Б.Б. БЕРКИНОВ

ЭКОНОМЕТРИКА



ТОШКЕНТ

330.115707
Б-57

ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ
ОЛИЙ ВА ЎРТА МАХСУС ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ

ТОШКЕНТ ДАВЛАТ ИҚТИСОДИЁТ УНИВЕРСИТЕТИ

БЕРКИНОВ Б.Б.

ЭКОНОМЕТРИКА

Тошкент давлат иқтисодиёт университети ўқув-услубий бошқармаси томонидан иқтисодиёт таълим йўналиши учун ўқув қўлланма сифатида тавсия этилган

(Ўқув қўлланма)

TDIU
kutubxonasi
h/v 2509/10

ТОШКЕНТ – 2015

УЎК: 519.862.6 (075)
КБК 65в6
Б-57

Б-57 **Б.Б.Беркинов. Эконометрика. Ўқув қўлланма. –Т.: «Fan va texnologiya», 2015, 164 бет.**

ISBN 978–9943–998–26–1

Ўқув қўлланма «Эконометрикага кириш» фани ўқув дастурига мувофик ёзилган. Унда эконометрика предмети, максади, вазифалари хамда эконометрик моделлар ва эконометрик моделлаштириш боскичлари мазмун-мохияти очиб берилган. Қўлланмада математик ва статистик усулларни макроиктисодий хамда ижтимоий-иктисодий ривожланиш жараёнларини эконометрик тахлил ва прогноз килиш моделларини тузиш хамда улар хакконийлигини бахолаш усуллари аник мисоллар билан кўрсатиб берилган.

Қўлланма иктисодиёт сохаси таълим муассасалари бакалавриат ва магистратура дастури бўйича таълим олаётган талабалар, ўкитувчилар, тадкикотчилар, шунингдек, эконометрикани мустакил ўрганувчиларга мўлжалланган.

* * *

Учебное пособие написана на основе учебной программы «Введение в эконометрику». 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.

Тақризчилар:

Д.Т.Мухамедиева – техника фанлари доктори, профессор;

Б.Т.Салимов – иқтисод фанлари доктори, профессор

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

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

ISBN 978–9943–998–26–1

© «Fan va texnologiya» нашриёти, 2015.

КИРИШ

«Эконометрика» фани иқтисод ва бизнес, педагогика ҳамда ижтимоий соҳа таълим йўналишлари талабалари томонидан ўрганилади. Ушбу фанни ўрганишдан асосий мақсад – реал ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар ҳамда жараёнларни моделлаштириш ва миқдорий жиҳатдан таҳлил қилиш усулларини ўзлаштириш ҳисобланади.

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 бакалавриат таълим йўналишлари бўйича талабаларни ўқитиш учун эконометриканинг асосий тушунчалари, чизиқли эконометрик моделлар ва уларни тузиш усуллари кўриб чиқилган. Эконометрик моделларни ишлаб чиқиш, улар ҳаққонийлигини баҳолаш усуллари ва алгоритмлари, вақтли қаторларнинг умумий тавсифи, тренд моделларини тузиш усуллари берилган.

Магистратура ихтисослиги талабалари учун кўп омилли регрессия тенгламаларининг ўзига хос хусусиятлари, мавсумий тебранишлар кўрсаткичларини аниқлаш усуллари, динамик эконометрик моделлар тузиш усуллари ва уларни баҳолаш меъзонлари 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 уларнинг ҳаққонийлиги статистик меъзонлар орқали баҳоланган. Шунингдек, ҳар бир бобда мустақил тайёрланиш учун тест саволлари жавоблари билан берилган.

Ўқув қўлланмани тайёрлашда муаллиф 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 мате-

риалларни иқтисодчилар оз фурсатда ўзлаштириб олишлари мумкин.

Муаллиф ушбу ўқув қўлланмани синчиклаб ўқиб, уни яхшилаш бўйича ўз фикр мулоҳазаларини билдирган и.ф.д., профессор Т.Шодиевга, и.ф.д., профессор Б.Салимовга, т.ф.д. Д.Мухамедиевага ҳамда қўлланманинг компьютер матнини тайёрлашда катта ҳисса қўшганликлари учун катта илмий ходимлар М.Қораев ва Г.Шакироваларга самимий миннатдорчилик билдиради.

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

I БОБ. ЭКОНОМЕТРИКА ТУШУНЧАСИНИНГ ТАЪРИФИ

1.1. Эконометриканинг предмети, мақсади ва вазифалари

1.2. Эконометрик моделнинг умумий кўриниши ва унинг синфлари

1.3. Эконометрик моделлаштириш босқичлари

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 эгалиги 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 бўлиш мумкин деб ҳисоблаган ва илк бор «Эконометрика» атамасини ишлатган.

Кейинчалик *«Эконометрика»* атамасини Й.Шумпетер (1923), Р.Фриш (1930), Я.Тинберген (1969) ўтказган тадқиқотларида 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.

Эконометрик тадқиқотлар соҳасида ном қозонган иқтисодчи олимлар эконометрикани таърифлашга нисбатан турлича ёндашишган [7, 16, 18, 20, 21, 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 усулларини ишлаб чиқиш ва қўллаш билан шуғулланади»
С. Айвазян	«...сифатий боғланишларга миқдорий ифода бериш имконини берувчи усуллар ва моделлар йигиндисини бирлаштиради»

Мустақил давлатлар ҳамдўстлиги (МДҲ) 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 қўшишган.

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.

Эконометриканинг мақсади – реал иқтисодий объектларни моделлаштириш ва миқдорий таҳлил қилиш усулларини 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;

моделни 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 (прогнозлаш) хатолар берилган (маълум) катталикдан 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 - $X_i(i=1, ..., n)$ – изоҳловчи ўзгарувчининг берилган (маълум) қийматларида айрим тақсимланишларга эга бўлган тасодифий катталик. Моделдаги изоҳловчи ўзгарувчилар тасодифий ёки муайян қийматларга эга бўлиши мумкин.

Эконометрик моделлаштириш вазифалари қуйидагилардан иборат:

1. Тажриба маълумотларидан фойдаланган ҳолда изоҳланган қисмни аниқлаш.

2. Тасодифий катталик 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: $Y=f(X_1, X_2, ..., X_k) + \varepsilon$. Изоҳланган таркибий қисм $f(X_1, X_2, ..., X_k)$ – бу $M_x(Y)$, яъни $X_1, X_2, ..., X_k$ 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 қаторлари моделлари. Натижавий белги вақт ўзгарувчиси катталигининг ёки бошқа вақт даврларига тааллуқли бўлган ўзгарувчилар функцияси ҳисобланади.

Юқорида келтирилган эконометрик моделлар синфларига 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 боғлиқлиги модели.

II. Бир вақтли тенгламалар тизими:

а). Талаб ва таклиф модели. б). Даромадларни шаклланиришнинг 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).

Натижанинг бошқа вақт даврлари билан саналанган 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 мувазанатининг хусусияти бир вақтли тенгламалар тизимларини ечишда қўлланилади;

– ўзгарувчиларнинг аввалги, ҳозирги ва бўлажак қийматларининг 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 даврийлиги 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 (мустақил, x) - уларнинг қийматлари моделдан ташқаридан 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. Урганилаётган 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. Модел статистик таҳлил қилинади, унинг параметрлари 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 сўзлар ва иборалар

Эконометрика, эконометрик модел, 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 синфлари.

4.Иқтисодий ҳодисаларни эконометрик тадқиқ этишда маълумотлар хиллари ва ўзгарувчанлар турлари.

5.Эконометрик моделлаштириш босқичлари.

Тестлар

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 усулларини ўрганувчи фан?

2. Эконометриканинг мақсади нимадан иборат:

а) иқтисодий маълумотларни яққол кўринишда ифодалаш;

б) реал иқтисодий объектларни моделлаштириш ва миқдорий таҳлил қилиш усулларини ишлаб чиқиш;

в) статистик маълумотларни тўплаш ва гуруҳлаш усулларини 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, унинг 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 ўзининг 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 ўзининг 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

2.2. Корреляцион ва регрессион таҳлил

2.2.1. Корреляцион таҳлил тушунчаси

2.2.2. Регрессион таҳлилнинг моҳияти

2.3. Моделлар ҳаққонийлиги талабларини текшириш усуллари

2.4. Чизиқли бўлмаган регрессия моделлари ва уларни чизиқли кўринишга келтириш

2.5. Мисоллар

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 шаклларини ичида барча бошқа шаклларни 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 (*y* изоҳланувчи ўзгарув-

чилар) деб, сабабни тавсифловчи белгилар эса *омилли* (мустақил) белгилар (*x* 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 ҳажмиға ва ишчилар сонига боғлиқлиги) ва *статистик*, ёхуд стохастик детерминацияланган боғлиқли (масалан, меҳнат унумдорлиги билан маҳсулот бирлигининг таннархи ўртасидаги боғлиқлик).

Функционал боғлиқлик – бу унда *x* мустақил ўзгарувчининг ҳар бир қийматига *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 тасодифий 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 кутиши (ўртача қиймати)* мос келадиган боғланиш.

Корреляцион боғланиш «тўлиқсиз» боғлиқлик бўлиб, у 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 унумдорлиғи бўлишини англатмайди. 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. *х* ва *у* ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқлик тўлиқсиз бўлиб, фақат ўртача катталикларда намоён бўлади.

