

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

Б.Ю. Ходиев
Т.Ш. Шодиев
Б.Б. Беркинов

Эконометрика

Ўқув қўлланма

Тошкент - 2017

**УЎК 330 (075)
КБК 65 631**

Б.Ю. Ходиев, Т.Ш. Шодиев, Беркинов Б.Б. Эконометрикага кириш: ўқув қўлланма. – Т.: ТДИУ, 2017. -144 б.

Ўқув қўлланма «Эконометрика» фани ўқув дастурига мувофиқ ёзилган. Унда эконометрика предмети, мақсади, вазифалари ҳамда эконометрик моделлар ва эконометрик моделлаштириш босқичлари мазмун-моҳияти очиқ берилган. Қўлланмада математик ва статистик усулларни макроиқтисодий ҳамда ижтимоий-иқтисодий ривожланиш жараёнларини эконометрик таҳлил ва прогноз қилиш моделларини тузиш ҳамда уларнинг ҳаққонийлигини баҳолаш усуллари аниқ мисоллар билан кўрсатиб берилган.

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

Масъул муҳаррир

Такризчилар: Мухамедиева Дилноза Тўлқиновна – техника фанлари доктори, профессор

Салимов Бахтиёр Таджиевич – иқтисод фанлари доктори, профессор

Б.Ю. Ходиев, Т.Ш. Шодиев, Беркинов Б.Б. Эконометрика: учебное пособие. – Т.: ТДИУ, 2017. -144 с.

Учебное пособие написана на основе учебной программы «Эконометрика». В нем раскрыты сущность и содержание предмета, цели, задачи и модели эконометрики, а также этапов эконометрического моделирования. В пособии представлены методы построения и оценки достоверности моделей эконометрического анализа и прогнозирования процессов макроэкономики и социально-экономического развития с использованием фактического материала.

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

Study kit is written on the basis of learning program on “Introduction to econometrics”. It discloses essence and content of the subject, aims, tasks and models of econometrics, as well as stages of econometric modeling. Study kit describes methods of building and assessment of reliability of econometric analysis models and forecasting of macroeconomic and socio-economic development processes by using factual information.

Study kit is aimed at student studying for bachelors and masters, teachers of any form of educational institutions, as well as for those studying econometrics by selfstudying.

Ўқув қўлланма Тошкент давлат иқтисодиёт университети Илмий Кенгаши қарори билан чоп этишига тавсия этилган.

Қўлланма Тошкент давлат иқтисодиёт университетида бажарилаётган А-2-40 рақамли амалий тадқиқотлар лойиҳаси доирасида ёзилган ва чоп этилган.

©-Тошкент давлат иқтисодиёт университети, 2017

МУНДАРИЖА

		Бег
КИРИШ.....		6
I боб. ЭКОНОМЕТРИКА ТУШУНЧАСИНИНГ ТАЪРИФИ.....		7
1.1.	Эконометриканинг предмети, мақсади ва вазифалари.....	7
1.2.	Эконометрик моделнинг умумий кўриниши ва унинг синфлари.....	9
1.3.	Эконометрик моделлаштириш босқичлари.....	11
II боб. ЖУФТ РЕГРЕССИЯ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ.....		14
2.1.	Функционал ва статистик боғлиқлик тушунчалари ва уларнинг турлари.....	14
2.2.	Корреляцион ва регрессион таҳлил.....	16
2.3.	Моделлар ҳаққонийлиги талабларини текшириш усуллари.....	23
2.4.	Чизиқли бўлмаган регрессия моделлари ва уларни чизиқли кўринишга келтириш.....	28
2.5.	Мисоллар.....	31
III боб. КЎП ОМИЛЛИ РЕГРЕССИЯ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ.....		43
3.1.	Кўп омилли корреляцион – регрессион таҳлил ва чизиқли регрессия тенгламаси.....	43
3.2.	Кўп омилли корреляция – регрессия модели учун омилларни танлаш.....	46
3.3.	Мультиколлинеарлик ва уни бартараф этиш усуллари.....	47
3.4.	Кўп омилли ва хусусий корреляция.....	49
3.5.	Мисоллар.....	52
IV боб. ВАҚТ ҚАТОРЛАРИ ВА УЛАРНИНГ ТЕНГЛАМАЛАРИНИ ТУЗИШ УСУЛЛАРИ.....		59
4.1.	Вақт қаторлари ва уларнинг турлари.....	59
4.2.	Вақт қаторлари даражасини умумий ташкил этувчи ҳадлари.....	61
4.3.	Тренд тушунчаси ва унинг асосий турлари.....	63
4.4.	Тренд мавжудлигини текшириш мезонлари.....	64
4.5.	Вақт қаторлари тренди тенгламаларини тузиш.....	66
4.6.	Мавсумий тебранишлар тушунчаси ва унинг кўрсаткичларини аниқлаш усуллари.....	76
4.7.	Мисоллар.....	77
V боб. ВАҚТ ҚАТОРЛАРИ АВТОКОРРЕЛЯЦИЯСИ.....		97
5.1.	Вақт қатори автокорреляцияси тушунчаси ва унинг турлари.....	97
5.2.	Дарбин-Уотсон меъзони бўйича автокорреляцияни аниқлаш.....	99
5.3.	Коинтеграция тушунчаси.....	101
VI боб. ДИНАМИК ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР.....		105
6.1.	Динамик эконометрик моделлар тушунчаси.....	105
6.2.	Тақсимланган лагли моделлар параметрларини аниқлаш.....	106
VII-боб. УЙ ХЎЖАЛИКЛАРИ РИВОЖЛАНИШИ КЎРСАТКИЧЛАРИНИНГ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРИ ВА ПРОГНОЗЛАРИ		

7.1	Уй хўжаликларида қишлоқ хўжалик маҳсулотлари ишлаб чиқариш кўрсаткичларининг эконометрик моделлари ва прогноз вариантлари	
7.2	Иқтисодиёт тармоқларида уй хўжаликларнинг улуши ва улар ўзгаришини прогнозлаш кўрсаткичларининг эконометрик моделлари	
7.3	Уй хўжаликлари жамғармалари ва асосий капиталга инвестициялар киритиш кўрсаткичларининг прогноз вариантлари.....	
	ГЛОССАРИЙ.....	119
	ФОЙДАЛАНИЛГАН АДАБИЁТЛАР РЎЙХАТИ.....	120
	ИЛОВАЛАР.....	123

СОДЕРЖАНИЕ

		Стр.
ВВЕДЕНИЕ.....		6
Глава I. Определение понятия эконометрики.....		7
1.1.	Предмет, цель и задачи эконометрики.....	7
1.2.	Общий вид эконометрической модели и его классы.....	9
1.3.	Этапы эконометрического моделирования.....	11
Глава II. Парная регрессия и корреляция.....		14
2.1.	Понятие функциональной и статистической зависимости и их виды.....	14
2.2.	Корреляционный и регрессионный анализ.....	16
2.3.	Методы проверки адекватности (достоверности) моделей.....	23
2.4.	Нелинейные регрессионные модели и приведение их в линейный вид.....	28
2.5.	Примеры.....	31
Глава III. Многофакторная регрессия и корреляция.....		43
3.1.	Многофакторный корреляционно-регрессионный анализ и уравнение линейной регрессии.....	43
3.2.	Отбор факторов для многофакторной корреляционно-регрессионной модели.....	46
3.3.	Мультикоррелиарность и методы их устранения.....	47
3.4.	Многофакторная и частная корреляция.....	49
3.5.	Примеры.....	52
Глава IV. Временные ряды и методы определений тенденций.....		59
4.1.	Временные ряды и их виды.....	59
4.2.	Общие составляющие компоненты временного ряда.....	61
4.3.	Понятие тренда и основные их виды.....	63
4.4.	Критерии проверки наличия тренда (тенденции).....	64
4.5.	Составление уровней тренда временных рядов.....	66
4.6.	Понятие сезонных колебаний и методы определения их показателей.....	76
4.7.	Примеры.....	77
Глава V. Автокорреляция временных рядов.....		97
5.1.	Понятие автокорреляции временных рядов и их виды.....	97
5.2.	Определения автокорреляции по критерию Дарбин-Уотсона.....	99
5.3.	Понятие коинтеграции.....	101
Глава VI. Понятие динамической эконометрической модели.....		105
6.1.	Динамические эконометрические модели.....	105
6.2.	Определение параметров моделей с распределенным лагом.....	106
Глава VII. Эконометрические модели и прогноз показателей развития домашних хозяйств.....		
7.1	Эконометрические модели вариантов развития производства продукции сельского хозяйства в домохозяйствах.....	

7.2	Эконометрические модели прогнозирования изменения объемов производства домашних хозяйств в отраслях экономики.....	
7.3	Прогноз показателей накопления и инвестиций домохозяйств в основной капитал.....	
	Глоссарий.....	119
	Список использованной литературы.....	120
	Приложения.....	123

CONTENT

INTRODUCTION.....	6
Chapter I. The concept of econometrics	7
1.1. Subject, aim and tasks of econometrics.....	7
1.2. General form of an econometric model and its classes.....	9
1.3. Stages of econometric modelling.....	11
Chapter II. Pair regression and correlation.....	14
2.1. Concept of functional and statistical dependences and their types.....	14
2.2. Correlation and regression analysis.....	16
2.3. Methods of inspection of requirements on reliability of models.....	23
2.4. Non-linear regression models and conversion them to linear type.....	28
2.5. Exercises.....	31
Chapter III. Multifactor regression and correlation.....	43
3.1. Multifactor regression analysis and linear regression equation.....	43
3.2. Selection of factors for multifactor correlation-regression model.....	46
3.3. Multicorrelation and methods of its elimination.....	47
3.4. Multifactor and partial correlation.....	49
3.5. Exercises	52
Chapter IV. Time series data and methods of defining trends.....	59
4.1. Time series data and their series regression.....	59
4.2. General components of time lines.....	61
4.3. Concept of trend and their main types.....	63
4.4. Criteria for checking existence of trend.....	64
4.5. Generation of series trend equations.....	66
4.6. Concept of seasonal fluctuations and methods of their determination....	76
4.7. Exercises	77
Chapter V. Autocorrelation of time series data.....	97
5.1. Concept of autocorrelation and their types.....	97
5.2. Determination of autocorrelation by Darbin-Watson criteria.....	99
5.3. Concept of co-integration.....	101
Chapter VI. Concept of dynamic econometric model.....	105
6.1. Dynamic econometric models.....	105
6.2. Characteristics of models with distributed lags.....	106
Chapter VII Modelling of indicators of Households	
7.1 Econometric models of agricultural household production and forecasting	
7.2 Econometric models of economics branches and households.....	
7.3 Household savings and investment on capital forecasting.....	
Glossary.....	
List of literature.....	
Appendixes.....	

КИРИШ

Ўзбекистон Республикаси Президентининг Фармонида биноан 2017 йил февраль ойида мамлакатимизни янада ривожлантиришнинг бешта устувор йўналишларини амалга ошириш учун “Ҳаракатлар стратегияси” тасдиқланди ва у бугунги кунда муваффақиятли амалга оширилмоқда. Жумладан, ижтимоий соҳада республикамизда олий ва ўрта махсус таълимни янада такомиллаштириш ва унинг сифатини ошириш, рақобатбардош кадрларни тайёрлаш муҳим вазифалардан биридир.

Кадрлар тайёрлашда мутахассисларнинг билим, кўникма ва тажрибасини жаҳон андозаси даражасида шакллантириш, бўлғуси иқтисодиёт йўналишидаги мутахассисларда иқтисодий жараёнларни тизимли, ҳам миқдорий, ҳам сифат кўрсаткичларини таҳлил қилиш, ресурслардан самарали фойдаланишга қаратилган рационал қарорлар қабул қилиш маҳоратини шакллантириш зарур. Шу мақсадда “Эконометрикага кириш” модули иқтисодиёт ва бизнес, педагогика ҳамда ижтимоий соҳа таълим йўналишлари талабалари ўқув режасига киритилган. Ушбу фанни ўрганишдан асосий мақсад – реал ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар ҳамда жараёнларни моделлаштириш ва миқдорий жиҳатдан таҳлил қилиш, замонавий компьютер дастурларидан фойдаланган ҳолда қарорлар қабул қилиш кўникмаларини шакллантиришдир.

Ушбу ўқув қўлланма Давлат олий таълим стандарти талабларига мувофиқ Тошкент давлат иқтисодиёт университетида “Эконометрикага кириш” фани бўйича ишлаб чиқилган ва Ўзбекистон Республикаси Олий ва ўрта махсус таълим вазирлиги томонидан тасдиқланган ўқув дастурига мувофиқ тайёрланган.

Ўқув қўлланмада бакалаврият таълим йўналишлари бўйича талабалар таҳлил олиши учун эконометриканинг асосий тушунчалари, тамойиллари, чизиқли эконометрик моделлар ва уларни яратиш, баҳолаш ва таҳлил этиш усуллари кўриб чиқилган. Эконометрик моделларни ишлаб чиқиш, уларнинг параметрлари ҳаққонийлигини баҳолаш усуллари ва алгоритмлари, модел тузиш учун ахборот тўплаш, жумладан, вақтли қаторларнинг умумий тавсифи, тренд моделларини идентификациялаш, прогнозлаш жараёнлари ва усуллари ёритилган.

Иқтисодиёт йўналишлари талабалари учун кўп омилли регрессия тенгламаларининг ўзига хос хусусиятлари, мавсумий тебранишлар кўрсаткичларини аниқлаш, динамик эконометрик моделларни тузиш усуллари ва уларни баҳолаш мезонлари келтирилган.

Ўқув қўлланманинг ҳар бир боби сўнггида Ўзбекистон ижтимоий-иқтисодий ривожланиши жараёнларининг микро-макроиқтисодий кўрсаткичларини таҳлил қилишнинг эконометрик моделлари статистик маълумотлардан фойдаланиб ишлаб чиқилган ва моделларни реал ҳаққонийлиги статистик мезонлар орқали баҳоланган. Шунингдек, ҳар бир бобда мустақил тайёрланиш учун тест саволлари ҳамда жавоблари берилган.

Ўқув қўлланмани тайёрлашда муаллифлар хорижий ҳамда мамлакатимиз олимлари томонидан “Эконометрика” фани бўйича чоп этилган ўқув

адабиётларида берилган тушунча ва усуллар кетма-кетлигини тизимли ёндашув асосида содда ва кўргазмали тарзда ифодалашга ҳаракат қилган. Шу боис қўлланмада берилган ўқув материалларни талаба ва энометрикага қизиқувчилар оз фурсатда ўзлаштириб олишлари мумкин.

Қўлланманинг компьютер матнини тайёрлашда катта ҳисса қўшганликлари учун катта илмий ходимлар М.Қораев ва Г.Шакироваларга муаллифлар самимий миннатдорчилик билдиради.

Ўқув қўлланманинг мазмун-моҳиятини янада бойитиш ва такомиллаштириш юзасидан холисона фикрларни нашриётга ва ТДИУга йўллаш мумкин.

I боб. ЭКОНОМЕТРИКА ТУШУНЧАСИНИНГ ТАЪРИФИ

1.1. Эконометриканинг предмети, мақсади ва вазифалари

Эконометрик билим иқтисодий назария, иқтисодий-математик усуллар, иқтисодий статистика, математик статистика ва эҳтимоллар назарияси фанларининг ривожланиши ва ўзаро ҳамкорлиги натижаси сифатида ажралиб чиққан ва шаклланган. “Эконометрика” ўз предмети, мақсади ва тадқиқот вазифаларини аниқ ифода этади. Бунда эконометриканинг мазмуни, унинг таркиби ва қўлланиш соҳаси юқорида санаб ўтилган фанлар билан узвий боғланган.

“Эконометрика” фанида иқтисодий ҳодисалар миқдорий тавсифлар нуқтаи назаридан ўрганилади. Иқтисодий назария фанида эса иқтисодий ҳодисаларнинг сифатий жиҳатлари ўрганилади.

Иқтисодий қонунлар эконометрикада тажриба учун текширилади. Иқтисодий – математик усуллар фанида эса иқтисодий қонунлар математик моделлар шаклида ўз ифодасини топади.

“Эконометрика” фанида ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар ўзаро боғлиқликларини таҳлил ва прогноз қилиш учун иқтисодий статистика воситалари қўлланилади. Иқтисодий статистика фани эса иқтисодий маълумотлар тўплаш, қайта ишлаш ва яққол натижавий кўринишда тақдим этилади.

Иқтисодий кўрсаткичларнинг катта қисми тасодифий хусусиятга эгаллиги туфайли эконометрикада математик статистика усули қўлланилади. Математик статистика фанида тадқиқотнинг мақсадига қараб маълумотларни таҳлил қилиш усуллари ишлаб чиқилади.

“Эконометрика” фанининг келиб чиқиш тарихи ва унинг шаклланиш босқичлари И.Елисеева, С.Курышева ва б. [14, 18, 25] илмий ишларида кенг ёритилган.

“*Эконометрика*” – бу иқтисодий ҳодисалар ва жараёнлар ўзаро боғлиқлигининг миқдорий ифодасини ўрганувчи фан.

П.Цъемпа (1910) бухгалтерия ҳисоби маълумотларига алгебра ва геометрия усуллари қўлланса, хўжалик фаолияти тўғрисида чуқурроқ тасаввурга эга бўлиши мумкин деб ҳисоблаган ва илк бор “эконометрика” атамасини ишлатган.

Кейинчалик иқтисодчилар «*Эконометрика*» атамаси Й.Шумпетер (1923), Р.Фриш (1930), Я.Тинберген (1969) томонидан ўтказилган тадқиқотлар натижасида қўллай бошлашган [14]. Ушбу атама «экономика» ва «метрика» сўзларининг бирлаштирилиши натижасида пайдо бўлган. Юнон (грек) тилидан таржима қилинганда *oikonomos* (иқтисодчи) – бу уй бошқарувчиси, метрика (*metrihe, metron*) – ўлчов, ўлчам сўзларини англатади.

Иқтисодчи олимлар, эконометрик тадқиқотлар соҳасида ном қозонган муаллифлар эконометрикани таърифлашга нисбатан турлича ёндашишган [16, 18, 20, 26]. Қуйида улар томонидан билдирилган фикрлардан намуналар келтирамиз.

“Эконометрика” тушунчасининг таърифлари

Муаллиф	“Эконометрика” тушунчасининг мазмуни
Р. Фриш	«...учта таркибий қисм – статистика, иқтисодий назария ва математиканинг бирлиги»
Ц. Грилихес	«...атрофдаги иқтисодий оламни ўрганиш учун бир вақтнинг ўзида ҳам телескопимиз, ҳам микроскопимиз ҳисобланади»
Э. Маленво	«...априор иқтисодий фикрларни эмпирик мазмун билан тўлдиради»
С. Фишер	«...иқтисодий ўзгарувчилар ўртасидаги ўзаро боғлиқликларни ўлчаш учун статистика усуллари ишлаб чиқиш ва қўллаш билан шуғулланади»
С. Айвазян	«...сифатий боғланишларга миқдорий ифода бериш имконини берувчи усуллар ва моделлар йиғиндисини бирлаштиради»

Мустақил давлатлар ҳамдўстлиги (МДХ) давлатлари олимлари В.Н.Афанасьев, С.А.Айвазян, А.М.Гатаулин, Н.М.Гореева, Т.А.Дуброва, Л.Н.Демидова, О.П.Крастинь, Н.Ш.Кремер, Н.П.Тихомиров, И.И.Елисеева, Е.М.Четыркин ва бошқалар эконометрика фани бўйича ўқув ва ўқув-услубий адабиётларни тайёрлашда муҳим ҳисса қўшганлар.

Ўзбекистонда “Эконометрика” фанининг назарий ва илмий-услубий асосларини тадқиқ қилишга, эконометрик ёндашувни иқтисодиёт тармоқлари ривожланишини таҳлил ва прогнозлаштиришга, шунингдек ахборот тизимларини яратишга жорий қилиш муаммоларига С.Ғуломов, Т.Шодиев, Б.Ходиев, Қ.Сафаева, О.Абдуллаев, Б.Салимов, Б.Бегалов, С.Чепель ва бошқаларнинг илмий ишлари бағишланган.

Эконометрикани таърифлашга нисбатан илмий-услубий ёндашувлар таҳлили ва эконометрика фанининг ҳозирги ҳолати эконометриканинг мақсадини ифодалаш имконини беради. Ушбу мақсадга муайян вазифаларни ҳал этиш орқали эришилади.

Эконометрика фани ва унинг тадқиқи бўйича илмий изланишлар жаҳондаги етакчи илмий марказлар ва олий таълим муассасаларида, жумладан, Массачусет технология институти (Massachusetts Institute of Technology, АҚШ), Стэнфорд унивеситети (Stanford University (Leland Stanford Junior University), АҚШ), Макгил унивеситети (McGill University, Канада), Манчестер унивеситети (The University of Manchester, Буюк Британия), Буэнос-Айрес унивеситети (Universidad de Buenos Aires, UBA, Аргентина), Технологиялар институти (Institute of Technology Nirma University, Ahmedabad, Ҳиндистон), Москва давлат унивеситети (МГУ, Россия), Россия Халқ хўжалиги ва давлат хизмати академияси (РАНХиГС, Москва), Санкт-Петербург давлат унивеситетида олиб борилмоқда.

Хорижий мамлакатларда олиб борилган тадқиқотлар натижасида техника тараққиёти, инсон ва асосий капиталга инвестицияларни киритиш, иқтисодий ўсиш, барқарор ўсиш давомийлигини таъминлаш моделлари асослаб берилган (Massachusetts Institute of Technology, АҚШ); хорижий инвестициялар, илғор хорижий тажрибалар асосида таълим даражасини ва инсон капиталини

ривожлантириш, ишлаб чиқариш тизимини ва меҳнат унумдорлигини оширишнинг эконометрик ёндашувлари асосланган (Stanford University (Leland Stanford Junior University), АҚШ); макроиқтисодий барқарорлик, инсон капитали ва таркибий ўзгаришлар ўрганишнинг услубиёти ишлаб чиқилган, иқтисодий ўсишнинг ва эконометрик моделлари ишлаб чиқилган (Universidad de Buenos Aires, UBA, Аргентина); таълим ва давлат институтларини ривожлантириш асосида иқтисодий ўсишнинг инклюзив жиҳатлари бўйича эконометрик моделлари ишлаб чиқилган (Прогнозлаштириш ва макроиқтисодий тадқиқотлар институти, Ўзбекистон).

Узоқ хориж мамлакатлари олимлари изланишларида итисодий ўсиш ва унинг сифатини ошириш билан боғлиқ қатор изланишлар амалга оширилган. Жумладан, иқтисодий ўсишнинг ижтимоий натижаларини ривожлантириш, инклюзив ўсиш каби барқарор ўсиш сифатини мезонларининг тадқиқ этиш боғлиқ изланишлар сифатида М.Спенс ва Р.Солоу, иқтисодий ўсиш ва меҳнат унумдорлигининг ўзгаришини ўсиш сифатига таъсири Э.Корсо, институционал бирликларнинг иқтисодий ўсиш сифатини инклюзив жиҳатларга таъсири К. Сен, инклюзив ўсиш кўрсаткичлари ва уларни баҳолашга эконометрик ёндашувларнинг илмий-услубий жиҳатлари П.Веллала, М.Мадала, У.Чхаттопадхай, ишсизликни камайтириш, савдони ривожлантириш ва меҳнат унумдорлигини оширишга қаратилган макроиқтисодий сиёсат асосида барқарорликни таъминлаш ҳамда инклюзив ўсиш жараёнлари Ч.Аояги, Г.Ганелли, макроиқтисодий барқарорлик, инсон капитали, таркибий ўзгаришлар, хорижий инвестициялар ва ташқи савдо эркинлиги асосида инклюзив ўсишни таъминлаш масалалари Р.Ананд, С.Мишра, Ш.Ж.Пейрислар тадқиқотларида ўрганилган. Шу билан бирга, иқтисодий ўсишнинг рақобат, ташқи савдо, капитал ва аҳоли сонидаги ўзгаришлар билан боғлиқлиги А.Смит, Д.Рикардо, С.Милл, инновация, техника-технологиялардаги ўзгаришлар каби интенсив жиҳатлар Й.Шумпетер, инвестициялар, мультипликатор ва акселератор принциплари асосида ялпи талаб билан боғлиқлиги Ж.М.Кейнс, Р.Харрод, Е.Домар, Э.Хансен, асосий капитал ва инсон капиталини жамғариш ҳамда техника тараққиётини асосидаги барқарор ўсиш даражасини баҳолашнинг эконометрик моделари Р.Солоу, Т.Сван, Э.Денисон, техника тараққиётини эндоген омил ҳисобга олиш моделлари П.Ромер, Д.Барро, Р.Лукас, С.Ребело ва бошқаларнинг илмий изланишларида ёритилган.

Эконометриканинг мақсади – реал иқтисодий объектларни моделлаштириш ва миқдорий таҳлил қилиш усуллариини ишлаб чиқишдан иборат.

Эконометриканинг асосий вазифалари қуйидагилардан иборат:

- моделни таснифлаш, яъни эмпирик таҳлил қилиш учун эконометрик моделларни тузиш;
- моделни сонли (кўрсаткичларда) ифода қилиш, яъни модель асосига қўйилган сонли қийматларни баҳолаш;
- модел сифатини текшириш, яъни модель кўрсаткичларининг ва умуман моделнинг сифатини текшириш;

- моделни сонли қийматларини прогноз қилиш. Эконометрик моделлаштириш натижаларига кўра муайян иқтисодий ҳодисаларни прогноз қилиш ва тавсиялар ишлаб чиқиш.

1.2. Эконометрик моделнинг умумий кўриниши ва унинг синфлари

Эконометрик модель эконометрик моделлаштиришнинг асосий механизми ҳисобланади. Бундай моделда иқтисодий объект эмпирик (статистик) маълумотлар ёрдамида тавсифланиб, ўрганилади. Эконометрик модель объект мавжуд бўлишининг реал шароитларини ҳисобга олади ва иқтисодиётнинг умумий қонунларига зид келмайди. Бундай модель бўйича олдиндан айтишдаги (прогноزلаш) хатолар берилган (маълум) катталиқдан ошиб кетмайди.

Эконометрик моделнинг умумий кўриниши қуйидагича ифодаланади:

$$Y = f(X) + \varepsilon,$$

бу ерда Y – эрксиз ўзгарувчининг кузатилаётган қиймати (изоҳланувчи ўзгарувчи, натижа);

$f(X)$ – эрксиз изоҳловчи ўзгарувчилар (омиллар) қийматига боғлиқ бўлган изоҳланган қисм;

ε – тасодифий таркибий қисм (хато, оғиш).

Y – изоҳланувчи ўзгарувчи - $X_i (i = 1, \dots, n)$ – изоҳловчи ўзгарувчининг берилган (маълум) қийматларида айрим тақсимланишларга эга бўлган тасодифий катталиқ. Моделдаги изоҳловчи ўзгарувчилар тасодифий ёки муайян қийматларга эга бўлиши мумкин.

Эконометрик моделлаштиришнинг вазифалари қуйидагилардан иборат:

1. Тажриба маълумотларидан фойдаланган ҳолда изоҳланган қисмни аниқлаш.

2. Тасодифий катталиқ сифатида таркибий қисмни тақсимлаш параметрларини баҳолаш.

Эконометрик модель эконометриканинг асосий воситаси ҳисобланиб, иқтисодий ҳодисалар ва объектларни таҳлил ва прогноз қилиш учун мўлжалланган. Шу муносабат билан барча эконометрик моделларни шартли равишда учта синфга ажратиш мумкин.

Эконометрик моделлар синфлари қуйидагиларни ўз ичига олади:

I. Бир тенгламали регрессион моделлар. Натижавий белги, омилли белгиларда функция кўринишида ифодаланган: $Y = f(X_1, X_2, \dots, X_k) + \varepsilon$. Изоҳланган таркибий қисм $f(X_1, X_2, \dots, X_k)$ – бу $M_x(Y)$, яъни X_1, X_2, \dots, X_k омилларнинг берилган (маълум) қийматларида Y натижанинг кутилаётган қиймати. Регрессион модель тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади: $Y = M_x(Y) + \varepsilon$.

II. Бир вақтли тенгламалар тизими. Айниятлар ва уларга омилли белгилар билан бир қаторда тизимнинг бошқа тенгламаларидан натижали белгилар

киритилган регрессион тенгламалардан таркиб топган. Яъни, тенгламалар тизимида бир ўзгарувчилар бир вақтнинг ўзида бир тенгламаларда тобе ўзгарувчилар сифатида ва бошқа тенгламаларда мустақил ўзгарувчилар сифатида кўриб чиқилади. Айниятларда параметрлар тури ва қийматлари маълум, тенгламаларда параметрлар баҳоланади.

III. Вақт қаторларининг моделлари. Нативавий белги вақт ўзгарувчиси катталигининг ёки бошқа вақт даврларига тааллуқли бўлган ўзгарувчилар функцияси ҳисобланади.

Юқорида келтирилган эконометрик моделлар синфига қуйидаги мисолларни келтириш мумкин.

I. Бир тенгламали регрессион моделлар:

а) Етказиб бериш ҳажмидан боғлиқ нарх модели. б) Истеъмолчиларнинг реал даромадларидан алоҳида товар нархидан боғлиқ талаб модели. Ишлаб чиқариш ҳажмининг ишлаб чиқариш омилларига боғлиқлик модели.

II. Бир вақтли тенгламалар тизими:

а) Талаб ва таклиф модели. б) Даромадларни шакллантиришнинг Кейнсиан модели.

III. Вақт қаторлари моделлари:

Вақтга боғлиқликни тавсифловчи моделлар:

– тренд (аҳоли ўсиши ёки ялпи ички маҳсулот вақтли қатори моделлари);
– мавсумийлик (ҳосилдорлик, истеъмол, валюта алмашинуви моделлари);
– тренд ва мавсумийлик (маҳсулот ишлаб чиқариш ва унинг истеъмоли модели);

Нативанинг бошқа вақт даврлари билан саналган ўзгарувчиларга боғлиқлигини ифодаловчи моделлар:

– тақсимланган вақт лаги модели (сарфланган инвестицияларни қоплаш вақти модели).

Эконометрик моделлар ўрганилаётган объектлар ёки ҳодисаларнинг хусусиятларини акс эттиради, масалан:

– илгари силжиш вақтининг хусусияти вақт қаторлари моделларида фойдаланилади (иқтисодий ҳодисалар маконда ва вақтга кўра юз беради);

– кўплаб иқтисодий ҳодисалар динамик мувозанатининг хусусияти бир вақтли тенгламалар тизимини ечишда қўлланилади;

– ўзгарувчиларнинг аввалги, ҳозирги ва бўлажак қийматлари иқтисодий ҳодисанинг ҳозирги ҳолатига таъсир этиш хусусияти авторегрессия ва автокорреляция моделларида, адаптив прогноз моделларида амалга оширилади;

– иқтисодий ҳодисанинг сабаби ва оқибати ўртасидаги вақтга кўра кечикиш (лаг) хусусияти тақсимланган лагли моделларда намоён бўлади;

– кўп сонли иқтисодий ҳодисаларнинг даврийлик хусусияти мавсумий таркибий қисмли вақт қаторлари моделларида ўрин тутади.

Эконометрик моделлаштиришда фойдаланиладиган маълумотлар 2 хилга, яъни макон (ўрганилаётган объект) га ва вақт даврига кўра бўлинади.

Турли объектлар бўйича айнан бир давр (вақт) учун олинган маълумотлар тўплами, масалан, минтақа корхоналарининг ишлаб чиқариш ҳажми, шаҳар корхоналари ва уларда ишловчи ходимлар сони.

Бир объектни турли даврларда тавсифловчи маълумотлар тўплами, масалан, истеъмол нархларининг индекси, сўнгги йилларда банд бўлганлар сони, инвестициялар ва ялпи ички маҳсулот ҳажмлари.

Эконометрик моделлаштириш объекти кўплаб белгилар билан тавсифланади. Моделдаги объект белгилари ўзаро боғланган бўлиб, ё натижа (изоҳланувчи ўзгарувчи) ролида ёки омил (изоҳловчи ўзгарувчи) ролида иштирок этади. Ҳар қандай синф эконометрик *моделининг ўзгарувчилари* шартли равишда қуйидаги турларга бўлинади.

Экзоген (мустикал, x) - уларнинг қийматлари моделдан ташқарида берилади.

Эндоген (эрксиз, y) - уларнинг қийматлари моделнинг ичида аниқланади.

Лаг (экзоген ёки эндоген) - бундан аввалги вақт даврлари билан санаси қўйилади ва жорий ўзгарувчилар билан тенг бўлади.

Олдиндан белгиланган - лаг ва жорий экзоген ўзгарувчилар, лаг эндоген ўзгарувчилар.

Ҳар бир синф эконометрик модели олдиндан белгиланган ўзгарувчиларнинг қийматларига қараб жорий эндоген ўзгарувчилар қийматларини изоҳлашга йўналтирилган. Моделлаштириш танланган тадқиқот объекти ҳажмига ёки вақт узунлигига боғлиқ.

Ўзгарувчи қийматларининг сони ёки танлаш ҳажми модель омилларининг сонига қараганда 6-7 марта катта бўлиши керак.

Эконометрик моделлаштириш бир қатор вазифаларни комплекс тарзда ҳал этишни ўзида намоён этади, шунинг учун бутун жараён босқичларга бўлинган. Бундай бўлиш шартли, бироқ эконометрика мутахассиси ҳаракатларининг моҳиятини тушуниш имконини беради.

1.3. Эконометрик моделлаштириш босқичлари

Эконометрик моделлаштириш босқичлари қуйидагилардан иборат:

1-босқич. Тадқиқот мақсадини шакллантириш (тадқиқот объектини таҳлил қилиш, прогноз, ривожланишининг имитацияси, бошқарув қарори ва ҳ.к.), моделнинг иқтисодий ўзгарувчиларини аниқлаш.

2-босқич. Ўрганилаётган иқтисодий ҳодисани таҳлил қилиш: моделлаштириш бошлангунга қадар маълум бўлган ахборотни шакллантириш.

3-босқич. Иқтисодий моделнинг тури аниқланади, ўзгарувчилар ўртасидаги ўзаро боғлиқлик математик шаклда ифодаланади, моделнинг дастлабки шартлари ва чекловлари ифодаланади.

4-босқич. Зарур статистик ахборотлар тўпланади.

5-босқич. Модель статистик таҳлил қилинади ва параметрларининг сифати баҳоланади.

6-босқич. Моделнинг ҳақиқийлиги текширилади, тузилган модель реал иқтисодий ҳодисага қанчалик мос келиши аниқланади.

Таъкидлаш лозимки, бир тадқиқот доирасида ҳал этиладиган вазифалар доираси қанчалик кенг бўлса, самарали натижа олиш имкониятлари шунчалик кам бўлади.

Таянч иборалар

“Эконометрика”, эконометрик модель, эконометрик моделлаштириш, эконометрик моделлар синфи, ўзгарувчилар турлари, эконометрик моделлаштириш босқичлари.

Такрорлаш учун саволлар

1. “Эконометрика” фан сифатида. Эконометриканинг ривожланиш тарихи.
2. “Эконометрика” предмети, мақсади ва вазифалари.
3. Эконометрик модель – эконометрик моделлаштириш механизмининг асоси. Моделлар синфи.
4. Иқтисодий ҳодисаларни эконометрик тадқиқ этишда маълумотлар хиллари ва ўзгарувчан турлари.
5. Эконометрик моделлаштириш босқичлари.

Тест

1. “Эконометрика” тушунчасига қайси таъриф мос келади?
 - а) бу жой ва вақтнинг муайян шароитида ялпи ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар ва жараёнларнинг миқдорий томонини ўрганувчи фан;
 - б) бу иқтисодий ҳодисалар ва жараёнлар ўзаро боғлиқлигининг миқдорий ифодасини ўрганувчи фан;
 - в) бу тасодифий ҳодисаларнинг умумий қонуниятлари ва тасодифий омилларнинг таъсирини миқдорий баҳолаш усуллари ўрганувчи фан.
2. Эконометриканинг мақсади нимадан иборат?
 - а) иқтисодий маълумотларни яққол кўринишда ифодалаш;
 - б) реал иқтисодий объектларни моделлаштириш ва миқдорий таҳлил қилиш усуллари ишлаб чиқиш;
 - в) статистик маълумотларни тўплаш ва гуруҳлаш усуллари белгилаш;
 - г) иқтисодий ҳодисаларнинг сифатий жиҳатларини ўрганиш.
3. Моделни таснифлаш – бу:
 - а) тадқиқот мақсадини белгилаш ва иқтисодий ўзгарувчи моделларни танлаш;
 - б) моделни статистик таҳлил қилиш ва параметрларининг сифатини баҳолаш;
 - в) зарур статистик ахборотни тўплаш;
 - г) эмпирик таҳлил қилиш мақсадида эконометрик моделларни тузиш.
4. Эконометриканинг қайси вазифаси моделни параметрлаш вазифаси ҳисобланади?

а) эконометрик моделлаштириш натижаларига кўра муайян иқтисодий ҳодисалар учун прогнозни тузиш ва тавсияларни ишлаб чиқиш;

б) моделни тузиш параметрларини баҳолаш;

в) модель параметрларининг ва умуман моделнинг ўзини сифатини текшириш;

г) эмпирик таҳлил қилиш учун эконометрик моделларни тузиш.

5. Модел сифатини аниқлаш – бу:

а) иқтисодий моделнинг турини аниқлаш, унинг ўзгарувчилари ўртасидаги ўзаро боғлиқликни математик шаклда ифодалаш;

б) моделнинг дастлабки шарт-шароитлари ва чекловларини аниқлаш;

в) модель параметрларининг ва умуман моделнинг сифатини текшириш;

г) ўрганилаётган иқтисодий ҳодисаларни таҳлил қилиш.

6. Қуйида санаб ўтилган моделлар ичидан бир тенгламали регрессион моделни танланг? 1) етказиб бериш ҳажмидан нарх модели; 2) талаб ва таклиф модели; 3) тренд ва мавсумийлик модели; 4) ишлаб чиқариш ҳажмининг ишлаб чиқариш омилларига боғлиқлиги модели.

а) 2,4

б) 1,4

в) 2, 3

г) ҳаммаси.

7. Турли объектлар ҳақида бир давр (вақт) учун олинган маълумотлар тўплами қандай номланади?

а) вақтга кўра маълумотлар;

б) маконга кўра маълумотлар.

8. “Мустақил ўзгарувчи” тушунчасининг ўхшашини танланг?

а) эндоген ўзгарувчи;

б) омил;

в) натижа;

г) экзоген ўзгарувчи.

9. Овқатланиш харажатлари умумий миқдорининг тасарруфдаги шахсий даромадга (x) ва озиқ-овқат маҳсулотларининг нархига (p) боғлиқлиги моделини кўриб чиқинг: $y = a_0 + a_1x + a_2p + \varepsilon$. Модель синфини ва моделнинг ўзгарувчилари турини аниқланг?

а) бир тенгламали регрессион модель; эндоген ўзгарувчи – овқатланиш харажатлари, экзоген ўзгарувчи – тасарруфдаги шахсий даромад, олдиндан белгиланган ўзгарувчи – озиқ-овқат маҳсулотларининг нархи;

б) бир тенгламали регрессион модель; эндоген ўзгарувчи – овқатланиш харажатлари, экзоген ўзгарувчи – тасарруфдаги шахсий даромад ва озиқ-овқат маҳсулотларининг нархи;

в) вақт қатори модели; эндоген ўзгарувчи – овқатланиш харажатлари, лаг ўзгарувчи – тасарруфдаги шахсий даромад ва озиқ-овқат маҳсулотларининг нархи.

10. Эконометрик моделлаштириш босқичларининг тўғри изчиллигини топинг?

а) масалани қўйиш, априор, параметрлаш, ахборот, идентификациялаш, верификациялаш;

б) масалани қўйиш, априор, ахборот, параметрлаш, идентификациялаш, верификациялаш;

в) ахборот, масалани қўйиш, априор, параметрлаш, верификациялаш, идентификациялаш.

II боб. ЖУФТ РЕГРЕССИЯ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ

2.1. Функционал ва статистик боғлиқлик тушунчалари ва уларнинг турлари

Иқтисодий ҳодисалар ғоят хилма-хил бўлгани ҳолда, улар ўзининг у ёки бу хусусиятларини акс эттирувчи кўплаб белгилар билан тавсифланади. Ушбу белгилар вақтга кўра ва маконда ўзгариб туради. Кўпинча белги (омил)ларнинг ўзгариши ўзаро боғланган ва ўзаро шартланган. Бир шароитда омиллар ўртасидаги боғлиқлик узвий (масалан, соатбай ишлаб чиқариш ва иш ҳақи), бошқа ҳолатларда эса омиллар ўртасидаги боғлиқлик умуман кўзга ташланмайди ёки жуда суст ифодаланади (масалан, талабаларнинг жинси ва уларнинг ўзлаштириши). Белги (омил)лар ўртасидаги боғлиқлик қанчалик узвий бўлса, қабул қилинаётган қарорлар шунчалик аниқ ва тизимларни бошқариш шунчалик осон.

Ҳодисалар боғлиқлигининг кўплаб шакллари ичида барча бошқа шакллари белгилаб берувчи сабабли боғланиш муҳим роль ўйнайди. Сабаблиликнинг моҳияти бир ҳодисанинг бошқа ҳодисага сабаб бўлишидан (уни келтириб чиқаришидан) иборат. Ҳар қандай муайян боғланишда бир белгилар бошқаларига таъсир этувчи ва уларнинг ўзгаришини белгилаб берувчи омиллар сифатида, бошқа белгилар эса ушбу омиллар таъсирининг натижаси сифатида иштирок этади. Бошқача айтганда, бир белгилар сабабни, бошқалари эса оқибатни ўзида намоён этади. Оқибатни тавсифловчи белгилар, натижали (эрксиз) белгилар (у изоҳланувчи ўзгарувчилар) деб, сабабни тавсифловчи белгилар эса *омилли* (мустақил) белгилар (х изоҳловчи ўзгарувчилар) деб номланади.

Ҳодисалар ва уларнинг белгилари ўртасидаги боғлиқликнинг иккита тури мавжуд: *функционал*, ёки қатъий детерминацияланган боғлиқлик (масалан, бир ишчига тўғри келадиган маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажмининг ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажмига ва ишчилар сонига боғлиқлиги) ва *статистик*, ёхуд стохастик детерминацияланган боғлиқлики (масалан, меҳнат унумдорлиги билан маҳсулот бирлигининг таннарни ўртасидаги боғлиқлик).

Функционал боғлиқлик – бу унда x мустақил ўзгарувчининг ҳар бир қийматида y эрксиз ўзгарувчининг аниқ белгиланган қиймати мос келадиган боғланиш.

Функционал боғлиқлик кўпинча табиий фанларда учрайди. Бундай боғланишлар ижтимоий турмушда, хусусан иқтисодий жараёнларда камроқ кузатилади.

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар шу билан тавсифланадики, уларга муҳим омиллар билан бир қаторда кўплаб бошқа омиллар, шу жумладан тасодикий омиллар таъсир кўрсатади. Шу муносабат билан мавжуд боғлиқлик бу ерда функционал боғланишлардаги каби ҳар бир алоҳида ҳолатда, балки фақат кўп сонли кузатишларда “умуман олганда ва ўртача даражада” намоён бўлади. Мазкур ҳолатда *статистик боғлиқлик* ҳақида сўз боради.

Статистик боғлиқлик – бу унда x мустақил ўзгарувчининг ҳар бир қийматига y эрксиз ўзгарувчининг кўплаб қийматлари мос келадиган боғланиш, бунда y айнан қанақа қийматни қабул қилиши олдиндан маълум эмас.

Статистик боғлиқликнинг алоҳида ҳолати сифатида корреляцион боғлиқлик иштирок этади.

Корреляцион боғлиқлик – бу унда x мустақил ўзгарувчининг ҳар бир қийматига y эрксиз ўзгарувчининг муайян *математик қутиши (ўртача қиймати)* мос келадиган боғланиш.

Корреляцион боғланиш «тўлиқсиз» боғлиқлик бўлиб, y ҳар бир алоҳида ҳолатда эмас, балки анча кўп ҳолатларда фақат ўртача катталикларда намоён бўлади.

Маълумки, масалан, ходим малакасининг ошиши меҳнат унумдорлигининг ошишига олиб келади. Бу ҳол кўп ҳолатларда ўз тасдиғини топади ва айнан бир хил жараён билан банд бўлган бир тоифадаги икки ёки ундан кўп ишчида бир хил меҳнат унумдорлиги бўлишини аниқламайди. Меҳнат унумдорлиги даражалари ва иш маҳсуллари, кам бўлса-да, фарқ қилади, чунки бундай ишчиларда иш стажи, дастгоҳнинг техник ҳолати, саломатлигининг ҳолати ва ҳоказолар турлича бўлиши мумкин.

Бундан келиб чиқадики, статистик боғлиқлик бу алоҳида битта йиғиндининг эмас, балки у бутун йиғиндининг хоссаси ҳисобланади.

Функционал боғлиқлик – ҳамма вақт формулалар билан ифодаланади, бу кўпроқ аниқ фанлар (математика, физика) га хос. Йиғиндининг барча бирликларида бир хил куч билан намоён бўлади. Тўлиқ ва аниқ ҳисобланади, чунки одатда барча омиллар рўйхати ва уларнинг *тенглама кўринишидаги* ўзгарувчига таъсир этиш механизми маълум.

Корреляцион боғлиқлик - омилларнинг хилма-хиллиги, уларнинг ўзаро боғлиқлиги ва қарама-қарши ҳаракатлар у ўзгарувчининг кенг вариантларда ўзгаришини келтириб чиқаради. Алоҳида ҳолатларда эмас, балки кўп ҳолатларда намоён бўлади ва уни ўрганиш учун оммавий кузатувлар талаб қилинади. x ва y ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқлик тўлиқсиз бўлиб, фақат ўртача катталикларда намоён бўлади.

Ҳаракат йўналишига қараб функционал ва корреляцион боғлиқлик тўғридан-тўғри ва тесқари турларга бўлинади. Тўғридан-тўғри функционал ва корреляцион боғлиқлик, бу омилли белги қийматларининг ортиши (камайиши) билан натижали белгининг ортиши (камайиши) юз беради. Тесқари боғлиқлик функционал ва корреляцион омилли белги қийматларининг ортиши (камайиши) билан натижали омилнинг камайиши (ортиши) юз беради. Таҳлилий ифодага кўра боғлиқлик тўғри чизиқли (чизиқли) ва эгри чизиқли (чизиқсиз) бўлиши мумкин.

Тўғри чизиқли функционал ва корреляцион боғлиқлик – омил миқдорининг ортиши билан натижавий омил миқдорининг бир меъёрда ортиши (ёки камайиши) юз беради (тўғри чизиқ тенгламаси билан ифодаланади). Эгри чизиқли функционал ва корреляцион боғлиқлик омил миқдорининг ортиши

билан натижавий омил миқдорининг ортиши (ёки камайиши) бир меъёردа юз бермайди (эгри чизиклар тенгламалари билан ифодаланади).

Моделга киритилган омилларнинг сонига қараб корреляцион боғлиқликлар бир омилли ва кўп омилли боғлиқликларга бўлинади.

Бир омилли (жуфт) корреляцион боғлиқликлар бир белги-омил билан натижавий омил ўртасидаги боғлиқлик (бошқа омилларнинг таъсири мавҳумлашганда) ҳисобланади. **Кўп омилли (кўплик) корреляцион боғлиқликлар** эса бир неча омиллар (белгилар) билан натижавий омил (белги) ўртасидаги боғлиқлик (омиллар биргаликда, яъни бир вақтнинг ўзида ва ўзаро боғлиқликда таъсир кўрсатади).

