd) талаб (P) баҳо ва (I) даромад бўйича кўйидаги тенглама билан тавсифланади:

$$Qd = 2,5 - 0,12 P + 0,23 I$$

Ушбу тенгламанинг коэффициентлари бўйича баҳо бир-бирлик ошгани сабабли, талаб ўртача 0,12 бирликга камаяди ва даромаднинг бир-бирлик ортиши истеъмолни ўртача 0,23 дона ортишига келтиради.

Эластиклик коэффициенти каби кўрсаткичлариктисодий тадқиқотларда кенг қўлланилади. Агар x ва y ўзгарувчилари орасидаги муносабатлар $y = f(x)$ шаклида бўлса, эластиклик коэффициенти қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\varepsilon = f'(x) \frac{x}{y}$$

Эластиклик коэффициенти x омил 1% га ўзгартирилганда натижавий кўрсаткич y ўртача неча фоизи ўзгариши кўрсатади.

Чизиқли регрессия $y = a + bx$ учун эластиклик коэффициенти қуйидаги формула орқали аниқланади

$$\varepsilon = b \frac{x}{y}$$

Умумий ҳолатда ε эластиклик коэффициенти x нинг қийматига боғлиқ бўлиб ўзгарувчан бўлади. Ушбу боғлиқликдан қутилиш учун эластиклик коэффициенти ўртачасини қўллаймиз

$$\bar{\varepsilon} = f'(\bar{x}) \frac{\bar{x}}{y} = b \frac{\bar{x}}{y}$$

ушбу кўрсаткич ўзгармас миқдор бўлади.

Ўртача эластиклик коэффициент $\bar{\varepsilon}$ шуни кўрсатадики, x омилнинг умумий қийматлари учун, x омилининг 1 фоизга ўзгаришининг ўртача натижавий кўрсаткич y нинг неча фоизга ўзгаришининг кўрсатмоқда.

$y = ax^b$ даражали регрессия учун эластиклик коэффициенти b га тенг ва ўзгармас қиймат деб ҳисобланади. Шундан билиш мумкинки даражали регрессия тенгламасида b параметри шуни кўрсатадики, x омилининг 1% ўзгариши натижавий кўрсаткич бўлган y белгининг неча фоизи ўзгарганини англатади.

Даражали кўп омиллирегрессия куйидагикўринишга эга:

$$\hat{y} = a \cdot x_1^{b_1} \cdot x_2^{b_2} \cdot \dots \cdot x_p^{b_p} \quad (5.9)$$

b_j параметрлари (x_i омилларининг даражалари) эластиклик коэффициентлари ҳисобланади. Улар шуни кўрсатадики, мос келадиган x_i омилни 1 % ўзгариши натижавий кўрсаткични ўртача неча фоизга ўзгаришини бошқа омилларнинг ўзгармас билан тавсифлайди.

Ушбутурдагирегрессия тенгламаси ишлаб чиқариш функцияларида кенг қўлланилган бўлиб, шунингдек, талаб ва таклифни ўрганишда ҳам ишлатилади.

Масалан, маҳсулот ишлаб чиқариш Y капитал харажатлари K ва меҳнат харажатларига L га нисбатан боғлиқлиги

$$Y = 0,89K^{0,23}L^{0,81}$$

Бу ўз навбатида K капитал харажатларни 1% ўсиши ва меҳнат харажатларини ўзгармасдан қолиши Y маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажмини 0,23% ошишига олиб келади. L меҳнат харажатларини 1% ўсиши ва K капитал харажатларни ўзгармасдан қолиши Y ишлаб чиқариш ҳажмини 0,81% ошишини кўрсатади.

Шу билан биргаликда ҳар бир омилнинг b_i коэффициентларнинг йиғиндиси ҳам (эластикликлар йиғиндиси) $b = \sum b_i$ иқтисодий маъно беради. Ушбу қиймат ишлаб чиқаришнинг эластикликни умумий хусусиятини беради

Агар $b > 1$ бўлса, бунда, функция ишлаб чиқариш кўламига қараб ортиб боришини кўрсатади. Агар $b = 1$ бўлса, бунда, ишлаб чиқариш кўлами доимий бўлади. Агар $b < 1$, бунда, функция ишлаб чиқариш кўламига қараб пасаяётганлигини билдиради.

Назорат учун саволлар

1. Иқтисодий жараёнларнинг кўп омилли хусусиятлари ва ўзгариш қонуниятлари нималарда намоён бўлади?
2. Эконометрик модел тузиш учун омилларни танлаш услубиёти нималардан иборат?
3. Кўп омиллик корреляция қачон қўлланилади?
4. Кўп омилли детерминация коэффициенти нимани ифодалайди?
5. Кўп омилли эконометрик (регрессион) моделни хусусиятлари нималардан иборат?
6. “Энг кичик квадратлар” усули ёрдамида кўп омилли эконометрик моделнинг коэффицентларини қандай ҳисобланади?
7. Эконометрик модел параметрларини иқтисодий таҳлилини тушунтириб беринг.
8. Эластиклик коэффицентларининг иқтисодий моҳияти нималардан иборат ва улар қандай ҳисобланади?

6-МАВЗУ. РЕГРЕССИЯНИНГ ХУСУСИЙ ТЕНГЛАМАСИ

6.1. Регрессиянинг хусусий тенгламасининг ёзилиши ва эластикликнинг хусусий коэффициентини аниқлаш

6.2. Кўп омилли корреляция

6.3. Хусусий корреляция

Таянч иборалар: кўп омилли корреляция, кўп омилли регрессион боғланишлар, хусусий тенглама, эластикликнинг хусусий коэффициенти, кўп омилли корреляция.

6.1. Регрессиянинг хусусий тенгламасининг ёзилиши ва эластикликнинг хусусий коэффициентини аниқлаш

$y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon$ - кўп омилли регрессия чизиқли тенгламаси асосида регрессиянинг хусусий тенгламаларини қуйидагича ёзиш мумкин:

$$\begin{cases} y_{x_1 \cdot x_2 \cdot x_3 \dots x_p} = f(x_1), \\ y_{x_2 \cdot x_1 \cdot x_3 \dots x_p} = f(x_2), \\ \dots \\ y_{x_p \cdot x_1 \cdot x_2 \dots x_{p-1}} = f(x_p). \end{cases}, \quad (6.1)$$

яъни ушбу тенгламалар система натижавий белгини мос x омил белги билан, кўп ўлчовли регрессияда эътиборга олинувчи қолган белгиларини ўртача қийматида ушлаб турган ҳолда, боғланишини ифодалайдиган регрессия тенгламаларидан иборат.

Регрессиянинг хусусий тенгламалари қуйидаги кўринишга эга:

ҳажмининг ўзгариши(x_2) ва ички бозордаги истеъмоли(x_3)га нисбатан кўп омилли регрессияси қуйидаги тенглама билан ифодаланган бўлсин:

$$\hat{y} = -66,028 + 0,135 \cdot x_1 + 0,476 \cdot x_2 + 0,343 \cdot x_3 .$$

Омилларнинг ўртача қийматлари қуйидагича бўлсин:

$$\bar{y} = 31,5; \quad \bar{x}_1 = 245,7; \quad \bar{x}_2 = 3,7; \quad \bar{x}_3 = 182,5.$$

Берилган маълумотлар асосида тўпلام бўйича ўртача эластиклик кўрсаткичини (6.3) дан фойдаланиб топиш мумкин, яъни

$$\bar{\varepsilon}_{y, x_i} = b_i \frac{\bar{x}_i}{\bar{y}_{x_i}} .$$

Қараланаётган мисолдаги биринчи кўрсаткич учун ўртача эластиклик коэффиценти қуйидагига тенг:

$$\bar{\varepsilon}_{y, x_1} = 0,135 \cdot \frac{245,7}{31,5} = 1,053\% ,$$

яъни, маҳаллий ишлаб чиқариш ҳажми 1%га ўсганда, захира ҳажми ва истеъмол ўзгармаган ҳолда импорт ҳажми регионлар тўплами бўйича 1,053%га ўсади.

Иккинчи ўзгарувчи учун эластиклик коэффиценти тенг:

$$\bar{\varepsilon}_{y, x_2} = 0,476 \cdot \frac{3,7}{31,5} = 0,056\%$$

яъни, захиранинг ўзгариши 1%га ўсганда, ишлаб чиқариш ва ички истеъмол ўзгармаганда, импорт ҳажми ўртача 0,056% га кўпаяди.

Учинчи ўзгарувчи учун эса эластиклик коэффиценти қуйидагига тенг:

$$\bar{\varepsilon}_{y, x_3} = 0,343 \cdot \frac{182,5}{31,5} = 1,987\%$$

яъни, ички истеъмолни 1% га ўсиши, ишлаб чиқариш ҳажми ва захира миқдори ўзгармаган ҳолда, импорт ҳажмини 1,987% га ортишини кўрсатади.

Эластикликнинг ўртача кўрсаткичларини бир-бирлари билан таққослаш мумкин ва мос равишда омилларни натижага таъсир кучига қараб тартиб билан жойлаштириш(ранжирлаш)мумкин. Мисолимизда натижага (импорт ҳажмига) энг кўп таъсир этувчи ўзгарувчи, бу маҳсулотни истеъмол ҳажми - x_3 , энг кам

таъсир этувчи омил эса захираларнинг ўзгариши - x_2 . Барча регионлар бўйича эластикликнинг ўртача кўрсаткичи билан бир қаторда регрессиянинг хусусий тенгламаси асосида ҳар бир регион учун хусусий эластиклик коэффициентларини ҳисоблаш мумкин.

Бизнинг мисолимиз учун регрессиянинг хусусий тенгламаси қуйидагилардан иборат бўлади:

- биринчи омил учун,

$$\hat{y}_{x_1 \cdot x_2 \cdot x_3} = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot \bar{x}_2 + b_3 \cdot \bar{x}_3,$$

яъни $\hat{y}_{x_1 \cdot x_2 \cdot x_3} = -66,028 + 0,135 \cdot x_1 + 0,476 \cdot 3,7 + 0,343 \cdot 182,5 = -1,669 + 0,135 \cdot x_1;$

- иккинчи омил учун,

$$\hat{y}_{x_2 \cdot x_1 \cdot x_3} = a + b_1 \cdot \bar{x}_1 + b_2 \cdot x_2 + b_3 \cdot \bar{x}_3,$$

яъни $\hat{y}_{x_2 \cdot x_1 \cdot x_3} = -66,028 + 0,135 \cdot 245,7 + 0,476 \cdot x_2 + 0,343 \cdot 182,5 = 29,739 + 0,476 \cdot x_2;$

-учинчи омил учун,

$$\hat{y}_{x_3 \cdot x_1 \cdot x_2} = a + b_1 \bar{x}_1 + b_2 \cdot \bar{x}_2 + b_3 x_3,$$

яъни $\hat{y}_{x_3 \cdot x_1 \cdot x_2} = -66,028 + 0,135 \cdot 245,7 + 0,476 \cdot 3,7 + 0,343 \cdot x_3 = -31,097 + 0,343 \cdot x_3$

Ушбу тенгламаларга мос омилларнинг регионлар бўйича ҳақиқий қийматларини қўйиб, битта омилни берилган қийматида бошқа қолган омилларнинг ўртача қийматида моделлаштирилувчи \hat{y} кўрсаткичнинг қийматини топамиз. Бу натижавий белгининг ҳисобланган қиймати юқоридаги келтирилган формулалар бўйича эластикликнинг хусусий коэффициентларини топиш учун қўлланилади.

Масалан, агар регионда $x_1 = 160,2$; $x_2 = 4,0$; $x_3 = 190,5$ бўлса, y ҳолда эластикликнинг хусусий коэффициентлари қуйидагиларга тенг бўлади:

$$\mathcal{E}_{y_{x_1}} = b_1 \cdot \frac{x_1}{\hat{y}_{x_1 \cdot x_2 \cdot x_3}}, \quad \text{ёки} \quad \mathcal{E}_{y_{x_1}} = 0,135 \cdot \frac{160,2}{-1,669 + 0,135 \cdot 160,2} = 1,084\%;$$

$$\mathcal{E}_{y_{x_2}} = b_2 \cdot \frac{x_2}{\hat{y}_{x_2 \cdot x_1 \cdot x_3}}, \quad \text{ёки} \quad \mathcal{E}_{y_{x_2}} = 0,476 \cdot \frac{4,0}{29,739 + 0,476 \cdot 4,0} = 0,060\%;$$

$$\mathcal{E}_{y_{x_3}} = b_3 \cdot \frac{x_3}{\hat{y}_{x_3 \cdot x_1 \cdot x_2}}, \quad \text{ёки} \quad \mathcal{E}_{y_{x_3}} = 0,343 \cdot \frac{190,5}{-31,097 + 0,343 \cdot 190,5} = 1,908\%.$$

Кўриниб турибдики, регионлар учун эластикликнинг хусусий коэффициентлари, регионларнинг барчаси бўйича ҳисобланган ўртача эластиклик кўрсаткичларидан фарқ қилади. Улар алоҳида ҳудудларни ривожлантириш учун қарорлар қабул қилишда фойдаланилади.

6.2. Кўп омилли корреляция

Кўп омилли регрессия тенгламасининг амалий аҳамияти кўп омилли корреляция коэффициенти ва унинг квадрати -детерминация коэффициенти ёрдамида баҳоланади.

Кўп омилли корреляция коэффициенти қаралаётган омиллар тўпламини ўрганилаётган белгига боғланиш даражасини тавсифлайди, яъни омилларни биргаликда натижавий белгига таъсир кучини тавсифлаб беради.

Кўп омилли корреляциякўрсаткичи ўзаро боғланиш шаклларида қатъий назар кўп ўлчовли корреляция индекси каби аниқланиши мумкин:

$$R_{yx_1x_2\dots x_p} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{qol}^2}{\sigma_y^2}}, \quad (6.4)$$

бу ерда: $\sigma_{qol}^2 - y = f(x_1, x_2, \dots, x_p)$ тенглама учун қолдиқ дисперсия,

$$\sigma_{qol}^2 = \frac{\sum (y - \hat{y}_{x_1, x_2, \dots, x_p})^2}{n};$$

σ_y^2 -натижавий белгининг умумий дисперсияси, $\sigma_y = \frac{\sum (y - \bar{y})^2}{n}$.

Кўп омилли корреляция индексини тузиш методикаси жуфт боғланишниқига ўхшаш. Унинг ўзгариш чегараси ҳам 0 дан 1 гача. У 1га қанчалик яқин бўлса натижавий белгининг барча омиллар билан боғланиш даражаси шунчалик юқори бўлади. Кўп омилли корреляция индексининг

қиймати жуфт омилли корреляциялар индексларининг максимал қийматидан катта ёки унга тенг бўлиши керак, яъни,

$$R_{yx_1x_2\dots x_p} \geq R_{yx_i(\max)} (i = \overline{1, p}).$$

Боғланиш чизикли бўлганда корреляция индекси формуласини жуфт корреляция коэффиценти орқали қуйидагича ифодалаш мумкин:

$$R_{yx_1x_2\dots x_p} = \sqrt{\sum \beta_{x_i} \cdot r_{yx_i}} \quad (6.5)$$

бу ерда: β_{x_i} -регрессиянинг стандартлашган коэффиценти;

r_{yx_i} -натижанинг ҳар бир омил билан жуфт корреляция коэффиценти.

Чизикли регрессия учун кўп омилли корреляция индекси формуласи *кўп омилли корреляция чизикли коэффиценти ёки корреляция коэффиценти тўплами* деб номланади.

Чизиксиз боғланиш учун ҳам кўп омилли корреляция индекси корреляция коэффиценти тўпламига тенг бўлиши мумкин. Фирма учун даромад модели у қуйидаги кўринишга эга бўлса:

$$y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot \ln x_2 + b_3 \cdot \ln x_3 + b_4 \cdot \ln x_4 + \varepsilon,$$

бу ерда: x_1 -реклама учун харажатлар;

x_2 -фирма капитали;

x_3 -регион бўйича сотилган маълум бир гуруҳ товарларнифирманинг умумий маҳсулотларидаги улуши;

x_4 -фирманинг аввалги йилга нисбатан сотилган маҳсулотлари ҳажмининг кўпайиш фоизи.

x_1 омил чизикли, x_2, x_3, x_4 - омиллар логарифмик шаклда берилгани билан боғланиш зичлигини баҳолаш чизикли кўп омилли корреляция коэффиценти ёрдамида амалга оширилиши мумкин. Агар қаралаётган модель стандартлаштирилган қуйидаги кўринишда бўлса:

$$t_y = -0,4 \cdot t_{x_1} + 0,5 \cdot t_{x_2} + 0,4 \cdot t_{x_3} + 0,3 \cdot t_{x_4},$$

даромадни унга таъсир этувчи ҳар бир омил билан жуфт корреляцияси эса

$$r_{yx_1} = -0,6; \quad r_{y \ln x_2} = 0,7; \quad r_{y \ln x_3} = 0,6; \quad r_{y \ln x_4} = 0,4.$$

бўлса, у ҳолда кўп омилли детерминация коэффициенти (6.5) куйидагига тенг бўлади:

$$R^2_{yx_1x_2x_3x_4} = -0,4 \cdot (-0,6) + 0,5 \cdot 0,7 + 0,4 \cdot 0,6 + 0,3 \cdot 0,4 = 0,95.$$

Ҳудди шундай натижани натижавий белгининг қолдиқ ва умумий дисперсиялари нисбати бўйича аниқланган кўп омилли детерминация индекси орқали ҳам олиш мумкин.

6.3. Хусусий корреляция

Юқорида кўриб ўтилганидек, кўп омилли чизиқли регрессияда қатнашувчи омилларни ранжирлаш регрессиянинг стандартлаштирилган коэффициентлари (β) орқали ҳам амалга оширилиши мумкин. Бунга, чизиқли боғланишлар учун, хусусий корреляция коэффициентлари орқали ҳам эришиш мумкин. Ўрганилаётган белгилар чизиқли боғланишларда бўлмаган ҳолатларда эса бу вазифани хусусий детерминация коэффициентлари бажаради. Бундан ташқари, хусусий корреляция коэффициентлари омилларни саралаш муаммоларини ечишда қўлланилади, яъни у ёки бу омилни моделга киритиш масаласи хусусий корреляция коэффициентлари орқали исботлаб берилади.

Хусусий корреляция коэффициенти (ёки индекси) натижа билан регрессия тенгламасига киритилган битта омил орасидаги боғланишнинг зичлигини, бошқа омиллар таъсири ўзгармаган ҳолда, тавсифлайди.

Хусусий корреляция коэффициентлари таҳлил учун моделга киритилган янги омил ҳисобига камайган қолдиқ дисперсияни янги омил киритилмасдан олдинги қолдиқ дисперсияга бўлган нисбатига тенг.

Мисол. Фараз қилайлик, маҳсулот ҳажми (y)нинг меҳнат ҳаражатлари (x_i)га боғлиқлиги

$$\hat{y}_{x_1} = 27,5 + 3,5 \cdot x_1, \quad r_{yx_1} = 0,58$$

тенглама билан ифодалансин.

Ушбу тенгламага x_1 нинг ҳақиқий қийматларини қўйиб, маҳсулот ҳажми \hat{y}_{x_1} нинг назарий қиймати ва унга мос келувчи қолдиқ дисперсия S^2 қийматини топамиз:

$$S_{yx_1}^2 = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_{x_1})^2}{n}.$$

Регрессия тенгласига қўшимча x_2 -ишлаб чиқаришни техник таъминланганлик даражаси омилини киритиб, қуйидаги регрессия тенгласини оламиз:

$$\hat{y}_{x_1x_2} = 20,2 + 2,8 \cdot x_1 + 0,2 \cdot x_2 \quad (6.6)$$

Табиийки, бу тенглама учун қолдиқ дисперсия камаяди, Фараз қилайлик аввалги қолдиқ дисперсия $S_{yx_1}^2 = 6$ бўлган бўлса, иккинчи омил киритилгандан сўнг $S_{yx_1x_2}^2 = 3,7$ бўлган. Демак, моделга қанча кўп омил киритилса қолдиқ дисперсиянинг қиймати шунча камаяди. x_2 қўшимча омилнинг киритилиши натижасида қолдиқ дисперсиянинг камайиши $S_{yx_1}^2 - S_{yx_1x_2}^2 = 2,3$ га тенг бўлади.

Қўшимча омил киритилишига қадар бўлган дисперсия- $S_{yx_1}^2$ да бу камайишнинг ҳиссаси қанча кўп бўлса, y билан x_2 орасидаги боғланиш, x_1 омилининг таъсири ўзгармас бўлганда, шунча зич бўлади. Бу миқдорни квадрат илдиз остидан чиқарсак, бизга y ни x_2 билан боғланиш зичлигини “тоза” кўринишда ифодаловчи хусусий корреляция индексини беради.

Демак, x_2 омилни y натижага тоза таъсирини қуйидагича аниқлаш мумкин:

$$r_{yx_2x_1} = \sqrt{\frac{S_{yx_1}^2 - S_{yx_1x_2}^2}{S_{yx_1}^2}}.$$

x_1 омилнинг y натижага хусусий таъсири ҳам худди шу каби аниқланилади:

$$r_{yx_1x_2} = \sqrt{\frac{S_{yx_2}^2 - S_{yx_1x_2}^2}{S_{yx_2}^2}}.$$

Агар $S_{yx_2}^2 = 5$ деб олсак, y ҳолда (6.6) тенглама учун хусусий корреляция коэффициентлари қуйидагича бўлади:

$$r_{yx_2} = \sqrt{\frac{5-3,7}{5}} = 0,51 \quad \text{ва} \quad r_{yx_2x_1} = \sqrt{\frac{6-3,7}{6}} = 0,619.$$

Олинган натижаларни таққослаб кўрсак, маҳсулот ҳажмига кўпроқ корхонанинг техник таъминоти таъсир этишини кўришимиз мумкин.

Агар қолдиқ дисперсияни $S_{qo'l}^2 = \sigma_y^2(1-r)^2$ кўринишда детерминация коэффиценти орқали ифодаласак, у ҳолда хусусий корреляция коэффиценти формуласи қуйидагича кўринишга эга бўлади:

$$r_{yx_2} = \sqrt{\frac{S_{yx_2}^2 - S_{yx_1x_2}^2}{S_{yx_2}^2}} = \sqrt{1 - \frac{S_{yx_1x_2}^2}{S_{yx_2}^2}} = \sqrt{1 - \frac{1 - R_{yx_1x_2}^2}{1 - R_{yx_2}^2}},$$

ва мос равишда x_2 учун

$$r_{yx_2x_1} = \sqrt{1 - \frac{1 - R_{yx_1x_2}^2}{1 - R_{yx_1}^2}}.$$

Юқоридаги хусусий корреляция коэффицентлари биринчи тартибли хусусий корреляция коэффицентлари(индекслари) деб аталади. Улар икки ўзгарувчининг боғланиш зичлигини, омиллардан бири ўзгармас бўлган ҳолда, аниқлаш имконини беради.

Агар p дона омиллардан иборат бўлган регрессияни кўрадиган бўлсак, у ҳолда биринчи тартибли хусусий корреляция коэффицентларидан ташқари иккинчи, учинчи ва ҳ.к. $(p-1)$ -тартибли хусусий корреляция коэффицентларини аниқлаш мумкин. Яъни, натижавий белгига x_1 омилнинг таъсирини қолган омилларни қуйидаги турлича боғлиқ бўлмаган ҳолатларидаги таъсирини баҳолаш мумкин:

$r_{yx_1 \cdot x_2}$ - x_2 омилни ўзгарманган ҳолда таъсирида;

$r_{yx_1 \cdot x_2x_3}$ - x_2 ва x_3 омиллар ўзгармаган ҳолда таъсирида;

$r_{yx_1 \cdot x_2x_3 \dots x_p}$ - регрессия тенгламасига киритилган барча омилларни ўзгармаган ҳолатдаги таъсирида.

Умумий кўринишда p омили $y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon$, тенглама учун y га x_i – омили, бошқа омилар ўзгармаган ҳолатда, таъсир кучини ўлчовчи хусусий корреляция коэффициентини қуйидаги формула бўйича аниқлаш мумкин:

$$r_{yx_i \cdot x_1 x_2 \dots x_{i-1} x_{i+1} \dots x_p} = \sqrt{1 - \frac{1 - R_{yx_1 x_2 \dots x_i \dots x_p}^2}{1 - R_{yx_1 x_2 \dots x_{i-1} x_{i+1} \dots x_p}^2}},$$

бу ерда: $R_{yx_1 x_2 \dots x_p}^2$ - p омилар комплексининг натижа билан кўп омилидетерминация коэффициенти;

$R_{yx_1 x_2 \dots x_{i-1} x_{i+1} \dots x_p}$ - x_i омили моделга киритилмаган ҳолатдаги детерминация коэффициенти.

$i=1$ бўлганда хусусий корреляция коэффициенти қуйидаги кўринишни олади:

$$r_{yx_1 x_2 \dots x_p} = \sqrt{1 - \frac{1 - R_{yx_1 x_2 \dots x_p}^2}{1 - R_{yx_2 \dots x_p}^2}}.$$

Ушбу хусусий корреляция коэффициенти y ва x_1 ни боғланиш зичлигини, регрессия тенгласига киритилган бошқа омилар ўзгармаган ҳолда, ўлчаш(аниқлаш) имкониятини беради.

Хусусий корреляция коэффициентининг тартиби натижавий белгига таъсири ўзгармас ҳолатда ушлаб туриладиган омилар сони билан аниқланилади. Масалан, $r_{yx_1 x_2}$ - биринчи тартибли хусусий корреляция коэффициенти. Бундан келиб чиққан ҳолда жуфт корреляция коэффициенти нолинчи тартибли коэффициент дейилади.

Юқорирок тартибли хусусий корреляция коэффициентларини қуйи тартибли хусусий корреляция коэффициентлари орқали қуйидаги рекуррент формула ёрдамида аниқлаш мумкин:

$$r_{yx_i \cdot x_1 x_2 \dots x_p} = \frac{r_{yx_i \cdot x_1 \cdot x_2 \dots x_{p-1}} - r_{yx_p \cdot x_1 x_2 \dots x_{p-1}} \cdot r_{x_i x_p \cdot x_1 x_2 \dots x_{p-1}}}{\sqrt{(1 - r_{yx_p \cdot x_1 x_2 \dots x_{p-1}}^2) \cdot (1 - r_{x_i x_p \cdot x_1 x_2 \dots x_{p-1}}^2)}}.$$

Икки омиллида ва $i=1$ бўлганда ушбу формула қуйидаги кўринишда бўлади:

$$r_{yx_1 \cdot x_2} = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{\sqrt{(1 - r_{yx_2}^2) \cdot (1 - r_{x_1x_2}^2)}}.$$

Мос равишда $i=2$ ва омил иккита бўлганда y ни x_2 омил билан хусусий корреляция коэффицентини қуйидаги формула билан аниқлаш мумкин:

$$r_{yx_2 \cdot x_1} = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_1} \cdot r_{x_1x_2}}{\sqrt{(1 - r_{yx_1}^2) \cdot (1 - r_{x_1x_2}^2)}}.$$

Уч омилли регрессия тенгламаси учун иккинчи тартибли хусусий корреляция коэффицентини биринчи тартибли хусусий корреляция коэффицентини асосида аниқланилади.

$$y = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + \varepsilon,$$

тенгламада ҳар бири рекуррент формула асосида аниқланадиган учта иккинчи тартибли хусусий корреляция коэффицентини аниқлаш мумкин, улар:

$$r_{yx_1 \cdot x_2 \cdot x_3}; \quad r_{yx_2 \cdot x_1 \cdot x_3}; \quad r_{yx_3 \cdot x_1 \cdot x_2};$$

Масалан, $i=1$ бўлганда $r_{yx_1 \cdot x_2 \cdot x_3}$ ни ҳисоблаш учун қуйидаги формула қўлланилади:

$$r_{yx_1 \cdot x_2 \cdot x_3} = \frac{r_{yx_1x_2} - r_{yx_3x_2} \cdot r_{x_1x_2x_3}}{\sqrt{(1 - r_{yx_3x_2}^2) \cdot (1 - r_{x_1x_2x_3}^2)}}.$$

Мисол. Фараз қилайлик, газета тиражи(y)ни газетани сотишдан тушадиган даромад(x_1)га, редакция ходимлари сони(x_2)га, регионда тарқатиладиган бошқа газеталар орасида газетанинг рейтингини(x_3)га боғлиқлиги ўрганилаётган бўлсин. Бу ҳолатда жуфт корреляция коэффицентлари матрицаси қуйидагича бўлган бўлсин:

$$\begin{bmatrix} 1 & & & \\ r_{yx_1} = 0,69 & 1 & & \\ r_{yx_2} = 0,58 & r_{x_1x_2} = 0,46 & 1 & \\ r_{yx_3} = 0,55 & r_{x_1x_3} = 0,50 & r_{x_2x_3} = 0,41 & 1 \end{bmatrix}.$$

Ушбу маълумотлардан келиб чиққан ҳолда биринчи ва иккинчи тартибли хусусий корреляция коэффициентларини топамиз.

Натижавий белги(y)нинг x_1 ва x_2 га боғлиқлигининг биринчи тартибли хусусий корреляция коэффициентларини ҳисоблаймиз.

$$r_{yx_1 \cdot x_2} = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{\sqrt{(1 - r_{yx_2}^2) \cdot (1 - r_{x_1x_2}^2)}} = \frac{0,69 - 0,58 \cdot 0,46}{\sqrt{(1 - 0,58^2) \cdot (1 - 0,46^2)}} = 0,585,$$

бу натижа x_2 омилни бир хил даражада ушлаб турилганда y ва x_1 ларнинг корреляцияси анча паст (0,585 0,69га нисбатан) эканлигини кўрсатади.

$$r_{yx_2 \cdot x_1} = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_1} \cdot r_{x_1x_2}}{\sqrt{(1 - r_{yx_1}^2) \cdot (1 - r_{x_1x_2}^2)}} = \frac{0,58 - 0,69 \cdot 0,46}{\sqrt{(1 - 0,69^2) \cdot (1 - 0,46^2)}} = 0,409,$$

яъни, x_1 омилни бир хил даражада ушлаб турилганда натижавий белги y га x_2 омилнинг таъсири унча юқори эмас (0,409 0,58га нисбатан).

$$r_{yx_1 \cdot x_3} = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_3} \cdot r_{x_1x_3}}{\sqrt{(1 - r_{yx_3}^2) \cdot (1 - r_{x_1x_3}^2)}} = \frac{0,69 - 0,55 \cdot 0,50}{\sqrt{(1 - 0,55^2) \cdot (1 - 0,50^2)}} = 0,574,$$

бу натижа x_3 омилни бир хил даражада ушлаб турганда натижавий белги y га x_1 омилнинг корреляцияси жуфт корреляцияга нисбатан x_1 ва x_3 омиллар орасида ўртача бўлсада боғлиқлик борлиги сабабли анча камайганлигини (0,574 0,69га нисбатан) кўрсатади;

$$r_{yx_2 \cdot x_3} = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_3} \cdot r_{x_2x_3}}{\sqrt{(1 - r_{yx_3}^2) \cdot (1 - r_{x_2x_3}^2)}} = \frac{0,58 - 0,55 \cdot 0,41}{\sqrt{(1 - 0,55^2) \cdot (1 - 0,41^2)}} = 0,465,$$

яъни, x_3 омилни бир хил даражада ушлаб турилганда натижавий белги y га x_2 омилнинг таъсири унча юқори эмас (0,465 0,58га нисбатан);

$$r_{yx_3 \cdot x_1} = \frac{r_{yx_3} - r_{yx_1} \cdot r_{x_3x_2}}{\sqrt{(1 - r_{yx_1}^2) \cdot (1 - r_{x_3x_2}^2)}} = \frac{0,55 - 0,69 \cdot 0,50}{\sqrt{(1 - 0,69^2) \cdot (1 - 0,50^2)}} = 0,327,$$

бу натижадан x_1 омилни y га таъсири бирдек бўлиб турганда, x_3 нинг y билан корреляцияси камайганлигини кўрсатади (0,327 0,55га нисбатан);

$$r_{yx_3 \cdot x_2} = \frac{r_{yx_3} - r_{yx_2} \cdot r_{x_3x_2}}{\sqrt{(1 - r_{yx_2}^2) \cdot (1 - r_{x_3x_2}^2)}} = \frac{0,55 - 0,58 \cdot 0,41}{\sqrt{(1 - 0,58^2) \cdot (1 - 0,41^2)}} = 0,420,$$

яъни, x_2 омилнинг таъсири ўзгармаган ҳолда x_3 омилнинг у натижавий белгини таъсири унча ахамиятга эга эмас(0,55 0,420га нисбатан).

Иккинчи тартибли хусусий корреляция коэффициентларини ҳисоблаб чиқамиз.

$$r_{y_{x_1 \cdot x_2} x_3} = \frac{r_{yx_1 x_2} - r_{yx_3 x_2} \cdot r_{x_1 x_3 x_2}}{\sqrt{(1 - r_{yx_3 x_2}^2) \cdot (1 - r_{x_1 x_3 x_2}^2)}} = \frac{0,585 - 0,420 \cdot 0,385}{\sqrt{(1 - 0,420^2) \cdot (1 - 0,385^2)}} = 0,505,$$

бу натижа x_2 ва x_3 омиллар ўзгармас бўлган ҳолда x_1 нинг у билан корреляцияси биринчи тартибли хусусий корреляцияга нисбатан(x_2 омил ўзгармас бўлган ҳолда) янада камайганлигини кўрсатади: 0,69; 0,585 ва 0,505.

$$r_{y_{x_2 \cdot x_1} x_3} = \frac{r_{yx_2 x_1} - r_{yx_3 x_1} \cdot r_{x_2 x_3 x_1}}{\sqrt{(1 - r_{yx_3 x_1}^2) \cdot (1 - r_{x_2 x_3 x_1}^2)}} = \frac{0,409 - 0,327 \cdot 0,234}{\sqrt{(1 - 0,327^2) \cdot (1 - 0,234^2)}} = 0,362,$$

бу ҳолатда аввалги ҳисоблашларга қараганда x_1 омилни таъсири ўзгармас бўлганда x_2 билан у нинг корреляцияси 0,409 бўлган эди, x_1 ва x_3 омилларнинг таъсирлари ўзгармас бўлган ҳолатда эса корреляция 0,362гача камайганини кўриш мумкин.

$$r_{y_{x_3 \cdot x_1} x_2} = \frac{r_{yx_3 x_1} - r_{yx_2 x_1} \cdot r_{x_2 x_3 x_1}}{\sqrt{(1 - r_{yx_2 x_1}^2) \cdot (1 - r_{x_2 x_3 x_1}^2)}} = \frac{0,327 - 0,409 \cdot 0,234}{\sqrt{(1 - 0,409^2) \cdot (1 - 0,234^2)}} = 0,261,$$

бу ҳолатда эса x_1 омил ўзгармас бўлаганда x_3 билан у нинг жуфт корреляцияси 0,55дан 0,327га камайган эди, x_1 ва x_2 омилларнинг ўзгармаган ҳолатида x_3 нинг у билан корреляцияси 0,261га тенг бўлди. Ҳисоблаш натижаларидан у нинг x_1 , x_2 ва x_3 омиллар билан иккинчи тартибли хусусий корреляцияси(0,505; 0,362 ва 0,261) жуфт корреляциясига нисбатан(0,69; 0,58 ва 0,55) камайганлигини кўриш мумкин.

Рекуррент формула билан ҳисобланган хусусий корреляция коэффициентлари -1 дан +1гача бўлган ораликда ўзгаради, кўп омилли детерминация коэффициенти формуласида ҳисобланганлари эса 0 дан 1гача ораликда ўзгаради. Уларни бир-бирлари билан таққослаш омилларни натижа билан боғланиш кучи бўйича ранжирлаш(тартибластириш) имконини беради. Хусусий корреляция коэффициентлари стандартлаштирилган регрессия

коэффициентлари (β -коэффициентлар) асосида, омилларни натижага таъсири бўйича ранжирланганлигини тасдиқлаган ҳолда, кўп омилли детерминация коэффициентларидан фарқли равишда ҳар бир омилни натижа билан боғланиш зичлигини аниқ ўлчамини тоза ҳолда беради.

Агар $\hat{t}_y = \beta_{x_1} \cdot t_{x_1} + \beta_{x_2} \cdot t_{x_2} + \beta_{x_3} \cdot t_{x_3}$ стандартлаштирилган регрессия тенгламасидан $\beta_{x_1} > \beta_{x_2} > \beta_{x_3}$ эканлиги келиб чиқса, яъни натижага таъсир кучи бўйича омилларнинг тартиби x_1, x_2, x_3 бўлса, хусусий корреляция коэффициентлари ҳам худди шу тартибда $r_{yx_1 \cdot x_2 x_3} > r_{yx_2 \cdot x_1 x_3} > r_{yx_3 \cdot x_1 x_2}$ бўлади.

Хусусий корреляция ва регрессиянинг стандартлаштирилган коэффициентларининг ўзаро мувофиқлиги икки омилли таҳлилда уларнинг формулаларини таққослаганда яққол кўринади. Стандартлаштирилган масштабдаги $\hat{t}_y = \beta_{x_1} \cdot t_{x_1} + \beta_{x_2} \cdot t_{x_2}$ регрессия тенгламаси учун β -коэффициентлар қуйидаги нормал тенгламалар системасининг ечимидан келиб чиқиб қуйидаги формулалар ёрдамида аниқланиши мумкин:

$$\begin{cases} \beta_{x_1} = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1 x_2}}{1 - r_{x_1 x_2}^2}, \\ \beta_{x_2} = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_1} \cdot r_{x_1 x_2}}{1 - r_{x_1 x_2}^2} \end{cases}$$

Уларни $r_{yx_1 x_2}$ ва $r_{yx_2 x_1}$ хусусий корреляция коэффициентларини ҳисоблашнинг рекуррент формулалари билан таққослаб, қуйидагиларни олиш мумкин:

$$r_{yx_1 x_2} = \beta_{x_1} \cdot \sqrt{\frac{1 - r_{x_1 x_2}^2}{1 - r_{yx_2}^2}}, \quad r_{yx_2 x_1} = \beta_{x_2} \cdot \sqrt{\frac{1 - r_{x_1 x_2}^2}{1 - r_{yx_1}^2}}.$$

Бошқача айтганда, икки омилли таҳлилда хусусий корреляция коэффициентлари регрессиянинг стандартлаштирилган коэффициентларини фиксирланган омилнинг омил ва натижа бўйича қолдиқ дисперсиялари

улушларининг нисбатларини квадрат илдиздан чиқарилганига кўпайтирилганига тенг.

Эконометрикада хусусий корреляция коэффициентлари одатда алоҳида ўзи ҳеч қандай аҳамиятга эга эмас. Асосан улар моделларни шакллантиришда, хусусан омилларни саралашда фойдаланилади. Кўп омилли моделларни куришда, масалан, ўзгарувчиларни йўқотиш усули билан куришда, биринчи қадамда барча омилларни эътиборга олган регрессия тенгламаси тузилади ва хусусий корреляция коэффициентлари матрицаси ҳисобланади. Иккинчи қадамда Стъюдент t-критерияси бўйича хусусий корреляция кўрсаткичининг қиймати энг кичик ва аҳамиятсиз бўлган омил сараланади. Уни моделдан чиқариб ташлаб янги регрессия тенгламаси тузилади. Бу амалларни бажариш барча хусусий корреляция коэффициентлари нолга яқинлашгинича давом эттирилади. Агар муҳим бўлмаган омиллар чиқариб ташланган бўлса, у ҳолда кетма-кет икки қадамда тузилган регрессия моделининг кўп омилли детерминация коэффициентлари бир-бирдан деярли фарқ қилмайди, яъни $R_{p+1}^2 \approx R_p^2$, бу ерда p -омиллар сони.

Юқоридаги хусусий корреляция коэффициенти формулаларидан бу кўрсаткичларни корреляция коэффициентлари билан боғлиқлигини кўриш мумкин. Хусусий корреляция коэффициентларини (кетма-кет биринчи, иккинчи ва юқори тартибларини) билган ҳолда қуйидаги формуладан фойдаланиб корреляция коэффициентлари тўпламини аниқлаш мумкин:

$$R_{y x_1 x_2 \dots x_p} = (1 - (1 - r_{y x_1}^2) \cdot (1 - r_{y x_2 \cdot x_1}^2) \cdot (1 - r_{y x_3 \cdot x_1 x_2}^2) \dots (1 - r_{y x_p \cdot x_1 x_2 \dots x_{p-1}}^2))^{1/2}.$$

Нативавий белги ўрганилаётган омилларга тўлиқ боғлиқ бўлганда уларни биргаликдаги таъсири коэффициенти бирга тенг бўлади. Таҳлилга омилларни кетма-кет киритилиши натижасида ҳосил бўлган нативавий белгининг қолдиқ вариацияси улуши бирдан айрилади $(1 - r^2)$. Натижада илдиз остидан чиқарилган ифода барча ўрганилаётган омилларни биргаликдаги таъсирини тавсифлайди.

Юқорида келтирилган уч омилли мисолда кўп омилли корреляция коэффициенти қиймати 0,770га тенг,

$$R_{y, x_1, x_2, x_3} = (1 - (1 - 0,69) \cdot (1 - 0,409) \cdot (1 - 0,261))^{1/2} = 0,770.$$

Кўп омилли корреляция коэффициентлари қиймати ҳар доим хусусий корреляция коэффициентининг қийматидан катта(ёки тенг) бўлади. Бизнинг мисолимизда хусусий корреляция коэффициентлари 0,505га, кўп омилли корреляция коэффициентлари 0,770га тенг.

Такрорлаш учун саволлар ва топшириқлар

1. Регрессиянинг хусусий тенгламаси қандай ёзилади?
2. Жуфт регрессиядан регрессиянинг хусусий тенгламасини фарқи нимадан иборат?
3. Эластикликнинг хусусий коэффициентлари нимани англатади ва у қандай аниқланилади?
4. Регрессиянинг хусусий тенгламасида ўртача эластиклик ва омиллар учун эластикликлар қандай ҳисобланади?
5. Кўп омилли регрессия тенгламасининг аҳамиятлилиги қандай баҳоланади?
6. Кўп омилли корреляция коэффициентлари нималарни тавсифлайди ва у қандай аниқланилади?
7. Кўп омилли корреляция индекси жуфт омилли корреляция индексига нисбатан қандай муносабатда бўлиши керак ва у жуфт корреляция коэффициентлари орқали қандай аниқланилади?
8. Корреляция коэффициентлари тўплами деганда нимани тушунади?
9. Корреляциянинг хусусий коэффициентлари деганда нимани тушунади ва у қандай мақсадларда қўлланилади?
10. Омиллар орасидаги боғланиш Чизиксиз ҳолда унинг боғланиш кучи қайси коэффициент орқали топилади?

7-МАВЗУ. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИ БАҲОЛАШ

7.1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичининг аҳамияти.

7.2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини мезонлар бўйича баҳолаш.

7.3.Регрессия тенгламанинг параметрларни баҳоларининг хусусиятлари.

Таянч иборалар: верификация босқичи, Фишер мезони, Стъудент мезони, Дарбин-Уотсон мезони, гомоскедатлик ва гетероскедатлик

7.1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичининг аҳамияти

Идентификация қилиш босқичидан кейин кўйидаги саволлар туғилади:

Тузилган модели мақсадга мувофиқми, яъни унинг прогнозлаш ва имитацион ҳисоблар учун ишлатилиши кутилаётган натижалар ҳақиқатга адекватли натижаларни берадими.

Тузилган моделга асосланган прогнозлаш ва имитацион ҳисобларнинг аниқлиги нимадан иборат?

Ушбу саволларга жавоб олиш эконометрик моделнинг верификация муаммоси мазмундир. Верификация усуллари гипотезаларнинг статистик текшируви ва статистик баҳолашнинг турли усулларининг аниқлик хусусиятларини статистик таҳлил қилишга асосланган.

Бу, шунингдек, эконометрик моделларда қўлланиладиган верификация босқичида ретроспектив ҳисоблаш тамойилини таъкидлаш лозим. Тамойилини моҳияти бўйича дастлабки статистик маълумотлар икки қисмга бўлинади:

ҳақиқий, маълумотлар қолдиғини ташкил топган кузатувлар ва кўриқлар намунадаги баъзи ташкил топган таълим мажмуи:

Бундан ташқари қадамлар таълим намуна учун спецификация ва идентификация амалга оширилади. Олинган модел мисол экзоген

ўзгарувчиларни барпо этилган ва (илгари орқага) эндоген ўзгарувчиларни олинган модел қадриятларни ўрганиб этилади. кўриб чиқиш намунаси ҳақиқий қадриятлар билан мос келадиган модел билан ушбу қадриятлар солиштириш модел топилмалар ҳақиқатга ва аниқлик малакаси таҳлил қилиш бизга беради.

Таҳлил қилинаётган қаторлар динамикаси ҳар доим анчагина узунроқ қаторларнинг танламаси ҳисобланади. Шунинг учун корреляцион-регрессион таҳлил асосида олинган эконометрик моделларнинг ишончилигини ҳар томонлама текшириш ва баҳолаш лозим.

Тузилган эконометрик аҳамиятлиги, ишончилиги ва кейинчалик башоратлашда қўллаш мумкинлиги қуйидаги мезонлар асосида баҳоланади:

1. Эконометрик моделларни аҳамиятини Фишер мезони ва аппроксимация хатолиги ёрдамида баҳолаш.
2. Эконометрик моделлар сифатини кўп омилли корреляция коэффициенти ва детерминация коэффициенти ёрдамида баҳолаш.
3. Эконометрик модел параметрларини Стюдент мезони ёрдамида баҳолаш.
4. Қаторларда қолдиқ автокорреляцияни Дарбин-Уотсон мезони бўйича баҳолаш.

7.2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини мезонлар бўйича баҳолаш

Регрессия тенгламаси сифатини баҳолаш. F-Фишер мезони.

Олинган регрессия тенгламасининг сифатини баҳолаш дисперсион таҳлил қилиш усуллари асосланган.

Нативавий кўрсаткич y_i нинг қийматлари иккита \hat{y}_i ва e_i компонентларнинг йиғиндиси сифатида ифодаланиши мумкин

$$y_i = \hat{y}_i + e_i \quad (7.1)$$

Қатталиқ $\hat{y}_i = a + b \cdot x_i$ кузатуви i учун y нинг ҳисобланган қиймати. Қолдиқ e_i нативавий кўрсаткич y нинг кузатиладиган ва ҳисобланган қийматлари

орасидаги фарк ёки регрессия тенгламаси ёрдамида тушунтирилмаган ўзгарувчининг қисми.

(7.1) дан ўзгарувчининг кузатилган қийматлари $D(y)$ дисперсиянинг, унинг ҳисобланган қийматлари $D(\hat{y})$ нинг ва $D(e)$ қолдиқлари (қолдиқ дисперсиялар $D_{qoldiq} = D(e)$) ўртасидаги қуйидаги муносабати келиб чиқади:

$$D(y) = D(\hat{y}) + D(e) \quad (7.2)$$

$$D(y) = \frac{1}{n} \sum (y_i - \bar{y})^2$$

$$D(\hat{y}) = \frac{1}{n} \sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

$$D(e) = D_{qoldiq} = \frac{1}{n} \sum (\hat{y}_i - y_i)^2 \quad \text{ва} \quad M(e) = 0$$

бўлса (7.1) қуйидаги кўринишда бўлади:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2$$

Ўзгарувчи U нинг таърифланган қисми $D(\hat{y})$ нинг умумий дисперсияси $D(y)$ га муносабати

$$R^2 = \frac{D(\hat{y})}{D(y)} \quad \text{ёки} \quad R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (7.3)$$

детерминация коэффициентини деб аталадиган регрессия тенгламаси сифати ёки боғланиш моделини характерлаш учун ишлатилади.

Ушбу (7.3) муносабати қуйидаги шаклда ифодаланиши мумкин

$$R^2 = 1 - \frac{D_{qoldiq}}{D(y)} \quad \text{ёки} \quad R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (7.4)$$

Детерминация коэффициентини R^2 0 ва 1 оралиғида ўзгаради

$$0 \leq R^2 \leq 1$$

Детерминация коэффициенти R^2 натижавий кўрсаткич унинг дисперсиясининг қанча қисми регрессия тенгламаси билан изоҳланганлигини кўрсатади. Масалан, $R^2 = 0,56$ бўлса регрессия тенгламасинатижавий кўрсаткич дисперсиясини 56% ташкил қилганини кўрсатади.

R^2 қанчалик катта бўлса, натижавий кўрсаткич у нинг дисперсияси регрессия тенгламасидан келиб чиқади ва регрессия тенгламаси дастлабки маълумотни яхшироқ таърифлайди. y ва x ўртасидаги муносабатлар бўлмаса, детерминация коэффициент R^2 нолга яқин бўлади. Шундай қилиб, регрессия тенгламасининг сифатини (аниқлигини) баҳолаш учун детерминация коэффициент R^2 дан фойдаланиш мумкин.

Қуйидаги савол туғилади: R^2 нинг қайси қийматлари учун регрессия тенгламаси статистика жиҳатидан аҳамиятсиз деб ҳисобланадиган бўлиб, уни таҳлил қилишда асоссиз деб билади. Бу саволга Фишернинг F -мезонида жавоб берилган.