Ҳаракат йўналишига қараб функционал ва корреляцион боғлиқлик тўғридан-тўғри ва тескари турларга бўлинади. Тўғридан-тўғри функционал ва корреляцион боғлиқлик, бу омилли белги қийматларининг ортиши (камайиши) билан натижали белгининг ортиши (камайиши) юз беради. Тескари 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 меъёрда юз бермайди (эгри чизиқлар 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

7509

омилларнинг таъсири мавҳумлашганда) ҳисобланади. ***Кўп омилли (қўплик) 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 коэффициентлари матрицасини тузиш ва корреляцион-регрессион моделлар омилларини гуруҳлашнинг эҳтимол тутилган вариантларини баҳолаш.

4. Регрессия тенгламаси шаклини дастлабки баҳолаш.

5. Регрессия тенгламасини ечиш, регрессия коэффициентларини 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 ишончлилигини 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 таҳлилни*** ўзида намоён этувчи жуфт чизиқли ***корреляция*** эконометрикада энг чуқур ишлаб чиқилган методология ҳисобланади ва у бир омилли корреляцион ва регрессион таҳлилни намоён этади.

2.2.1. Корреляцион таҳлил тушунчаси

Корреляцион таҳлил – бу математик статистиканинг тасодифий катталиклар ўртасидаги ўзаро боғлиқликларни 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 жиҳатдан аниқлашдан иборат.

Корреляция – бу 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 ва 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 зичлиги миқдорий жиҳатдан корреляция коэффициентлари қиймати билан ифодаланади. Корреляция коэффициентлари қийматини топиш x_i ва y_i омиллари якка тартибдаги қийматларининг 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 ($i = 1, 2, ..., n$);

y_i – эрксиз ўзгарувчининг i қиймати ($i = 1, 2, ..., n$);

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

$$\bar{x} = - \rangle\ x_i$$

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

$$\bar{y} = - \rangle\ y_i$$

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).

Ва 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 $(y_i - \bar{y})$нинг 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 чизиқли коэффициентига*** эга бўлинади.

Корреляциянинг чизиқли коэффициенти формуласи қуйидаги формула билан топилади:

$$r_{yx} - \frac{\sigma_x}{\sigma_y}$$

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

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

бу ерда, ху – иккита катталикнинг ўртача арифметик кўпайтмаси. *У* қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\overline{xy} = -\ \rangle\ x_i y_i ;$$

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

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

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

1. агар r_{xy} Δ дан /±0,3/ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидаги боғлиқлик мавжуд эмаслигини кўрсатади.

2. агар r_{xy} /±0,3/ дан /±0,5/ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидаги боғлиқлик заиф ҳисобланади.

3. агар r_{xy} /±0,5/ дан /±0,7/ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидаги боғлиқлик бир маромда эканлигини тавсифлайди.

4. ағар r_{xy} /±0,7/ дан /±1,0/ оралиғида бўлса, омиллар ўртасидағи 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 аҳамиятлиги (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 коэффициенти 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) аҳамиятлилик 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 чизиқли коэффициентини билган ҳолда *детерминациянинг жуфт коэффициентини* аниқлаш мумкин, у r^2_{yx} ни ўзида намоён этади.

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

2.2.2. 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 омили шундан иборатки, фақат натижавий омил тақсимлашнинг нормал қонунига, таъсир этувчи омиллар эса тақсимлашнинг ихтиёрий қонунига бўйсунади. 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.

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

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 сабабли-оқибатли боғлиқликларнинг бир ёки бир неча тенгламалар билан таърифлаш мумкинлиги. 3) Ҳодисалар ва жараёнлар ўртасидаги сабабли-оқибатли боғлиқликларни, имкон қадар, боғлиқликнинг чизиқли (ёки чизиқли 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. Улар жумласига қуйидагилар киради:

- барча омиллар ва уларнинг биргаликда тақсимланиши тақсимлашнинг нормал қонунига бўйсуниши 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 мукобил асосда танлашни якуний 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:

$$yx = a_0 - a_1 x_i - \varepsilon i_i ,$$

бу ерда, a_0, a_1 – модель параметрлари;

ε_i – тасодифий катталик (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 белгининг қийматини кўрсатади.

a_i - 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 тескари.

ε_i – мустақил, нормал тақсимланган тасодифий катталик, нолли 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 бўладиган топилади, яъни:

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

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

$$na_0 + a_1\sum_{i=1}^{n}x_i = \sum_{i=1}^{n}y_i; \quad a_0\sum_{i=1}^{n}x_i + a_1\sum_{i=1}^{n}x_i^2 = \sum_{i=1}^{n}x_i y_i.$$

a_0 ва a_1 параметрларининг қийматини аниқлаш учун формулалар

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

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-коэффициент ҳисоблаб чиқилади. Эластиклик коэффициентини аниқлаш формуласи қуйидагича:

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

Эластиклик коэффициенти x омил бир фоизга ўзгарганда y натижавий омил қанча фоизга ўзгаришини кўрсатади. Бета-коэффициентни 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-коэффициент омили ўзининг ўртача квадратик оғиши миқдорига ўзгарганда, натижавий омилнинг қиймати ўзининг ўртача квадратик оғишининг ўртача қанча қисмига ўзгаришини кўрсатади.

Регрессия тенгламаси тузилганидан кейин унинг адекватлигини 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:

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

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 ҳисобланиши-ҳисобланмаслигини текшириш учун тузилган моделнинг адекватлигини текшириш лозим.

2.3. Моделнинг ҳаққонийлиги талабларини текшириш

Моделнинг ҳаққонийлигини текшириш унинг аҳамиятини аниқлаш ҳамда мунтазам хатоларнинг 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 Стьюдентнинг 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.

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

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

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 олганда, регрессия тенгламасининг аҳамиятлилигини текшириш учун *Фишернинг F-мезонидан* фойдаланилади. Жуфт чизиқли 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 аҳамиятлиликнинг 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% аҳамиятлилик 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 олинишини англатади.

Агар тенгсизлик бажарилса, у ҳолда модель ҳаққоний ҳисобланади.

Иккинчи талаб. Қолдиқ изчиллиги математик тахмининг 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 Стьюдентнинг *t* мезони қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади:

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

бу ерда, S_ε - модель қолдиқларининг стандарт оғиши (стандарт хато).

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

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

Танлаш ҳажми кичик бўлганида гомоскедастикликни баҳолаш учун Гольдфельд-Квандтсу 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:

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

бу ерда, n_1 – биринчи гуруҳда кузатишлар сони;
n_2 – иккинчи гуруҳда кузатишлар сони.

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

Гомоскедастиклик тўғрисидаги нолли фаразни бажаришда $F_{ҳисоб}$ 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. $F_{хис}$ миқдори *F*-мезоннинг жадвал-

даги қийматидан қанча катта бўлса, қолдиқ катталиклар дисперсияларининг тенглиги ҳақидаги тахмин шунчалик катта бузилган.

Тўртинчи талаб. Қолдиқлар 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:

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

2) 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 коэффициентнинг модуль 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;

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

4) 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 тақсимланишининг тақсимлашнинг нормал қонунига мослигини текширишни қуйидаги формула бўйича аниқланадиган R/S-мезон 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:

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

бу ерда, $S_y^2=S_{\bar{y}}^2+S_{\varepsilon}^2$;

$S^2{}_y$ – эрксиз ўзгарувчининг унинг ўртача қийматидан оғишлари квадратларининг умумий йиғиндиси, қуйидаги формула бўйича аниқланади:

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

$S_{\bar{y}}^2$ – регрессия билан изоҳланган оғишлар квадратларининг йиғиндиси. У қуйидаги формула бўйича аниқланади:

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

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

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

$S_y^2=S_{\bar{y}}^2+S_{\varepsilon}^2$ 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.

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 мутлоқ хато	$\bar{\varepsilon}_{абс} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\lvert\varepsilon_i\rvert.$ Хато амалдаги қийматлар моделдан ўртача қанчага фарқ қилишини кўрсатади
Қолдиқлар қатори дисперсияси (қолдиқ дисперсияси)	$S_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^2}{n-1}.$ бу ерда $\bar{\varepsilon}$ – қолдиқлар қаторининг ўртача қиймати. Қуйидаги формула бўйича аниқланади $\bar{\varepsilon} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i.$
Ўртача квадратик хато	Дисперсиядан квадрат илдизни ўзида намоён этади $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(\varepsilon_i - \bar{\varepsilon})^2}{n-1}}.$ Хатонинг қиймати қанчалик кичик бўлса, модель шунчалик аниқ бўлади
Аппроксимациянинг ўртача нисбий хатоси	$\bar{E}_{нисб} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left\lvert\frac{\varepsilon_i}{y_i}\right\rvert \cdot 100.$ $\bar{E}_{нисб}$ қийматларининг рухсат этилган чегараси кўпи билан 8-15 фоизни ташкил қилади

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:

$$\bar{y}_{прогн}=a_0+a_1x_{прогн}$$

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 ўзининг $\bar{x}$ ўртача қийматидан узоқлашишига, n кузатишлар сонига ва α прогнознинг аҳамиятлилик даражасига боғлиқ. Прогнознинг ишонч оралиқлари қуйидаги формула билан аниқланади:

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

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

2.4. Чизиқли бўлмаган регрессия моделлари ва уларни чизиқли кўринишга келтириш

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар ва жараёнлар ўртасидаги нисбатни ҳамма вақт ҳам чизиқли 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 чизиқсиз бўлиб чиқади.