Корреляцион боғлиқлик **корреляцион ва регрессион таҳлил** усуллари ёрдамида тадқиқ этилади.

2.2. Корреляцион ва регрессион таҳлил

Корреляцион-регрессион таҳлил босқичма-босқич муайян мантиқий кетма-кетликда ўтказилади ва у қуйидаги босқичларда амалга оширилади:

1. Ҳодисаларни дастлабки таҳлил қилиш ва ушбу ҳодисаларни тавсифловчи омиллар (белгилар) ўртасидаги ўзаро боғлиқликлар пайдо бўлишининг сабабларини аниқлаш.

2. Омилларни таъсир этувчи ва натижавий омилларга бўлиш ҳамда уларни корреляцион-регрессион моделларга киритиш нуқтаи назаридан тадқиқ этиш учун энг муҳим омилларни танлаш.

3. Жуфт корреляция коэффицентлари матричасини тузиш ва корреляцион-регрессион моделлар омилларини гуруҳлашнинг эҳтимол тутилган вариантларини баҳолаш.

4. Регрессия тенгламаси шаклини дастлабки баҳолаш.

5. Регрессия тенгламасини ечиш, регрессия коэффицентларини ҳисоблаш ва уларнинг маъносини талқин этиш.

6. Натижавий омилнинг назарий жиҳатдан кутилаётган (регрессия тенгламаси бўйича такрорий чиқарилган) қийматларини ҳисоблаб чиқиш.

7. Умумий, омилли ва қолдиқ дисперсияларни аниқлаш ва қиёсий таҳлил қилиш; регрессион моделга киритилган омиллар ўртасидаги боғлиқликнинг зичлигини баҳолаш.

8. Моделнинг сифатини умумий баҳолаш, муҳим бўлмаган омилларни чиқариб ташлаш (ёки қўшимча омилларни киритиш), моделни тузиш, яъни 1-7-бандларни такрорлаш.

9. Регрессия тенгламаси параметрларининг ишончилигини статистик баҳолаш, функциянинг регрессия тенгламаси бўйича назарий жиҳатдан кутилаётган қийматлари учун ишонч чегараларини тузиш.

10. Таҳлилдан келиб чиқадиган амалий хулоса қилиш.

Ўзгарувчи x вариациясининг y ўзгарувчига таъсирини кўриб чиқувчи ҳамда бир омилли **корреляцион ва регрессион таҳлил**ни ўзида намоён этувчи жуфт чизикли **корреляция** эконометрикада энг чуқур ишлаб чиқилган

методология ҳисобланади ва у бир омилли корреляцион ва регрессион таҳлилни намоён этади.

Корреляцион таҳлил тушунчаси. **Корреляцион таҳлил** – математик статистиканинг тасодифий катталиклар ўртасидаги ўзаро боғлиқликларини ўрганишга бағишланган бўлими. Корреляцион таҳлил кузатувлар маълумотларини тасодифий ва кўп ўлчамли нормал қонун бўйича тақсимланган бош йиғиндидан танланган маълумотлар деб ҳисоблаш мумкин бўлган ҳолларда қўлланилади.

Корреляцион таҳлил иккита омил ўртасидаги (жуфт боғлиқликда) ҳамда натижавий омиллар билан бошқа кўп омиллар ўртасидаги (кўп омилли боғлиқликда) боғлиқликнинг зичлигини миқдорий жиҳатини аниқлашдан иборат.

Корреляция – тасодифий катталиклар ўртасидаги унда тасодифий катталиклардан бирининг ўзгариши бошқасининг математик кутиши ўзгаришига олиб келувчи статистик боғлиқлик.

Корреляция жуфт, хусусий ва кўплик корреляцияга бўлинади ва улар корреляция вариантлари бўлиб ҳисобланади.

Жуфт корреляция – иккита омил (натижавий омиллар ёки иккита омил) ўртасидаги боғлиқлик.

Хусусий корреляция – бошқа омилларнинг қатъий белгиланган қийматида натижали омил билан битта омил ёки иккита омил ўртасидаги боғлиқлик.

Кўплик корреляцияси – натижавий омил ва тадқиқотга киритилган иккита ёки ундан кўп омиллар ўртасидаги боғлиқлик.

Боғлиқликнинг зичлигини миқдорий жиҳатдан корреляция коэффициентлари қиймати билан ифодаланади. Корреляция коэффициентлари қийматини топиш x_i ва y_i омиллари якка тартибдаги қийматлари уларнинг \bar{x} ва \bar{y} ўртача қийматларидан оғишлари кўпайтмасининг йиғиндисига асосланган:

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

Ушбу катталик n кузатувлар сонига бўлинди ва чиққан натижа *ковариация* деб номланади. У икки белги вариациясининг боғланганлигини тавсифлайди ва иккита тасодифий ўзгарувчи ўзаро таъсирининг статистик ўлчамини ўзида намоён этади. Ковариацияни аниқлаш формуласи қуйидаги кўринишга эга:

$$Cov(y, x) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n}$$

бу ерда: n – тадқиқ этилаётган кузатувларнинг умумий сони;

x_i – мустақил ўзгарувчининг i қиймати ($i = 1, 2, \dots, n$);

y_i – эркисиз ўзгарувчининг i қиймати ($i = 1, 2, \dots, n$);

\bar{x} – мустақил ўзгарувчининг ўртача қиймати ва у қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

\bar{y} – эркин ўзгарувчининг ўртача қиймати ва ушбу ўзгарувчи қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

Тўғридан-тўғри боғлиқлик мавжуд ҳолларда x нинг катта қийматлари y нинг катта қийматларига мос келиши керак, ўз навбатида, $(x_i - \bar{x})$ ва $(y_i - \bar{y})$ фарқлари мусбат бўлади.

x ва y нинг кичик қийматлари учун ушбу фарқлар манфий бўлади, уларнинг кўпайтмаси эса мусбат бўлади. Демак, тўғридан-тўғри боғлиқликда ковариация мусбат қиймат бўлади.

Тескари боғлиқлик мавжуд ҳолларда $(x_i - \bar{x})$ ва $(y_i - \bar{y})$ фарқлари турли белгиларга эга бўлади (x нинг катта қийматлари y нинг кичик қийматларига мос келади ва аксинча). Ниҳоят, боғлиқлик мавжуд бўлмаган ҳолларда $(x_i - \bar{x})$ ва $(y_i - \bar{y})$ фарқларининг белгилари тартибсиз бўлади, қўшиш чоғида $(x_i - \bar{x})$ ва $(y_i - \bar{y})$ манфий ва мусбат кўпайтмалари ўзаро қўшиб олинади ва ковариация нолга яқин бўлади.

Ковариация миқдори x ва y омилларининг кўламига боғлиқ. Боғлиқликнинг нисбий тавсифига эга бўлиш учун ковариация σ_x ва σ_y белгилар ўртача квадратик фарқларининг кўпайтмасига тенг бўлган энг катта қийматига бўлинади. Натижада **корреляциянинг чизикли коэффициентига** эга бўлинади.

Корреляциянинг чизикли коэффициенти формуласи қуйидаги формула билан топилади:

$$r_{yx} = \frac{\overline{xy} - \bar{x}\bar{y}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

бу ерда σ_x ва σ_y – тасодифий катталиклар x ва y нинг ўртача арифметик фарқи. Улар қуйидаги формулалар бўйича аниқланади:

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

Корреляциянинг чизикли (жуфт) коэффициентини ҳисоблаш учун яна қуйидаги формулалардан фойдаланиш мумкин:

$$1) \quad r_{yx} = \frac{\overline{xy} - \bar{x}\bar{y}}{\sigma_x \sigma_y},$$

бу ерда \overline{xy} – иккита катталиқнинг ўртача арифметик кўпайтмаси. U қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\overline{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i;$$

$$2) \quad r_{yx} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}};$$

$$3) \quad r_{yx} = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{\sqrt{\left[n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right] \left[\sum_{i=1}^n y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^2 \right]}}.$$

Корреляция коэффициентлари -1 дан $+1$ гача қийматни қабул қилади. Коэффициентнинг мусбат қиймати тўғридан-тўғри боғлиқликнинг, манфий қиймати эса тескари боғлиқликнинг мавжудлигидан далолат беради. Агар $r_{yx} = \pm 1$ бўлса, корреляцион боғлиқлик чизиқли функционал боғлиқлик билан ифодаланади. Агар $r_{yx} = 0$ бўлса, чизиқли корреляцион боғлиқлик мавжуд эмас деб ҳисобланади.

Корреляция коэффициентлари r_{xy} , омиллар ўртасидаги боғлиқликни сифат жиҳатидан тавсифлайди:

1. Агар $r_{xy} \Delta$ дан $|\pm 0,3|$ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидаги боғлиқлик мавжуд эмаслигини кўрсатади.

2. Агар $r_{xy} |\pm 0,3|$ дан $|\pm 0,5|$ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидаги боғлиқлик заиф ҳисобланади.

3. Агар $r_{xy} |\pm 0,5|$ дан $|\pm 0,7|$ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидаги боғлиқлик бир маромда эканлигини тавсифлайди.

4. Агар $r_{xy} |\pm 0,7|$ дан $|\pm 1,0|$ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидаги боғлиқлик кучли ҳисобланади.

Корреляция коэффициентлари статистик катталиклар сифатида ишончлилик нуқтаи назаридан таҳлил қилинади ва баҳоланади. Бу шу билан изоҳланадики, кузатувларнинг ҳар қандай тўплами айрим танлашни ўзида намоён этади, демак, танлаш асосида ҳисоблаб чиқилган ҳар қандай кўрсаткичнинг қиймати ҳақиқий қиймат сифатида кўриб чиқилиши мумкин эмас, балки унинг озми ёки кўпми аниқ баҳоси ҳисобланади. Шу муносабат билан кўрсаткичларнинг аҳамиятлиги (муҳимлиги)ни текшириш зарурати пайдо бўлади.

Корреляция коэффициентининг аҳамиятлилиги (муҳимлиги)ни баҳолаш учун *Стьюдентнинг* нормал мезондан фарқ қилувчи t -тақсимлашда қўлланиладиган t мезони (t -статистика) қўлланилади. Бунда r_{yx} нинг нолга тенглиги, яъни $H_0 : r_{yx} = 0$ ҳақидаги фараз (H_0) илгари сурилади ва текширилади. Агар r_{yx} ноллиги ҳақидаги фараз қабул қилинмаса, у ҳолда корреляция коэффициентлари аҳамиятли деб, ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқлик эса муҳим деб эътироф этилади.

Стьюдентнинг t - мезонини ҳисоблаш формуласи қуйидаги кўринишга эга:

$$t_{хис} = r_{yx} \sqrt{\frac{n - k - 1}{1 - r_{yx}^2}} .$$

бу ерда k – моделга киритилган омиллар сони.

Ушбу t мезоннинг қиймати унинг $t_{\alpha, \gamma}$ жадвал қиймати билан таққосланади, бу ерда α – берилган (маълум) аҳамиятlilik даражаси (одатда $0,05$ ёки $0,01$ га тенг деб қабул қилинади); $\gamma = (n - k - 1)$ – эркинлик даражаларининг сони.

Агар $t > t_{\alpha, \gamma}$, тенгсизлиги бажарилса, у ҳолда корреляция коэффициентининг қиймати аҳамиятли, деб тан олинади, яъни корреляция коэффициентининг нолга тенглигини тасдиқловчи фараз инкор этилади ва

тадқиқ этилаётган ўзгарувчилар ўртасида жипс статистик ўзаро боғлиқлик мавжуд деган хулосага келинади.

Корреляциянинг чизикли коэффицентини билган ҳолда *детерминациянинг жуфт коэффицентини* аниқлаш мумкин, у r^2_{yx} ни ўзида намоён этади.

Детерминациянинг жуфт коэффицентини r^2_{yx} у ўзгарувчи вариациясининг қанақа улуши моделда ҳисобга олинганлигини ва ушбу улуш унга x ўзгарувчининг таъсири билан шартланганлигини кўрсатади.

Регрессион таҳлилнинг моҳияти. Регрессион таҳлил боғлиқликнинг унда натижавий омилнинг ўзгариши бир ёки бир неча омилларнинг таъсири билан шартланган, натижавий омилга таъсир кўрсатувчи бошқа барча омиллар кўплиги эса доимий ва ўртача қиймат сифатида қабул қилинадиган таҳлилий шаклини аниқлашдан иборат.

Регрессион таҳлилнинг мақсади – натижавий омил шартли ўртача қийматининг омилли белгиларга *функционал боғлиқлигини баҳолаш*дан иборат. Регрессион таҳлилнинг асосий омилли шундан иборатки, фақат натижавий омил тақсимлашнинг нормал қонунига, таъсир этувчи омиллар эса тақсимлашнинг ихтиёрий қонунига бўйсунди. Бунда регрессион таҳлилда натижа (y) ва омиллар (x_i) ўртасидаги сабаб-оқибат боғлиқликнинг мавжудлиги олдиндан назарда тутилади.

Регрессия тенгламаси ёки ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар **боғлиқлик** модели қуйидаги функция билан ифодаланади:

$$1) \hat{y}_x = f(x).$$

Бунда жуфт регрессия: натижавий ва битта омил ўртасидаги боғлиқликни тавсифлайди.

$$2) \bar{y}_x = f(x_1, x_2, \dots, x_k).$$

бу ерда k – омиллар сони.

Бунда кўплик регрессияси мавжуд бўлиб, у натижавий омил (\bar{y}) билан икки ва ундан кўп омил ўртасидаги боғлиқликни тавсифлайди.

Тенглама уни тузишда *талабларга* амал қилинган тақдирда реал моделлаштириладиган ҳодиса ёки жараёнга *мос келади*.

Регрессия тенгламасини тузишга нисбатан қуйидаги талаблар қўйилади.

1) Бошланғич маълумотлар йиғиндиси бир хил бўлиши ва математик жиҳатдан узлуксиз функциялар билан таърифланиши керак. 2) Анча катта ҳажмдаги тадқиқ этиладиган танланган йиғиндининг мавжудлиги.

Моделлаштириладиган ҳодисанинг сабаб-оқибатли боғлиқликларнинг бир ёки бир неча тенгламалар билан таърифлаш мумкинлиги. 3) Ҳодисалар ва жараёнлар ўртасидаги сабабли-оқибатли боғлиқликларни, имкон қадар, боғлиқликнинг чизикли (ёки чизикли ҳолатга келтириладиган) шакл билан таърифлаш лозим. 4) Модель параметрларига нисбатан миқдорий чекловларнинг мавжуд эмаслиги. 5) Омилларнинг миқдорий ифодаси. 6)

Ўрганиладиган объектлар йиғиндисининг ҳудудий ва вақт таркибининг доимийлиги.

Ҳодисаларнинг ўзаро боғлиқлиги моделларини назарий жиҳатдан асослаш муайян шартларга амал қилиш орқали таъминланади. Уларнинг жумласига қуйидагилар киради:

- барча омиллар ва уларнинг биргаликда тақсимланиши тақсимлашнинг нормал қонунига бўйсунуши керак;

- моделлаштирилаётган омил дисперсияси омиллар ва қийматлари ўзгарган тақдирда ҳамма вақт доимий бўлиб қолиши лозим;

- алоҳида кузатишлар мустақил бўлиши керак, яъни i кузатишда олинган натижалар аввалги натижалар билан боғланмаган бўлиши ва кейинги кузатишлар ҳақидаги ахборотни ўзида мужассам этмаслиги, шунингдек уларга таъсир этмаслиги даркор.

Боғлиқлик шакли чизиқли функция билан ҳам (тўғри тенглама), чизиқсиз функциялар билан ҳам (турли тартиблар полиномлари, гипербола, даражали функция ва б.) ифодаланиши мумкин. Белгилар ўртасидаги боғлиқлик шаклини ифодалаш учун *функцияларни танлаш* бир неча босқичда кечади: график, мантиқий иқтисодий ҳамда эмпирик маълумотларнинг назарий маълумотларга яқинлигини математик текшириш.

Кўпинча корреляцион боғлиқлик шаклини ифодалаш учун бир вақтнинг ўзида бир неча функция мос келади, шунинг учун боғлиқлик шаклини ифодалаш учун функцияларни муқобил асосда танлашни яқиний асослаган маъқул.

Регрессиянинг чизиқли шакли тушуниш, талқин этиш ва ҳисоб-китоблар техникаси нуқтаи назаридан энг оддий шакл ҳисобланади.

Чизиқли жуфт регрессия тенгламаси умумий ҳолда қуйидаги кўринишга эга:

$$yx = a_0 - a_1 x_i - \varepsilon_i ,$$

бу ерда a_0, a_1 – модель параметрлари;

ε_i – тасодифий катталиқ (қолдиқ миқдори).

Чизиқли жуфт регрессия модели параметрларининг мазмуни:

a_0 – регрессион тенгламанинг эркин коэффициенти (аъзоси). Иқтисодий маънога эга эмас ва, агар омил $x = 0$ бўлса, y натижавий омилнинг белги қийматини кўрсатади.

a_1 - регрессия коэффициенти, агар x ўзгарувчи бир ўлчов бирлигига оширилса, y натижавий омил ўртача қанча миқдорга ўзгаришини кўрсатади. Регрессия коэффициентидаги белги боғлиқликнинг йўналишини кўрсатади: $a_1 > 0$ бўлганида – боғлиқлик тўғри; $a_1 < 0$ бўлганида – боғлиқлик тесқари.

ε_i – мустақил, нормал тақсимланган тасодифий катталиқ, ноли математик кутишли ($M_\varepsilon = 0$) ва доимий дисперсияли ($D_\varepsilon = \sigma^2$) қолдиқ y нинг ўзгариши x нинг ўзгариши билан ноаниқ таърифланишини акс эттиради, чунки ушбу моделда ҳисобга олинмаган бошқа омиллар ҳам иштирок этади.

a_0 ва a_1 моделининг параметрларини баҳолаш энг кичик квадратлар усули билан амалга оширилади. Энг кичик квадратлар усулининг моҳияти шундан иборатки,

моделлар (a_0 ва a_1) параметрларининг уларда y_i натижавий омил амалдаги қийматларининг \hat{y}_i регрессия тенгламаси бўйича ҳисоблаб чиқилган қийматлардан оғишлари квадратларининг йиғиндиси энг кичик бўладигани топилади, яъни:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - a_0 - a_1 x_i)^2 \rightarrow \min .$$

Энг кичик квадратлар усули билан чизиқли жуфт регрессия параметрини топиш учун нормал тенгламалар тизими қуйидаги кўринишга эга:

$$n a_0 + a_1 \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n y_i ; \quad a_0 \sum_{i=1}^n x_i + a_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n x_i y_i .$$

a_0 ва a_1 параметрларининг қийматини аниқлаш учун формулалар

$$a_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} ; \quad a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{x} .$$

Тадқиқ этилаётган кўрсаткичлар бирликларининг бир-биридан фарқ қилиши туфайли a_1 параметрдан омилнинг натижавий омил белгига таъсирини бевосита баҳолаш учун фойдаланиб бўлмайди. Ушбу мақсадларда эластиклик коэффициенти ва бета-коэффицент ҳисоблаб чиқилади. Эластиклик коэффицентини аниқлаш формуласи қуйидагича:

$$\varepsilon_{yx} = a_1 \frac{\bar{x}}{\bar{y}} .$$

Эластиклик коэффициенти x омил бир фоизга ўзгарганда y натижавий омил қанча фоизга ўзгаришини кўрсатади. Бета-коэффицентни аниқлаш формуласи:

$$\beta_{yx} = a_1 \frac{\sigma_x}{\sigma_y} .$$

бу ерда σ_x ва σ_y — x ва y тасодифий катталикларнинг ўртача квадратик оғишлари. Бета-коэффицент омили ўзининг ўртача квадратик оғиши миқдорига ўзгарганда, натижавий омилнинг қиймати ўзининг ўртача квадратик оғишининг ўртача қанча қисмига ўзгаришини кўрсатади.

Регрессия тенгламаси тузилгач, унинг адекватлиги ва аниқлигини текшириш бажарилади. Моделнинг ушбу хусусиятлари ε_i қолдиқлари қаторини (ҳисобланган қийматларнинг амалдаги қийматлардан фарқларини) таҳлил қилиш асосида тадқиқ этилади. Қолдиқлар қаторининг даражаси қуйидагига тенг бўлади:

$$\varepsilon_i = y_i - \hat{y}_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) .$$

Корреляцион ва регрессион таҳлил (айниқса кичик бизнес шароитида) йиғиндининг ҳажми бўйича чегаралаш учун ўтказилади. Шу муносабат билан регрессия, корреляция ва детерминация кўрсаткичлари тасодифий омилларнинг таъсири остида бузиб кўрсатилиши мумкин. Ушбу кўрсаткичлар бутун йиғинди

учун қанчалик хослигини, улар тасодифий ҳолатлар бир-бирига тўғри келиб қолишининг натижаси ҳисобланиш-ҳисобланмаслигини текшириш учун тузилган моделнинг адекватлигини текшириш лозим.

2.3. Моделнинг ҳаққонийлиги талабларини текшириш

Моделнинг ҳаққонийлигини текшириш унинг аҳамиятини ҳамда мунтазам хатоларининг бор-йўқлигини аниқлашдан иборат. Ўзгарувчи y_i нинг x_i маълумотларига мос келувчи қийматлари a_0 ва a_1 назарий қийматларида тасодифий ҳисобланади. Улар бўйича ҳисоблаб чиқилган a_0 ва a_1 коэффициентларининг қийматлари ҳам тасодифий бўлади.

Регрессия алоҳида коэффициентларининг аҳамиятлилигини текшириш регрессия ҳар бир коэффициентининг нолга тенглиги тўғрисидаги фаразни текшириш йўли билан Стюдентнинг t мезони бўйича амалга оширилади. Бунда ҳисоблаб чиқилган параметрлар шарт-шароитлар мажмуини акс эттириш учун қанчалик хослиги, яъни параметрларнинг олинган қийматлари тасодифий катталиклар таъсирининг натижаси ҳисобланиш-ҳисобланмаслиги аниқланади. Регрессиянинг тегишли коэффициентлари учун тегишли формулалар қўлланилади.

Стюдентнинг t мезонини аниқлаш учун қуйидаги формулалардан фойдаланилади. Регрессия коэффициентларини баҳолаш учун Стюдентнинг t мезонини ҳисоблаш формуласи:

$$t_{xuc_{a_0}} = \frac{a_0}{S_{a_0}}, \quad t_{xuc_{a_1}} = \frac{a_1}{S_{a_1}}.$$

бу ерда S_{a_0} , S_{a_1} – эркин ҳад ва регрессия коэффициентининг стандарт оғишлари. Улар қуйидаги формулалар бўйича аниқланади:

$$S_{a_0} = S_\varepsilon \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}; \quad S_{a_1} = \frac{S_\varepsilon}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}.$$

бу ерда S_ε – модель қолдиқларининг стандарт оғишлари (баҳолашдаги стандарт хато).

У қуйидаги формула бўйича аниқланади.

$$S_\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon^2}{n - k - 1}}.$$

Ҳисоблаб чиқилган t мезоннинг қийматлари $t_{\alpha, \gamma}$ мезоннинг $(n - k - 1)$ эркинлик даражаларида ва α аҳамиятлилигининг тегишли даражасида аниқланадиган жадвалдаги қиймати билан таққосланади.

Агар t мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қиймати унинг $t_{\alpha, \gamma}$ жадвалдаги қийматидан катта бўлса, у ҳолда параметр аҳамиятли ҳисобланади. Ушбу ҳолатда параметрларнинг топилган қийматлари фақат тасодифий мос келишлар билан шартланганлигига ишониш қийин.

Умуман, регрессия тенгламасининг аҳамиятлилигини текшириш учун Фишернинг F -мезонидан фойдаланилади. Жуфт чизикли регрессия ҳолатида регрессия моделининг аҳамиятлилиги қуйидаги Фишернинг F -мезонининг формуласи бўйича аниқланади:

$$F_{хис} = \frac{r_{yx}^2}{1 - r_{yx}^2} \cdot (n - k - 1).$$

Агар аҳамиятликнинг берилган даражасида $\gamma_1 = k$, $\gamma_2 = n - k - 1$ эркинлик даражаларига эга бўлган F -мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қиймати жадвалдаги қийматдан юқори бўлса, у ҳолда модель аҳамиятли ҳисобланади, баҳоланаётган тавсифларнинг тасодифий табиати тўғрисидаги фараз инкор этилиб, уларнинг статистик аҳамиятлилиги ва ишончлилиги эътироф этилади.

Мунтазам хатонинг мавжудлигини ёки мавжуд эмаслигини (энг кичик квадратлар усулининг бажарилишини) текшириш қолдиқлар қаторини таҳлил қилиш асосида амалга оширилади.

Моделнинг ҳаққоний деб ҳисобланиши учун қўйиладиган талаблар:

қолдиқлар қатори даражалари тасодифий хусусиятга эга;

қолдиқлар қатори даражаларининг математик тахмини нолга тенг;

ҳар бир оғишининг E дисперсияси: x_i нинг барча қийматлари учун бир хил;

қолдиқлар қатори даражаларининг қийматлари бир-бирига боғлиқ эмас (автокорреляция мавжуд эмас);

қолдиқлар қаторининг даражалари нормал қонун бўйича тақсимланган.

Қолдиқлар қатори жавоб бериши лозим бўлган талабларга амал қилиш усуллари қуйидагилардан иборат:

Биринчи талаб. Қолдиқлар қаторининг тасодифийлик хусусиятини текшириш учун такрорий нуқталар мезонидан фойдаланиш мумкин. Агар қуйидаги шартлар бажарилса, нуқта такрорий ҳисобланади:

$$\varepsilon_{i-1} < \varepsilon_i > \varepsilon_{i+1} \text{ ёки } \varepsilon_{i-1} > \varepsilon_i < \varepsilon_{i+1}.$$

Сўнгра p такрорий нуқталар сони санаб чиқилади. Қуйидаги тенгламанинг бажарилиши 5% аҳамиятлик даражасига эга бўлган, яъни 95% ишонч эҳтимолига эга бўлган тасодифийлик мезони ҳисобланади:

$$p > \left[\frac{2}{3}(n-2) - 1,96 \sqrt{\frac{16n-29}{90}} \right].$$

Квадрат қавслар қавслар ичига олинган соннинг бутун қисми олиншини англатади. Агар тенгсизлик бажарилса, у ҳолда модель ҳаққоний ҳисобланади.

Иккинчи талаб. Қолдиқ изчиллиги математик тахминининг нолга тенглигини текшириш учун қолдиқлар қаторининг ўртача қиймати ҳисоблаб чиқилади:

$$\bar{\varepsilon} = \sum(\varepsilon_i)/n.$$

Агар $\bar{\varepsilon} \approx 0$ бўлса, у ҳолда модель доимий мунтазам хатога эга эмас ҳисобланади ва нолли ўртача мезонга мос келади. Агар $\bar{\varepsilon} \neq 0$ бўлса, у ҳолда математик тахминининг нолга тенглиги тўғрисидаги нолли фараз текширилади. Бунинг учун Стъудентнинг t мезони қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади:

$$t = \frac{|\bar{\varepsilon}| - 0}{S_{\varepsilon}} \cdot \sqrt{n}.$$

бу ерда S_{ε} - модель қолдикларининг стандарт оғиши (стандарт хато).

t мезон қиймати $t_{\alpha, \gamma}$ жадалдаги қиймат билан таққосланади. Агар $t > t_{\alpha, \gamma}$ тенгсизлик бажарилса, у ҳолда модель ушбу мезон бўйича ҳаққоний эмас деб баҳоланади.

Учинчи талаб. Қолдиклар қатори даражаларининг дисперсияси x_i нинг барча қийматлари учун бир кодли бўлиши керак (гомоскедастиклик хусусияти). Агар ушбу шартга амал қилинмаса, у ҳолда гомоскедастиклик ўрин туттади.

Танлаш ҳажми кичик бўлганда гомоскедастикликни баҳолаш учун Гольдфельд-Квандтсеу усулидан фойдаланиш мумкин. Мазкур усулнинг моҳияти қуйидагилардан иборат:

x ўзгарувчининг қийматларини ортиб бориш тартибида жойлаштириш лозим; тартибга солинган кузатишлар йиғиндисини иккита гуруҳга ажратиш керак; кузатишларнинг ҳар бир гуруҳи бўйича регрессия даражаларини тузиш зарур; қуйидаги формулалар бўйича биринчи ва иккинчи гуруҳ учун квадратлар қолдиқ йиғиндиларини аниқлаш даркор:

$$S_1 = \sum_{i=1}^{n_1} \varepsilon_i^2; S_2 = \sum_{i=n_1+1}^{n_2} \varepsilon_i^2.$$

бу ерда n_1 – биринчи гуруҳда кузатишлар сони;

n_2 – иккинчи гуруҳда кузатишлар сони.

$F_{\text{ҳисоб}} = S_1 : S_2$ ёки $F_{\text{ҳисоб}} = S_2 : S_1$ (суратда квадратлар катта йиғиндисини бўлиши керак) мезонини ҳисоблаб чиқиш лозим.

Гомоскедастиклик тўғрисидаги нолли фаразни бажаришда $F_{\text{ҳисоб}}$ мезони F -мезонни квадратларнинг ҳар бир қолдиқ суммаси учун $\gamma_1 = n_1 - m$ ва $\gamma_2 = n - n_1 - m$ (бу ерда m – регрессия тенгламасида баҳоланадиган параметрлар сони) эркинлик даражалари билан қаноатлантиради. $F_{\text{ҳис}}$ миқдори F -мезоннинг жадалдаги қийматидан қанча катта бўлса, қолдиқ катталиклари дисперсияларининг тенглиги ҳақидаги тахмин шунчалик катта бузилган.

Тўртинчи талаб. Қолдиклар изчиллигининг мустақиллигини текшириш (автокорреляциянинг мавжуд эмаслиги) Дарбин-Уотсоннинг d -мезони ёрдамида амалга оширилади. У қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}.$$

Мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қиймати Дарбин-Уотсон статистикасининг қуйи d_1 ва юқори d_2 мезоний қийматлари билан таққосланади. Бунда қуйидаги ҳолатлар юз бериши мумкин:

агар $d < d_1$ бўлса, у ҳолда қолдикларнинг мустақиллиги тўғрисидаги фараз инкор этилади ва модель қолдикларнинг мустақиллиги мезони бўйича ноадекват деб эътироф этилади;

агар $d_1 < d < d_2$ (шу жумладан ушбу қийматларнинг ўзи) бўлса, у ҳолда бирор бир фикрга келишга асос йўқ деб ҳисобланади ва қўшимча мезондан, масалан, автокорреляциянинг биринчи коэффициентидан фойдаланиш зарур:

$$r_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i \cdot \varepsilon_{i-1}}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}.$$

Агар коэффицентнинг модель бўйича ҳисоблаб чиқилган қиймати жадвалдаги $r_{1кр}$ қийматдан кичик бўлса, у ҳолда автокорреляциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги фараз қабул қилинади; акс ҳолда ушбу фараз инкор этилади;

агар $d_2 < d < 2$ бўлса, у ҳолда қолдиқларнинг мустақиллиги тўғрисидаги фараз қабул қилинади ва модель ушбу мезон бўйича ҳаққоний деб эътироф этилади;

агар $d > 2$ бўлса, у ҳолда бу қолдиқларнинг манфий автокорреляциясидан далолат беради.

Мазкур ҳолатда мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қийматини $d' = 4 - d$ формуласи бўйича ўзгартириш ва d мезоний қиймат билан эмас, балки d' мезоний қиймат билан таққослаш зарур.

Бешинчи талаб. Қолдиқлар изчиллиги тақсимланишини тақсимлашнинг нормал қонунига мослигини текширишни қуйидаги формула бўйича аниқланадиган R/S -мезони ёрдамида амалга ошириш мумкин:

$$R/S = (\varepsilon_{\max} - \varepsilon_{\min}) / S_\varepsilon$$

бу ерда S_ε – модель қолдиқларининг стандарт оғиши (стандарт хато).

R/S -мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қиймати жадвалдаги қийматлар (ушбу нисбатнинг қуйи ва юқори чегаралари) билан таққосланади ва агар қиймат чегаралар ўртасидаги оралиққа тушмаса, у ҳолда аҳамиятлиликнинг маълум даражасига эга бўлган тақсимлашнинг нормаллиги тўғрисидаги фараз инкор этилади; акс ҳолда ушбу фараз қабул қилинади. Шунингдек, регрессион моделларнинг сифатини баҳолаш учун корреляция индексидан (кўплик корреляцияси коэффициентидан) ҳам фойдаланиш мумкин. Корреляция индексини аниқлаш формуласи қуйидагича:

$$R = \sqrt{1 - \frac{S_\varepsilon^2}{S_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}} = \sqrt{\frac{\sum (\hat{y} - \bar{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}}$$

$$\text{бу ерда } S_y^2 = S_{\hat{y}}^2 + S_\varepsilon^2;$$

S_y^2 – эрксиз ўзгарувчининг унинг ўртача қийматидан оғишлари квадратларининг умумий йиғиндиси, қуйидаги формула бўйича аниқланади:

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

$S_{\hat{y}}^2$ – регрессия билан изоҳланган оғишлар квадратларининг йиғиндиси. У

қуйидаги формула бўйича аниқланади:

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

S_{ε}^2 – оғишлар квадратларининг қолдиқ йиғиндиси. Ушбу қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади:

$$S_{\varepsilon}^2 = \frac{\sum (y_i - \hat{y})^2}{n-1};$$

$S_{\hat{y}}^2 = S_{\bar{y}}^2 + S_{\varepsilon}^2$ тенгламасини қуйидаги тарзда тақдим этиш мумкин:

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

Корреляция индекси 0 дан 1 гача қийматни қабул қилади. Индекс қиймати қанчалик юқори бўлса, натижали белгининг ҳисоблаб чиқилган қийматлари амалдаги қийматларга шунчалик яқин бўлади. Корреляция индекси ўзгарувчилар боғлиқлигининг ҳар қандай шаклида фойдаланилади; жуфт чизиқли регрессияда у корреляциянинг жуфт коэффициентига тенг.

Модель аниқлигининг ўлчовлари сифатида аниқлик тавсифлари қўлланилади. Агар регрессия модели адекват дея эътироф этилса, моделнинг параметрлари эса аҳамиятли бўлса, у ҳолда прогнозни тузишга ўтилади.

Ўзгарувчи y нинг прогноз қилинаётган қиймати регрессия тенгламасига $x_{\text{прогн}}$ мустақил ўзгарувчи кутилаётган қиймати қўйилган ҳолда топилади.

Ўзгарувчи y нинг прогноз қилинаётган қиймати қуйидагига тенг:

$$\bar{y}_{\text{прогн}} = a_0 + a_1 x_{\text{прогн}}$$

Ушбу прогноз нуқтали деб номланади. Нуқтали прогнознинг амалга ошиши эҳтимоли деярли нолга тенг, шунинг учун прогнознинг катта ишончлилик даражасига эга бўлган ишонч оралиғи ҳисоблаб чиқилади.

Прогнознинг ишонч оралиқлари стандарт хатога, $x_{\text{прогн}}$ нинг ўзи \bar{x} ўртача қийматидан узоқлашишига, n кузатишлар сонига ва α прогнознинг аҳамиятлилик даражасига боғлиқ. Прогнознинг ишонч оралиқлари қуйидаги формула билан аниқланади:

$$u(k) = t_{\text{табл}} \cdot S_{\varepsilon} \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_{\text{прогн}} - \bar{x}_i)^2}{\sum (x_i - \bar{x}_i)^2}},$$

бу ерда $t_{\text{жадв}}$ – α нинг аҳамиятлилик даражаси ва $\gamma = n - k - 1$ эркинлик даражаларининг сони учун Стьюдентнинг тақсимлаш жадвали бўйича аниқланади.

Модель аниқлиги ўлчовларининг таърифи

Аниқлик тавсифлари	Ҳисоблаб чиқиш ва тавсифнинг мазмуни
Энг катта хато	Ҳисоблаб чиқилган қийматларнинг амалдаги қийматлардан энг катта оғишига мос келади
Ўртача мутлақ хато	$\bar{\varepsilon}_{\text{авс}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i .$ <p>Хато амалдаги қийматлар моделдан ўртача қанчага фарк қилишини кўрсатади.</p>
Қолдиқлар қатори дисперсияси (қолдиқ дисперсияси)	$S_{\varepsilon}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^2}{n-1}.$ <p>бу ерда $\bar{\varepsilon}$ – қолдиқлар қаторининг ўртача қиймати. Қуйидаги формула бўйича аниқланади:</p> $\bar{\varepsilon} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i.$
Ўртача квадратик хато	<p>Дисперсиядан квадрат илдизни ўзида намоён этади.</p> $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^2}{n-1}}.$ <p>Хатонинг қиймати қанчалик кичик бўлса, модель шунчалик аниқ бўлади.</p>
Аппроксимациянинг ўртача нисбий хатоси	$\bar{E}_{\text{нисб}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left \frac{\varepsilon_i}{y_i} \right \cdot 100.$ <p>$\bar{E}_{\text{нисб}}$ қийматларининг рухсат этилган чегараси кўпи билан 8-15 фоизни ташкил қилади.</p>

2.4. Чизикли бўлмаган регрессия моделлари ва уларни чизикли кўринишга келтириш

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар ва жараёнлар ўртасидаги нисбатни ҳамма вақт ҳам чизикли функциялар билан ифодалаб бўлмайди. Масалан, *ишлаб чиқариш функциялари* (ишлаб чиқарилган маҳсулотнинг ҳажми билан асосий ишлаб чиқариш омиллари – меҳнат, капитал ва ҳ.к. ўртасидаги боғлиқликлар), *талаб функциялари* (товарлар, хизматларга бўлган талаб билан уларнинг нархлари ёки даромад ўртасидаги боғлиқлик) ва ҳоказолар чизиксиз бўлиб чиқади.

Агар иқтисодий ҳодисалар ўртасида чизиксиз нисбатлар мавжуд бўлса, у ҳолда улар тегишли чизиксиз функциялар билан ифодаланади. Чизиксизлик ўзгарувчиларга нисбатан ҳам, функцияга кирувчи коэффициентлар (параметрлар)га нисбатан ҳам ифодаланиши мумкин. Чизиксиз регрессияларнинг иккита синфи мавжуд. Чизиксиз регрессиялар синфларининг биринчиси таҳлиliga киритилган ўзгарувчилар бўйича чизиксиз, лекин баҳоланаётган параметрлар бўйича чизикли регрессиялар (турли полиномлар, гипербола) киради. Иккинчи синфи баҳоланаётган параметрлар бўйича чизиксиз регрессиялар (даражали, кўрсаткичли, экспоненциал функциялар) дан ташкил топади.

Чизиқли бўлмаган моделлар параметрларини баҳолаш учун иккита ёндашув қўлланилади. Биринчи ёндашув моделни чизиқли кўринишга келтиришга асосланган бўлиб, у шундан иборатки, бошланғич ўзгарувчиларни мос тарзда ўзгартириш ёрдамида тадқиқ этилаётган боғлиқлик ўзгартирилган ўзгарувчилар ўртасидаги чизиқли нисбат кўринишида ифодаланади.

Иккинчи ёндашув, одатда тегишли чизиқли кўринишга келтирилган ўзгаришни танлаб олиш мумкин бўлмаган ҳолатларда қўлланилади. У ҳолда бошланғич ўзгарувчилар асосида чизиқсиз оптималлаштириш усулларидан фойдаланиш мумкин.

Кўпинча иқтисодий таҳлилда қўлланиладиган чизиқли бўлмаган регрессияларнинг турлари қуйидагилар: иккинчи тартиб полиноми, гипербола, даражали функция ва кўрсаткичли функция.

Таҳлилга киритилган ўзгарувчилар бўйича чизиқли бўлмаган, лекин баҳоланаётган параметрлар бўйича чизиқли регрессия параметрларини баҳолаш нормал тенгламаларни ҳал этиш йўли билан энг кичик квадратлар усули ёрдамида амалга оширилади.

Ўзгарувчилар бўйича чизиқли бўлмаган, лекин баҳоланаётган параметрлар бўйича чизиқли регрессиялар

Регрессия номи	Регрессия тенгламаси	Нормал тенгламалар
<i>Иккинчи тартиб полиноми</i>	$\bar{y}_x = a_0 + a_1x_i + a_2x_i^2$	$na_0 + a_1 \sum_{i=1}^n x_i + a_2 \sum_{i=1}^n x_i^2 = \sum_{i=1}^n y_i ;$ $a_0 \sum_{i=1}^n x_i + a_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 + a_2 \sum_{i=1}^n x_i^3 = \sum_{i=1}^n y_i x_i ;$ $a_0 \sum_{i=1}^n x_i^2 + a_1 \sum_{i=1}^n x_i^3 + a_2 \sum_{i=1}^n x_i^4 = \sum_{i=1}^n y_i x_i^2$
<i>Гипербола</i>	$\bar{y}_x = a_0 + a_1 \frac{1}{x_i}$	$na_0 + a_1 \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} x_i = \sum_{i=1}^n y_i ;$ $a_0 \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} + a_1 \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i^2} = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{x_i} .$ <p>Ёки $1/x_i$ ни янги X ўзгарувчи билан алмаштирамиз. Натижада чизиқли тенгламага эга бўламиз:</p> $\bar{y}_x = a_0 + a_1 X .$ <p>Параметрлар қуйидаги формулалар бўйича аниқланади:</p> $a_1 = \frac{yX - \bar{y} \cdot \bar{X}}{X^2 - (\bar{X})^2} ;$ $a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{X}$

**Баҳоланаётган параметрлар бўйича чизикли бўлмаган регрессия
тенгламаларини чизикли кўринишга келтириш**

Регрессиянинг номи	Регрессия тенгламаси	Чизикли кўринишга келтириш
<i>Даражали функция</i>	$\hat{y}_x = a_0 \cdot x_i^{a_1}$	<p>Даражали функциянинг параметрларини энг кичик квадратлар усули ёрдамида аниқлаш учун уни тенгламанинг иккала қисмини ҳам логарифмлаш йўли билан чизикли кўринишга олиб келиш лозим:</p> $\ln \hat{y}_x = \ln a_0 + a_1 \ln x_i$ <p>Ушбу тенглама графикдаги тўғри чизикни ўзида намоён этади, унинг ўқлари бўйлаб сонларнинг ўзи эмас, балки уларнинг логарифмлари (логарифмик шкала ёки логарифмик тўр) ажралади.</p> <p>Агар $Y = \ln \hat{y}_x$, $X = \ln x_i$, $A = \ln a_0$ бўлса, у ҳолда тенглама қуйидаги кўринишга эга бўлади:</p> $Y = A + a_1 X.$ <p>Модель параметрлари қуйидаги формулалар бўйича аниқланади:</p> $a_1 = \frac{YX - \bar{Y} \cdot \bar{X}}{X^2 - (\bar{X})^2};$ $A = \bar{Y} - a_1 \bar{X}$
<i>Кўрсаткичли функция</i>	$\hat{y}_x = a_0 \cdot a_i^{x_1}$	<p>Ўзгарувчиларни чизикли ҳолга келтириш тенгламанинг иккала қисмини ҳам логарифмлаш йўли билан ўтказамиз:</p> $\ln \hat{y}_x = \ln a_0 + x_i \ln a_1.$ <p>Тенглама x мустақил ўзгарувчининг қийматлари учун натурал шкала ва y эрксиз ўзгарувчининг қийматлари учун логарифмик шкала бирикмаси сифатида олинадиган ярим логарифмик тўрда тўғри чизик билан тасвирланади.</p> <p>Агар $Y = \ln \hat{y}_x$, $A = \ln a_0$, $B = \ln a_1$ бўлса, у ҳолда тенглама қуйидаги кўринишга эга бўлади</p> $Y = A + Bx_i.$ <p>Модель параметрлари қуйидаги формулалар бўйича аниқланади:</p> $B_1 = \frac{\overline{Y \cdot x} - \bar{Y} \cdot \bar{x}}{\overline{x^2} - (\bar{x})^2}; A_0 = \bar{Y} - B \bar{x}$

Эгри чизикли корреляцион боғлиқликнинг ҳар қандай шаклидан фойдаланишда ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқликнинг жипслиги худди боғлиқликнинг

чизиқли шакли учун корреляция коэффициентини сингари аниқланадиган корреляция индекси ёрдамида ўлчаниши мумкин.

Корреляцион боғлиқлик тенгламаси ўрганилаётган ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқликнинг моҳияти аниқ намоён бўлиши, тенгламанинг параметрлари эса муайян тарзда иқтисодий талқин этилиши учун имкон қадар соддароқ бўлиши керак. Тегишли боғлиқлик тенгламасини танлаш масаласи ҳар бир ҳолатда алоҳида тарзда ҳал этилади.

2.5. Мисол

Ўзбекистон ҳудудида жойлашган шаҳарлар аҳолиси жон бошига тўғри келадиган қуйидаги танланган маълумотлар мавжуд. Уларнинг – 20 % танлови тасодифий такрорланишсиз (1-жадвал).

1-жадвал

Ҳудудлар шаҳарлари бўйича аҳоли жон бошига ўртача пул даромадлари ва ўртача чакана савдо айланмаси (1 ой)

(минг сўм)

Шаҳар тартиб рақами (n)	Аҳоли жон бошига ўртача пул даромадлари (x _i)	Аҳоли жон бошига ўртача чакана савдо айланмаси (y _i)	Шаҳар тартиб рақами (n)	Аҳоли жон бошига ўртача пул даромадлари (x _i)	Аҳоли жон бошига ўртача чакана савдо айланмаси (y _i)
1	3 357	2 425	9	3 563	2 200
2	3 135	2 050	10	3 219	1 892
3	2 842	1 683	11	3 308	2 008
4	3 991	2 375	12	3 724	2 225
5	2 293	1 167	13	3 416	1 983
6	3 340	1 925	14	3 022	2 342
7	3 089	1 042	15	3 383	2 458
8	4 372	2 925	16	4 267	2 125

Юқоридаги танланган маълумотлардан фойдаланиб регрессия тенгламасини тузиш, унинг ҳаққонийлигини баҳолаш ва хулоса чиқариш лозим.

Регрессия тенгламасини аниқлаш ва унинг ҳаққонийлигини статистик мезонлар орқали баҳолаш бир нечта босқичларда амалга оширилади. Дастлаб x_i билан y_i ўртасидаги боғлиқлик аниқланади ва регрессия тенгламасини тузиш учун қуйидаги 2-жадвал тузилади.

1. x_i ва y_i омиллар ўртасидаги регрессион боғлиқлигининг жипслиги қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$r_{yx} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

Омил (x) ва натижа (y) белгиларнинг ўртача қийматлари қуйидагига тенг:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{54\,321}{16} = 3395 \text{ минг сўм};$$

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} = \frac{32\,825}{16} = 2052 \text{ минг сўм.}$$

Жуфт корреляция коэффициенти 2-жадвалдаги маълумотлардан фойдаланиб қуйидагига тенг:

$$r_{yx} = \frac{2\,590\,081}{\sqrt{4\,070\,771 \cdot 3\,299\,601}} = 0,706$$

Ушбу ҳисобланган корреляция коэффициентининг қиймати аҳоли жон бошига ўртача пул даромадлари билан аҳоли жон бошига ўртача чакана савдо айланмаси ўртасида жипс боғлиқлик мавжудлигидан далолат беради.

x ва y омиллар ўртасидаги детерминация коэффициенти ($r^2_{yx} = 0,498$) чакана савдо айланмасининг 49,8 фоизга ўзгариши аҳоли пул даромадларининг ўзгаришлари билан изоҳланишини кўрсатади.