Қуйидаги белгилашларни киритамиз:

$TSS = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ - четланиш квадратларнинг тўлиқ йиғиндиси;

$ESS = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$ - четланиш квадратларнинг тушунтирилган йиғиндиси;

$RSS = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2$ - четланиш квадратларнинг тушунтирилмаган йиғиндиси.

Маълумки,

$$F = \frac{\frac{ESS}{k}}{\frac{RSS}{n-m-1}} \quad (7.5)$$

бу ерда k -регрессия тенгламасининг боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар сони (жуфт регрессия учун $k=1$), яъни нормал тақсимланган хатолик учун ε_i Фишернинг F -статистикаси (Фишер қонунига мувофиқ тақсимланган тасодифий миқдор) $k_1 = k$, $k_2 = n - k - 1$ эркинлик даражалари билан.

Фишернинг F -мезонига кўра, регрессия тенгламасининг статистик аҳамиятсизлиги (яъни F қийматининг нолдан статистик жиҳатдан аҳамиятсиз фарқлиги) ҳақида H_0 «ноллик» гипотеза. Бу гипотеза $F > F_{jadval}$ шартни қондиргандарад этилмоқда, бу ерда F_{jadval} Фишер F -мезонининг жадвалидан олдаражага эга бўлган ва $k_1 = k$, $k_2 = n - k - 1$ эркинлик даражалари билан аниқланади.

Статистик гипотезаларда аҳамиятлилик даражаси (α белгиси) тўғри гипотезани рад этиш эҳтимолидеб аталади (бу биринчи турдаги хатолик). Аҳамиятлилик даражаси одатда 0,05 ва 0,01 қийматларни қабул қилади, бу эса биринчи турдаги хатоларнинг 5% ва 1% гача бўлиш эҳтимолига тўғри келади.

(7.4) дан фойдаланиб, F қийматини R^2 детерминация коэффициенти бўйича ифодаланиши мумкин

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k - 1}{k} \quad (7.6)$$

Масалан 30 та кузатувлар бўйича қўйидаги регрессия тенгламаси олинган

$$y = 50,5 + 3,2x \text{ ва } R^2 = 0,6$$

Унинг муҳимлигини $\alpha = 0,05$ аҳамиятлиги даражасида текшириш керак.

$k = 1$ ни ҳисобга олган ҳолда F -статистикасининг қийматини аниқлайлик

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k - 1}{k} = \frac{0,6}{1 - 0,6} \cdot \frac{30 - 1 - 1}{1} = \frac{0,6}{0,4} \cdot 28 = 42$$

Фишернинг F - критерияси жадвали буйча:

$$k_1 = k = 1, \quad k_2 = n - k - 1 = 30 - 1 - 1 = 28 \text{ ва } \alpha = 0,05$$

$F_{jadval} = 4,2$. $F = 42 > F_{jadval} = 4,2$ бўлгани учун регрессия тенгламанинг статистик аҳамиятлиги тўғрисида хулоса қилишимиз мумкин.

Стьюдентнинг t мезони.

Регрессия ва корреляция коэффициентларининг статистик аҳамиятини баҳолаш учун Стюдентнинг t -мезони ва ҳар бир кўрсаткич учун ишончлилик интерваллари аниқланади.

Кўрсаткичларнинг тасодифий табиатига нисбатан H_0 гипотеза, яъни уларнинг нолдан аҳамиятсиз фарқлилиги тўғрисида. Регрессия ва корреляция коэффициентларининг аҳамияти Стюдент t -мезонидан фойдаланган ҳолда уларнинг қийматларини уларнинг тасодифий хатоси билан таққослаш йўли билан амалга оширилади:

$$t_b = \frac{b}{m_b}; t_a = \frac{a}{m_a}; t_r = \frac{r}{m_r};$$

Тасодифий хатолар чизиқли регрессия параметрларининг ва корреляция коэффициентининг формулалари билан аниқланади:

$$m_b = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y}_x)^2 / (n - 2)}{\sum (x - \bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{S_{ocm}^2}{\sum (x - \bar{x})^2}} = \frac{S_{ocm}}{\sigma_x \sqrt{n}};$$

$$m_a = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y}_x)^2}{(n - 2)} \frac{\sum x^2}{n \sum (x - \bar{x})^2}} = \sqrt{S_{ocm}^2 \frac{\sum x^2}{n^2 \sigma_x^2}} = S_{ocm} \frac{\sqrt{\sum x^2}}{n \sigma_x};$$

$$m_{r_{xy}} = \sqrt{\frac{1 - r_{xy}^2}{n - 2}}.$$

t -статистикани ҳақиқий $t_{\text{ҳақ}}$ ва критик (жадвал) $t_{\text{жадвал}}$ қийматини солиштириб H_0 гипотезани қабул қиламиз ёки рад этамиз.

Фишернинг F -мезони ва Стюдент t -статистика ўртасидаги боғлиқлик тенглик билан ифодаланади

$$t_r^2 = t_b^2 = \sqrt{F}.$$

Агар $t_{\text{жадвал}} < t_{\text{ҳақ}}$ бўлса H_0 рад этилади, яъни. a , b ва r_{xy} тасодифан нолдан фарқ қилмайди ва систематик таъсир қилувчи омил x таъсири остида ҳосил бўлади. Агар $t_{\text{жадвал}} > t_{\text{ҳақ}}$, H_0 гипотеза рад этилмайди ва a , b ва r_{xy} нинг шаклланишининг тасодифий табиати тан олинмайди.

Ишонч оралиғини ҳисоблаш учун ҳар бир кўрсаткич учун чекли хато Δ аниқланади:

$$\Delta_a = t_{жадов} m_a, \quad \Delta_b = t_{жадов} m_b,$$

Ишонч оралиғини ҳисоблаш учун формулалар қуйидагича:

$$\gamma_a = a \pm \Delta_a; \gamma_{a_{\min}} = a - \Delta_a; \gamma_{a_{\max}} = a + \Delta_a;$$

$$\gamma_b = b \pm \Delta_b; \gamma_{b_{\min}} = b - \Delta_b; \gamma_{b_{\max}} = b + \Delta_b;$$

Агар ишонч оралиғи чегарасига нол тушиб қолса, яъни пастки чегара салбий бўлса ва юқори чегара ижобий бўлса, унда баҳоланадиган параметр нолга тенг, чунки у бир вақтнинг ўзида ҳам ижобий, ҳам манфий қийматларни қабул қилаолмайди.

y_p прогноз қийматлари $\hat{y}_x = a + bx$ регрессия тенгламасидамос келадиган (прогноزلанган) x_p қийматини алмаштириш билан аниқланади. $m_{\hat{y}_p}$ прогнознинг ўртача стандарт хатоси қуйидагича ҳисобланади:

$$m_{\hat{y}_p} = \sigma_{колд} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_p - \bar{x})^2}{\sum (x - \bar{x})^2}},$$

бу ерда $\sigma_{колд} = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n - m - 1}}$;

Ва прогнозлаш учун ишонч интервали тузилади:

$$\gamma_{\hat{y}_p} = \hat{y}_p \pm \Delta_{\hat{y}_p}; \gamma_{\hat{y}_{p_{\min}}} = \hat{y}_p - \Delta_{\hat{y}_p}; \gamma_{\hat{y}_{p_{\max}}} = \hat{y}_p + \Delta_{\hat{y}_p},$$

бу ерда $\Delta_{\hat{y}_p} = t_{жадов} * m_{\hat{y}_p}$.

Аппроксимация хатолиги – бу назарий \hat{y} нинг y хақиқий қийматларидан ўртача нисбий четланиши

$$\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right| \cdot 100\%. \quad (7.7)$$

бу ердап- кузатувлар сони

y - асосий омилни ҳақиқий қийматлари

\hat{y} - асосий омилни текисланган назарий қийматлари

Агар \bar{A} қиймат 10-12 фоиздан ошмаса, тузилган регрессия тенгламаси қониқарли деб ҳисобланади.

Дарбин–Уотсон мезони

Дарбина-Уотсон мезони ёки d – мезони (қолдиқларнинг боғлиқ бўлмаганлиги хоссаси яъни автокорреляция авжуд эмаслиги)

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

бу ерда $e_i = y_{\text{ҳақ}} - y_{\text{ҳисоб}}$

d – мезони $0 \leq d \leq 4$ ораликда ётади.

Агар $d < 2$ бўлса, қолдиқлар қатори ижобий автокорреляцияга эга ва агар $d > 2$ бўлса салбий автокорреляцияга эга. d – мезони 4га яқин бўлса салбий автокорреляцияни мавжудлигини билдиради. d – мезони 0 га яқин бўлса ижобий автокорреляция мавжудлигини билдиради.

Дарбин-Уотсоннинг критик нукталарини тақсимлаш жадваллари мавжуд.

Унда берилган α статистик аҳамиятлилиги қиймат даражаси, n кузатилишлар сони ва омилли ўзгарувчилар сони учун 2та катталиқлар аниқлайди: d_1 қуйи чегара ва d_2 юқоричегара. Ҳисобланган катталиги d ушбу икки қийматлар билан таққосланади. Қуйидаги ҳолатлар бўлиши мумкун:

$0 \leq d \leq d_1$ - ижобий автокорреляция мавжуд;

$d_1 \leq d \leq d_2$ - ноаниқлик ҳолати ва қолдиқлар қаторни қўшимча текширишни талаб қилинади;

$d_2 \leq d \leq 2$ автокорреляция мавжуд эмас;

Агар $d > 2$ бўлса унда $d^* = 4 - d$ катталигини киритамиз ва d каби текширувни амалга оширамиз, бунда $0 \leq d^* < d_1$ бўлса салбий автокоррелиация мавжуд бўлади.

7.3. Регрессия тенгламанинг параметрларни баҳоларининг хусусиятлари

Чизиқли бир омилли модел қуришда унинг айрим камчиликларига эътиборни қаратмоқ лозим. Моделни жараённинг битта омил ёрдамида, у ҳатто ҳал қилувчи омил бўлган тақдирда ҳам ҳаққоний ёритиб бериш мумкин эмас. Масалан, пахта хом ашёсини ялпи йиғиб олишни ўрганишда асосий омил сифатида ҳосилдорликни олиш мумкин, лекин синчиклаб ўрганиш натижасида ер миқдори ва сифати, ўғитлар (уларни миқдори, сифати, қуриши муддати), суғориш ҳаракат тартиби ва бошқа омилларни ҳам эътиборга олиш зарур.

Шундай қилиб, «асосий» омиллар миқдори чексиз ўзгариши мумкин. Бундай масаларни ҳал этиш бир омилли моделдан кўп омиллигача ўтишни тақозо этади. Аммо бу ҳам функцияга асосий омиллардан ташқари яна кўп сонли иккинчи даражали омиллар таъсир қилиши ҳисобига ҳисоблашда ҳатолик бўлишини рад этмайди. Кўпинча уларнинг таъсири сезиларсиз ва қарама-қарши характерга эга. Ушбу омилларнинг барча самараси, ҳам мусбат ҳам манфий қийматларни қабул қилувчи Y тасодифий ўзгарувчи билан баҳоланади. Чизиқли боғлиқлик:

$$Y = f(X_1, U) \text{ ёки } Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n, U), \text{ кўринишда бўлади.}$$

Y ўзгарувчи қуйидаги стохастик хусусиятларга эга бўлган ҳато сифатида намоён бўлади:

- эхтимоллий меъёрий тақсимотга эга бўлади;
- нолли ўртачага эга;
- чекли дисперсияга эга;
- ўлчаш ҳатоси ҳисобланади.

Статистик маълумот йиғишда кўп ҳолларда параметрнинг ҳақиқий қийматлари ўрнига яширин ҳатога эга ўлчамлар киритилади (улар объектив, субъектив характерга эга бўлишлари, ўлчам ҳисобларининг ноаниқлиги, ноаниқ ҳужжат айланиши, алоҳида ўлчамларини субъектив баҳоси ва бошқалар). Барча юқорида санаб ўтилган камчиликлар ўлчаш ҳатоларини тенглама ҳатоларига ўтишига олиб келади, яъни:

$$\begin{aligned} Y &= a_0 + a_1 X + W \\ W &= U + V \end{aligned} \quad (7.8)$$

бунда W -жами ҳато; U -стохастик эътироз билдириш; V -ўлчаш ҳатоси.

Нисбатан оддий боғлиқлик деб чизиқли бир омилли боғлиқлик ёки чизиқли кўп омилли модел, у тасодифий ҳатога нисбатан бир неча тахминларни қабул қилганда ҳисобланади: ўртача нолга тенг; дисперсия суст ва асосий омилларга боғлиқ эмас ва тасодий ҳато бир-бирига боғлиқ эмас.

Кўп омилли ҳолатда: $Y = a_0 + a_1 X_1 + U_i$, a_0 ва a_1 коэффитциентларни қуйидаги шартлардан келиб чиққан ҳолда аниқлаш мумкин:

$$\begin{aligned} E(U) &= 0, i \in N \\ E(U_i U_j) &= \begin{cases} 0 & \text{агар } i \neq j, \quad i, j \in N \\ \sigma_u^2 & \text{агар } i = j, \quad i, j \in N \end{cases} \end{aligned} \quad (7.9)$$

Содда иқтисодий моделларни кўриб чиқишда бу масалани стандарт усули ёрдамида ечиш мумкин. Энг кичик квадрат усули классик ҳисобланади. Лекин нисбатан мураккаброқ вазиятларда мураккаб эконометрик моделни кўриб чиқишда мураккаб техника йўллардан фойдаланган ҳолда янги усулларни ишлаб чиқиш зарур.

Оддий чизиқли регрессион моделнинг тўлиқ спетсификацияси регрессион тенгламадан ва 5 та бирламчи йўл қўйишлардан ташкил топган.

Шу йўл қўйишларни кўриб чиқамиз. Биринчи икки тахмин шундан иборатки, X нинг хар бир қиймати учун ε ҳато нол қиймат атрофида меъёрий тақсимланган. Тахмин қилинадики, ε_i узлуксиз катталиқ ҳисобланиб, ўртача

атрофида симметрик тақсимланган $-\infty$ дан $+\infty$ гача ўзгаради ва унинг тақсимланиши 2 ўлчам ўртача ва вариация ёрдамида аниқланади.

Демак:

Биринчи тахмин: ε_i - меъёрий тақсимланган.

Иккинчи тахмин: $E(\varepsilon_i) = 0$ - ўртача ҳато нолга тенг.

Ҳақиқатда биз стохастик ҳатони ҳар бир қийматини, кўпгина сабаблар натижаси сифатида кўришимиз мумкинки, бунда ҳар бир сабаб боғлиқ ўзгарувчини, y детерминистик ҳисобланиши мумкин бўлган қийматдан сезиларсиз тарзда оғдиради.

Бундай кўздан кечиришда ўлчаш ҳатоси ўхшаш билан тақсимот ҳатоси тўғри ва шунинг учун ўртача ҳатони меъёрийлигини ва нолга тенглиги ҳақида тахминлар ўхшаш.

Учинчи тахмин гомоскедикликка тегишли бўлиб, y ҳар бир ҳато σ^2 нинг қиймати номаълум бўлган бир хил вариацияга эканлигини англатади. Бу тахмин, масалан X нинг катта қийматлари учун ҳато дисперсиясини имкони, ҳудди кичик қийматлардаги каби деган тасдиқ билан келишилади. Юқорида кўриб ўтилган ишлаб чиқариш функциясида, бу тахминга асосан ишлаб чиқаришдаги вариация ҳам, иш кучи қийматига боғлиқ эмас.

Учинчи тахмин: Гомоскедиклик

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad (7.10)$$

Тўртинчи тахмин: қолдиқдаги автокорреляция билан боғлиқ. Тахмин қилинадики, ҳатолар орасида автокорреляция йўқ, яъни автокорреляция мавжуд эмас

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j \quad (7.11)$$

Бу тахмин шуни англатадики, агар бугун натижадаги ишлаб чиқариш кутилгандан кўп бўлса, бундан эртага ишлаб чиқариш кўп (ёки кам) бўлади деган хулосага келиш керак эмас.

Биринчи ва тўртинчи тахмин биргаликда эҳтимоллик нуқтаи-назаридан, тақсимот ҳатолари боғлиқ эмас дейиш имконини беради. Шунинг учун ε_1 ,

$\varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ ўзгарувчини ўхшаш ва эркин тақсимланиши сифатида қаралиши мумкин.

$E(\varepsilon_i) = 0$ бўлгани учун

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i)^2 \quad (7.12)$$

Бундан

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \quad (7.13)$$

Бешинчи таҳмин: X эркин ўзгарувчи стохастик эмаслигини тасдиқлайди. Бошқача қилиб айтганда, X нинг қийматлари назорат қилинади ёки бутунлай башорат қилинади. Бу таҳминни муҳим қўлланилиши шундан иборатки, i ва j нинг барча қийматлари учун

$$E(\varepsilon_i, X_j) = X_j E(\varepsilon_i) = 0 \quad (7.14)$$

Бешинчи таҳмин: X қийматлари стохастик эмас, улар танлашда танлов миқёсидан қатъий назар ўхшаш

$$\left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n (X_i - X)^2, \quad (7.15)$$

нолдан фарқ қилади ва унинг $n \rightarrow \infty$ лимити чекли сон.

Тўғри, амалиётда кўрсатилган таҳминларни мутлоқ мавжудлигига аниқ эришиш қийин, лекин биз агар бу таҳминларга таҳминан амал қилинса қониқиш ҳосил қиламиз. Юқорида келтириб ўтилган таҳминлар классик чизиқли регрессион модел тузиш, регрессия параметларини ҳисоблаш учун зарур.

Регрессион тенглама ва беш таҳмин билан келтирилган регрессион моделнинг тўлиқ спетсификациясидан сўнг, энди уни айрим ўзига ҳос томонларини кўриб чиқамиз. Авваломбор, Ўбоғлиқ ўзгарувчининг тақсимот эҳтимолига қайтамиз.

Y_i функциянинг биринчи ўртачаси, тенгламанинг икки қисмини математик кутилиши сифатида олиниши мумкин:

$$E(Y_i) = E(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) = \alpha + \beta X_i \quad (7.16)$$

Бу, α ва β параметрлар спетсификатсиясидан, X_i нинг стохастик эмаслигидан (бу берилган сон) ва $\varepsilon_i = 0$ ўртачадан (иккинчи тахмин) келиб чиқади.

Кейин Y_i вариатсия бўлмиш

$$Var(Y_i) = E[Y_i - E(Y_i)]^2 = E[(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) - (\alpha + \beta X_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (7.17)$$

Ҳар бир X боғлиқ ўзгарувчига Y ўзгарувчини ўртача қийматини берувчи тенглама регрессиянинг эмпирик чизиғи дейилади.

Бу чизиқни ордината билан кесишиши, X нинг нолга тенг қийматида Y баҳосини ўлчайдиган α катталиқка мос келади. β нинг оғиши, Y қийматни X қийматнинг ҳар бир қўшимча бирлигига оғишдаги ўзгаришини ўлчайди. Масалан, агар Y ялпи истеъмол, X ялпи даромад кўринишида бўлса, у ҳолда β нолга тенг даромадда истеъмол даражасининг чегаравий оғишини намоён қилади. Бу ўлчамлар қийматлари номаълум бўлгани учун регрессиянинг эмпирик чизиғи маълум эмас. α ва β нинг ўлчамлари қийматларини ҳисоблаб, регрессиянинг назарий чизиғини оламиз. α ва β нинг қийматлари $\hat{\alpha}$ ва $\hat{\beta}$ ҳисоблангандек мос ҳисобланган бўлса, мос ҳолда, бунда регрессиянинг назарий чизиғи қуйидаги тенглама орқали берилган :

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i \quad (7.18)$$

бунда \hat{Y}_i - Y нинг текисланган қиймати.

Барчаси бўлмаса ҳам, кўпчилиги Y эмпирик қийматлар назарий чизиқда ётмайди, шунинг учун Y_i ва \hat{Y}_i қийматлар мос келмайди. Бу фарқ қолдиқ деб аталади ва ε_i билан белгиланади. Шунинг учун қуйидаги тенгламалар фарқланади:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (\text{эмпирик})$$

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i + \varepsilon_i \quad (\text{назарий}).$$

Назорат учун саволлар

1. Автокорреляция қачон вужудга келади?
2. Автокорреляцияни неча хил усул ёрдамида бартараф этиш мумкин?
3. Эконометрик моделни реал ўрганилаётган жараёнга мос келишини қайси мезон ёрдамида аниқлаш мумкин?
4. Эконометрик моделдаги параметрлардан бирортаси ишончсиз бўлса, уни нима қиилиш мумкин?
5. Дарбин-Уотсон мезони қиймати қайси ораликда ўзгаради?
6. Башорат моделини адекватлигини баҳоловчи мезонлари.
7. Омилларни танлаш ва босқичини асосий шартларини айтиб беринг.
8. Корреляция коэффициентини мустахкамлашни аниқлашда Стюдент мезонини қўлланилиши.
9. Башорат моделини танлашда қандай мезонлар қўлланади?
10. Энг кичик квадратлар усулини асосийғояси.

8-МАВЗУ. ВАҚТЛИ ҚАТОРЛАР

8.1.Вақтли қаторлар тўғрисида умумий тушунчалар.

8.2.Мультипликатив ва аддитив моделларнинг таркибий тузилиши.

8.3.Вақтли қаторларни текислаш усуллари.

Таянч иборалар: вақтли қатор, динамик қатор, аддитив модел, мультипликатив модел, вақтли қаторлар характеристикалари, текислаш усуллари

8.1.Вақтли қаторлар тўғрисида умумий тушунчалар

Маълум бир даврдаги турли ижтимоий – иқтисодий ходисаларни вақт бўйича (динамикада) характеристикаларини ифодалаш ва таҳлили қилиш учун бу жараёнларни характерловчи кўрсаткичлар ва усуллардан фойдаланилади.

Адабиётларда динамик қатор ва вақтли қатор тушунчаларидан фойдаланилади. “Динамик қаторлар” тушунчаси бир мунча тор маънода – белгининг ўсишга (пасайишга) маълум бир тенденцияси бор бўлган, йўналтирилган ўзгариши сифатида талқин этилади. Вақтли қатор тушунчаси остида албатта маълум бир тенденцияга эга бўлиши шарт бўлмаган, яъни қандайдир кўрсаткични даражасини статистик кетма-кетлиги кўринишида бўлган қаторлар даражаси тушунилади. Шундай қилиб, “вақтли қатор”- бир мунча умумий тушунчадир. Бундай қатор қандайдир кўрсаткични ҳам динамик, ҳам стационар ташкил этувчилар даражалари кетма-кетлигини ўз ичига олади. Аммо адабиётларда кўпинча “динамик қатор”, ёки “қатор динамикаси” термини қўлланилади.

Динамик қатор- кетма-кет (хронологик тартибда) жойлашган статистик кўрсаткичлар қатори, уларнинг ўзгариши ўрганилаётган ходисани маълум бир ривожланиш тенденцияга эгаллиги кўрсатади. Динамик қатор лаг ташкил этувчисини ўз ичига олади.

Вақтли қатор-вақт бўйича кетма – кет тартибда жойлашган сонли кўрсаткичлар қатори бўлиб, улар ҳодиса ёки жараёни ҳолати даражаси ва ўзгаришини характерлайди.

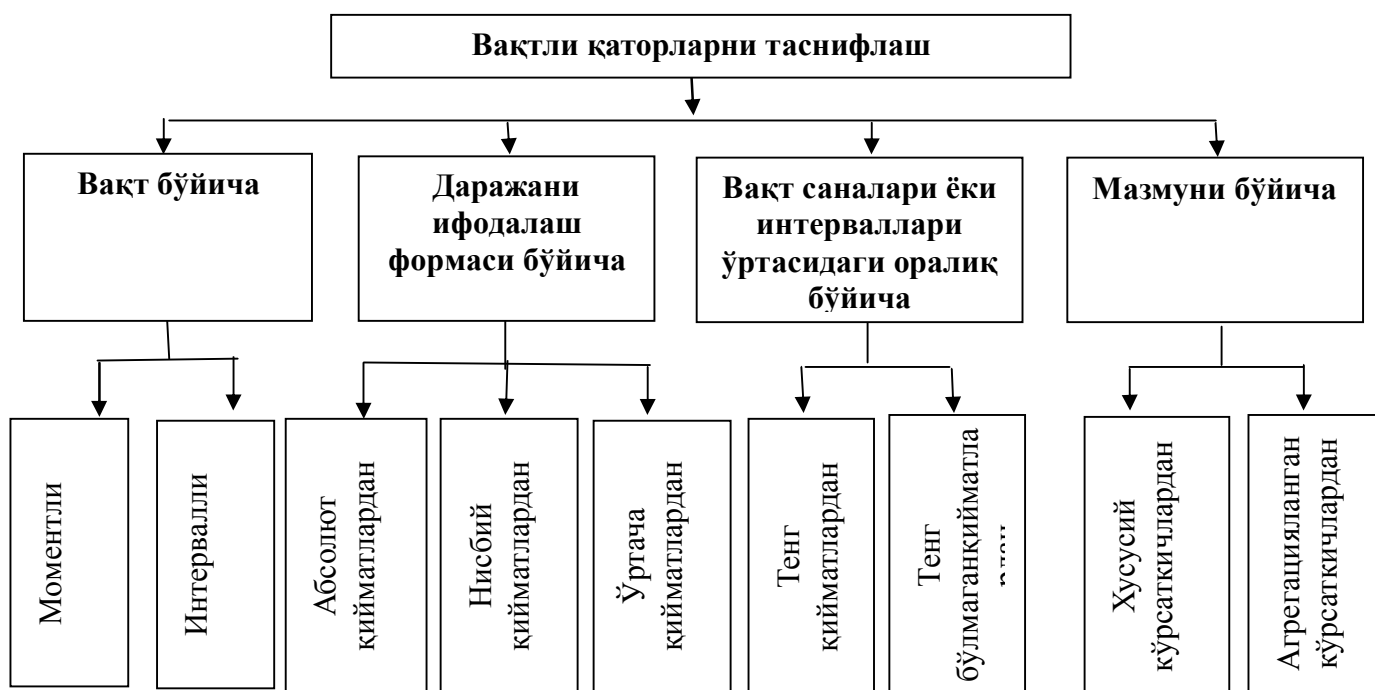
Вақтли қаторнинг асосий элементлари:

- Вақт кўрсаткичи
- Қатор даражаси

Вақт кўрсаткичидан боғланган ҳолда вақтли қаторлар моментли (маълум бир санага) ва интерваллига (маълум бир давр ичида) таснифланади (классификацияланади) (8.1.-расм.)

Вақтли қаторлар турлари:

- Моментли (маълум бир санага)
- Интервалли (маълум бир давр ичида).

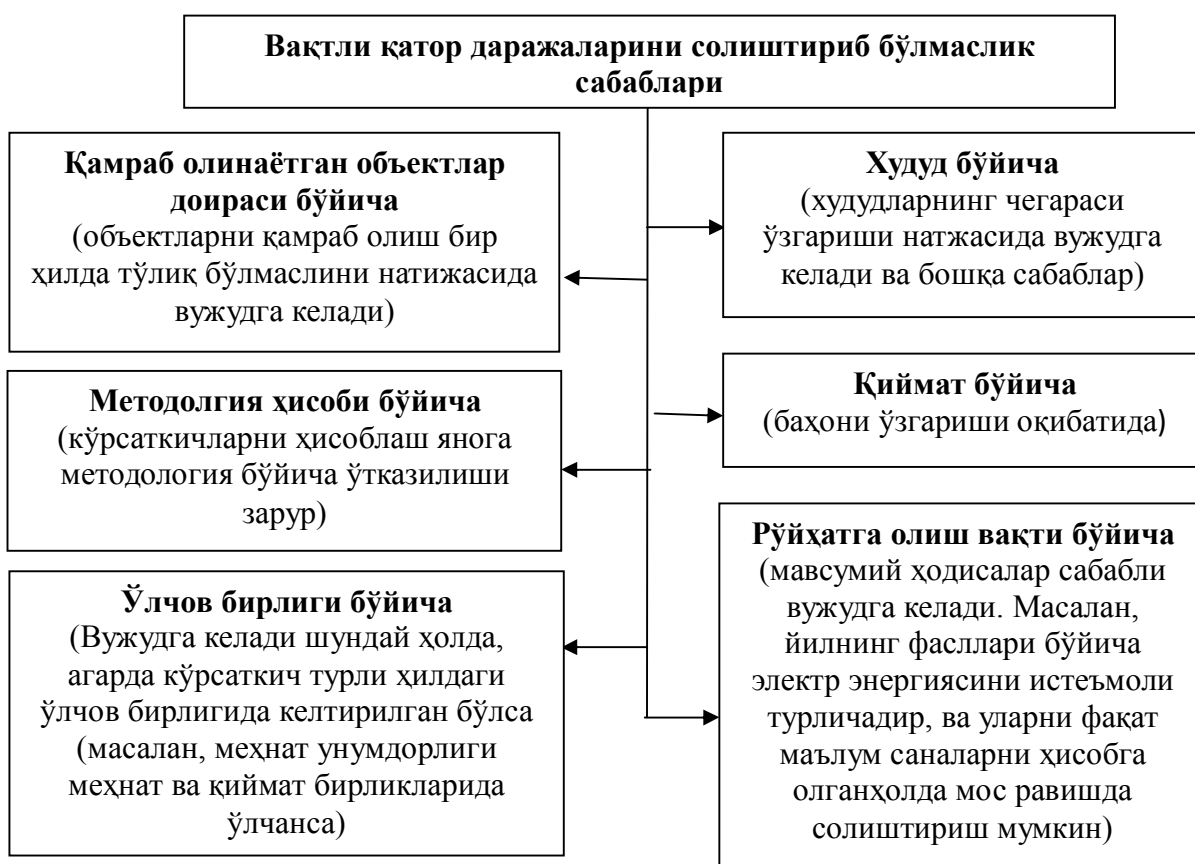


8.1.-расм. Вақтли қаторларни таснифи

Шунингдек, вақтли қаторлар саналар ўртасидаги **оралиқ** ва кўрсаткичларни **мазмуни** бўйича фарқланади. **Мазмуни** бўйича вақтли қаторлар кўрсаткичлари **хусусий** ва **агрегацияланган** кўрсаткичларидан ташкил топади. Хусусий кўрсаткичлар ҳодиса ва жараёнларни ажратиб, бир

томонлама характерлайди (масалан, суткада ўртача сув истеъмол қилиш ҳажми кўрсаткичининг динамикасини): агрегацияланган кўрсаткичлар хусусий кўрсаткичлардан ҳосила ҳисобланади ва ўрганилаётган ходиса ва жараёни комплекс характерлайди (масалан, иқтисодий конъюнктуранинг кўрсаткичларини динамикаси)

Вақтли қаторларни тузишда маълум қоидаларга риоя қилиш керак(талабларга), улар маълум бир шартларни бажармаслик оқибатида юзага келиши мумкин, бу эса қаторни солиштириб бўлмайдиган ҳолга олиб келиши мумкин (8.2.-расм).



8.2.-расм. Вақтли қатор даражаларини солиштириб бўлмаслик сабаблари

8.2. Мультипликатив ва аддитив моделларнинг таркибий тузилиши

Вақтли қаторнинг умумий ташкил этувчи компоненталари:

$$y_t = u_t + \gamma_t + \varepsilon_t \text{ ёки } y_t = u_t * \gamma_t * \varepsilon_t$$

бу ерда

u_t —қаторнинг умумий тенденциясини характерловчи, доимий (асосий) компонента;

γ_t —мавсумий компонента (йил ичидаги тебранишлар) умумий кўринишда - циклик ташкил этувчи;

ε_t —тасодифий компонента (тасодифий четга чиқиш).

Кўриниб турибдики, вақтли қаторнинг даражасини шакллантирувчи барча компонентлар учта группага бўлинади, Асосий ташкил этувчи бўлиб **тренд** ҳисобланади. Ундан трендни ташкил этувчини ажратиб олинганидан кейин **мавсумий** ва **тасодифий** компоненталар қиймати қолади.

Агарда қаторнинг ташкил этувчиларининг барчаси аниқ топилган бўлса, унда тасодифий компонентанинг математик кутилиши нолга тенг бўлади ва унинг ўртача қиймат атрофида тебраниши доимийдир.

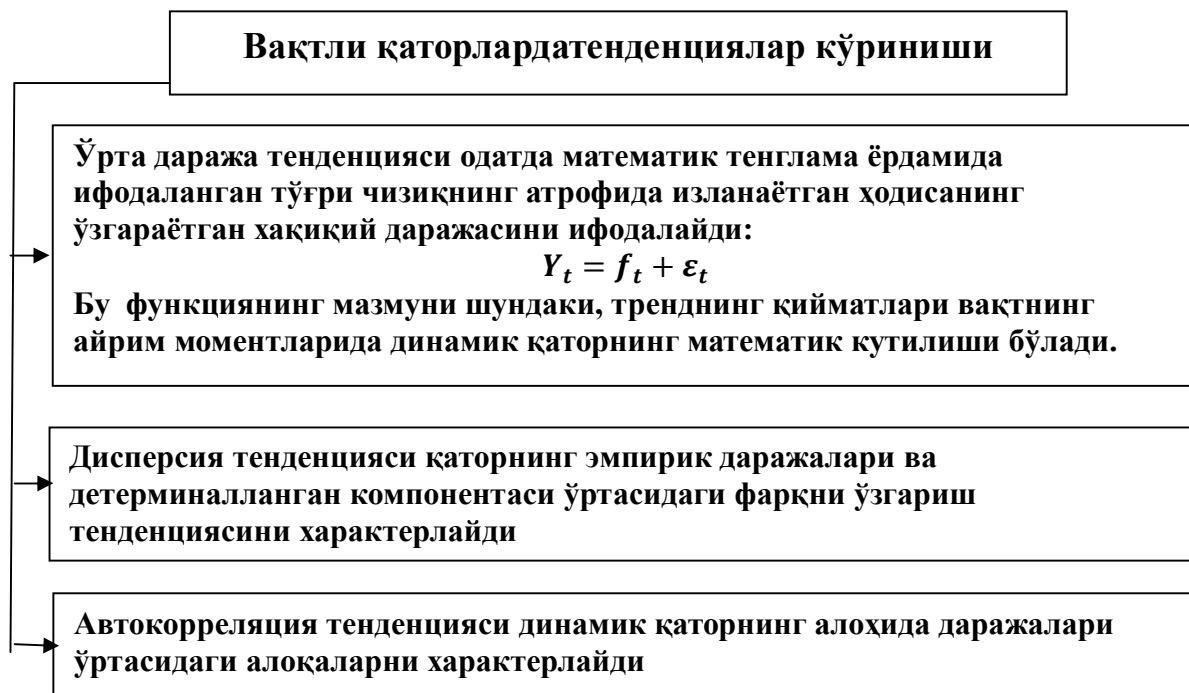
Вақтли қаторни ташкил этувчи компонентларини моделлари:

- $y_t = u_t + \gamma_t + \varepsilon_t$ — аддитив
- $y_t = u_t * \gamma_t * \varepsilon_t$ — мультипликатив

Вақтли қаторнинг асосий компонентаси бўлиб **тренд** ҳисобланади. Тренд – бу вақт бўйича қаторни барқарор тенденцияси бўлиб, озми-кўпми тасодифий тебранишлардан таъсиридан озоддир.

Мураккаб ижтимоий ҳодиса ва жараёнларнинг ўзгариш тенденциялари кўрсаткичларини фақат у ёки бу тенгламалар, тренд чизиқлари билан тахминий ифодалаш мумкин.

Вақтли қаторларда одатда уч кўринишдаги тенденция ажратилади (8.3.-расм).



8.3.-расм. Вақтли қаторларда тенденциялар кўриниши

Изланаётган тренд тенгламасини танлашда **содалик принципига** амал қилиш керак, ва у бир нечта ҳилдаги чизиқлардан эмпирик маълумотларга энг яқинини (бир мунча соддасини) танлашдан иборат бўлади. Буни шу билан яна асослашадикки, чизиқли тренднинг тенгламаси қанча мураккаб бўлса ва у қанча кўп параметрларни ўз ичига олса, уларнинг яқинлаш даражаси тенг бўлганида ҳам бу параметрларни ишончли баҳолаш шунча қийинлашиб боради.

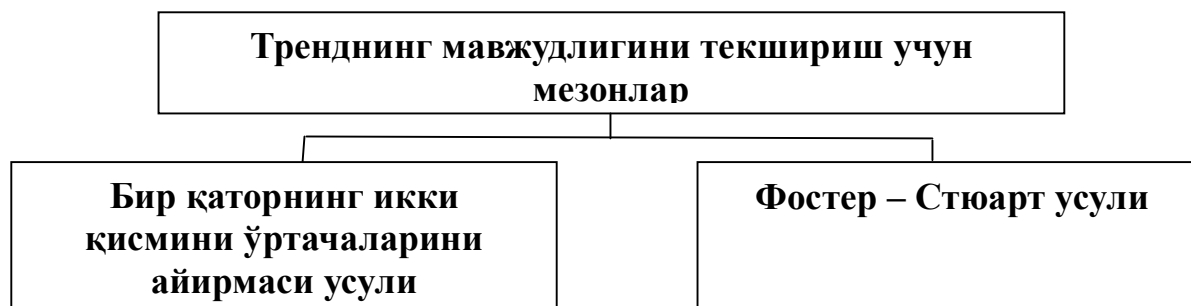
Амалиётда кўпинча қуйидаги асосий кўринишдаги вақтли қаторлар трендларидан фойдаланилади:

- тўғри чизиқли
- парабола
- экспоненциал
- гиперболола
- логистик.

Худди шунингдек тенденциялар типлари ва тренд тенгламалари ҳам бўлинади.

Эконометрик изланишларда танланган модел бўйича юқорида санаб ўтилган ҳар бир компонентани **миқдорий таҳлили** ўтказилади.

Трендни ажратиб олишдан аввал, унинг мавжудлиги тўғрисидаги **гипотезани** текшириш зарур. Амалда тренднинг мавжудлигини текшириш учун бир нечта мезонлар мавжуд, аммо асосий бўлиб схемада келтирилган иккита мезон ҳисобланади.



Ўртачаларни айирмасини мавжудлиги ҳақидаги гипотеза текширилади: бунинг учун вақтли қатор икки тенг ёки деярли тенг қисмларга бўлинади. Гипотезанинг текшириш мезони сифатида Стъюдент мезони қабул қилинади.

Агарда $t \gg t_\alpha$ бўлса, бунда t – Стъюдент мезонининг ҳисобланган қиймати; t_α – моҳиятлилик даражаси α –да жадвалдаги қиймат, унда тренднинг мавжуд эмаслиги ҳақидаги гипотеза инкор этилади; агарда $t < t_\alpha$ бўлса у ҳолда (H_0) гипотеза қабул қилинади.

Фостер – Стюарт усулиҳодисанинг тенденцияси ва вақтли қатор даражаларининг дисперсиясини трендини мавжудлиги аниқланади. Кўпинча бу усул вақтли қаторни чуқур таҳлил қилишда ва уни бўйича прогнозларни тузишда қўлланилади

Чизиқли тренднинг энг соддаси бўлиб тўғри чизиқ ҳисобланади, ва у чизиқли тенглама тренди билан ифодаланади:

$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 \cdot t_i,$$

бунда \hat{y}_i – i -номерли йил учун тренднинг текисланган (назарий) даражалари;

t_i –вақтли қаторнинг даражалари тегишли бўлган моментлар ёки вақт даврлари номерлари;

a_1 –тренд параметрлари.

Чизиқли тренд параметрларининг характеристикаси

Параметр	Параметр мазмуни
a_0	Тренд коэффиценти, санок боши деб қабул қилинган момент даражаси ёки вақт даври учун, миқдордан ўртача текисланган даражага тенг бўлади.
a_1	Тренд коэффиценти, вақт бирлигида қаторнинг даражаларини ўртача ўзгаришини характерлайди.

Тренд параметрлари қийматлариваэнг кичик квадратлар усули бўйича аниқланади. Бунинг учун нормал тенгламалар тизими тузилади:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = na_0 + a_1 \sum_{i=1}^n t_i \\ \sum_{i=1}^n y_i t_i = a_0 \sum_{i=1}^n t_i + a_1 \sum_{i=1}^n t_i^2 \end{cases}$$

Икки номаълумли тенгламаларни ечиш учун санок бошини қаторнинг ўртасига ўтказилади. Вақт даврларини қаторнинг аниқ ўртасидан номерлаганда номерларнинг t_i ярми манфий қиймат бўлади, ва ярми – мусбат, яъни бундай ҳолда нормал тенгламалар тизими қисқаради.

Чизиқли тренд учун соддалашган нормал тенгламалар тизими:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = na_0; \\ \sum_{i=1}^n y_i t_i = a_1 \sum_{i=1}^n t_i^2 \end{cases}$$

$$a_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} \quad a_1 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i t_i}{\sum_{i=1}^n t_i^2}$$

Чизиқли тренднинг асосий хусусиятлари:

1) Тенг вақт оралиқларида тенг ўзгариши

2) Агарда ўртача абсолют ўсиш – мусбат қиймат, унда нисбий ўсиш қиймати, ёки орта бориш темпи, аста –секин камаяди

3) Агарда ўртача абсолют ўзгариш – манфий қиймат, унда нисбий ўзгариш, ёки қисқариш темпи, камайиб бораётган олдинги даражага нисбатан аста-секин абсолют қиймати бўйича ортиб боради

4) Агарда даражани қисқариши тенденцияси мавжуд бўлса, ва ўрганилаётган қиймат аниқланиши бўйича мусбат, унда ўртача ўзгариш ўртача даражадан катта бўлиши мумкин эмас

5) Кетма-кет даврлар учун абсолют ўзгаришларнинг айирмаси нолга тенг.

Параболик тренд одатда II тартибли полином орқали ифодаланади, унинг тенгламаси қуйидаги кўринишда бўлади:

$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 t_i + a_2 t_i^2$$

Парабола тенгламасини параметрлари қийматлари

Параметр	Параметр мазмуни
a_0	Тренд коэффиценти ҳисоб боши деб қабул қилинган момент ёки давр учун, ўртача текисланган даражага миқдордан тенг, ($t_i = 0$)
a_1	Тренд коэффиценти, бутун давр ичида йиллик ўртача ортишни ўртачасини характерлайди, энди у константа ҳисобланмайди, ва ўртача тезланиш билан бир текисда, 2 a_2 тенг ўзгаради
a_2	Тезланишни характерловчи, тенгламанинг бош параметри

Парабола трендининг асосий хусусиятлари:

1) Тенг бўлмаган, аммо тенг вақт оралиғида бир текисда ортиб борувчи ёки камайиб борувчи абсолют ўзгаришлар кузатилади

2) Парабола иккита шохга эга: белгининг даражаси ортиши билан юқорига йўналтирилган ва камайиши билан пастга йўналтирилган бўлади

3) Тенгламанинг эркин хади кўрсаткичнинг ҳисоб боши моментидаги қиймати сифатида одатда мусбат қиймат бўлади, тренднинг характери ва параметрларнинг ишоралари билан аниқланади:

а) $a_1 > 0$ ва $a_2 > 0$ бўлганида шоҳ юқорига йўналтирилган бўлади, яъни даражаларни тезлашган ўсиши кузатилади;

б) $a_1 < 0$ ва $a_2 < 0$ бўлганида шоҳ пастга йўналтирилган бўлади, яъни даражаларни тезлашган қисқариши кузатилади;

в) $a_1 > 0$ ва $a_2 < 0$ бўлганида шоҳ юқорига йўналтирилган бўлади, даражаларни секинлашган ўсиши кузатилади, ёки параболанинг иккала шохи - ўсиб ва пасайиб борувчи, агарда уларни ягона жараён деб ҳисобланса;

г) $a_1 < 0$ ва $a_2 > 0$ бўлганида шоҳ пастга йўналтирилган бўлади, яъни даражаларни секинлашган қисқариши кузатилади, ёки параболанинг иккала шохи - пасайиб ва ўсиб борувчи, агарда уларни ягона жараён деб ҳисобланса;

4) Занжирли темпларнинг ўзгариши ёки камаяди, ёкибаъзи вақтда ортиб боради, аммо етарлича узоқ вақт даврида эртами ёки кеч ўсиш темплари албатта пасайишни бошлайди, даражанинг қисқариш темпи эса $a_1 < 0$ ва $a_2 < 0$ бўлганида албатта ўсишни бошлайди (нисбий ўзгаришнинг абсолют қиймати бўйича).

Парабола трендининг параметрлари энг кичик квадратлар усули бўйича ҳисоблаш учун қуйидаги учта номаълумли нормал тенгламалар тизими курилади:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = na + a_1 \sum_{i=1}^n t_i + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^2; \\ \sum_{i=1}^n y_i t_i = a_0 \sum_{i=1}^n t_i + a_1 \sum_{i=1}^n t_i^2 + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^3; \\ \sum_{i=1}^n y_i t_i^2 = a_0 \sum_{i=1}^n t_i^2 + a_1 \sum_{i=1}^n t_i^3 + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^4 \end{cases}$$

Гипербола кўринишининг энг содда формасидан бири –қуйидаги кўринишдаги тенгламадир:

$$\hat{y}_i = a_0 + \frac{a_1}{t_i}$$

Гипербола тенгламасининг параметрлари мазмуни

Параметр	Параметр мазмуни
a_0	Гипербола эркин хади, қаторнинг даражалари интилаётган чегара
a_1	Гиперболанинг асосий хади: <ul style="list-style-type: none"> • агарда $a_1 > 0$ бўлса, унда тренд пасайиб борувчи даражалар тенденциясини ифодалайди ва $t \rightarrow \infty, \hat{y} \rightarrow a_0$ • агарда параметр $a_1 < 0$ бўлса, унда t-нинг ортиши, яъни вақтни ўтиши билан. Тренд даражалари ортиб (ўсиб) боради ва a_0 қийматга интилади $t \rightarrow \infty$ да.

Гипербола трендининг хусусиятлари:

1) $a_1 > 0$ бўлганида даражалар секин аста пасаядилар ва $y \rightarrow a_0$; худди шунингдек манфий абсолют ўзгаришлар ва мусбат тезлашишлар қиймати камаяди; занжирли темп ўзгаришлари ортади ва 100% интилади

2) $a_1 < 0$ бўлганида даражалар секин аста ортиб боради ва $\hat{y} \rightarrow a_0$; худди шунингдек мусбат абсолют ўзгаришлар ва манфий тезлашишлар қиймати камаяди; занжирли темп ўзгаришлари ва 100% интилиб, секин – аста камаяди

8.3. Вақтли қаторларни текислаш усуллари.



8.4.-расм. Вақтли қаторларни текислаш усуллари

Иқтисодий қаторлар динамикаси тенденциясини аниқлаш вақтида кўпчилик ҳолларда турли даражадаги полиномлар:

$$\hat{y}(t) = \left[a_0 + \sum_{i=1}^k a_i t^i \right]^u \quad \begin{matrix} (i = -1, 0, 1, \dots, k) \\ (u = -1, 1) \end{matrix}$$

ва экспоненциал функциялар қўлланилади:

$$\hat{y}(t) = \left[e^{a_0 + \sum_{i=1}^k a_i t^i} \right]^u \quad \begin{matrix} (i = -1, 0, 1, \dots, k) \\ (u = -1, 1) \end{matrix} \quad (8.1)$$

Шуни қайд этиб ўтиш лозимки, функция шакли тенглаштирилаётган қаторлар динамикаси характерига мувофиқ, шунингдек, мантиқий асосланган бўлиши лозим.

Полиномнинг энг юқори даражаларидан фойдаланиш кўпчилик ҳолларда ўртача квадрат хатоларининг камайишига олиб келади. Лекин бундай вақтларда тенглаштириш бажарилмай қолади.

Тенглаштириш параметрлари бевосита энг кичик квадратлар усули ёрдамида баҳоланади. Экспоненциал функция параметрларини баҳолаш учун эса бошланғич қаторлар қийматини логарифмлаш лозим.

Нормал тенгламалар системаси қуйидагича бўлади:

а) k тартибли полином учун:

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 + \dots + a_k \sum t^k = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 + \dots + a_k \sum t^{k+1} = \sum yt \\ \dots \\ a_0 \sum t^k + a_1 \sum t^{k+1} + a_2 \sum t^{k+2} + \dots + a_k \sum t^{2k} = \sum yt^k \end{cases} \quad (8.2)$$

б) экспоненциал функция учун:

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 + \dots + a_k \sum t^k = \sum \ln y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 + \dots + a_k \sum t^{k+1} = \sum t \ln y \\ \dots \\ a_0 \sum t^k + a_1 \sum t^{k+1} + a_2 \sum t^{k+2} + \dots + a_k \sum t^{2k} = \sum t^k \ln y \end{cases} \quad (8.3)$$

Агар тенденция кўрсаткичли функцияга эга бўлса, яъни

$$y_t = a_0 a_1^t$$

бўлса, ушбу функцияни логарифмлаб, параметрларини энг кичик квадратлар усули ёрдамида аниқлаш мумкин. Ушбу функция учун нормал тенгламалар системаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$\begin{cases} n \ln a_0 + \ln a_1 \sum t = \sum \ln y \\ \ln a_0 \sum t + \ln a_1 \sum t^2 = \sum t \ln y \end{cases} \quad (8.4)$$

Кўпинча бошланғич маълумотлар асосида қаторлар динамикасининг ривожлантириш тенденциясини тавсия этиш учун энг қулай функция қайси бири эканлигини ҳал қилиш масаласи мураккаб бўлади. Бундай ҳолларда функция шакллари аниқлашнинг қуйидаги икки хил усулидан фойдаланиш мумкин: ўрта квадратик ҳатолар минимуми усули билан функция танлаш; дисперсион таҳлил усулини қўллаш орқали функция танлаш.