Агар иқтисодий ҳодисалар ўртасида чизиқсиз нисбатлар мавжуд бўлса, у ҳолда улар тегишли чизиқсиз функциялар билан ифодаланади. Чизиқсизлик ўзгарувчиларга нисбатан ҳам, функцияга кирувчи коэффициентлар (параметрлар)га нисбатан ҳам ифодаланиши мумкин. Чизиқсиз регрессияларнинг иккита синфи мавжуд. Чизиқсиз регрессиялар синфларининг биринчисига таҳлилга

киритилган ўзгарувчилар бўйича чизиқсиз, лекин баҳоланаётган параметрлар бўйича чизиқли регрессиялар (турли полиномлар, гипербола) киради. Иккинчи синфи баҳоланаётган параметрлар бўйича чизиқсиз 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

Регрессиянинг номи	Регрессия тенгламаси	Нормал тенгламалар
Иккинчи тартиб полиноми	$\bar{y}_x = a_0 + a_1 x_i + a_2 x_i^2$	$na_0 + a_1\sum_{i=1}^{n} x_i + a_2\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i$; $a_0\sum_{i=1}^{n} x_i + a_1\sum_{i=1}^{n} x_i^2 + a_2\sum_{i=1}^{n} x_i^3 = \sum_{i=1}^{n} y_i x_i$; $a_0\sum_{i=1}^{n} x_i^2 + a_1\sum_{i=1}^{n} x_i^3 + a_2\sum_{i=1}^{n} x_i^4 = \sum_{i=1}^{n} y_i x_i^2$
Гипербола	$\bar{y}_x = a_0 + a_1\frac{1}{x_i}$	$na_0 + a_1\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{x_i} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i$; $a_0\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{x_i} + a_1\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{x_i^2} = \sum_{i=1}^{n}\frac{y_i}{x_i}$. Ёки $1/x_i$ ни янги X ўзгарувчи билан алмаштирамиз. Натижада чизикли

		тенгламага эга бўламиз: $\tilde{y}_x = a_0 + a_1 X$. Параметрлар куйидаги формулалар бўйича аникланади: $a_1 = \frac{\overline{yX} - \bar{y} \cdot \bar{X}}{\overline{X^2} - (\bar{X})^2}$; $a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{X}$

Баҳоланаётган параметрлар бўйича чизиқли бўлмаган регрессия тенгламаларини чизиқли кўринишга келтириш

Регрессиянинг номи	Регрессия тенгламаси	Чизиқли кўринишга келтириш
Даражали функция	$\hat{y}_x = a_0 \cdot x_i^{a_1}$	Даражали функциянинг параметрларини энг кичик квадратлар усули ёрдамида аниқлаш учун уни тенгламанинг иккала қисмини ҳам логарифмлаш йўли билан чизиқли кўринишга олиб келиш лозим: $\ln \hat{y}_x = \ln a_0 + a_1 \ln x_i$ Ушбу тенглама графикдаги тўғри чизиқни ўзида намоён этади, унинг ўқлари бўйлаб сонларнинг ўзи эмас, балки уларнинг логарифмлари (логарифмик шкала ёки логарифмик тўр) ажралади. Агар $Y = \ln \hat{y}_x$, $X = \ln x_i$, $A = \ln a_0$ бўлса, у ҳолда тенглама қуйидаги кўринишга эга бўлади: $Y = A + a_1 X$. Модель параметрлари қуйидаги формулалр бўйича аникланади: $a_1 = \frac{\overline{YX} - \bar{Y} \cdot \bar{X}}{\overline{X^2} - (\bar{X})^2}$; $A = \bar{Y} - a_1 \bar{X}$
Кўрсаткичли функция	$\hat{y}_x = a_0 \cdot a_i^{x_1}$	Ўзгарувчиларни чизиқли ҳолга келтириш тенгламанинг иккала қисмини ҳам логарифмлаш йўли билан ўтказамиз: $\ln \hat{y}_x = \ln a_0 + x_i \ln a_1$.

		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. Агар $Y = \ln \hat{y}_x$, $A = \ln a_0$, $B = \ln a_1$ бўлса, у ҳолда тенглама қуйидаги кўринишга эга бўлади $$Y = A + Bx_i.$$ Модель параметрлари қуйидаги формулалар бўйича аниқланади: $$B_1 = \frac{\overline{Y \cdot x} - \overline{Y} \cdot \overline{x}}{\overline{x^2} - (\overline{x})^2}; \; A_0 = \overline{Y} - B\overline{x}$$

Эгри чизиқли корреляцион боғлиқликнинг ҳар қандай шаклидан фойдаланишда ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқликнинг жипслиги ҳудди боғлиқликнинг чизиқли шакли учун корреляция коэффициенти сингари аниқланадиган корреляция индекси ёрдамида ўлчаниши мумкин.

Корреляцион боғлиқлик тенгламаси ўрганилаётган ўзгарувчиар 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 ҳудудларида жойлашган шаҳарлар аҳолиси жон бошига тўғри келадиган қуйидаги танланган маълумотлар мавжуд. Уларнинг – 20% танлови тасодифий такрорланишсиз (1-жадвал). Ушбу танланган маълумотлардан фойдаланиб регрессия тенгламасини тузиш, унинг ҳаққонийлигини баҳолаш, хулосалар чиқариш лозим.

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

Регрессия тенгламасини аниқлаш ва уни 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.

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

$$t_{ркч} = r_{yx}\sqrt{\frac{n-k-1}{1-r^2_{yx}}} = 0,706\sqrt{\frac{16-1-1}{1-0.498}} = 3,73.$$

Стьюдент *t* мезонининг жадвалдаги қиймати 0,95 ишончлигига 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:

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

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

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:

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

2-жадвал

Чизиқли 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**	**-**

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

3. Моделнинг адекватлиги (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 ($\alpha = 0,05$) ишончлилик эҳтимолида $\gamma = (n - k - 1) = 14$ эркинлик даражаларига эга бўлган Стьюдентнинг t мезонининг жадвалдаги қиймати 2,14 га тенг.

Демак, қуйидаги натижаларга эгамиз:

$$|t_{хис_{\alpha_0}}| < t_{жадв} \Rightarrow \alpha_0 \text{ параметри аҳамиятли эмас;}$$

$$t_{хис_{\alpha_1}} > t_{жадв} \Rightarrow \alpha_1 \text{ параметри аҳамиятли.}$$

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 ($\alpha = 0,05$) ишончлилик 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.

Қуйидаги тенгсизликнинг бажарилиши, 5% аҳамиятлилик даражасига эга бўлган, яъни 95% ишончлилик 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 шарти бажарилади, яъни $8 > 6$; демак, юқоридаги чизиқли регрессия модели тасодифийлик мезони бўйича ҳаққоний деб эътироф этилиши мумкин.

3-жадвал

Жуфт чизиқли регрессия моделининг адекватлиги ва аниқлигини текшириш

№ п/п	y_i	$\hat{y}_i$	ε_i	ε_i^2	Бурилиш нуқтаси	$(\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})$	$(\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2$	$\frac{\lvert\varepsilon_i\rvert}{y_i} = 100$
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**

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 чизиқли 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.

22	28	30	30	31	32	33	33	33	33	34	35	37	39	42	43
93	42	22	89	35	19	08	40	57	83	16	63	24	91	67	72

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

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

Қолдиқ қийматларга асосан F мезони қиймати ҳисоблаб чиқилади:

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

0,95 ($\alpha = 0{,}05$) ишончлилик 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 $F_{ҳисоб}$ қиймати, F-мезоннинг жадвалдаги қийматидан юқори, демак, гомоскедастиклик хусусияти бажарилаяпти.

4.4. 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% бўлғанида $d_1 = 1{,}10$, $d_2 = 1{,}37$ 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.

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

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

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 нормаллиғи тўғрисидаги фараз қабул қилинади.

4.6. Моделнинг аниқлигини баҳолаш.

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

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

Чизиқли регрессия моделининг 3-жадвал маълумотларидан фойдаланиб ҳисобланган аниқлиги даражасини мақбул деб эътироф этиш мумкин.

Таянч сўзлар ва иборалар

Функционал боғлиқлик, статистик боғлиқлик, корреляцион боғлиқлик, корреляцион-регрессион таҳлил, корреляция тушунчаси, жуфт, хусусий, кўплик корреляция, коворация, чизиқли

корреляция коэффициенти, Стьюдентнинг t мезони, регрессия тахлили, регрессия тенгламаси, Фишер F-мезони.

Такрорлаш учун саволлар

1. Детерминацияланган ва стохастик жараёнлар ҳақида тушунча.
2. Тасодифий ўзгарувчанларнинг статистик боғлиқлиги (мустақиллиги).
3. Функционал ва статистик боғлиқликлар тушунчаси.
4. Прогноз қилиш усуллари.
5. Эконометрик моделлар таснифи.
6. Ялпи корреляцион-регрессион таҳлилни ўтказиш босқичлари.
7. Бир даражали регрессион модель ва уни тузишга нисбатан қўйиладиган талаблар.

Тестлар

1. 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 натижали белгининг кўплаб қийматлари, яъни муайян статистик тақсимот мос келса;

в)агар омилнинг ҳар бир қийматига натижавий омилнинг қийматларининг бутун бир тақсимоти мос келса;

г)агар омилли белгининг ҳар бир қийматига натижали белгининг муайян белгиланган қиймати мос келса?