Чизикли жуфт регрессия тенгламасининг параметрларини ҳисоблаш

№ п/п	x_i	y_i	$(x_i - \bar{x})$	$(y_i - \bar{y})$	$(x_i - \bar{x}) \times (y_i - \bar{y})$	$(x_i - \bar{x})^2$	$(y_i - \bar{y})^2$	x_i^2	\hat{y}_i
1	3 357	2 425	-38	373	-14 174	1 444	139 129	11 269 449	2 027
2	3 135	2 050	-260	-2	520	67 600	4	9 828 225	1 886
3	2 842	1 683	-533	-369	20 4057	305 809	136 161	8 076 964	1 700
4	3 991	2 375	596	323	192 508	355 216	104 329	15 928 081	2 431
5	2 293	1 167	-1 102	-885	975 270	1 214 404	783 225	5 257 849	1 350
6	3 340	1 925	-55	-127	6 985	3 025	16 129	11 155 600	2 017
7	3 089	1 042	-306	-1 010	309 060	93 636	1 020 100	9 541 921	1 857
8	4 372	2 925	977	873	852 921	954 529	762 129	19 114 384	2 673
9	3 563	2 200	168	148	24 864	28 224	21 904	12 694 969	2 158
10	3 219	1 892	-176	-160	28 160	30 976	25 600	10 361 961	1 940
11	3 308	2 008	-87	-44	3 828	7 569	1 936	10 942 864	1 996
12	3 724	2 225	329	173	56 917	108 241	29 929	13 668 176	2 261
13	3 416	1 983	21	-69	-1 449	441	4 761	11 669 056	2 065
14	3 022	2 342	-373	290	-108 170	139 129	84 100	9 132 484	1 814
15	3 383	2 458	-12	406	-4 872	144	164 836	11 444 689	2 044
16	4 267	2 125	872	73	63 656	760 384	5 329	18 207 289	2 606
Йиғинди	54 321	32 825	-	-	2 590 081	4 070 771	3 299 601	188 193 961	-

Корреляция коэффициентининг аҳамиятлилиги Стьюдентнинг t мезони ёрдамида қуйидаги формула бўйича текширилади:

$$t_{расч} = r_{yx} \sqrt{\frac{n-k-1}{1-r_{yx}^2}} = 0,706 \sqrt{\frac{16-1-1}{1-0,498}} = 3,73.$$

Стьюдент t мезонининг жадвалдаги қиймати 0,95 ишончилиги эҳтимолида ва эркинлик даражаларининг сони $\gamma = (n - k - 1) = 14$ бўлганида 2,14 ни ташкил қилади. Ушбу ҳолатларда $t_{хисоб} > t_{жадв}$ бўлганлиги боис, жуфт корреляция коэффициентининг қиймати аҳамиятли дея эътироф этилиб, аҳоли жон бошига ўртача пул даромадлари билан ўртача чакана савдо айланмаси ўртасида жипс статистик ўзаро боғлиқлик мавжуд деган хулоса қилиш мумкин.

2. Берилган омилларда жуфт чизиқли регрессия тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$\hat{y}_x = a_0 + a_1 x_i.$$

Ушбу модель параметрлари қуйидаги формулалар бўйича 2-жадвал маълумотларидан фойдаланиб аниқланади:

$$a_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{2590081}{4070771} = 0,636;$$

$$a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{x} = 2052 - 0,636 \cdot 3395 = -108,59.$$

Регрессия коэффициенти $a_1 = 0,636$ аҳоли жон бошига ўртача пул даромади 1 минг сўмга ошганда, аҳоли жон бошига ўртача чакана савдо айланмаси 636 сўмга ошишини кўрсатади. Юқоридаги a_0 ва a_1 қийматларида жуфт регрессия тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$\hat{y}_x = -108,59 + 0,636 x_i.$$

Ҳосил бўлган ушбу регрессия тенгламасига x_i қийматни қўйган ҳолда \hat{y}_x шартли ўртача (прогноз) қийматларини аниқлаш мумкин.

Моделнинг адекватлигини (аҳамиятлилигини) текшириш ε_i қолдиқлар қаторини (\hat{y}_x ҳисоблаб чиқилган қийматларнинг y_i нинг амалдаги қийматлардан оғишларини) таҳлил қилиш асосида амалга оширилади. Ҳисоб-китоблар 3-жадвалда келтирилган.

0,95 ($\alpha = 0,05$) ишончилилик эҳтимолида $\gamma = (n - k - 1) = 14$ эркинлик даражаларига эга бўлган Стьюдент t мезонининг жадвалдаги қиймати 2,14 га тенг.

Демак, қуйидаги натижаларга эгамиз:

$$|t_{хис. a_0}| < t_{жадв.} \Rightarrow a_0 \text{ параметри аҳамиятли эмас;}$$

$$t_{хис. a_1} > t_{жадв.} \Rightarrow a_1 \text{ параметри аҳамиятли.}$$

Умуман, регрессия тенгламасининг аҳамиятлилигини текшириш учун Фишернинг F -мезонидан фойдаланилади:

$$F_{расч} = \frac{r_{yx}^2}{1-r_{yx}^2} \cdot (n-k-1) = \frac{0,498}{1-0,498} \cdot 14 = 13,89.$$

0,95 ($\alpha = 0,05$) ишончилилик эҳтимолида $\gamma_1 = k = 1$ ва $\gamma_2 = n - k - 1 = 14$ эркинлик даражаларига эга бўлган F -мезоннинг жадвалдаги қиймати 4,60 га тенг.

Ушбу ҳолатда $F_{хисоб} > F_{жадв}$ бўлганлиги боис, 0,95 эҳтимоллик даражасига эга бўлган жуфт чизиқли регрессия тенгламаси умуман олганда статистик аҳамиятга эга.

4. Энг кичик квадратлар усули шартларининг бажарилишини текшириш 3-жадвал натижалари асосида амалга ошириш мумкин.

4.1. Қолдиқлар қаторининг тасодифийлик хусусиятини текшириш.

Бунинг учун такрорий нуқталар сони (p) 8 га тенг эканлиги белгиланади.

3-жадвал

Жуфт чизикли регрессия моделининг адекватлиги ва аниқлигини текшириш

№ п/п	y_i	\hat{y}_i	ε_i	ε_i^2	Бурилиш нуқтаси	$(\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})$	$(\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2$	$\frac{ \varepsilon_i }{y_i} = 100$
1	2 425	2 027	398	158 404	-	-	-	16,41
2	2 050	1 886	164	26 896	0	-234	54 756	8,0
3	1 683	1 700	-17	289	0	-181	32 761	1,01
4	2 375	2 431	-56	3 136	0	-39	1 521	2,36
5	1 167	1 350	-183	33 489	1	-127	16 129	15,68
6	1 925	2 017	-93	8 649	1	90	8 100	4,83
7	1 042	1 857	-815	664 225	1	-723	522 729	78,21
8	2 925	2 673	252	63 504	1	1 067	1 138 489	8,62
9	2 200	2 158	42	1 764	0	-210	44 100	1,91
10	1 892	1 940	-48	2 304	1	-90	8 100	2,54
11	2 008	1 996	12	144	1	60	3 600	0,60
12	2 225	2 261	-36	1 296	0	-48	2 304	1,62
13	1 983	2 065	-82	6 724	1	-46	2 116	4,14
14	2 342	1 814	528	278 784	1	610	372 100	22,54
15	2 458	2 044	414	171 396	0	-114	12 996	16,84
16	2 125	2 606	-481	231 361		-895	801 025	22,64
Йиғинди	32 825		-1	1 652 180	8		3 021 007	191,49

Қуйидаги тенгсизликнинг бажарилиши, 5% аҳамиятлилиқ даражасига эга бўлган, яъни 95% ишончилиқ эҳтимолига эга бўлган тасодифийлик мезони ҳисобланади:

$$p > \left[\frac{2}{3}(n-2) - 1,96 \sqrt{\frac{16n-29}{90}} \right] = \left[\frac{2}{3}(16-2) - 1,96 \sqrt{\frac{16 \cdot 16 - 29}{90}} \right] = [6,22] = 6$$

Ушбу тенгсизлик шarti бажарилади, яъни $8 > 6$; демак, юқоридаги чизикли регрессия модели тасодифийлик мезони бўйича ҳаққоний деб эътироф этилиши мумкин.

4.2. Қолдиқ изчиллиги математик кутишининг нолга тенглигини текшириш.

Бунинг учун қолдиқлар қаторининг ўртача қиймати ҳисоблаб чиқилади.

$$\bar{\varepsilon} = \sum \frac{\varepsilon_i}{n} = \frac{-1}{16} = -0,06$$

$\bar{\varepsilon} = 0$ бўлганлиги боис, юқоридаги чизикли регрессия модели доимий мунтазам хатога эга эмас ва ноль даражали ўртача мезон бўйича ҳаққоний деб эътироф этиш мумкин.

4.3. Гомоскедастиклик хусусиятини текшириш.

x_i омил қийматлари ортиб бориш тартибида жойлашади.

2293	2842	3022	3089	3135	3219	3308	3340	3357	3383	3416	3563	3724	3991	4267	4372
------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------

Кузатувлар йиғиндиси иккита гуруҳга бўлинади ва ҳар бир гуруҳ учун «Маълумотларни EXCELда таҳлил қилиш» дастури, “Регрессия” воситаси ёрдамида регрессия тенгламасининг параметрлари ва квадратлар қолдиқ йиғиндиси аниқланади. Улар қуйидагиларга тенг:

Биринчи гуруҳ регрессия тенгламаси: $\hat{y}_x = -427,73 + 0,72x_i$.

Қолдиқ: $S_1 = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = 982972$.

Иккинчи гуруҳ регрессия тенгламаси: $\hat{y}_x = 1249,40 + 0,29x_i$.

Қолдиқ: $S_2 = \sum_{i=n_1+1}^{n_2} \varepsilon_i^2 = 474564$.

Қолдиқ қийматларга асосан F мезони қиймати ҳисоблаб чиқилади:

$$F_{\text{ҳисоб}} = S_1 : S_2 = 982\ 672 : 474\ 564 = 2,07.$$

0,95 ($\alpha = 0,05$) ишончилиқ эҳтимолида $\gamma_1 = n_1 - m = 6$ ва $\gamma_2 = n - n_1 - m = 6$ эркинлик даражаларига эга бўлган F -мезоннинг жадвалдаги қиймати 4,28 га тенг. Ушбу қийматларда $F_{\text{ҳисоб}}$ қиймати, F -мезоннинг жадвалдаги қийматидан юқори, демак, гомоскедастиклик хусусияти бажарилаяпти.

Қолдиқлар изчиллигининг мустақиллигини Дарбин–Уотсоннинг d -мезони ёрдамида текшириш. У қуйидагича ҳисобланади:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2} = \frac{3021007}{1652180} = 1,83.$$

Дарбин-Уотсоннинг мезонининг ушбу ҳисоблаб чиқилган қиймати Дарбин-Уотсон статистикасининг қуйи d_1 ва юқори d_2 қийматлари билан таққосланади. Бу ерда $n = 16$ ва аҳамиятлилик даражаси 5 % бўлганида $d_1 = 1,10$, $d_2 = 1,37$ га тенг бўлади. Ушбу қийматларда $d_2 < d < 2$ бўлганлиги боис, қолдиқлар мустақиллиги тўғрисидаги фараз ва регрессия модели ушбу Дарбин – Уотсон мезони бўйича ҳаққоний деб эътироф этиш мумкин.

Қолдиқ изчиллиги тақсимотини тақсимлашнинг нормал қонунига мослигини R/S -мезон ёрдамида текшириш. Текшириш қуйидаги формула бўйича амалга оширилади:

$$R/S = (\varepsilon_{\max} - \varepsilon_{\min}) / S_e = (528 + 815) / 343,53 = 3,91.$$

Ушбу R/S -мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қиймати жадвалдаги қийматлар билан (нисбатнинг қуйи ва юқори чегаралари) билан таққосланади. Бу ҳолда $\alpha = 0,05$ аҳамиятлилик даражасида нисбатнинг қуйи ва юқори чегаралари тегишлича 3,01 ва 4,09 га тенг. Ушбу нисбатнинг ҳисоблаб чиқилган қиймати белгиланган чегаралар ўртасидаги оралиққа тушади. Демак, аҳамиятлиликнинг маълум даражасига эга бўлган тақсимлашнинг нормаллиги тўғрисидаги фараз қабул қилинади.

Моделнинг аниқлигини баҳолаш.

Юқоридаги чизиқли регрессия моделининг аниқлиги кўрсаткичи сифатида аппроксимациянинг ўртача нисбий хатосидан фойдаланилади:

$$F_{>B}^- = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{\varepsilon_i}{y_i} \right| \cdot 100 = \frac{1}{16} \cdot 191,49 = 12,0\%.$$

Чизиқли регрессия моделининг 3-жадвал маълумотларидан фойдаланиб ҳисобланган аниқлик даражасини мақбул дея эътироф этиш мумкин.

Таянч иборалар

Функционал боғлиқлик, статистик боғлиқлик, корреляцион боғлиқлик, корреляцион-регрессион таҳлил, корреляция тушунчаси, жуфт, хусусий, кўплик корреляция, коворация, чизиқли корреляция коэффициенти, Стъюдентнинг t меъзони, регрессия таҳлили, регрессия тенгламаси, Фишер F -мезони.

Такрорлаш учун саволлар

Детерминацияланган ва стохастик жараёнлар ҳақида тушунча.

Тасодикий ўзгарувчанларнинг статистик боғлиқлиги (мустақиллиги).

Функционал ва статистик боғлиқликлар тушунчаси.

Прогноз қилиш усуллари.

Эконометрик моделлар таснифи.

Ялпи корреляцион-регрессион таҳлилни ўтказиш босқичлари.

Бир даражали регрессион модель ва уни тузишга нисбатан кўйиладиган талаблар.

Тест

Қандай ҳолатда боғлиқлик корреляцион деб айтилади?

- а) агар омилнинг ҳар бир қийматига натижавий омилнинг муайян тасодифий қиймати мос келса;
- б) агар омилнинг ҳар бир қийматига натижалли белгининг кўплаб қийматлари, яъни муайян статистик тақсимот мос келса;
- в) агар омилнинг ҳар бир қийматига натижавий омил қийматларининг бутун бир тақсимоти мос келса;
- г) агар омилли белгининг ҳар бир қийматига натижалли белгининг муайян белгиланган қиймати мос келса.

Таҳлилий ифодага кўра боғлиқлик қандай турларга бўлинади?

- а) тескари;
- б) чизиқли;
- в) эгри чизиқли;
- г) жуфт.

3. Регрессион таҳлил нимани аниқлашдан иборат?

- а) боғлиқликнинг таҳлилий шаклини, унда натижавий омилнинг ўзгариши бир ёки бир неча омилларнинг таъсири билан шартланган, натижавий омилга таъсир кўрсатувчи барча бошқа омиллар кўплиги эса доимий ва ўртача қийматлар сифатида қабул қилинади;
- б) иккита омил ўртасидаги (жуфт боғлиқликда) ҳамда натижавий омил билан омиллар кўплиги ўртасидаги (кўп омилли боғлиқликда) боғлиқликнинг жипслигини;
- в) иккита тасодифий ўзгарувчи ўзаро таъсирининг статистик ўлчовини;
- г) тартибли ўзгарувчилар ўртасидаги статистик боғлиқлик даражасини.

Алоҳида корреляция деганда нима тушунилади?

- а) натижавий омил ҳамда тадқиқотга киритилган икки ёки ундан кўп омилларнинг боғлиқлиги;
- б) иккита омил (натижавий ва омиллар ёки иккита омил) ўртасидаги боғлиқлик;
- в) бошқа омиллар қиймати қатъий белгиланган ҳолларда натижавий омил ва битта омил ўртасидаги боғлиқлик;
- г) сифатий омиллар ўртасидаги боғлиқлик.

Қуйидаги қийматлардан қайси бири корреляциянинг жуфт коэффицентини қабул қила олмайди?

- а) -0,973;
- б) 0,005;
- в) 1,111;
- г) 0,721.

6. Корреляция чизиқли коэффицентининг қайси қийматида Y ва X омиллар ўртасидаги боғлиқликни жипс (кучли) деб ҳисоблаш мумкин?

- а) -0,975;
- б) 0,657;
- в) -0,111;
- г) 0,421.

7. Агар Y ва X омиллар ўртасидаги корреляция жуфт коэффициентлари 1 га тенг бўлса, у нимани англатади?

- а) боғлиқликнинг йўқлиги;
- б) тескари корреляцион боғлиқликнинг мавжудлиги;
- в) тескари функционал боғлиқликнинг мавжудлиги;
- г) тўғри функционал боғлиқликнинг мавжудлиги.

Агар Y ва X омиллар ўртасидаги корреляция жуфт коэффициентлари 0,675 қиймати қабул қилса, у ҳолда детерминация коэффициенти нимага тенг?

- а) 0,822;
- б) -0,675;
- в) 0,576;
- г) 0,456.

9. Энг кичик квадратлар усулига мувофиқ қуйидаги ифодалардан қайси бири камайдир?

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

б) $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)$;

в) $\sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_i|$;

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

10. Регрессия параметрларининг баҳолари (энг кичик квадратлар усули баҳоларининг хусусиятлари) қандай бўлиши керак?

- а) силжимаган;
- б) гетероскедатик;
- в) самарали;
- г) асосланган.

11. Чизикли жуфт регрессия тенгламасида a_1 параметр нимани англатади?

- а) натижавий омил ҳисобга олинмаган (тадқиқот учун ажратилмаган) омилларнинг ўртача ҳолатга келтирилган таъсирини;
- б) омил 1 фоизга ўзгарганда натижавий омилнинг ўртача ўзгаришини;
- в) агар x ўзгарувчи бир ўлчов бирлигига оширилса, y натижавий омилни ўртача қанча миқдорга ўзгаришини;
- г) y натижавий омил белги вариациясининг қанақа улуши моделда ҳисобга олинганлигини ва у x ўзгарувчининг таъсири билан шартланганлигини.

12. a_1 параметрнинг чизикли жуфт регрессия тенгламасидаги қиймати қайси формула бўйича аниқланади?

а) $\bar{y} - a_1 \bar{x}$;

б)
$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$
;

в)
$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$
;

г) $a_0 \cdot x^{a_1}$

13. Регрессия тенгламаси $\hat{y}_x = 2,02 \pm 0,78x$ кўринишга эга. Агар x ўзининг бир ўлчов бирлигига оширилса, y ўртача ўзининг қанча ўлчов бирлигига ўзгаради:

- а) 2,02 га ошади;
 б) 0,78 га ошади;
 в) 2,80 га ошади;
 г) ўзгармайди.

14. Регрессия тенгламасининг аҳамиятлилигини баҳолаш учун қанақа мезондан фойдаланилади?

- а) Фишернинг F -мезони;
 б) Стъюдентнинг t мезони;
 в) Пирсон мезони;
 г) Дарбин-Уотсоннинг d -мезони.

15. Омил 1 фоизга ўзгарганда натижавий омилнинг ўртача ўзгаришини қанақа коэффицент белгилаб беради?

- а) регрессия коэффиценти;
 б) детерминация коэффиценти;
 в) корреляция коэффиценти;
 г) эластиклик коэффиценти.

16. Агар регрессия тенгламаси $\hat{y}_x = 2,02 + 0,78x$, а $\bar{x} = 5,0$, $\bar{y} = 6,0$ кўринишга эга бўлса эластиклик коэффиценти нимага тенг?

- а) 0,94;
 б) 1,68;
 в) 0,65;
 г) 2,42.

17. Даражали функция тенгламаси қуйидаги қайси кўринишга эга?

- а) $\hat{y}_x = a_0 \cdot x^{a_1}$;
 б) $\hat{y}_x = a_0 + a_1 \frac{1}{x}$;
 в) $\hat{y}_x = a_0 + a_1 x + a_2 x^2$;

Г) $\hat{y}_x = a_0 \cdot a_1^x$.

18. Гипербола тенгламаси куйидаги қайси кўринишга эга?

а) $\hat{y}_x = a_0 \cdot x^{a_1}$;

б) $\hat{y}_x = a_0 + a_1 \frac{1}{x}$;

в) $\hat{y}_x = a_0 + a_1 x + a_2 x^2$;

г) $\hat{y}_x = a_0 \cdot a_1^x$.

19. Корреляция индекси куйидаги қайси формула бўйича аниқланади?

а) $r_{yx}^2 \sqrt{\frac{n-2}{1-r_{yx}^2}}$;

б) $\sqrt{\frac{S_\varepsilon^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$;

в) $\sqrt{1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y}_i)^2}}$;

г) $\sqrt{1 - \frac{S_\varepsilon^2}{S_y^2}}$.

III боб. КЎП ОМИЛЛИ РЕГРЕССИЯ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ

Кўп омилли корреляцион – регрессион таҳлил ва чизиқли регрессия тенгламаси

Иқтисодий ҳодисалар одатда бир вақтнинг ўзида ва умумий таъсир қилувчи кўп сонли омиллар билан аниқланади. Шу муносабат билан кўпинча y ўзгарувчининг бир неча x_1, x_2, \dots, x_k изоҳловчи ўзгарувчиларга боғлиқлигини тадқиқ этиш масаласи пайдо бўлади. Ушбу масала кўп омилли корреляцион-регрессион таҳлил ёрдамида ҳал этилиши мумкин.

Кўп омилли корреляцион-регрессион таҳлил қуйидаги босқичларни ўз ичига олади:

омиллар ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини ўлчаш;

моделга кирувчи омилларни танлаб олиш;

омиллар боғлиқликларининг номаълум сабабларини аниқлаш;

регрессия тенгламасининг хилини аниқлаш;

регрессия моделини тузиш ва унинг параметрларини баҳолаш;

боғлиқлик параметрларининг аҳамиятлилигини текшириш;

боғлиқлик параметрларини оралик қисқартириш.

Боғлиқликни кўп омилли регрессия усуллари билан тадқиқ этишда масала ҳудди жуфт регрессиядан фойдаланишдаги каби қўйилади, яъни y натижали белги билан x_1, x_2, \dots, x_k омиллар ўртасидаги боғлиқлик шаклининг таҳлилий ифодасини аниқлаш учун, қуйидаги функцияни топиш талаб этилади:

$$\hat{y}_x = f(x_1, x_2, \dots, x_k),$$

бу ерда k – омиллар сони.

Энг кичик квадратлар усулининг ўзига хос хусусиятлари туфайли кўп омилли регрессияда жуфт регрессиядаги каби фақат чизиқли тенгламалар ва ўзгарувчиларни ўзгартириш йўли билан чизиқли кўринишга келтириладиган тенгламалар қўлланилади. Бунда боғлиқлик шаклини асослашнинг қийинлиги туфайли кўпинча чизиқли тенгламадан фойдаланилади, уни қуйидаги тарзда ёзиш мумкин:

$$y_x = a_0 + a_1 x_{i1} + a_2 x_{i2} + \dots + a_k x_{ik} + \varepsilon_i$$

бу ерда a_0, a_1, \dots, a_k – модель параметрлари (регрессия коэффициентлари);

ε_i – тасодифий катталик (қолдиқ қиймати).

Регрессия коэффициентлари a_j регрессия тенгламасига кирувчи бошқа омилларнинг қатъий белгиланган (доимий) қийматида x_j ўзгарувчи бир ўлчов бирлигига оширилгандагина y натижавий омил ўртача қанча миқдорга ошишини кўрсатади.

Кўп омилли регрессия модели параметрларини баҳолашни матрицали шаклда амалга ошириш мумкин. Матрица шаклидаги чизиқли кўп омилли регрессия тенгламаси қуйидаги кўринишда ёзилади:

$$Y = Xa + \varepsilon,$$

бу ерда Y – ўлчамга эга эрксиз ўзгарувчи қийматлари вектори ($n \times 1$);

$X = X_1, X_2, \dots, X_k$ мустақил ўзгарувчилар қийматлар матрицаси, X матрицанинг ўлчамлиги $n \times (k + 1)$ га тенг. Биринчи устун битталиқ ҳисобланади, чунки регрессия тенгласида a_0 бирга кўпайтирилади;

a – баҳоланиши лозим бўлган ўлчамга эга номаълум параметрлар вектори $(k + 1) \times 1$;

ε – ўлчамга эга тасодифий оғишлари вектори $n \cdot 1$.

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_n \end{pmatrix}; \quad X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix}; \quad Y = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \dots \\ a_k \end{pmatrix}$$

Энг кичик квадратлар усули бўйича регрессион тенглама параметрларини ҳисоблаш учун қуйидаги формула қўлланилади:

$$A = (X'X)^{-1} X'Y,$$

бу ерда X' – транспонирланган X матрица;

$(X'X)^{-1}$ – тескари матрица.

Кўп омиллик регрессия модели ҳар бир параметрининг ишончилигини баҳолаш Стьюдентнинг t мезони ёрдамида амалга оширилади. Моделнинг ҳар қандай параметри учун t мезоннинг a_j қиймати қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади:

$$t_{xuc} = \frac{a_j}{S_\varepsilon \sqrt{b_{jj}}}$$

бу ерда S_ε – регрессия тенгласининг стандарт (ўртача квадратик) оғиши.

У қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$S_\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y}^2)}{n - k - 1}}.$$

b_{jj} – $(X'X)^{-1}$ матрицанинг диагонал элементлари.

Эркинлик даражалари $(n - k - 1)$ га эга бўлган t мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қиймати жадвалдаги қийматдан юқори бўлса, яъни $t_{xuc} > t_{a, n - k - 1}$ бўлса, a_j регрессия коэффиценти етарлича ишончли ҳисобланади. Агар регрессия коэффицентининг ишончилиги тасдиқланмаса, у ҳолда моделда j омилининг муҳим эмаслиги ва уни моделдан чиқариб ташлаш ёки бошқа омилга алмаштириш зарурлиги тўғрисидаги хулоса келиб чиқади.

Омилларнинг таъсирини баҳолашда регрессион модель коэффицентлари муҳим роль ўйнайди. Бироқ, ўлчов бирликларининг бир-биридан фарқ қилиши ва ўзгариб туришнинг турли даражаси туфайли бевосита улар ёрдамида омилларнинг эрксиз ўзгарувчига таъсир даражаси бўйича таққослаб бўлмайди.

Бундай фарқларни бартараф этиш учун \mathcal{E}_j эластиклик коэффициентлари ва β_j бета-коэффициентлари қўлланилади.

Эластиклик коэффициентини \mathcal{E}_j аниқлаш формуласи.

Эластиклик коэффициенти:

$$\mathcal{E}_j = a_j \cdot \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}},$$

бу ерда a_j – регрессия коэффициенти;

\bar{y} – натижавий омилнинг ўртача қиймати;

\bar{x}_j – j омилнинг ўртача қиймати.

Эластиклик коэффициенти j омил 1 фоизга ўзгарганда у эрксиз ўзгарувчи қанча фоизга ўзгаришини кўрсатади.

Бета-коэффициентни аниқлаш формуласи қуйидаги кўринишга эга:

β-коэффициент - $\beta_j = a_j \cdot \frac{S_{xj}}{S_y},$

бу ерда S_{xj} – j омилнинг ўртача квадратик оғиши;

S_y – y омилнинг ўртача квадратик оғиши.

β -коэффициент тегишли x_j мустақил ўзгарувчи ўзининг ўртача квадратик оғиши миқдорига ўзгартирилганда қолган мустақил ўзгарувчиларнинг қатъий белгиланган қийматида y эрксиз ўзгарувчи S_y ўртача квадратик оғиши миқдорининг қанча қисмига ўзгаришини кўрсатади.

Ушбу коэффициентлар омилларини уларнинг эрксиз ўзгарувчига таъсири даражаси бўйича кетма – кетлик тузиш имконини беради.

Барча омилларнинг умумий таъсирида омил таъсирининг улушини Δ_j дельта-коэффициентлар миқдори бўйича баҳолаш мумкин.

Дельта-коэффициентни аниқлаш формуласи:

Δ -коэффициент - $\Delta_j = r_{yj} \cdot \frac{\beta_j}{R^2},$

бу ерда r_{yj} – j омил билан y эрксиз ўзгарувчи ўртасидаги жуфт корреляция коэффициенти;

R^2 – кўп омилли детерминация коэффициенти.

Кўп омилли детерминация коэффициенти кўп омилли регрессион моделлар сифатини баҳолаш учун фойдаланилади.

Кўп омилли детерминация коэффициентини аниқлаш формуласи қуйидагича:

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

Детерминация коэффициентлари омиллари таъсири остида бўлган натижавий омиллари вариациясининг улушини кўрсатади, яъни у белгиси вариациясининг қанақа улуши моделда ҳисобга олинганлигини ва у моделга киритилган омиллари унга таъсири билан шартланганлигини белгилайди.

Детерминация коэффициентлари R^2 бирга қанчалик яқин бўлса, моделнинг сифати шунчалик юқори.

Моделга мустақил ўзгарувчилар қўшилганда, R^2 нинг қиймати ортади, шунинг учун R^2 коэффициентига мустақил ўзгарувчилар сонини ҳисобга олган ҳолда қуйидаги формула бўйича тузатишлар киритилиши керак.

$$R_{\text{муз.}}^2 = 1 - (1 - R^2) \cdot \frac{n-1}{n-k-1}.$$

Кўп омилли регрессия моделининг аҳамиятлилигини текшириш учун Фишернинг F-мезонидан фойдаланилади. У қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$F = \frac{R^2 / k}{(1 - R^2) / (n - k - 1)}.$$

Агар аҳамиятлиликнинг берилган даражасида $\gamma_1 = k$, $\gamma_2 = (n - k - 1)$ эркинлик даражаларига эга бўлган мезоннинг ҳисоблаб чиқилган қиймати жадвалдаги қийматдан катта бўлса, у ҳолда модель аҳамиятли ҳисобланади.

Кўп омилли регрессия моделининг аниқлик ўлчовлари сифатида қолдиқ компоненти даражалари квадратларининг йиғиндиси $(n - k - 1)$ катталиқка нисбатини ўзида намоён этувчи стандарт хато қўлланилади, яъни:

$$S_\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}{n - k - 1}}.$$

Кўп омилли корреляция – регрессия модели учун омиллари танлаш

Омиллари танлаш кўп омилли регрессия моделларини тузишдаги муҳим муаммо ҳисобланади. У ижтимоий-иқтисодий ҳодисалари статистик ва математик мезонлардан фойдаланган ҳолда сифатий ва миқдорий жиҳатдан таҳлил қилиш асосида амалга оширилади.

Кўп омилли регрессия модели учун омиллари танлаш (саралаш) учта босқичда амалга оширилади. Омиллари танлаб олиш босқичлари қуйидагилардан иборат:

у ўзгарувчига таъсир кўрсатувчи омиллари рўйхатини олдиндан аниқлаш.

Омиллари қиёсий баҳолаш ва уларнинг бир қисмини ажратиш.

Моделларнинг турли вариантларини тузишда омиллари якуний танлаб олиш ва параметрларининг аҳамиятлилигини баҳолаш.

Омиллари қиёсий баҳолаш ва уларнинг бир қисмини ажратиш учун ҳар бир омиллари натижавий омиллари у билан ва қолган омиллари нинг ҳар бири билан чизиқли боғлиқлигининг жиқслигини ўлчовчи жуфт корреляция коэффициентларининг матрицаси тузилади (3.1-жадвал).

3.1-жадвал

Жуфт корреляция жуфт чизиқли коэффициентларининг матрицаси

	y	x_1	x_2	...	x_j	...	x_k
y	1	r_{yx1}	r_{yx2}	...	r_{yxj}	...	r_{yjk}
x_1	r_{x1y}	1	r_{x1x2}	...	r_{x1xj}	...	r_{x1xk}
x_2	r_{x2y}	r_{x2x1}	1	...	r_{x2xj}	...	r_{x2xk}
...
x_i	r_{xiy}	r_{xix1}	r_{xix2}	...	1	...	r_{xixk}
...
x_k	r_{xky}	r_{kx1}	r_{kx2}	...	r_{kxj}	...	1

бу ерда y – натижавий омил;

x_1, x_2, \dots, x_k – омиллар тўплами;

r_{ij} – x_i ва x_j омиллар ўртасидаги жуфт корреляция коэффицентлари.

Жуфт корреляция коэффицентлар матрицаси — симметрик матрица ($r_{ij} = r_{ji}$) бўлиб, унинг асосий диагоналида омилларнинг ўзаро боғлиқлик кучининг тавсифи жойлашган, барча бошқа элементлар i ва j омиллар жуфт корреляциясининг коэффицентлари ҳисобланади.

Корреляцион матрица функционал боғлиқликка яқин бўлган жипс чизиқли корреляцион ўзаро боғлиқликда турган омилларни аниқлаш имконини беради.

Мультиколлинеарлик ва уни бартараф этиш усуллари

Агар моделга икки ёки ундан кўп жипс чизиқли корреляцион ўзаро боғланган омил киритилса, у ҳолда регрессия тенгламаси билан бир қаторда бошқа чизиқли боғлиқлик ҳам пайдо бўлади. Мультиколлинеарлик деб номланувчи бундай ҳодиса регрессия коэффицентларининг миқдорини бузиб кўрсатади ва уларнинг иқтисодий талқинини қийинлаштиради.

Мультиколлинеарлик – бу моделга киритилган омиллар ўртасидаги жипс боғлиқлик.

Мультиколлинеарлик таъсири остида юзага келадиган ўзгаришлар:

моделдаги ошиш тенденциясига эга бўлган параметрлар миқдорини бузиб кўрсатади;

регрессия коэффицентлари иқтисодий талқини маънонинг ўзгаришига олиб келади;

нормал тенгламалар тизимининг заиф шартланганлигини келтириб чиқаради;

энг муҳим омилли белгиларни аниқлаш жараёнини мураккаблаштиради.

Мультиколлинеарлик муаммосини ҳал этишда бир неча босқичларни ажратиш мумкин. Мультиколлинеарлик муаммосини ҳал этиш босқичлари қуйидагилардан иборат:

1. Мультиколлинеарликнинг мавжудлигини аниқлаш.
2. Мультиколлинеарлик пайдо бўлишининг сабабларини аниқлаш.
3. Мультиколлинеарликни бартараф этиш чораларини ишлаб чиқиш.

Омиллар ўртасида мультиколлинеарликни пайдо бўлишининг асосий сабаблари сифатида қуйидагиларни қайд этиш мумкин.

Ўрганилаётган омиллар ҳодиса ёки жараённинг бир томонини тавсифлайди (масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажми ва асосий фондлар ўртача йиллик қиймати кўрсаткичларини моделга бир вақтнинг ўзида киритиш тавсия этилмайди, чунки уларнинг иккаласи ҳам корхонанинг ўлчамини тавсифлайди). Умумий қиймати доимий катталиқни ўзида намоён этувчи омиллар сифатида фойдаланиш (масалан, асосий фондларнинг яроқлилик коэффициенти ва эскириш коэффициенти).

Бир-бирининг элементлари ҳисобланган омиллар (масалан, маҳсулотни ишлаб чиқариш харажатлари ва маҳсулот бирлигининг таннархи).

Бир-бирини такрорловчи иқтисодий маъно бўйича омиллар (масалан, фойда ва маҳсулотнинг рентабеллиги).

Мультиколлинеарликнинг бор-йўқлигини аниқлаш учун дастлаб жуфт корреляция коэффицентларининг матричасини таҳлил қилиш. Агар $r_{x_i, x_j} > 0,8$ бўлса, x_i ва x_j омиллар коллинеар деб эътироф этилиши мумкин.

Кейин эса $X'X$ матрицани тадқиқ этиш лозим. Агар $X'X$ матрица аниқловчиси нолга яқин бўлса, у ҳолда бу мультиколлинеарликнинг мавжудлигидан далолат беради.

Мультиколлинеарликни корреляцион моделдан бир ёки бир неча чизиқли боғланган омилларни чиқариб ташлаш ёки бошланғич омилларни янги, йириклаштирилган омилларга айлантириш йўли билан бартараф этиш мумкин. Омиллардан қайси бирини чиқариб ташлаш масаласи ўрганилаётган ҳодисани сифат ва мантиқий жиҳатдан таҳлил қилиш асосида ҳал этилади.

Мультиколлинеарликни бартараф этиш ёки камайтириш учун бир неча усуллардан фойдаланиш мумкин. Улар қаторига қуйидагилар киради:
корреляция чизиқли коэффицентларининг қийматларини таққослаш;
омилларни киритиш усули (қадамли регрессия усули);
омилларни чиқариб ташлаш усули.

Ушбу мультиколлинеарликни бартараф этиш ёки камайтириш усулларининг моҳиятини қуйидагича тавсифлаш мумкин.

Корреляция чизиқли коэффицентларининг қийматларини таққослаш усулининг моҳияти. Омилларни танлаб олишда натижавий омил билан бошқа омилларга қараганда жипсроқ боғланган омил афзал кўрилади. Бунда ушбу омилларнинг y билан боғлиқлиги унинг бошқа омил билан боғлиқлигига қараганда юқори бўлиши керак, яъни

$$r_{yx_i} > r_{yix_k}, r_{yx_k} > r_{yix_k} \text{ ва } r_{yix_k} < 0,8$$

Омилларни киритиш усули (қадамли регрессия усули). Усул шундан иборатки, моделга омиллар биттадан ва муайян кетма-кетликда киритилади. Биринчи қадамда моделга эрксиз ўзгарувчи билан корреляциянинг энг катта коэффицентига эга бўлган омил киритилади.

Иккинчи ва кейинги қадамларда моделга-модель қолдиқлари билан корреляциянинг энг катта коэффицентига эга бўлган омил киритилади.

Моделга ҳар бир омил киритилганидан кейин унинг тавсифлари ҳисоблаб чиқилади ва модель ишончилиқ нуқтаи назаридан текширилади.

Агар модель муайян шартларни қаноатлантирмай қўйса (масалан, $k < n/3$, $S_{\varepsilon, k-1} - S_{\varepsilon, k} > l$, бу ерда n – кузатувлар сони; k – моделга киритилган омиллар сони; l – айрим берилган (маълум) кичик сон; $S_{\varepsilon, k}$ – ўртача квадратик хато; $S_{\varepsilon, k-1}$ – моделнинг бундан олдинги қадамда орттирилган ва $k-1$ ўзгарувчиларни ўз ичига олувчи ўртача квадратик хатоси) моделни тузиш ниҳоясига етади.

Омилларни чиқариб ташлаш усули. Ушбу усулнинг моҳияти шундан иборатки, моделга барча омиллар киритилади. Сўнгра регрессия тенгламаси тузилганидан кейин, моделдан регрессия коэффициенти аҳамиятсиз, t мезоннинг ҳам энг кичик қийматига эга бўлган омил чиқариб ташланади. Шундан кейин янги регрессия тенгламаси ҳосил қилинади ва регрессиянинг қолган барча коэффициентларининг аҳамияти қайта баҳоланади.

Омилларни чиқариб ташлаш жараёни модель муайян шартларни қаноатлантирмагунча ва регрессиянинг барча коэффициентлари аҳамияти юқори бўлганга қадар давом этади.

Кўп омилли ва хусусий корреляция

Ҳозирги вақтда корреляция моделларини тузишда асосий йиғиндини тақсимлаш кўп ўлчовли қонуннинг нормаллиги шартларидан келиб чиқилади. Ушбу шартлар ўрганилаётган омиллар ўртасидаги боғлиқликнинг чизиқли хусусиятини таъминлайди. Бу ҳол кўрсаткичлар сифатида корреляциянинг жуфт, алоҳида коэффициентлари ва кўп омилли корреляция коэффициентидан фойдаланишни белгилаб беради.

Корреляциянинг хусусий коэффициентлари омиллар йиғиндисига иккита белгининг боғлиқлигини тавсифлайди, бунда ушбу омилларнинг бошқа омиллар билан барча боғлиқликлари йўқотилган, яъни шартли-доимий (ўртача) даражада мустақамланган бўлиши керак.

Хусусий корреляция коэффициенти қолган омилларнинг қатъий белгиланган қийматида иккита ўзгарувчи ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини тавсифлайди. Агар иккита тасодифий катталиқ ўртасидаги корреляция жуфт коэффициенти ўша тасодифий катталиқлар ўртасидаги алоҳида коэффициентдан катта бўлиб чиқса, у ҳолда бу учинчи қатъий белгиланган катталиқ ўрганилаётган катталиқлар ўртасидаги ўзаро боғлиқликни кучайтиради, яъни жуфт коэффициентнинг юқори қиймати учинчи катталиқнинг иштирок этиши билан шартланган. Тегишли коэффициентлар билан солиштирилганда корреляция жуфт коэффициентининг паст қиймати қатъий белгиланадиган катталиқ таъсири остида ўрганилаётган катталиқлар ўртасидаги боғлиқликнинг заифлашганидан далолат беради.

Хусусий корреляция коэффициенти, масалан, $r_{yx_1(x_2)}$, моделга киритилган учинчи катталиқ x_2 нинг таъсири истисно этилган ҳолда y ва x_1 катталиқлари ўртасидаги чизиқли боғлиқликнинг даражасини тавсифлайди. У қуйидаги формула бўйича аниқланади:

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

x_1 нинг таъсири истисно этилган ҳолда y нинг x_2 га боғлиқлиги қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$r_{y x_2(x_1)} = \frac{r_{y x_2} - r_{y x_1} r_{x_1 x_2}}{\sqrt{(1 - r_{y x_1}^2)(1 - r_{x_1 x_2}^2)}}.$$

Омилларнинг ўзаро боғлиқлигини натижавий омилнинг таъсири бартараф этилган тақдирда ҳисоблаб чиқиш мумкин:

$$r_{x_1 x_2(y)} = \frac{r_{x_1 x_2} - r_{y x_1} r_{y x_2}}{\sqrt{(1 - r_{y x_1}^2)(1 - r_{y x_2}^2)}}.$$

Хусусий корреляция коэффициенти -1 дан $+1$ гача бўлган чегарада ўзгаради. Агар корреляциянинг алоҳида коэффициенти ± 1 га тенг бўлса, y ҳолда иккита катталик ўртасидаги боғлиқлик функционал, нолга тенглик эса ушбу катталикларнинг чизиқли боғлиқлигидан далолат беради.

Агар корреляция жуфт коэффициентининг матрицаси R мавжуд бўлса, y ҳолда корреляция алоҳида коэффициентлари матрицасига ўтиш корреляция алоҳида коэффициентларини кетма-кет ҳисоблаб чиқиш ва қуйидаги формуладан фойдаланган ҳолда матрицада жуфт корреляция R коэффициентларини улар билан алмаштириш асосида амалга оширилади:

$$r_{ij} = \frac{-A_{ij}}{(A_{ii} \cdot A_{jj})^{\frac{1}{2}}},$$

бу ерда: r_{ij} – i ва j омиллар ўртасидаги алоҳида корреляция коэффициенти;

A_{ij} – жуфт корреляция коэффициентлари матрицасининг r_{ij} элементига алгебраик қўшимча;

A_{ii}, A_{jj} – жуфт корреляция коэффициентлари матрицасининг тегишлича r_{ii} ва r_{jj} элементларига алгебраик қўшимчалар. Хусусий корреляция коэффициентига белги, $y = f(x_j)$ боғлиқлик моделидаги регрессиянинг тегишли белгиси бўйича берилади.

Корреляция алоҳида коэффициентлари статистик катталиклар сифатида ишончлилик нуқтаи назаридан таҳлил қилиниб, баҳоланади. Ушбу мақсадда қуйидаги формула бўйича аниқланадиган Стьюдентнинг t мезонидан фойдаланилади:

$$t_{хис.} = r \sqrt{\frac{n - k - 1}{1 - r^2}}.$$

Мезонининг t қиймати жадвалдаги $t_{\alpha, \gamma}$, қийматлар билан таққосланади, бу ерда α – аҳамиятлилиكنинг берилган (маълум) даражаси; $\gamma = (n - k - 1)$ – эркинлик даражаларининг сони.

Агар $t_{хисоб} > t_{\alpha \gamma}$ тенгсизлиги бажарилса, y ҳолда корреляция коэффициентининг қиймати аҳамиятли, деб тан олинади, яъни корреляция коэффициентининг нолга тенглигини тасдиқловчи нолли фараз инкор этилади ва тадқиқ этилаётган

ўзгарувчилар ўртасида жипс статистик ўзаро боғлиқлик мавжуд деган хулосага келинади.

Агар хусусий корреляция коэффициентлари квадратга кўтарилса, у ҳолда хусусий детерминация коэффициентларига эга бўлиш мумкин.

Хусусий детерминация коэффициенти бошқа омилнинг қиймати ўзгармаган ҳолда ушбу омилнинг бошқа омиллардан бирининг таъсири остида вариацияси улушини кўрсатади. Икки омилли чизиқли модель ҳолатида кўп омилли корреляцияси коэффициенти қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$R_{yx_1x_2} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 + 2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}}$$

Кўп омилли корреляция коэффициенти 0 дан 1 гача бўлган чегарада ўзгариб туради; у 1 га қанчалик яқин бўлса, натижали белгига таъсир этувчи омиллар кўпроқ даражада ҳисобга олинган.

Жуфт корреляция коэффициенти R нинг матрицаси маълум бўлган ҳолларда, кўп омилли корреляцияси коэффициенти қуйидаги турдаги матрицали тенгламани ечган ҳолда топилади:

$$R = \left[1 - \frac{|R|}{|R^*|} \right]^{\frac{1}{2}};$$

бу ерда $|R|$ – жуфт корреляция коэффициентлари матрицасининг аниқловчиси; $|R^*|$ – унда x мустақил ўзгарувчиларнинг y эрксиз ўзгарувчилар билан боғлиқлигини тавсифловчи сатр ва устун ўчириб ташланган жуфт корреляция коэффициентлари матрицасининг аниқловчиси.

Кўп омилли корреляцияси коэффициентининг *аҳамиятлилигини текшириш* учун F-мезондан фойдаланиш мумкин, у қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k - 1}{k}.$$

Корреляцион таҳлилдаги энг ишончли натижаларга кузатиш объектларининг сони (n) таҳлил қилинаётган белгилар сони (m) дан 6-8 марта кўп бўлган ҳолларда эришилади.

Мисол

Кўп омилли чизиқли регрессия моделига омилларни 3.2-жадвалда келтирилган шартли бошланғич маълумотлар асосида танлаб олиш талаб этилади.

3.2-жадвал

Бошланғич маълумотлар

Ташкилот рақами	Маҳсулот сотиш ҳажми, млн. сўм (Y)	Реклама харажатлари, минг сўм (X ₁)	Маҳсулот бирлигининг ҳажми, минг сўм (X ₂)	Ташкилотда маркетинг бўлими (1 – бор, 0 – йўқ) (X ₃)
1	1,27	138	140	1
2	1,34	134	141	1
3	1,25	116	136	0
4	1,28	137	149	1
5	1,43	127	154	0
6	1,25	125	143	0
7	1,53	116	155	1
8	1,57	134	155	1
9	1,27	145	151	1
10	1,46	135	154	1
11	1,28	164	147	0
12	1,55	109	151	0
13	1,35	145	144	0
14	1,49	144	156	1
15	1,46	132	152	0
16	1,25	122	141	0
17	1,29	163	148	1
18	1,28	139	141	1
19	1,33	134	139	0
20	1,51	136	147	1

Ечим. Омилларни чиқариб ташлаш усулидан фойдаланамиз. Биринчи босқичда моделга барча омилларни киритамиз. Таҳлилни амалга ошириш дастурий воситаси сифатида “Маълумотларни EXCELда таҳлил қилиш” дастуридаги «Регрессия» воситасидан фойдаланамиз. Натижалар 3.3-жадвалда келтирилган.