Мантиқий таҳлил ҳамда тадқиқот туфайли қўлга киритилган шахсий тажриба асосида қатор турли хил функциялар танлаб олинади ва уларнинг параметрлари баҳоланади. Шундан сўнг ҳар бир функция учун қуйидаги формула асосида ўрта квадратик ҳатолар аниқланади:

$$S = \sqrt{\frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{n - k - 1}}, \quad (8.5)$$

бу ерда: y_t – қаторлар динамикасининг қиймати;

\hat{y}_t – қаторлар динамикаси қийматларини тенглаштириш;

k – функция параметрлари сони.

Мазкур усул фақат тенглама параметрларининг тенг сонида натижалар беради.

Иккинчи усул дисперсияларни таққослашдан иборат. Ўрганилаётган қаторлар динамикаси умумий вариациясини икки қисмга, яъни тенденциялар туфайли содир бўладиган вариациялар ва тасодифий вариациялар ёки $V = V_1 + V_2$ бўлиши мумкин.

Умумий вариация қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$V = \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2, \quad (8.6)$$

бу ерда, \bar{y} – қаторлар динамикасининг ўртача даражаси.

Тасодифий вариациялар қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$V_2 = \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2. \quad (8.7)$$

Умумий ва тасодифий вариацияларнинг фарқи тенденциялар вариацияси ҳисобланади:

$$V_1 = V - V_2. \quad (8.8)$$

Тегишли дисперсияларни аниқлашда даража эркинлиги қуйидагича бўлади:

1. Тенденциялар туфайли дисперсиялар учун даража эркинлиги сони текислаш тенгламаси параметрлари сонидан битта кам бўлади.

2. Қаторлар динамикаси даражаси сони билан текислаш тенгламаси параметрлари сони ўртасидаги фарқ тасодифий тенденциялар учун даража эркинлиги сонига тенг бўлади.

3. Умумий дисперсиялар учун даража эркинлиги сони қаторлар динамикаси даражаси сонидан битта кам бўлади. Чизиқли функция учун дисперсиялар қуйидагича ҳисобланади:

$$S^2 = \frac{V}{n-1}, \quad (8.9)$$

$$S_1^2 = V_1, \quad (8.10)$$

$$S_2^2 = \frac{V_2}{n-2}. \quad (8.11)$$

Дисперсиялар аниқлангандан сўнг F - мезоннинг эмпирик қиймати ҳисобланади:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}. \quad (8.12)$$

Олинган қийматни эркинлик ва эҳтимоллик даражасига мувофиқ аниқланган жадвал қиймати билан таққосланади.

Агар $F > F_\alpha$ кўринишидаги тенгсизлик бажарилса, у ҳолда таҳлил қилинаётган тенглама ифодаланаётган тенденция учун тўғри келади. Бундай ҳолларда таҳлил қилишни мантиқий тушунчаларга мос келадиган оддий тенгламалардан бошлаб, аста-секин керакли даража аниқлангунча қадар мураккаброқ даражаларга ўтиб бориш лозим.

Тренд аниқлангандан кейин бошланғич қаторлар динамикасига тегишли даражада тренднинг қиймати олинади. Таҳлил бундан кейин тренддан четга чиқиши мумкин.

$$z(t) = y(t) - \hat{y}(t) \quad (8.13)$$

$z(t)$ четга чиқиши σ^2 арифметик дисперсияли ўртача нолга тенг бўлади.

Тенглама параметрларини аниқлаш зарур:

$$\hat{y}(t) = a_0 + a_1 t, \quad (8.14)$$

$$\hat{y}'(t) = a'_0 + a'_1 t \quad (8.15)$$

Нормал тенгламалар системаси тўғри чизикли тенгламалар учун қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum ty \end{cases} \quad (8.16)$$

Динамика тенденциясини аниқлашнинг энг содда усули **қатор даражалари даврини узайтириш усулидир**. Бу усулда кетма-кет жойлашган қатор даражалари тенг сонда олиб қўшилади, натижада узунроқ даврларга тегишли даражалардан тузилган янги ихчамлашган қатор ҳосил бўлади.

Ўртача сирғалувчи усул - бу қатор даражаларини бирин-кетин маълум тартибда суриш йўли билан ҳисобланган ўртача даражадир. Ўртача сирғалувчи усулда қатор кўрсаткичларидан доимо тенг сонда олиб, улардан оддий арифметик ўртача ҳисоблаш йўли билан аниқланади. Уларни тоқ ёки жуфт сонда олинadиган қатор кўрсаткичлари асосида ҳисоблаш мумкин.

Ўртача сирғалувчи усул ўртача қийматни аниқлаш вақтида тасодифий четланишларнинг ўсиш ҳолатига асосланади. Ўртача ҳақиқий қийматлар қаторлари динамикаси текисланаётган вақтда сирғанишнинг ўртача нукта даврини кўрсатадиган ўртача қийматлар билан алмашинади. Одатда ўртача сирғалувчи усулнинг икки модификациясидан, яъни оддий ва вазнли текислашдан фойдаланилади.

Оддий тенглаштириш ўрталикдаги p узунликдаги вақт учун оддий ўрта арифметик ҳисоблашдан тузилган янги қатор тузишга асосланади:

$$y_k = \frac{\sum_{t=k}^{p+k} y_t}{p} \quad (k=1, 2, \dots, N-p+1), \quad (8.17)$$

бу ерда, p – тенглаштириш даври узунлиги вақтли қаторлар характериға боғлиқ бўлади; k – ўртача қийматнинг тартиб номери.

Вазли тенглаштириш турли нуқтадаги қаторлар динамикаси учун вазли ўртача қийматларни ўртачалаштиришдан иборат.

Биринчи $2p+1$ қаторлар динамикасини олиб кўрайлик (p одатда 1 ёки 2 га тенг). Тенденциялар функцияси сифатида қандайдир:

$$y_t = \sum_{i=0}^k a_i t^i \quad (8.18)$$

(8.18) тўла даражасини олайлик.

Унинг параметрлари

$$a_0 \sum_{-p+1}^{p+1} t^i + a_1 \sum_{-p+1}^{p+1} t^{i+1} + \dots + a_k \sum_{-p+1}^{p+1} t^{i+k} = \sum_{-p+1}^{p+1} y_t t^i \quad (8.19)$$

тенгламаси ёрдамида энг кичик квадратлар усули билан аниқланади.

Кўпхад (полином) ўртача даражаси $p+1$ нуқтасига жойлашган. a_0 га нисбатан тенгламани ечсак:

$$a_0 = b_1 y_1 + b_2 y_2 + \dots + b_{2p+1} y_{2p+1} \quad (8.20)$$

ҳосил қиламиз. Бу ердаги b_1 қиймати p ва k моҳиятиға боғлиқ бўлади. Ҳосил бўлган тенглама (8.4) биринчилардан $2p+1$ қаторлар динамикаси қийматининг вазли ўртача қиймат арифметикаси ҳисобланади.

Экспоненциал усули ҳозирги пайтда, динамик қаторларга асосланган усуллардан энг муҳим усул деб ҳисобланади. Динамик қаторларни башоратлашда маълумотларни йилдан йилга ўзгартиришини эътиборга олиш зарур. Охириги йиллардаги ўзгариш тенденциясини аҳамиятини ошириб, динамик қаторни биринчи йиллардаги ўзгариш тенденциясини аҳамиятини камайтириш зарур.

Башоратлаштиришнинг оддий моделларидан бири бўлган вақтли функциясини кўриб ўтамиз. Умумий ҳолда вақт бўйича олинган функциясини

$$y_t = f(t) \quad (8.21)$$

$$y_t = a_0 + a_1 t \quad (8.22)$$

кўринишида ифодалаш мумкин.

Айрим ҳолларда вақтли қатор параметрлари маълум бир ораликда ўзгариши мумкин.

Бу муаммони ечиш учун Браун томонидан яратилган экспоненциал усулидан фойдаланамиз. Бу усулни моҳияти шундан иборатки, вақт бўйича олинган қатор экспоненциал қонуниятига бўйсуниб башорат қилинади.

Фараз қилайлик:

$$y = a_0 + a_1 t \quad (8.23)$$

кўринишидаги чизикли функция берилган бўлсин. Бу ердаги a_0 ва a_1 параметрларни топиш учун ўртача экспоненциал $S_{t_1}(y)$ ва $S_{t_2}(y)$ миқдорларни топамиз.

$$S_{t_1}(y) = a_0 + \frac{1 - \alpha}{\alpha \times a_1} \quad (8.24)$$

$$S_{t_2}(y) = a_0 + \frac{2(1 - \alpha)}{\alpha \times a_1} \quad (8.25)$$

Агар бу системани a_0 ва a_1 га нисбатан ечсак, қуйидагиларни ҳосил қиламиз:

$$a_0 = 2S_{t_1}(y) - S_{t_2}(y) \quad (8.26)$$

$$a_1 = \frac{1}{1 - \alpha} [S_{t_1}(y) - S_{t_2}(y)] \quad (8.27)$$

k даражадаги экспонента рекурент формуласи орқали топилади.

$$S_{tk}(y) = \alpha S_{t_{k-1}}(y) + (1 - \alpha) S_{t-1k}(y) \quad (8.28)$$

бу ерда $\alpha = \frac{2}{m} + 1$

m -кузатувлар сони.

Умуман олганда $0 < \alpha < 1$ бўлади.

Агар α параметр 1 га яқин бўлса, прогнозлаштириш учун кейинги ҳолатлар ҳисобга олинади. Агар $\alpha \rightarrow 0$ бўлса прогнозда илгари ҳолат назарда тутилади.

Назорат учун саволлар

1. Вақтли қатор деб нимага айтилади?
2. Вақтли қаторлар вариацион қаторлардан қандай хусусиятлари ва аломатлари билан фарқ қиладилар?
3. Вақтли қаторларни қандай усуллар билан текислаш мумкин?
4. Ўртача сирғалувчан усул нима ва қачон қўлланади?
5. Вақтли қаторларда корреляцион-регрессион таҳлил усуллари қўллаш шарт-шароитларини тушунтириб беринг?
6. Таклиф ва бошқа бозор иқтисодиёт қонунлари намоён бўлишини ўрганишда регрессион таҳлил усулларида фойдаланиш тартибини мисолларда тушунтириб беринг.
7. Бозор нархига нисбатан таклиф эластиклигини аниқлаш мақсадида регрессион таҳлил усулидан фойдаланиш тартибини аниқ бир мисолда тушунтириб беринг.
8. Аддитив ва мультипликатив моделларнинг формуласига изоҳ беринг.

9-МАВЗУ. ДИНАМИК ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

9.1. Динамик эконометрик моделларнинг умумий характеристикалари.

9.2. Авторегрессия модели ва унинг параметрларини баҳолаш.

9.3. Тақсимланган лагли моделларнинг характеристикаси.

9.4. Алмон усули.

9.5. Койк усули.

Таянч иборалар: вақтли қатор, динамик қатор, авторегрессия модели, тақсимланган лагли моделлар, Алмон усули, Койк усули.

9.1. Динамик эконометрик моделларнинг умумий характеристикалари

Эконометрик таҳлилда натижавий ўзгарувчига бир вақтда ва маълум кечикиш билан таъсир этувчи бир қатор иқтисодий омиллар таъсири тадқиқ қилинади.

Омиллар кечикишининг сабаблари бўлиб қуйидагилар ҳисобланади:

- инсонлар хатти-ҳаракатларидаги инертликни ифодаловчи психологик омиллар;
- технологик омиллар;
- институционал омиллар;
- иқтисодий кўрсаткичларни шакллантирувчи механизмлар.

Эконометрик модел динамик дейилади, агар ушбу модел ҳар бир вақт моментда кейинги ўзгарувчиларнинг динамикасини ифодаласа, яъни агар ҳозирги t вақтда моделга кирувчи ўзгарувчиларнинг жорий вақтга ҳамда аввалги вақт моментига тегишли бўлишини ҳисобга олса.

Қуйидаги

$$y_t = f(x_t, x_{t-1}),$$

$$y_t = f(x_t, y_{t-1})$$

моделлар динамик эконометрик модел бўла олади:

Аммо

$$y_t = f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f(x_i)$$

кўринишидаги регрессия динамик эконометрик модел бўла олмайди.

Динамик моделлардан вақт давомида ривожланувчи кўрсаткичлар ўртасида боғлиқликларни ўрганишда фойдаланилади. Уларда таъсир этувчи омиллар сифатида ўзгарувчининг жорий қиймати, аввалги вақтлардаги қиймати ҳамда t вақтдаги қийматидан фойдаланилади.

Барча динамик эконометрик моделлар 2 турга бўлинади:

1. Ўтган вақт моментларига (лаг қийматли – кечикиш қийматли) тегишли ўзгарувчилар қийматлари моделга ушбу ўзгарувчининг жорий қийматлари билан киритилган моделлар. Бундай моделларга қуйидагилар киради:

а) Авторегрессия модели. Бу динамик эконометрик модел бўлиб, унда омилли ўзгарувчилар сифатида натижавий ўзгарувчининг лаг қийматлари қатнашади.

Авторегрессия моделига қуйидаги мисол бўлади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t.$$

б) Тақсимланган лагли модел. Бу динамик эконометрик модел бўлиб, у омилли ўзгарувчиларнинг жорий ва лагли қийматларини ўз ичига олади. Тақсимланган лагли моделга қуйидаги мисол бўлади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_{t-1} + \dots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t,$$

бу ерда L – каторлар ўртасидаги вақтли лаг (кечкиш) қиймати.

2) Аниқ $t+1$ вақт momentiда битта омилли белгидан ёки натижавий ўзгарувчининг фарз қилинаётган ёхуд исталган даражасини ифодаловчи ўзгарувчиларни ўз ичига олган моделлар. Ушбу даража номаълум бўлиб, t вақтнинг ўтган momentiда мавжуд бўлган ахборот асосида аниқланади. Ўзгарувчиларнинг фарз қилинаётган қийматлари турли усуллар билан

ҳисобланади. Мазкур ўзгарувчиларни ҳисоблаш усулларига қараб қуйидаги моделлар турлари фарқланади:

а) Адаптив кутиш модели. Мазкур моделда омилли ўзгарувчи x_{t+1}^* нинг фараз қилинаётган (ёки исталган) қиймати ҳисобга олинади. Умумий кўринишда адаптив кутиш модели қуйидагича ифодаланади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t+1}^* + \varepsilon_t$$

Адаптив кутиш моделларига мисол бўлиб, келгуси $(t+1)$ даврда фараз қилинаётган иш ҳақи ва пенсияларга жорий нархларнинг таъсири бўлади

б) Қисман (тўлиқ бўлмаган) коррективкали модел. Ушбу моделда натижавий ўзгарувчи y_t^* нинг фараз қилинаётган (ёки исталган) қиймати ҳисобга олинади. Умумий ҳолда қисман (тўлиқ бўлмаган) коррективкали моделни қуйидагича ёзиш мумкин:

$$y_t^* = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

Қисман (тўлиқ бўлмаган) коррективкали моделга мисол қилиб, дивидендлар ҳажми y_t^* ни исталган қийматининг жорий фойда ҳажмининг ҳақиқий қиймати x_t га боғлиқлигини келтириш мумкин. Мазкур қисман (тўлиқ бўлмаган) коррективкали модел **Литнер модели** дейилади.

Динамик эконометрик моделларнинг хусусияти шундаки, улардаги номаълум параметрларни энг кичик квадратлар усули билан баҳолаш турли сабаблар бўйича мумкин эмас.

Авторегрессия моделидаги номаълум параметрларни баҳолаш учун инструментал ўзгарувчилар усулидан фойдаланилади, мазкур усул берилган шароитларда энг оптимал баҳоларни олишга имкон беради.

Тақсимланган лагли моделлар учун лаг структурасига боғлиқ равишда номаълум параметрларни баҳолашда Алмон усули ва Койк усули қўлланилади.

Мазкур усулларнинг моҳияти шундаки, берилган тақсимланган лагли моделни авторегрессия моделига ўзгартиришда инструментал ўзгарувчилар усули ёрдамида баҳоланади.

Адаптив кутишлар модели ва қисман (тўлиқ бўлмаган) коррективкали моделлардаги номаълум параметрларни топиш мақсадида мазкур моделлар авторегрессия моделлари кўринишига келтирилади.

9.2. Авторегрессия модели ва унинг параметрларини баҳолаш

Авторегрессион модел – бу динамик эконометрик модел бўлиб, унда омиллар ўзгарувчилар сифатида натижавий ўзгарувчининг лагли қийматлари иштирок этади. Авторегрессия моделига мисол қилиб қуйидаги моделни

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \varepsilon_t$$

келтириш мумкин.

Авторегрессион моделда β_1 коэффиценти x ўзгарувчи ўзининг ўлчамида бир бирликка ўзгариши таъсирида y ўзгарувчининг қисқа муддатли ўзгаришини характерлайди.

Моделдаги δ_1 коэффиценти аввалги $(t-1)$ вақт momentiда ўзининг ўзгариши таъсирида y ўзгарувчининг ўзгаришини характерлайди. Регрессия коэффицентлари $\beta_1 \delta_1$ нинг кўпайтмаси оралик мультипликатор деб аталади. Оралик мультипликатор натижавий кўрсаткич y нинг $t+1$ вақт momentiда умумий абсолют ўзгаришини характерлайди.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \delta_1 + \beta_1 \delta_1^2 + \beta_1 \delta_1^3 + \dots$$

кўрсаткич узоқ муддатли мультипликатор дейилади. Узоқ муддатли мультипликатор y натижавий кўрсаткичнинг узоқ муддатли даврда умумий абсолют ўзгаришини характерлайди.

Кўпчилик авторегрессион моделларда барқарорлик шартлари киритилади, яъни $|\delta_1| < 1$. Чексиз лаг (кечкиш) мавжуд бўлганда қуйидаги тенглик бажарилади:

$$\beta = \beta_1 (\delta_1 + \delta_1^2 + \delta_1^3 + \dots) = \frac{\beta_1}{1 - \delta_1}.$$

Барча омилли ўзгарувчилар моделдаги тасодифий хатоликка боғлиқ бўлмаган миқдорлар деган шартдан келиб чиққан ҳолда нормал чизиқли регрессия модели тузилади.

Авторегрессион моделлар ҳолида ушбу шарт бузилади, чунки y_{t-1} ўзгарувчи моделдаги тасодифий хато ε_t га қисман боғлиқ бўлади. Авторегрессион моделдаги номаълум параметрларни энг кичик квадратлар усули билан баҳолаш мумкин эмас, чунки бу y_{t-1} ўзгарувчи олдидаги коэффициентнинг кўзгалувчан баҳо олишига олиб келади.

Авторегрессион тенгламанинг параметрларини баҳолаш учун инструментал ўзгарувчилар (ИВ – *инструментал вариаблес*) усулидан фойдаланилади. Унинг моҳияти қуйидагича.

Тенгламанинг ўнг томонида турган ҳамда энг кичик квадратлар усули шартлари бузилган y_{t-1} ўзгарувчи қуйидаги талабларни қондирувчи янги z ўзгарувчи билан алмаштирилади:

1) ушбу ўзгарувчи y_{t-1} ўзгарувчи билан зич боғланиши лозим, яъни

$$\text{cov}(y_{t-1}, z) \neq 0.$$

2) ушбу ўзгарувчи тасодифий хато ε_t билан боғланмаслиги лозим, яъни

$$\text{cov}(z, \varepsilon) = 0.$$

Кейин регрессия модели янги z инструментал ўзгарувчи билан энг кичик квадратлар усули ёрдамида баҳоланади.

Регрессия коэффициенти қуйидагича баҳоланади:

$$\tilde{\beta}_{IV} = (Z^T Y)^{-1} Z^T Y.$$

Қуйидаги авторегрессия модели учун инструментал ўзгарувчилар усулини қўллашга доир мисолни қараб чиқамиз:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \delta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Ушбу моделдаги y_t ўзгарувчи x_t ўзгарувчига боғлиқ, бундан шундай хулоса қилиш мумкинки, y_{t-1} ўзгарувчи x_{t-1} ўзгарувчига боғлиқ экан. Ушбу боғлиқликни оддий жуфт регрессия модели орқали ифодалаймиз:

$$y_{t-1} = k_0 + k_1 x_{t-1} + u_t,$$

бу ерда k_0, k_1 - регрессиянинг номаълум коэффициентлари;

u_t - регрессия тенгламасининг тасодифий хатоси.

$k_0 + k_1 x_{t-1}$ ифодани z_{t-1} ўзгарувчи орқали ифодалаймиз. У ҳолда y_{t-1} учун регрессия қуйидагича ёзилади:

$$y_{t-1} = z_{t-1} + u_t.$$

Янги z_{t-1} ўзгарувчи инструментал ўзгарувчиларга қўйиладиган хусусиятларни қаноатлантиради: яъни у y_{t-1} ўзгарувчи билан зич боғланган, яъни $\text{cov}(z_{t-1}, y_{t-1}) \neq 0$ ва дастлабки авторегрессион моделдаги тасодифий хатолик ε_t билан боғланмаган, яъни $\text{cov}(\varepsilon_t, z_{t-1}) = 0$.

Авторегрессиянинг дастлабки модели қуйидагича ёзилиши мумкин:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \delta_1 (k_0 + k_1 x_{t-1} + u_t) + \varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \delta_1 z_{t-1} + v_t,$$

бу ерда $v_t = \delta_1 u_t + \varepsilon_t$.

Ўзгартирилган моделдаги номаълум параметрларнинг баҳолари оддий энг кичик квадратлар усули ёрдамида топилади. Улар дастлабки авторегрессион моделдаги номаълум коэффициентларнинг баҳолари ҳисобланади.

9.3. Тақсимланган лагли моделларнинг характеристикаси

Тақсимланган лагли модел – бу динамик эконометрик модел бўлиб, ўз ичига омилли ўзгарувчиларнинг жорий ва лагли (кечиккан) қийматларини олади. Тақсимланган лагли моделга мисол бўлиб, қуйидаги ҳисобланади:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \dots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t.$$

Тақсимланган лагли моделлар омили ўзгарувчи x нинг ўзгариши натижавий ўзгарувчи x га таъсирини, яъни t вақт моментиди x нинг ўзгариши y ўзгарувчининг қийматиға кейинги L вақт моментлари давомида таъсир кўрсатишини аниқлашга имкон беради.

Регрессиянинг β_1 параметри қисқа муддатли мультипликатор деб аталади. У x омилнинг лагли қийматлари таъсирини ҳисобга олмасдан, t вақтнинг конкрет моментиди x_t омилнинг ўз ўлчамида бир бирликка ўзгариши натижасида y_t ўзгарувчининг ўртача абсолют ўзгаришини кўрсатади.

Регрессиянинг β_2 параметри $t-1$ вақт моментиди x_t омилнинг ўз ўлчамида бир бирликка ўзгариши натижасида y_t ўзгарувчининг ўртача абсолют ўзгаришини характерлайди.

$(\beta_1 + \beta_2)$ параметрлар йиғиндиси оралиқ мультипликатор дейилади. У $t+1$ вақт моментиди x_t ўзгарувчининг y ўзгарувчига умумий таъсирини ифодалайди, яъни x ўзгарувчининг t вақт моментиди бир бирликка ўзгариши y ўзгарувчининг t вақт моментиди β_1 бирликка ўзгаришиға ва $t+1$ вақт моментиди y ўзгарувчининг β_2 бирликка ўзгаришиға олиб келишини ифодалайди.

$\beta = \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_L$ параметрлар йиғиндиси узоқ муддатли мультипликатор деб аталади. У t вақт моментиди x ўзгарувчининг ўз ўлчамида бир бирликка ўзгариши таъсирида $(t+L)$ вақт моментиди y ўзгарувчининг умумий ўзгаришини характерлайди.

Ўртача лаг деб, t вақт моментиди x ўзгарувчининг ўзгариши таъсирида y натижавий ўзгарувчининг ўзгариши амалға ошадиган ўртача даврга айтилади:

$$\bar{L} = \sum_{i=0}^L i \cdot \frac{\beta_i}{\beta}$$

Агар ўртача лаг қиймати унчалик катта бўлмаса, y ҳолда y натижавий ўзгарувчи x ўзгарувчининг ўзгаришиға тез жавоб беради. Агар ўртача лаг қиймати катта бўлса, y ҳолда x омили ўзгарувчи y натижавий ўзгарувчига секин таъсир қилади.

Медиана лаги – бу шундай вақт оралиғики, бунда x омилнинг ўзгариши бошланиши вақтидан унинг умумий таъсирининг ярими y натижавий ўзгарувчига таъсир кўрсатади.

Тақсимланган лагли моделлардаги номаълум коэффициентларини баҳолаш қуйидаги сабабларга кўра энг кичик квадратлар усулини қўллашга имкон бермайди:

1) нормал чизикли регрессион моделнинг биринчи шарти бузилади, чунки омилли ўзгарувчининг жорий ва лагли қийматлари бир-бири билан кучли боғланган;

2) L лагнинг катта қийматида регрессия модели тузиладиган кузатувлар сони камаяди ва таъсир этувчи омиллар $(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$ сони ортади, бу эса ўз навбатида моделдаги озодлик даражалари сонининг йўқолишига олиб келади;

3) бундай моделларда қолдиқлар автокорреляцияси муаммоси пайдо бўлади.

Ушбу сабаблар регрессия коэффициентлари баҳоларининг беқарорлигига олиб келади, яъни модел спецификациясини ўзгариши билан унинг параметрлари анча ўзгариб, аниқлик ва самарадорликни йўқотади.

Амалиётда тақсимланган лагли моделлар параметрлари махсус усуллар ёрдамида баҳоланади, хусусан Алмон усули ва Койк усули ёрдамида.

Вақтли лаг структурасини аниқлашдаги асосий қийинчилик – бу β_i параметрлар баҳоларини аниқлаш ҳисобланади.

9.4. Алмон усули

Алмон усули ёки Алмон лаглари L лагнинг пировард қиймати ва лагнинг полиномиал структурага эга бўлган тақсимланган лагли моделларни ифодалаш учун фойдаланилади.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \dots + \beta_L x_{t-L} + \varepsilon_t \quad (9.1)$$

Лаг структураси лаг миқдоридан келиб чиқиб омилли ўзгарувчилар параметрлари боғлиқлиги графиги ёрдамида аниқланади.

Алмон усулининг моҳияти қуйидагилардан иборат:

1) таъсир этувчи омиллар олдидаги β_i коэффициентларнинг i лаг қийматидан боғлиқлиги қуйидаги полиномиал функцияларда аппроксимацияланади:

а) биринчи даражали $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i$;

б) иккинчи даражали $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i + c_2 \cdot i^2$;

в) учинчи даражали $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i + c_2 \cdot i^2 + c_3 \cdot i^3$;

г) ёки умумий ҳолда P даражали: $\beta_i = c_0 + c_1 \cdot i + c_2 \cdot i^2 + \dots + c_p \cdot i^p$.

Алмон кўп ҳолларда бевосита β_i коэффициентлардан кўра $c_i, i = \overline{0, P}$ коэффициентларни баҳолаш осон эканлигини исботлади. β_i коэффициентларни баҳолашнинг ушбу усули полиномиал аппроксимация дейилади;

2) (1) моделдаги ҳар бир коэффициентни қуйидагича ифодалаш мумкин:

$$\beta_1 = c_0;$$

$$\beta_2 = c_0 + c_1 + \dots + c_p;$$

$$\beta_3 = c_0 + 2c_1 + 4c_2 + \dots + 2^p c_p;$$

$$\beta_4 = c_0 + 3c_1 + 9c_2 + \dots + 3^p c_p;$$

$$\beta_5 = c_0 + Lc_1 + L^2c_2 + \dots + L^p c_p;$$

β_i коэффициентлар учун олинган нисбатларни (8.1) моделга қўямиз

$$\begin{aligned} y_t = & \beta_0 + c_0 x_t + (c_0 + c_1 + \dots + c_p) \cdot x_{t-1} + \\ & + (c_0 + 2c_1 + 4c_2 + \dots + 2^p c_p) \cdot x_{t-2} + \\ & + \dots + (c_0 + Lc_1 + L^2c_2 + L^p c_p) \cdot x_{t-L} + \varepsilon_t; \end{aligned}$$

3) олинган натижага қўшилувчиларнинг қайта гуруҳлаш усулини қўллаймиз:

$$\begin{aligned}
y_t = & \beta_0 + c_0 x_t + (x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + \dots + x_{t-L}) + \\
& + c_1 \cdot (x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3} + \dots + Lx_{t-L}) + \\
& + c_2 \cdot (x_{t-1} + 4x_{t-2} + 9x_{t-3} + \dots + L^2 x_{t-L}) + \dots + \\
& + c_p \cdot (x_{t-1} + 2^p x_{t-2} + 3^p x_{t-3} + \dots + L^p x_{t-L}) + \varepsilon_t.
\end{aligned}$$

$c_i, i = \overline{0, P}$ коэффициентларидан кейин қавсларда турган йиғиндиларни янги ўзгарувчилар сифатида белгилаймиз:

$$z_0 = x_1 + x_{t-1} + x_{t-2} + \dots + x_{t-L} = \sum_{i=0}^L x_{t-i};$$

$$z_1 = x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3} + \dots + Lx_{t-L} = \sum_{i=0}^L i \cdot x_{t-i};$$

$$z_2 = x_{t-1} + 4x_{t-2} + 9x_{t-3} + \dots + L^2 x_{t-L} = \sum_{i=0}^L i^2 \cdot x_{t-i};$$

$$z_p = x_{t-1} + 2^p x_{t-2} + 3^p x_{t-3} + \dots + L^p x_{t-L} = \sum_{i=0}^L i^p \cdot x_{t-i}.$$

Янги ўзгарувчиларни ҳисобга олганда модел қуйидаги кўринишга эга:

$$y_t = \beta_0 + c_0 z_0 + c_1 z_1 + \dots + c_p z_p + \varepsilon_t; \quad (9.2)$$

4) янги (8.2) моделдаги коэффициентларни оддий энг кичик квадратлар усули билан аниқлаймиз. $c_i, i = \overline{0, P}$ коэффициентларининг олинган баҳолари асосида биринчи қадамда олинган нисбатлардан фойдаланиб, дастлабки (9.1) моделдаги $\beta_i, (i = \overline{1, L})$ параметрлар баҳоларини топамиз.

Алмон усулининг камчиликлари:

1) максимал вақт лаги L қиймати олдиндан аниқ бўлиши керак, лекин бу амалиётда ҳар доим ҳам учрамайди.

L лагнинг қийматини аниқлашнинг битта усулларидадан бўлиб, боғланиш зичлиги кўрсаткичини, масалан натижавий ўзгарувчи y ва $x: r(y, x_{t-1}), r(y, x_{t-2})$ ва ҳоказо таъсир этувчи омилнинг лагли қиймати ўртасида чизикли жуфт корреляция коэффициентларини тузиш ҳисобланади. Агар боғланиш зичлиги кўрсаткичи аҳамиятли бўлса, у ҳолда ушбу ўзгарувчини тақсимланган лагли моделга киритиш керак. Максимал аҳамиятли боғланиш зичлиги

кўрсаткичининг тартиби L лагнинг максимал қиймати сифатида қабул қилинади;

2) P полиномнинг тартиби номаълум. Полиномиал функцияни танлашда одатда амалиётда иккинчи даражали полиномдан юқори тартибдагиларидан фойдаланилмайди деган фарздан келиб чиқилади. Полиномнинг танланган даражаси эса лаг структурасидаги экстремумлар сонидан биттага кам бўлиши керак.

3) агар таъсир этувчи омиллар ўртасида зич боғланиш мавжуд бўлса, у ҳолда x дастлабки омилларнинг комбинацияси сифатида аниқланадиган янги ўзгарувчилар z ($i = \overline{0, L}$) ҳам ўзаро боғланган бўлади. Регрессиянинг ўзгартирилган (9.2) моделида мультколлинеарлик муаммоси тўлиқ бартараф этилмаган. Шунга қарамасдан z_i янги ўзгарувчилар мультколлинеарлиги (9.1) дастлабки моделдаги параметрлар β_i , ($i = \overline{1, L}$) баҳоларидан анча паст бўлади.

Алмон усулининг афзалликлари:

1) ўзгартирилган (9.2) регрессион моделдаги ($P=2,3$) ўзгарувчиларнинг унча кўп миқдорда бўлмаган ҳолда ва озодлик даражалари сонини кўпроқ йўқотишга олиб келмаслигини ҳисобга олиб, Алмон усули ёрдамида (9.1) кўринишдаги исталган узунликдаги тақсимланган лагли моделни тузиш мумкин, яъни максимал лаг L етарлича катта бўлиши мумкин;

2) Алмон усули универсал бўлиб, ундан турли структурали лагларни характерловчи жараёнларни моделлаштиришда фойдаланиш мумкин.

9.5. Койк усули

Койк усулининг (Койк бўйича ўзгартириш) моҳияти қуйидагича. Агар (9.1) регрессия t вақт моменти учун ўринли бўлса, у ҳолда $t-1$ вақт моменти учун ҳам ўринли бўлади.

$$y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_1 \cdot \lambda \cdot x_{t-2} + \beta_1 \cdot \lambda^2 \cdot x_{t-3} + \beta_1 \cdot \lambda^3 \cdot x_{t-4} + \dots + \varepsilon_{t-1}.$$

Ушбу тенгламанинг икки томонини λ га кўпайтирамиз ва уларни (9.1) тенгламадан айирамиз:

$$y_t - \lambda \cdot y_{t-1} = \beta_0 \cdot (1 - \lambda) + \beta_1 x_t + \varepsilon_t - \lambda \cdot \varepsilon_{t-1}.$$

ёки

$$y_t = \beta_0 \cdot (1 - \lambda) + \beta_1 x_t + \lambda \cdot y_{t-1} + v_t,$$

бу ерда $v_t = \varepsilon_t - \lambda \cdot \varepsilon_{t-1}$.

Ушбу модел авторегрессия модели ҳисобланади.

Моделнинг олинган шакли унинг қисқа муддатли ва узоқ муддатли хусусиятларини таҳлил қилишга имкон беради.

Қисқа муддатли даврда (жорий даврда) y_{t-1} қиймати ўзгармас деб қаралади, x ўзгарувчининг y ўзгарувчига таъсирини β_1 коэффиценти характерлайди.

Узоқ муддатли даврда (тенгламанинг тасодифий компонентасини ҳисобга олмаганда) агар x_t қандайдир \bar{x} мувозанат қийматга интилса, у ҳолда y_t ва y_{t-1} ўзининг мувозанат қийматига интилади, у эса қуйидагича аниқланади:

$$\bar{y} = \beta_0 \cdot (1 - \lambda) + \beta_1 \bar{x} + \lambda \cdot \bar{y},$$

бунда эса қуйидаги келиб чиқади:

$$\bar{y} = \beta_0 + \frac{\beta_1}{1 - \lambda} \cdot \bar{x},$$

x ўзгарувчининг y ўзгарувчига узоқ муддатли таъсири қуйидаги коэффицент билан аниқланади, яъни:

$$\frac{\beta_1}{1 - \lambda}.$$

Агар параметр $\lambda \in [0; +1]$ бўлса, у ҳолда y β_1 қийматидан ошиб кетади, яъни узоқ муддатли таъсир қисқа муддатли таъсирдан кучлироқ бўлади. Қойкнинг ўзгартирувчи модели амалиётда қулай ҳисобланади, чунки β_0, β_1 ва λ параметрларининг баҳоларини жуфт регрессия моделининг энг кичик квадратлар усулида баҳолаш орқали олиш мумкин. Энг кичик квадратлар

усулида олинган ушбу баҳолар кўзгалувчан ва мос келмайдиган бўлади, чунки нормал чизиқли регрессион моделнинг биринчи шarti бузилади (боғлиқ ўзгарувчи y қисман ε_{t-1} га боғлиқ бўлади ва шунинг учун тасодифий хатоларнинг биттаси ($\lambda \cdot \varepsilon_{t-1}$) билан боғланган бўлади).

Назорат учун саволлар

1. Вақтли қаторларни қандай усуллар билан текислаш мумкин?
2. Динамик эконометрик моделларнинг умумий характеристикалари?
3. Авторегрессия модели ва унинг параметрларини баҳолашни тушунтириб беринг?
4. Таклиф ва бошқа бозор иқтисодиёт қонунлари намоён бўлишини ўрганишда регрессион таҳлил усулларидадан фойдаланиш тартибини мисолларда тушунтириб беринг.
5. Тақсимланган лагли моделларнинг аниқ бир мисолда тушунтириб беринг.
6. Алмон усулига изоҳ беринг.
7. Қойк усулига изоҳ беринг.

10-МАВЗУ. ТЕНГЛАМАЛАР ТИЗИМИ КЎРИНИШИДАГИ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛ

10.1.Бир-бирига боғлиқ тенгламалар тизимини тушунчалари ва турлари.

10.2.Эконометрик тенгламлар тизими параметрларини ҳисоблаш услубиёти.

10.3.Эконометрик тенгламалар тизимини индентификациялаш муаммолари.

Таянч иборалар: эндоген ўзгарувчи, экзоген ўзгарувчи, боғлиқ бўлмаган тенгламалар, рекурсив тенгламалар тизими, ўзаро боғлиқ тенгламалар тизими,иденцификациялаш муаммолари.

10.1. Бир-бирига боғлиқ тенгламалар тизимини тушунчалари ва турлари

Мураккаб иқтисодий жараёнлар бир-бирига боғлиқ (бир вақтнинг ўзида) тенгламалар тизими ёрдамида тасвирланади.

Эконометрикада қўлланиладиган бир неча турдаги тенглама тизимлари мавжуд:

– *боғлиқ бўлмаган тенгламалар тизими*, бунда ҳар бир боғлиқ бўлган ўзгарувчи убоғлиқ бўлмаган бир хил тўпلام ўзгарувчилар x_i ларнинг функцияси сифатида кўриб чиқилади:

$$y_1 = a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1m}x_m + \varepsilon_1$$

$$y_2 = a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2m}x_m + \varepsilon_2$$

.....

$$y_n = a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \dots + a_{nm}x_m + \varepsilon_n$$

Бундай тизимни яратиш ва унинг параметрларини топиш учун ҳар бир тенгламага қўлланиладиган энг кичик квадратлар усули билан фойдаланилади;

–*рекурсив тенгламалар тизими*, бунда бир тенгламанинг боғлиқ бўлган ўзгарувчи убошқа тенгламада хомил сифатида намоён бўлади

$$\begin{aligned}
 y_1 &= a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1m}x_m + \varepsilon_1 \\
 y_2 &= b_{21}y_1 + a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2m}x_m + \varepsilon_2 \\
 y_3 &= b_{31}y_1 + b_{32}y_2 + a_{31}x_1 + a_{32}x_2 + \dots + a_{3m}x_m + \varepsilon_3 \\
 &\dots\dots\dots \\
 y_n &= b_{n1}y_1 + b_{n2}y_2 + \dots + b_{n,n-1}y_{n-1} + a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \dots + a_{nm}x_m + \varepsilon_n
 \end{aligned}$$

Бундай тизимни яратиш ва унинг параметрларини топиш учун энг кичик квадратлар усули қўлланилади, ҳар бир тенглама учун алоҳида кетма-кет қўлланилади;

–*ўзаро боғлиқ (қўшма) тенгламалар тизими*, бунда бир хил боғлиқ бўлган ўзгарувчилар баъзи тенгламаларда чап томонга, бошқаларда эса ўнг томонга киради

$$\begin{aligned}
 y_1 &= b_{12}y_2 + b_{13}y_3 + \dots + b_{1n}y_n + a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1m}x_m + \varepsilon_1 \\
 y_2 &= b_{21}y_1 + b_{23}y_3 + \dots + b_{2n}y_n + a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2m}x_m + \varepsilon_2 \\
 &\dots\dots\dots \\
 y_n &= b_{n1}y_1 + b_{n3}y_3 + \dots + b_{n,n-1}y_{n-1} + a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \dots + a_{nm}x_m + \varepsilon_n
 \end{aligned}$$

Бундай тенгламалар тизими моделнинг таркибий шакли деб аталади. Таркибий модел ўзгарувчиларнинг баъзи коэффицентлари нолга тенг бўлиши мумкин, бу ҳолат мазкур ўзгарувчиларнинг тенгламада мавжуд бўлмаслигини билдиради. Масалан, нарх ва иш ҳақи динамикаси модели таркибий шакли кўринишида ёритилиши мумкин:

$$\begin{aligned}
 y_1 &= b_{12}y_2 + a_{11}x_1 + \varepsilon_1 \\
 y_2 &= b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + \varepsilon_2
 \end{aligned}$$

бунда y_1 –иш ҳақи ўзгариши темпи;

y_2 – нархлар ўзгариши темпи;

x_1 – ишсизлар фоизи;

x_2 – доимий капитал ўзгариши темпи;

x_3 – хом ашё импорти нархларининг ўзгариш темпи.

Иккита тенгламадан ташкил топган мазкур тизим иккита боғлиқ эндоген (y_1, y_2) ва учта боғлиқ бўлмаган экзоген (x_1, x_2, x_3) ўзгарувчилардан иборат. Биринчи тенгламада x_2 ва x_3 ўзгарувчилари мавжуд эмас. Бу коэффициентлар $a_{12} = 0$ ва $a_{13} = 0$ эканлигини билдиради.

Бундай тизимларни қуриш ва уларнинг параметрларини топиш учун билвосита ва икки босқичли энг кичик квадратлар усули қўлланилади.

Идентификация қилинадиган тенгламаларни ечиш учун билвосита энг кичик квадратлар усули қўлланади ва икки босқичли энг кичик квадратлар усули ортиқча идентификация қилинадиган тенгламаларни ечиш учун ишлатилади.

Билвосита энг кичик квадратлар усули қуйидагилардан иборат:

1) моделнинг қисқартирилган шакли тузилади ва ҳар бир тенглама учун параметрларининг сон қийматлари оддий энг кичик квадратлар усули ёрдамида алоҳида аниқланади;

2) алгебраик ҳисоб-китоблар ёрдамида қисқартирилган шаклидан моделнинг таркибий шакли тенгламаларига ўтади ва шу билан таркибий параметрларнинг сонини олади.

Билвосита энг кичик квадратлар усули қуйидагилардан иборат:

1) моделнинг қисқартирилган шакли тузилади ва ҳар бир тенглама учун параметрларининг сон қийматлари оддий энг кичик квадратлар усули ёрдамида алоҳида аниқланади;

2) таркибий тенгламанинг ўнг томонидаги эндоген ўзгарувчилар аниқланади (уларнинг параметрлари икки босқичли энг кичик квадратлар усули билан белгиланади) ва дастлабки босқичда моделни қисқартирилган шаклига мос келадиган тенгламадан ҳисобланган қийматлари аниқланади;

иккита эндоген ва иккита экзоген кўрсаткичлардан иборат бўлган қуйидаги идентификатсияланадиган модел мисолида кўриб чиқамиз:

$$y_1 = b_{12}y_2 + a_{11}x_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + \varepsilon_2$$

Моделни тузиш учун 1-жадвалда келтирилган маълумотлар билан фойдаланамиз.

1 -жадвал

Ҳақиқий маълумотлар

N	y_1	y_2	x_1	x_2
1	33,0	37,1	3	11
2	45,9	49,3	7	16
3	42,2	41,6	7	9
4	51,4	45,9	10	9
5	49,0	37,4	10	1
6	49,3	52,3	8	16
Жами	270,8	263,6	45	62
Ўртача қиймат	45,133	43,930	7,500	10,333

Таркибий моделни қисқартирилган шаклига тубдан ўзгартирамиз:

$$y_1 = d_{11}x_1 + d_{12}x_2 + u_1$$

$$y_2 = d_{21}x_1 + d_{22}x_2 + u_2$$

u_1 ва u_2 – тасодифий ҳатолар.

Ҳар бир қисқартирилган шаклдаги тенгламаси учун d коэффицентларини ҳисоблашда ЭКК усули қўлланилиши мумкин.

Ҳисоблашни осонлаштириш учун ўртача даражалардан $y = y - \bar{y}$ ва $x = x - \bar{x}$ (\bar{y} , \bar{x} – ўртачалар) четланишлар билан фойдаланса бўлади. Тубдан ўзгартирилган 1-жадвалдаги маълумотлар 2-жадвалга тортилган. Бу ерда d_{ik} коэффицентларни аниқлаш учун керакли оралик ҳисоботлар келтирилган.

Биринчи келтирилган тенгламанинг d_{ik} коэффициентларини аниқлаш учун қуйидаги нормал тенгламалар тизими билан фойдаланиш мумкин:

$$\sum y_1 x_1 = d_{11} \sum x_1^2 + d_{12} \sum x_1 x_2$$

$$\sum y_1 x_2 = d_{11} \sum x_1 x_2 + d_{12} \sum x_2^2$$

2-жадвалда ҳисобланган қийматларни юқоридаги тенгламага суммани ўрнига қўйиб чиқиб, қуйидагини оламиз:

$$83,102 = 33,5d_{11} - 29,001d_{12}$$

$$-20,667 = -29,001d_{11} + 155,334d_{12}$$

Юқоридаги тенгламаларнинг ечилиши натижасида $d_{11} = 2,822$ ва $d_{12} = 0,394$ тенг.

2 -жадвал

Қисқартирилган модел шаклини тузиш учун маълумотлар

N	y_1	y_2	x_1	x_2	$y_1 \cdot x_1$	x_1^2	$x_1 \cdot x_2$	$y_1 \cdot x_2$	$y_2 \cdot x_1$	$y_2 \cdot x_2$	x_2^2
1	-12,133	-6,784	-4,500	0,667	54,599	20,250	-3,002	-8,093	30,528	-4,525	0,445
2	0,767	5,329	-0,500	5,667	-0,383	0,250	-2,834	4,347	-2,664	30,198	32,115
3	-2,933	-2,308	-0,500	-1,333	1,467	0,250	0,667	3,910	1,154	3,077	1,777
4	6,267	1,969	2,500	-1,333	15,668	6,250	-3,333	-8,354	4,922	-2,625	1,777
5	3,867	-6,541	2,500	-9,333	9,667	6,250	-23,333	-36,091	-16,353	61,048	87,105
6	4,167	8,337	0,500	5,667	2,084	0,250	2,834	23,614	4,168	47,244	32,115
Жами	0,002	0,001	0,000	0,002	83,102	33,500	-29,001	-20,667	21,755	134,417	155,334

Қисқартирилган биринчи тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_1 = 2,822x_1 + 0,394x_2 + u_1$$

Иккинчи қисқартирилган тенгламанинг d_{2k} коэффициентларини аниқлаш учун қуйидаги нормал тенгламалар тизими билан фойдаланишимиз мумкин:

$$\sum y_2 x_1 = d_{21} \sum x_1^2 + d_{22} \sum x_1 x_2$$

$$\sum y_2 x_2 = d_{21} \sum x_1 x_2 + d_{22} \sum x_2^2$$

2–жадвалда ҳисобланган қийматларни юқоридаги тенгламага суммани ўрнига қўйиб чиқиб, қуйидагини оламиз:

$$21,755 = 33,5d_{21} - 29,001d_{22}$$

$$134,417 = -29,001d_{21} + 155,334d_{22}$$

Юқоридаги тенгламаларнинг ечиш натижасида қуйидагиларни оламиз $d_{21} = 1,668$ ва $d_{22} = 1,177$.

Қисқартирилган шаклнинг иккинчи тенграмаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_2 = 1,668x_1 + 1,177x_2 + u_2$$

Қисқартирилган шаклдан таркибли шаклга ўтиш учун қисқартирилган модел шаклнинг иккинчи тенграмасидан x_2 ни топамиз:

$$x_2 = (y_2 - 1,668x_1) / 1,177$$

Бу ифодани қисқартирилган моделнинг биринчи тенграмасига қўйиб чиқиб, таркибли тенграмани топамиз:

$$\begin{aligned} y_1 &= 2,822x_1 + \frac{0,394(y_2 - 1,668x_1)}{1,177} = 2,822x_1 + 0,335y_2 - 0,558x_1 = \\ &= 0,335y_2 + 2,264x_1 \end{aligned}$$

Шундай қилиб $b_{12} = 0,335$ ва $a_{11} = 2,264$.

Қисқартирилган модел шаклнинг биринчи тенграмасидан x_1 ни топамиз:

$$x_1 = (y_1 - 0,394x_2) / 2,822$$

Бу ифодани қисқартирилган моделнинг иккинчи тенграмасига қўйиб чиқиб, таркибли тенграмани топамиз:

$$\begin{aligned} y_2 &= 1,177x_2 + \frac{1,668(y_1 - 0,394x_2)}{2,822} = 1,177x_2 + 0,591y_1 - 0,233x_2 = \\ &= 0,591y_1 + 0,944x_2 \end{aligned}$$

Шундай қилиб $b_{21} = 0,591$ ва $a_{22} = 0,944$.