2. Таҳлилий ифодага кўра боғлиқлик қуйидаги 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 шарт-

ланган, 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?

4. 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?

5. Қуйидаги қийматлардан қайсиси корреляциянинг жуфт коэффициентини қабул қила олмайди:

а) -0,973;

б) 0,005;

в) 1,111;

г) 0,721?

6. Корреляция чизиқли коэффициентининг 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 коэффициенти 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?

8. Агар Y ва X омиллар ўртасидаги корреляция жуфт коэффициенти 0,675 қийматни қабул қилса, у ҳолда детерминация коэффициент нимага тенг

а) 0,822;

б) -0,675;

в) 0,576;

г) 0,456?

9. Энг кичик квадратлар усулига мувофиқ қуйидаги ифодалардан қайсиси камаяди

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

б) $\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)$;

в) $\sum_{i=1}^{n}\left|y_i - \hat{y}_i\right|$;

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. Чизиқли жуфт регрессия тенгламасида a_1 параметр нимани англатади:

а) натижавий омилга 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 чизиқли жуфт регрессия тенгламасидаги қиймати қайси формула бўйича аниқланади:

а) $\bar{y}-a_1\bar{x}$;

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

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

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) Стьюдентнинг t мезони;
в) Пирсон мезони;
г) Дарбин-Уотсоннинг d-мезони?

15. Омил 1 фоизга ўзгарганда натижавий омилнинг ўртача ўзгаришини қанақа коэффициент белгилаб беради:

а) регрессия коэффициенти;
б) детерминация коэффициенти;
в) корреляция коэффициенти;
г) эластиклик коэффициенти?

16. Агар регрессия тенгламаси $y_x = 2{,}02 + 0{,}78x$, $a_x = 5{,}0$, $\bar{y} = 6{,}0$ кўринишга эга бўлса эластиклик коэффициенти нимага тенг:

а) 0,94;

б) 1,68;

в) 0,65;

г) 2,42?

17. Даражали функция тенгламаси қуйидаги 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 қуйидаги 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 қуйидаги формула бўйича аниқланади:

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

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

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

г) $\sqrt{1 - \frac{S_e^2}{S_y^2}}$?

III БОБ. КЎП ОМИЛЛИ РЕГРЕССИЯ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ

3.1. Кўп омилли корреляцион – регрессион таҳлил ва чизиқли регрессия тенгламаси.

3.2. Кўп омилли корреляция – регрессия модели учун омилларни танлаш.

3.3. Мультиколлинеарлик ва уни бартараф этиш усуллари.

3.4. Кўп омилли ва хусусий корреляция

3.5. Мисоллар

3.1. 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,...,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 оралиқ 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,...,x_k омиллар ўртасидаги богликлик шаклининг таҳлилий ифодасини аниқлаш учун, қуйидаги функцияни топиш талаб этилади:

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

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:

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

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

ε_i – тасодифий катталик (қолдиқ қиймати).

Регрессия коэффициенти 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 регрессияси тенгламаси қуйидаги кўринишда ёзилади:

$$Y = Xa + \varepsilon,$$

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

$X - X_1, X_2, \ldots, X_k$ мустақил ўзгарувчилар қийматлар матрицаси, X матрицанинг ўлчамлилиги $n \times (k+1)$ га тенг. Биринчи устун битталик ҳисобланади, чунки регрессия тенгламасида a_0 бирга кўпайтирилади;

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

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

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \ldots \\ y_3 \end{pmatrix}; \quad X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \ldots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \ldots & x_{2k} \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ 1 & x_{n1} & \ldots & x_{nk} \end{pmatrix}; \quad Y = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \ldots \\ a_k \end{pmatrix}$$

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 ишончлилигини баҳолаш Стьюдентнинг t мезони ёрдамида амалга оширилади. Моделнинг ҳар қандай параметри учун t мезоннинг a_j қиймати қуйидаги формула бўйича ҳисоблаб чиқилади:

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

бу ерда, S_ε – регрессия тенгламасининг 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 $t_{хисоб} > t_{a,n-k-1}$ бўлса, a_j регрессия коэффициенти етарлича ишончли ҳисобланади. Агар регрессия коэффициентининг ишончлилиги 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 коэффициентлари муҳим роль ўйнайди. Бироқ, ўлчов бирликларининг бир-биридан фарқ қилиши ва ўзгариб туришнинг турли даражаси туфайли бевосита улар ёрдамида омилларнинг эрксиз ўзгарувчига таъсири даражаси бўйича таққослаб бўлмайди. Бундай фарқларни бартараф этиш учун $Э_j$ эластиклик коэффициентлари ва β_j бета-коэффициентлари қўлланилади.

Эластиклик коэффициентини $Э_j$ аниқлаш формуласи

Эластиклик коэффициенти

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

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 y 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 омилларни уларнинг эрксиз ўзгарувчига таъсири даражаси бўйича кетма – кетлик тузиш имконини беради.

Барча омиларнинг 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:

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

Детерминация коэффициенти омиллар таъсири остида бўлган натижавий омил вариациясининг улушини кўрсатади, яъни y белгиси вариациясининг қанақа улуши моделда ҳисобга олинганлигини ва у моделга киритилган омилларнинг унга таъсири билан шартланганлигин белгилайди.

Детерминация коэффициенти 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

$$R^2_{тузат.} = 1-(1-R^2)\cdot\frac{n-1}{n-k-1}.$$

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 компонента даражалари квадратлари йиғиндисининг ($n-k-1$) катталикка нисбатини ўзида намоён этувчи стандарт хато қўлланилади, яъни:

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

3.2. Кўп омилли корреляция – регрессия модели учун омилларни танлаш

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

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

1. y ўзгарувчига таъсир кўрсатувчи омиллар рўйхатини олдиндан аниқлаш.

2. Омилларни қиёсий баҳолаш ва уларнинг бир қисмини ажратиш.

3. Моделларнинг турли вариантларини тузишда омилларни якуний танлаб олиш ва улар параметрларининг аҳамиятлилигини баҳолаш.

Омилларни қиёсий баҳолаш ва уларнинг бир қисмини ажратиш учун ҳар бир омилнинг натижавий омил *y* билан ва қолган омилларнинг ҳар бири билан чизиқли боғлиқлигининг жипслигини 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_{yx2}	...	r_{yxk}
x_1	r_{x1y}	1	$r_{x1\,x2}$	...	$r_{x1\,xj}$	...	$r_{x1\,xk}$
x_2	r_{x2y}	r_{x2x1}	1	...	$r_{x2\,xj}$	...	$r_{x2\,xk}$
...	...	...	...	...	...	...	...
x_i	r_{xiy}	r_{xix1}	r_{xix2}	...	1	...	$r_{xi\,xk}$
...	...	...	...	...	...	...	...
x_k	r_{xky}	r_{xkx1}	r_{xkx2}	...	r_{xkxj}	...	1

бу ерда, y – натижавий омил;

$x_1, x_2,\ldots,x_k$ – омиллар тўплами;

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

Жуфт корреляция коэффициентлари 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 коэффициентлари ҳисобланади.

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

3.3. 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 коэффициентларининг миқдорини бузиб кўрсатади ва уларнинг иқтисодий талқинини қийинлаштиради.

Мультиколлинеарлик – бу моделга киритилган омиллар ўртасидаги жипс боғлиқлик.

Мультиколлинеарлик таъсири остида юзага келдиган ўзгаришлар:

- моделдаги ошиш тенденциясига эга бўлган параметрлар миқдорини бузиб кўрсатади;
- регрессия коэффициентлари 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 мультиколлинеарликнинг пайдо бўлишининг асосий сабаблари сифатида қуйидагиларни қайд этиш мумкин.

1. 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).
2. Умумий қиймати доимий катталикни ўзида намоён этувчи омиллар сифатида фойдаланиш (масалан, асосий фондларнинг яроқлилик коэффициенти ва эскириш коэффициенти).
3. Бир-бирининг элементлари ҳисобланган омиллар (масалан, маҳсулотни ишлаб чиқариш харажатлари ва маҳсулот бирлигининг таннархи).
4. Бир-бирини такрорловчи иқтисодий маъно бўйича омиллар (масалан, фойда ва маҳсулотнинг рентабеллиги).

Мультиколлинеарликнинг бор-йўқлигини аниқлаш учун дастлаб жуфт корреляция коэффициентларининг матрицасини таҳлил қилиш. Агар $r_{xi,xj} > 0{,}8$ 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 қайсисини 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 коэффициентларининг қийматларини таққослаш;
- омилларни киритиш усули (қадамли регрессия усули);
- омилларни чиқариб ташлаш усули.

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

1. Корреляция чизиқли коэффициентларининг 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

$$r_{yxi} > r_{yixk},\ r_{yxk} > r_{yixk} \text{ ва } r_{yixk} < 0{,}8$$

2. 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 коэффициентига эга бўлган омил киритилади.

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

Моделга ҳар бир омил киритилганидан кейин унинг тавсифлари ҳисоблаб чиқилади ва модель ишончлилик 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 киритиладиган 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.

3. Омилларни чиқариб ташлаш усули. Ушбу усул 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 қаноатлантирмагунга ва регрессиянинг барча коэффициентлари аҳамияти юқори бўлганга қадар давом этади.