3.3-жадвал

Яқунларни чиқариш

Регрессион статистика

R кўплик	0,806634
R-квадрат	0,650659
Нормалаштирилган R-квадрат	0,585158
Стандарт хато	0,073662
Кузатув	20

Дисперсион таҳлил

Кўрсаткич	df	SS	MS	F
Регрессия	3	0,161702	0,053908	9,933511
Қолдиқ	16	0,086818	0,005426	
Жами	19	0,248520		

Кўрсаткич	Коэффициентлар	Стандарт хато	t-статистика	P-қиймат
Ү-кесишув	-0,199947	0,451283	-0,443064	0,663651
Реклама харажатлари, минг сўм.	-0,002977	0,001269	-2,345899	0,032196
Маҳсулот нархи, минг сўм.	0,013347	0,002845	4,691053	0,000245
Маркетинг бўлимининг мавжудлиги	0,015308	0,036151	0,423457	0,677599

Юқоридаги якуний натижаларга асосан маҳсулотни сотиш ҳажмининг омилларга боғлиқлик модели қуйидаги кўринишга эга.

$$\hat{y}(x) = -0,200 - 0,003 x_1 + 0,013 x_2 + 0,015 x_3.$$

Регрессия тенгламасининг аҳамиятини Фишернинг F-мезони асосида текшираемиз. Ҳисоблаб чиқилган қиймат ($F_{\text{ҳисоб}}$) = 9,93. F-мезоннинг жадвалдаги қиймати 0,95 ишончлилик эҳтимолида ва эркинлик даражаларининг $\gamma_1 = k = 3$ ва $\gamma_2 = n - k - 1 = 20 - 3 - 1 = 16$ сонидан 3,24 ни ташкил қилади.

$F_{\text{ҳисоб}} > F_{\text{жадв}}$ бўлганлиги боис, регрессия тенгламасини ҳаққоний деб эътироф этиш лозим.

R корреляция кўплик коэффициенти 0,80 га тенг бўлган омиллар ўртасида жипс боғлиқлик мавжудлигидан далолат беради.

R^2 детерминация кўплик коэффициенти 0,65 га тенг бўлган эркинлик даражаларининг (маҳсулотни сотиш ҳажмининг) 65 фоизига яқини моделда ҳисобга олинганлигини ва моделга киритилган омилларнинг таъсири (товар бирлигининг нархи, реклама харажатлари ва корхонада маркетинг бўлимининг мавжудлиги) ва 35 фоизи моделга киритилмаган бошқа омиллар билан шартланганлигини кўрсатади.

Регрессия коэффициентларининг аҳамиятини Стьюдентнинг t мезони ёрдамида баҳолаймиз.

Стьюдент мезонининг ҳисоблаб чиқилган қийматлари қуйидагича: $t_{a1} = -2,35$, $t_{a2} = 4,69$; $t_{a3} = 0,42$. $\alpha = 0,05$ аҳамиятлилиқ даражасида ва эркинлик даражаларининг $\gamma = n - k - 1 = 16$ сонидан мезоннинг жадвалдаги қиймати 2,12 га тенг. Демак, қуйидаги тенгсизлик бажарилади: $|t_{a1}| > t_{\text{жадв}}$; $t_{a2} > t_{\text{жадв}}$; $t_{a3} < t_{\text{жадв}}$. Шундай қилиб, a_3 регрессия коэффициенти аҳамиятли эмас ва моделдан ушбу омилни чиқариб ташлаш лозим.

Иккинчи кадамда маҳсулотни сотиш ҳажмининг маҳсулот нархига ва реклама харажатларига боғлиқлиги моделини тузамиз. Ҳисоб-китоблар 3.4-жадвалда келтирилган.

Яқунларни чиқариш

Регрессион статистика	
R кўплик	0,804204
R -квадрат	0,646744
Нормалаштирилган R -квадрат	0,605184
Стандарт хато	0,071862
Кузатув	20

Дисперсион таҳлил

Кўрсаткич	df	SS	MS	F
Регрессия	2	0,160729	0,080364	15,5618652
Қолдиқ	17	0,087791	0,005164	
Жами	19	0,24852		

Кўрсаткич	Коэффициент-лар	Стандарт хато	t -статистика	P -қиймат
У-кесишув	-0,264114	0,414695	-0,636886	0,532682
Реклама харажатлари, минг сўм	-0,002824	0,001186	-2,379640	0,029307
Маҳсулот нархи, минг сўм	0,013699	0,002653	5,162156	7,8161E-05

Маҳсулотни сотиш ҳажмининг маҳсулот нархига ва реклама харажатларига боғлиқлик модели қуйидаги кўринишга эга:

$$y(x) = -0,264 - 0,003x_1 + 0,014x_2.$$

Натижаларга кўра корреляция ва детерминация кўплик коэффициентининг қийматлари бироз камайди.

Ҳисоблаб чиқилган қийматларни жадвалдаги қийматлар билан таққослаймиз. Аҳамиятлилик даражасида 0,05 ва эркинлик даражаларининг $\gamma_1 = 2$, $\gamma_2 = 17$ сонида Фишер F -мезонининг ҳисоблаб чиқилган қиймати ($F_{\text{ҳисоб}} = 15,56$) жадвалдаги қийматдан ($F_{\text{жадв}} = 3,59$) катта. Демак, тузилган регрессия тенгламаси аҳамиятли.

Стьюдент мезонининг ҳисоблаб чиқилган қийматлари қуйидагича: $t_{a1} = -2,38$, $t_{a2} = 5,16$. Аҳамиятлилик даражасида $\alpha = 0,05$ ва эркинлик даражаларининг $\gamma = 17$ сонида мезоннинг жадвалдаги қиймати 2,11 га тенг. Демак, қуйидаги тенгсизлик бажарилади: $|t_{a1}| > t_{\text{жадв}}$; $t_{a2} > t_{\text{жадв}}$. Шундай қилиб, регрессия коэффициентлари аҳамиятли.

Регрессия параметри $a_1 = -0,003$ маҳсулот нархининг қатъий белгиланган (доимий) қийматида реклама харажатларининг 1,0 минг сўмга оширилиши маҳсулотни сотиш ҳажмининг 3,0 минг сўмга камайишига олиб келишини кўрсатади. Регрессия параметри $a_2 = 0,014$ реклама харажатларининг қатъий белгиланган (доимий) қийматида маҳсулот нархининг 1 минг сўмга ўсиши

билан маҳсулотни сотиш ҳажми ўртача 14,0 минг сўмга ошишидан далолат беради.

Ушбу мисол учун эластиклик коэффициентларини, бета ва дельта коэффициентларни ҳисоблаб чиқамиз ва уларни иқтисодий жиҳатдан талқини қуйидагича.

Эластиклик коэффициентларини аниқлаш учун қуйидаги ўзгарувчиларнинг ўртача қийматларини ҳисоблаб чиқамиз: $\bar{y} = 1,372$ млн. сўм; $\bar{x}_1 = 134,75$ минг сўм; $\bar{x}_2 = 147,2$ минг сўм. Ушбу қийматларда \mathcal{E}_1 ва \mathcal{E}_2 эластиклик коэффициентлари қуйидагиларга тенг:

$$\mathcal{E}_1 = a_1 \frac{\bar{x}_1}{\bar{y}} = -0,003 \frac{134,75}{1,372} = -0,29 ;$$

$$\mathcal{E}_2 = a_2 \frac{\bar{x}_2}{\bar{y}} = +0,014 \frac{147,2}{1,372} = 1,50 .$$

Эластиклик коэффициентларининг таҳлили шуни кўрсатадики, мутлақ ўсиш бўйича маҳсулотни сотиш ҳажмига x_2 омил энг катта таъсир кўрсатади: маҳсулот нархининг 1 фоизга ошиши маҳсулотни сотиш ҳажмининг 1,5 фоизга ошишига олиб келади. Реклама харажатларининг 1 фоизга камайтирилиши маҳсулотни сотиш ҳажмининг бор-йўғи 0,29 фоизга ошишини келтириб чиқаради.

Бета-коэффициентларни ҳисоблаб чиқиш учун дастлаб ўртача квадратик оғишларни қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқамиз:

$$S_y = \sqrt{y^2 - \bar{y}^2} = \sqrt{1,895 - (1,372)^2} = 0,114 ;$$

$$S_{x_1} = \sqrt{x_1^2 - \bar{x}_1^2} = \sqrt{18341,45 - (134,75)^2} = 13,56 ;$$

$$S_{x_2} = \sqrt{x_2^2 - \bar{x}_2^2} = \sqrt{21704,6 - (147,2)^2} = 6,06 ;$$

$$\beta_1 = a_1 \frac{S_{x_1}}{S_y} = -0,003 \frac{13,56}{0,114} = -0,357 ;$$

$$\beta_2 = a_2 \frac{S_{x_2}}{S_y} = 0,014 \frac{6,06}{0,114} = 0,744 .$$

Бета-коэффициентларни ҳисоблаб чиқиш учун корреляциянинг жуфт коэффициентларни ҳисоблаб чиқамиз. Бунинг учун EXCEL жадвал процессорининг “Маълумотларни таҳлил қилиш” дастуридаги, «Корреляция» воситасидан фойдаланамиз.

	Y	X ₁	X ₂
Y	1		
X ₁	-0,30497	1	
X ₂	0,727375	0,051692	1

R^2 қийматини 3.4-жадвалдан оламиз.

$$\Delta_1 = r_{yx_1} \cdot \frac{\beta_1}{R^2} = 0,305 \frac{-0,357}{0,647} = 0,168;$$

$$\Delta_2 = r_{yx_2} \cdot \frac{\beta_2}{R^2} = 0,727 \frac{0,744}{0,647} = 0,836.$$

Бета ва дельта коэффициентлар таҳлили шуни кўрсатиб турибдики, тадқиқ этилаётган иккита омилдан маҳсулотни сотиш ҳажмига x_2 омил – маҳсулот нархи энг катта таъсир кўрсатади, чунки коэффициентларнинг энг катта (мутлақ миқдор бўйича) қийматлари мос келади.

Таянч иборалар

Кўплик регрессия, кўплик корреляцион-регрессион таҳлил, эластиклик коэффициенти, β -коэффициент, Δ (дельта) коэффициент, кўплик детерминация коэффициенти, мультиколлинеарлик, кўплик ва хусусий корреляция, кўплик корреляция коэффициенти.

Такрорлаш учун саволлар

Жуфт регрессия моделлар таснифи.

Стандарт хато ҳақида тушунча ва регрессия коэффициентларининг муҳимлигини баҳолаш.

Жуфт чизикли регрессия параметрларини баҳолаш ва уларнинг иқтисодий талқини.

Жуфт чизикли регрессия учун корреляция коэффициентини ҳисоблаш ва талқин қилиш.

Детерминация коэффициенти ва унинг тавсифи.

Дисперсион таҳлил: моҳияти ва ўтказиш методикаси.

Регрессиянинг чизикли тенгламаси бўйича прогноз ораликлари.

Аппроксимациянинг ўртача хатоси.

Чизиксиз регрессиялар ва уларнинг тавсифи. Чизиксиз регрессияларда линеаризация.

Жуфт чизиксиз регрессион эконометрик моделни статистик ўрганиш.

Жуфт чизиксиз регрессия учун корреляция индексини ҳисоблаш.

Кўплик регрессиясини тузишда омилли белгиларни танлаб олиш.

Кўплик регрессиясининг параметрларини баҳолаш.

Кўплик регрессиясини тузишда омилли белгиларни танлаб олиш.

Бир талай ва алоҳида корреляция.

Кўплик корреляцион-регрессион таҳлил вазифалари.

Мультиколлинеарлик тушунчаси ва уни бартараф этиш усуллари.

Корреляциянинг алоҳида коэффициенти.

Корреляция коэффициентининг аҳамиятини баҳолашда Стьюдентнинг t мезони.

Эластиклик коэффициенти ҳақида тушунча ва унинг таснифи.

Чизикли регрессия β -коэффициенти ва уни қўллаш.

Кўплик корреляцияси ва детерминацияси индекслари ва уларнинг тавсифи.

Регрессия тенгламаси бўйича прогноз қилиш.

Энг кичик квадратлар усулини асослаш.
Қолдикларнинг гомоскедастиклиги ва гетероскедастиклиги.
Гетероскедастикликни текшириш тестлари ва уларнинг тавсифи.
Энг кичик квадратлар умумлаштирилган усулининг моҳияти.

Тест

1. Кўп омилли корреляция коэффиценти қандай чегараларда ўзгаради?

а) $0 \leq R_{yx1x2} \leq \infty$;

б) $0 \leq R_{yx1x2} \leq 1$;

в) $-1 \leq R_{yx1x2} \leq 1$.

2. Кўп омилли детерминация кўплик коэффиценти қандай чегараларда ўзгаради?

а) $0 \leq R^2_{yx1x2} \leq 1$;

б) $1 \leq R^2_{yx1x2} \leq \infty$;

в) $-1 \leq R^2_{yx1x2} \leq 1$.

Хусусий корреляция коэффиценти нимани баҳолайди?

а) иккита ўзгарувчи ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини баҳолайди;

б) учта ўзгарувчи ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини баҳолайди;

в) қолган омилларнинг қатъий белгиланган қийматида иккита ўзгарувчи ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини баҳолайди.

x аргумент (эркин ўзгарувчи) 1 фоизга оширилганда y натижавий омил ўзгаришининг фоизини ўртача даражада қайси коэффицент кўрсатади?

а) детерминация коэффиценти;

б) регрессия коэффиценти;

в) эластиклик коэффиценти;

г) бета-коэффицент.

5. R_{yx1x2} кўп омилли корреляция кўплик чизиқли коэффиценти 0,75 га тенг, y эркисиз ўзгарувчи вариациясининг қанча фоизи моделда ҳисобга олинган ва x_1 ва x_2 омилларнинг ўзгариши билан шартланган?

а) 56,2;

б) 75,0;

в) 37,5.

6. Қуйидаги маълумотлар мавжуд:

a_1 регрессия коэффиценти = 1,341:

регрессия коэффицентининг ўртача квадратик оғиши $S_{a1} = 0,277$.

Стьюдент t мезонини аниқланг ва агар аҳамиятлилик даражаси $\alpha = 0,05$ бўлгани ҳолда $t_{жадв} = 2,11$ бўлса, a_1 регрессия коэффицентининг аҳамиятини баҳоланг?

а) 0,207, коэффицент аҳамиятсиз;

б) 4,841, коэффицент аҳамиятли;

в) 4,841, коэффицент аҳамиятсиз.

7. Жуфт корреляция коэффицентлари матричаси мавжуд:

	y	x_1	x_2	x_3
Y	1			
x_1	-0,782			
x_2	0,451	0,564	1	
x_3	0,842	-0,873	0,303	1

Қайси белгилар ўртасида мультиколлинеарлик кузатилади?

- а) y ва x_3 ;
- б) x_2 ва x_3 ;
- в) x_1 ва x_3 .

8. Кўп омили корреляция кўплик коэффиценти қанақа қийматни қабул қилиши мумкин?

- а) 1,501;
- б) -0,453;
- в) 0,861.

9. Кўп омили регрессия тенгламаси қуйидаги қайси кўринишга эга?

$$\hat{y} = -27,16 + 1,37x_1 - 0,29x_2. \text{ Параметр } a_1 = 1,37 \text{ қуйидагиларни англатади:}$$

- а) x_1 ўзининг бир ўлчов бирлигига оширилганда y ўзгарувчи ўз ўлчовининг 1,37 бирлигига ошади;
- б) x_2 омилининг қатъий белгиланган қийматида x_1 ўзининг бир ўлчов бирлигига оширилганда y ўзгарувчи ўз ўлчовининг 1,37 бирлигига ошади;
- в) x_2 омилининг қатъий белгиланган қийматида x_1 ўз ўлчовининг 1,37 бирлигига оширилганда y ўзгарувчи ўзининг бир ўлчов бирлигига ошади.

10. Бета-коэффициент қиймати нимага тенг?

$$\text{а) } a_j \cdot \frac{S_{xj}}{S_y}; \text{ б) } r_{jy} \cdot \frac{\beta_j}{R^2}; \text{ в) } a_j \cdot \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}}.$$

IV боб. ВАҚТ ҚАТОРЛАРИ ВА УЛАРНИНГ ТЕНГЛАМАЛАРИНИ ТУЗИШ УСУЛЛАРИ

4.1. Вақт қаторлари ва уларнинг турлари

Муайян даврдаги турли ижтимоий-иқтисодий ҳодисаларни таърифлаш ва таҳлил қилиш учун ушбу жараёнларни вақтга кўра (динамикада) тавсифловчи кўрсаткичлар ва усуллар қўлланилади.

Адабиётларда динамика қатори ва вақт қатори тушунчасидан фойдаланилади. “Динамика қатори” тушунчаси тор маънода – омилнинг ўсиш (пасайиш) тенденциясига эга бўйича йўналтирилган ўзгариши сифатида талкин этилади. Вақт қатори деганда муайян тенденцияга эга бўлиши шарт бўлмаган даражалар қатори, яъни қандайдир кўрсаткич даражаларининг статистик изчиллиги тушунилади. Шундай қилиб, «вақт қатори» – анча умумий тушунча. Бундай қатор қандайдир кўрсаткич даражалари кетма-кетлигининг ҳам динамик, ҳам статистик таркибий қисмини ўз ичига олади. Бироқ адабиётларда кўпинча “динамика қатори” атамаси қўлланилади.

Динамика қатори – кетма-кет (солномавий тартибда) жойлашган статистик кўрсаткичлар қатори бўлиб, уларнинг ўзгариши ўрганилаётган ҳодисанинг муайян тенденциясига эга. Динамика қатори лаг таркибий қисмини ўз ичига олади.

Вақт қатори – бу вақтга кўра кетма-кет жойлашган сонли кўрсаткичлар қатори бўлиб, улар ҳодиса ёки жараён ҳолати ва ўзгаришининг даражасини тавсифлайди.

Вақт қаторининг асосий қисмлари бўлиб вақт кўрсаткичи ҳамда қатор даражаси ҳисобланади. Вақт кўрсаткичига қараб вақт қаторлари оний (муайян санада) ва оралик (муайян давр учун) турларга бўлинади (4.1 ва 4.2-жадваллар).

4.1-жадвал

**Ўзбекистонга жалб этилган инвестицияларнинг ЯИМдаги улуши,
% ҳисобида**

	I чорак 2009 й.	I-II чорак 2010 й.	I чорак 2011 й.	I чорак 2012 й.	I-IV чорак 2012 й.
ЯИМ улуши	34,0	29,4	25,0	21,6	22,8
Инвестициялар ўсиши	3,4	4,8	4,0	4,4	11,6

4.2-жадвал

**Ўзбекистон вилоятларида ЯХМ ҳажми индексининг динамикаси, ўтган
йилга нисбатан % ҳисобида**

Вилоятлар	2008 й.	2009 й.	2010 й.	2011 й.	2012 й.
Андижон	111,3	109,6	110,5	111,3	108,4
Самарқанд	107,8	109,7	113,6	110,9	110,7
Тошкент ш.	118,6	113,0	112,4	116,7	110,2

Ифодалаш шаклига кўра вақт қаторидаги даражалар мутлақ, ўртача (4.1-жадвал) ва нисбий (4.2-жадвал) катталиклар билан ифодаланиши мумкин.

Даражалар ўртасидаги масофага кўра вақт қаторлари вақтга кўра (4.1 ва 4.2-жадваллар) тенг турадиган ва тенг турмайдиган даражаларга эга қаторларга бўлинади. Тенг турувчи қаторларда даврни рўйхатга олиш саналари бир-биридан кейин тенг ораликларда келади, тенг турмайдиган қаторларда тенг ораликларга амал қилинмайди.

Вақт қаторларини турли белгиларга кўра таснифлаш мумкин. Вақтга кўра, вақт қаторлари оний ва оралик қаторларга, даражаларининг ифодаланиш шаклига кўра мутлақ, ўртача ва нисбий катталиклардан ташкил топади. Саналар ёки вақт ораликлари ўртасидаги масофага кўра вақт қаторларисиз тенг ва тенгсиз қаторларга ва мазмунига кўра эса алоҳида ҳамда умумлаштирилган кўрсаткичлардан иборат қаторга бўлинади.

Вақт қаторлари, шунингдек, саналар ўртасидаги масофа ва кўрсаткичларнинг мазмуни бўйича ҳам фарқ қилади. Кўрсаткичларнинг мазмунига кўра вақт қаторлари алоҳида кўрсаткичлардан ва умумлаштирилган кўрсаткичлардан иборат турларга бўлинади. Алоҳида кўрсаткичлар ҳодисани алоҳида ажратилган ҳолда, бир томонлама тавсифлайди (масалан, истеъмол қилинган сув бир суткалик ўртача ҳажми кўрсаткичларининг динамикаси); умумлаштирилган кўрсаткичлар алоҳида кўрсаткичлардан ҳосил бўлган кўрсаткичлар бўлиб, ўрганилаётган ҳодисани комплекс тарзда тавсифлайди (масалан, иқтисодий конъюктура кўрсаткичлари динамикаси).

Вақт қаторларини тузишда маълум шартларга амал қилмаслик оқибатида юзага келадиган муайян қоидаларга риоя этиш зарур, акс ҳолда бу қаторнинг таққослаб бўлмаслигига олиб келади.

Вақт қаторини таққослаб бўлмаслигининг асосий сабаблари қуйидагилар ҳисобланади:

қамраб олинadиган объектлар доираси бўйича - объектларнинг ҳар хил тўлиқликда қамраб олиниши натижасида юзага келади;

ҳисоблаб чиқиш методологияси бўйича - кўрсаткичлар ягона ҳисоблаб чиқиш методологияси бўйича ҳисоблаб чиқилиши керак;

ўлчов бирликлари бўйича - кўрсаткич турли ўлчов бирликларида ифодаланиши мумкин бўлган ҳолатларда юзага келади (масалан, меҳнат унумдорлиги меҳнат ва қиймат бирликларида ўлчанади);

ишончлилик бўйича танлашнинг турли даврлар бўйича - ҳар хил репрезентативлиги оқибатида юзага келади;

ҳудуд бўйича - минтақалар ва ҳоказо чегараларини ўлчаш натижасида юзага келади;

қиймат кўрсаткичлари бўйича - нархларни ўлчаш оқибатида юзага келади;

рўйхатга олиш вақти бўйича - мавсумий ҳодисалар туфайли юзага келади. Масалан, электр энергияси йил вақтларига қараб турлича истеъмол қилинади.

Шунинг учун уни фақат муайян санани ҳисобга олган ҳолда таққослаш мумкин. Даврлар тенглигидан ташқари, таққосланадиган босқичларнинг бир хиллиги оралик вақт қатори даражалари таққослана олинишининг шартларидан бири ҳисобланади. Вақт қатори даражасининг кўрсаткичлари ривожланишнинг ягона

қонунига бўйсунуши керак. Бундай ҳолатларда қаторни даврларга ажратиш ёки вақтга кўра типологик гуруҳлаш амалга оширилади.

Вақт қаторлари даражасини умумий ташкил этувчи ҳадлари

Агар қаторнинг турли методология бўйича ёки турли чегараларда ҳисоблаб чиқилган даражалари мавжуд бўлса, у ҳолда бундай вақт қатори қаторларни бирлаштириш усули ёрдамида таққосланадиган кўринишга келтирилади.

Қаторларни бирлаштириш – динамикада уларнинг даражалари турли методология бўйича ёки ҳудудларнинг турли чегараларида ҳисоблаб чиқилган иккита (ёки бир неча) қаторини битта узунроқ динамик қаторга бирлаштириш.

Бир давр учун турли методология бўйича (ёки турли чегараларда) ҳисоблаб чиқилган маълумотларнинг мавжудлигини бирлаштириш учун зарурий шарт ҳисобланади.

Агар қатор даражасининг кўрсаткичлари ҳам мусбат, ҳам манфий қийматларга эга бўлса (масалан, ташкилотдаги қатор йиллар учун фойда ва зарар), у ҳолда маълумотлардан таҳлил учун фойдаланиб бўлмайди ва вақт қатори таққослана олинмайдиган ҳисобланади.

Вақт қатори даражаларининг умумий таркибий қисмлари қуйидагича кўринишга эга:

$$y_t = u_t + v_t + e_t \text{ ёки } y_t = u_t \cdot v_t \cdot e_t.$$

u_t – қаторнинг умумий тенденциясини тавсифловчи мунтазам (асосий) қисм (тренд);

v_t – умумий кўринишдаги мавсумий таркибий қисм – циклик (даврий) таркибий қисм;

e_t – тасодифий таркибий қисм (тасодифий оғишлар).

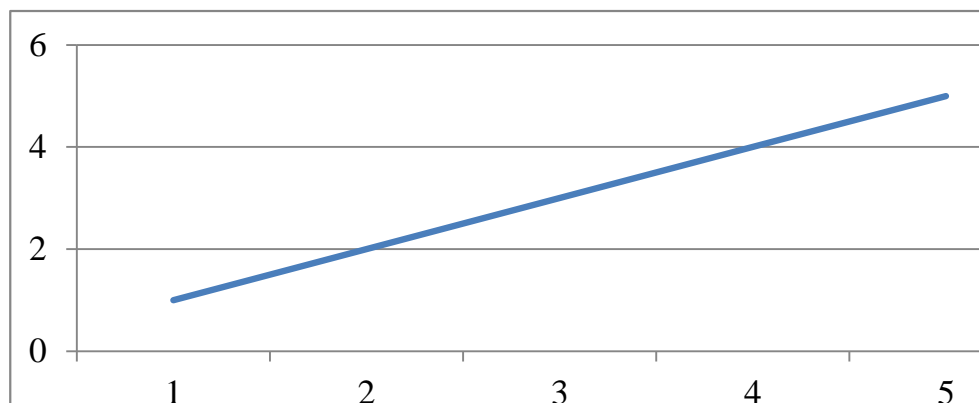
Кўриб турганимиздек, вақт қаторининг даражасини шакллантирувчи барча таркибий қисмлар учта гуруҳга бўлинади. Бунда тренд асосий таркибий қисм ҳисобланади. Мавсумий ва тасодифий таркибий қисмлар қийматлари ундан тренд таркибий қисм ажратилганидан кейин қолади.

Агар барча таркибий қисмлар тўғри топилса, у ҳолда тасодифий таркибий қисмнинг математик кутиши нолга тенг ва унинг ўртача қиймат атрофида ўзгариб туриши доимий.

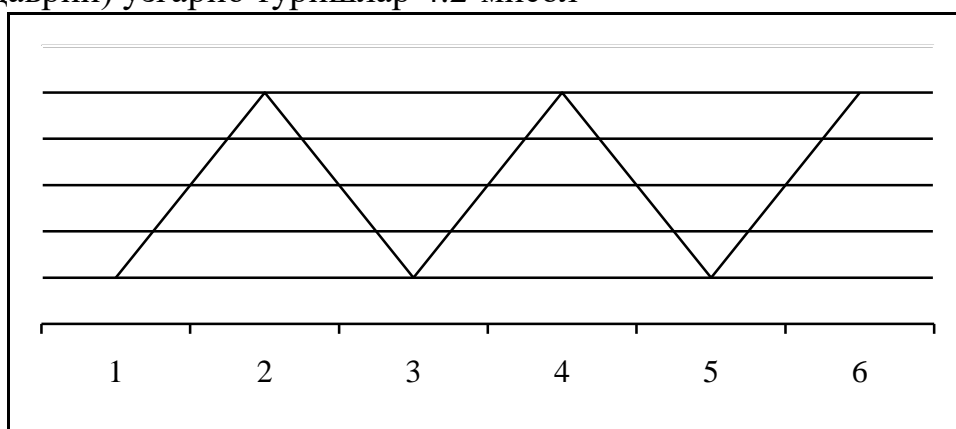
Вақт қаторининг даражаларини унинг барча (тренд, мавсумий ва тасодифий) таркибий қисмларининг йиғиндиси ёки кўпайтмаси сифатида ифодалаш мумкин. Унда қаторнинг барча таркибий қисмлари ушбу таркибий қисмларнинг йиғиндиси сифатида ифодаланган модель аддитив модель деб номланади. Агар таъсир этиш омиллари таркибий қисмларнинг кўпайтмаси сифатида ифодаланган бўлса, у ҳолда модель мультипликатив модель деб номланади.

Вақт қатори таркибий қисмларининг график тасвири

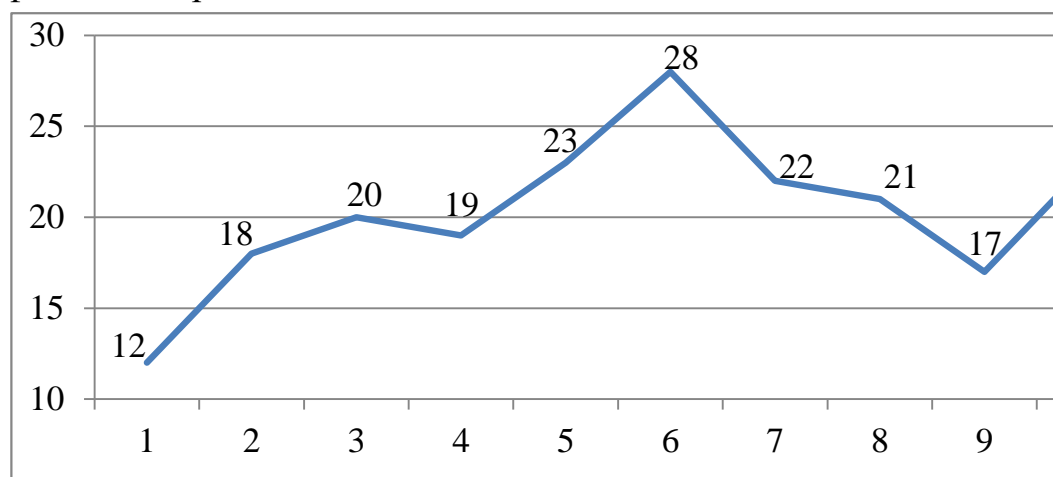
Тренд (динамика қаторининг асосий тенденцияси) 4.1-мисол



Циклик (даврий) ўзгариб туришлар 4.2-мисол



Тасодифий омиллар 4.3-мисол



Вақт қатори таркибий қисмларининг моделлари қуйидагилардан иборат:
аддитив модель

$$y_t = u_t + v_t + e_t$$

мультипликатив модель

$$y_t = u_t \cdot v_t \cdot e_t$$

Тренд тушунчаси ва унинг асосий турлари

Юқорида таъкидланганидек, тренд асосий таркибий қисм ҳисобланади.

Тренд – бу вақт қаторидаги тасодикий ўзгариб туришлардан озми-кўпми ҳоли бўлган барқарор тенденция.

Мураккаб ижтимоий ҳодисалар кўрсаткичларининг ўзгариш тенденцияларини фақат тренднинг у ёки бу тенгламаси, чизиғи билан тақрибан ифодалаш мумкин. Вақт қаторларида одатда учта турдаги тенденциялар мавжуд.

Ўрта даражадаги тенденция одатда атрофида тадқиқ этилаётган ҳодисанинг ҳақиқий даражалари вариантланадиган чизиқли математик тенглама ёрдамида ифодаланади. Тенглама қуйидаги кўринишга эга:

$$Y_t = f_t + \varepsilon_t$$

Мазкур функциянинг маъноси шундан иборатки, тренднинг қийматлари алоҳида даврларда динамик қаторнинг математик кутишлари билан иштирок этади. Дисперсия тенденцияси эмпирик тенгламалар билан қаторнинг детерминацияланган таркибий қисми ўртасидаги оғишлар ўзгаришининг тенденциясини тавсифлайди. Автокорреляция тенденцияси динамик қаторнинг алоҳида тенгламалари ўртасидаги боғлиқликни тавсифлайди.

Тренд тенгламасини танлашда оддийлик тамойилига амал қилиш лозим. У чизиқларнинг бир неча хиллари ичидан эмпирик маълумотларга энг яқин (энг оддий) чизиқни танлашдан иборат. Бу яна шу билан асосланганки, тренд чизиғининг тенгламаси қанчалик мураккаб бўлса ва у параметрларнинг қанчалик кўп сонига эга бўлса, яқинлашишнинг тенг даражасида ушбу параметрларга ишончли баҳони бериш шунчалик қийин бўлади.

Амалиётда кўпинча вақт қаторлари трендларининг қуйидаги асосий хилларидан фойдаланилади. Трендларнинг асосий хиллари:

- тўғри чизиқли;
- параболик;
- гиперболик;
- экспоненциал;
- логарифмик;
- логистик.

Тренд тенденциялари ва тенгламаларининг турлари шу тариқа бўлинади.

Эконометрик тадқиқотда танланган модель бўйича юқорида санаб ўтилган таркибий қисмлардан ҳар бирини миқдорий баҳолаш ўтказилади.

Трендни ажратишдан аввал унинг мавжудлиги ҳақидаги фаразни текшириб кўриш лозим. Амалиётда тренднинг мавжудлигини текшириш учун бир неча мезонлардан фойдаланилади, лекин қуйидаги келтирилган иккита мезон асосий мезонлар ҳисобланади.

Тренднинг мавжудлигини текшириш мезонлари

Бир қаторнинг ўртадаги икки қисми айирма усули. Ўртадаги $H_0: \bar{Y}_1 = \bar{Y}_2$ фарқининг мавжудлиги ҳақидаги фараз текширилади. Бунинг учун вақт қатори иккита тенг ёки деярли тенг қисмга бўлинади. Гипотезани текшириш мезони сифатида Стъюдент мезонлари қабул қилинади.

Агар $t \geq t_\alpha$ бўлса (бу ерда t – Стъюдент мезонининг ҳисоблаб чиқилган қиймати; t_α – α нинг аҳамиятлилик даражасида жадвалдаги қиймат), у ҳолда тренднинг мавжуд эмаслиги ҳақидаги фараз инкор этилади; $t < t_\alpha$ бўлса, у ҳолда тренд мавжудлиги ҳақида хулоса қилинади.

Фостер-Стюарт усули. Ҳодиса тенденциясининг мавжудлиги ва вақт қатори даражалар дисперсиясининг тренди аниқланади. Кўпинча ушбу усулдан вақт қаторини муфассал таҳлил қилишда ва у бўйича янги прогнозларни тузишда фойдаланилади.

Бир қатор ўртанча икки қисми айирма усули қўлланилганда Стъюдент мезонининг ҳисоблаб чиқилган қиймати қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$t = \frac{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

бу ерда $\bar{Y}_1 = \bar{Y}_2$ – вақт қаторининг ҳар бир қисми учун ўртача даражалар;

n_1, n_2 – қаторнинг ҳар бир қисмидаги кузатувлар сони;

σ – ўртача даражалар айирмасининг ўртача квадратик оғиши.

Стъюдент мезонининг жадвалдаги қиймати эркинлик даражаларининг сони билан танланади, сўнгра ўртача квадратик оғиш аниқланади.

Эркинлик даражаларининг сони $v = n_1 + n_2 - 2$ формула орқали ҳисобланади.

Ўртача қийматлар айирмасининг ўртача квадратик оғиши қуйидаги формула билан топилади:

$$\sigma = \sqrt{\frac{(n_1 - 1) \cdot \sigma_1^2 + (n_2 - 1) \cdot \sigma_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

Вақт қаторининг ҳар бир қисмидаги дисперсияларни ҳисоблаб чиқиш учун эркинлик даражаларининг сони танланади ($n_1 - 1$) ва ($n_2 - 2$) ўз навбатида вақт қатори i қисми дисперсиясининг ўзи қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\sigma_i^2 = \frac{\sum (Y_i - \bar{Y}_i)^2}{n - 1}, i = 1, 2, \dots, n$$

Дисперсияларнинг тенглиги тўғрисидаги фараз Фишер мезони ёрдамида текширилади, яъни:

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$$

бу ерда $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$

Агар эҳтимолликнинг берилган (маълум) даражасида Фишер мезонининг ҳақиқий қиймати жадвалдаги қийматдан кичик бўлса, дисперсияларнинг тенглиги тўғрисидаги фараз қабул қилинади. Агар Фишер

мезонининг ҳақиқий қиймати жадвалдаги қийматдан катта бўлса, дисперсияларнинг тенглиги тўғрисидаги фараз инкор этилади; у ҳолда ўртача қийматлар айирмасининг аҳамиятлилигини текшириш учун Стъюдент мезонидан фойдаланиб бўлмайди.

Фостер-Стюарт усулидан фойдаланишда ҳисоблашлар кетма-кетликда бажарилади. Фостер-Стюарт усулидан фойдаланишда тренднинг мавжудлигини ҳисоблаш босқичлари:

Вақт қаторининг ҳар бир даражасини барча бундан аввалги даражалар билан таққослаш.

Таққослаш қуйидаги тенгсизликлар бўйича ўтказилади:

$$\text{агар } Y_i > Y_{i-1}; Y_{i-2}; Y_{i-3}; \dots; Y_1, U_i = 1; e_i = 0;$$

$$\text{агар } Y_i < Y_{i-1}; Y_{i-2}; Y_{i-3}; \dots; Y_1, U_i = 0; e_i = 1;$$

q ва d катталиклари қийматларини ҳисоблаш.

Ҳисоблашлар қуйидаги формулалар бўйича амалга оширилади:

$$q = \sum q_i; d = \sum d_i$$

бу ерда $q_i = U_i + e_i; d_i = U_i - e_i$.

Вақт қатори дисперсияси ўзгаришининг тенденциясини q катталик тавсифлайди ва қийматларни қуйидаги чегарада қабул қилади: $0 \leq q \leq n - 1$. Агар қаторнинг барча даражалари ўзаро тенг бўлса, у ҳолда $q = 0$ бўлади. Агар вақт қаторининг даражалари ҳаммиша бир хил камайса ёки ошса, у ҳолда $q = n - 1$ бўлади. Ўртача даражанинг ўзгариш тенденциясини d катталик тавсифлайди ҳамда иккита – қуйи ва юқори чегарага эга. Қуйи чегара $d = -(n - 1)$ ҳаммиша бир хил тарзда камайиб борувчи қаторни тавсифлайди; юқори чегара $d = (n - 1)$ ҳаммиша бир хил тарзда ортиб борувчи қаторни тавсифлайди. d катталик 0 га тенг бўлиши мумкин, лекин бундай ҳолатлар амалий ҳисоб-китобларда жуда кам учрайди.

3. Стъюдент мезонини аниқлаш ва уни жадвалдаги қиймат билан таққослаш.

Стъюдент мезонининг ҳақиқий қийматлари $(q - \bar{q})$ ва $(d - 0)$ айирмалар учун қуйидаги формулалар бўйича аниқланади:

$$t_q = \frac{q - \bar{q}}{\sigma_1}; t_d = \frac{d}{\sigma_2}.$$

бу ерда $\sigma_1, \sigma_2 - S$ ва d катталик учун ўртача квадратик оғиш;

\bar{q} – унда даражалар тасодифан жойлашган қатор учун q катталикнинг ўртача қиймати. Агар аҳамиятлиликнинг муайян даражасида Стъюдент мезонларининг ҳақиқий қийматлари жадвалдаги қийматлардан кичик бўлса, у ҳолда ўртача даражада ва дисперсияда тренднинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги фараз тасдиқланади.

Вақт қаторлари тренди тенгламаларини тузиш

Чизиқли тренд. Тўғри чизиқ тренд чизиғининг энг содда тури бўлиб, у тренднинг чизиқли тенгламаси билан таърифланади.

Тўғри чизиқ тенгламаси (чизиқли тренд) қуйидаги кўринишга эга:

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

бу ерда \hat{y}_i – i рақамли йиллар учун тренднинг тенглаштирилган даражалари;

t_i – вақт қаторининг даражаларини ўз ичига олган вақт ораликлари ёки даврларининг рақамлари (йил, ой ва б.);

a_0, a_1 – тренд параметрлари.

Ушбу чизиқли тренд параметрларининг (a_0 ва a_1) тавсифи қуйидагича:

a_0 - тренднинг сон жиҳатдан саноқ боши учун қабул қилинган вақт лаҳзаси ёки даври учун ўртача тенглаштирилган даражага тенг бўлган коэффициенти;

a_1 - тренднинг вақт бирлиги учун қатор даражаларининг ўртача ўзгаришини тавсифловчи коэффициент.

Ушбу a_0 ва a_1 параметрларнинг қиймати энг кичик квадратлар (ЭКК) усули бўйича аниқланади. Бунинг учун нормал тенгламалар тизими тузилади. Чизиқли тренд учун тенгламалар тизими:

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

Иккита номаълумга эга бўлган тенгламани ечиш учун вақтни санашнинг бошланиши қаторнинг ўртасига кўчирилади. Вақт даврларини рақамлашда қаторнинг нақд ўртасидан t_i рақамларнинг тенг ярми манфий сонлар, қолган

ярми эса мусбат сонлар бўлади, яъни $\sum_{i=1}^n t_i = 0$. Ушбу ҳолатда нормал

тенгламалар тизими қисқаради. Унда чизиқли тренд учун тенгламаларнинг соддалаштирилган тизими ҳосил бўлади:

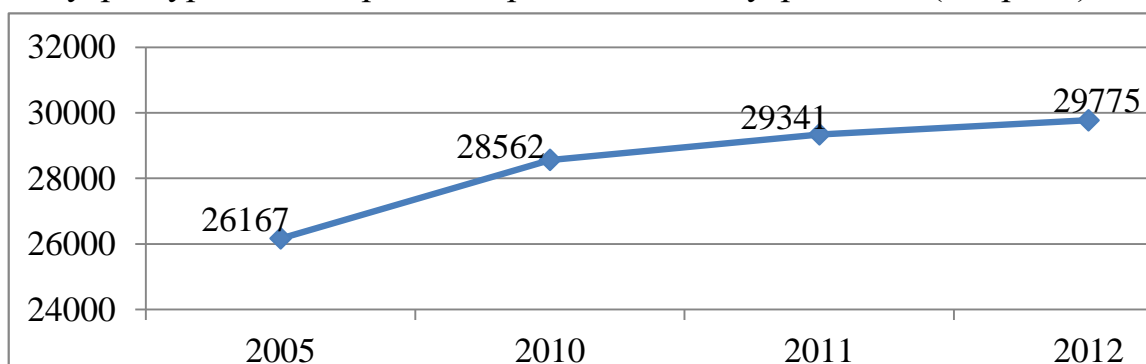
$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = na_0 \\ \sum_{i=1}^n y_i \cdot t_i = a_1 \sum_{i=1}^n t_i^2 \end{cases}$$

бу ерда

$$a_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} \quad (A) \quad \text{ва} \quad a_1 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i \cdot t_i}{\sum_{i=1}^n t_i^2} \quad (B)$$

Чизиқли тренд тенгламаларнинг тахминан бир маромда ўзгариши тенденциясини: даражаларнинг тенг вақт оралиқларидаги мутлақ ўсиши ёки мутлақ қисқаришига ўртача тенг катталикларни акс эттириш учун мос келади. Бир маромда ўзгаришга яқин бўлган мутлақ ўсиш (қисқариш) сабаби ўзаро ўртача ҳолатга келадиган, қисман ўзаро қўшиб олинадиган омилларнинг турли йўналишли ва турли тезликдаги кучларнинг таъсир этишидан иборат. Уларнинг тенг амал қилувчи таъсири эса бир маромда таъсир этишга яқин хусусиятни касб этади. Шундай қилиб, бир маромдаги динамика кўп сонли омилларнинг ўрганилаётган кўрсаткичнинг ўзгаришига таъсирини қўшиш натижаси ҳисобланади.

Чизиқли тренднинг график тасвири – иккала ўқда ҳам чизиқли ўлчамга эга бўлган тўғри бурчакли координатлар тизимидаги тўғри чизиқ (4.1-расм).



4.1-расм. Ўзбекистонда аҳолининг ўртача йиллик сони динамикаси

Тўғри чизиқ шаклидаги тренд бир қатор ўзига хос хусусиятларга эга бўлиб, улар қуйидагилар билан тавсифланади:

тенг вақт оралиқларидаги тенг ўзгаришлар;

агар ўртача мутлақ ўсиш – мусбат катталик бўлса, у ҳолда манфий ўсиш катталиги ёки ўсиш суръатлари аста-секин камаяди;

агар ўртача мутлақ ўзгариш манфий катталик бўлса, у ҳолда нисбий ўзгаришлар ёки қисқариш суръатлари бундан аввалги даражага пасайиш мутлақ катталик бўйича аста-секин ошади;

агар даражаларнинг қисқариш тенденцияси мавжуд бўлиб, ўрганилаётган катталик эса таърифга қўра мусбат бўлса, у ҳолда a_1 нинг ўртача ўзгариш ўртача даражадан катта бўлиши мумкин эмас;

кетма-кет даврлардаги мутлақ ўзгаришлар айирмаси нолга тенг.

Мисол. 2007-2013 йилларда Ўзбекистонда аҳолининг уй-жой билан таъминланганлиги кўрсаткичининг вақт қаторидаги чизиқли трендни ҳисоблаб чиқамиз (4.3-жадвал).

4.3-жадвал

Ўзбекистон аҳолисини уй-жой билан таъминланганлик кўрсаткичлари (1 кишига м² ҳисобида)

Йил	Йил якуни ҳолатига кўра уй-жой билан таъминланганлик	Йил	Йил якуни ҳолатига кўра уй-жой билан таъминланганлик
2007	19,2	2011	20,5
2008	19,5	2012	20,9
2009	19,8	2013	21,3
2010	20,2	Жами	141,4

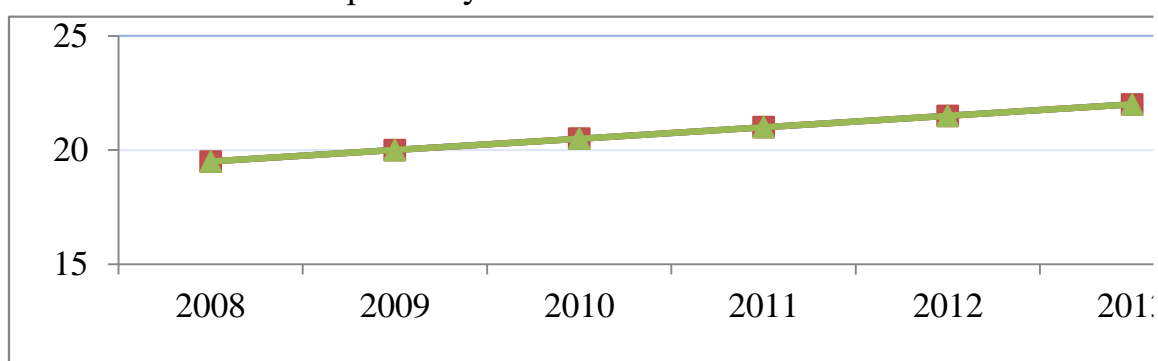
Вақт каторининг ўзгарувчанлигини аниқлаш учун мутлақ ўсишнинг занжирли катталикларини аниқлаймиз (4.4-жадвал ва 4.2-расм).

4.4-жадвал

Ўзбекистонда 2007 – 2013 йилларда аҳолини уй-жой билан таъминланганлик динамикаси кўрсаткичлари (1 кишига м² ҳисобида)

Йил	Йил якуни ҳолатига кўра уй-жой билан таъминланганлик	Мутлақ ўзгариш	Мутлақ ўзгариш катталиклари айирмаси
2007	19,2	—	—
2008	19,5	0,3	0
2009	19,8	0,3	+0,1
2010	20,2	0,4	-0,1
2011	20,5	0,3	+0,1
2012	20,9	0,4	0
2013	21,3	0,4	+0,1
Ўртача	20,2	0,35	+0,02

Графикда трендни график аниқлаш мақсадида уй-жой билан ҳақиқий таъминланганликни тасвирлаш мумкин.



4.2-расм. Ўзбекистонда аҳолининг уй-жой билан таъминланганлик динамикаси

4.4-жадвал ва 4.2-расмдан кўриниб турибдики, уй-жой билан таъминланганлик тенг ўзгаришларга яқин ўзгаришлар билан барқарор ўсиш тенденциясига эга. Ўртача мутлақ ўсиш мусбат катталиқка эга, кейинги даврлардаги мутлақ

ўзгаришлар айирмаси нолга яқинлашади. Ўз навбатида, Ўзбекистонда йил якуни ҳолатига кўра аҳолининг уй-жой билан таъминланганлик кўрсаткичи учун қуйидаги чизикли функциядан фойдаланилади:

$$Y_t = a_0 - a_1 \cdot t$$

a_0 , a_1 параметрларини ҳисоблаб чиқиш учун 4.5-жадвал маълумотларидан фойдаланамиз.