Таркибли шаклнинг озод ҳадларини қуйидаги тенгламалардан топамиз:

$$a_{01} = \bar{y}_1 - b_{12}\bar{y}_2 - a_{11}\bar{x}_1 = 45,133 - 0,335 \cdot 43,93 - 2,264 \cdot 7,5 = 13,436$$

$$a_{02} = \bar{y}_2 - b_{21}\bar{y}_1 - a_{22}\bar{x}_2 = 43,93 - 0,591 \cdot 45,133 - 0,944 \cdot 10,333 = 7,502$$

Сўнгги таркибли моделнинг кўриниши оламиз:

$$y_1 = a_{01} + b_{12}y_2 + a_{11}x_1 + \varepsilon_1 = 13,436 + 0,335y_2 + 2,264x_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = a_{02} + b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + \varepsilon_2 = 7,502 + 0,591y_1 + 0,944x_2 + \varepsilon_2$$

10.3. Эконометрик тенгламалар тизимини идентификациялаш муаммолари

Моделнинг қисқартирилган шаклидан таркибий шаклига ўтишда тадқиқотчи идентификация қилиш муаммосига дуч келади. Идентификация – моделнинг қисқартирилган ва таркибий шакллари ўртасидаги ёзишмаларнинг ўзига хослиги. Таркибий ва қисқартирилган шаклларнинг параметрларини ўзаро мослигини таъминлаш учун идентификация шarti бажарилиши керак.

Моделнинг таркибий шакли уч турга бўлиниши мумкин:

идентификацияланмайдиган;

идентификацияланмайдиган;

ўта идентификацияланмайдиган.

Моделнинг таркибий шакли идентификацияланмайдиган бўлиши учун, тизимнинг ҳар бир тенгламаси идентификацияланмайдиган бўлиши керак. Бу ҳолатда моделнинг таркибий шакли параметрлари сони қисқартирилган шакли параметрларига тенг бўлади.

Агар моделнинг таркибий шаклининг бирорта тенгламаси идентификацияланмайдиган бўлса, бунда бутун модель идентификацияланмайдиган бўлиб ҳисобланади. Бундай ҳолатда қисқартирилган шаклнинг коэффицентлари сони таркибий шакли коэффицентлари сонига нисбатан кам.

Агар қисқартирилган коэффицентлар сони таркибий коэффицентларига нисбатан кўп бўлса, модель ўтаидентификацияланмайдиган деб ҳисобланади. Бунда қисқартирилган модел шаклининг коэффицентлари асосида бирор таркибий коэффицентининг икки ва ундан кўп қийматини топиш мумкин. Ўта

идентификацияланадиган моделда битта бўлса ҳам тенглама ўта идентификацияланадиган, бошқалари эса идентификацияланадигандир.

Агар, таркибий моделининг i -тенгламасида эндоген ўзгарувчилар сонини **Норқали** ва тизимда мавжуд бўлган, лекин ушбу тенгламага кирмайдиган олдиндан белгиланган ўзгарувчиларни **Дорқали** белгиласак, моделнинг идентификация шarti қуйидаги ҳисоб қоидаси кўринишида ёзилиши мумкин:

Агар $D+1 < H$ тенглама идентификацияланмайди;

Агар $D+1 = H$ тенглама идентификацияланади;

Агар $D+1 > H$ тенглама ўтаидентификацияланади.

Идентификация учун мазкур қоида керакли, аммо етарли шарт эмас. Келтирилган қоидадан ташқари, тенглама идентификациясини аниқлаш учун кўшимча шартлар бажарилиши лозим.

Кўриб чиқилаётган тенгламада мавжуд бўлмаган, лекин тизимга кирган эндоген ва экзоген ўзгарувчиларни тизимда таъкидлаб чиқамиз. Бошқа тенгламаларда ўзгарувчилар коэффициентларидан матричасини тузамиз. Агар ўзгарувчи тенгламанинг чап томонида жойлашган бўлса, бунда коэффициентни тесқари белги билан олиш керак. Агар олинган матричасини детерминанти нолга тенг бўлмаса ва даражаси бир кам тизимда эндоген ўзгарувчилар сонидан кам бўлмаса, бунда мазкур тенглама учун идентификациянинг етарли шarti бажарилган.

Буни қуйидаги таркибли модел мисолида тушунтириб берамиз:

$$y_1 = b_{12}y_2 + b_{13}y_3 + a_{11}x_1 + a_{12}x_2$$

$$y_2 = b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + a_{23}x_3 + a_{24}x_4$$

$$y_3 = b_{31}y_1 + b_{32}y_2 + a_{31}x_1 + a_{32}x_2$$

Ҳар бир тизимнинг тенгламасини керакли ва етарли идентификация шarti бажарилишига текшириб чиқамиз. Биринчи тенгламада учта эндоген ўзгарувчилар: y_1, y_2, y_3 ($H=3$) мавжуд. Унда экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 ($D=2$) қатнашмаяпти. Керакли идентификация шarti бажарилган $D+1 = H$ Керакли

шартга текшириш учун x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матричасини тузамиз (3-жадвал). Жадвалнинг биринчи устунида экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 коэффициентлари тизимининг 2 ва 3 тенгламалиридан олинган деб кўрсатилган. Иккинчи тенгламада мазкур ўзгарувчилар мавжуд бўлиб, уларнинг коэффициентлари a_{23} ва a_{24} ларга мос равишда тенг. Учинчи тенгламада юқоридаги ўзгарувчилар қатнашмайди, яъни уларнинг коэффициентлари нолга тенг. Матричасининг иккинчи сатри нолдан иборат бўлгани учун, матрицанинг детерминанти ҳам нолга тенг. Демак, етарли шарти бажарилмаган ва биринчи тенгламани идентификацияланадиган деб ҳисоблаб бўлмайди.

3-жадвал

x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан тузилган матрица.

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффициентлари	Ўзгарувчилар	
	x_3	x_4
2	a_{23}	a_{24}
3	0	0

Иккинчи тенгламада иккита эндоген ўзгарувчилар: y_1 ва y_2 ($H=2$) мавжуд.

Бунда экзоген ўзгарувчи x_1 ($D=1$) қатнашмаяпти. Керакли идентификация шарти бажарилган $D+1 = H$.

Керакли шартга текшириш учун иккинчи тенгламада мавжуд бўлмаган y_3 ва x_1 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матричасини тузамиз (4 -жадвал).

y_3 ва x_1 ўзгарувчилар коэффициентларидан тузилган матрица.

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффициентлари	Ўзгарувчилар	
	y_3	x_1
1	b_{13}	a_{11}
3	-1	a_{31}

Тенгламанинг чап томонида жойлашган учинчи тенгламада y_3 ўзгарувчи учун коэффициенти -1 тенг. Ҳақиқатда, учинчи тенгламани қуйидаги кўринишда ёзишимиз мумкин

$$0 = b_{31}y_1 + b_{32}y_2 - 1 \cdot y_3 + a_{31}x_1 + a_{32}x_2$$

Бунда $b_{33} = -1$ тенглама аниқ шаклланмоқда.

Умумий ҳолда таркибий модел ўзгарувчиларнинг коэффициентлар матрицаси кўринишида ифодаланиши мумкин. Бу ҳолатда иккинчи тенглама қуйидаги вектор билан белгиланиши мумкин $(b_{31}, b_{32}, -1, a_{31}, a_{32}, 0, 0)$, ҳамда бутун бир вақтли тенгламалар тизими қуйидаги матрица билан ифодаланади:

$$\begin{pmatrix} -1 & b_{12} & b_{13} & a_{11} & a_{12} & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ 1 & 1 & -1 & a_{31} & a_{32} & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

2-жадвалда матрицанинг детерминанти нолга тенг эмас ва даражаси 2га тенг. Демак, етарли шarti бажарилган ва иккинчи тенглама идентификацияланадиган.

Учинчи тенгламада учта эндоген ўзгарувчилар: y_1, y_2, y_3 ($H = 3$) мавжуд. Бунда экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 ($D = 2$) қатнашмайди. Керакли идентификация шarti бажарилган ($D + 1 = H$).

Керакли шартга текшириш учун учинчи тенгламада мавжуд бўлмаган x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матрицасини тузамиз (5-жадвал). Жадвалга биноан матрицанинг детерминанти нолга тенг (биринчи

сатри нолдан иборат). Демак, етарли шарти бажарилмаган ва учинчи тенгламани идентификацияланадиган деб ҳисоблаб бўлмайди.

5-жадвал

x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан тузилган матрица

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффициентлари	Ўзгарувчилар	
	x_3	x_4
1	0	0
2	a_{23}	a_{24}

Эконометрик моделларда айрим ҳолларда (масалан, $y_3 = y_1 + y_2 + x_1$ кўринишида) ўзгарувчиларнинг коэффициентларини баҳолашни талаб қилинмайди ва тенгламани идентификациялашга текшириш керак эмас, лекин бутун тизимни идентификацияга текширишда мазкур тенгламалар қатнашади. Айрим ҳолатларда моделда қатнашадиган озод ва қолдиқ ҳадлар ($a_{01}, a_{02}, a_{03}, \dots, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots$) идентификациялаш муаммосига таъсир этмайди.

Назорат учун саволлар

1. Қайси ҳолларда бир вақтли эконометрик моделлар тузилади ва бунинг сабаби нимада?
2. Бир вақтли тенгламалар тизимини ечишда қандай усуллардан фойдаланилади?
3. Нима учун эконометрик моделлар тенгламалар тизими кўринишида ифодаланади?
4. Тенгламалар тизимини идентификациялашда қандай муаммолар мавжуд?
5. Тенгламалар тизимида эндоген ўзгарувчилар қандай танланади?
6. Экзоген ўзгарувчилар нима ва улар эконометрик моделда қандай аҳамиятга эга?
7. Тенгламалар тизимида лагли ўзгарувчилар қандай ҳисобга олинади?
8. Бир вақтли тенгламалар тизимининг иқтисодий аҳамияти нимадан иборат?

11-МАВЗУ. АМАЛИЙ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

11.1. Иқтисодий ўсиш жараёнини ишлаб чиқариш функциялари ёрдамида тадқиқ этиш.

11.2. Ишлаб чиқариш функцияларининг характеристикалари.

11.3. Талаб ва таклифнинг эконометрик моделлари.

11.4. Макроиқтисодий эконометрик моделларнинг турлари ва уларни иқтисодий таҳлилда қўлланилиши.

Таянч иборалар: иқтисодий ўсиш, ишлаб чиқариш функциялари, Кобба-Дуглас функцияси, талаб ва таклифнинг моделлари, Солоу функцияси

11.1. Иқтисодий ўсиш жараёнини ишлаб чиқариш функциялари ёрдамида тадқиқ этиш

Ишлаб чиқариш жараёни кузатилаётганда кўриш мумкинки маҳсулот ишлаб чиқаришда хом-ашё, иш кучи, техника воситалари, электр энергияси, асосий фондлар ва бошқа ресурслар бевосита қатнашади ва маҳсулот ҳажмига таъсир этади. Ишлаб чиқарилган маҳсулот билан унга сарфланган ресурслар орасидаги боғланишни ишлаб чиқариш функцияси орқали кўрсатиш мумкин. Умумий ҳолда ишлаб чиқариш функцияси қуйидаги кўринишда ифодаланади:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_m)$$

бу ерда y - ишлаб чиқарилган маҳсулот миқдори; x_i – ресурслар сарфи.

Иқтисодий жараёнларни моделлаштиришда асосий босқич – бу функция ва омиллар ўртасидаги алоқа шакллари танлашдир. Бунга ёки текширмай мантикий фикрларга асосланиб ёки амалий тажриба, экспериментлар асосида эришилади.

Боғлиқликлар тўпламидан иқтисодий жараёни характерига мувофиқроқ келадиган ишлаб чиқариш функциясини танлашга моделлаштирилаётган

объектнинг технологик, физик-биологик ва агротехник характеристикаларини ўрганиш асосида эришилади.

Функция ва далиллар ўртасидаги боғлиқларни топиш аввал мазкур иқтисодий жараёнга мувофиқ келадиган эмпирик формулани топишдан иборат бўлади. Эмпирик формула алоқа характерининг яқинлаштирилган маъносини (қимматини) англатади, демак, танлаб олинган ишлаб чиқариш функцияси далиллар билан ўрганилаётган алоқа қонунини нисбатангина ифодалайди, бу эса назарий ишлаб чиқариш функциясига ўтиш лозимлигини кўрсатади.

Эмпирик боғлиқликдан назарий функцияга ўтиш энг кичик квадратлар усули ёрдамида амалга оширилади. Унинг моҳияти шундай параметрларни топишдан иборатдирки, унда функциянинг ҳисобланган қийматлари билан унинг ҳақиқий қийматлари ўртасидаги фарқ квадратлари йиғиндиси энг минимал бўлиб, қуйидагича ифодаланади:

$$F(x) = \sum (y - \hat{y}_x)^2 \rightarrow \min$$

Регрессия тенгламаси тўғри танланган бўлса, боғлиқликнинг назарий формаси ўрганилаётган алоқа қонуниятларини жуда аниқ акс эттиради.

Ишлаб чиқариш функциялари математик тасвирлаш типига кўра чизиқли, даражали, параболик, кўрсаткичли ва ҳоказо бўлиши мумкин. Бу функцияларнинг баъзиларини кўриб чиқамиз.

1. Чизиқли функция:

$$y = k_0 + k_1 x_1$$

Бу функция бир жинсли бўлиб, омил-далилларнинг доимий лимитли самаралилиги билан характерлидир. Умуман иқтисодийёт учун чизиқсиз алоқа ҳам характерли бўлиб, маълум доиралардагина чизиқли кўринишга келтирилади.

2. Даражали функция:

$$y = ax^b,$$

бу ерда y – ишлаб чиқарилган маҳсулот;

x – ишлаб чиқариш ресурслари сарфи;

b – ишлаб чиқариш самарадорлигининг ўзгариш кўрсаткичи;

a – эркин параметр.

Мазкур функция кўшимча маҳсулотнинг кўшимча харажат бирлигига нисбатан доим ўсиб ёки камайиб боришини назарда тутаяди, бироқ у кўшимча маҳсулотнинг айна бир вақтда камайиши ва ўсиб боришига йўл қўймайди. Буни функциянинг биринчи тартибли ҳосиласида кўриш мумкин:

$$y' = bax^{b-1}.$$

3) Кобба-Дуглас типдаги даражали функция энг кўп тарқалган ва универсал функция ҳисобланади. У қуйидагича кўринишда бўлади:

$$y = a \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i},$$

бу ерда y – натижавий кўрсаткич;

x_i – эркин ўзгарувчи миқдор;

a, α_i – ўзгармас миқдорлар;

\prod – кўпайтириш оператори.

Бу функция параметрлари бир вақтни ичида эластиклик коэффициентларига тенг. Эластиклик коэффициентларининг иқтисодий мазмуни шундан иборатки, улар мустақил ўзгарувчилар (x) бир фоизга ўзгарганда самарали (натижали) кўрсаткич (y) қандай ўзгаришини кўрсатади. Даражали функцияни харажатлар ўртача бўлганда ресурсларнинг унумдорлиги тадқиқотчини қизиқтирган вақтда қўлланиш назарда тутилади. Унинг формаси маҳсулот чиқаришда маълум ресурслар - меҳнат, ишлаб чиқариш фонди ва табиий ресурсларнинг иштирокини шарт қилиб қўювчи хусусиятларни акс эттиради. Бу мазкур функциянинг хилма-хил иқтисодий жараёнларни баён қилишда универсал қўлланилишини белгилайди.

11.2. Ишлаб чиқариш функцияларининг характеристикалари

Ишлаб чиқариш функцияларини иқтисодий ва математик жиҳатдан ўрганиш функциянинг мазмуни ва шаклига боғлиқ бир қатор кўрсаткичларни олиш ва таҳлил қиланадиган ва ўрганилаётган боғлиқликнинг характери тўғрисида хулосалар учун кенг имкониятларни тақдим этиш имконини беради. Ишлаб чиқариш функциясини ўрганишда айрим ишлаб чиқариш омилларининг самарадорлигини баҳолаш, бир хил омилларнинг бошқа омиллар ўрнини босиши, техника тараққиёти каби муаммолар пайдо бўлади.

Ушбу кўрсаткичларни биринчи навбатда энг кўп тарқалган функцияларидан бири – Кобба-Дуглас функция мисолида кўриб чиқамиз.

Тасаввур қилайлик, ишлаб чиқарилган маҳсулот қийматининг икки муҳим омилга боғлиқлигини ўрганамиз: меҳнатнинг сарфлари ва ишлаб чиқариш фондларининг умумий ҳажми. Боғланиш шаклининг ишлаб чиқариш функцияси ёрдамида текширилади:

$$y = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2} \quad (11.1)$$

бу ерда y, x_1, x_2 – ўзгарувчилар, y – ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажми, x_1 – меҳнат сарфлари, x_2 – ишлаб чиқариш фондларининг ҳажми (одатда y ва x_1 қиймат бирликларида ўлчов қилинади, x_2 соат ёки ўртача йиллик ишчилар сониди). Миқдорлар a_0, a_1, a_2 – бу ишлаб чиқариш функциянинг параметрлари (ўзгармас миқдорлар, константалар), уларнинг қиймати корреляция усули ёрдамида статистик маълумотлар асосида аниқланади. Шунини таъкидлаш лозимки, иқтисодий мазмунига кўра a_1 ва a_2 регрессия коэффициентлари нолдан биргача интервал ичида жойлашган, яъни $0 < a_i < 1, i = 1, 2$.

Математик шакли бўйича (9.1) тенглама – бу даражали функция. Ушбу тенгламани логарифмасини олиб, чизикли кўринишига ўтишимиз мумкин:

$$\log y = \log a_0 + a_1 \log x_1 + a_2 \log x_2 \quad (11.2)$$

Биринчидан, ишлаб чиқариш функция асосида (11.1) ишлаб чиқарилган маҳсулотнинг қийматининг жами меҳнат харажатларига нисбати сифатида меҳнат унумдорлигини кўрсаткичини аниқлаймиз:

$$\frac{y}{x_1} = a_0 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2} \quad (11.3)$$

Юқоридаги тенглама меҳнатнинг ўртача самарадорлигини, ишлаб чиқарилган вақт бирлигига ўртача ишлаб чиқариш ҳажмини кўрсатади. a_1 коэффиценти нолдан ва бирдан кам бўлгани учун тенгламанинг ўнг томонидаги x_1 учун $(a_1 - 1)$ даражаси салбий қиймат ҳисобланади. Натижада, ишчи кучининг ўсиши (қиймат x_1) билан, меҳнатнинг ўртача унумдорлиги пасаяди.

Тенглама (11.3) га кўра, меҳнат харажатлари ўсиши билан, бошқа ресурслар ўзгармаган шароитида, жумладан ишлаб чиқариш фондлар x_2 ўзгармаган ҳолда, меҳнат унумдорлиги камаяди. (11.3) да кўрсатилганидек, ишлаб чиқариш фондларининг ўсиши, меҳнат унумдорлигини оширишга олиб келади.

Ишлаб чиқариш функцияларини таҳлил қилишда ўртача кўрсаткичларга қўшимча равишда чегара қийматлари ҳам муҳим рол ўйнайди. Шундай қилиб, чекли меҳнат унумдорлиги қўшимча маҳсулот бирлигига сарфланадиган қўшимча меҳнат бирликларини кўрсатади. Чекли меҳнат унумдорлиги учун тенгламаси ишлаб чиқарилган маҳсулотнинг меҳнат харажатлари бўйича махсус ҳосиласи ҳисобланади:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = a_0 a_1 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2} \quad (11.4)$$

(11.4) дан келиб чиқадики, чекли меҳнат унумдорлиги, шунингдек ўртача меҳнат унумдорлиги, меҳнат харажатлари умумий миқдори x_1 ва фойдаланиладиган ишлаб чиқариш фондлари x_2 га боғлиқ. Ўзгармас фондлар шароитида меҳнат харажатларнинг ўсиши билан чекли меҳнатнинг

унумдорлиги камаяди. Фондлар ҳажмининг ошиши билан чекли меҳнатнинг унумдорлиги ошади.

(11.3) ва (11.4) тенгламаларни солиштириб, қуйидагини оламиз:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = a_1 \frac{y}{x_1} \quad (11.5)$$

Қўшимча харажатлар бирликлари бўйича ишлаб чиқаришнинг мутлақ ўсиши ҳисобига тенг бўлган ҳолда, меҳнат ресурсларида нисбатан юқори ўсиш суръати бўйича ишлаб чиқариш ҳажмининг нисбий ўсишини тавсифловчи кўрсаткични аниқлаш жуда қизиқ бўлади. Бунинг учун чекли меҳнат унумдорлигини y маҳсулот миқдорига бўлиб ва меҳнат харажатлари x_1 га кўпайтириш зарур. (11.5) дан қуйидаги ифодани оламиз:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} \cdot \frac{x_1}{y} = a_1 \quad (11.6)$$

Олинган кўрсаткич меҳнат харажатлари бўйича маҳсулот ишлаб чиқаришнинг эластиклиги деб аталади. Бу меҳнат харажатларининг 1% ошиши билан маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажмининг қанчалик ортиб бораётганлигини кўрсатади. Биз кўриб турганимиздек, абсолют чекли ишлаб чиқариш унумдорлигига нисбатан нисбий чекли унумдорлиги ресурсларнинг ҳажмидан боғлиқ эмас ва уларнинг ҳар қандай комбинацияси учун меҳнат харажатларининг 1% га ошиши ишлаб чиқаришни a_1 % ошишига келтиради.

Шунга ўхшаш кўрсаткичлар (11.1) функциянинг иккинчи омилга – ишлаб чиқариш фондларига нисбатан ҳисобланиши мумкин. Амалдаги фойдаланилган фондлар бирлиги учун маҳсулот ҳажмини фондлар қайтими деб номлашади ва биринчи навбатда ўртача фондлар қайтимини (11.1) тенгламадан аниқлаймиз:

$$\frac{y}{x_2} = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2-1} \quad (11.7)$$

Тенглама шуни кўрсатадики, ўртача фондлар қайтими ҳар доим меҳнат ресурслари (ўзгармас фондлар билан) ортиши билан ортади ва фондлар ўсиши билан (ўзгармаган меҳнат ресурслари билан) камаяди.

Чекли фондлар қайтими кўрсаткичи фондлар ҳажми бўйича ишлаб чиқарилган маҳсулотнинг махсус ҳосила сифатида аниқланади:

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} = a_0 a_2 x_1^{a_1} x_2^{a_2-1} \quad (11.8)$$

Чекли фондлар қайтими ўртача қийматидан фақат a_2 дан фарқ қилади. Ижобий a_2 коэффиценти бирдан кам бўлганлиги сабабли ишлаб чиқариш функциясидаги чекли фондлар қайтими ўртача қийматидан ҳар доим кам.

Нисбий чекли фондлар қайтими ёки ишлаб чиқариш фондларнинг ҳажми бўйича маҳсулотнинг ишлаб чиқариш эластиклиги қуйидагича ифодаланади:

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} \cdot \frac{x_2}{y} = a_2 \quad (11.9)$$

Масалан, меҳнат харажатлари билан боғлиқ ҳолда, фондлар бўйича ишлаб чиқаришнинг эластиклиги - a_2 регрессия коэффицентиغا тенг бўлган доимий қиймат.

Ишлаб чиқариш функцияси маълум бир ишлаб чиқариш миқдори ва бошқа ресурсларнинг қийматини аниқлаш учун ресурслардан бирига эҳтиёжни ҳисоблаш имконини беради. (11.1) тенгламасидан келиб чиққан ҳолда, меҳнат ресурсларига бўлган эҳтиёж:

$$x_1 = \left(\frac{y}{a_0 x_2^{a_2}} \right)^{\frac{1}{a_1}}$$

Худди шундай, маълум ҳажмдаги белгиланган маҳсулот ва меҳнат ресурслари учун фондларга бўлган эҳтиёж аниқланади.

Шу пайитгача ҳар бирининг ресурслардан бири билан кўрсаткичлар кўриб чиқилди. Ишлаб чиқариш функцияси муносабатлар, алмаштириш, ресурсларнинг ўзаро таъсири масалаларини ўрганиш имконини беради.

x_2 ни x_1 га нисбатини ҳисоблаб, фондлар сифими каби муҳим иқтисодий кўрсаткични аниқласа бўлади. Бир маънода ўзаро таъсир қилувчи ресурслар

бир бирини алмаштириши мумкин. Бу шуни англатадики, ишлаб чиқариш ҳажми ўзгармаслиги учун, бир ресурс бирлигини маълум бир бошқа ресурс билан алмаштирилиши мумкин. Ишлаб чиқариш функцияси асосида ресурсларни алмаштиришнинг чекли нормаси ҳисоблаш мумкин. Шундай қилиб, меҳнат харажатларини ишлаб чиқариш фондлари билан алмаштириш чекли нормаси (11.1) функция учун:

$$\frac{\partial x_2}{\partial x_1} = - \frac{a_1 x_2}{a_2 x_1} \quad (11.10)$$

Минус белгиси юқори ифодасида, ўзгармас ишлаб чиқариш учун бир ресурс ортиши бошқа ресурсларнинг камайишига мос келади деган маънони англатади.

Кўриб турганингиздек, ресурсларни алмаштиришнинг чекли нормаси нафақат a_1 ва a_2 параметрларига, балки ресурсларнинг нисбатларига ҳам боғлиқ. Фондлар сифими қанчалик юқори бўлса, ишлаб чиқариш фондлари билан жонли меҳнатни алмаштириш нормаси юқорироқ бўлади.

Ишлаб чиқариш функциясининг муҳим характеристикаси ҳам ишлаб чиқаришнинг харажатлар бўйича эластиклик коэффициентларининг суммаси

$$A = a_1 + a_2$$

Ишлаб чиқариш масштабини кенгайтириш билан, $A = a_1 + a_2$ қийматига қараб, натижаларнинг учта вариантыни олиш мумкин.

Агар $A = 1$ бўлса, ишлаб чиқариш сарфини k мартага кўпайтириш, ишлаб чиқилган маҳсулотлар миқдорларининг ҳам k марта кўпайишига сабаб бўлади, демак, иқтисодий ўсишнинг ҳам шунча мартага ўсишига олиб келади.

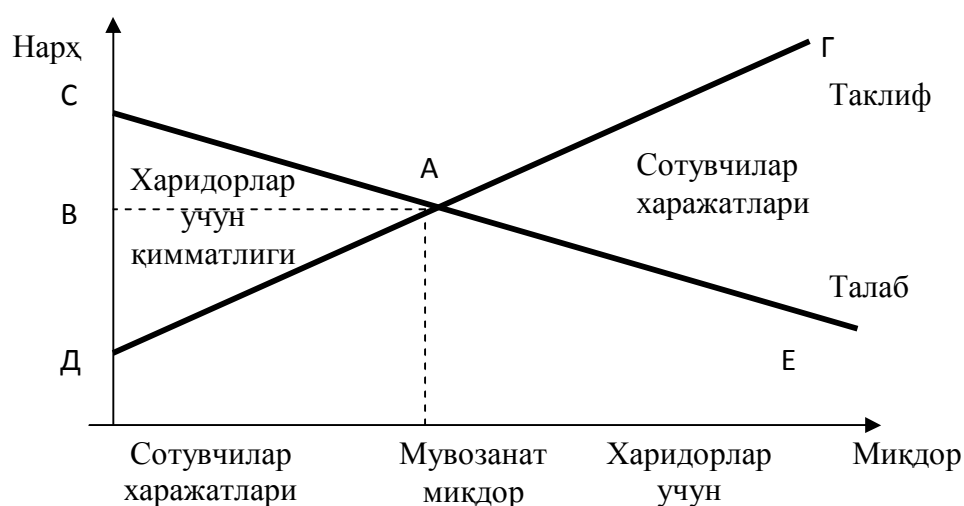
Агар $A > 1$ бўлса, ишлаб чиқариш сарфининг k мартага кўпайиши ишлаб чиқилган маҳсулот миқдорининг k мартадан кўпроқ кўпайишига сабаб бўлади, иқтисодий ўсишнинг k мартадан ортиқроқ кўпайишига олиб келади.

Агар $A < 1$ бўлиши ишлаб чиқариш сарфининг k мартага кўпайтириш ишлаб чиқилган маҳсулотнинг k марта кўпайишини таъминлайди, демак иқтисодий ўсишнинг k мартадан камроқ миқдорга кўпайишига сабаб бўлади.

11.3. Талаб ва таклифнинг эконометрик моделлари

Бозор мувозанати ҳолатида ресурсларнинг тақсимланиши самаралими ёки йўқми, бунда умумий ютуқ максимал қийматга эришадими деган саволга жавоб ахтариш учун уни таҳлил қиламиз.

Бозор мувозанат ҳолатида бўлганида мувозанат нарх бозорда иштирок этиши мумкин бўлган сотувчи ва харидорларни аниқлаб беради. Бозорда маҳсулотни шундай харидорлар харид қиладилар, агарда улар маҳсулотни унинг бозор нархидан юқори баҳолайдилар (талаб эгри чизиғида СА кесма билан ифодаланган бўлак); маҳсулотни унинг нархидан паст баҳолаган индивидлар (АЕ кесма билан ифодаланган бўлак), уни харид қилишдан бош тортадилар. Худди шунингдек, харажатлари маҳсулот нархидан паст бўлган ишлаб чиқарувчилар (ДА кесма билан ифодаланган) маҳсулотни ишлаб чиқарадилар ва сотадилар; харажатлари бозор нархидан юқори бўлган фирмалар (АГ кесма билан ифодаланган), уни ишлаб чиқариш билан шуғулланишни тўхтатадилар.



Харидор учун маҳсулотнинг қимматлигисотувчининг харажатларидан юқори

Харидор учун маҳсулотнинг қимматлигисотувчининг харажатларидан паст

11.1.-расм.Мувозанат микдорнинг самаралиги

Соф рақобатга асосланган бозорни кузатишларга асосланиб қуйидаги хулосаларни қилиш мумкин:

1. Эркин рақобат бозорлари таклиф қилинаётган маҳсулотларни уларни нарҳидан қимматроқ баҳолайдиган харидорлар ўртасида тақсимлайди (уларни пулини тўлашга тайёрликлари билан аниқланади), қолган потенциал харидорларга нисбатан.

2. Эркин бозорлар ишлаб чиқариш харажатлари паст бўлган етказиб берувчиларнинг маҳсулотларига талабни шакиллантиради.

3. Эркин бозорлар шундай миқдорда маҳсулот ишлаб чиқарадики, улар истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг умумий ютуқларини максималлайди.

Ушбу хулосаларнинг тўғрилигига ишонч ҳосил қилиш учун юқоридаги графикка яна бир назар ташлаймиз.

Талаб чизиғи харидорлар учун маҳсулотнинг қимматлигини ифодалайди, таклиф чизиғи эса – ишлаб чиқарувчиларнинг харажатларини. Мувозанат даражасидан паст бўлган ишлаб чиқариш хажмда харидор учун маҳсулотнинг қимматлиги ишлаб чиқариш харажатларидан ортиқ бўлади. Бу соҳада ишлаб чиқаришнинг ўсиши умумий ютуқни ортишига олиб келади ва бу ортиш ишлаб чиқарилаётган маҳсулотнинг миқдори мувозанат даражасига эришмагунича давом этади. Ишлаб чиқаришнинг мувозанатдан юқори бўлган хажмида маҳсулотнинг қимматлиги харидор учун ишлаб чиқарувчининг харажатларидан пастдир.

Шундай қилиб, мувозанат хажмдан ортиқ маҳсулотни ишлаб чиқариш умумий ютуқни қисқаришига олиб келади.

Эркин бозор фаолияти натижалари ҳақида юқорида қилинган хулосалар шуни кўрсатадики, талаб ва таклифнинг мувозанати истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг ютуқларини йиғиндисини максималлайди.

Бошқача қилиб айтганида, ресурсларнинг самарали аллокацияси бозор мувозанатининг натижасидир. Эркин бозор шароитида шакилланадиган бозор нарҳининг ўзи харидор ва сотувчиларнинг харажатларини иқтисодий

ресурсларни шундай тақсимланишига йўналтирадики, бунинг натижасида умумий ютуқ максималлашади.

Бозор талаби эгри чизиғи. Алохида бир маҳсулотга бўлган бозор талаби, бу шу бозорда иштирок этувчи барча харидорларнинг индивидуал талабларининг йиғиндисидир.

Бозор талабининг асосида индивидуал талаб ётади, ва уни шакилланишига хар бир алохида истеъмолчининг талаблари таъсир ўтказади. Бозорда талаб хажми фақат маҳсулотнинг нарҳидан боғлиқ бўлмайди, шу билан харидорларнинг даромадларидан, уларнинг дид ва афзаллик билдиришлари, кутишлари ва бошқа ўзоро боғлиқ маҳсулотлар нарҳлари, ҳамда харидорлар сонидан ҳам боғлиқ бўлади. Бозор талаби эгри чизиғини ҳосил қилиш учун индивидуал талаблар эгри чизиқларини горизонтал қўшиб чиқиш керак бўлади.

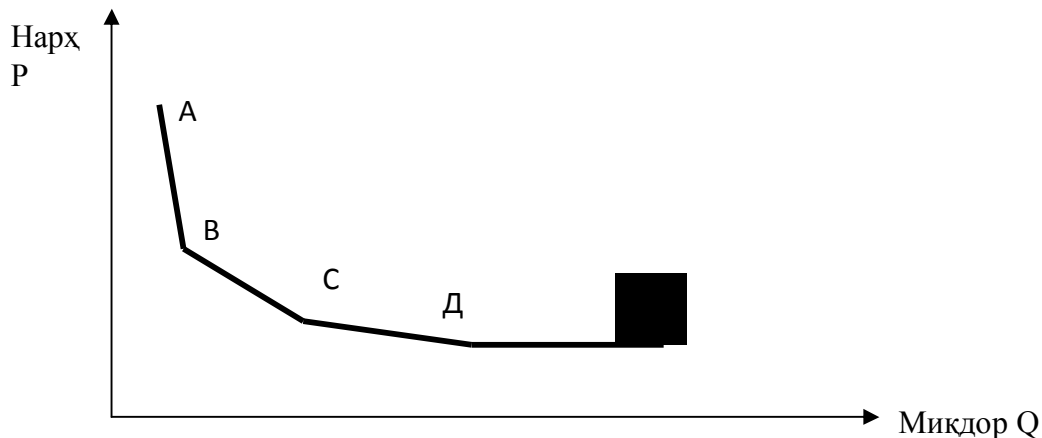
Яъни бозорда бўлиши мумкин бўлган хар бир нарҳ бўйича маҳсулотнинг талаб қилинаётган умумий миқдори аниқланади. Бунинг учун горизонтал ўқи бўйича индивидуал талаб миқдорларни қўшиб чиқилади.

Ҳосил бўлган бозор талаби эгри чизиғини бозор механизимини фаолиятини ўрганишда, корхоналарни жойлаштириш ва ривожлантиришда фойдаланиш мумкин. Бозор талаби эгри чизиғининг кўриниши қуйида келтирилган.

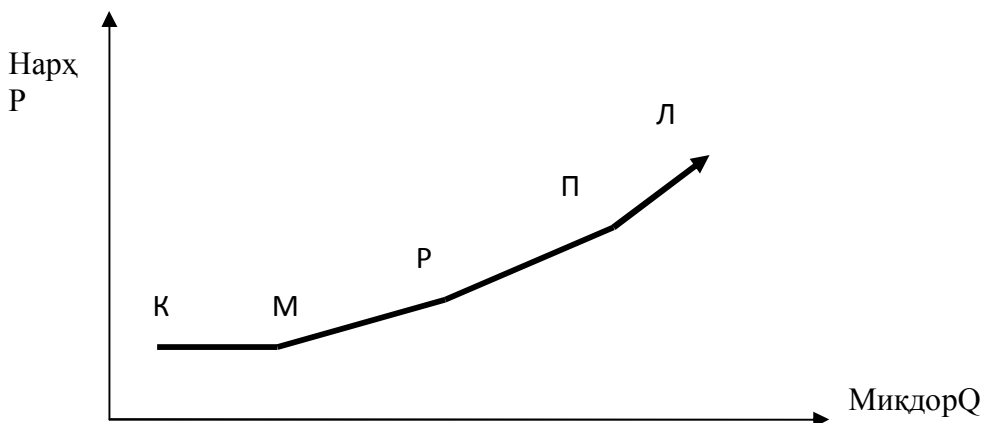
Бозор талаби эгри чизиғи синиқ чизиқлардан ташкил топган бўлиб, бу синиқ чизиқлар хар бир индивидуал харидорнинг талаб чизиғидан иборатдир. Бозорда харидорлар кўп бўлса синиқ чизиқ текис эгри чизиқ кўринишига келади.

Бозор фаолиятининг иккинчи иштирокчилари – ишлаб чиқарувчиларнинг индивидуал таклифларининг умумий йиғиндиси - **бозор таклифи эгри чизиғини** ҳосил қилади. Бозор таклифи хажми алохида сотувчиларнинг таклифини аниқловчи омиллардан боғлиқ бўлади: маҳсулот нарҳи, ишлаб чиқариш ресурсларининг нарҳи, техника даражаси ва кутишлардан ҳамда етказиб берувчиларнинг сонидан. Бозор таклифи эгри чизиғи ҳам синиқ чизиқ кўринишида бўлиб қуйида келтирилади.

Бозор таклифи эгри чизиғи синиқ чизиклардан ташкил топган бўлиб хар бир чиниқ чизик бир ишлаб чиқарувчининг таклиф эгри чизиғидир. Бозор таклифи эгри чизиғини хосил қилиш учун индивидуал таклиф эгри чизиклари горизонтал бўйича қўшилади. Яъни, хар бир нархда умумий таклиф хажмини аниқлаш учун индивидуал таклифни горизонтал ўқи бўйича қўшилади.



11.2.-расм.Бозор талаби эгри чизиғи



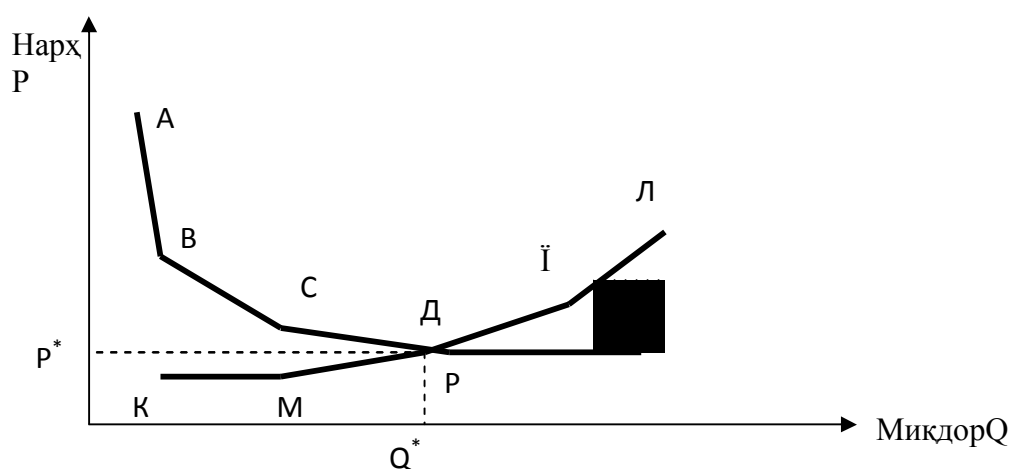
11.3.-расм.Бозор таклифи эгри чизиғи

Бозорда умумий талаб ва умумий таклиф биргаликда намоён бўлгани учун уларнинг графикларини бир координата ўқида ифодалаймиз. Пастки расмда бозор талаби ва бозор таклифи бир нуктада кесишади.

Ушбу расмдаги бозор талаби эгри чизиғидаги АВ, ВС, СД, ДЕ кесмаларнинг хар бири алохида истеъмолчининг индивидуал талаб функцияларидир. Худди шунингдек, бозор таклифи эгри чизиғидаги КМ, МР, РП ва ПЛ кесмалар алохида ишлаб чиқарувчиларнинг индивидуал таклиф функцияларидир.

Шундай қилиб айтиш мумкинки, ҳар бир истеъмолчи ва ишлаб чиқарувчи бозорга ўзларининг барча хусусиятларини акс этдирувчи талаб ва таклиф функциялари билан чиқадилар. Келтирилган моделда бу хусусиятлар фақат маҳсулот нарҳида ўз аксини топган.

Бозорда умумий талаб ва умумий таклиф мувозанатга келишган нуқтада мувозанат нарҳ - P^* ва мувозанат ишлаб чиқариш миқдори - Q^* аниқланади. Бозор иштирокчиларининг ҳар бири ўз талаб ва таклиф функциясига эга бўлганликлари учун бу нарҳда ким қанча маҳсулот ишлаб чиқаради ва ким ундан қанча миқдорда харид қилиши мумкинлигини тезда аниқлаб оладилар.



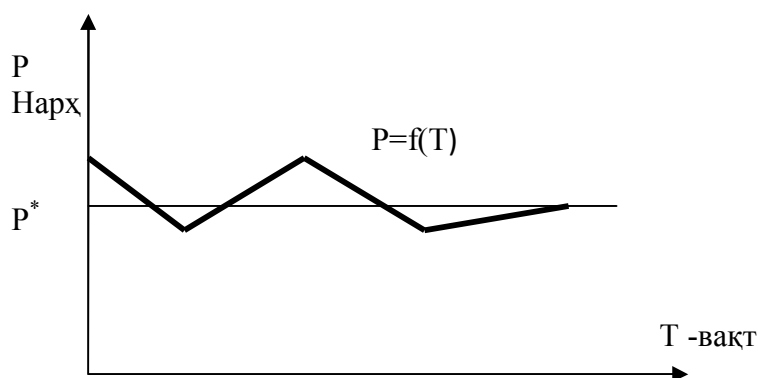
11.4.-расм.Бозор талаби ва бозор таклифи мувозанати

Юқоридаги графикда келтирилган бозор талаби ва бозор таклифи функциялари ёрдамида корхонани жойлаштириш ва ривожлантириш моделини тузиш учун қуйидаги шартлар берилган деб фараз қиламиз: бозорда иштирок этувчи n –истеъмолчининг ҳар бирининг талаб функцияси $q_d^1(P), q_d^2(P), \dots, q_d^n(P)$ берилган бўлсин. Худди шунингдек, бозорда иштирок этувчи m -та ишлаб чиқарувчиларнинг ҳам таклиф функциялари маълум бўлсин: $q_s^1(P), q_s^2(P), \dots, q_s^m(P)$. Улар ёрдамида бозор талаби ва бозор таклифи функцияларини аниқлаймиз.

$$Q_D = q_D^1(P) + q_D^2(P) + \dots + q_D^n(P)$$

$$Q_S = q_S^1(P) + q_S^2(P) + \dots + q_S^m(P)$$

Бозор талаби ва бозор таклифи функцияларининг эгри чизиклари кесишган нуқтада бозорни мувозанатга олиб келувчи талаб ва таклиф миқдори аниқланади. Бозорда маҳсулотнинг бозор нарҳи аниқланганидан сўнг унинг ҳар бир иштирокчиси ўзларининг истеъмол қилиш ва ишлаб чиқариш имкониятларини ўзларининг талаб ва таклиф функциялари ёрдамида аниқлайдилар. Натижада ҳар бир ишлаб чиқарувчи маҳсулот ишлаб чиқаришни режалаштирган корхонасида қанча миқдорда маҳсулот ишлаб чиқарса қандай миқдорда ютуқ-фойда олишини аниқлайди. Бу маълумотлар асосида у қилган харажатлари ва олинadиган натижаларни солиштириб бу соҳада бизнес билан шуғилланиш мумкинми, ёки бу соҳани тарк этиш кераклиги ҳақида муаммони ҳал қилади. Бу модел корхоналарни жорий даврда жойлаштириш масаласини моделлаштиради. Агарда келгуси давр учун корхоналарни ривожлантириш масаласи кўтарилса ушбу бозорда маҳсулот нарҳини ўзгариш динамикасини кузатиш керак бўлади. Бундай масалани ечиш учун корхонани ривожланишини башорат қилинишда кўзда тутилаётган даврлар учун бозорда маҳсулот нарҳининг ўзгаришини аниқлаш керак бўлади.



11.5.-расм.Бозорда маҳсулот нарҳини ва вақт бўйича ўзгариш динамикаси

Шундай қилиб, иқтисодий фаровонлик инструментлари – истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг ютуқлари эркин бозорларни самарадорлигини баҳолаш билан бирга корхоналарнинг жойлашиши ва ривожланишини моделлаштиришда мақсад мезони кўрсаткичлари сифатида ҳам фойдаланиш мумкин. Бунда бозорнинг ҳар бир иштирокчиси фақат ўзи манфатларини,

фаровонлигини кўзлаб иш юритса ҳам, бозор нарҳи шароитни мувозанат ҳолатига олиб келишга ҳаракат қилиб, бозор иштирокчиларининг барчасини манфатларини максималлаштиради.

Бозор самарадорлиги муаммосини ҳал қилишда ва истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг ютуқлари кўрсаткичларидан корхоналарни жойлаштириш ва ривожлантириш моделларида мақсад мезони сифатида фойдаланишда бозорнинг фаолияти билан боғлиқ бир неча тахминлар қилинган эди. Агарда бу тахминлар ўз кучини йўқотса, юқорида қилинган хулосалар шубҳа ўйғотиши мумкин. Буларга қуйидагилар киради:

1. Юқоридаги хулосалар такомиллашган рақобат шароитида фаолият олиб боровчи бозорларга таълуқлидир. Ҳақиқатда эса бозорлардаги рақобат шароити соф рақобатдан жуда ҳам узоқда. Баъзи бир бозорлар бир ёки бир неча сотувчилар ёки харидорлар иборат бўлиб, улар бозор нарҳини назорат, ёки бозор устидан ҳукумронлик қилиш имкониятига эга бўладилар. Бозор устидан ҳукумронлик қилиш имкониятлари самарадорликни пасайишига олиб келиши мумкин, негаки ҳукумронлик қилиш етказиб берувчиларга маҳсулот нарҳи ва ҳажмини талаб ва таклиф мувозанати ҳолатидан узоқроқда бўлган даражада ушлаб туриш имконини беради.

2. Бозор фаолияти натижалари фақат харидор ва сотувчиларнинг хатти-ҳаракатларидан боғлиқ деб тахмин қилинган эди. Аммо ҳақиқатда уларнинг қарорлари фақат бу бозорга эмас, шу билан бошқа бозорга таълуқли субъектларга таъсир қилиши ҳам мумкин. Харидор ва сотувчилар истеъмол қилиш ва ишлаб чиқариш ҳақида қарор қабул қилиб, бошқа бозорлардаги ҳолатларни ҳисобга олмайдилар. Шунинг учун ушбу бозордаги мувозанат ҳолати бошқа бозорлардаги мувозанат ҳолатига тўғри келмаслиги мумкин ва шу билан уларнинг қарорлари бутун жамият учун самарали бўлмаслиги мумкин.

11.4. Макроиктисодий эконометрик моделларнинг турлари ва уларни иктисодий таҳлилда қўлланилиши

Макроиктисодий жараёнлар бутун миллий иқтисодиётнинг барча тармоқларини камраб олади. Макроиктисодий жараёнлар асосан учта катта жараёнларни ўрганади ва тушунтириб беради. Булар:

1. Ишсизлик.
2. Инфляция.
3. Иқтисодий ўсиш.

Ишсизлик - бу мамлакат миқёсида фаол, меҳнатга яроқли аҳолининг иш билан банд бўлмаслиги тушунилади.

Инфляция - мамлакат миқёсида умумий баҳоларнинг ўсишини кўрсатади.

Иқтисодий ўсиш - мамлакат аҳолисига ялпи ички маҳсулотнинг йилдан-йилга кўпроқ ишлаб чиқарилиши тушунилади.

Ушбу учта кўрсаткич макроиктисодий муаммолар ҳисобланади. Иқтисодиётнинг беқарор ривожланиши туфайли юқоридаги муаммолар вужудга келади. Ушбу муаммоларни ҳал қилишнинг бир неча усуллари мавжуд.

Ушбу муаммолар турли хил шароитлар, давлат олиб бораётган иқтисодий сиёсати, фискал ва монетар сиёсат орқали вужудга келиши мумкин.

Миллий иқтисод даражасида шакллантириладиган кенгайтирилган такрор ишлаб чиқариш модели ўсиш суръати ва пропорцияларни аниқлаш учун хизмат қилади. Иқтисодий ўсишнинг бир секторли ва икки секторли моделларини кўриб чиқиш мумкин. Бундай моделларни яратиш учун қуйидаги белгилар қабул қилинади.

$X(t)$ - бир йилда ишлаб чиқарилган миллий даромад;

$Y(t)$ - ноишлаб чиқариш соҳасидаги асосий фондларнинг ўсишига кетган ҳаражатлар ҳамда қўшиладиган миллий даромаднинг истеъмол қилинадиган қисми;

$J(t)$ - асосий ишлаб чиқариш фондларининг ўсишига капитал қўйилмалар;

$S(t)$ - соф ишлаб чиқаришга капитал қўйилмалар меъёри (ҳиссаси).