3.4. Кўп омилли ва хусусий корреляция

Ҳозирги вақтда корреляция моделларни 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 омилларнинғ бошқа омиллар билан барча боғлиқликлари йўқотилган, яъни шартли-доимий (ўртача) даражада мустаҳкамланган бўлиши керак.

Хусусий корреляция коэффициенти қолган омилларнинг қатъий белгиланган қийматида иккита ўзгарувчи ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини тавсифлайди.

Агар иккита тасодифий катталик ўртасидаги корреляция жуфт коэффициенти ўша тасодифий катталиклар ўртасидаги алоҳида

коэффициентдан катта бўлиб чиқса, у ҳолда бу учинчи қатъий белгиланган катталик ўрганилаётган катталиклар ўртасидаги ўзаро боғлиқликни кучайтиради, яъни жуфт коэффициентнинг юқори қиймати учинчи катталикнинг иштирок этиши билан шартланган. Тегишли коэффициентлар билан солиштирилганда корреляция жуфт коэффициентининг паст қиймати қатъий белгиланадиган катталик таъсири остида ўрганилаётган катталиклар ўртасидаги боғлиқликнинг заифлашганидан далолат беради.

Хусусий корреляция коэффициенти, масалан, $r_{yx1(x2)}$, моделга киритилган учинчи катталик x_2 нинг таъсири истисно этилган ҳолда y ва x_1 катталиклари 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:

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

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

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

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

Агар корреляция жуфт коэффициентининг матрицаси R мавжуд бўлса, у 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 – аҳамиятлиликнинг берилган (маълум) даражаси; $\gamma = (n-k-1)$ – эркинлик даражаларининг сони.

Агар $t_{хисоб} > t_{\alpha\gamma}$ тенгсизлиги бажарилса, у ҳолда корреляция коэффициентининг қиймати аҳамиятли, деб тан олинади, яъни корреляция коэффициентининг нолга тенглигини тасдиқловчи нулли 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.

3.5. 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 – йўк) (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» дастуридан, «Регрессия» воситасидан фойдаланамиз. Натижалар 3.3-жадвалда келтирилган.

3.3-жадвал

Якунларни 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	Коэффи-циентлар	Стандарт хато	*t*-статистика	*P*-қиймат
Y-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 боғлиқлиги модели қуйидаги кўринишга эга

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

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

$F_{хисоб} > F_{жадв}$ 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 эрксиз ўзгарувчи вариациясининг (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: $t_{a1} = -2{,}35$, $t_{a2} = 4{,}69$; $t_{a3} = 0{,}42$. $\alpha = 0{,}05$ аҳамиятлилик даражасида ва эркинлик даражаларининг $\gamma = n - k - 1 = 16$ сонида мезоннинг жадвалдаги қиймати 2,12 га тенг. Демак, қуйидаги тенгсизлик бажарилади: $|t_{a1}| > t_{жадв}$; $t_{a2} > t_{жадв}$; $t_{a3} < t_{жадв}$. Шундай

қилиб, a_3 регрессия коэффициенти аҳамиятли эмас ва моделдан ушбу омилни чиқариб ташлаш лозим.

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

3.4-жадвал

Якунларни 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*-статис-тика**	***P*-киймат**
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 боғлиқлиги 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 ($F_{хисоб} = 15,56$) жадвалдаги қийматдан ($F_{жадв} = 3,59$) 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: $/t_{a1}/ > t_{жадв}$; $t_{a2} > t_{жадв}$. 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 $Э_1$ ва $Э_2$ эластиклик коэффициентлари қуйидагиларга тенг:

$$Э_1 = a_1 \frac{\bar{x}_1}{\bar{y}} = -0,003 \frac{134,75}{1,372} = -0,29;$$

$$Э_2 = a_2 \frac{\bar{x}_2}{\bar{y}} = +0,014 \frac{147,2}{1,372} = 1,50.$$

Эластиклик коэффициентларининг таҳлили шуни кўрсатадики, мутлоқ 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:

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

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

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

$$\beta_1 = a_1 \frac{S_{x1}}{S_y} = -0{,}003 \frac{13{,}56}{0{,}114} = -0{,}357;$$

$$\beta_2 = a_2 \frac{S_{x2}}{S_y} = 0{,}014 \frac{6{,}06}{0{,}114} = 0{,}744.$$

Бета-коэффициентларни ҳисоблаб чиқиш учун корреляциянинг жуфт коэффициентларни ҳисоблаб чиқамиз, бунинг учун *EXEL* жадвал процессорининг «*Маълумотларни таҳлил қилиш*» дастуридан, «*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 (мутлоқ миқдор бўйича) қийматлари мос келади.

Таянч сўзлар ва 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

1. Жуфт регрессия моделлар таснифи.
2. Стандарт ҳато ҳақида тушунча ва регрессия коэффициентларининг муҳимлигини баҳолаш.
3. Жуфт чизиқли регрессия параметрларини баҳолаш ва уларнинг иқтисодий талқини.
4. Жуфт чизиқли регрессия учун корреляция коэффициентини ҳисоблаш ва талқин қилиш.
5. Детерминация коэффициенти ва унинг тавсифи.
6. Дисперсион таҳлил: моҳияти ва ўтказиш методикаси.
7. Регрессиянинг чизиқли тенгламаси бўйича прогноз оралиқлари.
8. Аппроксимациянинг ўртача ҳатосии.
9. Чизиқсиз регрессиялар ва уларнинг тавсифи. Чизиқсиз регрессияларда линеаризация.
10. Жуфт чизиқсиз регрессион эконометрик моделни статистик ўрганиш.
11. Жуфт чизиқсиз регрессия учун корреляция индексини ҳисоблаш.
12. Кўплик регрессиясини тузишда омилли белгиларни танлаб олиш.
13. Кўплик регрессиясининг параметрларини баҳолаш.
14. Кўплик регрессиясини тузишда омилли белгиларни танлаб олиш.
15. Бир талай ва алоҳида корреляция.
16. Кўплик корреляцион-регрессион таҳлил вазифалари.
17. Мультиколлинеарлик тушунчаси ва уни бартараф этиш усуллари.
18. Корреляциянинг алоҳида коэффициенти.
19. Корреляция коэффициентининг аҳамиятини баҳолашда Стьюдентнинг *t* мезони.
20. Эластиклик коэффициенти ҳақида тушунча ва унинг таснифи.
21. Чизиқли регрессия β-коэффициенти ва уни қўллаш.
22. Кўплик корреляцияси ва детерминацияси индекслари ва уларнинг тавсифи.
23. Регрессия тенгламаси бўйича прогноз қилиш.
24. Энг кичик квадратлар усулини асослаш.

25. Қолдиқларнинг гомоскедастиклиги ва гетероскедастиклиги.

26. Гетероскедастикликни текшириш тестлари ва уларнинг тавсифи.

27. Энг кичик квадратлар умумлаштирилган усулининг моҳияти.

Тестлар

1. Кўп омилли корреляция коэффициенти 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 коэффициенти қандай чегараларда ўзгаради:

а) $0 \leq R^2_{yx1x2} \leq 1$;

б) $1 \leq R^2_{yx1x2} \leq \infty$;

в) $-1 \leq R^2_{yx1x2} \leq 1$?

3. Хусусий корреляция коэффициенти нимани баҳолайди:

а) иккита ўзгарувчи ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини;

б) учта ўзгарувчи ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини;

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

4. *x* аргумент (эркин ўзгарувчи) 1 фоизга оширилганда *y* натижавий омил ўзгаришининг фоизини ўртача даражада қайси коэффициент кўрсатади:

а) детерминация коэффициенти;

б) регрессия коэффициенти;

в) эластиклик коэффициенти;

г) бета-коэффициент?

5. R_{yx1x2} кўп омилли корреляция кўплик чизиқли коэффициенти 0,75 га тенг. *y* эрксиз 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 коэффициенти =1,341:

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

Стьюдент t мезонини аниқланг ва агар аҳамиятлилик даражаси α = 0,05 бўлгани ҳолда $t_{жадв}$ = 2,11 бўлса, a_1 регрессия коэффициентининг аҳамиятини баҳоланг.

а)0,207, коэффициент аҳамиятсиз;
б)4,841, коэффициент аҳамиятли;
в)4,841, коэффициент аҳамиятсиз.

7. Жуфт корреляция коэффициентлари матрицаси 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 омилли корреляция кўплик коэффициенти қанақа қийматни қабул қилиши мумкин:
а) 1,501;
б)-0,453;
в)0,861?

9. Кўп омилли регрессия тенгламаси қуйидаги кўринишга эга:

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

а) x_1 ўзининг бир ўлчов бирлигига оширилганда y ўзгарувчи ўз ўлчовининг 1,37 бирлигига ошади;

б) x_2 омилнинг қатъий белгиланган қийматида x_1 ўзининг бир ўлчов бирлигига оширилганда y ўзгарувчи ўз ўлчовининг 1,37 бирлигига ошади;

в) x_2 омилнинг қатъий белгиланган қийматида x_1ўз ўлчовининг 1,37 бирлигига оширилганда y ўзгарувчи ўзининг бир ўлчов бирлигига ошади.

10. Бета-коэффициент қиймати нимага тенг?

а) $a_j \cdot \frac{S_{xj}}{S_y}$;

б) $r_{jy} \cdot \frac{\beta_j}{R^2}$;

в) $a_j \cdot \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}}$.