4.5-жадвал

Чизикли тренд функцияси параметрларини ҳисоблаш жадвали

Йил	Йил якуни ҳолатига кўра уй-жой билан таъминланганлик	t_i	t_i^2	$y_i \cdot t_i$	\hat{y}_i тренднинг назарий қийматлари	ε_i тренддан оғиш	ε_i^2 оғиш
2007	19,2	-3	9	-57,6	19,0	0,2	0,04
2008	19,5	-2	4	-39,0	19,4	0,1	0,01
2009	19,8	-1	1	-19,8	19,8	0,0	0
2010	20,2	0	0	0	20,2	0,0	0
2011	20,5	1	1	20,5	20,6	-0,1	0,01
2012	20,9	2	4	41,8	21,0	-0,1	0,01
2013	21,3	3	9	63,9	21,4	-0,1	0,01
Жами	141,4	0	28	9,8	141,4	0,0	0,08

4.5-жадвал маълумотларини юқоридаги (А) ва (Б) формулаларга қўйганда нормал тенгламалар тизими қуйидаги кўринишга эга:

$$\begin{aligned} 7a_0 = 141,4 &\Rightarrow a_0 = 20,2 \\ 28a_1 = 9,8 &\Rightarrow a_1 = 0,4 \end{aligned} \Rightarrow y_t = 20,2 + 0,4 \cdot t$$

Шундай қилиб, етти йил мобайнида уй-жой билан таъминланганлик даражаси бир йилда ўртача 0,4 м² га ўзгарди.

4.5-жадвалда қатор ҳақиқий даражасининг назарий даражадан оғишларини ҳисоблаб чиқиш учун назарий қийматлар келтирилган.

Чизикли тренд коэффицентининг репрезентативлиги хатосини қуйидаги формула бўйича аниқлаймиз:

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \frac{\sum (y_i - \bar{y}_i)^2}{n} = \frac{0,08}{7} = 0,0114; \\ \sigma &= \sqrt{0,0114} = 0,1068. \end{aligned}$$

Шу тариқа, ўртача квадратик оғиш анча кам эканлигини кўриш мумкин.

Параболик тренд. Параболик тренд одатда иккинчи тартибли полиноми билан ифодаланади. Парабола тенгламаси (параболик тренд) қуйидаги кўринишга эга:

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

Иккинчи тартибли парабола параметрларининг қийматлари (фақат a_1 , a_2 дан ташқари) худди тўғри чизик тенгламасидек.

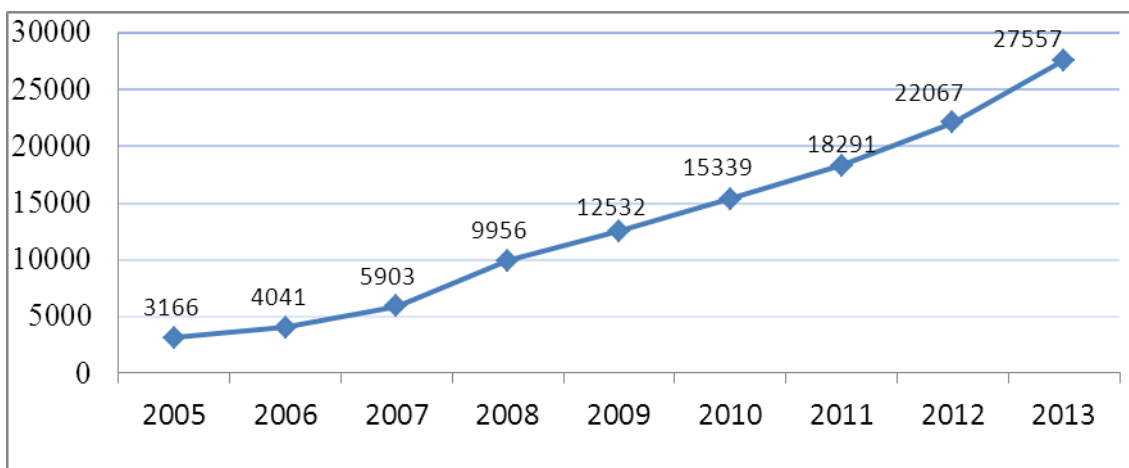
Парабола тенгламаси параметрлари қийматларининг иқтисодий мазмуни қуйидагиларни англатади:

a_0 - тренднинг сон жиҳатдан санок боши учун қабул қилинган вақт лаҳзаси ёки даври учун ўртача тенглаштирилган даражага тенг бўлган коэффиценти ($t_i = 0$);

a_1 - тренднинг бутун давр учун ўртача йиллик ўсишнинг ўртача даражасини тавсифловчи коэффицент, у энди доимий ўзгармас ҳисобланмайди, балки $2a_2$ га тенг бўлган ўртача тезлашиш билан бир текис ўзгаради;

a_2 - тенгламанинг асосий параметри, тезлашиш тавсифловчи константа.

Иккинчи тартибли парабола шаклидаги тренд динамиканинг уларга ривожланишдаги айрим, одатда қисқа вақтли босқичида даражалар мутлақ ўзгаришларининг тахминан доимий тезлашиши хос бўлган тенденцияларини акс эттириш учун қўлланилади (4.3-расм).



4.3-расм. Ўзбекистонда аҳолининг асосий капиталга киритган инвестициялар динамикаси

Парабола шаклидаги тренд бир қатор хусусиятларга эга ва улар қуйидагича тавсифланади:

Тенг вақт оралиқларида тенг бўлмаган, лекин бир маромда ортиб борувчи ёки бир маромда камайиб борувчи мутлақ ўзгаришлар кузатилади.

Парабола иккита шоҳобчага эга: белги даражаларининг ошишини ўзида мужассам этган ортиб борувчи шоҳобча ва уларнинг камайишини ўзида мужассам этган пасайиб борувчи шоҳобча.

Тенгламанинг эркин аъзоси a_0 вақтни санаш бошланғич лаҳзасидаги кўрсаткичнинг қиймати сифатида одатда узоқ вақт давом этадиган катталиқ бўлиши туфайли, тренднинг хусусияти a_1 ва a_2 параметрларининг белгилари билан белгиланади:

а) $a_1 > 0$ ва $a_2 > 0$ бўлганида, ортиб борувчи шоҳобча, яъни даражаларнинг жадал ўсиши тенденцияси ўрин тутади;

б) $a_1 > 0$ ва $a_2 < 0$ бўлганида, пасайиб борувчи шоҳобча, яъни даражаларнинг жадал қисқариш тенденцияси ўрин тутади;

в) $a_1 < 0$ ва $a_2 > 0$ бўлганида, даражалар ўсишининг сусайишини ўзида мужассам этган ортиб борувчи шоҳобча ёки агар уларни ягона жараён деб ҳисоблаш мумкин бўлса, параболанинг иккала шоҳобчаси – ортиб борувчи ва пасайиб борувчи шоҳобча ўрин тутади;

г) $a_1 > 0$ ва $a_2 > 0$ бўлганида, даражалар ўсишининг сусайишини ўзида мужассам этган пасайиб борувчи шоҳобча ёки агар улар ягона тенденция ҳисобланса, параболанинг иккала шоҳобчаси – пасайиб борувчи ва ортиб борувчи шоҳобча ўрин тутади.

4. Ўзгаришларнинг занжирли суръатлари ё камаяди ёки айрим вақтда ошади, лекин анча узоқ даврда эртами ёки кечми ўсиш суръатлари албатта камая бошлайди, даражаларнинг қисқариш суръатлари эса $a_1 < 0$ ва $a_2 < 0$ бўлганида, албатта орта бошлайди (нисбий ўзгаришнинг мутлақ катталиги бўйича).

Энг кичик квадратлар усули билан a_0 , a_1 , a_2 параметрларини ҳисоблаш учун қуйидаги учта номаълум даражага эга бўлган нормал тенгламалар тизими тузилади. Параболик тренд учун нормал тенгламалар тизими қуйидаги кўринишга эга:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = na_0 + a_1 \sum_{i=1}^n t_i + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^2 ; \\ \sum_{i=1}^n y_i t_i = a_0 \sum_{i=1}^n t_i + a_1 \sum_{i=1}^n t_i^2 + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^3 ; \\ \sum_{i=1}^n y_i t_i^2 = a_0 \sum_{i=1}^n t_i^2 + a_1 \sum_{i=1}^n t_i^3 + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^4 . \end{cases}$$

Вақт даврлари (лаҳзалари) нинг саноқ бошини қаторнинг ўртасига кўчиришда ушбу $\sum t_i$ ва $\sum t_i^3$ даврлар рақамлари тоқ даражаларининг суммалари нолга тенглаштирилади. Ўз навбатида, иккинчи тенглама бир номаълум даражали тенгламага айланади. Бундан a_1 параметрни қуйидагича ифодалаш мумкин:

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

Қолган тенгламалар иккита номаълум даражага эга бўлган иккита тенглама тизимини ҳосил қилади. Унда параболик тренд учун тенгламаларнинг қисқартирилган тизими қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = na_0 + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^2 ; \\ \sum_{i=1}^n y_i t_i^2 = a_0 \sum_{i=1}^n t_i^2 + a_2 \sum_{i=1}^n t_i^4 . \end{cases}$$

Тренднинг параболик тенглама иқтисодий ҳодисалар ва жараёнларни таҳлил қилишда жуда кам ҳолларда учрайди.

4.3-расм учун фойдаланилган маълумотлар асосидаги параболик тренд модели параметрлари қуйидаги кўринишга эга:

$$y = 1461,3 + 1136,5t + 190,02t^2 ; R^2 = 0,9958.$$

Ўзбекистонда аҳолининг асосий капиталга киритган инвестициялари йилига ўртача 1136,5 млрд. сўм ҳажмида ўзгарган.

Гиперболик тренд. Қуйидаги кўринишга эга бўлган тенглама гиперболанинг оддий шаклларида бири ҳисобланади. Гипербола тенграмаси (гиперболик тренд)

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

Гипербола тенграмаси параметрлари қийматларининг мазмуни қуйидагича изоҳланади:

a_0 - гиперболанинг эркин аъзоси, қатор даражаси унга интиладиган чегара;

a_1 - гиперболанинг асосий параметри:

- агар $a_1 > 0$ бўлса, у ҳолда ушбу тренд $t \rightarrow \infty$, $\hat{y}_i \rightarrow a_0$ бўлганда ҳам даражалар пасайишининг сусайиш тенденциясини ифодалайди;

- $a_1 < 0$ бўлса, у ҳолда, t нинг ортиши билан, яъни вақт ўтиши билан тренд даражалари ортади ва $t \rightarrow \infty$ да a_0 катталиққа интилади.

Гиперболик трендни ҳисоблаб чиқишда вақт даврларини қаторнинг ўртасидан рақамлаб бўлмайди, чунки $1/t_i$ қийматлар ҳамма вақт мусбат бўлиши керак.

Гиперболик тренд - трендларнинг бошқа турлари каби бир қатор хусусиятларга эга, яъни $a_1 > 0$ бўлганда, даражалар аста-секин пасаяди ва $\hat{y}_i \rightarrow a_0$; шунингдек, манфий мутлақ ўзгаришлар ва мусбат тезлашиш катталиқлари ҳам камаяди; ўзгаришнинг занжирли суръатлари ўсади ва 100%га интилади.

$a_1 < 0$ бўлганда, даражалар аста-секин ортиб боради ва $\hat{y}_i \rightarrow a_0$; шунингдек, мусбат мутлақ ўзгаришлар ва манфий тезлашиш катталиқлари ҳам камаяди; ўсишнинг занжирли суръатлари аста-секин пасаяди ва 100 %га интилади.

Экспоненциал тренд. Қуйидаги тенглама билан бериладиган тренд экспоненциал тренд деб номланади:

$$\hat{y}_i = a \cdot k^t, \text{ ёки } \hat{y}_i = \exp[\ln a + \ln k \cdot t_i]$$

Экспонента тенграмаси параметрларининг қийматлари мазмуни қуйидагича изоҳланади:

k - тенграмалар ўзгаришининг доимий суръати (занжирли). Агар $k > 1$ бўлса, у ҳолда ортиб борувчи даражаларга эга бўлган тренд мавжуд. Бунда ушбу ортиб бориш шунчаки тезлашган ортиб бориш эмас, балки янада юқори тартибларнинг ортиб борувчи тезлашишга ва ортиб борувчи ҳосилаларига эга бўлган ортиб бориш.

Агар $k < 1$ бўлса, у ҳолда доимий, лекин даражаларнинг сусайиб борувчи қисқариш тенденциясини ифодаловчи тренд мавжуд, бунда сусайиб бориш узлуксиз равишда кучайиб боради. Экспонента экстремумга (максимум ёки минимумга) эга эмас ва $t \rightarrow \infty$ бўлганда ё $k > 1$ бўлганда ∞ га, ёки $k < 1$ бўлганда 0 га интилади.

a - экспонентанинг эркин аъзоси тенглаштирилган даражага, яъни тренднинг вақт санок боши учун қабул қилинган лаҳзаси ёки давридаги даражасига тенг ($t = 0$ бўлганда).

Экспоненциал тренд даражаларининг ўсиши учун ҳеч қандай чекловларни содир қилмайдиган муҳитда ривожланадиган жараёнларга хосдир. Ўз

навбатида, амалиётда бундай ҳодисалар фақат вақтнинг чекланган оралиғида учрайди, чунки ҳар қандай муҳит эрта-кечми чекловларни содир қилади. Экспоненциал тренд бир қатор хусусиятларга эга. Улар қуйидагилар:

Тренд даражаларининг мутлақ ўзгаришлари даражаларнинг ўзига пропорционал.

Экстремумлар экспонентага эга эмас: $k > 1$ бўлганда, тренд ∞ га, $k < 1$ бўлганда, тренд 0 га интилади.

Тренд даражалари геометрик прогрессияни ўзида намоён этади: $t > t$ рақамли давр даражаси $-(a \cdot k^m)$.

$k > 1$ бўлганда, тренд даражаларнинг нотекис тезлашувчи ўсишини акс эттиради, $k < 1$ бўлганда, тренд даражаларнинг нотекис сусаяувчи камайишини акс эттиради.

Экспонента вақтга кўра ҳар қандай тартибнинг доимий ҳосилаларига эга эмас (фақатгина ўзгаришнинг занжирли суръати доимий).

Логарифмик тренд. Логарифмик тренд тенгламаси ўрганилаётган жараён кўрсаткичи ўсишининг сусайишига олиб келадиган ҳолларда қўлланилади. Лекин бунда ўсиш тўхтамайди, балки қандайдир чекланган чегарага интилади. Мазкур ҳолатда тренднинг гиперболик шакли ҳам, манфий тезлашишга эга бўлган парабола ҳам мос келмайди. Логарифмлар сонларнинг (t даврлар рақамлари) ўзига қараганда анча секин ортиб боради, лекин логарифмларнинг ўсиши чекланмаган. Вақт даврлари (лаҳзалари)нинг санок бошини танлашда мутлақ ўзгаришлар пасайишининг ҳақиқий вақт қаторига энг мос келадиган тезлигини топиш мумкин.

Логарифмик тренд қуйидаги формула билан ифодаланади:

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

Логарифмик тренд қуйидаги хусусиятларга эга:

Агар $a_1 > 0$ бўлса, у ҳолда даражалар сусайиш билан ортиб боради, агар $a_1 < 0$ бўлса, у ҳолда тренд даражалари сусайиш билан камаяди.

Модуль бўйича даражаларнинг мутлақ ўзгаришлари вақт ўтиши билан камаяди. Мутлақ ўзгаришлар тезлашишининг қийматлари мутлақ ўзгаришлар белгисига қарама-қарши белгига эга бўлиб, модуль бўйича аста-секин камаяди.

Ўзгариш суръатлари (занжирли) $t \rightarrow \infty$ бўлганида, аста-секин 100 %га яқинлашади.

Логарифмик тренд ҳам худди гиперболик тренд каби ўзгаришларнинг аста-секин сўниб борувчи жараёнини акс эттиради. Бироқ, ушбу трендлар биридан катта фарқ қилади. Гипербола бўйича сўниш якуний чегарага яқинлашишда тез кечади, логарифмик трендда эса сўниб борувчи жараён чекловсиз ғоят секин давом этади.

Логистик тренд. Тренднинг логистик шакли ўрганилаётган кўрсаткич ривожланишнинг тўлиқ циклидан ўтадиган жараёнларни таърифлаш учун фойдаланилади; бунда у ноли даражадан бошлаб, дастлаб секин, лекин тезлашган ҳолда ортиб боради, сўнгра тезлашиш циклнинг ўртасида йўқолади, яъни ўсиш чизикли тренд бўйича юз беради; шундан кейин, циклнинг якуний

қисмида, кўрсаткичнинг охириги қийматига яқинлашган сайин ўсиш гипербола бўйича секинлашади.

Агар даражалар 0 дан 1 гача диапазонда ўзгарса, у ҳолда логистик тренд тенгламаси (1) кўринишга эга бўлади. Агар даражаларнинг ўзгариш диапазони ноль билан эмас, балки вазиятнинг моҳиятига қараб белгиланадиган, y_{max} ва y_{min} билан белгиланадиган ҳар қандай қийматлар билан чекланган бўлса, у ҳолда логистик тренд формуласи (2) кўринишга эга бўлади.

Логистик тренд тенгламаси:
$$\hat{y}_i = \frac{1}{l^{a_0+a_1t_i} + 1} \quad (1)$$

ёки

$$\hat{y}_i = \frac{y_{max} - y_{min}}{l^{a_0+a_1t_i} - 1} + y_{min} \quad (2)$$

Логистик тенглама (a_0 , a_1) параметрларининг турли қийматларида турли хилдаги трендлар олинади.

Логистик тренд асосий параметрларининг қийматлари қуйидаги шартлар билан изоҳланади:

Агар $a_0 > 0$, $a_1 < 0$ бўлганида, t_i вақт даврлари рақамларининг ортиши билан даражалар ортишининг логистик тенденцияси кузатилади, бунда агар ошиш деярли нолли қийматдан бошланиши лозим бўлса, у ҳолда a_0 тахминан 10га тенг бўлиши керак. a_1 модуль қанчалик катта бўлса, даражалар шунчалик тез ортиб боради.

Агар $a_0 < 0$, $a_1 > 0$ бўлса, даражалари пасайган логистик тренд, бунда агар пасайиш деярли 1 дан бошланиши лозим бўлса, у ҳолда a_0 тахминан - 10га тенг бўлиши керак. a_1 модуль қанчалик катта бўлса, даражалар шунчалик тез пасайиб боради.

Трендлар турларини аниқлаш. Юқорида кўриб ўтилган трендларни амалиётга қўллашда уларни танлаш масаласи юзага келади. Тренднинг даражалар ҳақиқий қаторининг тенденциясини энг яхши тарзда акс эттирувчи турини тўғри танлаш учун тренд турларини аниқлашнинг бир неча усулларидан фойдаланилади. Қуйида энг кенг тарқалган усулларнинг асосийлари келтирилган.

График усул. Графикни тузиш қоидаларини бажариш: ҳам қатор даражаларининг катталиги бўйича, ҳам вақтга кўра ўлчамга аниқ амал қилиш лозим. Вақт оралиқлари абсцисса ўқиға, даражалар катталиклари ординаталар бўйлаб ташланади. Ҳар бир ўқ бўйича шундай ўлчамни белгилаш керакки, графикнинг кенглиги унинг баландлигидан тахминан 1,5 марта катта бўлсин. Агар қатор даражалари бутун давр мобайнида нолдан анча катта бўлса ва ўзаро кўпи билан 20-30 фоизга фарқ қилса, у ҳолда ординаталар ўқиға узилишни белгилаш, ўлчамни даражаларнинг кичиги, ўқнинг узилишидан салгина ошадиган қилиб ошириш лозим.

Агар қатор даражалари ўнлаб, юзлаб ва минглаб марта фарқ қилса, тенг кесимлар даражалар фарқини бир хил марта англатиши учун ординаталар ўқини логарифмик ўлчамда жойлаштириш даркор.

Тренднинг хили ҳақидаги статистик ғояларни текшириш. Ғояни математик ифодалаш учун қуйидагилар бажарилиши лозим:

- ўзгариб туришларнинг трендни бузиб кўрсатувчи таъсирини пасайтириш учун даражалар қатори текисланади (сирғанувчи ўртача катталиқ);
- текисланган даражалар қатори бўйича $\Delta_i = y_{i+1} - y_i$ занжирли мутлақ ўзгаришлар (парабола учун – тезлашишлар, экспонента учун – ўсиш суръатлари) ҳисоблаб чиқилади;
- қатор бир неча тенг ёки тахминан тенг кичик даврларга бўлинади ва уларнинг ҳар бири бўйича параметрнинг ўртача катталиги ҳисоблаб чиқилиб, унинг доимийлиги олдинга сурилган тренднинг тури ҳақидаги ғояни тасдиқлайди: ўртача мутлақ ўсиш – тўғри чизик учун, ўртача тезлашиш – парабола учун, ўртача суръат – экспонента учун;
- текширилаётган параметрнинг кўплаб ўртача қийматларида дисперсион таҳлил усули билан ёки иккита қийматда t мезон бўйича бошланғич қаторнинг турли кичик даврларида параметр ўртача қийматлари фарқининг муҳимлиги текширилади.

Агар турли кичик даврларида параметр ўртача қийматлари фарқларининг муҳим эмаслиги тўғрисидаги ғояни инкор этиш мумкин бўлмаса, у ҳолда тренднинг тегишли хили тўғрисидаги ғоя қабул қилинади. Агар ўртача қийматларнинг фарқлари муҳим деб эътироф этилса, тренднинг ушбу хили тўғрисидаги ғоя инкор этилади ва мураккаблашиш тартибида кейинги ғоя: тўғри чизик инкор этилганидан кейин – экспонента тўғрисидаги ғоя; экспонента инкор этилганидан кейин – парабола тўғрисидаги ғоя; парабола инкор этилган тақдирда – чизикларнинг бошқа турлари тўғрисидаги ғоя илгари сурилади.

Мавсумий тебранишлар ва уларнинг кўрсаткичларини аниқлаш усуллари

Мавсумий тебранишлар (ўзгариб туришлар) – бу ҳар бир вақт даврида такрорланиб турувчи йил вақтининг ўзгариши билан боғлиқ ўзгариб туришлар. Бундай ўзгаришлар бевосита бошқа омилларнинг ўзгариб туришлари билан боғлиқ бўлиши мумкин, масалан, ёз даврида салқин ичимликларни истеъмол қилиш ҳаво ҳароратига боғлиқ. Ўзаро боғлиқлик билвосита (иккиламчи) омиллар билан шартланган бўлиши мумкин: сиёсий, иқтисодий, ижтимоий, масалан, йил якунига келиб аҳоли даромадларининг мавсумий ўсиши (мукофотлар, «ўн учинчи» маош ёки дивидентлар тўланиши), ёзда консервантлар тайёрлаш даврида шакар нархи ошиши.

Агар йил мобайнида бир неча йил учун кўрсаткич даражаси фақат бир марта ошса (пасайса), у ҳолда бир мавсумий цикл ҳақида сўз боради; агар давр мобайнида бир неча марта энг кам ва энг кўп тебранишлар кузатилса, у ҳолда мавсумий ўзгариб туришлар статистик модели олинган циклик (даврий) жараёнига мувофиқ танланади.

Таъкидлаш лозимки, вақт қатори ҳамма вақт ҳам мавсумий (циклик) таркибий қисми ўзида мужассам этмайди. Мавсумий ўзгариб туришларнинг мавжудлигини ёки мавжуд эмаслигини текшириш қандайдир (дисперсион,

гармоник) мезон ёрдамида ёки графикни тузган ҳолда кўз билан амалга оширилади.

Агар мавсумий жараённинг мавжудлиги тасдиқланса, мавсумий таркибий қисм ажратилади. Мавсумий таркибий қисмнинг қийматлари сирғанувчи ўртача катталиқ ва аддитив ёки мультипликатив моделни тузиш билан ҳисоблаб чиқилади.

Аддитив модель $y_t = u_t + v_t + \varepsilon_t$ кўринишга эга бўлиб, у мавсумий ўзгариб туришлар амплитудаси вақт ўтиши билан ўзгармаган тақдирда қўлланилади.

Агар катта мавсумий ўзгаришлар рўй берса, у ҳолда $y_t = u_t \cdot v_t \cdot \varepsilon_t$ мультипликатив моделдан фойдаланиш мумкин.

Мавсумий ва циклик (даврий) ўзгариб туришлар регрессион, спектраль ва итерация усуллари ёрдамида аниқланади. Ана шундай усуллардан бири – мавсумий тебраниш тўлқинини тузиш ва мавсумийлик индексларини ҳисоблаб чиқиш усулидир.

Агар динамика қатори узоқ даврга эга бўлса (15-25 йил), у ҳолда мавсумий ўзгариб туришлар даврнинг ягона сифатий хусусиятларини ҳисобга олган ҳолда (қатор дастлаб сифат жиҳатдан бир хил даврларга бўлинади), ёки кўп марта сирғанувчи тенглаштириш методикасига мувофиқ аниқланади.

Циклик (даврий) ўзгариб туришларни моделлаштириш мавсумий таркибий қисмни моделлаштириш методикасига ўхшаш методикага мувофиқ аниқланади.

Мавсумий тебраниш даврини аниқлаш учун I_s мавсумийлик индекси ҳисобланади.

Мавсумийлик индекси I_s – бу мавсумий тебраниш даври қисмни ҳисоблаб чиқиш учун фойдаланиладиган нисбий кўрсаткич. Индексларни ҳисоблашда вақт қатори умумий тенденциясининг хусусиятига қараб танланадиган турли усуллар қўлланилади.

Мавсумийлик индексларининг ҳисоби фақат тренд динамик қатордан чиқариб ташланган ёки доимий даражага эга бўлган ҳолларда қўлланилади.

Мавсумийлик индексини ҳисоблашда қуйидаги усуллар қўлланилади:

1-ҳолат. Динамика қатори яққол ифодаланган ривожланиш тенденциясига эга эмас.

2-ҳолат. Динамика қатори трендга эга (ностационар динамика қатори).

3-ҳолат. Мавсумий ўзгариб туришларнинг барқарор тенденциясига эга бўлиши лозим.

Ушбу усулларнинг ҳар бири қуйидаги хусусиятларга эга:

1-ҳолат. Агар динамика қатори яққол ифодаланган ривожланиш тенденциясига эга бўлмаса, у ҳолда мавсумийлик индекслари улар олдиндан тенглаштирилмаган ҳолда бевосита эмпирик маълумотлар бўйича ҳисоблаб чиқилади.

Мавсумийлик индексларини ҳисоблаш учун камида уч йиллик давр бўйича маълумотларга эга бўлиш лозим. Мазкур усулнинг моҳияти бир номли давр бўйича \bar{y}_i ўртача қийматларни ва таҳлил қилинаётган бутун қатор учун \bar{y} қаторнинг умумий ўртача даражасини ҳисоблаб чиқишдан иборат. Ушбу

маълумотлар асосида мавсумийлик индекси қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$I_s = \frac{y_i}{\bar{y}} \cdot 100$$

Қаторнинг ўртача даражаси сифатида ҳам ўртача арифметик чамаланган мода ёки бошқа таркибий ўртача катталиқдан фойдаланиш мумкин. Улар анча узоқ давр вақт қаторлари учун ёки тасодифий тебраниш даврини йўқотиш учун қўлланилади.

Мисоллар

Ўзбекистон миллий валютаси сўмнинг еврога нисбати ҳақида қуйидаги маълумотлар мавжуд (4.6-жадвал). Мавсумийлик индексини аниқлаш талаб этилади (қатор яққол ифодаланган ривожланиш тенденциясига эга бўлмаган тақдирда).

4.6-жадвал

Ўзбекистон миллий валютаси сўмнинг евро курсига нисбатан динамикаси (сўм.)

Ой	Йил		
	2011	2012	2013
Январь	2213,36	2359,67	2668,71
Февраль	2256,13	2425,50	2693,07
Март	2381,34	2439,55	2634,09
Апрель	2442,02	2432,19	2692,13
Май	2404,38	2372,61	2686,84
Июнь	2451,01	2382,81	2787,43
Июль	2447,42	2315,22	2783,57
Август	2449,49	2397,96	2824,45
Сентябрь	2379,84	2528,98	2838,11
Октябрь	2427,14	2548,21	2950,08
Ноябрь	2390,05	2524,34	2974,08
Декабрь	2143,97	2620,31	3031,90
Ўртача	2365,51	2445,61	2797,04

Мавсумийлик тебраниш даври қисмини ҳисоблаш учун уч йиллик ўртача қийматларни ҳисоблаб чиқиш керак. Дастлаб ойлар бўйича:

$$\text{январь учун } y_o = \frac{2213,36 + 2359,67 + 2668,7}{3} = 2413,91 \text{ (сўм.)}$$

$$\text{февраль учун } y_D = \frac{2256,13 + 2425,5 + 2693,07}{3} = 2458,23 \text{ (сўм.) ва ҳоказо.}$$

Сўнгра ўртача йиллик қиймат ҳисоблаб чиқилади:

$$\bar{y} = \frac{2213,36 + 2256,13 + \dots + 3031,9}{36} = 2536,05 \text{ (сўм.)}$$

Олинган маълумотлар бўйича мавсумийлик индекси аниқланади:

$$I_s = \frac{\bar{y}_i}{\bar{y}} \cdot 100 = \frac{2413,91}{2536,05} \cdot 100 = 95,18 (\%) \text{ ва х.}$$

Олинган натижалар 4.7-жадвалда келтирилган.

4.7-жадвал

Ўзбекистон миллий валютаси сўмнинг евро курсига нисбатан мавсумийлик индексини ҳисоблаш

Ой	Йил			Ўртача ойлик қиймат, сўм	Мавсумийлик индекси, %
	2011	2012	2013		
Январь	2213,36	2359,67	2668,71	2413,91	95,18
Февраль	2256,13	2425,50	2693,07	2458,23	96,93
Март	2381,34	2439,55	2634,09	2484,99	97,98
Апрель	2442,02	2432,19	2692,13	2522,11	99,45
Май	2404,38	2372,61	2686,84	2487,94	98,10
Июнь	2451,01	2382,81	2787,43	2540,42	100,17
Июль	2447,42	2315,22	2783,57	2515,40	99,18
Август	2449,49	2397,96	2824,45	2557,30	100,84
Сентябрь	2379,84	2528,98	2838,11	2582,31	101,82
Октябрь	2427,14	2548,21	2950,08	2641,81	104,17
Ноябрь	2390,05	2524,34	2974,08	2629,49	103,68
Декабрь	2143,97	2620,31	3031,90	2598,73	102,47
Ўртача	2365,51	2445,61	2797,04	2536,05	-

Мавсумийлик индексининг ўртача қиймати 100 фоизни эмас, балки 100,07 фоизни ташкил қилади. Агар фарқ катта бўлса, у ҳолда кейинги ҳисоб-китобларда индексларни пропорционал катталikka тўғрилаш лозим.

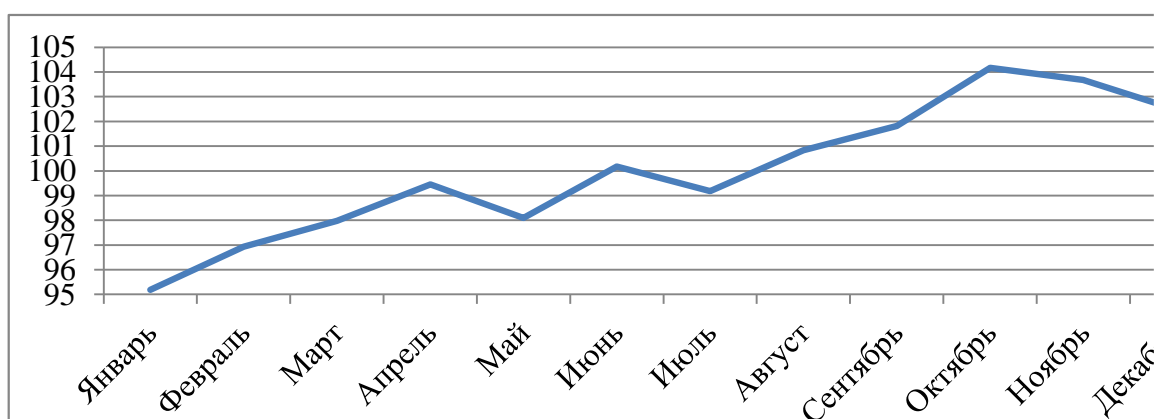
Ўртача қийматларни мавсумий тебраниш тўлқинининг график тасвири ҳисобланган чизиқли диаграммада кўрсатиш мумкин (4.4-расм). Мавсумий тебраниш тўлқини – бу олинган мавсумийлик индексларининг график тасвиридир.

Шундай қилиб, еврога нисбатан энг юқори талаб июнда ва август-декабрда, яъни даромадлар ва истеъмол даражаси юқори бўладиган ойларда қайд этилди. Валютага бўлган паст талаб январь-май ва июль ойларида кузатилди.

2-ҳолат. Агар динамика қатори трендга эга бўлса (нестационар динамика қатори), у ҳолда ҳисоблаш тартиби қуйидаги босқичларни ўз ичига олади:

қаторнинг ички йиллик (ойлик, чораклик) даражалари бўйича сирғанувчи ўртача катталик ёки таҳлилий тенглаштириш (y_i) усуллари билан бир неча йиллик ҳисоблаб чиқилган (тенглаштирилган) даражаларни аниқлаш;

Мавсумий
индекс, %



4.4-расм. Ўзбекистон миллий валютаси сўмнинг евро курсига нисбатан тебраниш тўлқини

қатор даражалари ҳақиқий қийматлари (y_i) ва тенглаштирилган (ҳисоблаб чиқилган) қийматлар (\bar{y}_i) нисбий миқдорини аниқлаш;

бутун тадқиқ этилаётган давр учун олинган мавсумийлик кўрсаткичларини ўртача ҳолатга келтириш қуйидаги формула билан амалга оширилади:

$$I_s = \frac{\sum \frac{y_i}{\bar{y}_i}}{n}.$$

Аддитив ва мультипликатив моделларда мавсумий тебраниш даври қисмини йўқотиш учун динамика қаторининг тенглаштирилган ва тузатишлар киритилган даражалари қаторнинг бошланғич қийматларидан чиқариб ташланади.

Ўзбекистонда узоқ хорижий мамлакатларга пахта толаси экспортининг 2008-2011 йиллар оралиғидаги динамикасини 4.8-жадвал орқали билиб олишимиз мумкин.

4.8-жадвал

**Ўзбекистонда пахта толасини экспорт қилиш динамикаси
(Товар хомашё биржаси маълумотлари асосида)**

Чорак	Экспорт – жами, минг. т			
	2008 й.	2009 й.	2010 й.	2011 й.
I	7,8	9,7	12,0	14,0
II	10,2	10,8	14,0	17,0
III	11,5	11,8	16,2	16,8
IV	8,5	10,5	15,3	15,8

Мавсумий тебраниш даври қисмини ва унинг интенсивлигини аниқлаш, мавсумий тебраниш қисмини ҳисобга олган ҳолда аддитив моделни тузиш ва уни таҳлилий тенглаштириш ёрдамида йўқотиш мумкин. Мавсумий тебраниш қисмини аниқлаш учун сирғанувчи ўртача катталиқ усулидан фойдаланамиз (4.9-жадвал).

4.9-жадвал

Мавсумий тебранишларини ҳисоблаш маълумотлари (минг т.)

Йиллар	Чорак	Пахта толаси экспорти, минг. т	Тўрт чорак учун якун, $\sum(1 \div IV)$	Тўрт чорак учун сирғанувчи ўртача катталиқ $\sum(1 \div IV) : 4$	Марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталиқ $\sum(1 \div IV) : 2$	Мавсумий тебраниш қисмининг оғиши (2-5)
	1	2	3	4	5	6
2008	I	7,8	–	–	–	–
	II	10,2	38,0	9,5	–	–
	III	11,5	39,9	10,0	9,7	1,8
	IV	8,5	40,5	10,1	10,5	-2,0
2009	I	9,7	40,8	10,2	10,1	-0,4
	II	10,8	42,8	10,7	10,4	0,4
	III	11,8	45,1	11,3	11,0	0,8
	IV	10,5	48,3	12,1	11,7	-1,2
2010	I	12,0	52,7	13,1	12,6	-0,6
	II	14,0	57,5	14,3	13,7	0,3
	III	16,2	59,5	14,9	14,6	1,6
	IV	15,3	62,5	15,6	15,2	0,1
2011	I	14,0	63,1	15,8	15,7	-1,7
	II	17,0	63,6	15,9	15,8	1,2
	III	16,8	–	–	–	–
	IV	15,8	–	–	–	–

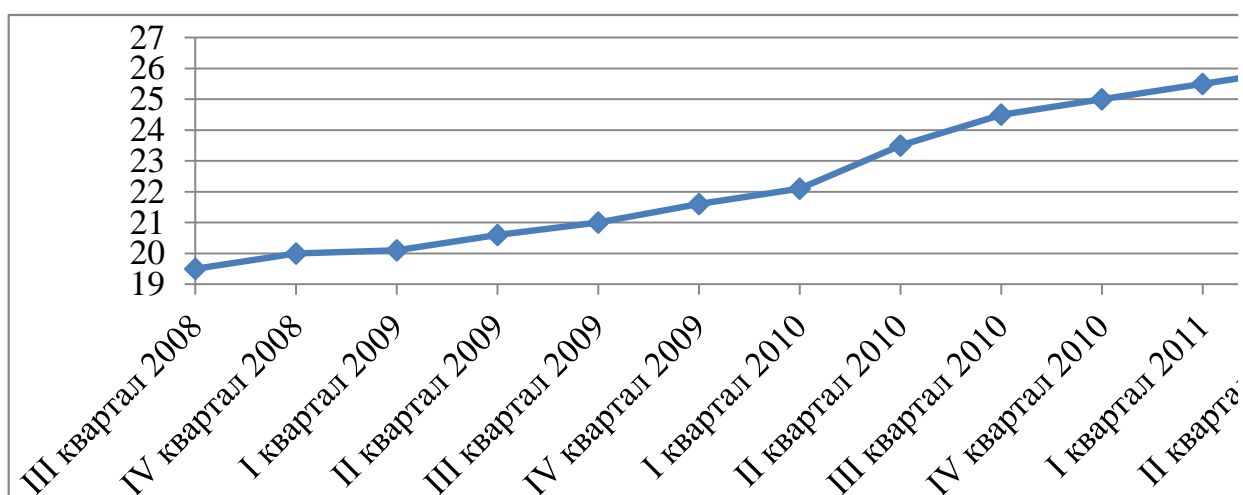
Олинган сирғанувчи ўртача катталиқ қийматлари жуфт қаторда турганлиги боис методика қаторини марказга суриш билан тўлдириш керак. Унда:

$$y_1 = \frac{9,5 + 10,0}{2} = 9,7 \text{ (минг.т)}$$

$$y_2 = \frac{10,0 + 10,1}{2} = 10,5 \text{ (минг.т) ва ҳ.к.}$$

Белгини таққослаш базасининг боши ва якунига нисбатан мавсумий пасайишлари ва мавсумий ошишларининг симметриклиги зарурий шарт ҳисобланади (4.5-расм).

Экспорт, минг т.



4.5-расм. Пахта толаси экспортининг марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталиги динамикаси

Бирок ушбу кўрсаткичда симметрикликка амал қилинмайди, шунинг учун олинган моделдан айрим чекловлар билан фойдаланиш мумкин (4.10-жадвал). I чоракдан III чораккача экспорт ҳажмининг ошиши, ҳар бир даврнинг III чорагидан то IV чоракка қадар ушбу кўрсаткичнинг пасайиши кузатилади. Аммо, марказга сурилган ўртача катталик фақат ошиш тенденциясини кўрсатмоқда.

4.10-жадвал

**Мавсумий омилни ҳисобга олган ҳолда Ўзбекистондан пахта толаси экспорт қилиш динамикаси
(Товар хомашё биржаси маълумотларига кўра)**

Чорак	Экспорт – жами, минг т			
	2008 й.	2009 й.	2010 й.	2011 й.
I	–	10,1	12,6	15,7
II	–	10,4	13,7	15,8
III	9,7	11,0	14,6	–
IV	10,5	11,7	15,2	–

Олинган маълумотларга кўра мавсумий таркибий қисмининг оғишини аниқлаш зарур (4.9-жадвалга қаранг).

$$\Delta y_1 = 11,1 - 9,7 = 1,5 \text{ минг. т.}$$

$$\Delta y_2 = 8,5 - 10,5 = -2,0 \text{ минг. т. ва ҳ.к.}$$

Мавсумий тебраниш даврий қисмининг оғиш маълумотлари бўйича мавсумийлик индексларини аниқлаймиз (4.11-жадвал).

Ҳисоблаш маълумотлари

Чорак	Йил	Мавсумий тебраниш қисмининг оғиши	Йиллар бўйича i чорак учун якун	i чорак учун мавсумий тебраниш қисмининг ўртача баҳоси ($\bar{\Delta}_i$)	Тузатишлар киритилган мавсумий тебраниш қисми, (V_i)
I	2008	—	-2,700	-0,900	-0,875
	2009	-0,4			
	2010	-0,6			
	2011	-1,7			
II	2008	—	1,900	0,633	0,608
	2009	0,4			
	2010	0,3			
	2011	1,2			
III	2008	1,8	4,200	1,400	1,375
	2009	0,8			
	2010	1,6			
	2011	—			
IV	2008	-2,0	-3,100	-1,033	-1,108
	2009	-1,2			
	2010	0,1			
	2011	—			
	Жами	×			

i таркибий қисм учун ўртача баҳо қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади:

$$\bar{\Delta}_1 = \frac{-2,700}{3} = -0,900 \text{ (минг т) ва ҳ.к.}$$

Мавсумий тебраниш даври қисмига тузатишлар киритиш учун тузатишлар киритувчи коэффициентни ҳисоблаб чиқамиз:

$$K = \frac{(-0,900 + 0,667 + 1,400 - 1,033)}{4} = \frac{0,100}{4} = 0,025$$

Тузатишлар киритилган мавсумий тебраниш даври қисмига унинг i таркибий қисми учун ўртача баҳоси билан ҳисоблаб чиқилган тузатишлар киритувчи коэффициент ўртасидаги айирма ташкил қилади:

- I чорак учун: $V_1 = -0,900 - 0,025 = -0,875$;

- II чорак учун: $V_2 = 0,633 - 0,025 = 0,608$ ва ҳ.к. (4.11 ва 4.12-жадваллар).

Мавсумий тебраниш даври қисми қийматларининг йиғиндиси нолга тенг бўлиши керак:

$$-0,875 + 0,608 + 1,375 - 1,008 = 0.$$

Мавсумий тебраниш давр қисмининг трендга таъсирини йўқотиш учун u_t ва v_t , ўртасидаги айирмани, сўнгра U_t трендни ҳисоблаб чиқамиз (4.2-жадвал).

Пахта толасини экспорт қилиш моделининг тебраниш давр қисмини аниқлаймиз. Бунинг учун *EXCEL* жадвал таҳриричи воситасидан

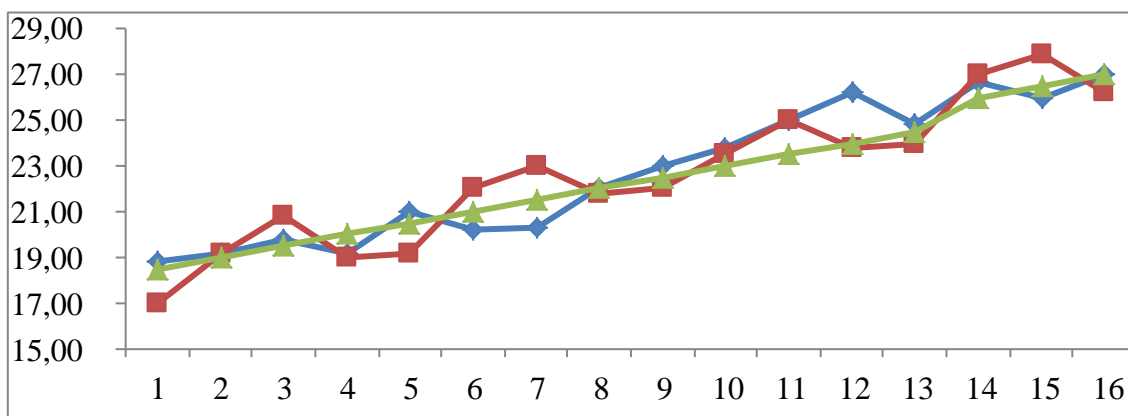
фойдаланамиз («Қўйиш → Диаграмма → Тренд чизигини қўшиб қўйиш» буйруғи). 4.6-расмда олинган $y_t = 7,67 + 0,573t$ тенгламаси берилган. R^2 аппроксимациянинг ишончилилик коэффиценти 0,919 ни ташкил қилди.

Олинган тенгламага $t = 1, \dots, 16$ қийматларни (4.10-жадвалнинг 5-устуни), сўнгра $U_t + V_t$ аддитив модель бўйича олинган қийматларни қўйиб, U_t тренд даражасини топамиз (4.12-жадвалнинг 6-устуни).

4.6-расмда 1-қатор $U_t - V_t$ тенглаштирилган даражаларни кўрсатиб турибди; 2-қатор $U_t + V_t$ аддитив кўрсаткичларни; чизиқли тренд – Ўзбекистонда пахта толасини экспорт қилишнинг назарий қийматларини кўрсатиб турибди.

Экспорт,

минг т.



4.6-расм. Ўзбекистонда пахта толаси экспортининг динамикаси (хақиқий, тенглаштирилган ва аддитив модель орқали олинган қийматлар)

$\varepsilon_t = y_t - (u_t + V_t)$ тасодифий хатони ҳисоблаб чиқамиз (4.12-жадвал 7-устуни).

Моделнинг сифатини ва ўзгариб туришларнинг муҳимлик даражасини баҳолаш учун ε_t^2 йиғиндисини аниқлаймиз. $(201,9/16 = 12,6)$ қаторнинг ўртача даражасига

нисбатан унинг миқдори $\left(\frac{1-0,0214}{75,75}\right) \cdot 100 = 1,292$ ни ташкил қилади, яъни аддитив

модель Ўзбекистонда пахта толасини экспорт қилиш вақт қатори даражалари умумий вариациясининг 98,708 фоизини изоҳлайди.