Бундай иқтисодий мазмунга биноан қуйидаги ифодани ёзиш мумкин:

$$X(t) = Y(t) + J(t)$$

Жамғарма меъёри эса:

$$S(t) = \frac{J(t)}{X(t)}$$

формула бўйича аниқланади.

Жамғарма меъёрини миқдори билан иқтисодий ўсиш суръати ўртасида узвий алоқа мавжуд. Бу боғлиқликни ифодалаш учун $U(t)$ параметри белгиланади. У миллий даромаднинг жорий ўсиши билан асосий ишлаб чиқариш фондларига (яъни, сарфланган капитал самарасининг даражаси) соф капитал қўйилмалар йиғиндиси ўртасидаги нисбати характерлайди:

$$U(t) = \frac{X(t+1) - X(t)}{Y(t)} = \frac{\Delta X(t)}{Y(t)}$$

$$Y(t) = S(t) \cdot X(t)$$

бўлганлиги учун

$$U(t) = \frac{\Delta X(t)}{S(t) \cdot X(t)}; \quad \frac{\Delta X(t)}{X(t)} = S(t) \cdot U(t)$$

эга бўламиз.

Бинобарин, миллий даромаднинг ўсиш суръати сарфланган капитал самарасининг жамғарма иқтисодий ўсиш шаклини ифодалайди. Агар жамғарма меъёри ва капитал қўйилма билан таъминланганлик иқтисодий ўсиш ва ошиш (камайиш) нинг мустақил параметрлари бўлса, жамғариш меъёри бошқа тенг шароитларда миллий даромад ўсиш суръатларининг пропорционал ортиши (камайиши) билан бирга кечади. Сарфланган капитал самарадорлигини доимийлик даражасини қабул қилиб, Харрод-Домарнинг иқтисодий ўсиш моделига эга бўламиз.

$$X(t) = Y(t) + J(t)$$

$$\Delta K(t) = J(t)$$

$$J(t) = S \cdot X(t)$$

$$X(t) = q \cdot K(t)$$

Бунда $K(t)$ иқтисодиётдаги асосий ишлаб чиқариш фондларининг ҳажмини белгилайди. q фондларнинг самарадорлик коэффициентиدير $q=X/K$. Бу моделда «кечиқиш» йўқ бўлганда, иқтисодий ўсишнинг узок муддатли суръати тенгламасини чиқариш мумкин:

$$\lambda = \frac{\Delta X(t)}{X(t)} = q \cdot S$$

Иқтисодий ўсишнинг назарий моделида янги ишлаб чиқариш қувватларини кўриш ва ўзлаштириш маълум вақтни (лагни), яъни L ва K ўртасидаги вақт лаги мавжуд) олиши факти абстраклаштиради.

Пировард хилма-хил нисбатдан дифференциал тенглама орқали узлуксиз ёзиш шаклига ўтамыз.

Бунда меҳнат унумдорлигининг ўсиш суръати

$$q(t) = \frac{X(t)}{L(t)}$$

ва унинг фонд билан таъминланганлигини

$$q(t) = \frac{K(t)}{L(t)}$$

боғловчи ўзаро нисбатга асосланамиз; бу ерда $L(t)$ ижтимоий ишлаб чиқаришда банд бўлган ишчилар сонини ифодалайди. Демак,

$$\frac{q(t)}{q(t)} = F\left(\frac{U(t)}{U(t)}\right).$$

Режали иқтисодиёт шароитида иш билан банд бўлганлар ўсиш суръатининг $L/L=n$ қандайдир барқарор экзоген шакллантирувчи мавжуд деб тахмин қилиш мумкин. Иқтисодий ўсишнинг бир секторли макроиқтисодий модели («Солоу модели») қуйидагича ёзилади:

$$X(t) = Y(t) + U(t) \cdot K(t) = I(t)$$

$$\frac{q'(t)}{q(t)} = F\left(\frac{U'(t)}{U(t)}\right) \quad \frac{L'(t)}{L(t)} = \text{const} = n.$$

Расман юқорида келтирилган модел иқтисодий ривожланишнинг стационар траекториясини беради. Бунда даромаднинг ўсиши жамғариш меъёрига боғлиқ бўлмайди. Жумладан, (F чизиқли функцияси учун) биз қуйидагини оламиз:

$$\frac{X}{Y} = n \cdot \frac{v}{1-\alpha}$$

Шунга кўра стационар траекториядаги ўсиш суръати жамғариш меъёрининг даражасидан қатъий назар иш билан бандликни ўсиши ҳамда α ва v параметрлари (техник тараққиёт суръати) билан аниқланади.

Назорат учун саволлар

1. Ишлаб чиқариш функциясини бошқа моделлардан фарқи?
2. Ишлаб чиқариш функцияларининг турлари?
3. Ишлаб чиқариш функцияларнинг параметрларини хусусиятлари.
4. Ишлаб чиқариш функцияларда илмий-техник тараққиётнинг аҳамияти.
5. Ўсиш турлари.
6. Чегаравий кўрсаткичларнинг хусусиятлари нимадан иборат?
7. Экстенсив ва интенсив ўсишни таъминловчи омиллар?
8. Кобба-Дуглас функциясини асосий хусусиятлари.
9. Ўрнини босиш эластиклиги қандай таҳлил қилинади?
10. Иқтисодий таҳлил курсаткичларидан амалда қандай фойдаланиш мумкин?

12-МАВЗУ. ИҚТИСОДИЙ КЎРСАТКИЧЛАРНИ ПРОГНОЗЛАШДА ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРДАН ФОЙДАЛАНИШ

12.1.Ижтимоий-иқтисодий прогнозлашнинг умумий тушунчалари ва объектлари.

12.2.Прогнозлаш усуллари ва уларнинг турлари.

12.3.Эконометрик тенгламалар тизими ёрдамида прогнозлаш услубиёти.

12.1.Ижтимоий-иқтисодий прогнозлашнинг умумий тушунчалари ва объектлари

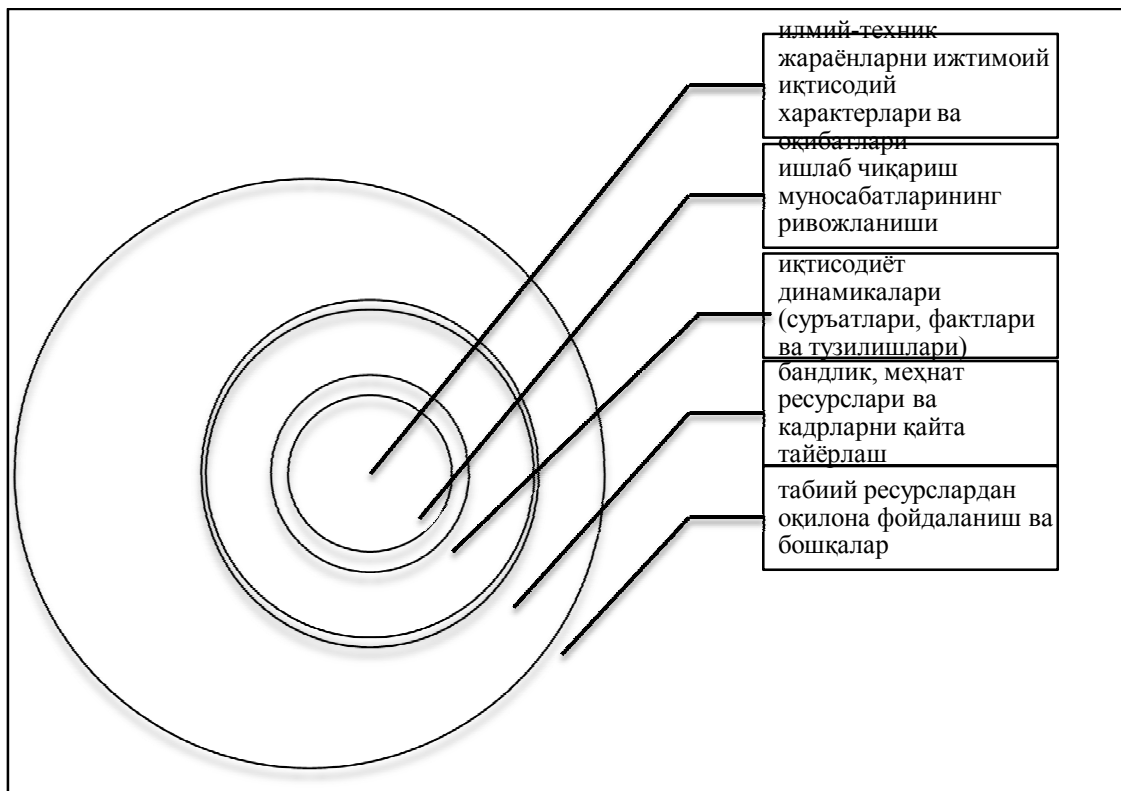
Прогноз - бу эҳтимол йўналишлар, объектлар ва ходисаларнинг ривожланиши натижалари. Прогнозлаш - бу объектни ривожлантириш истикболини белгилаб берадиган махсус илмий тадқиқотлардир.

Прогнозлаш нима бўлиши мумкинлигини кўрсатиб беради; режалаштириш - бўлиши шарт деган маънони билдиради.

Прогнозлаш соҳалари жуда кенг: географик, геологик, экологик, иқтисодий, социал, ташқи-сиёсий, юридик ва ҳ.к.

Иқтисодий прогнозлаш - бу иқтисодий қонунларга илмий ёндошган ҳолда иқтисодий тизимларни прогнозларини тузиш жараёнидир.

Иқтисодий прогнозлаш – бу, иқтисодий жараёнларни билишнинг илмий усуллари ҳамда прогнозлашнинг барча усул ва йўллари йиғиндисини қўллаш орқали иқтисодий прогнозларни ишлаб чиқишидир.



12.1.-расм. Прогнозларнинг турлари¹¹

Иқтисодий прогнозлашнинг назарий муҳим муаммоларидан бири прогнозлар турларининг тузилиши ҳисобланади. Турлар - ҳар хил мезонлар ва белгиларига асосланиб қурилиши мумкин. Масалан, объектларга, прогнозлаш усулларига, ечиладиган масалаларга, вазифаларга ва бошқаларга. Булардан энг муҳимларига қуйидагилар киради:

- прогнозлаш кўлами;
- прогнозлаш муддати;
- объект характери;
- прогноз функциялари (функционал белги).

Тузилиш муддати бўйича прогнозлар оператив, қисқа муддатли, ўрта муддатли, узоқ муддатли турларга бўлинади.

¹¹John E. Hanke, Arthur G. Reitsch, Dean W. Wechern. Business forecasting. Seventh edition. 2010 by Pearson Education, Inc.p. 45

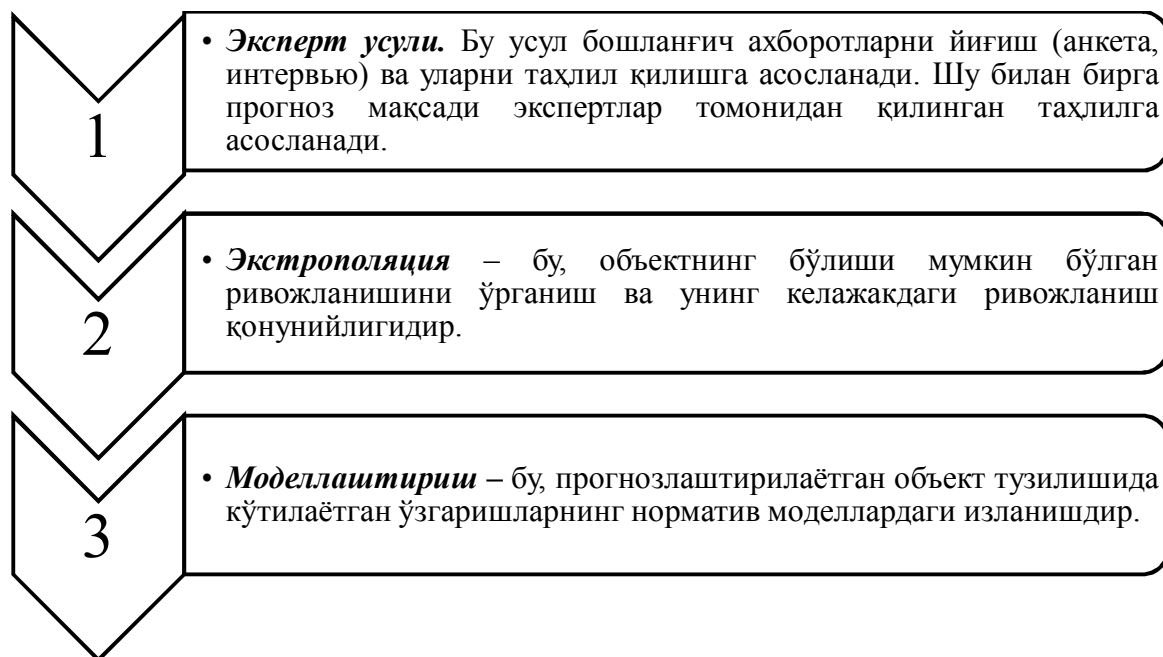
Прогнозларнинг изланилаётган объект характерига кўра бўлинишлари ҳар хил қайта ишлаб чиқариш жараёнлари билан боғлиқ. Шунга кўра, прогнозлаш қуйидагиларга ажратилади.

Прогнозлар функционал белгисига қараб иккига - норматив ва изланувчи прогнозларга бўлинади.

Изланувчи прогнозлар: изланаётган объектларнинг келажакдаги ривожланиш даражасига асосланган бўлиб, бу даражаларни қўллаш шароитларидан чеклашади. Унинг вазифаси ўрганилаётган объект бор тенденциялар сақланган ҳолда қандай ривожланишини ўрганишдир.

Норматив прогнозлар: изланувчи прогнозларидан фарқли ўлароқ олдин қўйилган мақсадлар базасида ишлаб чиқилади. Унинг вазифаси мақсад қилиб олинаётган объектнинг келажакдаги ҳолатини прогнозлаш йўли ва эришиш вақтини аниқлашдир.

Изланувчи прогнозлар объектнинг олдингига нисбатан келажакдаги ҳолатини аниқлашдан қайтаётган бир вақтда, норматив прогноз тесқари тартибда амалга оширилади, яъни келажакдаги ҳолатини қўйилган мақсадининг тенденциялари ва уни қўллаш тартибида амалга оширилади.



Прогнозлар турланиши прогнозлаш йўллари билан узвий боғлиқ. Бир - бирини тўлдирувчи уч хил прогнозлаш усуллари мавжуд.

Усул – бу, ўрганиш йўллари ва усулларини танлаш ҳамда шу тармоқдаги ҳақиқат кўринишларини умумийлаштиришдир. Иқтисодий прогнозлашнинг усули ҳар бир тармоқда бўлганидек изланаётган объектларга қарашли, ўрганилаётган омил ва кўринишлар асосига кириш мумкин бўлган диалектик усулдир. У умумий илмий усуллар ва изланишига ёндашув ҳамда иқтисодий кўринишларни илмий прогнозлашга асосланган ўзига хос усуллар асосида ишлатилади.

Умумий ёндошувлардан қуйидагиларни ажратиш мумкин:

- тарихий ёндашув;
- комплекс ёндашув;
- тизимли ёндашув;
- структуравий ёндашув;
- тизимли-таркибий ёндашув.

Ҳозирги кунда келажакни баҳолашни 2 тури ҳаётга тадбиқ этилган: илмий баҳолаш ва ноилмий кўра билиш. Келажакни илмий баҳолашнинг турлари:

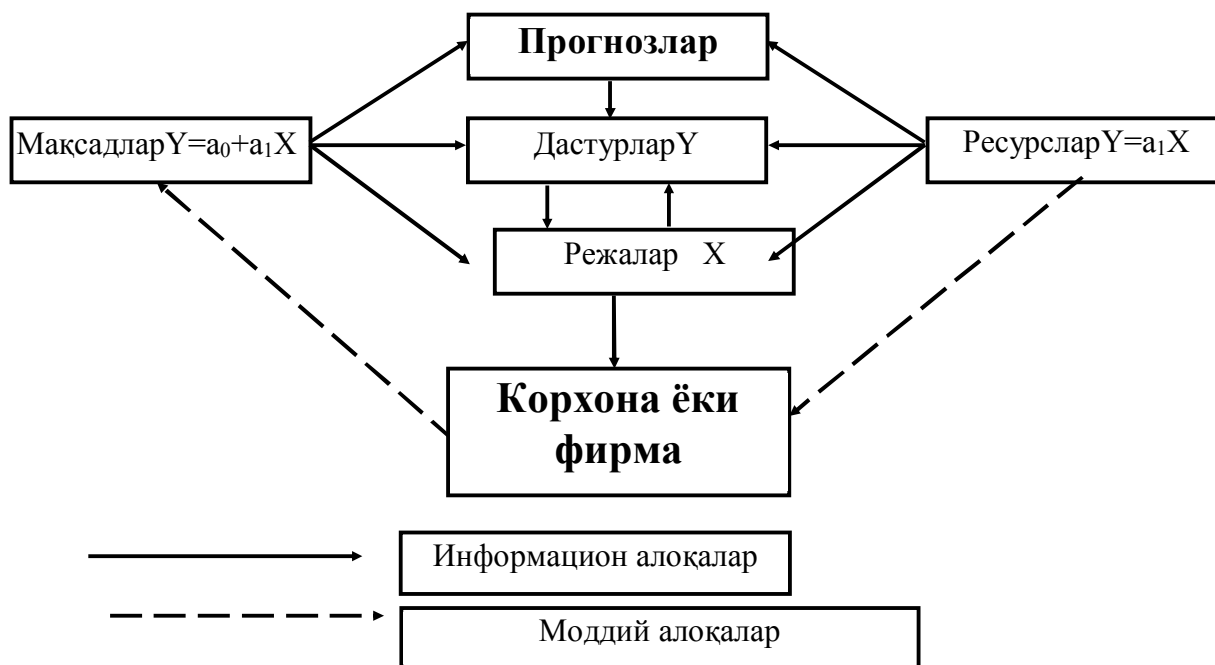
Олдиндан айтиб бериш - бу келгусидаги муаммони ҳал қилишнинг мумкин бўлган ёки исталган истиқболда ҳолатини баён қилишдир. Бошқача қилиб айтганда, олдиндан айтиб бериш - келгусида бўладиган маълум жараёнларнинг ҳолати ҳақидаги ишончли фикрни билдиради.

Олдиндан кўра билиш - тизимни ривожлантиришнинг қонуниятларига асосланган, ҳақиқатни, олдиндан акс эттиришдир. Бу нарса тизимнинг келгусидаги ҳолати ҳақида маълум хулоса чиқариш имконини беради.

Истиқболлаш (прогноз) - бу эҳтимол йўналишлар, объектлар ва ҳодисаларнинг ривожланиши натижалари. Прогнозлаш - бу объектни ривожлантириш истиқболини белгилаб берадиган махсус илмий тадқиқотлардир.

Режалаштириш - бу аниқ белгиланган мақсад, уни амалга оширишнинг йўллари ва тадбирлари, белгиланган хом ашёлар билан ажралиб туради.

Режа - якка ягона, ижроси мажбур бўлган директив ҳужжатдир. Шундай қилиб режалаштириш, прогнозлаш, олдиндан айтиб бериш, олдиндан кўра билиш - келажакни баҳолашнинг ишончлилиқ даражасига қараб бири биридан фарқ қилади.



12.2.-расм. Ишлаб чиқариш ва бошқариш жараёнларининг чизмаси

Аввало иқтисодий тизимни ривожланишини мақсади аниқланади. Қуйидаги мақсадга келажакда бўлиши мумкин ҳолатлари ўрганилиб прогноз қилинади. Энг самарали танланган ривожланиш вариантлари, комплекс дастурларни тузилишига инфор­мацион база сифатида қўлланиб, прогноз қилинган ҳолатга тизим эришиш учун, қандай тадбирлар амалга оширилиши кераклигини дастур кўринишида тўзиб олинади.

Истиқболлаш жараёни объектни таҳли­лидан бошланади. Бу таҳлил объектни танлаш, прогнозлаш мақса­дида, объектга таъсир этувчи омилларни ўрганиш, унинг таркиби, бошқариш усулларни ўрганишдан иборат. Иқтисодий тизим жуда катта ва мураккаб бўлгани учун уни ўрганишда тизимли таҳлил усули қўлланади.

Бу усулни асосий тамойиллари қуйидагича:

1. Мураккаб тизим жуда кўп элементлардан иборат. Бу элементлар бири бири билан боғланган бўлиб, мураккаб структурани ташкил этади.

2. Мураккаб тизим яхлитлик хусусиятига эга. Бундай тизимлар ҳар доим мақсадга интилган бўлади, самарали ҳолатга эришишга ҳаракат қилади.

3. Тизим кириш ва чиқиш йўллари орқали ташқи муҳит билан боғланган.



Фараз қилайлик тизим ҳолатини аниқлайдиган 3 вектор маълум бўлсин.

$$X_t = (X_1, X_2, \dots, X_m)_t \quad S_t = (S_1, S_2, \dots, S_k)_t \quad Y_t = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)_t$$

Тизимни чиқиш ҳолати кириш параметрларива тизимни ички ҳолати билан қуйи дагича боғланган:

$$Y_t = f(X_t, S_t)$$

Бу ёндошув эконометрик моделлаштиришда қўлланилади.

4. Ҳар бир мураккаб тизимни элементларга бўлиш мумкин. Масалан: иқтисодиёт элементлари бу тармоқлар, корхоналар элементлари - бўлимлар ва ҳ.к. Тизимни элементлари иерархия тамойилларига бўйсунди.

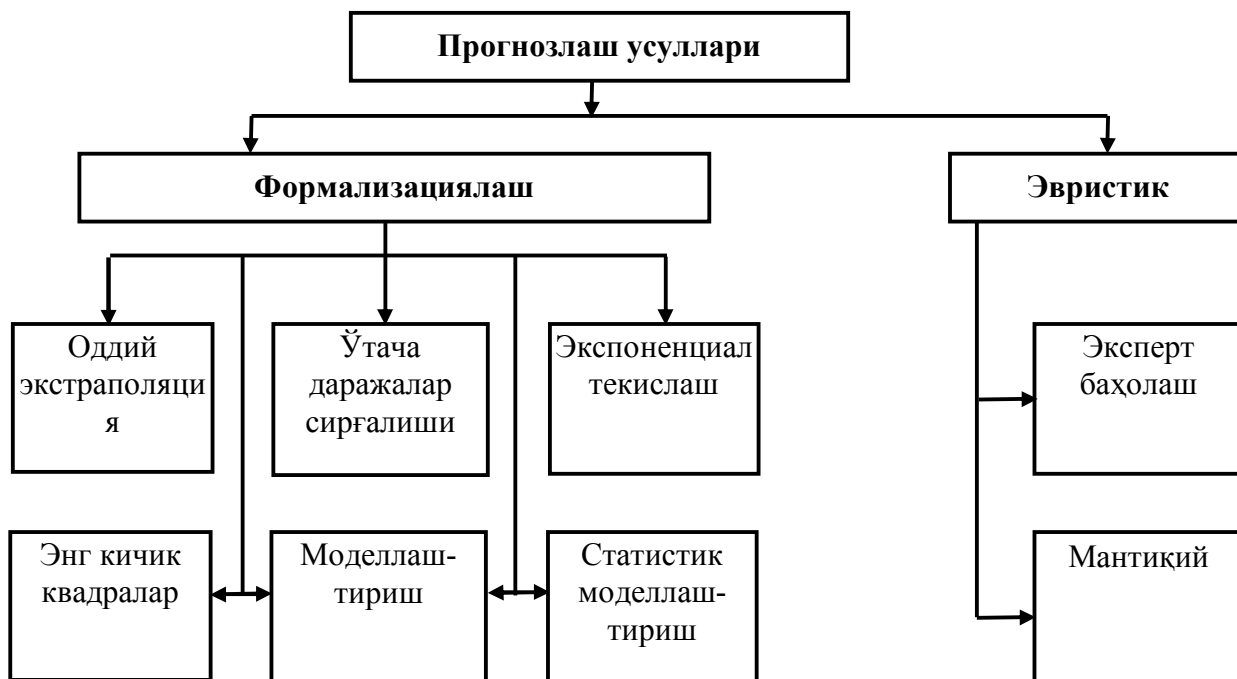
12.2. Прогнозлаш усуллари ва уларнинг турлари

Прогнозлаштириш масштабига кўра макроиқтисодий ва микроиқтисодий прогнозларга ажратилади.

Тузилиш интервали бўйича оператив, қисқа муддатли ва узоқ муддатли бўлиши мумкин. Қисқа муддатли прогнозда фақат миқдорий ўзгаришлар эътиборга олинади. Узоқ муддатли прогноз ҳам миқдорий, ҳам сифат ўзгаришларга асосланган бўлиб, ўз ўрнида ўрта муддатли ва узоқ муддатли бўлиши мумкин.

Прогнозлаш йўналишларига кўра изланишли ва норматив бўлиши мумкин. Изланишли прогноз – агар ҳозирги тенденциялар сақланиб қолса иқтисодий тизим қандай ривожланади?, деган саволга жавоб беради. Бошқа сўз

билан айтганда тизимга таъсир этувчи омиллар ўзгармаса, у қандай ҳолатга келиши мумкин? Норматив прогноз бўлажак мақсадларга эришиш учун тизимни ривожланиш йўналишларини ва муддатларини аниқлайди (белгилайди). Мақсад қилинган ҳолатга тизим эришиш учун, таъсир этувчи омилларга қандай ўзгаришлар киритиш зарур? Бошқа сўз билан айтганда қандай қилиб мақсадга эришиш мумкин?



12.3.-расм. Прогнозлаш усуллари

Иқтисодий жараёнлар ёки бошқа кузатувлар натижасида миқдорий маълумотларга эга бўлмаган ҳолларда, яъни ҳодиса ёки жараён бўйича миқдорий маълумотлар бўлмаса у ҳолда экспертлардан фойдаланилади. Экспертлар маълум бир соҳа бўйича етакчи мутахассислар бўлиб, улар ўзларининг компетенцияси доирасида у ёки бу ҳодиса ва жараёнлар бўйича хулосалар ишлаб чиқадиладар.

Эксперт (лотинча «тажрибали») амалга оширадиган экспертиза жараёни уч босқичдан иборат:

- 1) экспертизага тайёрланиш;
- 2) экспертлар билан сўров ўтказиш;
- 3) сўров натижаларини қайта ишлаш.

Экспертларнинг ўзлари иккинчи босқичда қатнашадилар.

Тайёргарлик иши уч қисмдан иборат:

1) савол шакли ва мазмунини белгилаш.

2) саволларни тузиш.

3) экспертларни шахсан танлаш ва жалб этиш.

Сўров шакллари: интервью олиш, мулоқот, йиғилиш, ғояларни танлаш, ўйинлар ўтказиш, анкета тузиш ва Дельфи усули.

Сўроқлар индивидуал ёки гуруҳларда, юзма-юз ва сиртдан ўтказиш мумкин.

Анкета ва интервьюларда саволни танлаш қийин. Саволлар очик ёки ёпиқ ёки бир неча шаклда бўлиши мумкин. Очик жавоблар сифатли ёки эркин ҳолда сонли ифодалар бўлади.

Ёпиқ саволга жавоблар: «ҳа», «йўқ», «билмайман» сингари бўлади.

Кўп саволлар бўлганда зарур жавоб чизилади.

Экспертлар гуруҳини тузиш. Авваламбор экспертларни танлаш, уларнинг малакаларига эътибор бериш ва кейинчалик гуруҳлар тузиш зарур.

Керакли белгилардан экспертнинг ишчанлиги, маҳорати, ўрганилаётган соҳанинг мутахассиси бўлиши зарур. Бунинг учун кўп мутахассисларга савол берилиб, у ёки бу соҳада ким эксперт эканлигини сўраш мумкин. Кейинчалик энг кўп овоз олган экспертни гуруҳга киритиш лозим:

$$X_{ij} = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}.$$

Ишбилармонлик билан иштирокчиларнинг бошқа сифатлари илмий ёндашиши, фикрлаш доираси ва савияси ҳам ҳисобга олинади.

Гуруҳлардаги экспертлар сони сўров усулига боғлиқ. Юзма-юз учрашув учун 10-15 киши кифоя. Агар вақт, меҳнат ва маблағ сарфи чекланмаган бўлса, сиртдан сўроқ ўтказганда экспертлар сони чекланмаган.

Ғояларни жамоа генерациялаш усули. Бу усул «ғоялар жанги» деб ном олган. У юзма-юз сўров усули бўлиб, XX асрнинг 50-йилларида кашф этилган. Дастлаб 10-15 кишидан иборат гуруҳ тузилади. Тайёргарлик жараёнида

экспертларга эслатма тайёрланади ва унда муаммоли ҳолатлар, марказий масалалар, муҳокама саволлари ва олдиндан ғояларни ўйлаб қўйиш сўралади.

Йиғилишни ўтказиш учун раис сайланади. У йиғилишни очади. Экспертларга нутқ учун 2-3 минут ажратилади ва у бир неча гал такрорланади. Бу усулда танқидий фикрлар ижобий муҳокама қилинади.

Муҳокама стенограмма қилинади. Муҳокамага 20-45 минут ажратилади.

Кейинги босқичда сеанс натижалари бошқа мутахассислар гуруҳи томонидан қайта ишланади. Бу босқичда жами ғоялар танқид этилади ва ғоялар, таклифларнинг сўнгги рўйхати тузилади. Бу рўйхатга самарали ва амалий ғоялар киритилади.

Дельфи усули. Дельфи усули АҚШ да XX асрнинг 60-йилларда яратилган. У сиртдан сўров ўтказишга асосланган. Унинг хусусиятлари: сиртки, аноним, сўровлар бир неча босқичларда ўтказилади ҳамда тескари алоқа мавжуд, биринчи турдан ташқари ҳар гал экспертлар олдинги турдаги натижалар ҳақида ахборот олишади.

Дастлаб экспертларга анкеталар тарқатилади, унда муаммо изоҳланади, саволлар рўйхати ва унга жавоб бериш тавсифи келтирилади.

Эксперт жавобларни имзо қўймасдан почта орқали жўнатилади. Ташкилотчилар экспертлар жавобларини қайта ишлайди, баҳо чиқаради. Мазмун жиҳатдан ўртачалар, фарқлар ва дисперсия ҳисобланади. Бир ой ўтгандан кейин иккинчи тур ўтказилади. Экспертларга биринчи тур натижалари баён қилиниб саволлар берилади. Биринчи тур жавобларини инобатга олиб экспертлардан саволларга жавоб бериши сўралади. Жавоблар яна умумлаштирилиб зарур бўлса яна қўшимча турлар ўтказилади. Агар учинчи турдан сўнг жавоблардаги фарқлар катта бўлмаса сўров ўтказиш тухтатилади. Охириги тур натижалари умумлаштирилади ва тугалланган ҳисобланади.

Экспертларнинг жавобларини қайта ишлаш. Агар жавоб сонли миқдорларда бўлса, жами экспертлар гуруҳининг жавобини баҳолаш учун арифметик ўртача, медиана ва мода топилади. Фикрлар фарқи учун вариация, квадратик фарқ, дисперсия ва кватриллар ҳисобланади.

Эксперт баҳолашнинг айрим усулларида, жумладан Дельфи усулида медиана, биринчи ва учинчи кватриллар ҳисобланади.

Арифметик ўртачага нисбатан медиана афзаллиги:

- биринчидан, медиана айрим эксперт фикрига тўғри келиши;
- медианага айрим экспертларнинг жавоби ўртачадан фарқ қилиши таъсир қилмайди.

Иккинчидан кватрил медиана билан мос келади. Шунинг учун ҳар бир турда Дельфи усули учун медиана, биринчи ва учинчи кватрил ҳисобланади.

Прогнозлашда **экстраполяция усули** ўрганиладиган объектнинг ривожланишига тааллуқли бўлган омилларнинг доиравийлик, ўзгармаслик шартига асосланган бўлиб, объектнинг ўтмишдаги ва шунча асосланиб келажакдаги ривожланиш қонуниятларини ўрганади.

Динамик қаторларнинг ўзгариш даражаларига қараб экстраполяция оддий ва мураккаб бўлиши мумкин. Прогнозлашнинг оддий экстраполяция усули тенгламаларининг абсолют қийматлари, қаторларнинг ўрта қийматлари, ўртача абсолют ўсиш ва ўсишнинг ўртача тезлигига нисбатан ўзгармас қийматларга эга деган хулосага асосланган. Прогнознинг мураккаб экстраполяция усули, трендни ифодоловчи статистик формулаларни қўллашга асосланган бўлиб икки турга: такомиллашган ва аналитик турларга бўлинади. Прогнознинг такомиллашган усулида вақт бўйича кетма-кет келадиган прогноз қийматларини аввалдан мавжуд бўлган кўрсаткичлар асосида ҳисоблаб топилади. Бунга ўзгарувчан ва экспоненциал ўрта қиймат, гармоник вазнлар авторегрессион ўрта қиймат, гармоник вазнлар авторегрессион ўзгартириш усуллари киради. Аналитик усул энг кичик квадрат усули ёрдамида f_t - нинг детерминик таркибини аниқлашдан иборатдир.

Бир ўлчамли вақтли қаторларни моделлаш усуллари.

Қисқа муддатга прогнозлаш кенг қўлланиладиган прогнозлаш усули экстраполяция усулидир. Экстраполяция усули прогнозлашни одатда бир ўлчамли вақтли қатори асосида амалга оширади. Маълумки бир ўлчамли вақтли

қаторларни моделлаш усуллари иқтисодий кўрсаткичларнинг динамик қаторларга асосланган бўлиб қуйидаги тўрт таркибий қисмлардан ташкил топгандир: 1) таҳлил қилинадиган жараённинг узок даврда ривожланиш қонуниятлари йўналиши тенденцияси, 2) таҳлил қилинадиган жараёнда айрим ҳолларда учрайдиган мавсумий таркибий қисмлар; 3) даврий таркибий қисмлар; 4) тасодифий омиллар сабаби юзага келадиган тасодифий таркибий қисм.

Ривожланиш йўналиши (тенденцияси) ривожланишининг узок муддатли эволюцияни билдиради. Динамик қаторларнинг ривожланиш йўналиши силлиқ эгри чизик бўлиб, тренд деб аталувчи вақт функцияси билан ифодаланади. Тренд – тасодифий таъсирлардан холи ҳолда вақт бўйича ҳаракат қонуниятидир. Тренд вақт бўйича регрессия бўлиб, доимий омиллар таъсирида юзага келадиган ривожланишнинг детерминик таркибий қисмидир. Трендлардаги четланишлар тасодифий омиллар сабабли юзага келади. Юқоридагиларга асосланиб вақт қатори функциясини қуйидагича берамиз:

$$y_t = f(t) + \varepsilon_t$$

f_t – жараёнларнинг вақт бўйича йўналишининг доимий таркибий қисми;

ε_t – тасодифий таркибий қисми;

Вақтли қаторлар ривожланишида учта йўналиш: ўрта даражалар йўналиши; дисперсия йўналиши; автокорреляция йўналиши мавжуддир.

Ўрта даража йўналиши f_t кўринишда функция бўлади. Дисперсия йўналиши - вақтли қаторларнинг эмпирик қийматларининг тренд тенгламалари ёрдамида аниқланган қийматларидан четланиш. Автокорреляция йўналиши - вақтли қаторларнинг даражалари ўртасидаги боғлиқликларнинг ўзгариши.

Иқтисодий-ижтимоий жараёнларни моделлашнинг кенг тарқалган усули вақтли қаторларни текислаш усулидир. Текислашган ҳар хил усуллар мавжуд бўлиб, уларнинг энг асосийлари қаторларнинг амалдаги қийматларини ҳисоблаб топилганлари билан алмаштиришдир.

Чизикли трендлар кенг тарқалган бўлиб уларни умумий ҳолда қуйидагича ёзамиз:

$$\bar{y}_t = \sum_{\tau=-q}^s a_{\tau} y_{t+\tau}$$

бу ерда:

\bar{y}_t - t даврда тенглама қийматларини текислаш;

a_{τ} - t даврдан масофада турган қаторлар даражасининг вазни;

s - t даврдан сўнг даражалар сони;

q - t давргача бўлган даражалар сон

a_{τ} вазн қабул қиладиган қийматларга қараб юқоридаги формула бўйича текислаш ўзгарувчи ўрта қиймат ёки экспоненциал ўрта қиймат ёрдамида амалга оширилади.

Текислаш жараёни икки босқичда амалга оширилади: эгри чизик кўриниши танлаш, унинг параметрларини баҳолаш.

Эгри чизикнинг кўринишини танлашнинг ҳар хил йўллари мавжуд бўлиб, унинг графиги бўйича тенгламалари танлаб олинади.

1) полиномлар: $\bar{y}_t = a_0 + a_1 t$ - биринчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$ - иккинчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$ - учинчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + \dots + a_k t^k$ - k -чи даражали

2) ҳар хил экспонентлар :

$$\bar{y}_t = a_0 a_1^t$$

$$\bar{y}_t = a_0 a_1^{b_1 t + b_2 t^2}$$

$$\bar{y}_t = b + a_0 a_1^t \text{ модифицилашган экспонент.}$$

3) мантиқий эгри чизиклар:

$$\bar{y}_t = \frac{K}{1 + a_0 e^{-a_1 t}}$$

$$\bar{y}_t = \frac{K}{1 + 10^{a_0 + a_1 t}}$$

Бу ерда e - натурал логарифм асоси

4) Гомперц эгри чизиги:

$$\bar{y}_t = k a_0^{a_1 t}$$

Эгри чизикли аниқлашнинг бошқа йўли биринчи, иккинчи ва х.к. даражалар айирмасини топишдан иборатдир яъни:

$$\Delta_{t^1} = y_t - y_{t-1}, \quad \Delta_{t^2} = \Delta_{t^1} - \Delta_{t-1}^1, \quad \Delta_{t^3} = \Delta_{t^2} - \Delta_{t-1}^2$$

Бу жараён айирмалар бир-бирига тенглашгунча давом этади.

Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция. Прогноз иқтисодий ривожланиш вариантларини аввалги ривожланиш омиллари ва йўналишлари прогноз қилиниш даврида ҳам сақланиб қолади деган гипотеза келиб чиқиб аниқлайди. Бундай гипотеза қилишга иқтисодий ҳолат ва жараёнларнинг етарлича инертлиги сабаб бўлади.

Динамик қаторларнинг экстраполяцияси асосида прогноз қилиш ҳар қандай статистик прогнозлашлар сингари эришилиши лозим бўлган аниқ мақсадга йўналтирилган ёки интервалли бўлиши мумкин.

Экстраполяцияни умумий ҳолда қуйидаги функция қийматини аниқлаш деб қараш мумкин.

$$y_{t+l} = f(y_i, l, a_j)$$

бу ерда y_{t+l} - динамик қаторнинг прогноз қилинадиган қиймати;

l - олдиндан айтилиши лозим бўлган давр;

y_i - экстраполяцияга асос қилиб олинган қаторлар даражаси;

a_j - тренд тенгламалари параметрлари.

Бир ўлчамли динамик қаторлар экстраполяциялашнинг энг оддий усули шу қаторларнинг ўрта характеристикасини қўллаш ҳисобланади:

- ўртача даражалар, ўрта абсолют ўсиш ва ўсишнинг ўртача тезлиги.

Қаторларнинг ўрта даражаси асосида ижтимоий-иқтисодий ҳолатларни экстраполяциялашда прогноз қилинувчи даража қаторлар даражасининг ўрта қийматига тенг бўлади:

$$y'_{t+l} = \bar{y}$$

Бу ҳолда экстраполяция прогностик аниқ баҳони беради. Шунга қарамасдан берилган баҳоларнинг амалдаги маълумотлар қийматлари билан аниқ тўғри келиши камдан-кам ҳолларда бўлади. Шунинг учун прогноз натижалари маълум интервалда берилиши керак ва бу интервал

$$y_{t+l} \pm t_{\alpha} S_{\bar{y}}$$

бўйича аниқланади.

Бунда t_{α} - Стьюдентнинг t мезони қиймати

$S_{\bar{y}}$ - ўртача квадрат хатолик ва у $S_{\bar{y}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$ ёрдамида аниқланади.

Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция. Агар ривожланиш йўналиши чизикли деб қабул қилинса, экстраполяция ўртача абсолют ўсиш бўйича амалга оширилади.

$$\sigma_{\text{кол}}^2 \leq \rho^2 \quad \rho^2 = \frac{1}{2} \cdot \frac{\sum \Delta_i}{n}$$

бу ерда $\sigma_{\text{кол}}^2$ - дисперсия қолдиғи

$\sum \Delta_i$ - нинг бошланғич ва охириги қийматлари оралиғидаги ўсиш миқдори

Бизни кизиқтирган y'_{t+l} нинг прогноз қийматларини топиш учун абсолют ўсиш $\bar{\Delta}$ ни аниқлаш лозим. Кейин y_i нинг экстраполяциялашга асос қилиб олинган динамик қатор даражаларини аниқлаб олиб экстраполяция формуласини қуйидагича ёзамиз.

$$y_{t+l} = y_i + \bar{\Delta} t,$$

t - олдиндан аниқланиш даври.

Ўрта ўсиш тезлиги бўйича экстраполяция динамик қаторлар кўрсаткични эгри чизик йўналишида бўлади деган хулосага асосланади. Бунда прогноз қилинадиган қатор қуйидагича аниқланади:

$$y'_{t+l} = y_i \bar{T}_p^l$$

\bar{T}_p - ўрта геометрик формула ёрдамида ҳисобланган ўсишнинг ўртача тезлиги.

12.3. Эконометрик тенгламалар тизими ёрдамида прогнозлаш услугиёти

Эконометрик тенгламалар тизими уч хилга бўлинади:

а) тизимга бир-бири билан боғланмаган тенгламалар киради. Ҳар бири алоҳида ечилиб, умумий иқтисодий-математик моделни бир қисми бўлиб қолади;

б) тизимга бир-бири билан боғланган статистик хусусиятга эга бўлган тенгламалар киради.

Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулотга бир нечта омиллар, яъни ишчилар сони ва асосий фондлар ўз таъсир кучини кўрсатадилар. Ўз навбатида, ишчилар сони аҳоли сони билан ва асосий фондлар миқдори капитал қўйилмалар билан боғланган.

Бунинг натижасида эконометрик тенгламалар тизими қуйидаги кўринишда ёзилиши мумкин:

$$Y = f(OPF, PPP)$$

$$ППП = f(L)$$

$$ОПФ = f(KK),$$

бу ерда Y - асосий кўрсаткич, PPP - ишчилар сони, OPF - асосий фондлар ҳажми, L - аҳоли сони, KK - капитал қўйилмалар.

в) тизимга динамик хусусиятга эга бўлган тенгламалар киради. Бу тизимга кирадиган тенгламалар фақатгина ҳар бири вақт даврида боғланиши

борлигини аниқламасдан, илгари бўлган омиллараро боғланишини борлигини ҳам таҳлил қилиш мумкин ($t-1$).

Масалан, бир жараён таҳлил этиш учун ва уни асосий кўрсаткичларни прогноз даврига ҳисоблаш учун берилган маълумотлар асосида, яъни ялпи маҳсулот (VAL), ишчилар сони (PPP), асосий фондлар (OPF), иш хақи фонди (ZAR), капитал қўйилмалар (KV), ҳар йили ишга киргизадиган асосий фондлар (OWF) каби кўрсаткичларни тенгламалар тизими орқали езиб чиқамиз:

$$VAL = f(OPF, PPP) \quad (12.1)$$

$$PPP = f(VAL, ZAR) \quad (12.2)$$

$$ZAR = f(VAL, KV) \quad (12.3)$$

$$OWF = f(KV, OPF) \quad (12.4)$$

$$OPF = f(OPF(-1), KV) \quad (12.5)$$

$$KV = f(FN) \quad (12.6)$$

$$FN = f(ND) \quad (12.7)$$

Юқорида келтирилган тенгламалар тизими бир-бири билан боғланиб, кетма-кет ҳисобланади, яъни (12.7) тенглама ечилиб, унинг натижалари омил сифатида (12.6) тенгламага капитал қўйилмалар ҳисоблаш учун ишлатилади. Ҳозирда (12.6) тенглама натижалари (12.5) тенглама ичиш учун ишлатилади.

Бу эконометрик тенглама тизимида прогноз вақтига бир кўрсаткич аниқланиб, унинг натижаси орқали қолган асосий кўрсаткичларни аниқлаш мумкин. Модел иқтисодий тағамос бўлган йўналишларни, боғланишларни аниқлаш керак.

Назорат учун саволлар

1. Эконометрик моделлардан прогнозлашда қандай фойдаланиш мумкин?
2. Прогнозлашнинг экстраполяция усулига таъриф беринг.
3. Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция нима?
4. Ишлаб чиқариш функцияларини прогноз моделларида қўллаш йўллари қандай?
5. Тренд деганида нимани тушунасан?

13-МАВЗУ. ЭКОНОМЕТРИК ТАДҚИҚОТЛАРДА АХБОРОТ ТЕХНОЛОГИЯЛАРИ

13.1. EViews – эконометрик моделлаштириш дастури имкониятлари

13.2. EViews дастурини ишга тушириш

13.3. EViews дастурида маълумотларни киритиш ва юклаш

13.4. Маълумотларни клавиатура орқали киритиш

13.5. Дастурга маълумотларни импорт қилиш

13.6. EViews дастурида кўпликдаги регрессиянинг классик чизиқли модели

13.7. Тавсифий статистикалар таҳлили

13.8. Корреляцион таҳлил

13.9. Кўпликдаги регрессия моделини тузиш

13.10. Тузилган модел сифатини таҳлил қилиш

13.1. EViews – эконометрик моделлаштириш дастури имкониятлари

EViews фазовий маълумотлар (cross-section), вақтли қаторлар (time series), панел маълумотларни (panel data) таҳлил қилиш ва моделлаштириш, регрессион моделларни тузишга мўлжалланган эконометрик дастурий восита ҳисобланади. EViews эконометрик моделлаштириш ва таҳлил қилиш соҳасида ҳозирги кундаги энг оммавий ва юқори аниқликка эга бўлган дастурий воситадир.

EViews – эконометрик моделлаштириш дастурий воситаси маълумотларни қайта ишлашнинг мураккаб ва тушунарли инструментларини таъминлайди.

Мазкур дастурий пакет ёрдамида таҳлил қилинаётган маълумотлар ўртасида статистик боғлиқликлар мавжудлигини аниқлаш мумкин ва кейин олинган боғлиқликлардан фойдаланиб, ўрганилаётган кўрсаткичларни прогноз қилиш мумкин.

EViews вақтли қаторлар кўринишидаги маълумотларни таҳлил қилишда фойдаланувчига кенг имкониятлар яратувчи замонавий дастурий пакет ҳисобланади. EViews дастури маълумотларни киритиш ва олинган натижаларни иқтисодий талқин қилишда қулай ва дўстона интерфейсга эга ҳамда фойдаланишда етарлича соддадир. Дастурнинг таркиби монолитдир (яъни дастур бир бутун бўлиб, ҳеч қандай қўшимча модулларни ўз таркибига олмаган). Айрим статистик дастурлар, масалан, STATISTICA ёки SPSS дастурлари бир неча модуллардан иборат бўлгани учун улардан фойдаланиш оддий фойдаланувчига биров мураккабдир.

EViews – эконометрик моделлаштириш дастурий воситасидан қуйидаги масалаларни ечишда фойдаланиш мумкин:

- илмий ахборотларни таҳлил қилиш;
- молиявий таҳлил;
- макроиқтисодий прогнозлаш;
- иқтисодий жараёнларни моделлаштириш;
- бозорлар ҳолатини прогноз қилиш ва ҳоказо.

EViews – эконометрик моделлаштириш дастурий воситаси кимлар учун фойдали:

- иқтисодий ва ижтимоий жараёнларни эконометрик моделлаштириш соҳасидаги илмий изланувчилар;
- молиявий соҳадаги аналитиклар;
- иқтисодий жараёнларни моделлаштириш билан шуғулланувчи маркетинглар ва бошқалар.

EViews эконометрик моделлаштириш дастурида эконометрик таҳлилнинг кенг спектрдаги моделлари ва усуллари келтирилган. Жумладан:

- ARCH, Binary, Censored, Count, GMM, LS, NLS, Ordered, TSLS, ML усуллари;

- LRM, GRM, ARIMA, Logit, Probit, Tobit, VAR, ECM, VECM, Pooled model моделлари.

EViews дастури оддийлигига қарамадан, унинг график имкониятлари аналитиклар, тадқиқотчилар, маркетингларнинг муваффақиятли ишлари учун маълумотларни тақдим этишнинг барча асосий форматларини таъминлайди (графиклар, диаграммалар ва ҳ.к.).