IV БОБ. ВАҚТ ҚАТОРЛАРИ ВА УЛАР ТЕНГЛАМАЛАРИНИ ТУЗИШ УСУЛЛАРИ

4.1. Вақт қаторлари ва улар турлари
4.2. Вақт қаторлари даражасини умумий ташкил этувчи ҳадлари
4.3. Тренд тушунчаси ва унинг асосий турлари
4.4. Тренд мавжудлигини текшириш мезонларини
4.5. Вақт қаторлари тренди тенгламаларини тузиш
4.5.1. Чизиқли тренд
4.5.2. Мисол
4.5.3. Параболик тренд
4.5.4. Гиперболик тренд
4.5.5. Экспоненциал тренд
4.5.6. Логарифмик тренд
4.5.7. Логистик тренд
4.5.8. Тренд хилларини аниқлаш
4.6. Мавсумий тебранишлар тушунчаси ва унинг кўрсаткичларини аниқлаш усуллари
4.7. Мисол
4.8. Мисол

4.1. Вақт қаторлари ва улар 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 бўлган йўналтирилган ўзгариши сифатида талқин 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 – бу 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 оралиқ (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 ЯҲМ 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 мутлоқ, 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 оралиқларга амал қилинмайди.

Вақт қаторларини турли белгиларга кўра таснифлаш мумкин. Вақтга кўра, вақт қаторлари оний ва оралиқ қаторларга, даражаларининг ифодаланиш шаклига кўра мутлоқ, ўртача ва нисбий катталиклардан ташкил топади. Саналар ёки вақт оралиқлари 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 конъюнктура 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 олинадиган 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 ҳоказолар 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 қилианади, шунинг учун уни фақат муайян санани ҳисобга олган ҳолда таққослаш мумкин.

Даврлар тенглигидан ташқари, таққосланадиган боскичларнинг бир хиллиги оралиқ вақт қатори даражалари таққослана олинишининг шартларидан бири ҳисобланади. Вақт қатори даражасининг кўрсаткичлари ривожланишнинг ягона қонунига бўйсуниши керак. Бундай ҳолатларда қаторни даврларга ажратиш ёки вақтга кўра типологик гуруҳлаш амалга оширилади.

4.2. 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 – бу динамиканинг улар 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 мавжудлиги 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 огишлар).

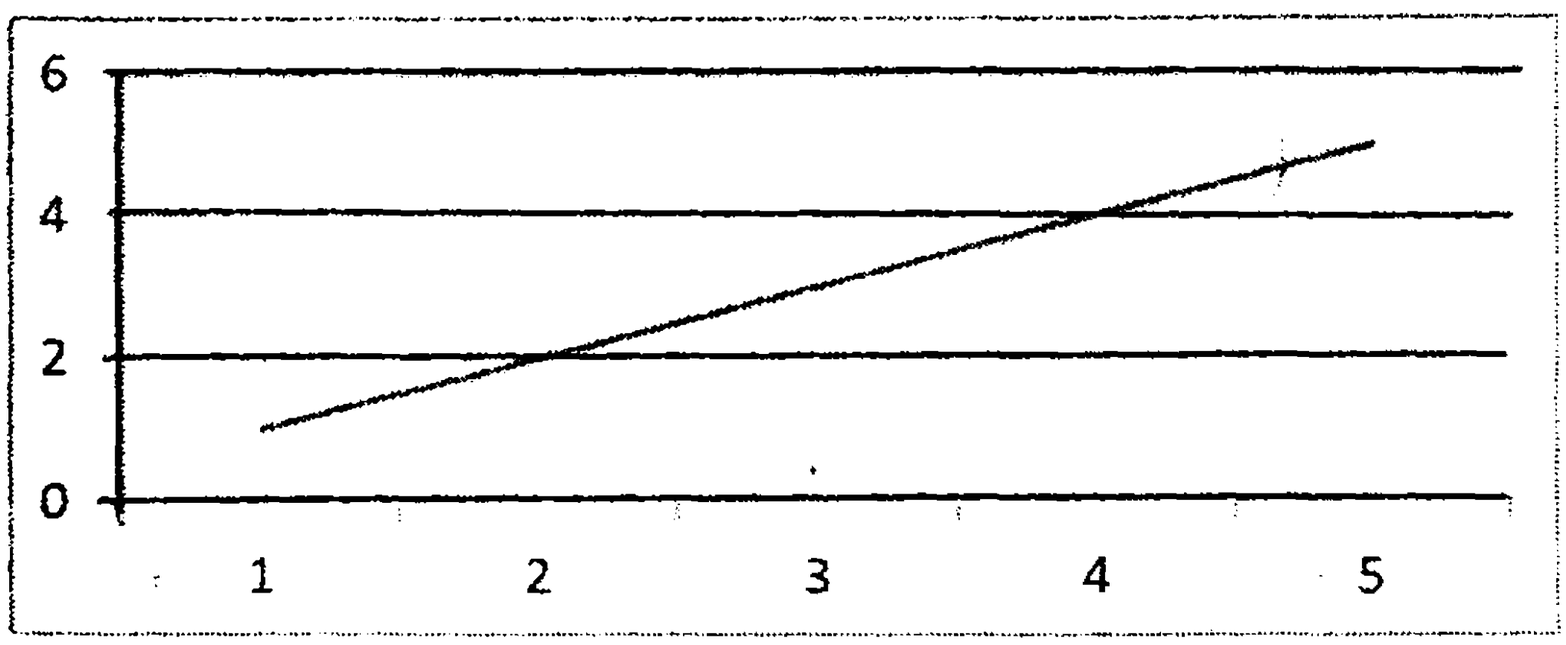
Кўриб турганимиздек, вақт қаторининг даражасини шакллантирувчи барча таркибий қисмлар учта гуруҳга бўлинади. Бунда тренд асосий таркибий қисм ҳисобланади. Мавсумий ва тасодифий таркибий қисмлар қийматлари ундан тренд таркибий қисм ажратилганидан кейин қолади.

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

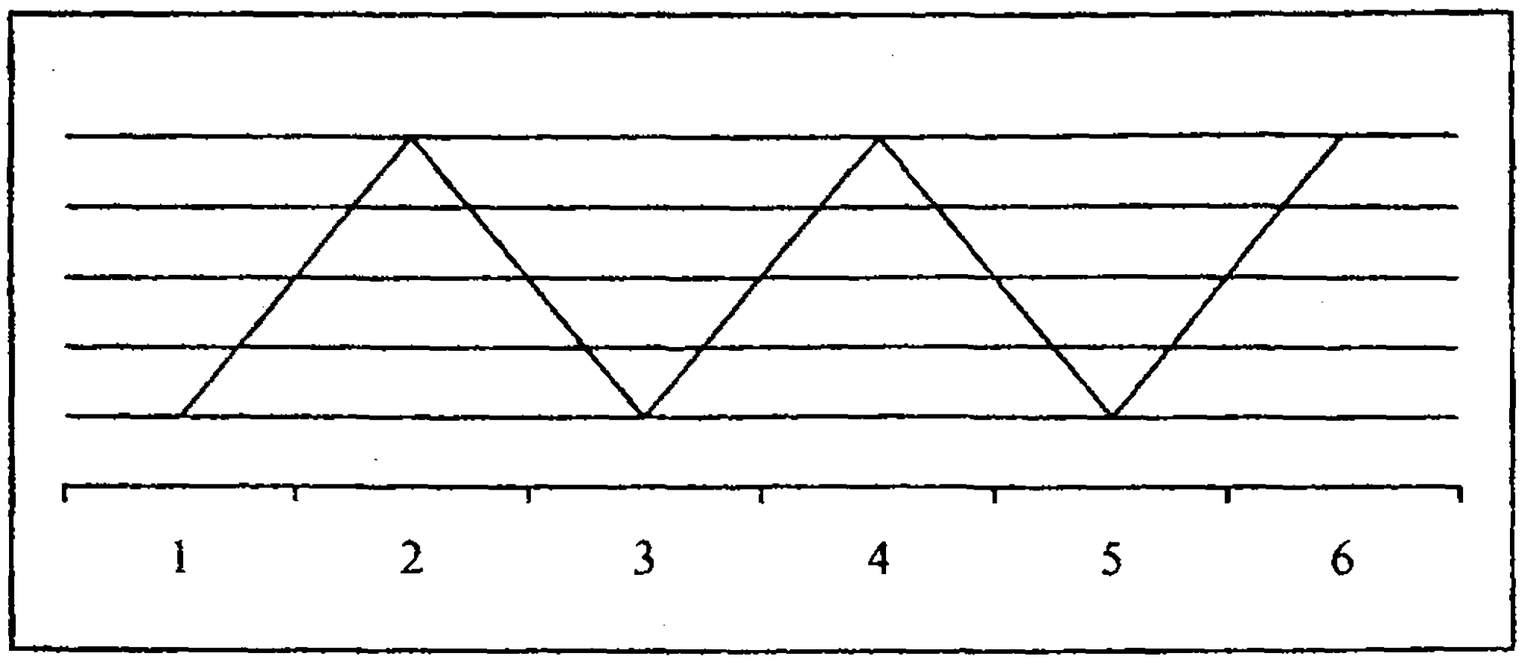
Вақт қаторининг даражаларни унинг барча (тренд, мавсумий ва тасодифий) таркибий қисмларининг йиғиндиси ёки кўпайтмаси сифатида ифодалаш мумкин. Унда қаторнинг барча таркибий қисмлари ушбу таркибий қисмларнинг йиғиндиси сифатида ифодаланган модель аддитив модель деб номланади. Агар таъсир этиш омиллари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