Ўртача квадратик оғиш мавсумий ўзгариб туришлар кучини тавсифловчи умумлаштирувчи мутлақ кўрсаткич ҳисобланади:

$$\alpha_s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^4 (y_i - \bar{y})^2}{4}} = \sqrt{\frac{75,75}{4}} = 4,35 \text{ (минг т. пахта толаси)}$$

4.12-жадвал

Ҳисоблаш жадвали

Йил	Чорак	Экспорт, минг. т (y)	Мавсумий тебраиш қисми (V _t)	Текисланган даражалар $y_t - v_t =$ $=u_t + \varepsilon_t$	Тренд U _t	U _t + V _t	$\varepsilon_t = y_t - (U_t + V_t)$	ε_t^2	$(y - \bar{y})^2$
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2008	I	7,8	-0,87	8,9	8,24	7,37	0,43	0,1849	12,09
	II	10,2	0,61	9,7	8,82	9,43	0,77	0,5929	5,29
	III	11,5	1,37	9,9	9,39	10,76	0,74	0,5476	1,96
	IV	8,5	-1,11	9,4	9,96	8,85	-0,35	0,1225	6,00
2009	I	9,7	-0,87	10,7	10,54	9,57	0,03	0,0009	7,84
	II	10,8	0,61	10,2	11,11	11,72	-0,92	0,8464	2,89
	III	11,8	1,37	10,4	11,68	13,05	-1,70	2,8900	0,81
	IV	10,5	-1,11	11,2	12,25	11,14	-0,64	0,4096	4,84
2010	I	12,0	-0,87	12,7	12,83	11,96	-0,04	0,0016	0,64
	II	14,1	0,61	13,5	13,40	14,01	0,09	0,0081	1,56
	III	16,2	1,37	14,9	13,97	15,34	0,86	0,7396	2,96
	IV	15,3	-1,11	16,2	14,55	13,44	1,86	3,4596	7,84
2011	I	14,0	-0,87	15,0	15,12	14,25	-0,25	0,0625	2,25
	II	17,0	0,61	16,5	15,69	16,30	0,70	0,4900	10,25
	III	16,8	1,37	15,5	16,27	17,64	-0,84	0,7056	7,64
	IV	15,8	-1,11	16,8	16,84	15,75	-0,07	0,0049	0,89
Жами		201,9	0,00	201,5	200,66	x	0,67	11,0667	75,75

Пахта толаси экспорт қилиш мавсумийлигининг ўртача квадратик оғиши анча катта. Вариация коэффициентини қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқамиз:

$$V_s = \frac{\sigma}{x} \cdot 100 = \frac{4,35}{2,6} \cdot 100 = 34,52\%$$

Шундай қилиб, Ўзбекистонда пахта толасини экспорт қилиш мавсумийлигининг вариацияси нисбатан катта ҳисобланади.

Белгиланган тренднинг ишончлилиги ва мавсумийлигини Стъудент мезони бўйича ҳақиқий ва жадвалдаги қийматларни (α аҳамиятлилиги ва эркинлик даражаларида) қиёсий баҳолаш орқали текшириш мумкин. Ҳақиқий қийматлар тасодифий ўзгариб туришлар ўртача квадрати (дисперсияси) билан тасодифий таркибий қисм бўйича ўртача чораклик ўсишининг ўртача хатоси ўртасидаги нисбатни аниқлаш орқали олинади.

Шу тариқа, мавсумий ўзгариб туришлар аддитив модели ўрганилаётган давр мобайнида белги мутлақ катталикларининг ўзгариб туришлари доимий бўлганида қўлланилиши мумкин. Аксарият ҳолатларда у тренд мавжуд бўлмаган (заиф тренд) ва ўрганилаётган даврлар қисқа бўлган ҳолларда қўлланилади. Ўзбекистон Республикасида чораклар бўйича ойлик номинал ҳақи тўғрисида қуйидаги маълумотлар мавжуд (4.13-жадвал).

4.13-жадвал

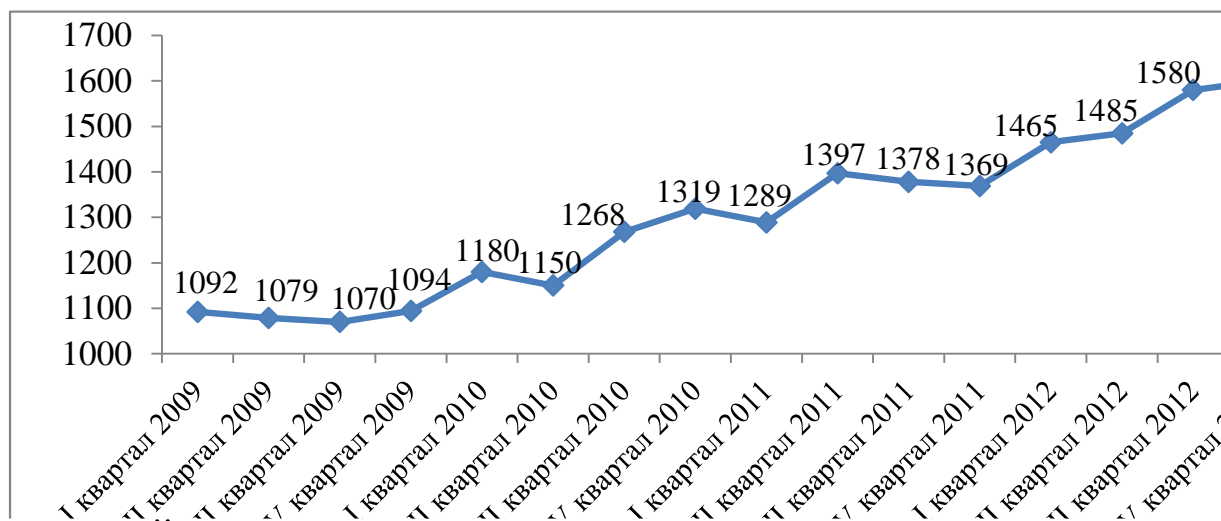
Ўзбекистонда ўртача ойлик номинал иш ҳақи миқдорининг динамикаси

Йил	Чорак	Ўртача ҳисобланган ойлик иш ҳақи, минг сўм.
2009	I	1092
	II	1079
	III	1070
	IV	1094
2010	I	1180
	II	1150
	III	1268
	IV	1319
2011	I	1289
	II	1397
	III	1378
	IV	1369
2012	I	1465
	II	1485
	III	1580
	IV	1601

Вақт қаторининг мультипликатив моделини тузиш лозим.

Ўзбекистонда ўртача ойлик иш ҳақининг чораклар бўйича қийматлари графигини тузамиз (4.7-расм).

Ўртача ойлик иш ҳақи,
минг сўм



4.7-расм. Ўзбекистонда ўртача ойлик иш ҳақи миқдорининг динамикаси, минг сўм.

4.7-расмда ҳисобланган номинал ойлик иш ҳақининг ортиш тенденцияси ва белгининг мавсумий ўзгариб туришлари мавжудлиги кўзга ташланиб турибди. Йил охири даврларида иш ҳақи минимунининг миқдори бирмунча ортади. Кўрсаткич тахминан бир хил ошишга эга бўлиб, мавсумий ўзгариб туришлар амплитудаси чорақлар бўйича бир маромда ортганлиги боис, мультипликатив моделни тузиш мақсадга мувофиқ ҳисобланади:

$$y_t = u_r \cdot v_t \cdot \varepsilon_t$$

Мультипликатив моделнинг тебраниш даври қисмларини аниқлаймиз. Сирғанувчи ўртача катталиқнинг олинган қийматлари жуфт қаторда турганлиги боис, методикада вақт қаторини марказга суриш орқали тўлдириш лозим, яъни:

$$y_1 = \frac{1037,7 + 1105,7}{2} = 1094,7 \text{ (минг сўм);}$$

$$y_2 = \frac{1105,7 + 1123,5}{2} = 1114,5 \text{ (минг сўм) ва ҳ.к.}$$

Олинган ҳисоблаш қийматлари 4.14-жадвалда келтирилган.

4.14-жадвал

Ҳисоблаш жадвали

минг сўм

Йил	Чорак	Ўртача ҳисобланган иш ҳақи миқдори	Тўрт чорак учун яқун	Тўрт чорак учун сирғанувчи ўртача катталиқ	Марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталиқ	Мавсумий тебраниш даври қисми (2:5)	Мавсумий тебраниш қисмининг оғиши (2-5)
А	1	2	3	4	5	6	7
2009	I	1092	–	–	–	–	–
	II	1079	4335	1081,7	-	–	–
	III	1070	4423	1105,7	1094,7	0,977	-24,75
	IV	1094	4494	1123,5	1114,5	0,982	-20,50
2010	I	1180	4682	1170,5	1147,0	1,028	33,00
	II	1150	4907	1226,7	1198,6	0,959	-48,60
	III	1258	5016	1254,0	1240,4	1,014	18,0
	IV	1319	5263	1315,7	1284,8	1,028	34,20
2011	I	1289	5383	1345,7	1330,7	0,969	-44,70
	II	1397	5433	1358,3	1352,0	1,033	45,00
	III	1378	5609	1402,3	1380,3	0,994	-2,30
	IV	1369	5697	1424,5	1413,4	0,969	-44,40
2012	I	1465	5899	1474,7	1449,6	1,011	15,40
	II	1485	6103	1525,7	1500,1	0,990	-15,1
	III	1580	–	–	–	–	–
	IV	1601	–	–	–	–	–

Ҳар бир йилда 4 чорак учун якуний қийматларни (4.14-жадвал 3-устун) ва сирғанувчи ўртача катталиқни (4.14-жадвал 4-устун) аниқлаймиз. Марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталиқни ҳисоблаш 4.14-жадвал 5-устунида келтирилган. Ҳақиқий ва марказга сурилган қийматлар айирмаси сифатида мавсумий таркибий қисмининг мутлақ оғишини ҳисоблаб чиқамиз (4.14-жадвал 7-устун).

Ўртача ҳисобланган иш ҳақи даражаларининг марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталиқлардан нисбий оғишини аниқлаймиз (4.14-жадвал 6-устун). Олинган маълумотлар бўйича мавсумий тебраниш қисмининг оғишини аниқлаш лозим (4.15-жадвал). Ҳисоблаш методикаси 4.11-жадвал маълумотлари мисолида батафсил келтирилган (4.15-жадвал).

Мавсумийлик индексларини ҳисоблаш

Чорак	Йил	Мавсумийлик индекси	Йиллар бўйича чорак учун якун	i таркибий қисм учун ўртача баҳо ($\bar{\Delta}_i$)	Тузатишлар киритилган мавсумий таркибий қисм (V_i)
I	2009	–	3,051	1,017	1,019
	2010	1,028			
	2011	1,033			
	2012	0,990			
II	2009	0,977	2,989	0,996	0,998
	2010	1,014			
	2011	0,998			
	2012	-			
III	2009	0,982	2,979	0,993	0,995
	2010	1,028			
	2011	0,969			
	2012	-			
IV	2009	1,028	3,008	1,003	1,005
	2010	0,969			
	2011	1,011			
	2012	-			
	Жами	x	12,027	4,009	4,017

Мавсумийлик индексларини мавсумий тебраниш қисм оғишлари ва мавсумий таркибий қисм тузатишлар киритилган қийматлари маълумотлари бўйича аниқлаймиз (4.15-жадвал). Тузатишлар киритувчи коэффицент қуйидагига тенг:

$$K = \frac{(1,017 + 0,996 + 0,993 + 1,003)}{4} = \frac{4,009}{4} = 1,0023$$

Мультипликатив моделда тузатишлар киритилган мавсумий тебраниш қисми унинг i таркибий қисм учун ўртача баҳоси ва ҳисоблаб чиқилган тузатишлар киритувчи коэффицент кўпайтмасини ташкил қилади:

■ I чорак учун: $v_1 = 1,017 \cdot 1,0023 = 1,019$;

■ II чорак учун: $v_2 = 0,996 \cdot 1,0023 = 0,998$;

III чорак учун: $v_3 = 0,993 \cdot 1,0023 = 0,995$;

IV чорак учун: $v_4 = 1,003 \cdot 1,0023 = 1,003$ (4.15-жадвал).

Тузатишлар киритилган вақт бўйича (мавсумий) тебранишлар даври қисм қийматларининг йиғиндиси 4 га тенг бўлиши керак:

$$1,019 + 0,998 + 0,995 + 1,005 = 4,017 = 4.$$

Мавсумий тебраниш даври қисмининг трендга кўрсатаётган таъсирини бартараф этиш учун y_t ва v_t ўртасидаги айирмани, сўнгра U_t трендни аниқлаш лозим. Қуйидаги 4.16-жадвалда тегишли чораклар бўйича ўртача қийматларни ҳисоблаб чиқамиз. V_t тузатишлар киритилган мавсумий тебраниш даври қисмини топамиз.

4.16-жадвал 4-устунида ўртача ҳисобланган иш ҳақи ҳақиқий (бошланғич) даражаларни V_t тузатишлар киритилган мавсумий тебраниш даври қисми қиймати билан таққослашнинг нисбий миқдорини аниқлаш мумкин.

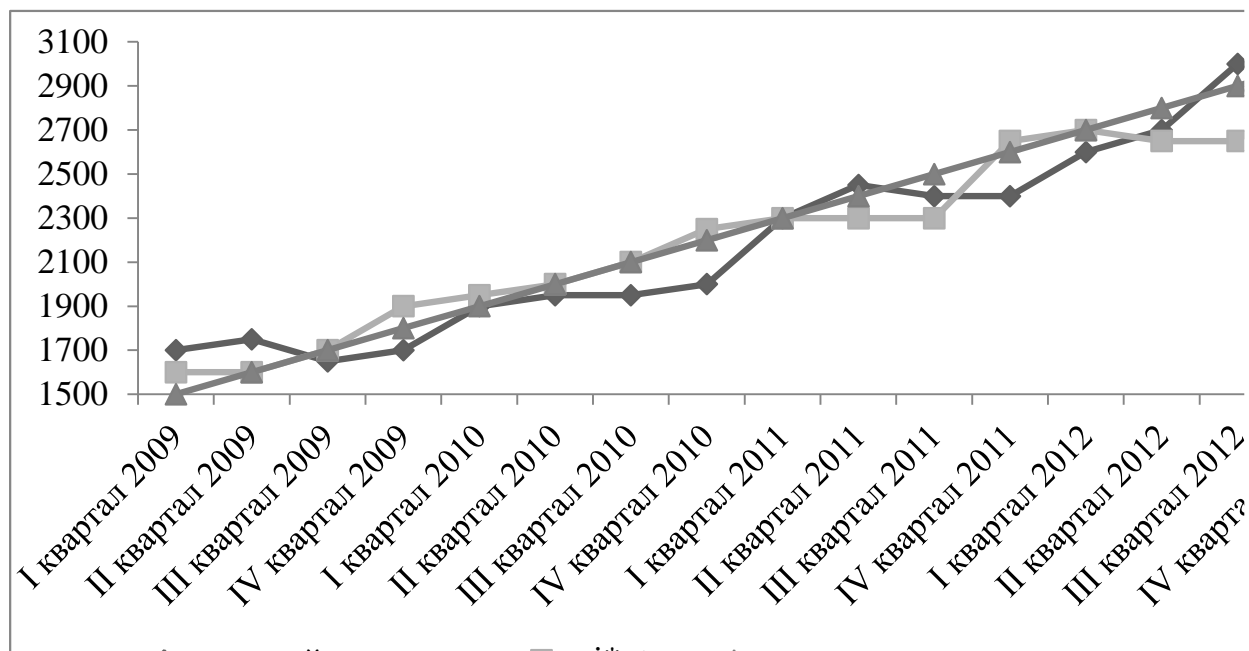
$$2009 \text{ йил I чорақда } y_{2009}^1 = \frac{1092}{1,019} = 1066,41 \text{ минг сўм. ва ҳ.к.}$$

Мультипликатив моделнинг y_t тенглаштирилган қийматларини ҳисоблаб чиқамиз (4.16-жадвал 5-устун). Чизиқли тренд параметрларини *EXCEL* жадвал таҳрирчиси воситаси ёрдамида ҳисоблаб чиқамиз («Қўйиш → Диаграмма → Тренд чизиғини қўшиб қўйиш» буйруғи). Ҳосил бўлган 4.8-расмда $y_t = 1062,1 + 86,51 t$ тенгламаси тақдим этилган. R^2 аппроксимациянинг ишончлилик коэффиценти 0,901 ни ташкил этди.

Ушбу тенгламага $t = 1 \dots 16$ қийматларни қўйган ҳолда y_t ни аниқлаймиз (4.16-жадвал 5-устун).

Олинган y_t қийматлар $y_t \cdot V_t$ қийматлар ва ҳақиқий қийматлар графиги 4.8-расмда келтирилган.

Ўртача ойлик иш ҳақи, минг сўм.



4.8-расм. Ўзбекистон ўртача ойлик иш ҳақи динамикаси

Мультипликатив модель бўйича қатор даражалари y_t ва V_t ни кўпайтириш орқали аниқланади (4.16-жадвал 6-устун).

ε_t мультипликатив моделдаги хато қуйидаги формула бўйича аниқланади

$$\varepsilon_t = \frac{y_t}{y_t \cdot V_t}$$

Олинган қийматларни 4.16-жадвалнинг 7-устунига ёзиб қўйиш лозим.

ε_t^2 мутлақ хатолар квадратларининг йиғиндиси 252,746 ни ташкил қилади (4.16-жадвал 9-устун). Ўртача ойлик иш ҳақи ҳақиқий даражаларининг ўртача

қийматдан оғишлари квадратларининг умумий йиғиндиси 477289,76 га тенг (4.16-жадвал 10-устун).

Изоҳланган дисперсия улуши қуйидагини ташкил қилади:

$$1 - \frac{252,746}{477289,76} = 0,999$$

Шундай қилиб, вақт қатори даражалари изоҳланмаган дисперсиясининг улуши 0,009 фоизни ташкил қилади. Мультипликатив модель тўрт йил учун ўртача ҳисобланган иш ҳақи ўзгариши умумий вариациясининг 99,0 фоизини изоҳлайди.

Мультипликатив модель омилининг ўзи ҳамда унинг чораклар бўйича ўзгариб туришларининг мутлақ миқдори бир маромда ортган (камайган) ҳолатларда қўлланилиши мумкин.

3-ҳолат. Уларда муайян даврларда жараёнлар ривожланишининг ўзига хос хусусиятлари акс этмайдиган мавсумий ўзгариб туришларнинг барқарор тенденциясига эга бўлиш учун вақт бўйича ўзгариш (мавсумийлик) индекси қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади:

$$\bar{I}_t = \frac{\sum I_s}{t}$$

бу ерда I_s – вақт бўйича ўзгариш (мавсумийлик) индекси;

t – йиллар сони.

Олинган вақт бўйича ўзгариш индекси асосида мавсумийлик коэффиценти ҳисоблаб чиқилади. K_s мавсумийлик коэффиценти.

$$K_s = \sqrt{\frac{\sum (I_s - 1)^2}{n}}$$

4.16-жадвал

Ҳисоблаш маълумотлари

(МИНГ СЎМ.)

Йил	Чорак	Ўртача ҳисобланган иш ҳақи миқдори	Тузатишлар киритилган мавсумий тебранишлар қисми (V_t)	y_t / V_t	y_t	$y_t \cdot V_t$	$\varepsilon = y_t /$ ($y_t \cdot V_t$)	$\varepsilon = y_t -$ $-(y_t \cdot V_t)$	ε^2	$(y - \bar{y})^2$
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2009	I	1092	1,019	1071,64	1148,6	1170,43	0,998	-21,82	0,996	43430,56
	II	1079	0,998	1081,16	1235,12	1232,64	1,002	2,48	1,004	49017,96
	III	1070	0,995	1064,65	1321,63	1315,02	1,005	6,61	1,010	53084,16
	IV	1094	1,005	1099,47	1408,14	1415,18	0,995	-7,04	0,990	42600,96
2010	I	1180	1,019	1202,42	1494,65	1523,05	0,981	-28,4	0,962	14496,16
	II	1150	0,998	1147,7	1581,16	1577,99	1,002	3,17	1,004	22620,16
	III	1258	0,995	1251,7	1667,67	1659,33	1,005	8,34	1,010	1797,76
	IV	1319	1,005	1325,6	1754,18	1762,95	0,995	-8,77	0,920	345,96
2011	I	1289	1,019	1313,49	1840,69	1875,66	0,981	-34,9	0,962	129,96
	II	1397	0,998	1394,21	1927,21	1923,35	1,002	3,86	1,004	9331,56
	III	1378	0,995	1371,11	2013,71	2003,64	1,005	10,07	1,010	6021,76
	IV	1369	1,005	1375,84	2100,22	2110,72	0,995	-10,50	0,990	4705,96
2012	I	1465	1,019	1422,83	2186,73	2228,27	0,901	-41,54	0,962	27093,16
	II	1485	0,998	1482,03	2273,52	2268,97	1,002	4,55	1,004	34077,16
	III	1580	0,995	1572,1	2360,05	2348,25	1,005	11,8	1,010	78176,16
	IV	1601	1,005	1609,0	2446,58	2458,81	0,995	-12,23	0,990	90360,36
Жами		20806	16,07	x	28759,87	x	16,000	x	252,746	477289,76

бу ерда n – даврлар сони. Коэффициент K_s 0 дан 1 гача чегарада ўзгаради. Агар мавсумий ўзгариб туришларни ўлчаш учун функция синусоида шаклга эга бўлса, у ҳолда Фурье қаторида ўзгартириш усулидан фойдаланилади. Фурье гармоникаларида бир неча йил учун бирламчи қатор эмас, балки уларда тренд ва тасодифий таркибий қисм чиқариб ташланган ойлик даражаларнинг ўртача ҳолатга келтирилган қийматлари бошланғич қатор ҳисобланади. Тасодифий таркибий қисмни бартараф этиш учун бир неча йил (10 ва ундан кўп йил) маълумотлари ўртача ҳолатга келтирилади. Чизиксиз моделлар тасодифий таркибий қисм учун аниқланади. ε_t таркибий тебраниш қисмининг тасодифий хусусияти бир неча мезоний баҳолар билан белгиланади. Улар қуйидаги шартлар билан тавсифланади: Тасодифийлик шартлари (тиғизликлар мезони ва ε_t катталиқнинг вақтга боғлиқ эмаслиги тўғрисидаги ғояни баҳолаш). Қолдиқ таркибий тебраниш қисмни тақсимлашнинг нормаллиги шarti (вақт қаторининг асимметрияси ва эксцессини текшириш, уларнинг ўртача квадратик оғишларини эҳтимолий баҳолаш). Қолдиқ таркибий тебраниш қисми қиймати математик кутишининг нолга тенглиги шarti (Стъудентнинг t мезони) Қолдиқ таркибий тебраниш қисми қатори қийматларининг мустақиллиги шarti (Дарбин-Уотсон мезони бўйича ε_t автокорреляцияни баҳолаш).

Таянч иборалар

Вақтли қаторлар, динамик қаторлар, аддитив модель, мультипликатив модель, тренд, тренд типлари, Стъудент мезони, Фостер-Стюарт усули, чизикли тренд, параболик тренд, гипербола тренди, экспоненциал тренд, логарифмик тренд, логистик тренд, мавсумий тебранишлар.

Такрорлаш учун саволлар

Вақт қатори ва унинг таркибий қисмлари.
 Вақт қаторларини моделлаштириш.
 Вақт қаторининг аддитив ва мультипликатив модели.
 Вақт қаторининг тенденцияларини моделлаштириш.
 Трендларнинг асосий хиллари ва уларни аниқлаш.
 Вақт қаторидаги мавсумий қисмларни аниқлаш.
 Вақт қаторидаги тасодифий қисмларни аниқлаш.
 Вақт қаторининг автокорреляцияси ва авторегрессия тушунчаси.
 Автокорреляция турлари.
 Дарбин-Уотсон мезони бўйича қолдиқлар автокорреляциясини аниқлаш.
 Корреляциялаш усуллари ва коинтеграция ҳақидаги фаразияни текшириш.
 Фурье қатори ва уни трендини баҳолашда қўллаш.

Тест

Динамика қаторининг аддитив модели нимани ўзида намоён этади?

а) $y_t = u_t + v_t + \varepsilon_t$;

- б) $y_t = u_t \cdot v_t \cdot \varepsilon_t$;
 в) $y_t = u_t + v_t \cdot \varepsilon_t$;
 г) $y_t = u_t \cdot v_t + \varepsilon_t$.

Динамика қаторининг мультипликатив модели нимани ўзида намоён этади?

- а) $y_t = u_t \cdot v_t \cdot \varepsilon_t$;
 б) $y_t = u_t + v_t + \varepsilon_t$;
 в) $y_t = u_t + v_t \cdot \varepsilon_t$;
 г) $y_t = u_t + v_t + \varepsilon_t$.

3. Логарифмик тренднинг тўғри функциясини кўрсатинг?

- а) $\hat{y}_i = a_0 + a_1 \ln t_i$;
 б) $\hat{y}_i = y_{\min} + \frac{y_{\max} - y_{\min}}{l^{a_0 + a_1 t_i} + 1}$;
 в) $\hat{y}_i = a_0 + a_1 y_i + a_2 t_i^2$;
 г) $\hat{y}_i = \frac{1}{l^{a_0 + a_1 t_i} + 1}$.

4. Логистик тренднинг тўғри функциясини кўрсатинг?

- а) $\hat{y}_i = a_0 + a_1 \ln t_i$;
 б) $\hat{y}_i = y_{\min} + \frac{y_{\max} - y_{\min}}{l^{a_0 + a_1 t_i} + 1}$;
 в) $\hat{y}_i = a_0 + a_1 y_i + a_2 t_i^2$;
 г) $\hat{y}_i = \frac{1}{l^{a_0 + a_1 t_i} + 1}$.

5. Чизиқли тренд учун a_0 коэффициентни ҳисоблаб чиқишнинг тўғри формуласини кўрсатинг?

- а) $a_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i t_i}{\sum_{i=1}^n t_i^2}$;
 б) $a_0 = \frac{\sum y}{n}$;
 в) $a_0 = \frac{n^3 - n}{12}$;
 г) $a_0 = \frac{3n^5 - 10n^3 + 7n}{240}$.

6. Тренд тенгламаси $\hat{y}_t = 32,5 - 4,6t$ ни ўзида намоён этади. Тадқиқ этилаётган даврда омил ўртача қанчага ўзгаради?

- а) 32,5 га кўпайди;
- б) 4,6 га кўпайди;
- в) 4,6 га камайди;
- г) 32,5 га камайди.

7. Агар динамика қатори трендга эга бўлса (динамиканинг ностационар қатори), у ҳолда ҳисоблаб чиқиш тартиби ҳисоблаб чиқишнинг қайси босқичини ўз ичига олади?

- а) Фурье гармониги;
- б) ҳақиқий ва тенглаштирилган даражалар нисбати;
- в) давр учун ўртача қийматлар;
- г) ўртача ўсиш суръатлари.

8. Мавсумий ўзгариб туришларнинг улар муайян даврларда жараёнлар ривожланишининг ўзига хос хусусиятлари акс этмайдиган барқарор тенденциясига эга бўлиш учун I_s мавсумийлик индекси қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади?

а)
$$\bar{I}_s = \frac{\sum I_s}{t};$$

б)
$$I_s = \frac{y_t}{\bar{y}};$$

в)
$$I_s = \frac{y_t}{n};$$

г)
$$I_s = \frac{\sum I_s}{y_t}.$$

9. Гиперболик тренднинг тўғри функциясини кўрсатинг?

а)
$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 \cdot \frac{1}{t_i};$$

б)
$$\hat{y}_i = y_{\min} + \frac{y_{\max} - y_{\min}}{l^{a_0 + a_1 t_i} + 1};$$

в)
$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 y_1 + a_2 t_1^2;$$

г)
$$\hat{y}_i = \frac{1}{l^{a_0 + a_1 t} + 1}.$$

10. a_0 чизиқли тренд параметрининг тўғри тавсифини кўрсатинг?

- а) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўртача ўзгариши;
- б) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўзгаришининг ўртача тезлашиши;
- в) саноқ боши сифатида қабул қилинган вақт даври (лаҳзаси) учун қаторнинг ўртача тенглаштирилган даражаси;
- г) вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати.

11. k экспоненциал тренд параметрининг тўғри тавсифини кўрсатинг?

- а) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўртача ўзгариши;
- б) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўзгаришининг ўртача тезлашиши;
- в) санок боши сифатида қабул қилинган вақт даври (лаҳзаси) учун қаторнинг ўртача тенглаштирилган даражаси;
- г) вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати.
 a_2 параболик тренд коэффициентини нима тавсифлайди?
- а) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўртача ўзгариши;
- б) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўзгаришининг ўртача тезлашиши;
- в) санок боши сифатида қабул қилинган вақт даври (лаҳзаси) учун қаторнинг ўртача тенглаштирилган даражаси;
- г) вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати.
 a_1 чизиқли тренд коэффициентини нима тавсифлайди?
- а) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўртача ўзгариши;
- б) таҳлил қилинаётган ҳодисанинг даврдан (лаҳзадан) даврга (лаҳзага) ўзгаришининг ўртача тезлашиши;
- в) санок боши сифатида қабул қилинган вақт даври (лаҳзаси) учун қаторнинг ўртача тенглаштирилган даражаси;
- г) вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати.
 $y_t = u_t + v_t + \varepsilon_t$ моделидаги тасодифий таркибий қисм нима билан белгиланган?
- а) u_t ;
- б) ε_t ;
- в) y_t ;
- г) v_t .

V боб. ВАҚТ ҚАТОРЛАРИ АВТОКОРРЕЛЯЦИЯСИ

5.1. Вақт қатори автокорреляция тушунчаси ва унинг турлари

Вақт қаторларига ишлов беришда ва уларнинг қаторлари кейинги даражасининг қийматлари олдинги қийматларга боғлиқ бўладиган автокорреляция ва авторегрессиянинг мавжудлигини ҳисобга олиш лозим.

Автокорреляция – дастлабки қатор ҳамда ушбу қатор билан дастлабки ҳолатга нисбатан h вақт оралиқларига сурилган қатор ўртасидаги ўзаро боғлиқлик ҳодисаси.

Авторегрессия – қатор олдинги даражаларининг кейинги даражаларга таъсирини ҳисобга олувчи регрессия.

Қўшни даражалар ёки вақт даврларининг исталган сонига сурилган даражалар (h) ўртасидаги сурилиш вақт лаги деб номланади. Вақт лаги (l) – бу вақт қатори даражаларининг дастлабки ҳолатга нисбатан h вақт оралиқларига силжиши, фоний силжиши.

Автокорреляциянинг икки турини ажратиш лозим:

- 1) бир ёки ундан кўп ўзгарувчиларни кузатишлардаги автокорреляция;
- 2) хатолар автокорреляцияси ёки тренддан оғишлардаги автокорреляция.

Автокорреляцияни тавсифловчи кўрсаткичлари:

Автокорреляциянинг ноциклик коэффициенти нафақат қўшни, яъни бир даврга сурилган даражалар ўртасида, балки вақт бирликларининг исталган сонига сурилган даражалар ўртасида ҳисоблаб чиқилади ва у қуйидаги формулалар билан ҳисобланади:

$$r_a = \frac{\overline{y_i \cdot y_{i+1}} - \bar{y}_i \cdot \bar{y}_{i+1}}{\sigma_{y_1} \cdot \sigma_{y_{i+1}}}, \text{ ёки}$$
$$r_a = \frac{\sum_{i=2}^n (y_i - \bar{y}_1)(y_{i-1} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=2}^n (y_i - \bar{y}_1) \cdot \sum_{i=2}^n (y_{i-1} - \bar{y}_2)}},$$

бу ерда σ_{y_i} , $\sigma_{y_{i+1}}$ – бу тегишлича y_i ва y_{i+1} қаторларнинг ўртача квадратик оғиши;

$$\bar{y}_1 = \frac{\sum_{i=2}^n y_i}{n-1}, \quad \bar{y}_2 = \frac{\sum_{i=2}^n y_{i-1}}{n-1}$$

Автокорреляция коэффицентларининг I, II ва ҳоказо тартиби ажратилади. Автокорреляция коэффицентининг тартиби вақт лагига боғлиқ. Энг катта лаг

$\left(\frac{n}{4}\right)^1$ дан катта бўлмаслиги лозим.

Дарбин-Уотсон мезони вақт қаторларида кузатишларнинг ҳам, улардан оғишларнинг ҳам хронологик тартибда тақсимланиши ушбу мезонни қўллаш учун асос бўлади. У одатда I тартиб автокорреляцияни аниқлаш ва қоидага кўра, катта танловлар учун қўлланилади. Дарбин-Уотсон мезони қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n (e_{i+1} - e_1)^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

бу ерда $e_i = y_i - \bar{y}_1$.

Агар даражаларнинг тенденциядан оғишлари (қолдиқлар) тасодифий бўлса, 0-4 ораликда ётувчи d қийматлар ҳамма вақт 2 га яқин бўлади. Агар автокорреляция мусбат бўлса, у ҳолда $d = 2$; агар у манфий бўлса, у ҳолда $2 \leq d \leq 4$. Ўз навбатида, мезон бўйича олинадиган баҳолар нуқтали эмас, балки ораликли ҳисобланади. Аҳамиятлиликнинг учта даражаси учун уларнинг қийматлари ($\alpha = 0,01; 0,025; 0,05$) кузатишлар сони ҳисобга олинган ҳолда махсус жадвалларда берилган (5-илова).

Автокорреляция коэффиценти иккита муҳим хусусиятга эга ҳисобланади.

Автокорреляция коэффиценти қаторнинг жорий ва олдинги даражалари чизиқли (ёки чизиқлига яқин) боғлиқликнинг мавжудлиги ҳақида мулоҳаза юритиш имконини беради, чунки корреляциянинг чизиқли коэффицентига ўхшашлиги асосида тузилади.

Автокорреляция коэффицентининг белгиси қатор даражаларидаги тенденциянинг ортиши ёки камайиши ҳақида мулоҳаза юритиш имконини бермайди, чунки кўпинча вақт қаторларининг автокорреляцияси мусбат.

Автокорреляция коэффицентлари қатор таркибини тавсифлаш ва унда автокорреляция (қаторнинг жорий ва олдинги даражалари ўртасидаги боғлиқлик) энг юқори бўлган лагни аниқлаш учун кенг қўлланилади. Мазкур ҳолатда коррелограмма тузилади.

Коррелограмма – автокорреляция коэффиценти қийматларининг лаг миқдорининг қийматларига боғлиқлик графиги. Қатор таркиби ҳақида мулоҳаза юритиш имконини беради.

Автокорреляция коэффиценти қийматларининг талқини (қатор таркиби) қуйидагилардан иборат:

1) Агар I тартиб автокорреляция коэффиценти энг юқори бўлиб чиқса, у ҳолда қатор фақат тенденцияга эга бўлади.

2) Агар II, III ва ҳоказо тартиб автокорреляция коэффиценти энг юқори бўлиб чиқса, у ҳолда қатор тегишли (икки, уч ва ҳоказо) вақт даврига эга циклик (даврий) ўзгариб туришларга эга бўлади.

3) Агар автокорреляциянинг барча коэффицентлари юқори бўлмаса, у ҳолда қуйидаги иккита вазиятдан бири ўрин тутди:

а. қатор кучли чизиқсиз тенденцияга эга;

б. қатор тенденция ва циклик (даврий) ўзгариб туришларга эга эмас.

5.2. Автокорреляцияни Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида аниқлаш

Автокорреляцияни Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида ўрганишда ҳаракатларнинг муайян кетма-кетлигига амал қилиш талаб этилади.

Дарбин-Уотсон мезони талаблари.

Автокорреляциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги H_0 фараз илгари сурилади. H_1 ва H_2 муқобил фаразлар – бу тегишлича мусбат ва манфий автокорреляциянинг мавжудлиги.

Махсус жадваллар бўйича n кузатувларнинг берилган (маълум) сони, m модель мустақил ўзгарувчиларининг сони ва аҳамиятлилик даражаси учун Дарбин-Уотсон мезонининг d_U ва d_L критик қийматлари аниқланади.

Қуйидаги расм асосида $(1 - \alpha)$ эҳтимолликка эга ҳар бир фараз қабул қилинади ёки рад этилади:

Мусбат автокорреляция. H_1 қабул қилинади	Ноаниқлик зонаси	Автокорреляция йўқ. H_0 қабул қилинади	Ноаниқлик зонаси	Манфий автокорреляция. H_1^* қабул қилинади
0	d_L	d_U	2	4
	$4 - d_U$	$4 - d_L$	$4 - d_U$	4

Агар Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қиймати ноаниқлик зонасига тушса, у ҳолда автокорреляциянинг мавжудлиги назарда тутилади.

Дарбин-Уотсон мезонини авторегрессия моделларига нисбатан қўллаб бўлмайди. Қолдиқлар автокорреляциясини аниқлаш учун авторегрессия моделларида h -Дарбин мезонидан фойдаланилади.

Дарбин мезони (h) – бу

$$h = \left(1 - \frac{d}{2}\right) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot V}}$$

бу ерда: d –авторегрессия модели учун Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қиймати;

n – моделдаги кузатувлар сони;

V – лагли натижалари ўзгарувчида стандарт хато квадрати.

Дарбин мезони (h) бўйича (H_0) нолли фаразнинг қабул қилиниши ёки рад этилиши қуйидаги қоидага асосланади. h -Дарбин мезонининг талқини қуйидагилардан иборат:

Агар $h > 1,96$ бўлса, у ҳолда қолдиқлар мусбат автокорреляциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилади.

Агар $h < -1,96$ бўлса, у ҳолда қолдиқлар манфий автокорреляциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилади.

Агар $-1,96 < h < 1,96$ бўлса, у ҳолда қолдиқлар автокорреляциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилмайди.

h тақсимооти тахминан нормал тақсимотга яқин. Ўз навбатида, қолдиқлар автокорреляциясининг мавжудлиги ёки мавжуд эмаслиги тўғрисидаги фаразларни текширишни стандартлаштирилган нормал тақсимот жадвалидан фойдаланган ҳолда h мезонининг ҳақиқий қийматини жадвалдаги қиймат билан солиштириш асосида амалга ошириш мумкин.

Вақт қаторларидаги автокорреляцияни камайтириш (ёки йўқотиш) учун бир неча усуллардан фойдаланилади. Вақт қаторларидаги автокорреляцияни камайтириш (ёки йўқотиш) учун қуйидаги усуллардан фойдаланиш мумкин:

Қўшимча омил, масалан, вақт омилини киритиш усули. Вақт кўрсаткичи қўшимча омил сифатида ҳамма вақт чизиқли шаклда киритилади, айти пайтда бошланғич қатор даражалари исталган шакл кўрсаткичлари билан намоён этилиши мумкин. Вақт кўрсаткичи ушбу ҳолатда тренд ҳақиқий маълумотларининг оғишлари билан бир хил. Мазкур усул энг аниқ натижаларни чизиқли боғлиқлик мавжуд ҳолларда беради.

Кетма-кет айирмалар усули. Вақт қаторининг дастлабки даражалари эмас, балки улар ўртасидаги қуйидаги тарзда аниқланадиган айирмалар кетма-кетлиги таҳлил қилинади:

$$\Delta y_1 = y_t - y_{t-1};$$

$$\Delta y_2 = y_{t-1} - y_{t-2} \text{ ва х.}$$

Ушбу усулдан фойдаланишда даражалар ўртасидаги барча айирмалар фақат тасодифий таркибий тебраниш қисмига эга бўлади.

Авторегрессион ўзгартиришлар усули. Вақт қаторининг дастлабки даражалари эмас, балки уларнинг тенденциядан қуйидаги тарзда аниқланадиган оғишлари таҳлил қилинади:

$$y_1 - \hat{y}_1;$$

$$y_2 - \hat{y}_2 \text{ ва х.к.}$$

Ҳодисанинг вақтга кўра ривожланишини ўрганишда баъзан турли мазмундаги, лекин бир-бири билан боғлиқ бўлган икки ва ундан ортиқ вақт қатори даражаларининг ўзгаришларидаги ўзаро боғлиқлик даражасини баҳолаш зарурати туғилади.

Боғланган вақт қаторлари – натижали омилнинг бир ёки бир неча омилли белгиларга боғлиқлигини кўрсатувчи вақт қаторларидир.

Боғланган вақт қаторлари даражаларининг ўртасидаги боғлиқликни ўрганиш вазифасини ҳал этиш имконини корреляциялашнинг учта усули беради.

Ушбу (даражалар бўйича корреляциялаш) усулдан фойдаланишда қаторлардан ҳар бирини (автокорреляция коэффициенти ёрдамида) уларда автокорреляциянинг мавжудлигини текшириш зарур. Агар қатор даражалари ўртасида автокорреляция мавжуд бўлса, уни бартараф этиш лозим.

Динамика қатори даражаларини корреляциялаш. Фақат динамик қаторларнинг ҳар бирида автокорреляция мавжуд бўлмаган тақдирда, улар ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини кўрсатади ва қуйидаги формула бўйича аниқланади.

$$r = \frac{\overline{XY} - \bar{X} \cdot \bar{Y}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y},$$

бу ерда X – динамика омилли қаторларининг даражалари;

Y – динамика натижали қаторларининг даражалари.

Ҳақиқий даражаларнинг тенглаштирилган даражалардан (тренддан) оғишларини корреляциялаш. Усулнинг тавсифи шундан иборатки, даражаларнинг ўзлари эмас, балки ҳақиқий даражаларнинг трендни акс эттирувчи тенглаштирилган даражалардан оғишлари, яъни қолдиқ катталиклар корреляцияланади. Бунинг учун динамиканинг ҳар бир қатори ўзига хос бўлган таҳлилий формула бўйича тенглаштирилади, сўнгра эмпирик даражалардан тенглаштирилган даражалар ҳисоблаб чиқарилади (яъни $d_x = X_i - \bar{X}_i$; $d_y = Y_i - \bar{Y}_i$) ва ҳисоблаб чиқилган (d_x ва d_y) оғишлар ўртасидаги боғлиқликнинг жипслиги қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$r_{d_x d_y} = \frac{\sum d_x \cdot d_y}{\sqrt{\sum d_x^2 \cdot \sum d_y^2}}$$

Кетма-кет айирмаларни корреляциялаш. Автокорреляциянинг таъсирини ҳар бир даражадан ундан олдинги даражани чиқариб ташлаш йўли билан, яъни даражалар айирмаларини топган ҳолда ($y_n - \bar{y}_{n-1}$) йўқотиш мумкин, чунки даражалардан уларнинг айирмаларига ўтишда умумий тенденциянинг ўзгарувчига таъсири истисно этилади. Бунда даражалар тўғри чизик бўйича ўзгарганда дастлабки айирмаларни, n тартиб парабола бўйича ўзгарганда эса n айирмани корреляциялаш мумкин. Айирмалар коэффиценти формуласи қуйидагича:

$$r_{\Delta x \Delta y} = \frac{\sum \Delta_x \cdot \Delta_y}{\sqrt{\sum \Delta_x^2 \cdot \sum \Delta_y^2}}$$

5.3. Коинтеграция тушунчаси

Ҳодисанинг вақтга кўра ривожланишини ўрганиш ҳамда турли мазмундаги икки ва ундан ортиқ вақт қатори даражаларининг ўзгаришларидаги ўзаро боғлиқлик даражасини баҳолаш баъзан коинтеграция ҳодисаси билан кузатилади. Агар икки ёки ундан ортиқ вақт қаторидан бири ёки бир нечтаси ностационар бўлса, уларнинг чизикли комбинацияси ностационар бўлади. Бироқ, агар вақт қаторлари ўртасида узоқ вақтли боғлиқлик мавжуд бўлса, у ҳолда натижа бошқача бўлиши мумкин. Агар икки ёки ундан ортиқ вақт қаторининг чизикли комбинацияси стационар бўлса (қатор узоқ вақт оралиғида дисперсияга ва фақат тасодифий таркибий тебраниш қисмига эга бўлса) коинтеграция иштирок этади.

Коинтеграция – бу икки ёки ундан ортиқ вақт қаторининг даражаларидаги сабаб-оқибатли боғлиқлик бўлиб, улар тенденциялари ва тасодифий ўзгарувчининг мос келишида ёки қарама-қарши йўналишга эга бўлишида ўз ифодасини топади.

Амалиётда вақт қаторлари коинтеграциясини текширишнинг иккита асосий усули мавжуд. Улар қуйидагилар:

Энгел-Грангер усули.

Усул қуйидаги кетма-кетликда қўлланилади:

вақт қаторлари ўртасида коинтеграциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз илгари сурилади;

қолдиқлар регрессия тенгламасининг параметрлари ҳисоблаб чиқилади;

қолдиқлар тенгламасида a_0 регрессия коэффициенти учун t мезоннинг ҳақиқий қиймати аниқланади;

ҳақиқий қийматлар τ статистиканинг критик қиймати билан таққосланади (0,01; 0,05; 0,10 аҳамиятлилик даражалари учун тегишлича 2,5899; 1,9439; 1,6177 га тенг).

Дарбин-Уотсон усули.

Иккита вақт қатори ўртасида коинтеграциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фаразни текшириш учун қўлланилади. Мезондан фойдаланилган ҳолларда (анъанавий методикадан фарқли ўлароқ) Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қиймати бош йиғиндида нолга тенг деган фараз текширилади.

Энгель-Грангер усулидан фойдаланишда t мезон ҳақиқий қиймати параметрларининг тавсифи куйидаги тенгсизликни ҳисобга олади:

а) агар t нинг ҳақиқий қиймати критик қийматдан катта бўлса (аҳамиятлилик берилган (маълум) даражасида), у ҳолда вақт қаторлари коинтеграциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилади.

б) агар t нинг ҳақиқий қиймати критик қийматдан кичик бўлса (аҳамиятлилик берилган (маълум) даражасида), у ҳолда вақт қаторлари коинтеграциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилмайди.

Дарбин-Уотсон мезони асосида ҳисоблаш ҳақиқий қийматининг параметрларини тавсифлаш куйидаги қоидаларга бўйсунди:

Агар Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қийматини нолга тенг деб эътироф этиш мумкин бўлмаса (у аҳамиятлиликнинг берилган (маълум) даражаси учун критик қийматдан юқори бўлса), у ҳолда вақт қаторлари коинтеграциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилади.

Агар Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қиймати аҳамиятлиликнинг берилган (маълум) даражаси учун критик қийматдан кичик бўлса, у ҳолда коинтеграциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилмайди.

Таянч иборалар

Автокорреляция, авторегрессия вақт лаги, автокорреляция турлари, автокорреляция кўрсаткичлари, коррелограмма, Дарбин-Уотсон мезони, h -Дарбин мезони, коинтеграция.

Такрорлаш учун саволлар

Вақт қатори коинтеграцияси ҳақидаги фаразияларни тестдан ўтказиш. Энгель-Грангер мезони. Дарбин-Уотсон мезони.

Бир вақтлик тенгламалар тизими ҳақида тушунча ва унинг таркибий қисмлари.

Бир вақтлик тенгламалар тизимини тақдим этиш шакллари.

Тизим тенгламаларини идентификациялаш вазибалари.

Идентификацияланувчанликнинг зарур ва етарли шарти.

Энг кичик квадратларнинг билвосита усули: алгоритм ва қўллаш шартлари.

Энг кичик квадратларнинг икки қадамли усули: алгоритм ва қўллаш шартлари.

Тест

Тренднинг тенглаштирилган даражаларидан оғишларни корреляциялаш нима учун ўтказилади?

- а) ҳақиқий даражаларнинг трендни акс эттирувчи тенглаштирилган даражалардан оғишлари ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини аниқлаш учун;
- б) автокорреляция мавжуд бўлмаган ҳолларда динамика қаторлари ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини аниқлаш учун;
- в) автокорреляциянинг таъсирини истисно этиш учун;
- г) умумий тенденция белгисининг ўзгарувчилигига таъсирини истисно этиш учун.

Қанақа ҳолатда коинтеграция ҳодисаси иштирок этади?

- а) агар вақт қаторида таҳлил этилаётган кўрсаткичнинг доимий ўртача суръати иштирок этса;
- б) агар вақт қатори узоқ давом этадиган вақт оралиғида доимий дисперсияга эга бўлса;
- в) агар вақт қаторида икки ва ундан ортиқ даражалар тенденцияси мос келса (ёки қарама-қарши йўналишга эга бўлса);
- г) агар вақт қаторида вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати иштирок этса.

Автокорреляциянинг ноциклик коэффициентини ҳисоблаш формуласини кўрсатинг?