EViews дастурининг қўлланиш соҳаси бизнеснинг замонавий назарияси ва амалиётининг барча жабҳаларини ўз ичига олади. EViews дастури турли типдаги маълумотлар билан ишлашга имкон беради, шунингдек, унинг имкониятлари вақтли қаторлар кўринишидаги микдорий кўрсаткичларни моделлаштириш ва прогнозлаш масалаларини ечишда жуда яхши намоён бўлади. Шунини қайд этиш керакки, EViews дастурида юқорида кўйилган масалаларда юзага келадиган муаммоларни аниқлаш ва ечиш бўйича етарлича тўлиқ усуллар кўзда тутилган:

- гетероскедастиклини аниқлашда HC NW, HAC White, ARCH-LM, White тестлари;

- автокорреляцияни аниқлашда DW, LM -тест тестлари;


- ностационарлик ва коинтеграциянинг мавжудлигини аниқлашда DF, ADF, cointegration test тестлари ва ҳоказо.

EViews дастурида ўрнатилган Chow forecast, Chow breackpoint, Ramsey reset тестлари таркибий ўзгаришлар мавжудлиги тўғрисидаги гипотезани текширишга имкон беради. Алоқадорлик бўйича Грейджер (Greunjer) тести сабаб-оқибат боғлиқликларининг танланган йўналишларини аниқ асослашга имкон беради. Молиявий вақтли қаторларни прогнозлаш учун EViews дастури прогнозлашнинг анъанавий инструментларидан ташқари импульсларга жавоб

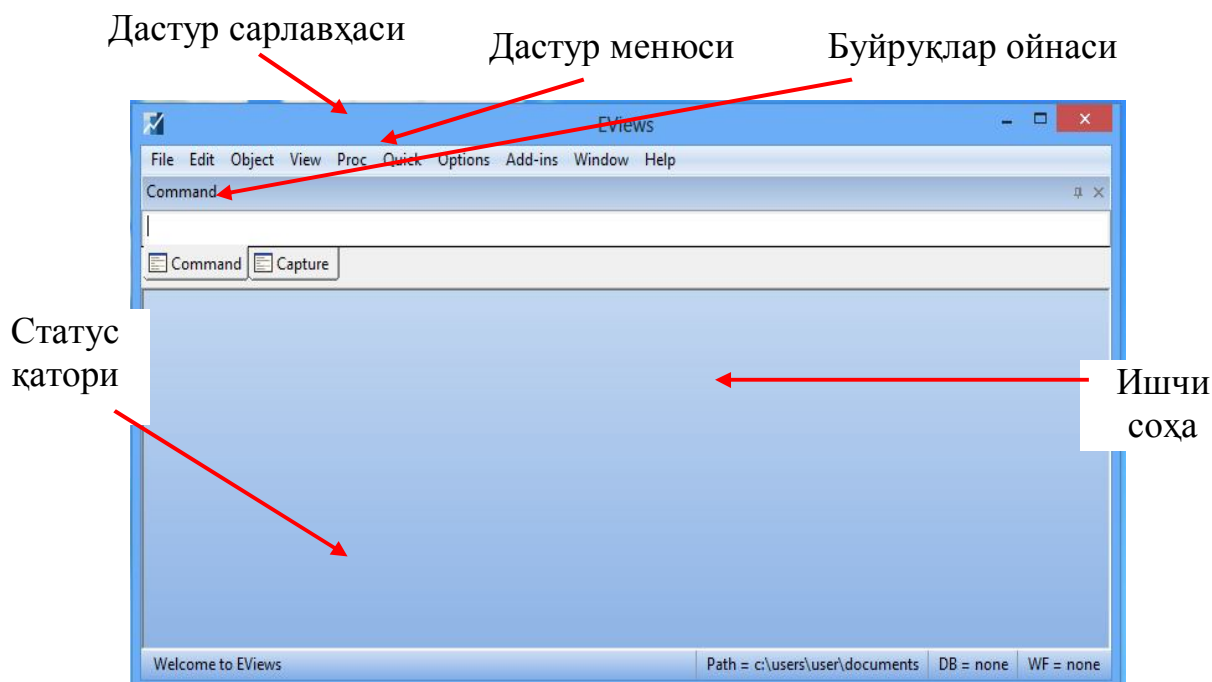
бериш таҳлили ва шартли гетероскедастиклики моделлаштиришдан фойдаланишга имкон беради.

13.2. EViews дастурини ишга тушириш

EViews дастурини ишга туширишнинг бир неча усуллари мавжуд:

- 1) Пуск менюсидан EViews дастурини топиб, сичқончанинг чап кнопкасини бир марта босиш лозим;
- 2) Windowsнинг иш столида  ёрлиғига сичқончанинг чап кнопкасини икки марта босиш лозим;
- 3) Windowsнинг буйруқлар қаторида EViews сўзини ёзиб, Enter кнопкасини бир марта босиш лозим.

Натижада EViews дастури ишга тушади ва экранда қуйидаги кўринишда ойна пайдо бўлади (13.1-расм):



13.1-расм. EViews дастури ойнаси

EViews дастури куйидаги 5 та соҳадан иборат.

1. Дастурнинг номи акс эттирилган сарлавҳа.
2. Дастурнинг асосий менюси.
3. Буйруқлар ойнаси.
4. Дастурнинг ишчи соҳаси.
5. Статус қатори.

13.3. EViews дастурида маълумотларни киритиш ва юклаш

Ҳар қандай эконометрик моделлаштириш пакетида ишлаш жараёни маълумотларни янгидан киритиш ёки мавжуд маълумотларни юклашдан бошланади. Эконометрик моделлаштиришда фойдаланиладиган маълумотлар куйидаги 3 турга бўлинади:

- 1) фазовий маълумотлар (cross-sectional data);
- 2) вақтли қаторлар (time-series data);
- 3) панел маълумотлари (panel data).

Фазовий маълумотлар – бу бир даврда ёки вақт моментидаги турли хил объектларни характерловчи иқтисодий ёки ижтимоий ахборотлар тўпламидир.

Фазовий маълумотлар айрим бош тўпламдан олинган таланма тўплам ҳисобланади. Фазовий маълумотларга мисол сифатида турли мамлакатларда аниқ бир йилда ЯИМ (ялпи ички маҳсулот), инфляция, ишсизлик даражалари тўғрисида маълумотлар, айрим ҳудудда жойлашган корхоналарнинг аниқ вақтдаги маълумотларини (корхоналарнинг ишлаб чиқарган маҳсулоти ҳажми, ишловчилари сони, асосий фондлари қиймати) келтириш мумкин.

Вақтли қаторлар – бу турли вақт (йиллар, кварталлар, ойлар) давомида битта объектни характерловчи иқтисодий ва ижтимоий ахборотлар тўпламидир.

Алоҳида олинган вақтли қаторни вақт бўйича чексиз қатордан олинган қийматларнинг танламаси сифатида қараш мумкин. Вақтли қаторларга мисол сифатида истеъмол баҳолари индекси, валюталарнинг кундалик алмашув курси, корхоналарнинг сотиш ҳажми, маълум мамлакатнинг ЯИМ динамикасини келтириш мумкин.

Панел маълумотлари – бу фазовий маълумотлар ва вақтли қаторлар комбинациясидан ташкил топган маълумотлардир. Панел маълумотлар битта ва бир неча объектлар бўйича маълумотларнинг кетма-кет вақт давомидаги тўпламидир.

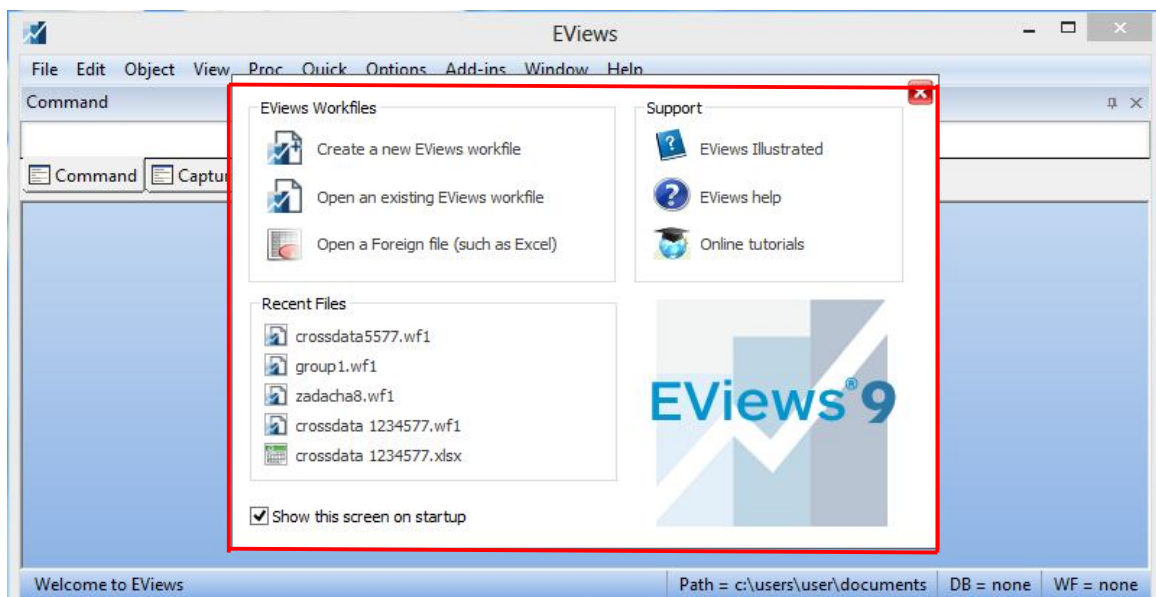
Панел маълумотларига мисол бўлиб, маълум бир тармоқ корхоналарининг хўжалик фаолияти бўйича ҳар йилда тўпланадиган кўрсаткичлари ҳисобланади. Бу ҳолда биз бир хил корхоналарнинг бир вақтдаги ҳолати бўйича ҳамда бир хил иқтисодий кўрсаткичнинг турли вақт давомида ўзгаришлари тўғрисидаги маълумотлар массивига эга бўламиз. Агар корхоналар тўплами йилдан йилга фарқ қилса, у ҳолда бу маълумотлар панел маълумотлари бўла олмайди.

Ушбу келтирилган маълумотлар турлари эконометрик моделлаштиришда кенг фойдаланилади. EViews дастурида мазкур маълумотларни қайта ишлаш бўйича етарли даражада инструментлар мавжуд.

EViews дастурида маълумотларни клавиатура орқали киритиш ва мавжуд маълумотларни юклаш имкониятлари мавжуд. Ушбу икки усулни кўриб чиқамиз.

13.4. Маълумотларни клавиатура орқали киритиш

EViews дастури юклангандан сўнг экранда қуйидаги ойна пайдо бўлади (13.2-расм):

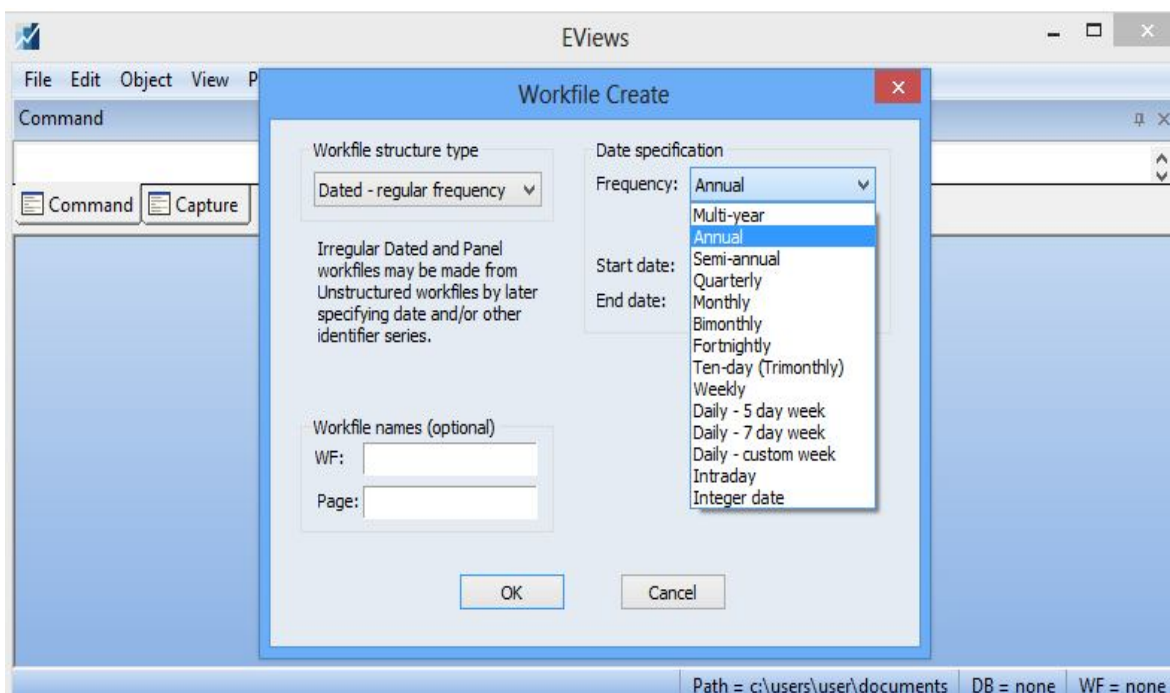


13.2-расм. EViews дастурини дастлабки ишга тушириш

13.2-расмдан кўриш мумкинки, дастур дастлабки ишга туширилганда махсус ойна пайдо бўлиб, унда EViews ишчи файллари (EViews workfiles) билан ишлаш, дастур бўйича техник ёрдам (Support) ва яқинда фойдаланилган файллар (Recent files) рўйхати келтирилади.

EViews дастуридан кейинчалик фойдаланилганда мазкур ойна пайдо бўлмаслиги учун Show this screen on startup қаторидаги белгини олиб ташлаш лозим.

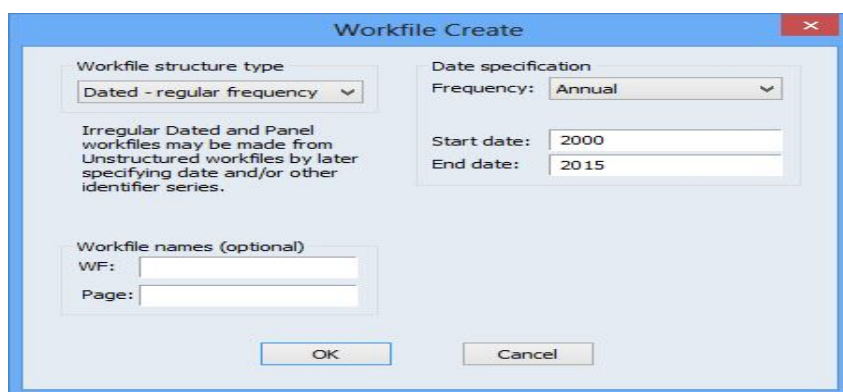
Ишчи файлга статистик маълумотларни клавиатура орқали киритиш учун EViews нинг буйруқлар ойнасида **create** буйруғини киритиш керак. Натижада экранда қуйидаги ойна пайдо бўлади (13.3-расм):



13.3-расм. Ишчи файлни яратиш ва маълумотлар оралигини ўрнатиш

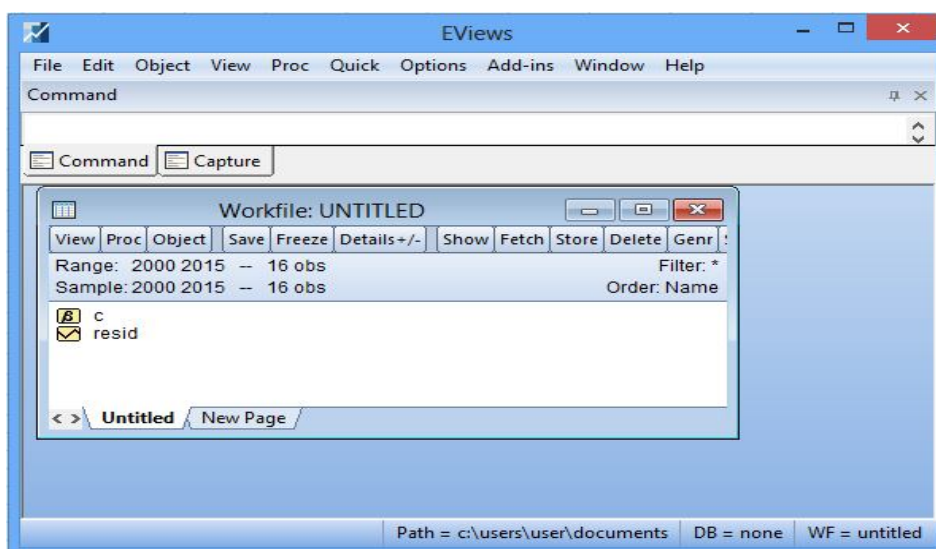
EViews дастури 8 турдаги маълумотлар билан ишлашга имкон беради (йиллик, ярим йиллик, чораклик, ойлик, ҳафталик (5 кунлик), ҳафталик (7 кунлик), кунлик, санаси келтирилмаган кузатувлар ва х.к.). Дастурда интерполяция ва экстраполяциянинг турли процедураларидан фойдаланиб, маълумотларнинг бир турдан бошқасига ўтиши ҳам мумкинлиги таъминланган. Маълумотларни бошқариш имкониятлари тўғрисида сўз юритилганда, шунинг қайд этиш керакки, EViews дастури RATS, TSP, GiveWin va Aremos TSD каби дастурлар томонидан яратилган файлларни қўллаб-қувватлайди. Бундан ташқари ASCII, XLS, WK1, WK3, TSD форматларидан маълумотларни импорт/экспорт қилишга йўл қўяди. Фойдаланувчи мавжуд маълумотлар асосида юқорида келтирилган маълумотлар оралигини танлаши мумкин.

Агар маълумотлар Annual (йиллик) форматда бўлса, у ҳолда маълумотларнинг бошланғич йили (масалан, 2000) ва охири йилини (масалан, 2015) киритиш зарур. Бундай ҳолда дастур маълумотлар учун оралик интервалини (Range) ажратади (13.4-расм).



13.4-расм. Маълумотларга вақт интервалини белгилаш

OK кнопкаси босилгандан сўнг экранда қуйидаги ойна пайдо бўлади (13.5-расм):



13.5-расм. Ишчи файл ойнаси

Ишчи файл (workfile) ойнасида унинг менюси, вақт интервалининг узунлиги (range), кузатувлар сони (observation) ҳамда C коэффицентлари вектори ҳамда Resid қаторлари акс эттирилади.

Маълумотларни киритиш учун, аввало, натижавий омил (ўзгарувчи) (Y) ва таъсир этувчи омилларни (боғлиқ бўлмаган) (X_i) белгилаб олиш керак. **EViews** дастурида кирилл алифбосида ўзгарувчилар номини киритиб бўлмайди.

Дастурга маълумотларни киритиш учун буйруқлар ойнасида **Data** буйруғини киритиш керак. **Data** буйруғини синтаксиси қуйидагича:

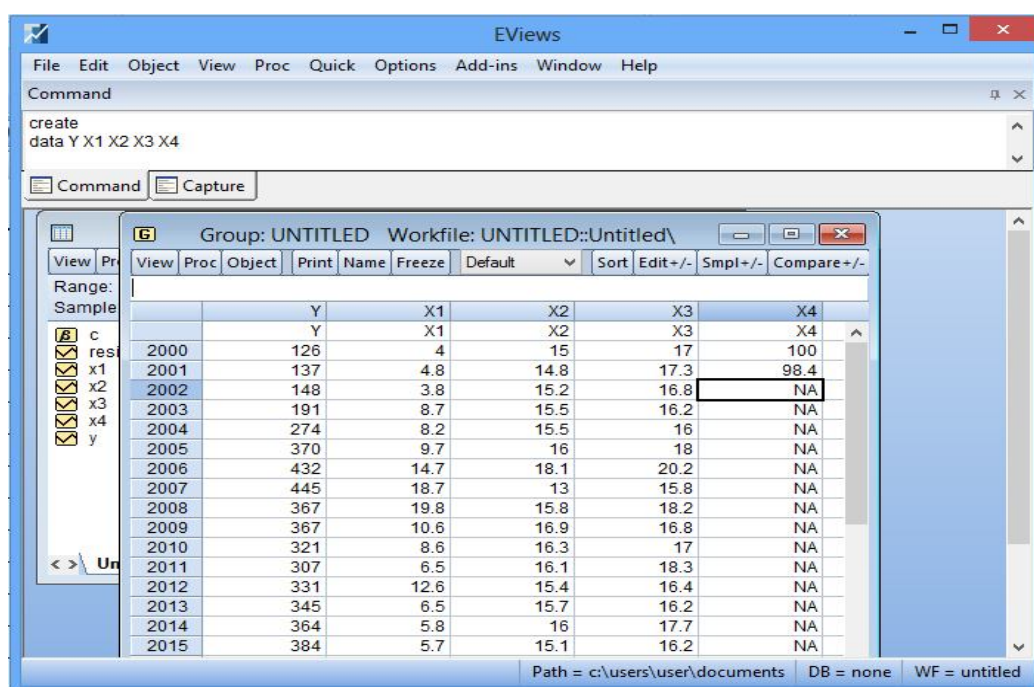
Data (натижавий омил) (таъсир этувчи омиллар).

Масалан, Y натижавий омил, X_1, X_2, X_3, X_4 таъсир этувчи омиллар бўлсин. Уларни ишчи файлга киритиш учун қуйидаги буйруқ берилади:

data Y X1 X2 X3.

Шунга эътибор бериш керакки, ўзгарувчилар ўртасида пробел бўлиши шарт. Акс ҳолда дастур барча омилларни битта омил деб тушунади.

EViews дастурида **data Y X1 X2 X3** буйруғи берилиб, ОК кнопкаси босилгандан сўнг, маълумотларни киритиш учун қуйидаги ойна очилади (13.6-расм):



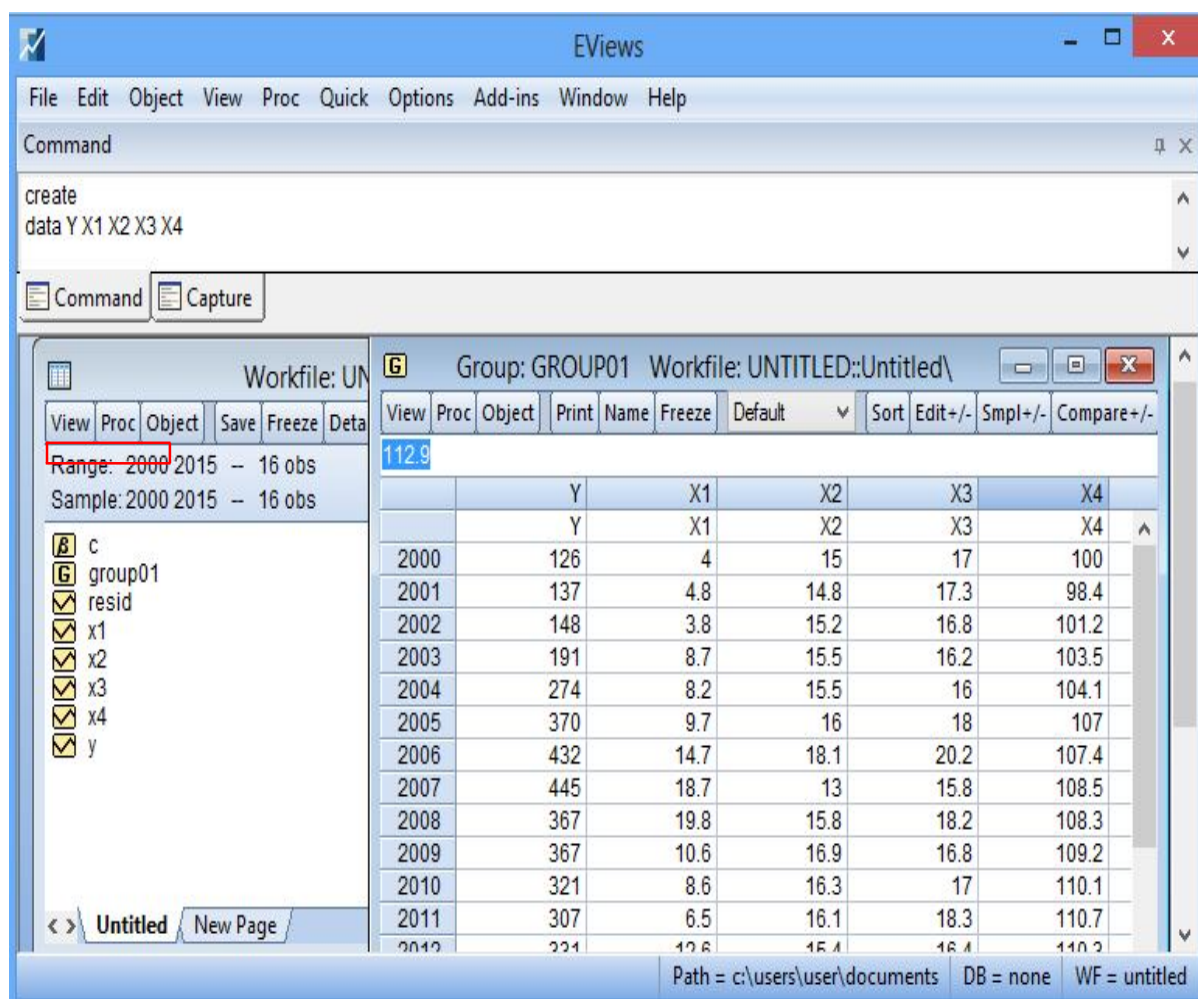
13.6-расм. Ишчи файлга маълумотларни киритиш

Киритилган маълумотларнинг миқдорий қийматлари акс эттирилади, агар маълумот киритилмаган ва умуман мавжуд бўлмаса, у ҳолда ячейкада “NA” ёзуви келтирилади. Ўзгарувчиларга мос келуви ячейкалардаги маълумотларни ўчириш, коррективровка қилиш мумкин.

Эслатиб ўтамиз, EViews дастурида маълумотларнинг бутун ва қаср қисми нуқта билан ажратилади (масалан, 2.5 ёки 1205.07, (нуқтанинг ўрнига вергул қўйиш мумкин эмас)).

Маълумотлар киритиб бўлингандан сўнг, ишлаш осон бўлиши учун улар ягона гуруҳга бирлаштирилади. Бунинг учун ишчи файл менюсидан **Name**






















танланади ва гуруҳга **group01** номи беради. Натижада ушуб гуруҳ **Range** ойнасида пайдо бўлади (13.7-расм).



13.7-расм. Маълумотларни гуруҳга бирлаштириш

Маълумотлар ишчи файлга киритилгандан сўнг уларни сақлаш лозим. Бунинг учун EViews дастурида **File** менюсига кириб, **Save As...** буйруғини танлаш лозим. Шундан сўнг EViews дастури ишчи файлни каерда сақлаш тўғрисида маълумот сўралади. Фойдаланувчи керакли диск ва папканинг номини кўрсатиб, файлга ном беради (**файл номи логин алифбосида ёзилиши шарт**). Масалан, **sale** номли файл C дискдаги Документи папкасида жойлашиши лозим. Ушбу файлни зарур пайтда Документи папкасида юклаш, коррективровка қилиш мумкин.

EViews дастурининг ишчи файлида бир қатор объектлар турини яратиш ва жойлаштириш мумкин (13.8-расм).

 Alpha	 Model	 Sym
 Coefficient Vector	 Pool	 System
 Equation	 Rowvector	 Table
 Graph	 Sample	 Text
 Group	 Scalar	 Valmap
 Logl	 Series	 VAR
 Matrix	 Bspace	 Vector

13.8-расм. EViews дастурининг ишчи файлидаги объектлар турлари

Alpha – алфа коэффициент (фойдаланувчи томонидан берилади);

Coefficient Vector – вектор коэффициенти (ҳисоб-китоблар асосида олинади);

Equation – тенглама (жуфт ва кўп омилли моделлар кўринишида ҳисоб-китоблар асосида олинади);

Graph – маълумотлар асосида турли кўринишдаги графикларни сақлайди (жуфт ва кўп омилли моделлар бўйича ҳисоб-китоблар асосида олинади);

Group – гуруҳланган маълумотлар (маълумотларни жуфт, якка ва бир нечасини бир гуруҳга гуруҳлаштирилади);

Logl – ўхшаш функция қийматлари;

Matrix – матрица (маълумотлар матрица кўринишида жойлашади);

Model – модел матн кўринишида келтирилган бўлади;

Pool – бирлашган маълумотлар;

Rowvector – қатор вектор;

Sample – танлама;

Scalar – скаляр қиймат;

Series – қаторлар (маълумотлар);

Sym – белги;

System – тенгламалар тизими;

Table – жадвал;

Text – матнли маълумот;

Var – дисперсия;

Vector – вектор.

13.5. Дастурга маълумотларни импорт қилиш

Маълумотларни киритишнинг энг оддий усули Excel дастуридан маълумотларни юклаш ҳисобланади. Бунинг учун маълумотларни тўплаш зарур. Мисол тариқасида қуйидаги 13.9-расм хизмат қилади.

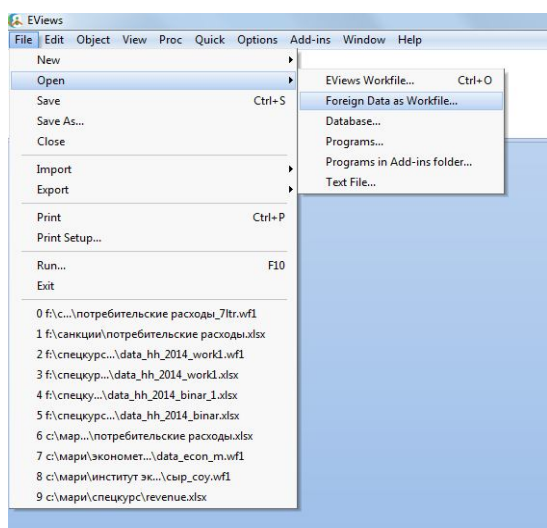
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1		Y	X1	X2	X3	X4	X5				
2	Австралия	67.646	79.000	9.220	9.357	5.225	82.537				
3	Азербайджан	7.394	54.200	3.150	5.367	6.048	70.896				
4	Албания	4.248	54.656	5.670	5.589	13.400	77.968				
5	Алжир	5.584	15.228	3.830	6.143	11.000	75.027				
6	Аргентина	14.357	55.800	6.840	5.019	7.200	76.457				
7	Армения	3.566	37.500	4.090	4.482	17.300	74.886				
8	Бахрейн	23.063	88.000	2.530	4.366	3.900	76.715				
9	Беларусь	6.722	46.910	3.040	5.008	0.619	71.464				
10	Бельгия	44.734	80.720	8.050	10.540	7.650	80.984				
11	Болгария	7.333	51.900	6.720	7.106	12.379	74.322				
12	Боливия	2.645	35.340	5.840	5.557	3.229	68.743				
13	Босния и Герцеговина	4.495	52.780	5.110	9.940	28.000	76.634				
14	Бразилия	12.157	48.560	7.120	8.261	5.483	74.748				
15	Великобритания	41.295	87.480	8.210	9.411	7.975	80.849				
16	Венгрия	12.820	70.580	6.960	7.741	11.071	75.313				
17	Венесуэла	12.772	49.050	5.150	4.802	8.061	74.387				
18	Вьетнам	1.755	39.490	2.890	6.964	2.740	75.939				
19	Германия	44.011	82.350	8.340	10.992	5.367	81.092				
20	Голландия	49.475	92.860	8.990	11.012	5.832	81.706				
21	Гондурас	2.395	18.120	5.840	9.780	4.400	73.334				
22	Греция	22.243	55.070	7.650	9.243	24.425	81.071				
23	Грузия	4.143	36.940	5.530	8.571	15.034	75.020				
24	Дания	58.125	92.260	9.520	10.984	7.542	80.412				
25	Доминиканская Республика	5.967	41.200	6.490	4.264	6.445	73.650				
26	Египет	3.226	26.400	4.560	5.294	12.372	71.325				
27	Израиль	32.819	70.800	7.530	7.734	6.875	82.561				
28	Индонезия	3.701	14.520	6.760	2.898	6.140	69.052				
29	Иордания	4.423	37.000	3.760	8.005	12.200	74.175				
30	Ирландия	48.977	76.920	8.560	8.321	14.672	81.052				
31	Исландия	44.259	96.210	9.650	8.683	6.025	82.724				
32	Испания	28.648	69.810	8.020	9.389	24.800	82.767				
33	Италия	34.814	55.830	7.740	9.282	10.675	83.338				
34	Канада	52.495	83.000	9.080	10.779	7.325	82.224				

12.9-расм. Excel дастурида маълумотлар

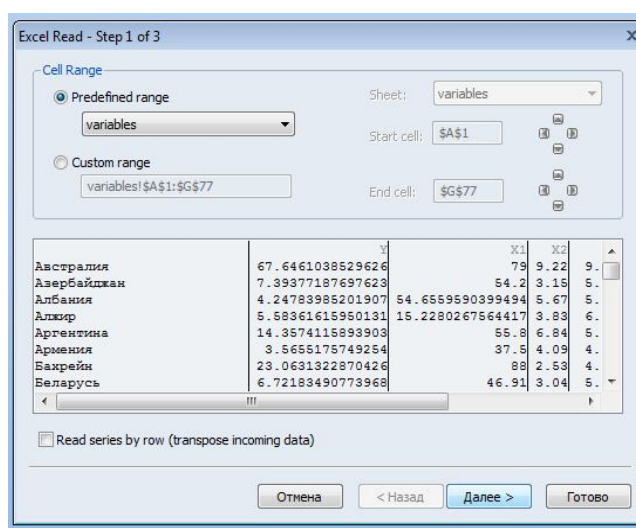
Шуни ёдда сақлаш керакки, маълумотларнинг бутун ва каср қисми нукта орқали ажратилиши, Excel китобидаги варақлар номи эса лотин ҳарфларида ёзилиши керак. Excelда тайёрланган файлнинг кенгайтирмаси .xls ёки .xlsx форматида сақланиши ва файлнинг номи лотин ҳарфларида бўлиши лозим. Бизнинг мисолимизда файлнинг номи **data_gdp.xlsx** деб номланади.

Excel форматида сақланган маълумотларни EViews дастурига импорт қилиш қуйидагича амалга оширилади.

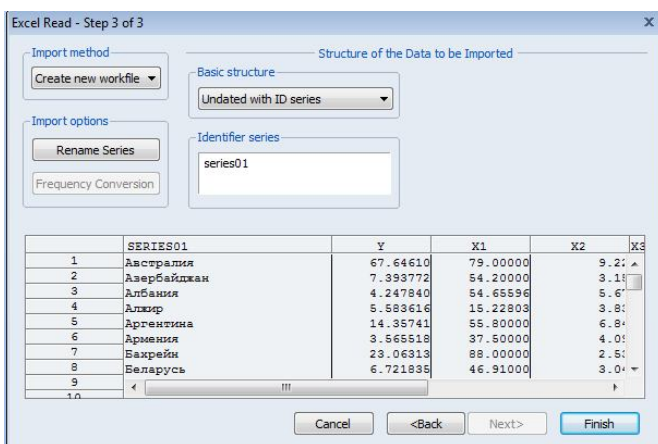
EViews 9.0 дастурини ишга тушираемиз. Кейин **File→Open→Foreign Data as Workfile** буйруғи орқали файл импорт қилинади. Очилган ойнада «Далее» кнопкаси босилса, 13.10-13.13-расмларда келтирилган маълумотларнинг жойлашуви пайдо бўлади.



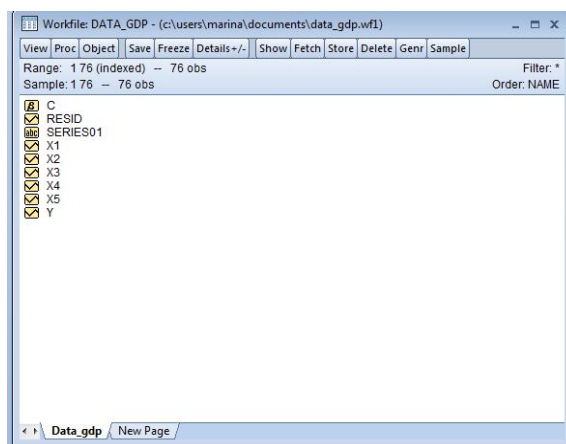
14.10-расм




14.11-расм



13.12-расм



13.13-расм

13.12-расмда келтирилган Финиш кнопкаси босилиб, DATA_GDP ишчи файлининг ойнасига ўтилади. EViews дастурининг ишчи файлида ҳар бир объект ўзининг форматига эга бўлиб, мос келувчи иконка (расм) билан белгиланади. Муваффақиятли эконометрик ҳисоб-китобларни ўтказиш учун фойдаланиладиган маълумотлар  кўринишидаги белги билан акс этиши лозим. Бу белги маълумотларнинг рақамли қаторларга ўзгарганлигини билдиради.

13.6. EViews дастурида кўпликдаги регрессиянинг классик чизиқли модели (КРКЧМ)

Моделдаги ўзгарувчилар:

Боғлиқ ўзгарувчи ёки эндоген, тушунтириладиган, натижавий, регрессанд:

Y – аҳоли жон бошига ЯИМ, жорий нархларда, (минг АҚШ доллари)

Тушунтирувчи ўзгарувчилар ёки боғлиқ бўлмаган, эркин, экзоген, омиллар:

X_1 – интернетдан фойдаланувчилар сони (100 кишига интернетдан фойдаланувчилар сони);

X_2 – демократиянинг ривожланиш индекси (0 дан 10 гача баллар);

X_3 – соғлиқни сақлашга умумий харажатлар (ЯИМдан фоиз);

X_4 – ишсизлик даражаси (%);

X_5 – кутилаётган умр кўриш давомийлиги (йил).

Кўпликдаги регрессия моделининг назарий кўриниши:

$$\hat{Y}_i = \hat{\Theta}_0 + \hat{\Theta}_1 X_i^{(1)} + \hat{\Theta}_2 X_i^{(2)} + \hat{\Theta}_3 X_i^{(3)} + \hat{\Theta}_4 X_i^{(4)} + \hat{\Theta}_5 X_i^{(5)}.$$

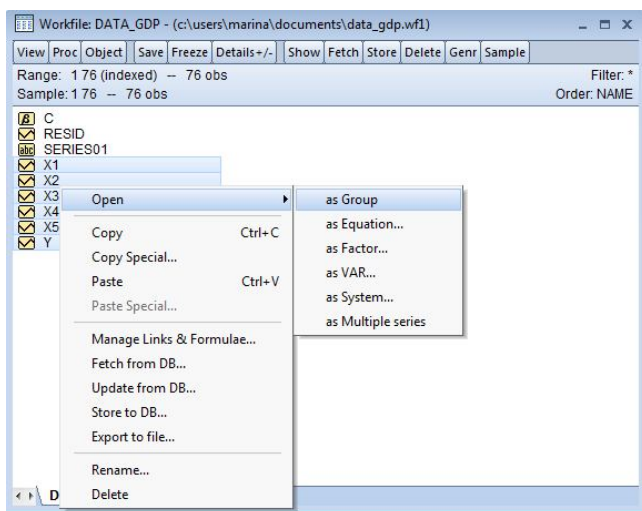
Бу ерда:

i – кузатувлар сони (бизнинг мисолда $i = 76$, яъни мамлакатлар сони);

k – боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар сони (бизнинг мисолимизда $k = 5$).

13.7. Тавсифий статистикалар таҳлили

Клавиатурадан **ctrl** кнопкасини босиб, барча ўзгарувчиларни белгилаймиз. Сичқончанинг ўнг кнопкасини босиб, **Open**→**as Group** буйруғини танлаймиз (13.14-расм). Ушбу буйруқ бажарилгандан сўнг 76 та мамлакат бўйича 21 та макроиктисодий индикаторларнинг қийматлари янги ойнада ифодаланади (13.15-расм).



13.14-расм.

	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Австралия	67.64610	82.537	9.357385	5.225		
Азербайджан	7.393772	70.896	5.366898	6.048		
Албания	4.247840	77.968	5.589173	13.400		
Алжир	5.583616	75.027	6.143113	11.000		
Аргентина	14.35741	76.457	5.019048	7.200		
Армения	3.565518	74.886	4.482158	17.300		
Бахрейн	23.06313	76.715	4.365912	3.900		
Беларусь	6.721835	71.464	5.008224	0.619		
Бельгия	44.73445	80.984	10.53975	7.650		
Болгария	7.333355	74.322	7.105698	12.379		
Боливия	2.645290	68.743	5.556991	3.229		
Босния и Герц...	4.494641	76.634	9.939755	28.000		
Бразилия	12.15731	74.748	8.260899	5.483		
Великобритания	41.29451	80.849	9.410833	7.975		
Венгрия	12.81971	75.313	7.740658	11.071		
Венесуэла	12.77160	74.387	4.801605	8.061		
Вьетнам	1.754548	75.939	6.963581	2.740		
Германия	44.01093	81.092	10.99192	5.367		
Голландия	49.47471	81.706	11.01235	5.832		
Гондурас	2.395073	73.334	9.779851	4.400		
Греция	22.24268	81.071	9.242545	24.425		
Грузия	4.142869	75.020	8.570852	15.034		
Дания	58.12536	80.412	10.98382	7.542		

13. 15-расм.

Ўзгарувчиларнинг яратилган гуруҳини EViews дастурининг ишчи соҳасида сақлаш учун гуруҳ ойнасидаги **Name** менюси танланади (13.15-расм). Кейин ушбу ойнадан **View**→**Descriptive stats**→**Common sample** буйруғини танлаймиз. Натижада очилган ойнада танланган ўзгарувчиларнинг барча тавсифий статистикалари натижалари келтирилади (13.1-жадвал).

13.1-жадвал

Ўзгарувчиларнинг тавсифий статистикалари

	Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Mean	20,32182	76.67738	7,623723	8,879711	6,731842	56,27636
Median	12,46445	76,26500	7,508707	7,262500	6,915000	55,24302
Maximum	101,5637	83,68400	17,01736	31,00000	9,930000	96,20980
Minimum	1,177975	57,65800	2,759727	0,619000	2,530000	9,960000
Std. Dev.	21,35058	4,780122	2,562917	6,025692	1,801430	22,91702

Skewness	1,524117	-0,867956	0,541997	1,725770	-0,499173	-0,098415
Kurtosis	5,049350	4,774968	3,867243	6,143077	2,605965	2,062885
Jarque-Bera	42,72331	19,51903	6,102651	69,00817	3,647871	2,903603
Probability	0,000000	0,000058	0,047296	0,000000	0,161389	0,234148
Sum	1544,458	5827,481	579,4030	674,8580	511,6200	4277,004
SumSq. Dev.	34188,55	1713,717	492,6409	2723,172	243,3863	39389,23
Observations	76	76	76	76	76	76

Олинган натижаларни иқтисодий талқин қилишга киришишдан аввал, ушбу жадвалдаги ҳар бир қатор нимани ифода этишини кўриб чиқиш керак. Натижалардаги Y – аҳоли жон бошига ЯИМ, минг. АҚШ долларарида.

13.1-жадвалдаги кўрсаткичлар қуйидагича тавсифланади (мисолимиз бўйича фақат натижавий кўрсаткич Y кўриб чиқаяпмиз) (13.2-жадвал).

13.2-жадвал

Тавсифий статистика жадвали кўрсаткичлари мазмуни

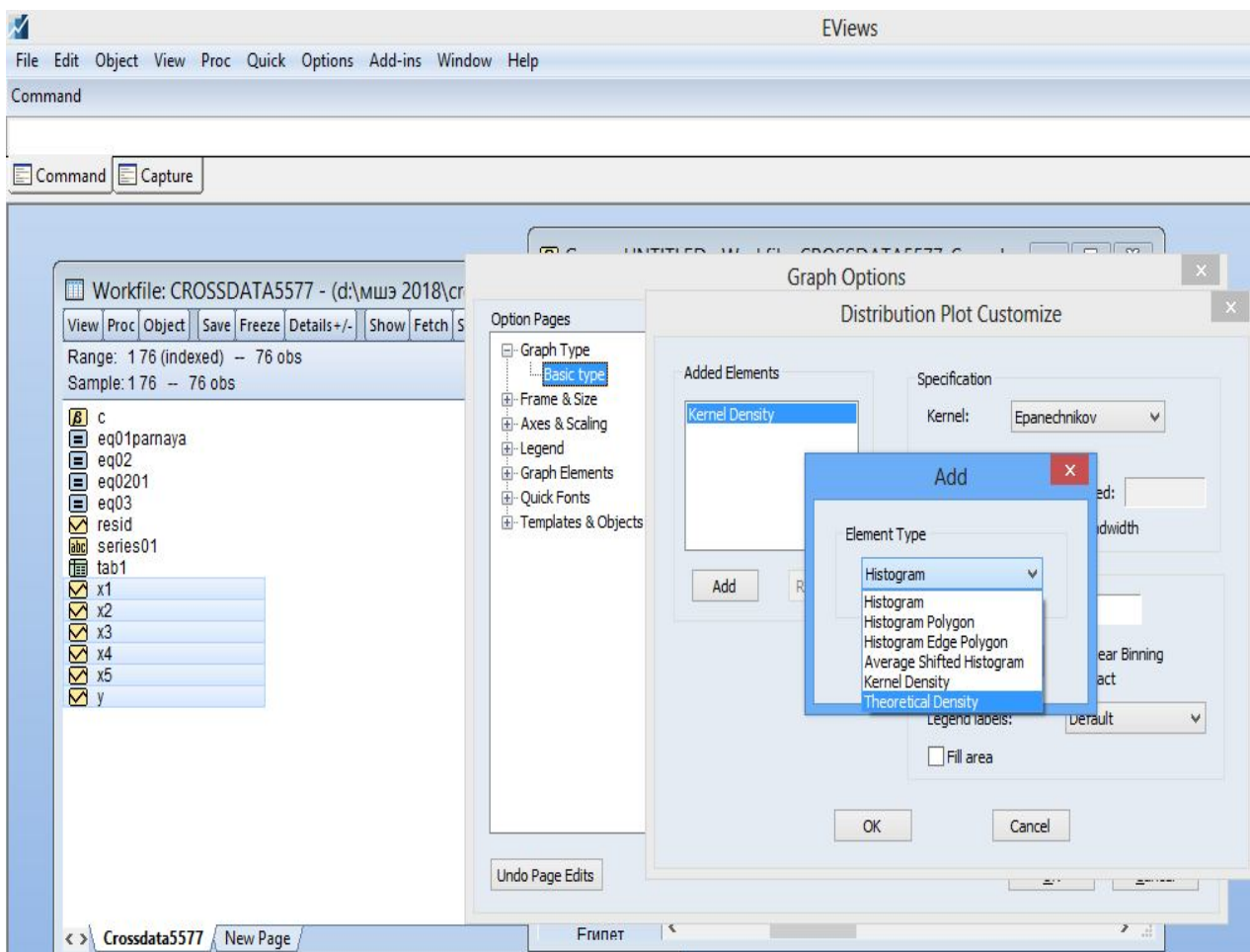
Кўрсаткич	Ўзгарувчи, Y	Мазмуни
Mean	20,32182	Белгининг ўртача қиймати
Median	12,46445	Белгининг медиана қиймати
Maximum	101,5637	Белгининг максимал қиймати
Minimum	1,177975	Белгининг минимал қиймати
Std. Dev.	21,35058	Белгининг стандарт четланиши
Skewness	1,524117	Асимметрия коэффиценти (0 бўлганда нормал тақсимот, бу тақсимотнинг симметриклигини билдиради). Агар бу коэффицент 0 дан анча фарқ қилса, у ҳолда тақсимот асимметрик ҳисобланади (яъни, симметрик эмас). Агар асимметрия коэффиценти 0 дан катта бўлса, у ҳолда тақсимот ўнг томонга сурилган бўлади, 0 дан кичик бўлса, у ҳолда тақсимот чап томонга сурилган бўлади.
Kurtosis	5,049350	Экссесс коэффиценти (нормал тақсимотда у 3 га тенг) тақсимот чўққисининг ўткирлигини ўлчайди. Агар экссесс коэффиценти 0 дан катта бўлса, у ҳолда тақсимот ўткир чўққили бўлади, 0 дан кичик бўлса, текис бўлади (текис чўққи).

Jarque-Bera	42,72331	Жак-Бера статистикаси нормал тақсимотни аниқлайди (яъни, танлама нормал тақсимланганлиги тўғрисидаги гипотезани текшириш учун фойдаланилади).
Probability	0,000000	Танламанинг нормал тақсимланганлиги тўғрисидаги гипотезани рад етиб хато қилиш еҳтимолини билдиради (ушбу ҳолда хато қилиш еҳтимоли 0,0000 га тенг, бу еса критик даража 0,05 дан анча кичик). Хулоса қилсак: агар танлама нормал тақсимланганлиги тўғрисидаги 0-гипотезани рад ецак хато қилмаган бўламиз. Таҳлил қилинаётган белги (ўзгарувчи) қийматининг тақсимои нормал тақсимот қонунига бўйсунмайди.
Sum	1544,458	Барча кузатувлар қийматлари йиғиндиси
SumSq. Dev.	34188,55	Ўртача қийматдан қатор даражаларининг четланиш квадратлари йиғиндиси
Observations	76	Кузатувлар сони

EViews дастурида тавсифий статистикадаги ҳар бир ўзгарувчининг зичлик функцияси тақсимои графиги қуйидагича аниқланади.