Вақт қатори таркибий қисмларининг график тасвири

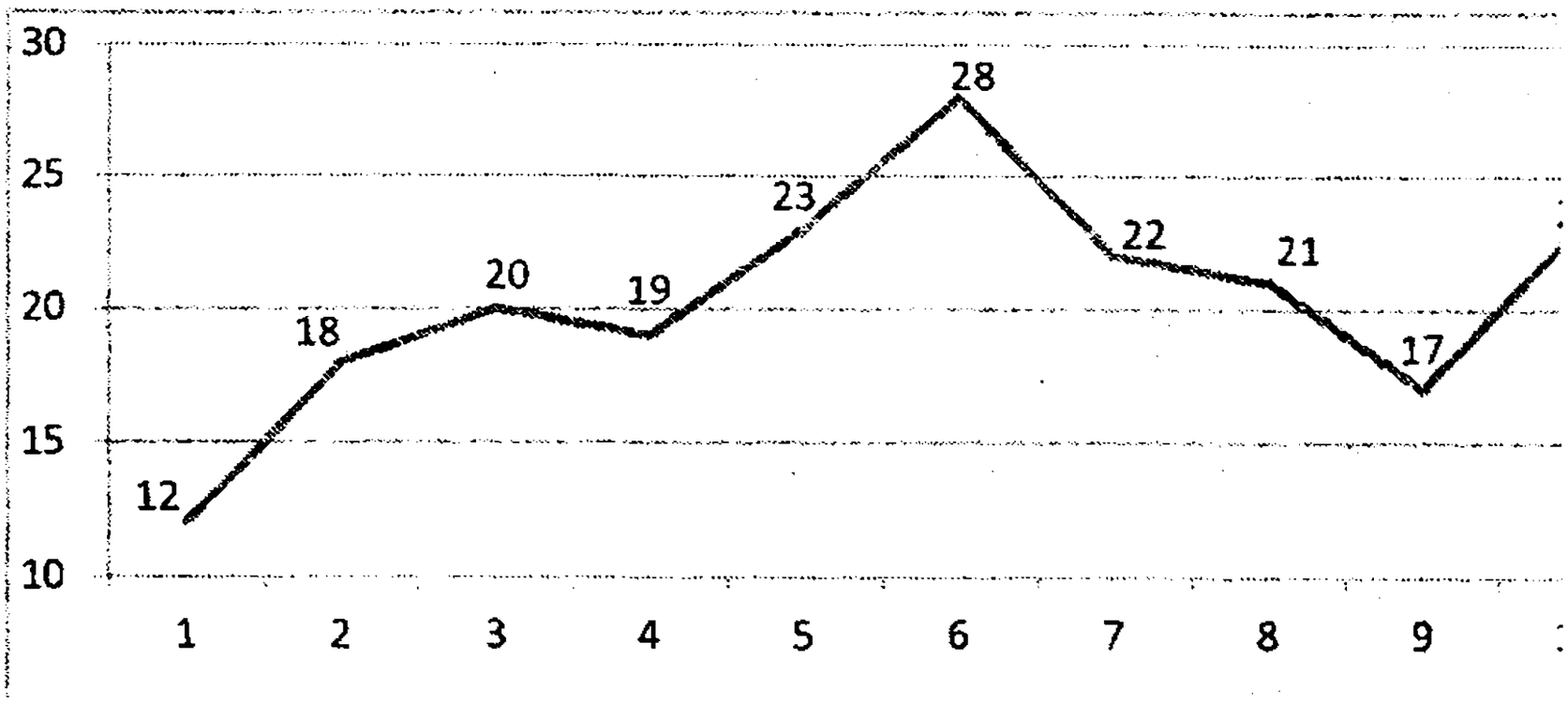
Тренд (динамика қаторининг асосий тенденцияси) 4.1-мисол



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

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

4.3. Тренд тушунчаси ва унинг асосий турлари

Юқорида таъкидланганидек, тренд асосий таркибий қисм ҳисобланади.

Тренд – бу вақт қаторидаги тасодифий 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 тарика 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.

4.4. Тренднинг мавжудлигини текшириш мезонлари

Бир қаторнинг ўртадаги икки қисми айирмаси 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 Стьюдент мезонлари қабул қилинади.

Агар $t \geq t_\alpha$ бўлса (бу ерда t – Стьюдент мезонининг ҳисоблаб чиқилган қиймати; t_α – α нинг аҳамиятлик 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 айирмаси усули қўлланилганда Стьюдент мезонининг ҳисоблаб чиқилган қиймати қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$t = \frac{Y_1 - Y_2}{\sigma\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

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

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

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

Ўртача қийматлар айирмасининг ўртача квадратик оғиши қуйидаги формула билан топилади:

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

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

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

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 Стьюдент мезонидан фойдаланиб бўлмайди.

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

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

Таққослаш қуйидаги тенгсизликлар бўйича ўтказилади:

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

2. q ва d катталиклар қийматларини ҳисоблаш.

Ҳисоблашлар қуйидаги формулалар бўйича амалга оширилади:

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

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: $0 \le q \le n - 1$. Агар қаторнинг барча даражалари ўзаро тенг бўлса, у ҳолда $q = 0$ бўлади. Агар вақт қаторининг даражалари ҳамиша 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 $d = -(n - 1)$ ҳамиша бир хил тарзда камайиб боручи қаторни тавсифлайди; юқори чегара $d - (n - 1)$ ҳамиша бир хил тарзда ортиб боручи қаторни тавсифлайди. d катталик 0 га тенг бўлиши мумкин, лекин бундай ҳолатлар амалий ҳисоб-китобларда жуда кам учрайди.

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

Стьюдент мезонининг ҳақиқий қийматлари $(q\text{-}\bar{q})$ 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 дара-

жасида Стьюдент мезонларининг ҳақиқий қийматлари жадвалдаги қийматлардан кичик бўлса, у ҳолда ўртача даражада ва дисперсияда тренднинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги фараз тасдиқланади.

4.5. Вақт қаторлари тренди тенгламаларини тузиш

4.5.1. 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 оралиқлари 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:

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

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:

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

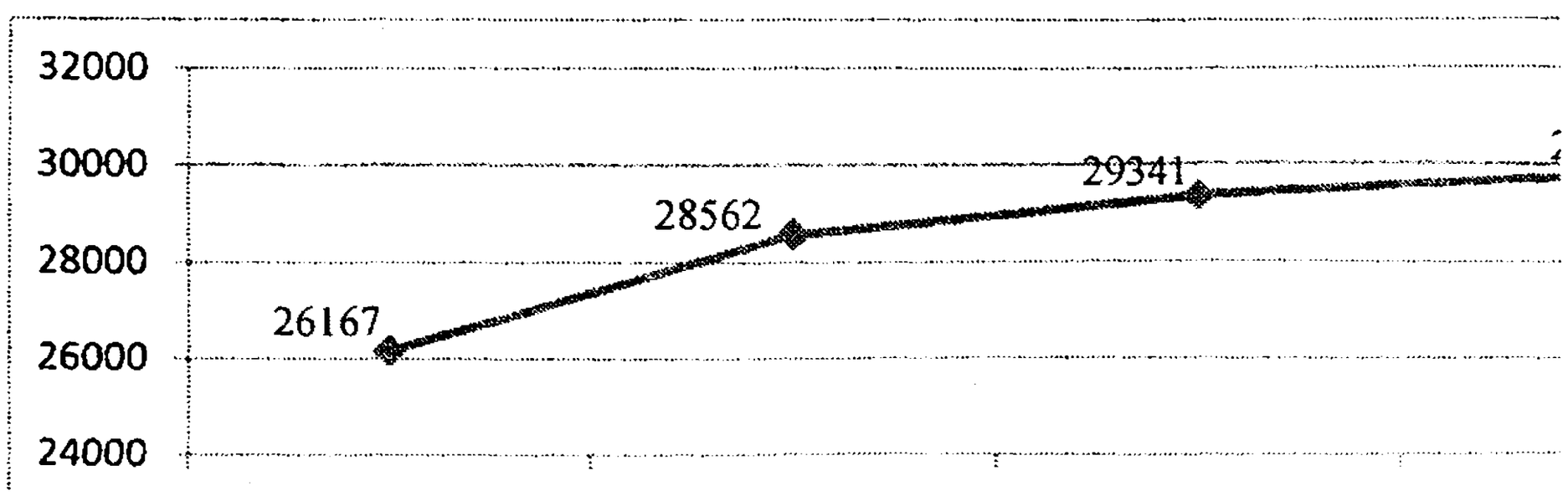
бу ерда,

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

Чизиқли тренд тенгламаларнинг тахминан бир маромда ўзгариши тенденциясини: даражаларнинг тенг вақт оралиқларидаги мутлоқ ўсиши ёки мутлоқ қисқаришига ўртача тенг катталикларни акс эттириш учун мос келади.

Бир маромда ўзгаришга яқин бўлган мутлоқ 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 бўлади.