а)
$$r_a = \frac{\overline{y_i \cdot y_{i+1}} - \bar{y}_i \cdot \bar{y}_{i+1}}{\sigma_{y1} \cdot \sigma_{y_{i+1}}};$$

б)
$$r_a = \frac{\sum_{i=2}^n (y_i - \bar{y}_1)(y_{i-1} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=2}^n (y_i - \bar{y}_1) \cdot \sum_{i=2}^n (y_{i-1} - \bar{y}_2)}};$$

в)
$$d = \frac{\sum_{i=1}^n (e_{i+1} - e_i)^2}{\sum_1^n e_i^2};$$

г)
$$h = \left(1 - \frac{d}{2}\right) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot V}}.$$

4. Авторегрессия моделларида қолдиқлар автокорреляциясини аниқлаш учун формулани кўрсатинг?

а)
$$r_a = \frac{\overline{y_i \cdot y_{i+1}} - \bar{y}_i \cdot \bar{y}_{i+1}}{\sigma_{y1} \cdot \sigma_{y_{i+1}}};$$

$$\text{б) } r_a = \frac{\sum_{i=2}^n (y_i - \bar{y}_1)(y_{i-1} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=2}^n (y_i - \bar{y}_1) \cdot \sum_{i=2}^n (y_{i-1} - \bar{y}_2)}};$$

$$\text{в) } d = \frac{\sum_{i=1}^n (e_{i+1} - e_i)^2}{\sum_1^n e_i^2};$$

$$\text{г) } h = \left(1 - \frac{d}{2}\right) \cdot \sqrt{\frac{n}{1 - n \cdot V}}.$$

Вақт қаторларида автокорреляцияни камайтириш (баргараф этиш) усуллари кўрсатинг?

- а) авторегрессион ўзгартиришлар усули;
- б) коррелограммати тузиш усули;
- в) қўшимча омилни киритиш усули;
- г) кетма-кет айирмалар усули.

Боғланган вақт қаторларининг даражалари ўртасидаги боғлиқликни ўрганиш қанақа усул ёрдамида ўтказилади?

- а) динамика қатори даражаларини корреляциялаш;
- б) ҳақиқий даражаларнинг тренддан оғишларини корреляциялаш;
- в) кетма-кет айирмаларни корреляциялаш;
- г) авторегрессион ўзгартиришларни корреляциялаш.

Боғланган қаторларнинг тўғри таърифини кўрсатинг?

- а) икки ёки ундан ортиқ вақт қаторининг даражаларидаги сабаб-оқибатли боғлиқлик бўлиб, улар тенденциялари ва тасодифий ўзгарувчининг мос келишида ёки қарама-қарши йўналишга эга бўлишида ўз ифодасини топади;
- б) натижали белгининг бир ёки бир неча омилли белгига боғлиқлигини кўрсатувчи;
- в) автокорреляция коэффиценти қийматлари лагининг катталиги қийматларига боғлиқлиги;
- г) вақт қатори даражаларининг дастлабки ҳолатга нисбатан h вақт лаҳзаларига силжиши.

VI боб. ДИНАМИК ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

Динамик эконометрик моделлар тушунчаси

Динамик эконометрик моделлар – айна пайтда моделга кирувчи, жорий ва олдинги вақт лаҳзаларига тааллуқли ўзгарувчилар қийматларини ҳисобга олувчи моделлар.

Барча динамик эконометрик моделлар шартли равишда икки турга бўлинади. Уларда ўзгарувчиларнинг лаг қийматлари бевосита моделга киритилган моделлар.

Натижали белгининг кутилаётган ёки исталган даражасини ёхуд t вақт лаҳзасида омиллардан бирини тавсифловчи ўзгарувчиларни ўз ичига олган моделлар.

Уларда ўзгарувчиларнинг лаг қийматлари бевосита моделга киритилган моделлар. Ушбу моделлар ҳам икки турга бўлинади.

Уларда ўзгарувчиларнинг лаг қийматлари бевосита моделга киритилган моделлар.

Тақсимланган лагли моделлар:

$$y_t = a_0 + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_n x_{t-n} + \varepsilon_t$$

Бундай моделларда омилли ўзгарувчиларнинг жорий қийматлари билан бир қаторда уларнинг лагли қийматлари ҳам мавжуд.

Авторегрессион моделлар:

$$y_t = a_0 + \alpha_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Бундай моделларда натижанинг (эндоген ўзгарувчиларнинг) лаг қийматлари моделга омилли ўзгарувчилар сифатида киради.

Бу ерда x_t, x_{t-1}, x_{t-l} – натижали белгининг $t, t-1, \dots, t-l$ вақт лаҳзаларидаги қийматлари. l катталиқ вақт лагини тавсифлайди.

Оний вақт ўзгарувчи ўтган вақт лаҳзаларида натижали белгининг ўзгаришини шакллантирувчи кўплаб омилларнинг таъсири остида (сиёсий, рухий, технологик, иқтисодий ва ҳ.к. сабаблар) юзага келади.

Натижали белгининг кутилаётган ёки исталган даражасини ёхуд t вақт лаҳзасида омиллардан бирини тавсифловчи ўзгарувчиларни ўз ичига олган моделлар. Ушбу даража номаълум ҳисобланади ва ўтган вақт лаҳзасида ($t-1$) қўлга киритилган ахборотни ҳисобга олган ҳолда аниқланади.

Улар қуйидаги тарзда бўлинади.

Натижали белгининг кутилаётган ёки исталган даражасини ёхуд t вақт лаҳзасида омиллардан бирини тавсифловчи ўзгарувчиларни ўз ичига олган моделлар.

Адаптив кутишлар моделлари. Бундай моделларда x_{t+1}^* омилли белгининг кутилаётган қиймати ҳисобга олинади. Масалан, $(t-1)$ даврда кутилаётган иш ҳақининг қиймати t жорий даврдаги ишсизлик даражасига таъсир кўрсатади.

Бундай моделларда y_{t+1}^* натижали белгининг кутилаётган қиймати ҳисобга олинади. Масалан, x_t фойданинг ҳақиқий ҳажми y_t^* дивидендларнинг исталган даражасига таъсир кўрсатади.

Динамик эконометрик моделларни тузишнинг ўзига хос хусусиятларини ҳисобга олиш лозим. Динамик эконометрик моделларни тузишнинг ўзига хос хусусиятлари қуйидагилардан иборат.

Вақт лагининг таркибини танлаш ва аниқлаш.

ЭКУ асосларининг бузилиши оқибатида махсус параметрлаш усулларидадан фойдаланиш. Иккита динамик модель ўртасида ўзаро боғлиқликнинг мавжудлиги.

Тақсимланган лагли моделлар параметрларини аниқлаш

Тақсимланган лагли моделлар – бу $y_t = a_0 + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$

Тақсимланган лагли моделда x_t ўзгарувчи олдидаги α_0 регрессия коэффиценти x лаг қийматларининг таъсирини ҳисобга олмаган ҳолда айрим қатъий белгиланган t вақт лаҳзасида x_t омил l бирликка ўзгарганда y_t эндоген (изоҳланувчи) белгининг ўртача мутлақ ўзгаришини тавсифлайди.

$(t+1)$ лаҳзада x_t ўзгарувчининг y_t самарали кўрсаткичга умумий таъсири $\alpha_0 + \alpha_1$ ни, $(t+2)$ вақт лаҳзасида эса, тегишлича, $\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2$ ва ҳоказони ташкил қилади.

$\sum_{i=1}^k \alpha_i (h < l)$ барча қийматларининг йиғиндиси оралик мультипликатори деб номланади.

$\alpha_i (i=0, 1, 2, \dots, h)$ барча қийматларининг йиғиндиси узоқ муддатли мультипликатор деб номланади. У y ва x нинг ҳар бир $i=0, 1, 2, \dots, l$ даврда айрим ўзгариши таъсири остида ўзгаришини тавсифлайди.

Тақсимланган лагли моделда α_i коэффицентлари:

$$\begin{aligned} A_i &= \alpha_i / \alpha; \\ y &= 0/l; \\ \alpha &= \alpha_0 + \alpha_1 + \dots + \alpha_i \end{aligned}$$

A_i катталигини билган ҳолда қуйидагиларни аниқлаш мумкин.

Ўртача арифметик ўлчанган катталик формуласи бўйича ўртача лаг:

$$\bar{l} = \sum_{i=1}^l i \cdot A_i$$

Медиан лаг:

$$\sum_{i=1}^{l < 54} A_i = 0,5$$

Ўртача лаг ушбу t вақт лаҳзасида экзоген (изоҳланувчи) ўзгарувчи таъсири остида эндоген (изоҳловчи) ўзгарувчи ўзгарадиган ўртача даврни ўзида намоён этади. Ўртача лаг катталиги қанча юқори бўлса, экзоген омилни эндоген омилнинг ўзгаришига мослашиши учун шунча узоқ давр зарур.

Лагнинг медиан қиймати t вақт лаҳзасидан экзоген ўзгарувчининг эндоген ўзгарувчига умумий таъсирининг ярми амалга ошириладиган даврни ҳисоблаб чиқишни назарда тутди.

Экзоген (изоҳланувчи) белги лаг ва жорий қийматларининг таъсир этиш кучи турлича. Регрессия коэффициентлари ёрдамида турли вақт лаҳзаларига тааллуқли бўлган эндоген (y) ва экзоген (x_1, x_2, x_n) ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқликнинг кучи миқдорий жиҳатдан ўлчанади.

Олинган коэффициентларнинг лаг катталигига ва унинг таркибига боғлиқлигини график шаклда намоён этиш мумкин.

Лаг таркибининг график тасвири

Чизиқли	Геометрик	V шаклда ағдарилган	2-даражали полиномиал	3-даражали полиномиал
(а)	(б)	(в)	(г)	(д)

Чизиқли модель (а) лаг полиномиал таркибининг алоҳида ҳолати ҳисобланади. Лагнинг ағдарилган V шаклидаги таркиби (в) II даражали полином билан аппроксимацияланади. (г) Графикда ҳам II даражали полиномлар кўрсатилган. III даражали полином (д) графикда тасвирланган.

Алмон моделлари. Алмон лаглари полиномлар ёрдамида таърифланадиган таркибга эга.

α_i коэффициентларнинг боғлиқлиги модели (бу ерда $i=0, 1, 2, \dots, l$) полином шаклидаги лаг катталигидан қуйидаги кўринишга эга.

Полиномлар турлари.

I даражали полиномлар учун:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i$$

II даражали полиномлар учун:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2$$

III даражали полиномлар учун:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 + \alpha_3 i^3 \text{ ва х.к.}$$

Полиномиал моделнинг умумий кўриниши.

n даражали полином модели – бу $\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 + \dots + \alpha_n i^n$

Моделнинг ҳар бир α_i коэффициентини қуйидагича ёзиш мумкин:

$$\alpha_0 = \alpha_0;$$

$$\alpha_1 = \alpha_0 + \alpha_1 + \dots + \alpha_n;$$

$$\alpha_2 = \alpha_0 + 2\alpha_1 + 4\alpha_2 + \dots + 2^n \alpha_n \text{ ва х.к.}$$

Умумий кўринишда:

$$\alpha_1 = \alpha_0 + 1\alpha_1 + l^2\alpha_2 + \dots + l^n\alpha_n;$$

$$y_i = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n (\alpha_0 + \alpha_{1i} + \alpha_2 \cdot i^2) \cdot x_{i-1} + \Delta_i = \alpha_0 + \alpha_0 \cdot \sum_{i=0}^n x_{i-1} + \alpha_1 \cdot \sum_{i=0}^n i \cdot x_{i-1} + \alpha_2 \cdot \sum_{i=0}^n i^2 \cdot x_{i-1} + \Delta_i$$

Кўшилувчиларни қуйидаги тарзда белгилаймиз:

$$\varepsilon_0 = \sum_{i=0}^n x_{i-1} ;$$

$$z_1 = \sum_{i=0}^n i \cdot x_{i-1};$$

$$z_2 = \sum_{i=0}^n i^2 \cdot x_{i-1}.$$

У ҳолда модель қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 z_0 + \alpha_2 z_1 + \alpha_3 z_2 + \Delta_t$$

Алмон усулини моделни параметрлаш учун қўллашни схема кўринишида тақдим этиш мумкин.

Алмон усули моделини параметрлаш учун қўллаш босқичлари.



Алмон усулини параметрлашнинг ўзига хос хусусиятлари

Лагнинг кичик катталигини танлаш, натижага катта таъсир кўрсатиши мумкин бўлган омилларнинг етарлича ҳисобга олинмаслигига олиб келади. Ушбу омилнинг таъсири қолдиқларда ифодаланади, бу ЭКУ асосларини бузади. Лагнинг жуда катта катталиги статистик жиҳатдан аҳамиятли бўлмаган омиллар таъсирининг оширилишига олиб келади, бу моделни баҳолашдаги самарадорликнинг пасайишини келтириб чиқаради.

Полином даражасини аниқлаш учун қуйидаги қоида қўлланилади: n даражали полином лаг таркибидаги экстремумлар сонидан биттага кўп бўлиши керак. Агар лагнинг таркиби ҳақидаги эмпирик маълумотлар мавжуд бўлмаса, у ҳолда

n полином даражаси n нинг турли қийматлари учун тузилган тенгламаларни қиёсий баҳолашнинг энг яхши модели бўйича аниқланади.

3. Агар z_i ўзгарувчилар ўзаро корреляцияланса ёки ўзгарувчилар ўртасида узвий боғлиқлик мавжуд бўлса, параметрлаш омилларининг мультиколлинеарлигини ҳисобга олган ҳолда ўтказилади.

Алмон усули ёрдамида ҳар қандай узунликдаги тақсимланган лагли моделлар тузилади.

Мисоллар

6.1-жадвал

Ўзбекистонда экспорт ва импортнинг ҳажми тўғрисидаги маълумотлар мавжуд (тўлов баланси методологияси бўйича)

(минг. АҚШ долл.)

Ой	Экспорт			Импорт		
	2009 й.	2010 й.	2011 й.	2009 й.	2010 й.	2011 й.
Ўтган йил декабрь ойи	11 037	19 247	24 829	6 505	11 185	13 901
Январь	11 254	14 175	20 936	5 560	7 039	8 392
Февраль	12 079	16 221	21 959	6 569	8 477	10 159
Март	13 956	19 809	24 459	7 789	10 194	12 446
Апрель	14 712	19 899	24 048	7 720	9 699	11 377
Май	13 615	20 278	27 111	7 360	9 628	12 890
Июнь	14 862	19 382	25 386	7 895	10 103	14 559
Июль	15 439	21 554	25 900	8 355	10 853	13 716
Август	16 759	21 628	28 217	8 320	10 774	14 491
Сентябрь	16 271	21 706	25 778	8 287	10 831	14 576
Октябрь	17 208	22 084	24 943	8 908	11 560	15 984
Ноябрь	17 807	22 235	25 534	9 434	12 374	16 308
Декабрь	19 247	24 829	29 653	11 185	13 901	19 793

$l = 3$ тақсимланган лагли модель бошланғич маълумотлар z_0, z_1, z_2 ўзгарувчиларга ўзгартирилган ҳолда $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 z_0 + \alpha_2 z_1 + \alpha_3 z_2 + \varepsilon_t$ II даражали полиномни ўзида намоён этади:

$$z_0 = x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + x_{t-3};$$

$$z_1 = x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3};$$

$$z_2 = x_{t-1} + 4x_{t-2} + 9x_{t-3}.$$

Қийматлар ҳисоб-китоби 6.2-жадвалда келтирилган.

Ҳисоблаш маълумотлари

Ой	Экспорт	Импорт	z ₀	z ₁	z ₂
Ўтган йил декабрь оyi	11 037	6 505	–	–	–
Январь	11 254	5 560	–	–	–
Февраль	12 079	6 569	–	–	–
Март	13 956	7 789	26 423	43 167	84 105
Апрель	14 712	7 720	27 638	49 574	97 997
Май	13 615	7 360	29 438	53 956	108 341
Июнь	14 862	7 895	30 764	53 495	106 815
Июль	15 439	8 355	31 330	53 585	106 175
Август	16 759	8 320	31 930	56 610	112 795
Сентябрь	16 271	8 287	32 857	58 347	116 762
Октябрь	17 208	8 908	33 870	58 762	116 936
Ноябрь	17 807	9 434	34 949	60 398	119 649
Декабрь	19 247	11 185	37 814	65 685	129 093
Январь	14 175	7 039	36 566	67 145	136 685
Февраль	16 221	8 477	36 135	67 295	137 298
Март	19 809	10 194	36 895	55 304	107 453
Апрель	19 899	9 699	35 409	63 995	126 768
Май	20 278	9 628	37 998	69 802	140 170
Июнь	19 382	10 103	39 624	68 155	135 906
Июль	21 554	10 853	40 283	69 571	137 917
Август	21 628	10 774	41 358	72 892	145 113
Сентябрь	21 706	10 831	42 561	75 791	151 604
Октябрь	22 084	11 560	44 018	76 318	151 850
Ноябрь	22 235	12 374	45 539	78 818	156 093
Декабрь	24 829	13 901	48 666	84 889	167 437
Январь	20 936	8 392	46 227	85 690	175 362
Февраль	21 959	10 159	44 826	82 547	168 836
Март	24 459	12 446	44 898	66 332	128 610
Апрель	24 048	11 377	42 374	76 905	152 592
Май	27 111	12 890	46 872	85 428	170 412
Июнь	25 386	14 559	51 272	85 847	168 512
Июль	25 900	13 716	52 542	94 394	187 962
Август	28 217	14 491	55 656	100 159	200 386
Сентябрь	25 778	14 576	57 342	98 422	195 984
Октябрь	24 943	15 984	58 767	103 100	204 707
Ноябрь	25 534	16 308	61 359	106 580	211 428
Декабрь	29 653	19 793	66 661	116 345	228 881

EXCEL жадвал тахрирчиси воситаси ёрдамида («Маълумотларни таҳлил қилиш → Регрессия» буйруғи) экспорт моделининг ўзгарувчиларини ва импортнинг лаг ўзгарувчиларини аниқлаймиз. Натижалар 6.3-жадвалда келтирилган.

Яқунларни чиқариш

Регрессион статистика	
Кўплик R	0,927891
R -квадрат	0,860982
Нормалаштирилган R -квадрат	0,84708
Стандарт хато	1750,814
Кузатишлар	34

Дисперсион таҳлил					
Кўрсаткич	df	SS	MS	F	F нинг аҳамиятлилиги
Регрессия	3	5,7E+ 08	1,9E + 08	61,9332	5,85E - 13
Қолдиқ	30	91 960 509	3 065 350		
Жами	33	6,62E+08			

Кўрсаткич	Коэффициент	Стандарт хато	t -статистика	P -қиймат	Қуйи 95%	Юқори 95%
Ҳ-кесишув	4 038,181	1 330,245	3,035667	0,004926	1 321,458	6 754,903
X_1 ўзгарувчи	0,210798	0,242254	0,870153	0,391126	-0,28395	0,705545
X_2 ўзгарувчи	1,069681	0,61858	1,729252	0,094043	-0,19363	2,33299
X_3 ўзгарувчи	-0,48353	0,256057	-1,88837	0,06868	-1,00647	0,039407

Шундай қилиб, регрессия тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = 4038,181 + 0,211 z_0 + 1,070 z_1 - 0,484 z_2.$$

α_i қийматлари қуйидаги тарзда аниқланади:

$$\alpha_0 = 0,211;$$

$$\alpha_1 = 0,211 + 1,070 + (-0,484) = 0,797;$$

$$\alpha_2 = 0,211 + 2 \cdot 1,070 + 4 \cdot (-0,484) = 0,415;$$

$$\alpha_3 = 0,211 + 3 \cdot 1,070 + 9 \cdot (-0,484) = -0,935.$$

Демак, тақсимланган лагги модель қуйидаги кўринишга эга:

$$y_t = 4038,181 + 0,211 x_t + 0,797 x_{t-1} + 0,415 x_{t-2} - 0,935 x_{t-3}.$$

Детерминация коэффициенти шуни кўрсатиб турибдики, экспортнинг 86,1 фоизга вариацияси импорт билан, 13,9 фоизга вариацияси эса моделга кирмаган бошқа омиллар билан шартланган.

Лагларнинг чексиз сонига эга бўлган моделларни баҳолаш учун қуйидаги усуллар ишлаб чиқилган.

Лагларнинг чексиз сонига эга бўлган моделларни баҳолаш усуллари лаглар сонини изчил ошириш усули;

койкни ўзгартириш усули (геометрик профессия усули);

бош таркибий қисмлар усули.

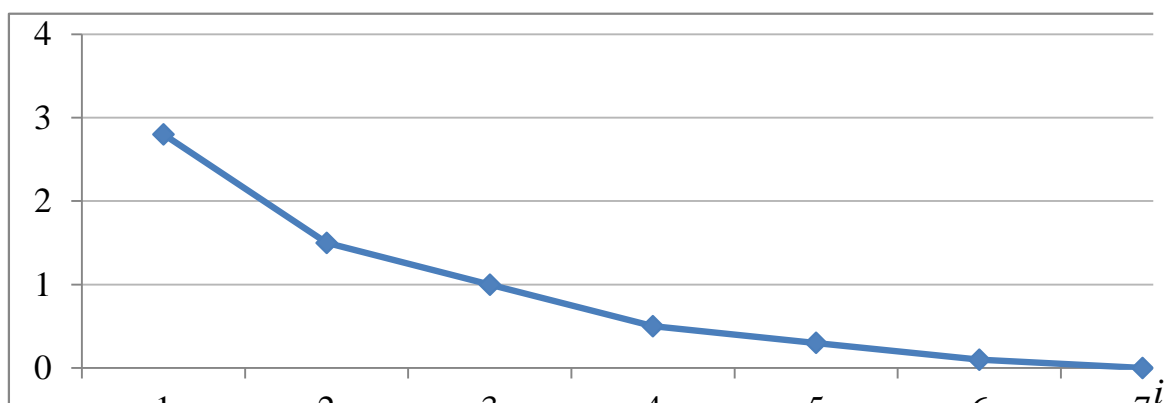
Койк моделлари. Койк оддий энг кичик квадратлар усули билан параметрлашнинг имкони йўқлиги туфайли лагларнинг чексиз сонига эга бўлган моделларни баҳолаш методикасини таклиф қилди, чунки омиллар сони чексиз.

Лагларнинг геометрик таркибида шу нарса назарда тутиладики, α_i коэффициентлари омили белгининг лаг қийматларида геометрик прогрессияда камайиб боради:

$$\alpha_i = \alpha_0 \lambda^i; \quad i = 0, 1, \dots; \quad 0 < \lambda < 1.$$

Лагнинг геометрик таркибини график кўринишда қуйидаги тарзда намоён этиш мумкин:

d_i



$\lambda > 0$ барча $\lambda_i > 0$ коэффициентлар учун бир хил белгиларни таъминлайди; $\lambda_i > 1$ геометрик прогрессияда лагларни камайитириш кўрсаткичи ҳисобланади. λ 0 га қанчалик яқин бўлса, омилнинг t вақт кўрсаткичига таъсирини пасайитириш суръати шунчалик юқори. Тенглама қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_0 x_t + \alpha_0 \lambda x_{t-1} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$

Олинган тенгламанинг параметрларини аниқлаш усуллари:

Биринчи усул.

λ га (0,1; 0,001) ихтиёрий белгиланган қадамли (0, 1) ораликдан қийматлар изчил бериледи. Ҳар бир λ учун қуйидаги тенглама ҳисоблаб чиқилади:

$$z_t = x_t + \lambda x_{t-1} + \lambda^2 x_{t-2} + \lambda^3 x_{t-3} + \dots + \lambda^n x_{t-n}.$$

Шарт бўйича қабул қилинган n қийматларда регрессия тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = a_0 + \alpha_0 z_t + \varepsilon_t$$

Тенгламани ечишда шуни ҳисобга олиш лозимки, λ қийматларини танлаш детерминациянинг энг катта коэффициенти асосида амалга оширилади, қидирилаётган a_0 , α_0 , λ параметрлари тенгламага қўйилади:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha x_t + \alpha_0 \lambda x_{t-1} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t$$

Иккинчи усул.

Койк усули (геометрик прогрессия усули). Мазкур усул бир неча босқични ўз ичига олади.

Омилнинг натижага лагли таъсирлари вақтга кўра камайишининг доимий суръати λ ($0 < \lambda < 1$). Айрим давр ($t-1$) учун натижа омилнинг таъсири остида ўзгариши қуйидагини ташкил қилади:

$$\alpha_i = \alpha_0 \lambda, i = 0, 1, 2, \dots, 0 < \lambda < 1.$$

Агар α_i нинг барча коэффицентларини моделда α_0 ва λ орқали ифодалайдиган бўлсак, у ҳолда қуйидагига эга бўламиз:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_0 x_{t-1} + \alpha_0 \lambda x_{t-2} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-3} + \dots + \varepsilon_{t-1} \quad (1)$$

Моделнинг иккала қисмини ҳам λ га кўпайтириб, қуйидагига эга бўламиз:

$$\lambda y_{t-1} = \lambda \alpha_0 + \alpha_0 \lambda x_{t-1} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-2} + \alpha_0 \lambda^3 x_{t-3} + \dots + \lambda \varepsilon_{t-1} \quad (2)$$

Топилган (2) нисбатни (1) нисбатдан чиқариб ташлаб Койк моделига эга бўламиз.

Койк модели $y_t = a(1-\lambda) + \alpha_0 x_t + (1-\lambda)y_{t-1} + u_t$,

бу ерда $u_t = \varepsilon_t - \lambda \cdot \varepsilon_{t-1}$.

Олинган модель чизиқли регрессиянинг (аникроғи, авторегрессиянинг) икки омилли модели. Унинг параметрларини аниқлаб, λ ни топиш ва бошланғич моделнинг a ва b_0 параметрларни баҳолаш мумкин. Модель параметрларини баҳолашга нисбатан оддий энг кичик квадратлар усулининг қўлланиши уни параметрларининг аралаш баҳоларига эга бўлишга олиб келади, чунки ушбу моделда лагли натижали ўзгарувчи сифатида y_{t-1} иштирок этади.

Лагнинг геометрик таркиби Койк моделида ўртача ва медиан лаглар катталигини аниқлаш имконини беради.

Койк моделида лагларнинг ўртача катталиги.

Ўртача лаг

$$\bar{l} = \frac{\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot \alpha_i}{\sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i} = \frac{\alpha_0 \cdot \lambda \cdot (1 + 2 \cdot \lambda^2 + 3 \cdot \lambda^3 + \dots)}{\alpha_0 \cdot \frac{1}{1-\lambda}} = \frac{\alpha_0 \cdot \lambda \cdot \frac{1}{(1-\lambda)^2}}{\alpha_0 \cdot \frac{1}{1-\lambda}} = \frac{\lambda}{1-\lambda}$$

Медиан лаг

$$\bar{l} = \frac{\ln 0,5}{\ln \lambda}$$

Авторегрессия моделлари. Авторегрессия моделлари параметрларининг талқини. Авторегрессия моделлари омилли ўзгарувчилар сифатида натижали белгининг лаг қийматларини ўзида мужассам этган.

Авторегрессия моделига мисол тариқасида қуйидаги тенгламани келтирамиз:

$$y_t = c + b_1 y_{t-1} + a_0 x_t + \varepsilon_t$$

бу ерда, b_1 – t вақтда y нинг ўзгариши таъсири остида бундан олдинги вақт лаҳзасига ($t-1$) ўзгаришини англатади;

a_0 – y ва x нинг ўз ўлчов бирлигига ўзгариши таъсири остида қисқа муддатли ўзгаришини англатади;

ε_t – тасодифий катталиқ (қолдиқ катталиги).

Ушбу авторегрессия моделида оралиқ мультипликатори номини олган $b_1 a_0$ кўпайтмаси алоҳида роль ўйнайди.

$a_0 b_1$ оралиқ мультипликатори y натижанинг $(t + 1)$ вақт лаҳзасида умумий мутлақ ўзгаришини аниқлайди.

Оралиқ мультипликатори кўрсаткичи билан бир қаторда узоқ муддатли мультипликатор кўрсаткичи ҳам қўлланилади.

Узоқ муддатли мультипликатор:

$$a = a_0 \cdot (1 + b_1 + b_1^2 + b_1^3 + b_1^4 + \dots)$$

y натижанинг узоқ муддатли даврда умумий мутлақ ўзгаришини аниқлайди.

Агар авторегрессия моделида барқарорлик шартига риоя этилса – $|b_1| < 1$, y ҳолда чексиз лаг мавжуд ҳолларда узоқ муддатли мультипликатор

$$a = \frac{a_0}{1 - b_1}$$

Нима учун энг кичик квадратлар усулини авторегрессия моделининг параметрларини баҳолаш учун қўллаб бўлмайди?

y_{t-1} лагли ўзгарувчи олдидаги параметрнинг баҳоси аралаш бўлади, чунки y_{t-1} ўзгарувчининг ўзи қисман ε_t катталиқ билан корреляцияланади.

Инструментал ўзгарувчилар усули. Авторегрессия моделларининг параметрларини баҳолаш учун турли усуллар қўлланилади. Омил билан тасодифий катталиқ ўртасида боғлиқликнинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги энг кичик квадратлар усули асосларининг бузилишини бартараф этиш имконини берувчи инструментал ўзгарувчилар усулини кўриб чиқамиз.

Инструментал ўзгарувчилар усулининг моҳияти. y_{t-1} лагли ўзгарувчи, бир томондан, ε_t тасодифий катталиқ билан корреляцияланмайдиган, иккинчи томондан, y_{t-1} ўзгарувчи билан узвий боғлиқ бўлган янги ўзгарувчига алмаштирилади.

Регрессиянинг ўзгартирилган бошланғич модели параметрлари (янги инструментал ўзгарувчи пайдо бўлди) энг кичик квадратлар усули ёрдамида баҳоланади.

Мисол. $y_t = c + b_1 y_{t-1} + a_0 x_t + \varepsilon_t$ авторегрессия моделида y_t натижа x_t омилга боғлиқ. Демак, y_{t-1} омил x_{t-1} омилга боғлиқ бўлади. Бошқача айтганда қуйидаги регрессия ўрин тутади.

$$y_{t-1} = c_1 + a_1 x_{t-1} + \eta_t, \text{ ёки } y_{t-1} = y_t^* + \eta_t,$$

бу ерда η_t – тасодифий таркибий қисм.

y_t^* инструментал ўзгарувчи ҳисобланади. Авторегрессиянинг ўзгартирилган бошланғич модели қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = c + b_1 (y_t^* + \eta_t) + a_0 x_t + \varepsilon_t,$$

ёки

$$y_t = c + b_1 y_t^* + b_1 \eta_t + a_0 x_t + \varepsilon_t = c + b_1 y_t^* + a_0 x_t + (b_1 \eta_t + \varepsilon_t).$$

Авторегрессия ўзгартирилган модели b_1 ва a_0 параметрларининг баҳоларини энг кичик квадратлар усули ёрдамида топамиз. Ушбу баҳолар авторегрессиянинг бошланғич модели учун қидирилаётган баҳолар бўлади.

Инструментал ўзгарувчилар усули кўпинча моделда омиллар мультиколлинеарлигининг пайдо бўлишига олиб келади. Ушбу муаммо муайян вазиятларда инструментал ўзгарувчи моделига вақт омилини киритиш орқали ҳал этилади.

Адаптив кутишлар моделлари. Адаптив кутишлар моделлари омилининг $(t+1)$ даврдаги исталган қийматини ҳисобга олади. Масалан, қуйидаги тенглама адаптив кутишлар модели ҳисобланади.

$$y_t = c + a_0 \cdot x_{t+1}^* + \varepsilon_t$$

бу ерда x_{t+1}^* – ушбу омилнинг жорий даврдаги ўртача арифметик ўлчанган реал ва кутилаётган қийматлари кўринишида шаклланадиган кейинги даврда кутилаётган қиймати, яъни $x_{t+1}^* = \lambda x_t + (1-\lambda)x_t^*$. Мазкур тенглама кутишларни шакллантириш механизмини белгилаб беради.

Кутишларни шакллантириш механизми:

$$x_{t+1}^* = \lambda x_t + (1-\lambda)x_t^*$$

бу ерда $0 \leq \lambda \leq 1$.

λ 1 га қанчалик яқин бўлса, x_{t+1}^* нинг кутилаётган қиймати олдинги реал қийматларга шунчалик тез мослашади. λ 0 га қанчалик яқин бўлса, x_{t+1}^* нинг кутилаётган қиймати x_t^* олдинги даврнинг кутилаётган қийматидан шунчалик кам фарқ қилади.

Нима учун энг кичик квадратлар усулини адаптив кутишлар моделининг параметрларини баҳолаш учун қўллаб бўлмайди?

Омилнинг моделга киритилиб кутилаётган қийматларига эмпирик усул билан эга бўлишнинг иложи йўқ.

Адаптив кутишлар моделини қандай ўзгартириш мумкинлигини кўрсатамиз:

$$y_t = c + a_0 x_{t+1}^* + \varepsilon_t \quad (1)$$

параметрларни баҳолаш мумкин бўлиши учун

$$\begin{aligned} y_t &= c + a_0(\lambda x_t + (1-\lambda)x_t^* + \varepsilon_t), \\ y_t &= c + a_0 \lambda x_t + a_0(1-\lambda)x_t^* + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

(1) бошланғич модель $(t+1)$ даври учун ҳам мос келади:

$$y_{t-1} = c + a_0 x_t^* + \varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

(3) тенгламани $1-\lambda$ катталигига кўпайтириб, қуйидаги тенгламага эга бўламиз:

$$(1-\lambda)y_{t-1} = (1-\lambda)c + (1-\lambda)a_0 x_t^* + (1-\lambda)\varepsilon_{t-1}. \quad (4)$$

(2) тенгламадан (4) тенгламани аъзолар бўйича чиқариб ташлаймиз ва авторегрессия моделига эга бўламиз, унинг параметрларини бизга маълум усуллар билан ҳисоблаб чиқамиз:

$$y_t - (1-\lambda)y_{t-1} = \lambda c + \lambda a_0 x_t + [\varepsilon_t - (1-\lambda)\varepsilon_{t-1}]$$

ёки

$$y_t = \lambda c + \lambda a_0 x_t + (1-\lambda)y_{t-1} + [\varepsilon_t - (1-\lambda)\varepsilon_{t-1}] \quad (5)$$

Адаптив кутишлар бошланғич модели (1) – бу адаптив кутишлар моделининг узок муддатли функцияси: натижали белги омилли белгининг кутилаётган қийматларига боғлиқ.

Ўзгартирилган адаптив кутишлар модели (5) – бу адаптив кутишлар моделининг қисқа муддатли функцияси: натижавий омилнинг ҳақиқий қийматларига боғлиқ.

Қисман тузатишлар киритиш моделлари. Қисман тузатишлар киритиш моделлари ($t+1$) даврда натижавий омилли белгининг исталган (кутилаётган) қийматини ҳисобга олади.

Масалан, қуйидаги тенглама қисман тузатишлар киритиш модели ҳисобланади.

$$y_t^* = c + a_0 x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Бундай моделда $y_t - y_{t-1}$ натижавий омилнинг амалдаги орттирмаси қуйидаги айирмага пропорционал

$$y_t^* - y_{t-1},$$

бу ерда y_t^* – натижанинг кутилаётган қиймати;

y_{t-1} – натижанинг ўтган даврдаги ҳақиқий қиймати.

Бошқача айтганда,

$$\frac{y_t - y_{t-1}}{y_t^* - y_{t-1}} = \lambda, 0 \leq \lambda \leq 1$$

Яқунда қуйидаги ўзгартирилган моделга эга бўламиз:

$$y_t = \lambda y_t^* + (1-\lambda)y_{t-1} + \eta_t$$

Бундай моделда y_t – бу y_t^* исталган қиймат ва y_{t-1} ўтган даврдаги ҳақиқий қийматнинг ўртача арифметик ўлчанган қиймати.

Қисман тузатишлар киритиш моделида кутишларни шакллантириш механизми

$$y_t = \lambda y_t^* + (1-\lambda)y_{t-1} + \eta_t,$$

бу ерда $0 < \lambda < 1$.

λ 1 га қанчалик яқин бўлса, тузатишлар киритиш жараёни шунчалик тез.

Агар $\lambda = 0$ бўлса, у ҳолда тузатишлар киритиш юз бермайди;

Агар $\lambda = 1$ бўлса, у ҳолда тузатишлар киритиш бир давр учун кечади.

Қисман тузатишлар киритиш моделини унинг параметрларини энг кичик квадратлар усули ёрдамида баҳолаш мумкин бўлмагунга қадар ўзгартиришда давом этамиз:

$$\begin{aligned} y_t &= \lambda y_t^* + (1-\lambda)y_{t-1} + \eta_t; \\ y_t &= \lambda(c + a_0 x_t + \varepsilon_t) + (1-\lambda)y_{t-1} + \eta_t; \\ y_t &= \lambda c + \lambda a_0 x_t + (1-\lambda)y_{t-1} + (\eta_t + \lambda \varepsilon_t). \end{aligned}$$

Қисман тузатишлар киритиш бошланғич модели (1) – бу қисман тузатишлар киритиш моделининг узоқ муддатли функцияси: натижавий омилнинг кутилаётган қиймати омилнинг ҳақиқий қийматига боғлиқ.

Ўзгартирилган қисман тузатишлар киритиш модели $y_t = \lambda c + \lambda a_0 x_t + (1 - \lambda)y_{t-1} + (\eta_t + \lambda \varepsilon_t)$ – қисман тузатишлар киритиш моделининг қисқа муддатли функцияси: натижавий ва омилларнинг қийматлари ҳақиқий ҳисобланади.

Қисман тузатишлар киритиш модели Койк моделига айнан ўхшаш. Бироқ, қисман тузатишлар киритиш моделида y_{t-1} ўзгарувчи ε_t хатонинг жорий қиймати билан корреляцияланмайди. Бундай модель параметрларининг баҳолари асимптотик жиҳатдан силжимаган ва самарали (танлаш ҳажмининг ўсиши билан).

Таянч иборалар

Динамик эконометрик моделлар, динамик эконометрик модель турлари, тақсимланган лагли моделлар, авторегрессион моделлар, Алмон лаги, Койка усули.

Такрорлаш учун саволлар

Динамик эконометрик моделлар синфи ва уларнинг тавсифи.

Тақсимланган лагли моделлар тавсифи ва уларнинг параметрларини баҳолаш.

Тақсимланган лагли моделлар шакллари танлаш.

Алмон лагли моделлари.

Авторегрессия моделларининг тавсифи. Койк усули.

Авторегрессия моделларининг параметрларини инструментал ўзгарувчан усули билан баҳолаш.

Адаптив кутишлар моделлари.

Қисман тузатиш киритиш моделлари.

Тест

Ўзгарувчиларнинг лаг қийматлари бевосита қайси моделга киритилган?

- а) авторегрессия;
- б) адаптив кутишлар;
- в) тақсимланган лагли;
- г) тўлиқсиз (қисман) тузатишлар киритиш.

Авторегрессия моделлари шу билан тавсифланадики, улар:

- а) омилли ўзгарувчилар сифатида натижавий омилнинг лаг қийматларига эга;
- б) $(t+1)$ даврда омилнинг исталган қийматини ҳисобга олади;
- в) $(t+1)$ даврда натижавий омилнинг исталган (кутилаётган) қийматини ҳисобга олади.

Ўзгартириш жараёнида айрим адаптив кутишлар модели учун $x_{t+1}^* = 0,76x_t + (1 - 0,76)x_t^*$ кутишларни шакллантириш механизми олинди. x_{t+1}^* кутилаётган қиймат аввалги реал қийматларга қандай мослашади?

- а) реал қийматларга боғлиқ эмас;
- б) секин;
- в) тез.

Ҳақиқий маълумотларни таҳлил қилиш натижасида $y_t = 3 + 10y_{t-1} + 20x_t + \varepsilon_t$ авторегрессия моделига эга бўлдик ($t + 1$) вақт лаҳзасида натижанинг мутлақ ўзгариши куйидагига тенг:

- а) 2000;
- б) 300;
- в) 60;
- г) 6000.

Нативавий омил омилнинг кутилаётган қийматларига боғлиқ:

- а) адаптив кутишлар моделининг қисқа муддатли функциясида;
- б) қисман тузатишлар киритиш моделининг узок муддатли функциясида;
- в) қисман тузатишлар киритиш моделининг қисқа муддатли функциясида;
- г) адаптив кутишлар моделининг узок муддатли функциясида.

Айрим қисман тузатишлар киритиш модели учун $y_t = y_{t-1} + \eta_t$ тенгламаси кўринишидаги кутишларни шакллантириш механизми олинди. Бу қанақа хулосага келиш имконини беради?

- а) тузатишлар киритиш тез кечади;
- б) тузатишлар киритиш бир давр учун кечади;
- в) тузатишлар киритиш кечмайди;
- г) тузатишлар киритиш секин кечади.

**VII-боб. УЙ ХЎЖАЛИКЛАРИ РИВОЖЛАНИШИ
КЎРСАТКИЧЛАРИНИНГ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРИ ВА
ПРОГНОЗЛАРИ**

**7.1 Уй хўжаликларида қишлоқ хўжалик маҳсулотлари ишлаб чиқариш
кўрсаткичларининг эконометрик моделлари ва прогноз вариантлари**

Ўзбекистон уй хўжаликларида деҳқончилик маҳсулотлари ишлаб чиқариш қуйидаги 7.1 – жадвалда келтирилган маълумотлар билан тафсифланади.

7.1-жадвал

**Ўзбекистон уй хўжаликларида ишлаб чиқарилган деҳқончилик
маҳсулотлари ҳажмининг ўзгариш динамикаси, минг тонна**

Йиллар	Дон		Картошка		Сабзавот		Мева		Узум	
	минг тонна	%*	минг тонна	%*	минг тонна	%*	минг тонна	%*	минг тонна	%*
2005	1120,3	17,5	866,8	92,0	2715,5	77,2	617,0	65,0	332,0	51,8
2006	1178,4	18,0	898,5	88,0	2817,0	65,6	759,3	64,8	407,8	51,6
2007	1242,3	18,7	1004,7	84,5	3092,0	65,9	803,1	63,2	426,1	50,1
2008	1313,9	19,8	1166,8	83,4	3467,3	66,5	732,2	52,2	367,3	46,4
2009	1282,4	17,5	1235,9	81,1	3663,9	64,2	785,7	50,9	385,5	42,9
2010	1282,3	17,3	1345,3	79,5	4086,1	64,4	875,2	51,2	422,9	42,8
2011	1310,0	18,3	1449,3	79,4	4465,7	63,9	956,8	51,1	465,8	42,7
2012	1361,5	18,1	1552,8	75,5	4977,1	64,1	1065,2	51,9	522,1	43,3
2013	1410,0	18,1	1690,0	75,1	5421,7	63,6	1182,7	52,3	582,6	44,1
2014	1450,0	22,9	1850,0	75,5	5920,0	64,1	1350,7	54,2	653,0	45,3
2015	1641,3	20,4	2018,3	75,0	6842,4	67,6	1418,2	51,6	711,7	45,9
2015 йил 2005 йилга нисбатан ўсиш, %	146,5	2,9 ф.б.	232,8	-17 ф.б.	251,9	-9,6 ф.б.	229,8	-13,4 ф.б.	214,4	-5,9 ф.б.

Манба: ЎзР Давлат статистика қўмитаси маълумоти асосида тузилган.

*Уй хўжаликларининг республика деҳқончилик маҳсулотларидаги улуши

Уй хўжаликларида чорва моллари сони ва маҳсулотлари ишлаб чиқариш ҳажмининг ўзгариши динамикаси эса 7.2-жадвалда берилган

Ўзбекистон уй хўжаликларида асосий чорва моллари бош сони ва маҳсулотлари ишлаб чиқариш ҳажмининг ўзгариш динамикаси

Йиллар	Қора мол			Қўй ва эчкилар		Паррандалар		Маҳсулот ишлаб чиқариш, минг т.		
	минг бош	%*	шундан сигирлар	минг бош	%*	минг бош	%*	гўшт (сўйилган вазнда)	сут	тухум, млн. дона
2000	4613,3	86,2	2107,3	6021,3	67,4	8990,6	62,0	458,4	3401,9	751,8
2005	5698,1	91,3	2530,8	7708,7	72,8	12841,0	68,2	3401,9	4409,2	1165,8
2006	6061,3	92,2	2656,2	8417,7	74,1	14578,8	71,0	643,9	4709,1	1278,1
2007	6538,6	92,8	2818,2	9053,0	75,3	16609,2	68,7	687,7	4949,7	1383,3
2008	6944,6	93,1	2959,5	9603,9	76,0	17886,2	68,5	728,9	5250,2	1500,8
2009	7449,2	92,8	3136,6	10433,6	77,2	19406,5	65,8	776,0	5582,2	1657,0
2010	7919,8	93,0	3338,3	11268,9	78,1	21236,6	64,3	812,3	5927,8	1775,5
2011	8497,1	93,4	3557,4	12146,7	79,2	22561,0	60,0	893,0	6402,0	1908,6
2012	9033,8	93,8	3672,1	13035,7	82,7	25771,3	64,1	942,1	7008,5	2113,7
2013	9957,4	93,9	3799,6	14771,6	83,4	33204,9	63,4	1031	7547,2	2399,7
2014	10328	94,0	3861,9	15460	83,8	3562,3	63,3	1116,1	8064,6	2726,9
2015	1095,3	94,1	3948,5	15994	83,8	39323	64,3	1216,5	8629,1	3135,9
2015 й.да 2000 й.га нисбатан, марта	2,4	7,9 ф.б.	1,9	2,7	16,4 ф.б.	4,4	2,3 ф.б.	2,2	2,2	3,2

Манба: ЎЗР Давлат статистика қўмитаси маълумоти асосида тузилган.

* Уй хўжаликларининг республика бўйича чорва моллари сонидаги улуши

Ушбу жадваллар маълумотлари асосида уй хўжаликларида қишлоқ хўжалиги маҳсулотлари ишлаб чиқаришни ривожланиш истиқболлари кўп вариантли прогноз қилиш талаб этилади. Прогноз вариантлари чизиқли, логарифмик, полиминал, даражали ва экспоненциал тренд функциялар кўринишидаги эконометрик моделлар тузиш орқали аниқланади.

Прогноз қилиш учун тузилган эконометрик моделлар гуруҳидан статистик баҳолаш мезонлари қийматларини таққослаш йўли билан уларнинг икки тури танлаб олинди. Танланган моделларнинг биринчи тури прогноз қилинаётган кўрсаткичнинг қуйи чегарасини, иккинчи тури эса унинг юқори чегарасини белгилайди. Қуйи чегара моделлари уй хўжаликлари ривожланишининг ҳозирги тенденцияларини сақланиб қолинишига, юқориси чегара моделлари эса истиқболда уй хўжаликлари салоҳиятининг ошиши, уй хўжалигига сармоялар киритишни кўпайиши ҳамда уларни давлат томонидан рағбатлантиришнинг кучайиши ҳолатларига мос келади.

Уй хўжаликларида деҳқончилик ҳамда чорвачилик маҳсулотлари ишлаб чиқариш кўрсаткичларини прогнозлашнинг танланган эконометрик моделлари тўплами қуйидагилардан иборат.