Graph→**Categorical graph**→**Distribution**.

Distribution менюсидан зичлик функцияси графигини танлаймиз: **Kernel Density** ва кейин **Options** ойнасида **Options/Add/Theoretical Density** қаторини танлаб ОК кнопкасини босамиз (13.16-расм).

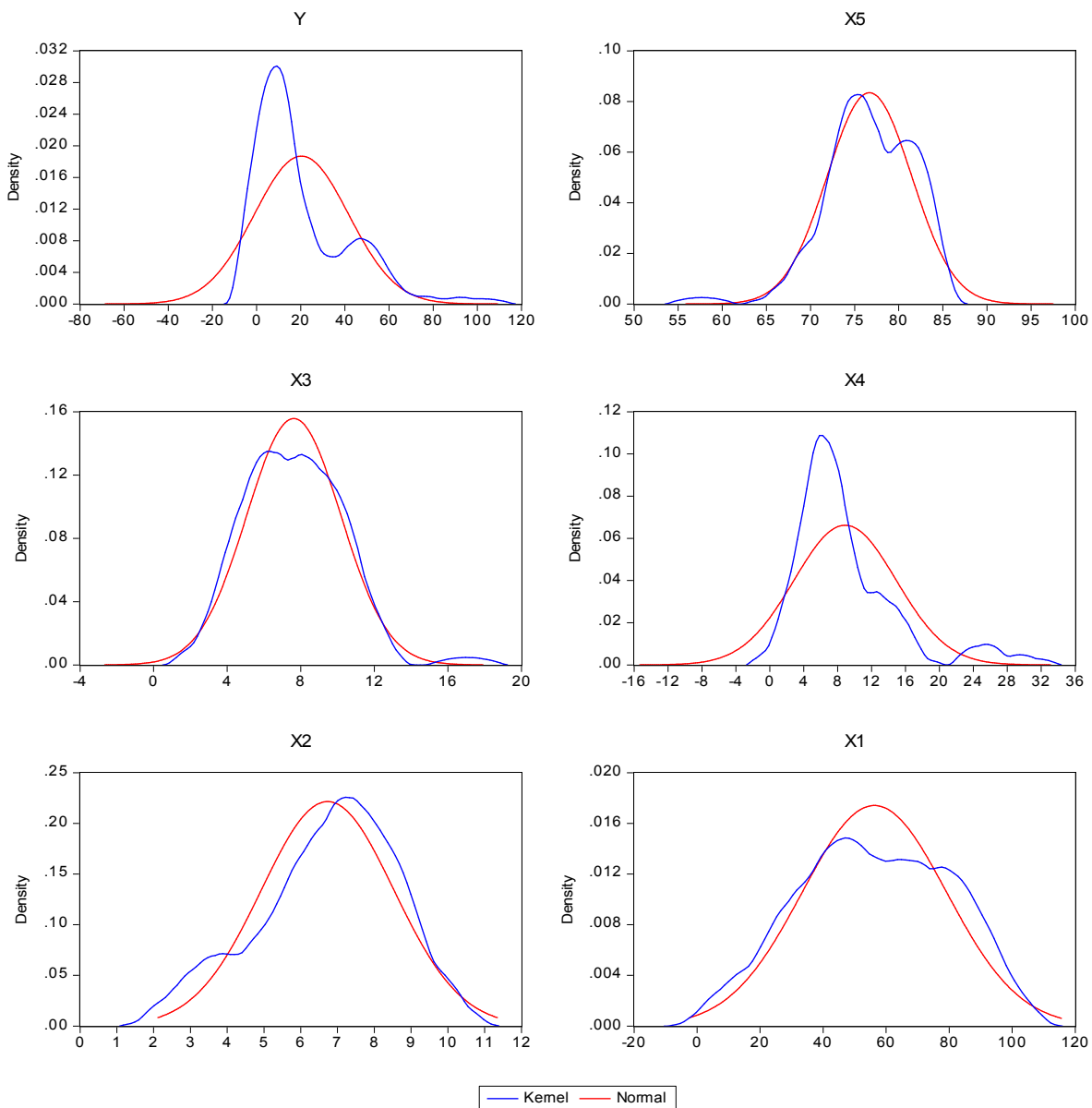


13.16-расм. Зичлик функцияси графигини танлаш

Шундай қилиб, биз бир вақтда танланган ўзгарувчининг зичлик функцияси графиги ва нормал тақсимот зичлик функциясининг графигини оламиз (13.17-расм).

EViews дастурида танланган ўзгарувчиларнинг жадвал қийматларини акс эттириш учун **View** менюсидан **Spreadsheet** қаторини танлаш лозим, яъни:

View→Spreadsheet.



13.17-расм. Тақсимотнинг назарий ва эмпирик графиклари

Тавсифий статистикани таҳлил қилиш – регрессион моделни тузишнинг энг муҳим босқичи ҳисобланади.

Ўртача қиймат ва медиана қийматини таққослаш тақсимот характери тўғрисида биринчи хулосани чиқаришга имкон беради. Агар $\bar{x} > Me$ бўлса, у ҳолда графикнинг ўнг томонга сурилганлигини, агар $\bar{x} < Me$ бўлса, у ҳолда графикнинг чап томонга сурилганлигини кузатиш мумкин. Асимметрия кўрсаткичлари эса қилинган фаразларни тасдиқлаши мумкин.

Тақсимот графикларининг визуал таҳлили ва кейинчалик Jak-Bera тести ёрдамида тақсимотнинг нормал тақсимотга бўйсунлигини текшириш иқтисодий

кўрсаткичларнинг қайси қийматлари нормал тақсимот қонунига бўйсунishi ҳақида хулоса қилишга имкон беради.

13.8. Корреляцион таҳлил

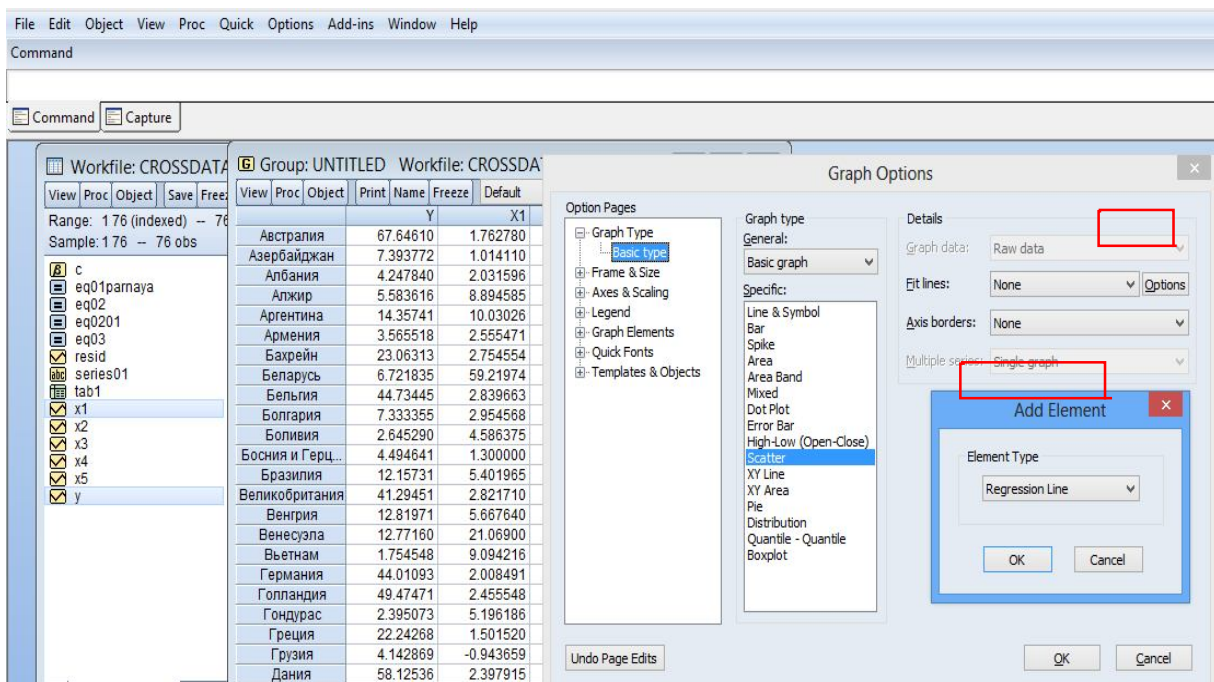
Жуфт корреляция – бу ўзгарувчилар ўртасида корреляцион боғлиқликларни ўрганишдир. Иккита ўзгарувчи ўртасида боғлиқлик қандай пайдо бўлишини текшириш учун корреляция майдони графигини тузиш керак.

Корреляция майдони – бу нуқталар майдони бўлиб, ундаги ҳар бир нуқта тўплам бирлигига мос келади, мазкур нуқтанинг координаталари эса X ва Y ўзгарувчиларининг мос келувчи қийматлари билан аниқланади.

Корреляция майдонида нуқталарнинг жойлашиши характери бўйича боғлиқликнинг мавжудлиги ёки мавжуд эмаслиги, боғлиқликнинг характери (тўғри чизиқли ёки эгри чизиқли), тўғри ва тескари боғлиқлик ҳақида хулоса қилиш мумкин.

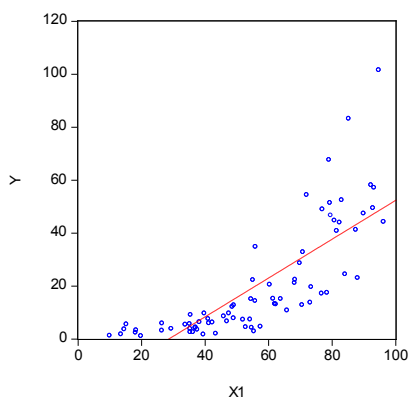
Еviews дастурида ўзгарувчилар ўртасида корреляцион боғлиқликни аниқлаш қуйидагича амалга оширилади. Боғлиқлик аниқланиши зарур бўлган иккита ўзгарувчилар бўйича гуруҳ яратилади (юқорида кўрсатилгани каби), масалан, Y ва X_1 бўйича (**Strl** кнопкасини босиб ўзгарувчиларни танлаймиз ва сичқончанинг ўнг кнопкасини босиб менюни очамиз ҳамда **Open→as Group** қаторини танлаймиз).

Очилган ойнадан **View→Graph→Scatter→Fit Line→Regression Line** ни танлаймиз ва ОК кнопкасини босамиз (13.18-расм).

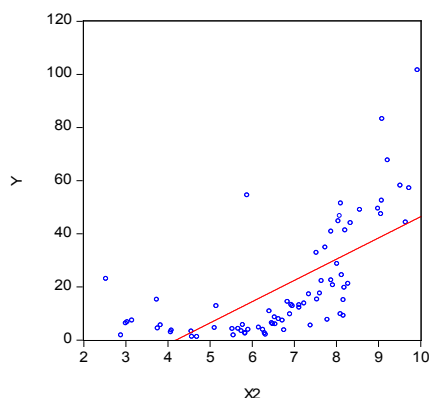


13.18-расм. Ўзгарувчилар ўртасида корреляцион боғлиқликни аниқлаш

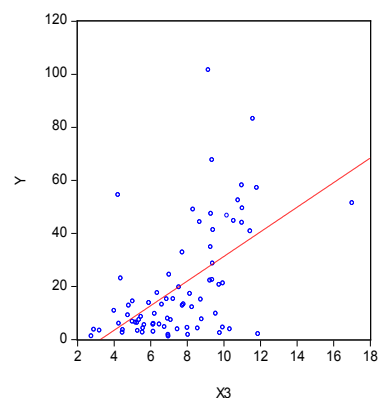
Бунинг натижасида корреляция майдони ва регрессия чизиғига эга бўламиз. Шу нарса муҳимки, ординаталар ўқида боғлиқ ўзгарувчи Y нинг қийматлари, абсциссалар ўқида эса X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларнинг қийматлари жойлашиши лозим. Натижалар қуйидаги 13.19-расмда келтирилган.



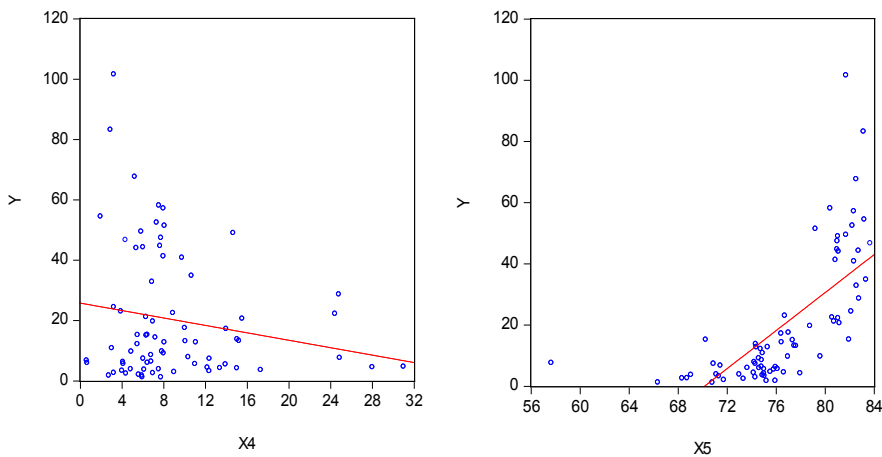
Y ва X_1 ўртасида тўғри алоқа мавжуд (зич алоқа мавжуд, чунки нуқталар регрессия чизиғига яқин жойлашган)



Y ва X_2 ўртасида тўғри алоқа мавжуд (зич алоқа мавжуд)



Y ва X_3 ўртасида тўғри алоқа мавжуд (зич алоқа мавжуд)



Y ва X₄ ўртасида тескари алоқа мавжуд (кучсиз алоқа)

Y ва X₅ ўртасида тўғри алоқа мавжуд (зич алоқа мавжуд)

13.19-расм. Корреляция майдони

Боғлиқлик зичлиги даражасини тушуниш учун натижавий ўзгарувчи Y ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар (X_i) ўртасида чизиқли корреляция коэффициентлари ҳисобланади. У қуйидаги формула орқали амалга оширилади:

$$\rho = \text{corr}(X, Y) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y}$$

Жуфт корреляция коэффициентлари -1 ва 1 оралиғида ўзгаради. Ҳисобланган корреляция коэффициентларини талқин қилиш учун Cheddok жадвалидан фойдаланилади (13.3-жадвал).

13.3-жадвал

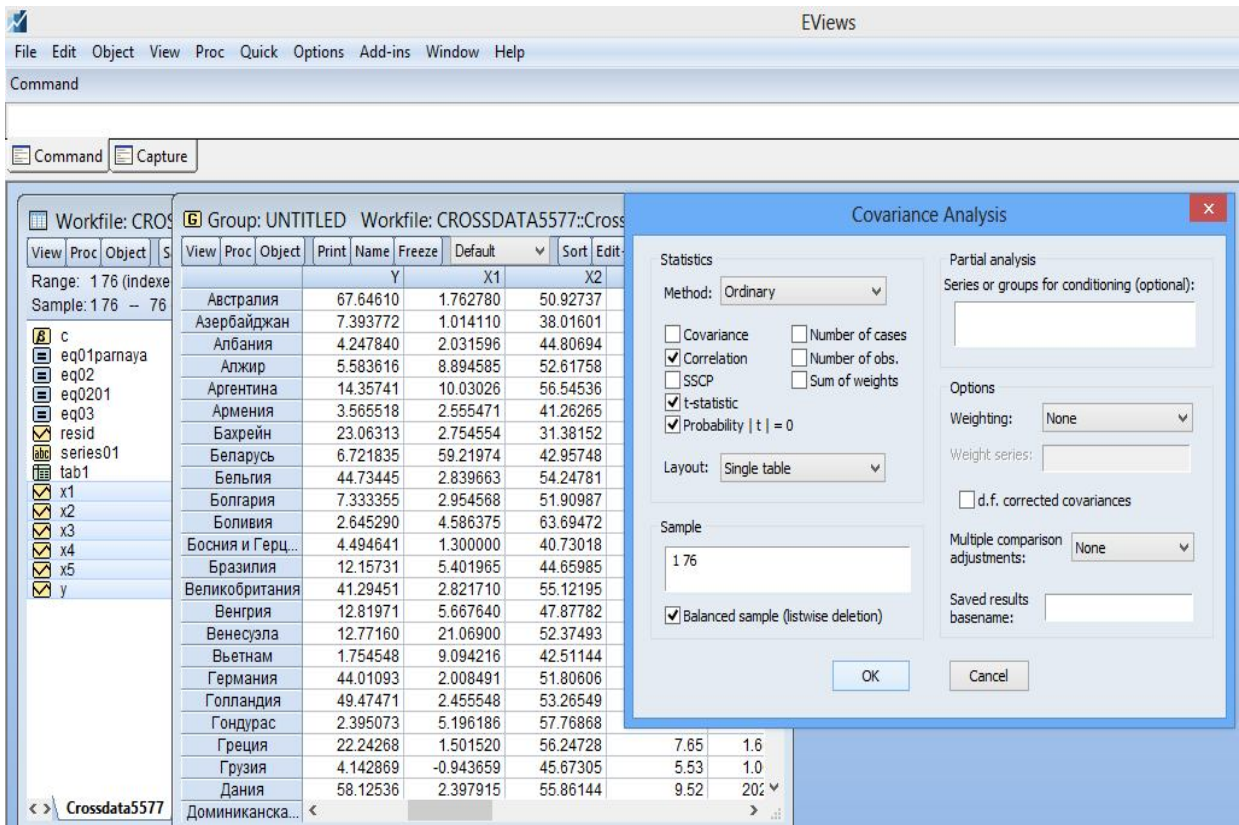
Жуфт корреляция коэффициентлари қийматлари таҳлили

-0,99	-0,7	-0,6		0		0,6	0,7	0,99
Тескари боғлиқлик		Кучсиз боғлиқлик				Зич тўғри боғлиқлик		

Eviews дастурида жуфт корреляция коэффициентлари матричасини тузишни кўриб чиқамиз. Бунинг учун қуйидаги менюдан фойдаланиш керак:

View – Covarianceanalysis – Sorrelation

Менюдаги буйруқларни танлаш 13.20-расмда келтирилган.



13.20-расм. Жуфт корреляция коэффициентларини ҳисоблаш буйруқларини танлаш

Барча параметрлар ўрнатилгандан сўнг ОК кнопкаси босилса, регрессия моделига киритилган ўзгарувчилар ўртасида қуйидаги кўринишдаги корреляцион матрица пайдо бўлади (14.4-жадвал).

14.4-жадвал

Ўзгарувчилар ўртасидаги корреляцион матрица

Covariance Analysis: Ordinary	
Date: 08/23/18 Time: 01:24	
Sample: 1 76	
Included observations: 76	

Correlation						
t-Statistic						
Probability	Y	X ₅	X ₃	X ₄	X ₂	X ₁
Y	1.000000					

X ₅	0.695191	1.000000				
t-Statistic	8.319494	-----				

Probability	0.0000	-----				
X3	0.556808	0.482738	1.000000			
t-Statistic	5.766443	4.741758	-----			
Probability	0.0000	0.0000	-----			
X4	-0.173766	-0.077279	0.117547	1.000000		
t-Statistic	-1.517886	-0.666771	1.018240	-----		
Probability	0.1333	0.5070	0.3119	-----		
X2	0.674477	0.568889	0.564900	0.040088	1.000000	
t-Statistic	7.858728	5.950482	5.889109	0.345124	-----	
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.7310	-----	
X1	0.786734	0.695302	0.507837	-0.009704	0.601460	1.000000
t-Statistic	10.96359	8.322061	5.071180	-0.083485	6.476317	-----
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.9337	0.0000	-----

Корреляцион матрицада ўзгарувчилар (Y ва X_i) ўртасидаги жуфт корреляция коэффициентларининг тўплами акс этирилади (бундан ташқари таҳлилнинг тўлиқлигини таъминлаш мақсадида фойдаланувчи хусусий ва жуфт корреляция коэффициентлари бўйича уларнинг ҳисобланган t-статистика ва эҳтимоллигининг қийматларини бериши мумкин).

Юқорида кўриб чиқилаётган мисолимиз бўйича корреляцион матрица таҳлили шуни кўрсатадики, хусусий корреляция коэффициентлари орасида энг юқори зич боғлиқлик Y (аҳоли жон бошига тўғри келадиган ЯИМ) ва X_1 (интернетдан фойдаланувчилар сони) ўзгарувчилари ўртасида кузатилмоқда, улар ўртасидаги корреляция коэффициентлари 0,78 га тенг. Бу ҳолат ушбу ўзгарувчилар ўртасида зич тўғри боғлиқликнинг мавжудлигини кўрсатади (интернетдан фойдаланувчилар сонининг ортиб бориши аҳоли жон бошига ЯИМнинг ўсиб боришини билдиради). Бундан ташқари тўғри боғлиқлик Y (аҳоли жон бошига тўғри келадиган ЯИМ) ва X_2 (демократиянинг ривожланиш индекси), Y (аҳоли жон бошига тўғри келадиган ЯИМ) ва X_3 (соғлиқни сақлашга ажратилган умумий харажатлар), Y (аҳоли жон бошига тўғри келадиган ЯИМ) ва X_5 (ўртача умр кўриш давомийлиги) ўзгарувчилари ўртасида кузатилмоқда. Y (аҳоли жон бошига тўғри келадиган ЯИМ) ўзгарувчига X_5 (ишсизлик даражаси) ўзгарувчиси тескари таъсир кўрсатмоқда.

Бу эса мантиқан тўғри бўлиб, ишсизликнинг камайиши ўз навбатида ЯИМнинг ўсишига олиб келади.

Бироқ, корреляция коэффиценти қиймати тадқиқ қилинаётган ўзгарувчилар ўртасида сабаб-оқибат боғланишларининг мавжудлигини исботлаб бера олмайди ҳамда ўз навбатида омиллар ўзгаришидаги ўзаро келишув даражасини намоён қилади.

Шуни қайд қилиш керакки, баъзи ҳолларда корреляция коэффицентининг 0 дан фарқланиши танлама маълумотларидаги тасодифий тебранишларга асосланган бўлади. Шу муносабат билан танлама тўпلام натижалари бўйича хулосани бош тўпلامга тарқатишга имкон берувчи чизикли корреляция коэффицентининг аҳамиятлилигини баҳолаш зарурати пайдо бўлади.

Қуйидаги статистик гипотеза текширилади:

$$H_0 : \rho = 0.$$

Икки томонлама алтернативага қарши:

$$H_1 : \rho \neq 0.$$

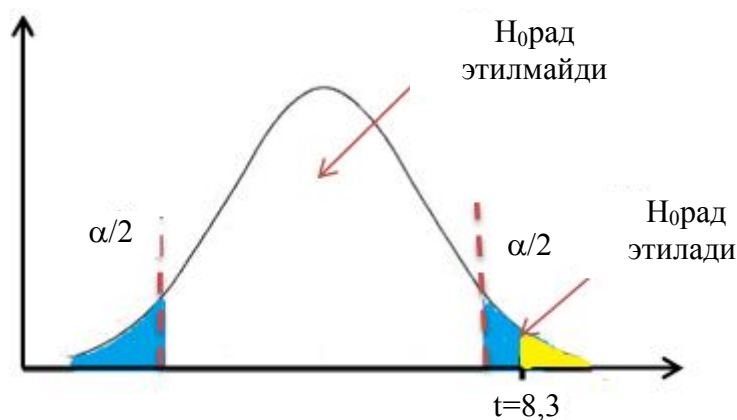
Яъни, бош тўпلامда таҳлил қилинаётган Y ва X_1 омиллар бир-бири билан корреляцион боғлиқлик мавжуд эмас деган статистик гипотезани текшириш амалга оширилмоқда. Нолинчи гипотезанинг мавжудлигида t -статистика озодлик даражалари $n-2$ тенг Стюдент тақсимотига эга бўлади:

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \sim t_{n-2}$$

Бундан келиб чиққан ҳолда α нинг берилган муҳимлик даражасида $|t| > t_{кр}$ бўлганда H_0 гипотеза рад этилиб, алтернатив гипотеза қабул қилинади.

Бизнинг ҳолатда корреляцион матрицада Probability берилган, бошқа амалий дастурлар пакетларида p-value, ёки P-znachenie– бу нолинчи гипотезанинг бажарилиши эҳтимолидир. Юқорида келтирилган мисолда нолинчи гипотеза – бу Y ва X_5 омиллар ўртасида алоқа мавжуд эмас деб қабул қиламиз. Чунки унда Probability = 0,0000 га тенг ва аввалдан ўрнатилган критик

қиймат $\alpha = 0,05$ дан кичик, бундан келиб чиқиб, нолинчи гипотеза рад этилади. Юқоридаги мисолимизда Y ва X_5 омиллар ўртасида алоқа статистик аҳамиятга эга ҳисобланади (13.21-расм).



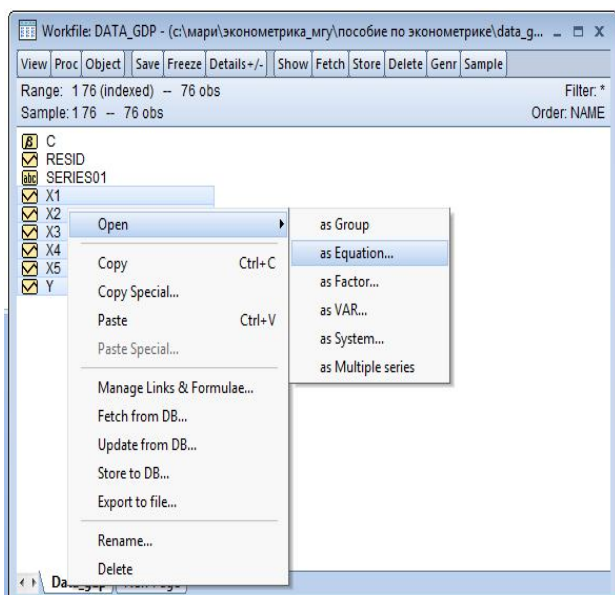
13.21-расм. Нолинчи гипотезани бажарилишини текшириш

$S(\text{Probability})=0,000$ (X_5 учун), ёки p-value. Probability нинг қиймати эгри чизиқ тагидаги майдон бўлиб, t-статистика кузатиладиган қийматининг ўнг томонида жойлашган. Агар $\text{Probability} < \alpha$ бўлса, у ҳолда H_0 гипотеза рад этилади.

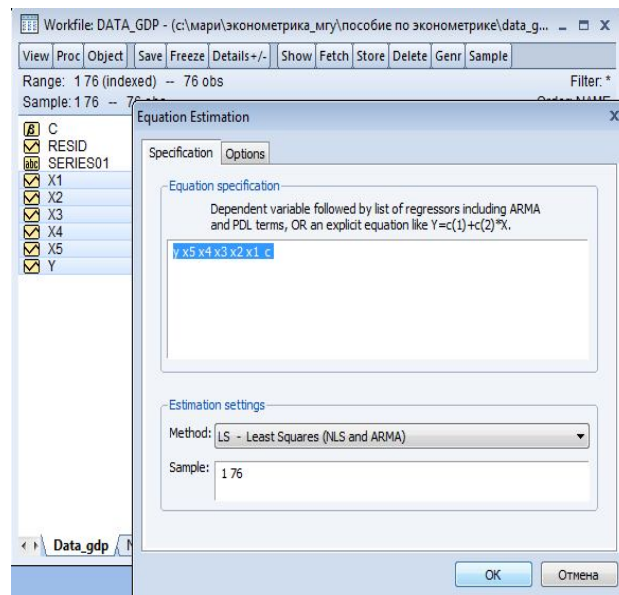
13.9. Кўпликдаги регрессия моделини тузиш

EViews дастурида кўпликдаги регрессия моделини тузиш учун маълумотлар ойнасида жойлашган омилларни танлаш лозим. **Ctrl** кнопкасини босган ҳолда аввало натижавий омил Y ва кетма-кет X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 омилларни белгилаймиз. Кейин сичқончанинг ўнг кнопкасини босиб **Open** → **as Equation** буйруғини танлаймиз (13.22-расм).

Equation estimation ойнасида натижавий омил Y ва таъсир этувчи X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 омиллар ҳамда озод ҳад C келтирилади (бу ерда албатта биринчи бўлиб натижавий омил Y туриши шарт, таъсир этувчи омилларнинг қайси тартибда жойлашиши муҳим эмас, уларни исталган тартибда жойлаштириш мумкин) (13.23-расм).



13.22-расм. Регрессия модели учун тенгламани танлаш



13.23-расм. Регрессия модели учун ўзгарувчилар ва озод хадни жойлаштириш

13.23-расмда келтирилган тенглама бўйича кўкликдаги регрессия моделини тузиш учун ОК кнопкеси босилади (кўкликдаги регрессия моделини тузишда “Энг кичик квадратлар усули” дан фойдаланилади (LS – Least Squares)). Натижа қуйидаги 13.5-жадвалда келтирилган.

13.5-жадвал

EViews дастурида регрессион таҳлил натижалари

Dependent Variable: Y				
Method: LeastSquares				
Date: 01/25/18 Time: 18:26				
Sample: 1 76				
Included observations: 76				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X5	0.714090	0.398281	1.792932	0.0773
X4	-0.644238	0.219685	-2.932551	0.0045
X3	1.091209	0.646712	1.687317	0.0960
X2	2.814424	0.994962	2.828675	0.0061
X1	0.432715	0.085110	5.084161	0.0000
C	-80.32901	26.87854	-2.988593	0.0039
R-squared	0.741245	Meandependentvar.		20.32182
Adjusted R-squared	0.722763	S.D. dependentvar.		21.35058
S.E. of regression	11.24179	Akaikeinfocriterion		7.752809
Sumsquaredresid.	8846.445	Schwarzcriterion		7.936815
Loglikelihood	-288.6068	Hannan-Quinn criter.		7.826347
F-statistic	40.10532	Durbin-Watsonstat.		1.827987
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ушбу жадвалда келтирилган ҳисоб-китоблар бўйича кўпликадаги регрессия моделини кўринишини ёзамиз.

$$\hat{Y} = -80.33 + 0.43 \cdot X_1 + 2.81 \cdot X_2 + 1.09 \cdot X_3 - 0.64 \cdot X_4 + 0.71 \cdot X_5$$

Жадвалда келтирилган кўрсаткичларнинг мазмунини келтириб ўтамиз.

Dependent Variable: Y – Боғлиқ ўзгарувчи: Y.

Method: Least Squares – Метод: энг кичик квадратлар.

Date: 01/25/18 Time: 18:26 – Сана:01/25/18 Вақт: 18:26.

Sample: 1 76 – Қатор: 1 76.

Included observations: 76 – Киритилган ўзгарувчилар: 76.

Variable – Ўзгарувчи.

Coefficient – Модел коэффициентларининг топилган баҳолари.

Std.Error – Модел коэффициентларининг стандарт хатолари.

t-Statistic – Модел коэффициентлари баҳоларининг аҳамиятлилиги тўғрисида гипотезани текширишда фойдаланиладиган Стюдент мезони,

Probability – агар бирор ўзгарувчи (омил) нинг р-қиймати $\alpha = 0.05$ критик даражадан кичик бўлса, у ҳолда нолинчи гипотеза (модел коэффициентлари муҳим эмаслиги тўғрисида) рад этилади, бундан эса коэффициент муҳим эканлиги келиб чиқади.

Тузилган модел коэффициентлари баҳолари муҳимлигини текшириш.

t-Statistic моделдаги коэффициент баҳосини унинг стандарт хатолигидан неча марта катта эканлигини кўрсатади.

t-Statistic = Coefficient / Std. Error.

Юқорида кўриб чиқилган мисолимиз бўйича X_1 коэффициенти баҳосининг муҳимлиги тўғрисидаги гипотезани текшириш процедурасини ифодалаймиз.

$H_0: \Theta_1 = 0$ - X_1 ўзгарувчи Y натижавий ўзгарувчига муҳим таъсир кўрсатмайди.

$H_1: \Theta_1 \neq 0$ - X_1 ўзгарувчи Y натижавий ўзгарувчига муҳим таъсир кўрсатади.

1) t -статистиканинг ҳисобланган қийматини аниқлаймиз:

$$t_p = \frac{\hat{\Theta}_1}{se(\hat{\Theta}_1)}$$

2) Муҳимлик даражасини танлаймиз (агар у ҳақиқатда тўғри бўлса H_0 гипотезани рад этиш эҳтимолидир).

Олиб борилаётган тадқиқотларга қараб муҳимлик даражаси $\alpha = 0.01$ ёки 1%; $\alpha = 0.05$ ёки 5% танланади.

3) Стюдентнинг тақсимот жадвалидан t -статистиканинг критик қийматини топамиз:

$$t_{кр.}(\alpha; n - m).$$

4) Агар $|t_p| < t_{кр}$ бўлса, H_0 гипотеза рад етилмайди.

Тузилган кўпликадаги регрессия модели коэффицентлари баҳоларининг муҳимлигини текширишнинг алтернатив усули – бу Probability қийматини ўрнатилган критик даража ($\alpha = 0.01; \alpha = 0.05; \alpha = 0.1$) билан таққослашдир. Агар p -қиймат (p -значение) ўрнатилган критик даражадан кичик бўлса, у ҳолда нолинчи гипотеза (модел коэффицентларининг муҳим эмаслиги тўғрисида) рад этилади, бундан эса коэффицент муҳим эканлиги келиб чиқади.

13.10. Тузилган модел сифатини таҳлил қилиш

Eviews дастурида олинган жуфт ёки кўпликадаги регрессия моделининг сифатини таҳлил қилиш керак. Бу эса мазкур моделдан кейинчалик иқтисодий кўрсаткичларни прогнозлашда ва қарор қабул қилишда муҳим ҳисобланади.

Тузилган регрессия модели сифатининг асосий мезонлари қуйидаги 13.6-жадвалда келтирилган.

13.6-жадвал

Регрессия модели сифатининг асосий мезонлари

R-squared	0.741245	Детерминация коэффиценти. Бу моделнинг маълумотларга қанчалик яхши мос келишини кўрсатади R-squared нинг қиймати қанчалик 1 га яқин бўлса, регрессия тенгламасининг таналама
------------------	----------	--

		<p>маълумотларига “яхши сифатли тўғрилаш” бўлади. Таҳлил қилинаётган Y ўзгарувчи умумий вариациясининг қайси улуши таъсир этувчи ўзгарувчиларнинг (X_i) ўзгаришига боғлиқ эканлигини кўрсатади. $0 \leq R^2 \leq 1$.</p> <p>Қуйидаги формула билан ҳисобланади:</p> $R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$ <p>Агар $R^2 = 1$ бўлса, бу шуни билдирадики, Y ўзгарувчининг барча вариацияси (ўзгариши) таъсир этувчи ўзгарувчиларнинг ўзгаришлари билан асосланади. Яъни, биз таъсир этувчи ўзгарувчиларни берилган қийматлари бўйича Y ўзгарувчининг қийматларини хатосиз прогноз қилиш имконига эга бўламиз.</p> <p>Масалан, $R^2 = 0,74$ ёки 74% га тенг бўлсин. Бу натижавий ўзгарувчининг (Y) 74% вариацияси (ўзгариши) регрессия моделига киритилган омилли белгиларнинг вариациясига боғлиқлигини кўрсатади. Қолган 26% регрессия тенгламасига киритилмаган омилли белгилар ҳамда тасодифий омиллар таъсиридир</p>
Adjusted R-squared	0.722763	<p>Текисланган детерминация коэффиценти. Регрессия моделига янги регрессорлар (ўзгарувчилар) қўшилиши билан детерминация коэффиценти қиймати камаймайди, балки доимо ўсиб боради. Регрессия моделларини детерминация коэффицентлари бўйича таққослаш тўғри бўлмайди, шунинг учун текисланган детерминация коэффицентидан фойдаланилади. Текисланган детерминация коэффиценти регрессия моделига янги ўзгарувчиларни киритилгани учун “штраф” солади. Текисланган детерминация коэффиценти қуйидаги формула бўйича ҳисобланади:</p> $R_{adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-p-1} = R^2 - \frac{p}{n-p-1} (1 - R^2),$ <p>бу ерда r – боғлиқ бўлмаган (таъсир этувчи) ўзгарувчилар сони; n – кузатувлар сони.</p> <p>r ортиб бориши билан $\frac{p}{n-p-1}$ нисбат ҳам ортади ва бундан келиб чиққан ҳолда R^2 ни тўғрилаш камайиш томонга қараб боради</p>
S.E. of regression	11.24179	<p>Регрессиянинг стандарт хатолиги. Мазкур қийматни квадратга оширганда регрессия қолдиқлари дисперсияси ҳосил бўлади. У қиймат қанчалик кичик бўлса, шунча яхши</p>

Sum squared resid	8846.445	Қолдиклар квадратлари йиғиндиси
Log likelihood	-288.6068	Максимал ўхшашлик функциясининг қиймати
F-statistic	40.10532	Тузилган регрессия моделининг статистик аҳамиятлилигини, яъни барча X_i лар биргаликда Y га таъсир қилишини текширади. F -статистика куйидаги формула билан ҳисобланади: $F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-p-1}{p}$
Prob (F-statistic)	0.000000	Н ₀ : $\Theta_1 = \Theta_2 = \Theta_3 = \dots = \Theta_p = 0$ бўлса, регрессия тенгламаси аҳамиятга эга эмас, яъни таъсир этувчи ўзгарувчилар коэффициентлари нолга тенг. Агар t -қиймат (t -znachenie, p -value) 0,05 дан кичик бўлса, у ҳолда натижавий ўзгарувчи Y ва таъсир этувчи ўзгарувчилар (X_i) лар ўртасида чизикли боғлиқликнинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги гипотеза рад этилади (хатоликнинг $\alpha = 0.05$ эҳтимоллиги билан)
Meandependentvar.	20.32182	Боғлиқ ўзгарувчининг ўртача қиймати
S.D. dependentvar.	21.35058	Боғлиқ ўзгарувчининг стандарт четланиши
Akaikeinfocriterion	7.752809	Акайкенинг ахборот мезони. AIC (Akaike info criterion) нинг минимал кўрсаткичига эга бўлган модел танланади (Иккита регрессия модели таққосланаётган бўлса)
Schwarz criterion	7.936815	Шварцнинг ахборот мезони. SIC (Schwarz criterion) нинг минимал кўрсаткичига эга бўлган модел танланади (Иккита регрессия модели таққосланаётган бўлса)
Durbin-Watson stat.	1.827987	Дарбин-Уотсон статистикаси. Автокорреляцияни аниқлашда фойдаланилади.

Моделдаги детерминация коэффициенти шуни кўрсатадики, аҳоли жон бошига ЯИМ (Y) 74% га моделга киритилган омилларга боғлиқ. Қолган 26% эса ҳисобга олинмаган омиллар таъсиридир (интернетдан фойдаланувчилар сони X_1 , демократиянинг ривожланиш индекси X_2 , соғлиқни сақлашга сарфланадиган умумий харажатлар X_3 , ишсизлик даражаси X_4 , кутилаётган умр кўриш давомийлиги X_5). Аҳоли жон бошига ЯИМга (Y) муҳим (5% лик муҳимлик даражасида) таъсир этувчи омиллар бўлиб куйидагилар ҳисобланади (коэффициентлар баҳоларининг t -статистикасидаги t -қийматга мос равишда): интернетдан фойдаланувчилар сони X_1 , демократиянинг ривожланиш индекси X_2 , ишсизлик даражаси X_4 . Омилларнинг ҳисобланган коэффициентларига мос равишда интернетдан фойдаланувчилар сони 1% га ортиши аҳоли жони бошига

ЯИМнинг 1,19% га ортишига, демократиянинг ривожланиш индекси 1% га ўсиши аҳоли жони бошига ЯИМнинг 0,9% га ортишига, ишсизлик даражасининг 1% га ортиши эса аҳоли жони бошига ЯИМнинг 0,28% га камайишига олиб келади. Муҳим омиллар орасида боғлиқ ўзгарувчига энг кўп таъсир этувчи омил бўлиб интернетдан фойдаланувчилар сони ҳисобланади ва энг катта эластикликка эга.

Тузилган регрессия моделининг адекватлигини (ўрганилаётган жараёнга мос келиши) Фишернинг F-статистикаси кўрсатади. F-статистиканинг α -қиймати 0,05 дан кичик, бу эса регрессион моделнинг аҳамиятлилигини билдиради.

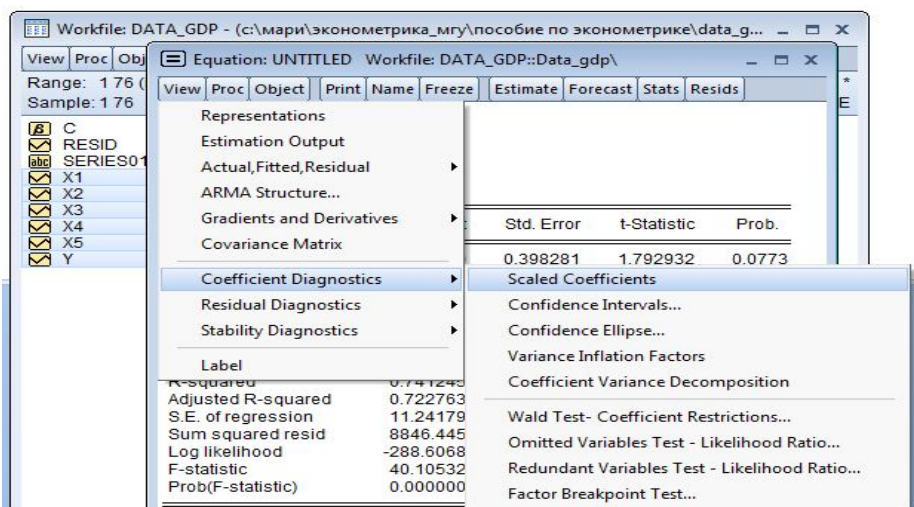
Эластиклик коэффиценти.

Эластиклик коэффиценти бирор таъсир этувчи ўзгарувчининг (X_i) ўртача 1 фоизга ўзгариши, натижавий ўзгарувчи Y нинг қанчага ўзгаришини кўрсатади. Эластиклик коэффиценти қуйидаги формула бўйича ҳисобланади:

$$\varepsilon_i = \Theta_i \cdot \frac{\bar{X}_i}{\bar{Y}}$$

EViews дастури ёрдамида омиллар бўйича эластик коэффицентлари қуйидагича ҳисобланади (13.24-расм).

Регрессия тенгламаси ойнаси → View → Coefficient Diagnostics → Scaled Coefficients



13.24-расм. Эластиклик коэффицентларини ҳисоблаш

13.24-расмда келтирилган буйруқларни кетма-кет бажариш натижасида ўзгарувчилар бўйича эластик коэффициентларига эга қуйидаги 13.7-жадвални ҳосил қиламиз.

13.7-жадвал

Кўпликдаги регрессия тенгламаси коэффициентлари, стандартлаштирилган коэффициентлар ва эластиклик коэффициентлари

Scaled Coefficients			
Date: 01/25/18 Time: 21:51			
Sample: 1 76			
Included observations: 76			
Variable	Coefficient	Standardized Coefficient	Elasticity at Means
X5	0.714090	0.159876	2.694371
X4	-0.644238	-0.181821	-0.281502
X3	1.091209	0.130988	0.409367
X2	2.814424	0.237464	0.932311
X1	0.432715	0.464462	1.198299
C	-80.32901	NA	-3.952845

Elasticity at means қийматлари $\varepsilon_i = \Theta_i \cdot \frac{\bar{X}_i}{\bar{Y}}$ формула бўйича ҳисобланган.

Назорат учун вазифалар

Вариант 1

1. Эконометрикага кириш. Фаннинг мақсади ва вазифалари (эконометриканинг предмети, мақсади, эконометриканинг вазифалари, асосий эконометрик усуллар).

2. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқлар турларини ўрганиш (корреляцион боғланиш, функционал боғланиш, жуфт корреляция, корреляцион таҳлил).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосида корреляция коэффициенти ҳисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	11	8
2	13	9
3	15	11
4	17	12
5	19	14
6	22	16
7	26	16
8	34	18
9	37	21
10	42	25

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

Эконометрика – бу:

- a) Математика ва иқтисодиёт синтези;
- b) Математика ва статистика синтези;
- c) Математика, иқтисодиёт ва статистика синтези;

d) Эҳтимоллар назарияси ва иқтисодиёт синтези.

Дискрет тасодифий миқдорнинг математик кутилишини кўрсатинг:

a) $M(X) = \sum_{i=1}^n x_i p_i$

b) $M(X) = \sum_{i=1}^n x_i$

c) $M(X) = \sum_{i=1}^n p_i$

d) $M(X) = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{p_i}$

Агар X ва Y омилларистатистик зич боғланган бўлса корреляция коэффиценти r_{xy} куйидаги ораликда ўзгаради:

a) $0,6 < r_{xy} \leq 0,96$

b) $0,4 \leq r_{xy} \leq 0,6$

c) $0 < r_{xy} \leq 0,3$

d) $-\infty < r_{xy} < \infty$

Регрессия коэффиценти – :

a) Таъсир этувчи ва натижавий омил орасидаги боғланиш зичлигини кўрсатади;

b) Таъсир этувчи омилнинг бир бирликка ўзгариши, натижавий омилнинг қанчага ўзгаришини кўрсатади;

c) Таъсир этувчи омилнинг бир фоизга ўзгариши;

d) Натижавий омилнинг бир бирликка ўзгариши, таъсир этувчи омилнинг қанчага ўзгаришини кўрсатади.

Эконометрик моделлар иқтисодий жараёнларини:

a) Аналитик жиҳатдан ўрганади;

b) Сифат жиҳатдан ўрганади;

c) Психологик жиҳатдан ўрганади;

d) Миқдорий ва сифат жиҳатдан ўрганади.

Вариант 2

1. Иқтисодий эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги (эконометрик моделлаштириш ва моделларнинг аҳамияти, эконометрик модель, асосий эконометрик усуллар).

2. Чизиқли ва чизиқсиз регрессион боғланишлар (корреляцион боғланиш, боғланишларни ўрганишда функциялардан фойдаланиш, чизиқли функция, чизиқсиз функциялар).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1.Талаб ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2.Таклиф ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели

тузилсин $Q_s = b_0 + b_1 P$.

n	Qd	P	Qs
1	30	6	16
2	29	7	18
3	27	9	20
4	23	10	24
5	20	12	26
6	16	15	28

4. Масала

Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарх

2.Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми

3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффициентлари.

5. Тестлар

Эконометрик моделнинг умумий кўриниши:

a) $Y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$

b) $Y = f(x_1, c, y_1)$

c) $Y = f(Y)$

d) $X = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$

Энг кичик квадратлар усулидан:

- a) Динамик қаторлардаги ўртача қийматларни аниқлашда фойдаланилади;
- b) Омиллар орасидаги боғланиш зичлигини аниқлашда фойдаланилади;
- c) Динамик қаторларни текислаш учун фойдаланилади;
- d) Омилларнинг ўртача квадрат четланишини аниқлашда фойдаланилади;

Омиллар ўртасида тескари боғланиш мавжуд – агар:

- a) $r = 1$ -бўлса
- b) $0 < r < 1$ - бўлса
- c) $r = 1,2$ -бўлса
- d) $-1 < r < 0$ -бўлса

Математик кутилишнинг биринчи хоссаси:

- a) Ўзгармас миқдорнинг математик кутилиши шу ўзгармаснинг ўзига тенг:
 $M(C) = C$;
- b) Ўзгармас кўпайтувчини математик кутилиш белгисидан ташқарига чиқариш мумкин: $M(CX) = CM(X)$;
- c) Иккита эркин X ва Y тасодифий миқдорлар кўпайтмасининг математик кутилиши уларнинг математик кутилишлари кўпайтмасига тенг:
 $M(XY) = M(X)M(Y)$;
- d) Иккита тасодифий миқдор йиғиндисининг математик кутилиши кўшилувчиларнинг математик кутилишлар йиғиндисига тенг:
 $M(X + Y) = M(X) + M(Y)$.

Прогнозда экстраполяция қуйидаги модел орқали қилинади:

- a) Тренд моделлари;
- b) Оптималлаштириш моделлари;
- c) Баланс моделлари;
- d) Эвристик моделлари.

Вариант 3

1. Эконометрик модель тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар(эконометрик модель, эндоген ва экзоген ўзгарувчилар, чизикли ва чизиксиз эконометрик моделлар).

2. Энг кичик квадратлар усули(хақиқий қиймат, текисланган қиймат, формуласи, нормал тенгламалар тизими).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосидакорреляция коэффициентини ҳисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	13	11
2	15	12
3	15	12
4	16	13
5	18	15
6	20	16
7	21	18
8	24	20
9	27	21
10	30	23

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

Умумий кўринишида эконометрик модел қуйидагича ёзилади:

a) $Y = f(\alpha, \infty, \dots, \partial)$

b) $Y = f(1, 2, \dots, n)$

c) $Y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$

d) $Y = (x_1, x_2, \dots, x_n)$

Мультиколлинеарлик - бу:

- a) Натижавий омил билан таъсир этувчи омиллар орасидаги алоқанинг мавжуд эмаслиги;
- b) Натижавий омил билан таъсир этувчи омиллар орасидаги алоқанинг 0 ва 0,5 оралиқда эканлиги;
- c) Таъсир этувчи омиллар орасида зич алоқанинг мавжудлиги;
- d) Хусусий корреляция коэффиценти -1 ва 0 оралиғида бўлиши.