I. Дехқончилик маҳсулотлари ишлаб чиқаришни прогнозлаш моделлари:

а) дон ишлаб чиқариш;

$$y_1 = 28,987x + 1130,9; (R^2=0,8173), \quad (7.1)$$

$$y_2 = 1122,8x^{0,0865}; (R^2=0,9132), \quad (7.2)$$

б) картошка;

$$y_1 = 102,94x + 726,79; (R^2=0,9903), \quad (7.3)$$

$$y_2 = 1,3185x^2 + 91,073x + 746,56; (R^2=0,991), \quad (7.4)$$

в) сабзавот;

$$y_1 = 324,45x + 2200,6; (R^2=0,9764), \quad (7.5)$$

$$y_2 = 23,456x^2 + 113,34x + 2552,4; (R^2=0,9968), \quad (7.6)$$

г) полиз;

$$y_1 = 43,146x + 312,6; (R^2=0,9744), \quad (7.7)$$

$$y_2 = 1,4625x^2 + 29,984x + 334,54; (R^2=0,9789), \quad (7.8)$$

II. Экинлар ҳосилдорлигини прогнозлаш моделлари:

а) дон ҳосилдорлиги;

$$y_1 = 9,0182\ln(x) + 42,917; (R^2=0,8639), \quad (7.9)$$

$$y_2 = 42,813x^{0,1798}; (R^2=0,8314), \quad (7.10)$$

б) картошка ҳосилдорлиги;

$$y_1 = 13,328x + 152,88; (R^2=0,8969), \quad (7.11)$$

$$y_2 = 148,28x^{0,2649}; (R^2=0,9728), \quad (7.12)$$

в) сабзавот ҳосилдорлиги;

$$y_1 = 21,687x + 214,33; (R^2=0,9726), \quad (7.13)$$

$$y_2 = 0,1364x^2 + 20,323x + 216,83; (R^2=0,9728), \quad (7.14)$$

г) полиз ҳосилдорлиги;

$$y_1 = 43,347\ln(x) + 193,42; (R^2=0,9204), \quad (7.15)$$

$$y_2 = 195,06x^{0,183}; (R^2=0,9103), \quad (7.16)$$

III. Чорвачилик маҳсулотлари ишлаб чиқаришни прогнозлаш моделлари:

а) гўшт (сўйилган вазнда);

$$y_1 = -2,6923x^2 + 78,351x + 454,12; (R^2=0,9828), \quad (7.17)$$

$$y_2 = 503,8x^{0,2776}; (R^2=0,9876), \quad (7.18)$$

б) суг;

$$y_1 = 374,6x + 3569,3; (R^2=0,9765), \quad (7.19)$$

$$y_2 = -7,7393x^2 + 451,99x + 3427,4; (R^2=0,9786), \quad (7.20)$$

в) тухум;

$$y_1 = -11,695x^2 + 354,7x + 1075,5; (R^2=0,9424), \quad (7.21)$$

$$y_2 = 1324,8x^{0,4117}; (R^2=0,9543), \quad (7.22)$$

IV. Чорва моллари бош сонини прогнозлаш моделлари:

а) қора моллар;

$$y_1 = 510,56x + 4418,5; (R^2=0,9911), \quad (7.23)$$

$$y_2 = -4,9576x^2 + 565,09x + 4309,4; (R^2=0,9917), \quad (7.24)$$

б) сугирлар;

$$y_1 = 174,15x + 2091,7; (R^2=0,9783), \quad (7.25)$$

$$y_2 = 2069,8x^{0,2469}; (R^2=0,9762), \quad (7.26)$$

в) қўй ва эчкилар;

$$y_1 = 828,57x + 5628,4; (R^2=0,989), \quad (7.27)$$

$$y_2 = 3,5322x^2 + 789,71x + 5706,1; (R^2=0,9891), \quad (7.28)$$

г) паррандалар;

$$y_1 = 2053,1x + 12738,9; (R^2=0,9689), \quad (7.29)$$

$$y_2 = 52,6x^2 + 1474,5x + 8896,1; (R^2=0,973), \quad (7.30)$$

Ушбу моделлар Стъюдентнинг t – мезони бўйича ҳақиқий қийматлари унинг жадвал қийматларидан катта, бу прогноз қилинаётган кўрсаткич билан вақт бирлиги орасида фавқулдда тебранишлардан ҳоли бўлган тренд мавжудлигини исботлайди. Шу билан бир вақтда детерминация коэффициентлари (R^2) қиймати, ҳар бир моделда юқори қийматга эга ва бу прогноз қилинаётган кўрсаткичнинг ижобий ўзгариши вақт омилига муҳим боғлиқлигини кўрсатиб турибди.

Шуларни инобатга олиб, (7.1)-(7.30) моделлардан фойдаланиб уй ҳўжаликларида деҳқончилик ва чорвачилик маҳсулотлари ишлаб чиқаришни ривожланиш истиқболлари прогноз вариантлари аниқланади. Натижалар 7.3-жадвалда келтирилган.

Ўзбекистон уй хўжаликларида қишлоқ хўжалик маҳсулотлари ишлаб чиқариш ривожланишининг прогноз вариантлари

Кўрсаткичлар	Ҳақиқатда (2014 й.)	Прогноз			
		2018 й.		2020 й.	
		I	II	I	II
Дон	1450	1536,7	1419,2	1594,7	1434,6
Картошка	1850	2168,0	2280,0	2373,8	2541,3
Сабзавот	5920	6742,9	8103,2	7391,8	9643,4
Полиз	664,2	916,6	1041,0	1002,9	1188,7
Ҳосилдорлик, ц/га					
Дон экинлари	66,8	67,3	69,7	68,5	71,3
Картошка	256,7	287,6	303,8	294,3	314,1
Сабзавот	497,1	539,6	552,4	583,0	601,7
Полиз	329,8	310,8	320,2	316,2	327,6
Гўшт (сўйилган вазнда)	1116,1	1223,3	1248,1	1318,5	1387,7
Сут	8064,6	9188,3	8690,3	9937,5	9130,0
Тухум, млн. дона	2726,9	3749,1	3926,6	3756,8	4148,5
Моллар сони, минг бошда					
Қора моллар	10328	11566,3	11382,8	12587,5	12235,4
шундан, сигирлар	3861,9	4529,8	4034,9	4878,1	4161,3
Қўй ва эчкилар	15460	18057,0	17979,1	19714,1	19728,1
Паррандалар	35629	41482,3	42848,6	45588,5	49164,0

Манба: эконометрик моделлар асосида олинган прогноз натижалари.

Прогноз натижаларига кўра истиқболда Ўзбекистон уй хўжаликларида барча қишлоқ хўжалиги маҳсулотлари ишлаб чиқариш ҳамда истеъмол қилишнинг юқори ўсиш суръатлари сақланиб қолиш тенденцияси мавжуд.

7.2 Иқтисодий тармоқларида уй хўжаликларнинг улуши ва улар ўзгаришини прогнозлаш кўрсаткичларининг эконометрик моделлари

Мамлакатимиз мустақиллигининг дастлабки йилларидан бошлаб амалга оширилган ижтимоий – иқтисодий ислохотлар жараёнида аҳоли уй хўжаликлари ривожланишини ҳар томонлама қўллаб-қувватлаш ва рағбатлантириш тизими шаклланган. Уй хўжаликларига қўшимча ер участкалари, кам таъминланган оилалар учун қорамоллар, пул маблағлари ҳамда ёш оилаларга уй – жой бериш йўлга қўйилган. Бунинг натижасида Ўзбекистонда уй хўжаликлари сони ҳамда даромадлари кескин кўпайди, айниқса уларнинг тадбиркорлик фаолияти ривожланиши тезлашди. Шулар

туфайли, Ўзбекистон иқтисодиёт тармоқ ва соҳаларида уй хўжалиklarининг ишлаб чиқариш (хизматлар кўрсатиш) суръатлари кескин ўсиб борди.(7.4-жадвал). Шуларни ҳисобга олганда, истиқболда иқтисодиётнинг етакчи тармоқларида уй

7.4-жадвал

Ўзбекистон уй хўжалиklarининг иқтисодиёт тармоқларидаги ишлаб чиқариш улуши, %

Тармоқлар	Й и л л а р						
	2005	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Жами	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Саноат	4,3	3,5	3,4	3,8	3,5	3,4	4,3
Қишлоқ хўжалиги	58,6	45,1	46,8	46,8	46,2	46,7	45,7
Алоқа ва транспорт	11,7	20,5	19,0	19,5	19,6	19,4	18,6
Қурилиш	3,9	5,5	7,2	5,7	6,1	6,3	7,1
Савдо, умумий овқатланиш ва тайёрлаш	13,6	12,3	10,6	11,4	11,4	11,1	10,4
Уй – жой хўжалиги	6,3	9,9	10,0	10,1	10,0	10,0	10,0
Коммунал хўжалиги ва бошқа тармоқлар	1,6	3,2	3,0	3,0	3,2	3,1	3,9

хўжалиklarининг ишлаб чиқариш (хизматлар кўрсатиш) кўрсаткичларини прогнозлаш катта аҳамият касб этади. Бунинг учун статистик маълумотлардан фойдаланиб, эконометрик моделлар тизими ишлаб чиқилди ва статистик баҳолаш меъзонларига асосан уларнинг мақбул вариантлари танлаб олинди. Улар қуйидагилардан иборат.

I. Уй хўжалиklarининг ишлаб чиқариш ҳажмини прогнозлаш моделлари:

$$y_1 = 4831,5x - 771,21; (R^2 = 0,9857), \quad (7.31)$$

$$y_2 = 301,18x^2 + 2723,2x + 2039,8; (R^2 = 0,9939), \quad (7.32)$$

II. Уй хўжалиklarининг саноат маҳсулотлари ҳажмини прогнозлаш моделлари:

$$y_1 = 405,31 \ln(x) + 137,78; (R^2 = 0,9193), \quad (7.33)$$

$$y_2 = 198,8x^{0,8674}; (R^2 = 0,9711), \quad (7.34)$$

III. Қишлоқ хўжалигида уй хўжалиklarининг ишлаб чиқариш ҳажмини прогнозлаш моделлари:

$$y_1 = 5085,4 \ln(x) + 1856,8; (R^2 = 0,9205), \quad (7.35)$$

$$y_2 = 2636x^{0,8392}; (R^2=0, 0,9765), \quad (7.36)$$

IV. Алоқа ва транспорт соҳасида уй хўжалиklarининг хизматлар ҳажмини прогнозлаш моделлари:

$$y_1 = 819,59x + 34,467; (R^2 = 0,9608), \quad (7.37)$$

$$y_2 = 638,57x^{1,1959}; (R^2 = 0,954), \quad (7.38)$$

V. Савдо, умумий овқатланиш ва тайёрлаш соҳасида уй хўжалиklarининг хизматлари ҳажмини прогнозлаш моделлари:

$$y_1 = 418,71x + 191,42; (R^2 = 0,9695), \quad (7.39)$$

$$y_2 = 581,68x^{0,8462}; (R^2 = 0,9836), \quad (7.40)$$

VI. Уй-жой хўжалиги соҳасида уй хўжалиklarининг қўшилган хизматлари прогнозлаш моделлари:

$$y_1 = 394,51x + 33,567; (R^2 = 0,9627), \quad (7.41)$$

$$y_2 = 332,42x^{1,1474}; (R^2 = 0,9615), \quad (7.42)$$

Ушбу моделларда детерминация коэффициентлари (R^2) қиймати юқори бўлганлиги сабабли прогноз қилинаётган кўрсаткичларнинг вақт омилига бевосита боғлиқ эканлигини кўрсатиб турибди.

Юқорида келтирилган (7.31)-(7.42) моделлардан фойдаланган ҳолда иқтисодиётда ва унинг асосий тармоқларида уй хўжалиklarининг ишлаб чиқариш (хизмат кўрсатиш) кўрсаткичлари ўсишининг прогноз вариантлари ҳисоб-китоб қилинган. Унинг натижалари 7.5-жадвалда ўз аксини топган.

7.5-жадвал

Ўзбекистон иқтисодиёти тармоқлари бўйича уй хўжалиklarида ишлаб чиқариш ривожланишининг прогноз вариантлари

(таққосланма баҳоларда)

(млрд.сўм)

Кўрсаткичлар	Ҳақиқатда (2014 й.)	Прогноз			
		2016 й.		2017 й.	
		I	II	I	II
Жами қўшилган қиймат	37810,5	47543,8	59389,8	52375,3	68437,8
Саноат	710,8	1071,0	1337,0	1109,6	1464,9
Қишлоқ хўжалиги	9590,9	13566,4	16662,7	14051,1	18203,1
Алоқа ва транспорт	3996,2	8230,4	8838,7	9050,0	10025,6
Савдо, умумий овқатланиш ва тайёрлаш	2294,5	4378,5	4082,1	4797,2	4425,0
Уй-жой хўжалиги	2064,9	3978,7	4667,5	4373,2	5206,9

Манба: эконометрик моделлар асосида олинган прогноз натижалари.

Ҳисоб-китобларга кўра, Ўзбекистонда уй хўжалиқларининг жами ишлаб чиқариш ҳажми 2014 йилда 37810,5 млрд. сўмга тенг бўлган бўлса, 2017 йилга келиб бу кўрсаткич вариантлар бўйича мос равишда 1,4 ва 1,8 баробарга кўпайиши мумкин.

7.3 Уй хўжалиқлари жамғармалари ва асосий капиталга инвестициялар киритиш кўрсаткичларининг прогноз вариантлари

Сўнгги йилларда Ўзбекистонда уй хўжалиқлари даромадларининг ошиши, улар жамғармалари ва шунга мос равишда асосий капиталга инвестиция киритиш фаолияти анча тезлашди. Статистик маълумотларга кўра, 2005 йилда асосий капиталга уй хўжалиқлари 361,1 млрд. сўм инвестиция киритган, бу кўрсаткич 2015 йилда 2005 йилга нисбатан қарийб 24 мартага ошган ёки 8614,4 млрд. сўмга тенг бўлган. Бу жами инвестицияларга нисбатан эса 21,1 фоизни ташкил этади (7.6-жадвал).

Статистик маълумотлар асосида уй хўжалиқлари жамғармалари ва асосий капиталга инвестициялар киритиш ҳажми, уларга таъсир этувчи омиллар ёрдамида прогноз қилинган. Бунда уй хўжалиқлари жамғармаси билан (y_1) улар ихтиёрида қоладиган ялпи даромад (x_1), уй хўжалиқларининг асосий капиталга киритаётган инвестиция ҳажмининг (y_2), уй хўжалиғи ялпи даромади (x_1) ҳамда пул жамғармаси ҳажми (x_2) ўртасидаги боғлиқликларни ифодаловчи моделларини тузиш орқали прогнозлар амалга оширилди.

7.6-жадвал

Ўзбекистонда уй хўжалиқларининг асосий капиталга инвестициялар киритиш динамикаси

(млрд. сўм)

Кўрсаткичлар	Й и л л а р								2015 й. 2005 й.га нисбатан ўсиш, марта
	2005	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
Асосий капиталга инвестициялар	3165,2	12531,9	15338,7	18291,3	22067,0	27557,3	33715,3	40737,3	12,9
Аҳоли жамғармаси	361,1	1325	2448,9	3357,5	4539,6	5941,5	7350,6	8614,4	23,8
Умумий инвестицияга нисбатан, %	11,4	10,6	16,0	18,4	20,6	21,6	21,8	21,1	9,7 ф.б.

Манба: ЎЗР Давлат статистика қўмитаси маълумотлари асосида тузилган.

Уй хўжалиғи жамғармалари (y_1) уларнинг ялпи даромадига боғлиқлиғи (x_1) қуйидаги регрессия модели билан ифодаланади:

$$\hat{Y}_1 = 605,1 + 0,171x_1, (7.43)$$

Ушбу (2.13) модел учун корреляция коэффиценти (R) 0,97; детерминация коэффиценти (R^2) 0,94 га тенг. Булар (7.43) моделнинг ўрганилаётган жараёнга нисбатан адекват эканлигини исботлайди.

Уй хўжалиklarининг асосий капиталга киритаётган инвестициялари ҳажми (y_2), уй хўжалиklари даромади (x_1) ҳамда улар пул жамғармаси (x_2) боғлиқлиги қуйидаги моделлар билан тавсифланади:

$$\hat{Y}_2 = -641,9 + 0,007x_1, (7.44)$$

$$\hat{Y}_2 = -651,1 + 0,35x_2, (7.45)$$

(7.44) ва (7.45) моделлар учун R ва R^2 мос равишда қуйидаги қийматларга тенг: $R=0,97$; $R^2=0,95$ ва $R=0,90$; $R^2=0,81$. Ушбу статистик мезонлар қиймати (7.44) ҳамда (7.45) моделларнинг ўрганилаётган жараёнларга мос (адекват) эканлигини кўрсатади ва уларни прогнозлашда аҳамиятли эканлигини исботлайди.

Моделлар бўйича прогноз вариантлар уй хўжалиklари даромадлари (x_1) ва улар пул жамғармаларининг (x_2) қуйи ва юқори чегараларининг ўзгариши асосида ҳисобланган.

Моделлар параметрларининг таҳлили шуни кўрсатадики, уй хўжалиklари ялпи даромади 1 фоизга ошиши, улар жамғармаларининг 0,17 фоизга кўпайишига олиб келади. Худди шунингдек, уй хўжалиklари даромадининг 1 фоизга ошиши, уларнинг асосий капиталга инвестиция киритишини 0,007 фоизга ёки уй хўжалиklари жамғармаларининг бир фоизга ошиши эса асосий капиталга инвестициялар киритиш ҳажмини 0,35 фоизга кўпайтиради.

Прогноз натижалари кўрсатишича, уй хўжалиklари жамғармалари 2020 йилда I вариант прогнози бўйича 1,6, II вариант бўйича 2,3 мартага ошиши мумкин (7.7-жадвал). Уй хўжалиklarининг асосий капиталга киритаётган инвестициялари ҳажми прогнозлар натижаларига кўра, уй хўжалиги даромади ошишига боғлиқ бўлган ҳолда 2020 йилда 2015 йилга нисбатан 2 (I вариант) ва II вариант бўйича 3 мартага, уй хўжалиги жамғармасига боғлиқ бўлган ҳолда 2015 йилга солиштирганда I вариант бўйича 1,8, II вариант бўйича эса 1,9 мартага ошиши кутилади. Ушбу прогноз вариантларидан, инвестициялар ошиши уй хўжалиги (оила) пул жамғармаси билан боғлиқ бўлган прогнозлар иқтисодиётнинг ҳозирги ривожланиш тенденцияларига кўпроқ мос тушади.

Умуман олганда ушбу прогнозлар уй хўжалиklarининг ўтган йилларда ривожланиш тенденцияларини ўзида намоён этиши билан бирга уларнинг I варианты иқтисодиётга инвестициялар киритишнинг ҳамда уй хўжалиklarини қўллаб–қувватлашнинг ҳозирги тизимига кўпроқ монандир. Прогнозлашнинг II варианты эса иқтисодиётга инвестициялар киритишнинг, айниқса, ички инвестицияларнинг ҳамда бозор тузилмаларининг фаол ривожланиши билан боғлиқ жараёнларга мос келади.

Ушбу прогнозлар республика ва унинг ҳудудларида уй хўжалиklари ривожланиши мониторингини олиб борувчи давлат бошқарув органлари,

хусусий тадбиркорлар, шунингдек, оила тадбиркорлигига кредитлар берувчи молиявий тузилмалар, шу жумладан тижорат банклари, уй хўжаликлари билан ҳамкорлик қилувчи инфратузилма ташкилотлари учун фойдали манба бўлиб хизмат қилади.

7.7 – жадвал

Ўзбекистон уй хўжаликлари жамғармалари ҳамда асосий капиталга инвестиция қилиш ҳажмининг истиқболда ўзгариши прогнози (млрд. сўм),

Йил	Прогноз қилинаётган кўрсаткичлар					
	Уй хўжаликлари жамғармалари (y_1)		Уй хўжалиklarининг асосий капиталга киритаётган инвестициялари (y_2)			
			уй хўжалиги даромади (x_1)		уй хўжалиги пул жамғармаси (x_2)	
	I вариант	II вариант	I вариант	II вариант	I вариант	II вариант
2015	12014,5	14864,0	4056,1	5229,4	3612,2	3721,0
2016	13289,7	17631,6	4581,2	6369,0	4041,5	4193,5
2020	14564,8	20670,6	5106,2	7620,4	4452,3	4751,0
2020 йилда 2015 йилга нисбатан ўсиш, марта	1,6	2,3	2,0	3,0	1,8	1,9

Манба: эконометрик моделлар асосида прогноз қилинган.

Айни пайтда тақдим этилаётган прогноз кўрсаткичларидан мамлакат ижтимоий – иқтисодий ривожланиш дастурларини ишлаб чиқиш ҳамда уй хўжалиklarини қўллаб–қувватлаш чора–тадбирлари бўйича қарорлар қабул қилишда фойдаланиш мумкин.

ГЛОССАРИЙ

Автокорреляция – дастлабки қатор ҳамда ушбу қатор билан дастлабки ҳолатга нисбатан h вақт лаҳзаларига сурилган қатор ўртасидаги ўзаро боғлиқлик ҳодисаси.

Авторегрессия – қатор олдинги даражаларининг кейинги даражаларга таъсирини ҳисобга олувчи регрессия.

Жуфт корреляция – иккита омил (натижавий ва омиллар ёки иккита омил) ўртасидаги боғлиқлик.

Регрессия жуфт коэффиценти – агар x ўзгарувчи бир ўлчов бирлигига оширилса, y натижавий омил ўртача қанча миқдорга ўзгаришини кўрсатади.

Жуфт регрессия – натижавий ва омиллар ўртасидаги боғлиқликни тавсифлайди.

Детерминация жуфт коэффиценти – y ўзгарувчи вариациясининг қанақа улуши моделда ҳисобга олинганлигини ва ушбу улуш унга x ўзгарувчининг таъсири билан шартланганлигини кўрсатади.

Регрессион таҳлил боғлиқликнинг унда натижавий омилнинг ўзгариши бир ёки бир неча омилларнинг таъсири билан шартланган, натижавий омилга таъсир кўрсатувчи бошқа барча омиллар тўплами эса доимий ва ўртача қиймат сифатида қабул қилинадиган таҳлилий шаклини аниқлашдан иборат.

Мустақил тенгламалар тизими – эконометрик тенгламалар тизимларининг турларидан бири бўлиб, унда ҳар бир натижавий омил бир омиллар йиғиндисининг функцияси ҳисобланади; тизимнинг ҳар бир тенгламасидаги омиллар тўплами ўрганилаётган ҳодисага қараб ўзгариб туриши мумкин.

Рекурсив тенгламалар тизими – эконометрик тенгламалар тизимларининг турларидан бири бўлиб, унда ҳар бир кейинги тенгламада тизим бир тенгламасининг натижавий омил ўзгарувчи омиллар йиғиндиси билан бир қаторда омил ҳисобланади.

Статистик боғлиқлик – унда x мустақил ўзгарувчининг ҳар бир қийматида y эрксиз ўзгарувчининг кўплаб қийматлари мос келадиган боғланиш, бунда y айнан қанақа қийматни қабул қилиши олдиндан маълум эмас.

Ўхшашлик – модель таркибий тенгламаларининг турларидан бири бўлиб, у эндоген ўзгарувчилар ўртасидаги нисбатни белгилайди; тасодифий таркибий қисмларни ва таркибий коэффицентларни ўзида мужассам этмаган.

Тренд – вақт қаторидаги тасодифий ўзгариб туришлардан озми-кўпми холи бўлган асосий анча барқарор тенденция.

Алоҳида корреляция – бошқа омилларнинг қатъий белгиланган қийматида натижали белги билан битта омил ёки иккита омил ўртасидаги боғлиқлик.

Экзоген (мустақил) ўзгарувчилар – қийматлари моделдан ташқарида бериладиган ўзгарувчилар.

Эконометрика – иқтисодий ҳодиса ва жараёнлар ўзаро боғлиқлигининг миқдорий ифодасини ўрганувчи фан.

Эндоген (эрксиз) ўзгарувчилар – қийматлари моделнинг ичида аниқланадиган ўзгарувчилар.

ҲОЙДАЛАНИЛГАН АДАБИЁТЛАР РЎЙХАТИ

1. Gujarati D., (2003) Basic Econometrics. The McGraw-Hill.
2. James H. Stock, Mark W. Watson Introduction to Econometrics. Third edition. Addison-Wesley, 2011.
3. Каримов И.А. Ўзбекистон иқтисодий ислохотларни чуқурлаштириш йўлида. – Т.: Ўзбекистон, 1995.- 269 б.
4. Каримов И.А. Мамлакатимизда демократик ислохотларни янада чуқурлаштириш ва фуқаролик жамиятини шакллантириш концепцияси. //Халқ сўзи, 2010 йил 13 ноябрь, 220-сон.
5. Абдуллаев А., Терехов А., Махмудов Н, Ташматов З. Методы социально-экономического прогнозирования. Учебное пособие. – Т.: «Ўзбекистон», 1992. - 166 с.
6. Абдуллаев А.М., Ходиев Б.Ю., Ишназаров А.И. Эконометрика: учебник. – Т.: ТГЭУ, 2007. - 612 с.
7. Абдуллаев А.М., Муминова М.А., Нуруллаева Ш.Т. Эконометрика: методические разработки по курсу для студентов экономических специальностей. –Т.: ТГЭУ, 2014. - 87 с.
8. Афанасьев В.Н., Юзбашев М.И. Анализ временных рядов и прогнозирование: Учебник. – М.: Финансы и статистика, 2001.
9. Баканов М.И., Шеремет А.Д. Теория экономического анализа. – М.: «Финансы и статистика, 1994.-228с.
10. Беркинов Б.Б. Вопросы моделирования и информатизации управления в агропромышленном комплексе Узбекистана. АН РУз. Доклады республиканской научно-технической конференции. 5-6 сентябрь 2011г.
11. Беркинов Б.Б. Моделирование систем ведения сельского хозяйства. – Т.: Фан, 1990. – 127 с.
12. Беркинов Б.Б., Рахманкулова Б.О., Каримова Х.Х. Фермер хўжаликлари ишлаб чиқариш фаолияти самарадорлигини баҳолаш ва ривожланиш жараёнларини моделлаштириш. – Т.: Иқтисодиёт, 2013. – 147 б.
13. Бородич С.А., Эконометрика: Учебное пособие/ Под редакцией С.А. Бородича -М.: Новое знание, 2001.
14. Гулямов С.С. и др. Экономико-математические методы и прикладные модели прогнозирования. Учебник для вузов. Под ред. Академика АН РУз Гулямова С.С. – Т.: ТГЭУ, 2005.-786 б.
15. Гранберг А.Г. Статистическое моделирование и прогнозирование. – М.: Финансы и статистика, 1990.-383 с.
16. Доугерти К. Введение в эконометрику. –М.:ЮНИТИ, 2006.
17. Дуброва Т.А. Статистические методы прогнозирования: Учеб. пособие. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2003.
18. Елисеева И.И., Курьшева С.В., Костеева Т.В. и др. Эконометрика: учебник. / Под ред. И.И.Елисеевой.- 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 2007.- 339 с.

19. Замков О.О. Эконометрические методы в макроэкономическом анализе. Курс лекций.-М.: ГУВШЭ,2009
20. Крастинь О.П. Изучение статистических зависимостей по многолетним данным. – М.: Финансы и статистика, 1981.
21. Кремер Н.Ш., Путко Б.А. Эконометрика: Учебник / Под ред. проф. Н.Ш.Кремера. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2002.
22. Магнус Я.Р. Эконометрия. -М.: Финансы и Статистика, 2-е переработанное, 2010
23. Мухитдинов Х.С. Аҳоли турмуш даражасини ошириш ва худудлар ижтимоий ривожланиш жараёнларини моделлаштириш.: Дис. автореф. – Т.: ТДИУ, 2009.-42 б.
24. Новиков А.И. Эконометрика. Учебное пособие. – М.: Инфра-М. 2010.-146 с.
25. Политова И.Д. Дисперсионный и корреляционный анализ в экономике сельского хозяйства. – М.: «Колос», 1978.-190с.
26. Тихомиров Н.П., Дорохина Е.Ю. Эконометрика: Учебник. – М.: Экзамен, 2003.
27. Ўзбекистон Республикаси йиллик статистик тўплами. ЎЗР Давлат статистика қўмитаси. –Т.: 2012. – 356 б.
28. Хеди Э., Диллон Д. Производственные функции в сельском хозяйстве. – М.: Прогресс, 1965.– 465с.
29. Ходиев Б.Ю. Ўзбекистон иқтисодида тадбиркорлик ривожини эконометрик моделлаштириш.: Дис. автореф. – Т.: ТДИУ, 2000.-38 б.
30. Чепель С.В. Модельный инструментарий прогнозирования экономического развития: проблемы, возможности и перспективы // Экономический вестник Узбекистана. – Т.: 2003.- № 3. 10-16 С.
31. Шодиев Т.Ш., Турсунов А.Т. ва б. Эконометрика: ўқув қўлланма. –Т.: ИПК “Шарқ”, 1999.-240 б.
32. Шодиев Т.Ш. ва бошқалар. Эконометрика: ўқув қўлланма. – Т.: ТДИУ, 2007.-270 б.
33. Эргашева Ш.Т. Минтақада қишлоқ хўжалиги экинларининг оптимал жойлаштириш ва ишлаб чиқариш ихтисослаштирувини шакллантириш //Ўзбекистон иқтисодий ахборотномаси. – Т., 2002.- № 2. 30-31 б.

Стъudent тақсимланиши (t-тақсимланиш)

V	Эҳтимоллик = $S_t(t) = P(T) > t_{\text{жадвал}}$												
	0,9	0,8	0,7	0,6	0,5	0,4	0,3	0,2	0,1	0,05	0,02	0,01	0,001
1	0,158	0,325	0,510	0,727	1,000	1,376	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657	636,619
2	0,142	0,289	0,445	0,617	0,816	1,061	1,386	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925	31,598
3	0,137	0,277	0,424	0,584	0,765	0,978	1,250	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841	12,941
4	0,134	0,271	0,414	0,569	0,741	0,941	1,190	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604	8,610
5	0,132	0,267	0,408	0,559	0,727	0,920	1,156	1,476	2,015	2,571	3,365	4,032	6,859
6	0,131	0,265	0,404	0,553	0,718	0,906	1,134	1,440	1,943	2,447	3,143	3,707	5,959
7	0,130	0,263	0,402	0,549	0,711	0,896	1,119	1,415	1,895	2,365	2,998	3,499	5,405
8	0,130	0,262	0,399	0,546	0,706	0,889	1,108	1,397	1,860	2,306	2,896	3,355	5,041
9	0,129	0,261	0,398	0,543	0,703	0,883	1,100	1,383	1,833	2,262	2,821	3,250	4,781
10	0,129	0,260	0,327	0,542	0,700	0,879	1,093	1,372	1,812	2,228	2,764	3,169	4,583
11	0,129	0,260	0,395	0,540	0,697	0,876	1,088	1,363	1,796	2,201	2,718	3,106	4,437
12	0,128	0,259	0,394	0,539	0,695	0,873	1,083	1,356	1,782	2,179	2,681	3,055	4,318
13	0,128	0,259	0,394	0,538	0,694	0,870	1,079	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012	4,221
14	0,128	0,258	0,393	0,537	0,692	0,868	1,076	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977	4,140
15	0,128	0,258	0,393	0,536	0,691	0,866	1,074	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947	4,073
16	0,128	0,258	0,392	0,535	0,690	0,865	1,071	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921	4,015
17	0,128	0,257	0,392	0,534	0,689	0,863	1,069	1,333	1,740	2,110	2,567	2,898	3,965
18	0,127	0,257	0,392	0,534	0,688	0,862	1,067	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878	3,922
19	0,127	0,257	0,391	0,533	0,688	0,861	1,066	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861	3,833
20	0,127	0,257	0,391	0,533	0,687	0,860	1,064	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845	3,850
21	0,127	0,257	0,391	0,532	0,686	0,859	1,063	1,323	1,721	2,080	2,518	2,831	3,819
22	0,127	0,256	0,390	0,532	0,686	0,858	1,061	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819	3,792
23	0,127	0,256	0,390	0,532	0,685	0,868	1,060	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807	3,767
24	0,127	0,256	0,390	0,531	0,685	0,857	1,059	1,318	1,711	2,064	2,402	2,797	3,745
25	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,316	1,708	2,060	2,485	2,787	3,725
26	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,315	1,706	2,056	2,479	2,779	3,707
27	0,127	0,256	0,389	0,531	0,684	0,855	1,057	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771	3,690

28	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,855	1,056	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763	3,674
29	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756	3,659
30	0,127	0,255	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750	3,646
40	0,126	0,254	0,388	0,529	0,681	0,851	1,050	1,303	1,684	2,021	2,423	2,704	3,551
60	0,126	0,254	0,387	0,527	0,679	0,848	1,046	1,296	1,671	2,000	2,390	2,660	3,460
120	0,126	0,254	0,386	0,526	0,677	0,845	1,041	1,289	1,658	1,980	2,358	2,617	3,373
∞	0,126	0,253	0,385	0,524	0,674	0,842	1,036	1,282	1,645	1,960	2,326	2,576	3,291

Фишер – Снедекорлар тақсимланиши (F-тақсимланиш)

$F_{\text{жад}}$. Қиймати, P шартни қаноатлантириши ($F > F_{\text{жад}}$). Биринчи қиймат 0,05 эҳтимолга мос келади; иккинчиси – 0,01 эҳтимолга ва учинчиси – 0,001 эҳтимолга; V_1 –сурьатнинг эркинлик даражаси сони; V_2 – махражнинг эркинлик даражаси сони

$V_1 \backslash V_2$	1	2	3	4	5	6	8	12	24	∞	t
1	161,4	199,5	215,7	224,6	230,2	234,0	238,9	243,9	249,0	253,3	12,71
	4052	4999	5403	5625	5764	5859	5981	6106	6234	6366	63,66
	406523	500016	536700	562527	576449	585953	598149	610598	623432	636635	636,2
2	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,37	19,41	19,45	19,50	4,30
	98,49	99,01	99,17	99,25	99,30	99,13	99,36	99,42	99,46	99,50	9,92
	998,46	999,00	999,20	999,20	999,20	999,20	999,40	999,60	999,40	999,40	31,00
3	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,84	8,74	8,64	8,53	3,18
	34,12	30,81	29,46	28,71	28,24	27,91	27,49	27,05	26,60	26,12	5,84
	67,47	148,51	141,10	137,10	134,60	132,90	130,60	128,30	125,90	123,50	12,94
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,04	5,91	5,77	5,63	2,78
	21,20	18,00	16,69	15,98	15,52	15,21	14,80	14,37	13,93	13,46	4,60
	74,13	61,24	56,18	5343	51,71	50,52	49,00	47,41	45,77	44,05	8,61
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,82	4,68	4,53	4,36	2,57
	16,26	13,27	12,06	11,39	10,97	10,67	10,27	9,89	9,47	9,02	4,03
	47,04	36,61	33,20	31,09	20,75	28,83	27,64	26,42	25,14	23,78	6,86
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,15	4,00	3,84	3,67	2,45
	13,74	10,92	9,78	9,15	8,75	8,47	8,10	7,72	7,31	6,88	3,71
	35,51	26,99	23,70	21,90	20,81	20,03	19,03	17,99	16,89	15,75	5,96
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,73	3,57	3,41	3,23	2,36
	12,25	9,55	8,45	7,85	7,46	7,19	6,84	6,47	6,07	5,65	3,50
	29,22	21,69	18,77	17,19	16,21	15,52	14,63	13,71	12,73	11,70	5,40
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,44	3,28	3,12	2,99	2,31

	11,26	8,65	7,59	7,10	6,63	6,37	6,03	5,67	5,28	4,86	3,36
	25,42	18,49	15,83	14,39	13,49	12,86	12,04	11,19	10,30	9,35	5,04
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,23	3,07	2,90	2,71	2,26
	10,56	8,02	6,99	6,42	6,06	5,80	5,47	5,11	4,73	4,31	3,25
	22,86	16,39	13,90	12,56	11,71	11,13	10,37	9,57	8,72	7,81	4,78
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,07	2,91	2,74	2,54	2,23
	10,04	7,56	6,55	5,99	5,64	5,39	5,06	4,71	4,33	3,91	3,17
	21,04	14,91	12,55	11,28	10,48	9,92	9,20	8,45	7,64	6,77	4,59
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	2,95	2,79	2,61	2,40	2,20
	9,65	7,20	6,22	5,67	5,32	5,07	4,74	4,40	4,02	3,60	3,11
	19,69	13,81	11,56	10,35	9,58	9,05	8,35	7,62	6,85	6,00	4,49
12	4,75	3,88	3,49	3,26	3,11	3,00	2,85	2,69	2,50	2,30	2,18
	9,33	6,93	5,95	5,41	5,06	4,82	4,50	4,16	3,78	3,36	3,06
	18,64	12,98	10,81	9,63	8,89	8,38	7,71	7,00	6,25	5,42	4,32
13	4,67	3,80	3,41	3,18	3,02	2,92	2,77	2,60	2,42	2,21	2,16
	9,07	6,70	5,74	5,20	4,86	4,62	4,30	3,96	3,59	3,16	3,01
	17,81	12,31	10,21	9,07	8,35	7,86	7,21	6,52	5,78	4,97	4,12
14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,70	2,53	2,35	2,13	2,14
	8,86	6,51	5,56	5,03	4,69	4,46	4,14	3,80	3,43	3,00	2,98
	17,14	11,78	9,73	8,62	7,92	7,44	6,80	6,13	5,41	4,60	4,14
15	4,45	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,64	2,48	2,29	2,07	2,13
	8,68	6,36	5,42	4,89	4,56	4,32	4,00	3,67	3,29	2,87	2,95
	16,59	11,34	9,34	8,25	7,57	7,09	6,47	5,81	5,10	4,31	4,07
16	4,41	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,59	2,42	2,24	2,01	2,12
	8,53	6,23	5,29	4,77	4,44	4,20	3,89	3,55	3,18	2,75	2,92
	16,12	10,97	9,01	7,94	7,27	6,80	6,20	5,55	4,85	4,06	4,02

17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,55	2,38	2,19	1,96	2,11
	8,40	6,11	5,18	4,67	4,34	4,10	3,79	3,45	3,08	2,65	2,90
	15,72	10,66	8,73	7,68	7,02	6,56	5,96	5,32	4,63	3,85	3,96
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,51	2,34	2,15	1,92	2,10
	8,28	6,01	5,09	4,58	4,25	4,01	3,71	3,37	3,01	2,57	2,88
	15,38	10,39	8,49	7,46	6,81	6,35	5,76	5,13	4,45	3,67	3,92
19	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,63	2,48	2,31	2,11	1,88	2,09
	8,18	5,93	5,01	4,50	4,17	3,94	3,63	3,30	2,92	2,49	2,86
	15,08	10,16	8,28	7,26	6,61	6,18	5,59	4,97	4,29	3,52	3,88
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,45	2,28	2,08	1,84	2,09
	8,10	5,85	4,94	4,43	4,10	3,87	3,56	3,23	2,86	2,42	2,84
	14,82	9,95	8,10	7,10	6,46	6,02	5,44	4,82	4,15	3,38	3,85
21	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,57	2,42	2,25	2,05	1,82	2,08
	8,02	5,78	4,87	4,37	4,04	3,81	3,51	3,17	2,80	2,36	2,83
	14,62	9,77	7,94	6,95	6,32	5,88	5,31	4,70	4,03	3,26	3,82
22	4,30	3,44	3,05	2,82	2,66	2,55	2,40	2,23	2,03	1,78	2,07
	7,94	5,72	4,82	4,31	3,99	3,75	3,45	3,12	2,75	2,30	2,82
	14,38	9,61	7,80	6,87	6,19	5,76	5,19	4,58	3,92	3,15	3,79
23	4,28	3,42	3,03	2,80	2,64	2,53	2,38	2,20	2,00	1,76	2,07
	7,88	5,66	4,76	4,26	3,94	3,71	3,41	3,07	2,70	2,26	2,81
	14,19	9,46	7,67	6,70	6,08	5,56	5,09	4,48	3,82	3,05	3,77
24	4,26	3,40	3,01	2,78	2,62	2,51	2,36	2,18	1,98	1,73	2,06
	7,82	5,61	4,72	4,22	3,90	3,67	3,36	3,03	2,66	2,21	2,80
	14,03	9,34	7,55	6,59	5,98	5,55	4,99	4,39	3,84	2,97	3,75

25	4,24	3,38	2,99	2,76	2,60	2,49	2,34	2,16	1,96	1,71	2,06
	7,77	5,57	4,68	4,18	3,86	3,63	3,32	2,99	2,62	2,17	2,79
	13,88	9,22	7,45	6,49	5,89	5,46	4,91	4,31	3,66	2,89	3,72
26	4,22	3,37	2,98	2,74	2,59	2,47	2,32	2,15	1,95	1,69	2,06
	7,72	5,53	4,64	4,14	3,82	3,59	3,29	2,96	2,58	2,13	2,78
	13,74	9,12	7,36	6,41	5,80	5,38	4,83	4,24	3,59	2,82	3,71
27	4,21	3,35	2,96	2,73	2,57	2,46	2,30	2,13	1,93	1,67	2,05
	7,68	5,49	4,60	4,11	3,78	3,56	3,26	2,93	2,55	2,10	2,77
	13,61	9,02	7,27	6,33	5,73	5,31	4,76	4,17	3,52	2,76	3,69
28	4,19	3,34	2,95	2,71	2,56	2,44	2,29	2,12	1,91	1,65	2,05
	7,64	5,45	4,57	4,07	3,75,	3,53	3,23	2,90	2,52	2,06	2,76
	13,50	8,93	7,18	6,25	5,66	5,24	4,69	4,11	3,46	2,70	3,67
29	4,18	3,33	2,93	2,70	2,54	2,43	2,28	2,10	1,90	1,64	2,05
	7,60	5,42	4,54	4,04	3,73	3,50	3,20	2,87	2,49	2,03	2,76
	13,39	8,85	7,12	6,19	5,59	5,18	4,65	4,05	3,41	2,64	3,66
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,27	2,09	1,89	1,62	2,04
	7,56	5,39	4,51	4,02	3,70	3,47	3,17	2,84	2,47	2,01	2,75
	13,29	8,77	7,05	6,12	5,53	5,12	4,58	4,00	3,36	2,59	3,64
60	4,00	3,15	2,76	2,52	2,37	2,25	2,10	1,92	1,70	1,39	2,00
	7,08	4,98	4,13	3,65	3,34	3,12	2,82	2,50	2,12	1,60	2,66
	11,97	7,76	6,17	5,31	4,76	4,37	3,87	3,31	2,76	1,90	3,36
∞	3,84	2,99	2,60	2,37	2,21	2,09	1,94	1,75	1,52	1,03	1,96
	6,64	4,60	3,78	3,32	3,02	2,80	2,51	2,18	1,79	1,04	2,58
	10,83	6,91	5,42	4,62	4,10	3,74	3,27	2,74	2,13	1,05	3,29

RIS нисбатнинг тиғизлик чегаралари

N	Қуйи чегаралар		Юқори чегаралар	
	a = 0,05	a = 0,10	a = 0,05	a = 0,10
8	2,50	2,59	3,308	3,399
10	2,67	2,76	3,57	3,685
12	2,80	2,90	3,78	3,91
14	2,92	3,02	3,95	4,09
16	3,01	3,12	4,09	4,24
18	3,10	3,21	4,21	4,37
20	3,18	3,29	4,32	4,49
25	3,34	3,45	4,53	4,71
30	3,47	3,59	4,70	4,89
35	3,58	3,70	4,84	5,04
40	3,67	3,79	4,96	5,16
45	3,75	3,88	5,06	5,26
50	3,83	3,95	5,14	5,35

Колмогоров статистикаси (D_n) учун тифизлик нуқталари

Танлов ҳажми (n)	Аҳамиятлилик даражаси			
	0,1	0,05	0,02	0,01
1	0,95	0,98	0,99	0,995
2	0,78	0,84	0,9	0,93
3	0,64	0,71	0,78	0,83
4	0,57	0,62	0,69	0,73
5	0,51	0,56	0,62	0,67
6	0,47	0,52	0,58	0,62
7	0,44	0,48	0,54	0,58
8	0,41	0,45	0,51	0,54
9	0,39	0,43	0,48	0,51
10	0,07	0,41	0,46	0,49
11	0,35	0,39	0,44	0,47
12	0,34	0,38	0,42	0,45
13	0,33	0,36	0,4	0,43
14	0,31	0,35	0,39	0,42
15	0,3	0,34	0,38	0,4
16	0,29	0,33	0,37	0,39
17	0,29	0,32	0,36	0,38
18	0,28	0,31	0,34	0,37
19	0,27	0,3	0,34	0,36
20	0,26	0,29	0,33	0,35

$\alpha=0,05$ бўлган аҳамиятлик даражасида η^2 детерминация коэффициентининг тигизлик қийматлари

$K_1 \backslash K_2$	1	2	3	4	5	6	8	10	20
3	0,771	0,865	0,903	0,924	0,938	0,947	0,959	0,967	0,983
4	0,658	0,776	0,832	0,865	0,887	0,902	0,924	0,937	0,967
5	0,569	0,699	0,764	0,806	0,835	0,854	0,885	0,904	0,948
6	0,5	0,632	0,704	0,751	0,785	0,811	0,847	0,871	0,928
7	0,444	0,575	0,651	0,702	0,739	0,768	0,81	0,839	0,908
8	0,399	0,527	0,604	0,657	0,697	0,729	0,775	0,807	0,887
9	0,362	0,488	0,563	0,628	0,659	0,692	0,742	0,777	0,867
10	0,332	0,451	0,527	0,582	0,624	0,659	0,711	0,749	0,847
11	0,306	0,42	0,495	0,55	0,593	0,628	0,682	0,722	0,828
12	0,283	0,394	0,466	0,521	0,564	0,6	0,655	0,696	0,809
14	0,247	0,345	0,417	0,471	0,514	0,55	0,607	0,65	0,773
16	0,219	0,312	0,378	0,429	0,477	0,507	0,564	0,609	0,74
18	0,197	0,283	0,348	0,394	0,435	0,47	0,527	0,573	0,709
20	0,179	0,259	0,318	0,364	0,404	0,432	0,495	0,54	0,68
22	0,164	0,238	0,294	0,339	0,377	0,41	0,466	0,511	0,653
24	0,151	0,221	0,273	0,316	0,353	0,385	0,44	0,484	0,628
26	0,14	0,206	0,256	0,297	0,332	0,363	0,417	0,461	0,605
28	0,13	0,193	0,24	0,279	0,314	0,344	0,396	0,439	0,583
30	0,122	0,182	0,227	0,264	0,297	0,326	0,373	0,419	0,563
32	0,115	0,171	0,214	0,25	0,282	0,31	0,36	0,401	0,544
34	0,108	0,162	0,203	0,238	0,268	0,296	0,344	0,384	0,526

36	0,102	0,153	0,102	0,226	0,256	0,282	0,329	0,368	0,509
38	0,097	0,146	0,184	0,218	0,245	0,271	0,316	0,355	0,493
40	0,093	0,139	0,176	0,207	0,234	0,259	0,304	0,342	0,479
50	0,075	0,113	0,143	0,17	0,194	0,216	0,254	0,288	0,416
60	0,063	0,195	0,121	0,144	0,165	0,184	0,218	0,249	0,368
80	0,47	0,072	0,093	0,11	0,127	0,142	0,17	0,196	0,298
100	0,038	0,058	0,075	0,09	0,103	0,116	0,14	0,161	0,251
120	0,032	0,049	0,063	0,075	0,087	0,098	0,119	0,137	0,217
200	0,019	0,03	0,038	0,046	0,053	0,06	0,073	0,086	0,139
400	0,01	0,015	0,019	0,023	0,027	0,031	0,038	0,044	0,074

Ходиев Баходир Юнусович
Шодиев Турсун Шодиевич
Беркинов Бозорбой Беркинович

Эконометрика

О'quv qo'lanma

Муҳаррирлар
Вахабова М.М., Комилова Д.Д.
Мусаҳҳиҳ
Раҳимова Қ.Э.
Компьютерда саҳифаловчи
Гулямова Г.Ф.

Босишга рухсат этилди **20.01.2017**. Қоғоз бичими 60x80 1/6.
Шартли босма табоғи **8,3** б.т. Адади **50** нусха.
___-сонли буюртма

100003, Тошкент ш., Ўзбекистон шоҳкўчаси, 49-уй.
Тошкент давлат иқтисодиёт университети босмахонасида босилди.