Корреляция коэффиценти кўрсатинг:

a) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} + \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x - \sigma_y}$

b) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y}$

c) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y}$

d) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x + \sigma_y}$

Энг кичик квадратлар усули қуйидаги формула билан ифодаланади:

a) $S = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \min$

b) $S = \sum (\bar{Y}_t - Y)^2 \rightarrow \min$

c) $S = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \max$

d) $S = \sum (Y + \bar{Y}_t)^2$

Эконометрик модел - бу:

- a) Оптималлаштириш модели;
- b) Стохастик модел;
- c) Детерминик модел;
- d) Физик модел

Вариант 4

1. Эконометрик моделлаштириш босқичлари(спецификациялаш, идентификация қилиш, верификация қилиш, прогноз қилиш).

2. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар (тасодифий миқдор, дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар, дискрет тасодифий миқдорнинг математик кутилиши).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2. Таклиф ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

n	Qd	P	Qs
1	23	3	11
2	20	5	14
3	16	6	16
4	15	9	20
5	13	14	24
6	10	18	26

4. Масала

Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарх
2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми
3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффициентлари.

5. Тестлар

Дисперсия аниқловчи бандни кўрсатинг:

а)
$$\sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n}$$

$$b) \sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2 \cdot m}{\sum m}$$

$$c) \sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n}}$$

$$d) \sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{\sum m}}$$

Омиллар о'rtasida to'g'ri bog'lanish mavjud – agar:

- a) $0 < r < 1$ - бўлса
- b) $r = 1,2$ - бўлса
- c) $r = -0,2$ - бўлса
- d) $r = 1$ - бўлса

Ушбу функциялардан қайси бири чизиқли функция?

- a) $y = a + bx^2$;
- b) $y = a + b/x$;
- c) $y = a + bx$;
- d) $y = a + bx + c/x^2$.

Тренд типлари:

- a) Тўғри чизиқли, парабола, гипербола, логистик, экспоненциал;
- b) Тўғри чизиқли, парабола, гипербола, логистик;
- c) Парабола, гипербола, логистик, экспоненциал;
- d) Тўғри чизиқли, парабола.

Иқтисодий жараёнларини прогнозлаш – бу:

- a) Бир-бирлик маҳсулот ишлаб чиқаришга кетадиган ўртача харажатларни аниқлаш;
- b) Кўрсаткичларнинг истиқболдаги ҳолатини аниқлаш;
- c) Фойда даражасини максималлаштириш;

d) Режа кўрсаткичларини ҳақиқий кўрсаткичлар билан таққослаш.

Вариант 5

1. Тасодифий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш (вариация, дисперсия, ўртача квадратик фарқ, мода, медиана).

2. Эконометрик моделлар таснифи (умумий кўриниши, бир тенгламали, тенгламалар тизими кўринишидаги модел, вақтли каторлар).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосида корреляция коэффициенти ҳисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	16	11
2	14	15
3	13	14
4	12	15
5	12	17
6	10	19
7	8	21
8	6	24
9	5	24
10	4	27

4. Масала. Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

$$\sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n} - \text{бу:}$$

- a) Ўртача квадратик фарқ
- b) Дисперсия
- c) Арифметик ўртача
- d) Мода

Эконометрик усуллар ва моделлар аҳамияти қуйидагилардан иборат:

- a) Иқтисодий ва табиий фанларни ривожлантиришда етакчи восита бўлиб хизмат қилади;
- b) Иқтисодиётнинг келгусидаги ривожланишини олдиндан айтиб бериб тузилган прогнозларни умумий амалга ошириш вақтида айрим тузатишларни киритиш имконини беради;
- c) Ҳисоблаш ишларини механизациялаш ва автоматлаштириш билан бирга, ақлий меҳнатни енгиллаштиради ва иқтисодий соҳа ходимларнинг меҳнатини илмий асосда ташкил этади ва бошқаради;
- d) Ҳамма жавоблар тўғри.

Дискрет (узлукли) тасодифий миқдор деб:

- a) ажралган қийматларни қабул қилувчи миқдорга айтилади
- b) чекли ёки чексиз ораликдаги барча қийматларини қабул қилиши мумкин бўлган миқдорга айтилади
- c) айрим, ажралган қийматларни маълум эҳтимоллар билан қабул қилувчи миқдорга айтилади
- d) аввалдан маълум бўлган ва олдиндан инобатга олиб бўладиган миқдорга айтилади

Кўп омилли чизиқли боғланишни кўрсатинг:

- a) $Y_x = a_0 + a_1X_1 + \dots + a_nX_n$
- b) $Y_x = a_0 + a_1X$
- c) $Y_x = a_0 + a_1X^2$
- d) $Y_x = a_0 + a_1^X$

Частота (m):

- a) нисбий миқдор бўлиб, ҳар вариантнинг тўпلامда неча фоиз бор учрашувини кўрсатади;
- b) абсолют миқдор бўлиб, ҳар вариантнинг тўпلامда неча бор учрашувини кўрсатади;
- c) ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси;

d) тартибли вариацион қатор

Вариант 6

1. Корреляцион-регрессион таҳлилида энг кичик квадратлар усулининг қўлланилиши (энг кичик квадратлар усулининг мазмуни, нормал тенгламалар тизими).

2. Эконометрик моделлари (эконометрик модель тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2. Таклиф ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

N	Qd	P	Qs
1	10	2	6
2	7	4	8
3	6	6	10
4	5	8	11
5	3	10	14
6	1	12	16

4. Масала. Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарҳ

2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми

3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффицентлари.

5. Тестлар

Корреляция коэффиценти r_{xy} қуйидаги ораликда ўзгаради:

a) $0 < r_{xy} < 1$

b) $-1 < r_{xy} < 0$

- c) $-1 \leq r_{xy} \leq 1$
- d) $-\infty < r_{xy} < \infty$

Эконометриканинг вазифалари:

- a) Моделни оптималлаштириш;
- b) Моделни идентификациялаш, верификациялаш, прогноз қилиш;
- c) Тажрибалар қилиш;
- d) Мантиқий таҳлил қилиш.

Узлуксиз тасодифий миқдор деб:

- a) ажралган қийматларни қабул қилувчи миқдорга айтилади
- b) чекли ёки чексиз ораликдаги барча қийматларини қабул қилиши мумкин бўлган миқдорга айтилади
- c) айрим, ажралган қийматларни маълум эҳтимоллар билан қабул қилувчи миқдорга айтилади
- d) аввалдан маълум бўлган ва олдиндан инобатга олиб бўладиган миқдорга айтилади

$$w_i = \frac{m_i}{\sum_{i=1}^n m_i} - \text{бу:}$$

- a) Частота улуши;
- b) Мода;
- c) Медиана;
- d) Корреляция коэффициенти

Модел сўзи:

- a) жараёндеган маънони англатади;
- b) тасодифийдеган маънони англатади;
- c) ўлчов, меъёр деган маънони англатади;
- d) яқинлаштириш, ёндашишдеган маънони англатади.

Вариант 7

1. Корреляция коэффиценти ва ковариация(боғланиш зичлиги, формула, ўртача, ўртача квадратик фарқ, математик кутилиш).

2. Вариацион қаторларни гуруҳлаш(гуруҳланган маълумотлар, Стерждесс формуласи, интервал, гуруҳланган қаторни ўртачаси, дисперсияси).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосида корреляция коэффиценти ҳисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	12	17
2	14	15
3	15	14
4	15	13
5	16	12
6	17	10
7	19	9
8	23	7
9	24	7
10	29	5

4. Масала. Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

Эконометриканинг мақсади:

- a) Реал иқтисодий объектларни моделлаштириш ва миқдорий таҳлил қилишнинг усуллари ишлаб чиқиш
- b) Ахборотларни қайта ишлаш
- c) Физик объектларни моделлаштириш
- d) Сифатли, психологик миқдорий таҳлил қилишнинг усуллари ишлаб чиқиш

$Y_x = a_0 + a_1X$ - бу:

- a) Бир омили чизиқсиз боғланиш
- b) Бир омили чизиқли боғланиш
- c) Кўп омили чизиқли боғланиш
- d) Кўп омили чизиқсиз боғланиш

Гипербола - бу:

a) $y = a_0 + a_1x + a_2x^2$

b) $y_x = a_0x^a$

c) $\hat{y}_x = a_0e^x$

d) $y_x = a_0 + \frac{a_1}{x}$

Мода M_0 деб:

- a) энг катта частотага эга бўлган вариантага айтилади;
- b) вариацион қаторни вариантлар сони тенг бўлган икки қисмга ажратадиган вариантага айтилади;
- c) энг кичкина частотага эга бўлган вариантага айтилади,
- d) вариацион қаторнинг экстремал қийматлари фарқига айтилади.

Эконометрик модел - бу:

- a) иқтисодий-математик модел;
- b) моддий модел;
- c) физик модел;
- d) вербал модел.

Вариант 8

1. Эконометрикада эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари (тасодифий миқдорлар, тўпламлар, дисперсия, вариация коэффициенти).

2. “Энг кичик квадратлар” усули ёрдамида эконометрик моделни ҳисоблаш (усулнинг мазмуни, биринчи даражали ҳосилалар, нормал тенгламалар тизими).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2. Таклиф ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

n	Qd	P	Qs
1	17	3	9
2	15	5	11
3	10	7	12
4	8	9	14
5	7	11	16
6	6	12	16

4. Масала. Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарҳ

2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми

3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффицентлари.

5. Тестлар

Эконометрик моделлар иқтисодий жараёнларини:

- a) Психологик жиҳатдан ўрганади;
- b) Сифат жиҳатдан ўрганади;
- c) Миқдорий ва сифат жиҳатдан ўрганади;
- d) Аналитик жиҳатдан ўрганади.

Агар X ва Y омилар кучсиз бог'ланса коррелятсия коэффитсенти r_{xy} quyidagi oraliqda o'zgaradi:

- a) $0 < r_{xy} \leq 0,3$
- b) $0,4 \leq r_{xy} \leq 0,6$
- c) $0,6 < r_{xy} \leq 0,96$
- d) $-\infty < r_{xy} < \infty$

Сифатли кўрсаткичлар қаторини аниқланг:

- a) истеъмолчиларнинг диди, ишчининг маоши, шахснинг жинси
- b) ишчиларнинг сони, олий маълумотга эгаллиги, шахснинг жинси
- c) истеъмолчиларнинг диди, олий маълумотга эгаллиги, шахснинг жинси
- d) олий маълумотга эгаллиги, иш стажи, ишчининг маоши

Регрессия жуфт деб аталади:

- a) агар боғланиш функцияси битта ўзгарувчидан иборат бўлса;
- b) агар боғланиш функцияси бир неча ўзгарувчилардан иборат бўлса;
- c) агар боғланиш функцияси ўзгармас миқдордан иборат бўлса;
- d) тўғри жавоб йўқ

Нормал тенгламалар тизими келтирилган бандни кўрсатинг:

a)
$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum \sqrt{t} = \sum y \cdot t \end{cases}$$

$$b) \begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases}$$

$$c) \begin{cases} a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases}$$

$$d) \begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases}$$

Вариант 9

1. Корреляция коэффициентининг турлари ва ўзгариш интерваллари (корреляция коэффициенти формуласи, ўртача квадратик четланиш, кучсиз, ўртача, зич боғланиш, функционал, тўғри ва тескари боғланиш).

2. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар(боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар, боғлиқ ўзгарувчилар, омиллар сони).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида корреляция коэффициенти ҳисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	19	12
2	16	14
3	15	14
4	14	16
5	13	17
6	11	20
7	9	22
8	7	23
9	6	25
10	4	27

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1 x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф

берилсин.

5. Тестлар

Корреляция – бу:

- a) Омиларнинг координата ўқидан узоқлашиши;
- b) Нормал тенгламалар тизими;
- c) Омилар орасидаги боғланиш зичлиги;
- d) Модел ишончилиги.

$0 < r_{xy} \leq 0,3$ - бу холда

- a) X ва Y omillar kuchli bog'langan
- b) X ва Y omillar kuchsiz bog'langan
- c) X ва Y omillar bog'langan
- d) X ва Y omillar o'ta kuchsiz bog'langan

Ко'п омилли чизиqli bog'lanishni ko'rsating:

- a) $Y_x = a_0 + a_1X_1 + \dots + a_nX_n$
- b) $Y_x = a_0 + a_1X$
- c) $Y_x = a_0 + a_1X^2$
- d) $Y_x = a_0 + a_1^X$

$$R = \sqrt{1 - \frac{\sum(y_i - \hat{y})^2}{\sum(y_i - \bar{y})^2}} - \text{бу:}$$

- a) Корреляция индекси;
- b) Чизиqli корреляция коэффиценти;
- c) Детерминация коэффиценти;
- d) Регрессия тенгламаси.

Эконометрик модел шаклини танлашда қўлланадиган усул:

- a) Регрессион таҳлил усули;
- b) Корреляцион таҳлил усули;
- c) Экстраполяция усули;
- d) Прогноз усули.

Вариант 10

1. Эконометрик моделлар кўрсаткичларни ўлчов бирликлари (абсолют кўрсаткичлар натурал ва қийматли кўринишида, нисбий кўрсаткичлар, суъний (сифатли) кўрсаткичлар).

2. Иқтисодий жараёнларни моделлаштиришда регрессия таҳлилини вазифалари (регрессия тенгламалари, функциялар, параметрлар, энг кичик квадратлар усули, эластик коэффициентлари).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2. Таклиф ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

n	Q _d	P	Q _s
1	28	6	17
2	27	7	19
3	26	9	22
4	23	10	27
5	20	12	28
6	16	15	30

4. Масала

Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарҳ

2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми

3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффицентлари.

5. Тестлар

Корреляция коэффицентлари неча хил турда бўлади?

- a) Жуфт, хусусий ва кўпликдаги;
- b) Жуфт, кўпликдаги, доимий;
- c) Хусусий, кўпликдаги, ўзгарувчан;
- d) Кўпликдаги, доимий, мультиколлинеар.

Икки ҳодиса орасидаги боғланиш чизиқсиз бўлса:

- a) Чизиқли корреляция коэффицентлари аниқланади;
- b) Корреляция индекси аниқланади;
- c) Кўп омилли корреляция коэффицентлари аниқланади
- d) Ковариация аниқланади

Кўп омилли чизиқли боғланишни кўрсатинг:

- a) $Y_x = a_0 + a_1 X$;
- b) $Y_x = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n$;
- c) $Y_x = a_0 + a_1 X^2$;
- d) $Y_x = a_0 + a_1^X$.

Тўпلامли корреляция коэффицентини аниқловчи бандни кўрсатинг:

a) $R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}}$;

b) $R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2}{1 - r_{x_1x_2}^2}}$;

c) $R_{yx_j} = \sqrt{\frac{2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}}$;

d) $R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1}}$.

Натижавий кўрсаткич ва унга таъсир этувчи омиллар ўртасидаги боғланиш зичлигини аниқловчи коэффициент:

- a) Эластик коэффициенти;
- b) Стьюдент коэффициенти;
- c) Корреляция коэффициенти;
- d) Доимий коэффициент.

Вариант 11

1. Эконометрика фанини ўзлаштиришда асосий статистик тушунчаларини ахамияти(тўплам, вариация, вариация чегараси, частота, дисперсия, вариация коэффициенти, мода, медиана).

2. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш(корреляцион боғланиш, функционал боғланиш, корреляция сўзи).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосидакорреляция коэффициенти хисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	19	1
2	16	3
3	15	5
4	14	7
5	12	9
6	11	11
7	10	17
8	8	20
9	6	23
10	3	25

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф

берилсин.

5. Тестлар

Корреляцион боғланиш тури бўйича:

- a) Тўғри, тескари бўлади
- b) Тўғри чизикли, эгри чизикли бўлади
- c) Кучсиз, ўртача, зич бўлади
- d) Жуфт, кўп омили бўлади

Кўп омили корреляция коэффициентини аниқловчи бандни кўрсатинг:

$$a) R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}};$$

$$b) R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2}{1 - r_{x_1x_2}^2}};$$

$$c) R_{yx_j} = \sqrt{\frac{2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}};$$

$$d) R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1}}.$$

Эконометрик моделда қатнашадиган омилларни танлашда қўлланадиган усулни кўрсатинг:

- a) Регрессион таҳлил усули;
- b) Корреляцион таҳлил усули;
- c) Экстраполяция усули;
- d) Прогноз усули.

Вариация коэффициенти (V):

$$a) V_{\sigma} = \frac{1}{\bar{X}} \cdot 100\%$$

$$b) V_{\sigma} = \frac{\sigma}{\bar{X}} \cdot 100\%$$

$$c) V_{\sigma} = \frac{Y}{\bar{X}} \cdot 100\%$$

$$d) V_{\sigma} = \frac{\hat{\sigma}}{\bar{X}}$$

Кўп омилли чизиқли боғланишни кўрсатинг:

$$a) Y_x = a_0 + a_1 X;$$

$$b) Y_x = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n;$$

$$c) Y_x = a_0 + a_1 X^2;$$

$$d) Y_x = a_0 + a_1^X.$$

Вариант 12

1. Эконометрик моделларнинг ахборот таъминоти (иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати, боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш).

2. “Энг кичик квадратлар” усули ёрдамида эконометрик моделни ҳисоблаш (усулнинг мазмуни, биринчи даражали ҳосилалар, нормал тенгламалар тизими).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин
 $Q_d = a_0 + a_1 P$

2. Таклиф ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин
 $Q_s = b_0 + b_1 P$.

n	Qd	P	Qs
1	22	3	5
2	18	4	10
3	14	9	13
4	12	10	17
5	10	12	22
6	7	15	26

4. Масала. Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарҳ

2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми

3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффициентлари.

5. Тестлар

Эконометриканинг мақсади:

- a) Реал иқтисодий объектларни моделлаштириш ва миқдорий таҳлил қилишнинг усуллари ишлаб чиқиш
- b) Ахборотларни қайта ишлаш
- c) Физик объектларни моделлаштириш
- d) Сифатли, психологик миқдорий таҳлил қилишнинг усуллари ишлаб чиқиш

Корреляцион боғланиш шакли бўйича:

- a) Тўғри чизиқли, эгри чизиқли бўлади
- b) Тўғри, тескари бўлади
- c) Кучсиз, ўртача, зич бўлади
- d) Жуфт, кўп омилли бўлади

Нормал тенгламалар тизими келтирилган бандни кўрсатинг:

- a)
$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum \sqrt{t} = \sum y \cdot t \end{cases}$$
- b)
$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \end{cases}$$
- c)
$$\begin{cases} a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases}$$
- d)
$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases}$$

Статистик прогнозлашда қўлланадиган усулни кўрсатинг:

- a) Потенциаллар усули;
- b) Симплекс усули;
- c) Экстраполяция усули;
- d) Эвристик усул.

Вариант – бу:

- a) Белгининг ўзгаришидир;
- b) Ўзгарувчи белгининг конкрет ифодаси;
- c) Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси;
- d) Қаторнинг экстремал қийматлари фарқи.

Вариант 13

1. Энг кичик квадратлар усули ёрдамида динамик қаторларни текислаш (усулни маъноси, асосий математик формуласи, парабола, гиперболола, даражалик функцияларни тузиш).

2. Эконометрик моделлаштириш босқичлари(спецификациялаш, идентификация қилиш, верификация қилиш, прогноз қилиш).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосидакорреляция коэффициенти хисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	14	8
2	16	9
3	15	11
4	17	12
5	18	14
6	20	15
7	16	14
8	15	13
9	17	12
10	18	14

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизиқли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

Корреляцион боғланиш зичлиги бўйича:

- a) Кучсиз, ўртача, зич бўлади
- b) Тўғри чизикли, эгри чизикли бўлади
- c) Тўғри, тескари бўлади
- d) Жуфт, кўп омилли бўлади

Қайси бандда эластиклик коэффициентини аниқлаш формуласи тўғри келтирилган:

a) $\varepsilon_i = \frac{a_i}{x_i \cdot y_i}$;

b) $\varepsilon_i = a_i \cdot \frac{\bar{x}_i}{y}$;

c) $\varepsilon_i = a_i \cdot \frac{\bar{y}}{x_i}$;

d) $\varepsilon_i = \frac{\bar{y}}{x_i}$.

Қайси бандда эластиклик коэффициентини аниқлаш формуласи тўғри келтирилган:

a) $\text{cov}(X, Y) = M[(X(Y - M(Y)))]$;

b) $\text{cov}(X, Y) = M[(X - M(X))]$;

c) $\text{cov}(X, Y) = M[(M(X))(M(Y))]$;

d) $\text{cov}(X, Y) = M[(X - M(X))(Y - M(Y))]$

Вариация чегараси – бу:

- a) Белгининг ўзгаришидир;
- b) Ўзгарувчи белгининг конкрет ифодаси;
- c) Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси;
- d) Қаторнинг экстремал қийматлари фарқи.

Дисперсияни (торттирилмаган) аниқловчи бандни кўрсатинг:

$$a) \sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n};$$

$$b) \sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2 \cdot m}{\sum m};$$

$$c) \sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n}};$$

$$d) \sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2 \cdot m}{\sum m}}.$$

Вариант 14

1. Эконометрик моделлар кўрсаткичларни ўлчов бирликлари (абсолют кўрсаткичлар натурал ва қийматли кўринишида, нисбий кўрсаткичлар, суъний (сифатли) кўрсаткичлар).

2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари (бош тўплам, танланма, чекланган, чексиз тўплам, тўплам бирлиги).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2. Таклиф ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

n	Qd	P	Qs
1	9	1	4
2	6	3	6
3	5	5	8
4	4	7	9
5	2	9	12
6	1	11	14

4. Масала

Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарх

2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми

3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффициентлари.

5. Тестлар

Вариацион қатор – бу:

- a) Белгининг ўзгаришидир;
- b) Ўзгарувчи белгининг конкрет ифодаси;
- c) Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси;
- d) Қаторнинг экстремал қийматлари фарқи.

Корреляция коэффициентини аниқловчи бандни кўрсатинг:

a) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} + \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x - \sigma_y}$;

b) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y}$;

c) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y}$;

d) $r_{xy} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x + \sigma_y}$.

Эконометриканинг усули:

- a) Чизиқли алгебра
- b) Математика
- c) Математик статистика
- d) Қиёсий усули

Корреляцион таҳлил ўрганади:

- a) Ўзгарувчи миқдорлар орасидаги ўзаро муносабатни
- b) Доимий миқдорлар орасидаги ўзаро муносабатни
- c) Ўзгарувчи миқдорларнинг реал жараёнга мос келишини
- d) Ўзгармас миқдорларнинг реал жараёнга мос келишини

Корреляция коэффиценти қуйидаги ораликда ўзгаради:

- a) $-1 \leq r_{xy} \leq 1$
- b) $0 < r_{xy} < 1$
- c) $-1 < r_{xy} < 0$
- d) $-\infty < r_{xy} < \infty$

Вариант 15

1. Корреляция коэффицентининг турлари ва ўзгариш интерваллари (корреляция коэффиценти формуласи, ўртача квадратик четланиш, кучсиз, ўртача, зич боғланиш, функционал, тўғри ва тескари боғланиш).

2. Иқтисодий жараёнларни бошқаришда эконометрик моделлаштиришнинг аҳамияти(эконометрик моделлаштириш ва моделларнинг аҳамияти, эконометрик моделлаштиришнинг босқичлари).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосида корреляция коэффиценти ҳисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	12	17
2	14	15
3	15	14
4	15	13

5	16	12
6	17	17
7	19	15
8	23	14
9	24	13
10	26	12

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

Корреляцион боғланиш омиллар сони бўйича:

- a) Жуфт, кўп омилли бўлади
- b) Тўғри чизикли, эгри чизикли бўлади
- c) Кучсиз, ўртача, зич бўлади
- d) Тўғри, тескари бўлади

Вариация чегараси – бу:

- a) Белгининг ўзгаришидир;
- b) Ўзгарувчи белгининг конкрет ифодаси;
- c) Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси;
- d) Қаторнинг экстремал қийматлари фарқи.

Аппроксимация хатосини аниқловчи бандни кўрсатинг:

- a) $\varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right| * 100\%$;
- b) $\varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right|$;
- c) $\varepsilon = \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right| * 100\%$;

$$d) \varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{\bar{Y}}{Y_i} \right| * 100\% .$$

Энг кичик квадратлар усулидан:

- a) Динамик қаторларни текислаш учун фойдаланилади;
- b) Омиллар орасидаги боғланиш зичлигини аниқлашда фойдаланилади;
- c) Динамик қаторлардаги ўртача қийматларни аниқлашда фойдаланилади;
- d) Омилларнинг ўртача квадрат четланишини аниқлашда фойдаланилади;

Мультиколлинеарлик - бу:

- a) Нативавий омил билан таъсир этувчи омиллар орасидаги алоқанинг мавжуд эмаслиги;
- b) Нативавий омил билан таъсир этувчи омиллар орасидаги алоқанинг 0 ва 0,5 оралиқда эканлиги;
- c) Таъсир этувчи омиллар орасида зич алоқанинг мавжудлиги;
- d) Хусусий корреляция коэффиценти -1 ва 0 оралиғида бўлиши.

Вариант 16

1. Эконометрик моделларнинг турлари ва таснифи(эконометрик модел тушунчаси, чизиқли ва чизиқсиз модел, статик ва динамик, стахостик ва детерминацион, функционал ва таркибий модел).

2. Вариацион қаторларни гуруҳлаш (гуруҳланган маълумотлар, Стерждесс формуласи, интервал, гуруҳланган қаторни ўртачаси, дисперсияси).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2. Таклиф ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

n	Qd	P	Qs
1	23	3	17

2	20	5	22
3	16	6	23
4	15	9	25
5	13	14	28
6	10	18	30

4. Масала

Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарх
2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми
3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффициентлари.

5. Тестлар

Корреляцион таҳлил ўрганади:

- a) Ўзгарувчи миқдорлар орасидаги ўзаро муносабатни
- b) Доимий миқдорлар орасидаги ўзаро муносабатни
- c) Ўзгарувчи миқдорларнинг реал жараёнга мос келишини
- d) Ўзгармас миқдорларнинг реал жараёнга мос келишини

Моделни идентификациялаш-бу:

- a) Моделнинг параметрларни статистик баҳолаш
- b) Моделнинг маълумотлар аниқлигини текшириш
- c) Моделнинг шаклини, тузилишини ва унинг боғланишлар шаклини таърифлаш
- d) Керакли статистик маълумотларни йиғиш

Дисперсияни (торттирилмаган) аниқловчи бандни кўрсатинг:

a)
$$\sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n} ;$$

b)
$$\sigma^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2 \cdot m}{\sum m} ;$$

$$c) \sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n}} ;$$

$$d) \sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2 \cdot m}{\sum m}}$$

Моделни верификациялаш-бу:

- a) Моделнинг маълумотлар аниқлигини текшириш
- b) Керакли статистик маълумотларни йиғиш
- c) Моделнинг шаклини, тузили-шини ва унинг боғланишлар шак-лини таърифлаш
- d) Моделнинг параметрларни статистик баҳолаш

Энг кичик квадратлар усули қуйидаги формула билан ифодаланади:

- a) $s = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \min$
- b) $s = \sum (\bar{Y}_t - Y)^2 \rightarrow \min$
- c) $s = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \max$
- d) $s = \sum (Y + \bar{Y}_t)^2$

Вариант 17

1. Корреляцион таҳлил ўтказишда корреляция коэффициентини аҳамияти (асосий математик формуласи, ўзгариш интерваллари, турлари, таҳлил).

2. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар (тасодифий миқдор, дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар, дискрет тасодифий миқдорнинг математик кутилиши).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосидакорреляция коэффициенти хисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
---	---	---

1	10	90
2	30	70
3	50	60
4	70	40
5	90	30
5	100	20
6	100	10

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

Арифметик ўртачани аниқловчи бандни кўрсатинг:

a) $\bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i$;

b) $\bar{X} = n \sum_{i=1}^n X_i$;

c) $\bar{X} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} X_i$;

d) $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

Моделни верификациялаш-бу:

a) Моделнинг маълумотлар аниқлигини текшириш

e) Керакли статистик маълумотларни йиғиш

f) Моделнинг шаклини, тузили-шини ва унинг боғланишлар шак-лини таърифлаш

g) Моделнинг параметрларни статистик баҳолаш

Энг кичик квадратлар усули қуйидаги формула билан ифодаланади:

e) $s = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \min$

f) $s = \sum (\bar{Y}_t - Y)^2 \rightarrow \min$

g) $s = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \max$

h) $s = \sum (Y + \bar{Y}_t)^2$

Стьюдент мезонининг ҳисобланган қиймати жадвалдаги қийматидан катта бўлса:

- a) Регрессия тенгламаси реал ўрганилаётган иқтисодий жараёнга мос дейилади;
- b) Динамик қаторлар 10% гача хатолик билан текисланган дейилади;
- c) Регрессия тенгламасининг коэффицентлари аҳамиятли дейилади;
- d) Корреляция коэффицентлари ишончли дейилади.

Аппроксимация хатосини аниқловчи бандни кўрсатинг:

a)
$$\varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right| * 100\%$$

b)
$$\varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right|$$

c)
$$\varepsilon = \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right| * 100\%$$

d)
$$\varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{\bar{Y}}{Y_i} \right| * 100\%$$

Вариант 18

1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқлар турларини ўрганиш (корреляцион боғланиш, корреляция сўзи, жуфт корреляция, корреляцион боғланиш, корреляцион таҳлил).

2. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар(боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар, боғлиқ ўзгарувчилар, омиллар сони).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин
 $Q_d = a_0 + a_1 P$

2. Таклиф ҳажмининг нарҳга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

n	Qd	P	Qs
1	20	4	8
2	18	6	10
3	12	8	12
4	10	10	13
5	7	12	16
6	6	14	18

4. Масала

Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарҳ
2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми
3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффицентлари.

5. Тестлар

Корреляция коэффиенти қуйидаги ораликда ўзгаради:

- a) $-1 \leq r_{xy} \leq 1$
- b) $0 < r_{xy} < 1$
- c) $-1 < r_{xy} < 0$
- d) $-\infty < r_{xy} < \infty$

Вариант – бу:

- a) Белгининг ўзгаришидир;
- b) Ўзгарувчи белгининг конкрет ифодаси;
- c) Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси;
- d) Қаторнинг экстремал қийматлари фарқи.

Нормал тенгламалар тизими келтирилган бандни кўрсатинг:

$$a) \begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum \sqrt{t} = \sum y \cdot t \end{cases}$$

$$b) \begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \end{cases}$$

$$c) \begin{cases} a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases}$$

$$d) \begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases}$$

Вақтли қаторларни текислашда қайси усуллардан фойдаланилади:

- a) Энг кичик квадратлар усули
- b) Ўртача сирғалувчилар усули
- c) Экспоненциал текислаш усули
- d) Юқоридаги барча усуллар

Вақтли қаторларни аддитив модели:

- a) $Y_t = T_t + S_t + V_t + \varepsilon_t$
- b) $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot V_t \cdot \varepsilon_t$
- c) $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot V_t + \varepsilon_t$
- d) Ҳамма жавоб тўғри

Вариант 19

1. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар (тасодифий миқдор, дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар, дискрет тасодифий миқдорнинг математик кутилиши).

2. “Энг кичик квадратлар” усули ёрдамида эконометрик моделни ҳисоблаш (усулнинг мазмуни, биринчи даражали ҳосилалар, нормал тенгламалар тизими).

3. Масала

Берилган маълумотлар асосида корреляция коэффициенти ҳисоблансин ва таҳлил қилинсин.

N	Y	X
1	28	11
2	27	12
3	25	12
4	23	13
5	22	15
6	20	18
7	15	20

4. Масала

Юқорида берилган масала учун чизикли кўринишидаги $y = a_0 + a_1x$ регрессия тенгламасининг параметрлари аниқлансин ва иқтисодий таъриф берилсин.

5. Тестлар

Омилар ўртасида тескари боғланиш мавжуд – агар:

- a) $-1 < r < 0$ - бўлса
- b) $0 < r < 1$ - бўлса
- c) $r = 1,2$ - бўлса
- d) $r = 1$ - бўлса

Вариация – бу:

- a) Белгининг ўзгаришидир;
- b) Ўзгарувчи белгининг конкрет ифодаси;
- c) Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси;
- d) Қаторнинг экстремал қийматлари фарқи.

Вақтли қаторларни аддитив модели:

- a) $Y_t = T_t + S_t + V_t + \varepsilon_t$

- b) $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot V_t \cdot \varepsilon_t$
 c) $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot V_t + \varepsilon_t$
 d) Ҳамма жавоб тўғри

Қайси бандда эластиклик коэффициентини аниқлаш формуласи тўғри келтирилган:

a) $\varepsilon_i = \frac{a_i}{x_i \cdot y_i}$;

b) $\varepsilon_i = a_i \cdot \frac{\bar{x}_i}{y}$;

c) $\varepsilon_i = a_i \cdot \frac{\bar{y}}{x_i}$;

d) $\varepsilon_i = \frac{\bar{y}}{x_i}$.

Фишер мезонининг ҳисобланган қиймати жадвалдаги қийматидан катта бўлса:

- a) Регрессия тенгламаси реал ўрганилаётган иқтисодий жараёнга мос дейилади;
 b) Динамик қаторлар 10% гача хатолик билан текисланган дейилади;
 c) Регрессия тенгламасининг коэффициентлари аҳамиятли дейилади;
 d) Корреляция коэффициенти ишончли дейилади.

Вариант 20

1. Эконометрик модель тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар(эконометрик модель, эндоген ва экзоген ўзгарувчилар, чизикли ва чизиксиз эконометрик моделлар).

2. Энг кичик квадратлар усули ёрдамида динамик қаторларни текислаш (усулни маъноси, асосий математик формуласи, парабола, гиперболола, даражалик функцияларни тузиш).

3. Масала. Берилган маълумотлар асосида:

1. Талаб ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_d = a_0 + a_1 P$$

2. Таклиф ҳажмининг нархга нисбатан эконометрик модели тузилсин

$$Q_s = b_0 + b_1 P.$$

n	Qd	P	Qs
1	30	6	7
2	29	7	12
3	27	9	14
4	23	10	17
5	20	12	25
6	16	15	28

4. Масала

Юқорида берилган масала учун қуйидагилар аниқлансин:

1. Мувозанат нарх
2. Мувозанат талаб ва мувозанат таклиф ҳажми
3. Талаб ва таклиф ҳажми учун эластиклик коэффициентлари.

5. Тестлар

Омиллар ўртасида тўғри боғланиш мавжуд – агар:

- a) $0 < r < 1$ - бўлса
- b) $r = 1,2$ - бўлса
- c) $r = -0,2$ - бўлса
- d) $r = 1$ - бўлса

Статистикада тўпламнинг қандай турлари мавжуд?

- a) Асосий, чекланган;
- b) Танлама, асосий, чекланган, чексиз;
- c) Чекланган;
- d) Чексиз, асосий.

Вақтли қаторларни текислашда қайси усуллардан фойдаланилади:

- a) Энг кичик квадратлар усули
- b) Ўртача сирғалувчилар усули
- c) Экспоненциал текислаш усули
- d) Юқоридаги барча усуллар

Фишер мезони қуйидагини кўрсатади:

- a) Омиллар орасидаги боғланиш зичлигини;
- b) Олинган моделнинг ўрганилаётган жараёнга мослигини;
- c) Олинган моделдаги коэффициентларнинг аҳамиятлилигини;
- d) Корреляция коэффициентининг ишончлилигини.

$$\varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right| * 100\% - \text{бу:}$$

- a) Фишер мезони аниқловчи формула
- b) Аппроксимация ҳатоси аниқловчи формула
- c) Стъудент мезони аниқловчи формула
- d) ДарбинҒУотсон мезони формуласи

ГЛОССАРИЙ

Атаманинг ўзбек тилида номланиши	Атаманинг инглиз тилида номланиши	Атаманинг рус тилида номланиши	Атаманинг маъноси
<i>Автокорреляция</i>	<i>Autocorrelation</i>	<i>Автокорреляция</i>	кейинги даражалар билан олдингилари ўртасидаги ёки ҳақиқий даражалари билан тегишли текисланган қийматлари ўртасидаги фарқлар орасидаги корреляциядир.

<i>Альтернатив (муқобил) гипотеза</i>	<i>Alternative hypothesis</i>	<i>Альтернативная гипотеза</i>	такқосланаётган иккита тўплам кўрсаткичлари орасида муҳим фарқ мавжуд деб айтилган тахмин. $H_1: \tilde{x}_1 \neq \tilde{x}_2$.
<i>Баширатлаш</i>	<i>Forecasting</i>	<i>Прогнозирование</i>	ходиса ёки жараёнларнинг келгусидаги мумкин бўлган ҳолатини илмий асосланган ҳолда билиш
<i>Белги</i>	<i>Indication</i>	<i>Признак</i>	бу тўплам бирлигининг аломатлари, хислати ва ҳ.к.
<i>Бозор мувозанати</i>	<i>Marketequilibrium</i>	<i>Рыночное равновесие</i>	бозорда таклиф миқдорининг талаб миқдorigа тенг бўлган ҳол; таклиф чизиғи ва талаб чизиғи кесишган нуқтага мувозанат нуқта дейилади
<i>Бош тўплам</i>	<i>Generalpopulation</i>	<i>Генеральная совокупность</i>	ўрганиладиган кўп ҳажмли бирликлар мажмуасидир.
<i>Вариация</i>	<i>Variation</i>	<i>Вариация</i>	бу қатор ҳадларининг тебранувчанлиги, варианты қийматларининг ўзгарувчанлигидир.
<i>Вариация кенглиги</i>	<i>Variationrange</i>	<i>Вариационный размах</i>	таксимот қаторининг энг катта ва энг кичик вариантлари орасидаги фарқдир
<i>Дарбин-Уотсон мезони</i>	<i>Durbin-Watson test</i>	<i>Критерий Дарбин-Уотсона</i>	вақтли қаторларда автокорреляцияни аниқлаш учун қўлланиладиган шартли кўрсаткич
<i>Детерминация коэффициенти</i>	<i>Coefficientofdetermination</i>	<i>Коэффициент детерминации</i>	натижавий белги ўзгарувчанлигининг қайси қисми Х-омил таъсири остида вужудга келишини кўрсатади
<i>Динамик қатор</i>	<i>Timeseries</i>	<i>Динамический ряд</i>	бу ходисани вақт бўйича ўзгаришини кўрсатувчи сонлар қатори
<i>Дисперсия</i>	<i>Dispersion</i>	<i>Дисперсия</i>	бу қатор вариантлари қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги тафовутлар квадратларидан олинган арифметик ўртачадир
<i>Иқтисодий модел</i>	<i>Economicmodel</i>	<i>Экономическая модель</i>	иқтисодий объектларнинг соддалаштирилган нусхаси
<i>Иқтисодий ўсиш</i>	<i>Economicgrowth</i>	<i>Экономический рост</i>	ишлаб чиқаришда фойдаланиладиган ресурслар

			миқдорини ошириш ёки технологияни такомиллаштириш орқали жамиятнинг ишлаб чиқариш имкониятларини кенгайтиради
Ишлаб чиқариш функцияси	Productionfunction	Производственная функция	ишлаб чиқарилган маҳсулот миқдори билан шу маҳсулотни ишлаб чиқаришдаги сарфланган ишлаб чиқариш омиллари миқдори ўртасидаги боғлиқликни ифодаловчи математик функция
Кобба-Дуглас ишлаб чиқариш функцияси	Cobb-Douglas' Productionfunction	Производственная функция Кобба-Дугласа	иктисодиёт ривожланишини таҳлил қилишда фойдаланиладиган даражали кўринишидаги функция.
Корреляцион боғланиш	Correlationdependence	Корреляционная зависимость	бу шундай тўлиқсиз боғланишки, унда омилларнинг ҳар бир қийматига турли замон ва макон шароитларида натижанинг ҳар хил қийматлари мос келади
Корреляцион-регрессион модел	Correlation-regressionmodel	Корреляционно-регрессионная модель	бу ўрганилаётган ходисалар орасидаги боғланишни натижавий белги билан муҳим омиллар ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар
Корреляцион таҳлил	Correlationanalysis	Корреляционный анализ	ходисалар орасидаги боғланиш зичлик даражасини баҳолаш усулидир..
Мавсумий тебраниш	Seasonalf fluctuation	Сезонное колебание	айрим фасл ва ойларда кўп йиллик қаторларда мунтазам равишда кузатиладиган барқарор тебранишлардир
Медиана	Median	Медиана	бу тўпламни тенг икки қисмга бўлувчи белги қийматидир
Мода	Mode	Мода	тўпламда энг кўп учрайдиган белги қийматидир
Модел	Model	Модель	лотинча <i>modulus</i> сўзидан олинган бўлиб, ўлчов, меъёр деган маъноларни англатади
Моделнинг адекватлиги	Modeladequacy	Адекватность модели	моделнинг моделлаштирилаётган объект ёки жараёнга мос келиши
Мультиколлинеарлик	Multicollinearity	Мультиколлинеарность	умумий натижага биргаликда таъсир этувчи омиллар

			ўртасидаги зич корреляцион боғлиқлик.
<i>Регрессион таҳлил</i>	<i>Regression analysis</i>	<i>Регрессионный анализ</i>	натижавий белгига таъсир этувчи омилларнинг самарадорлигини аниқлаб берувчи усул.
<i>Статистик гипотеза</i>	<i>Statistical hypothesis</i>	<i>Статистическая гипотеза</i>	танланма маълумотлари асосида текшириш мумкин бўлган бош тўплам хоссаси ҳақида олдиндан айтилган илмий тахминдир.
<i>Стохастик ёки статистик қонунлар</i>	<i>Stochastic and statistical laws</i>	<i>Стохастические или статистические законы</i>	бу бир турли ҳодисаларни оммавий такрорланишида намоён бўладиган қонунлар
<i>Таклиф</i>	<i>Offer</i>	<i>Предложение</i>	бу ишлаб чиқарувчилар ва сотувчилар томонидан берилган нархларда сотилиши мумкин бўлган товарлар миқдори
<i>Таклиф функцияси</i>	<i>Supply function</i>	<i>Функция предложения</i>	таклифга таъсир қилувчи омиллар миқдори билан таклиф миқдори ўртасидаги боғлиқликни ифодаловчи математик боғлиқлик
<i>Талаб</i>	<i>Demand</i>	<i>Спрос</i>	берилган нархларда харидорлар томонидан сотиб олиниши мумкин бўлган товарлар миқдори
<i>Талаб функцияси</i>	<i>Demand function</i>	<i>Функция спроса</i>	талабга таъсир дилувчи омиллар миқдори билан талаб миқдори ўртасидаги боғлиқликни ифодаловчи математик боғлиқлик
<i>Танланма</i>	<i>Sampling</i>	<i>Выборка</i>	бу ўрганилаётган тўпламдан сайлаб олинган бирликлар мажмуасидир, уларнинг ҳар бири ушбу тўпламнинг таркибий элементи.
<i>Тасодифий миқдор</i>	<i>Random variable</i>	<i>Случайная величина</i>	синов натижасида, аввалдан эътиборга олиб бўлмайдиган тасодифга боғлиқ ҳолда, ўзининг мумкин бўлган қийматларидан бирини қабул қиладиган (айнан қайсиси экани аввалдан маълум бўлмаган) ўзгарувчи тушунилади
<i>Тасодифий миқдорнинг тақсимот қонуни</i>	<i>The law of the random variable distribution</i>	<i>Закон распределения случайной</i>	тасодифий миқдор қабул қилиши мумкин бўлган қийматлари билан уларнинг

		<i>величины</i>	мос эҳтимолларини боғлайдиган бирор муносабат
<i>Тасодиғий ҳодиса</i>	<i>Randomevent</i>	<i>Случайное событие</i>	синов натижасида рўй бериши ёки рўй бермаслиги мумкин бўлган ҳар қандай факт
<i>Тақсимот қаторлари</i>	<i>Rowsofdistribution</i>	<i>Ряды распределения</i>	тўплам бирликларини маълум белгилар асосида гуруҳларга (қисмларга) бўлиниши
<i>Тўплам бирлиги</i>	<i>Unitintheaggregate</i>	<i>Единица совокупности</i>	тўпламда кузатиш талаб этиладиган элемент
<i>Узлуксиз тасодиғий миқдор</i>	<i>Continuousvariate</i>	<i>Непрерывная случайная величина</i>	қабул қиладиган чексиз кўп қийматлари сонлар ўқидаги бирор чекли ёки чексиз ораликни ташкил қилувчи миқдор
<i>Умумий мувозанатлик</i>	<i>Ceneralequilibrium</i>	<i>Общее равновесие</i>	барча бозорларнинг ўзаро бир-бирига таъсири натижасида ўрнатиладиган мувозанатлик. Барча бозорларни мувозанат ҳолатда бўлиши. Бунда бирор бозорда мувозанатлик бузулса бошқа бозорларда ҳам мувозанатлилик бузилади
<i>Функционал боғланиш</i>	<i>Functionaldependence</i>	<i>Функциональная зависимость</i>	бу шундай тўлик боғланишки, унда бир белги ёки белгилар ўзгариш қийматида ҳар доим натижанинг маълум меъёрида ўзгариши мос келади.
<i>Хусусий регрессия коэффициентлари</i>	<i>Partialcoefficientof regression</i>	<i>Частный коэффициент регрессии</i>	муайян омилнинг натижавий белги вариатсиясига таъсирини омиллар ўзаро боғланишидан «тозаланган» ҳолда ўлчайди.
<i>Экцесс</i>	<i>Excess</i>	<i>Экцесс</i>	тақсимот бўйича чўзилувчанлик ёки яссилик бўлиб, унинг меъёри тўртинчи моментнинг тўртинчи даражали квадратик ўртача тафовутга нисбатидан иборат.
<i>Эластиклик</i>	<i>Elasticity</i>	<i>Эластичность</i>	талаб ва таклифга таъсир қилувчи омилларнинг ўзгариши натижасида уларни қанчага ўзгариши тушунилади (нархни, даромади, истеъмолчилар сони ва хоказо)
<i>Эластиклик</i>	<i>Elasticitycoefficient</i>	<i>Коэффициент</i>	омил белгининг 1% га

<i>коэффициенти</i>		<i>эластичности</i>	ўзгарганда натижа қанча фоизга ўзгаришини аниқлайди.
<i>Энг кичик квадратлар усули</i>	<i>Least- squaresmethod</i>	<i>Метод наименьших квадратов</i>	динамик каторларни текислаш ҳамда тасодифий миқдорлар ўртасида боғланишнинг корреляцион шаклини аниқлаш усулидир
<i>Эркинлик даражасалар сони</i>	<i>Degreesoffreedom</i>	<i>Степени свободы</i>	тўплам кўрсаткичларини топишда қатнашадиган ҳеч қандай боғловчи шартларга эга бўлмаган эркин миқдорлар сонидир.

Фойдаланилган адабиётлар рўйхати

1. Шодиев Т.Ш. ва бошқалар. Эконометрика. –Т.: ТДИУ, 2007. –270 б.
2. Dougherty, Christopher. Introduction to Econometrics. Oxford University Press, 2011, 2006 (4th or 3rd edition) (CD). Russian translation: Доугерти Кр. Введение в эконометрику. Изд.3. М., ИНФРА-М, 2009.
3. Dougherty, Christopher. Elements of econometrics. Study Guide. University of London. 2011.

4. Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu); 5th edition (2009, Gujarati D.N., and D.C.Porter).
5. Абдуллаев О.М., Ходиев Б.Ю., Ишназаров А.И. Эконометрика. Учебник. –Т.: Fan va texnologiya. 2007. – 612 с.
6. Абдуллаев О.М., Жамалов М.С. Эконометрическое моделирование. Учебник. –Т.: Fan va texnologiya. 2010. – 612 с.
7. Елисеева И.И., Курышева С.В. и др. Эконометрика: Учебник.–М.: Финансы и статистика, 2007. –260 с.
8. Кремер Н.Ш. Эконометрика: Учебник. –М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2008. – 562 с.
9. Greene W.H. Econometric Analysis. Prentice Hall int. 5th ed., 2003, and earlier editions (Gr).
10. Бабешко Л.О. Основы эконометрического моделирования: Учебное пособие. –М.: КомКнига, 2010. – 520 с.
11. Гладилин А.В. Эконометрика: Учебное пособие.–М.: КНОРУС, 2006. – 250 с.
12. Ильченко А.Н. Экономико-математические методы. Учебное пособие. –М.: Финансы и статистика, 2007. –210 с.
13. Кундышева Е.С. Математическое моделирование в экономике: Учебное пособие. /под науч. ред. проф. Б.А. Суслакова. – М.: изд. «Дашков и К°», 2006. – 410 с.
14. Фандеева Л.Н., Лебедев А.В. Теория вероятностей. Учебное пособие.–М.: Эксмо, 2010. – 382 с.