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 ораликларидаги тенг ўзгаришлар;
- агар ўртача мутлоқ ўсиш – мусбат катталик бўлса, у ҳолда манфий ўсиш катталиги ёки ўсиш суръатлари аста-секин камаяди;
- агар ўртача мутлоқ ўзгариш манфий катталик бўлса, у ҳолда нисбий ўзгаришлар ёки қисқариш суръатлари бундан аввалги даражага пасайиш мутлоқ катталик бўйича аста-секин ошади ;
- агар даражаларнинг қисқариш тенденцияси мавжуд бўлиб, ўрганилаётган катталик эса таърифга кўра мусбат бўлса, у ҳолда а$_1$ нинг ўртача ўзгариш ўртача даражадан катта бўлиши мумкин эмас;
- кетма-кет даврлардаги мутлоқ ўзгаришлар айирмаси нолга тенг.

4.5.2. 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 м^2 ҳисобида)

Йиллар	Йил якуни ҳолатига кўра уй-жой билан таъминланганлик	Йиллар	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 қаторининг ўзгарувчилигини аниқлаш учун мутлоқ ўсишнинг занжирли катталикларини аниқлаймиз (4.4-жадвал ва 4.2-расм).

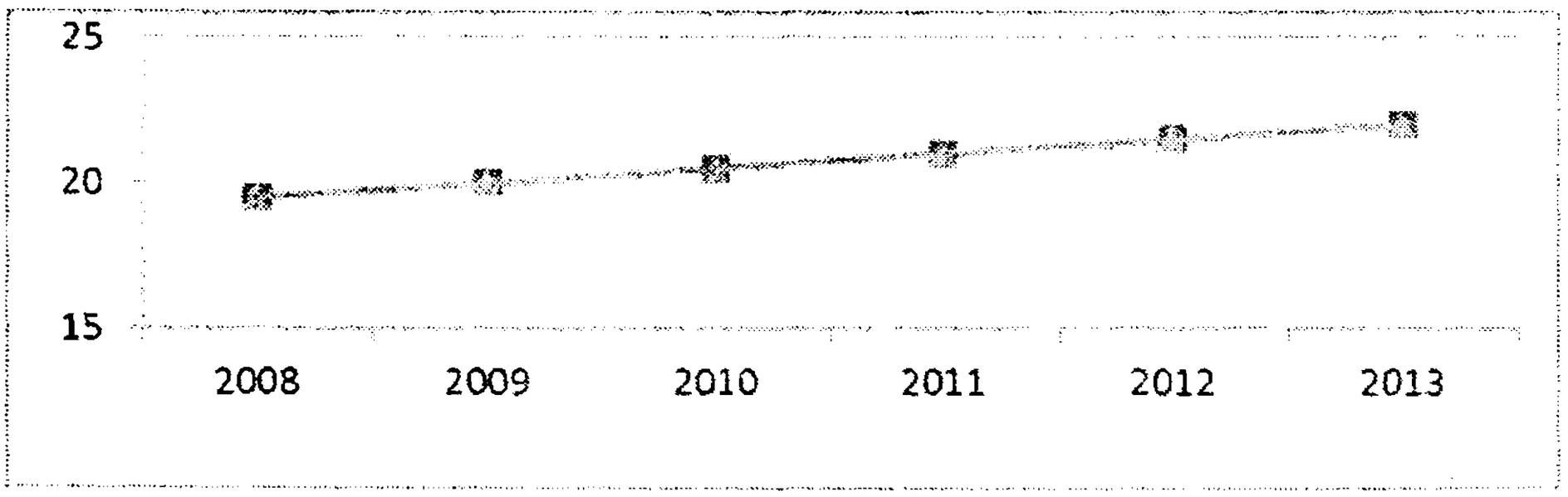
4.4-жадвал

Ўзбекистонда 2007 – 2013 йилларда аҳолини уй-жой билан таъминланганлик динамикаси кўрсаткичлари

(1 кишига $м^2$ ҳисобида)

Йиллар	Йил якуни ҳолатига кўра уй-жой билан таъминланган-лик	Мутлоқ ўзгариш	Мутлоқ 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 мутлоқ ўсиш мусбат катталикка эга, кейинги даврлардаги мутлоқ ўзгаришлар айирмаси нолга яқинлашади. Ўз навбатида Ўзбекистонда йил якуни ҳолатига

кўра аҳолининг уй-жой билан таъминланганлик кўрсаткичи учун қуйидаги чизиқли функциядан фойдаланилади:

$$У_t = a_0 - a_1 \cdot t$$

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

4.5-жадвал

Чизиқли тренд функцияси параметрларини ҳисоблаш жадвали

Йил-лар	Йил якуни ҳолатига кўра уй-жой билан таъминлан-ганлик	t_i	t_i^2	$y_i \cdot t_i$	$\hat{y}_i$ тренднинг назарий қиймат-лари	ε_i тренд дан 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:

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

Шундай қилиб, етти йил мобайнида уй-жой билан таъминланганлик даражаси бир йилда ўртача 0,4 м^2 га ўзгарди.

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

Чизиқли тренд коэффициентининг репрезентативлиги хатосини қуйидаги формула бўйича аниқлаймиз:

$$\sigma^2 = \frac{\sum (y_i - \bar{y}_i)^2}{n} = \frac{0{,}08}{7} = 0{,}0114;$$

$$\sigma = \sqrt{0{,}0114} = 0{,}1068.$$

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

4.5.3. Параболик тренд

Параболик тренд одатда иккинчи тартибли полиномга 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 чизиқ тенгламасидек.

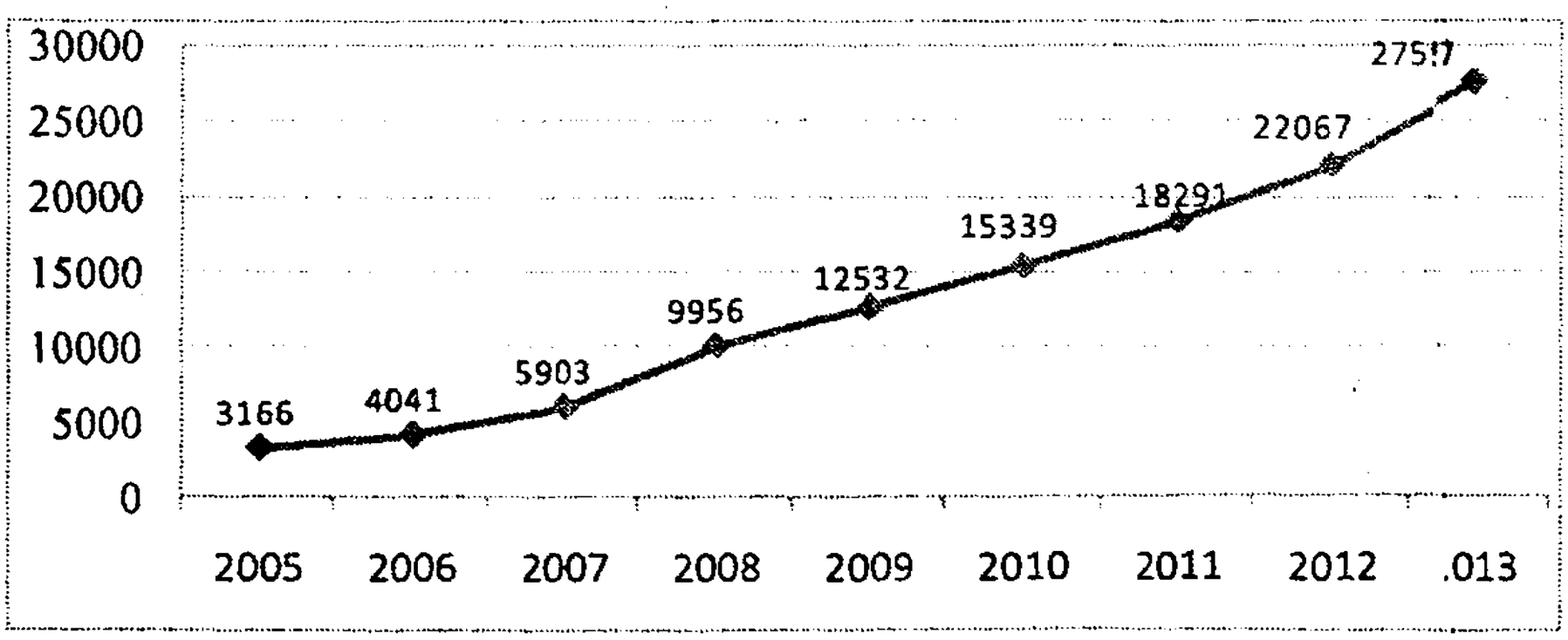
Парабола тенгламаси параметрлари қийматларининг иқтисодий мазмуни қуйидагиларни англатади:

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

a_1 - тренднинг бутун давр учун ўртача йиллик ўсишнинг ўртача даражасини тавсифловчи коэффициент, 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 ривожланишнинг айрим, одатда қисқа вақтли бо:қичида даражалар мутлоқ 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:

1. Тенг вақт оралиқларида нотенг, лекин бир маромда ортиб борувчи ёки бир маромда камайиб борувчи мутлоқ ўзгаришлар кузатилади

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

3. Тенгламанинг эркин аъзоси $\mathbf{a_0}$ вақтни санаш бошланғич лаҳзасидаги кўрсаткичнинг қиймати сифатида одатда узоқ вақт давом этадиган катталик бўлиши туфайли, тренднинг хусусияти $\mathbf{a_1}$ва $\mathbf{a_2}$ 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 қисқариши 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 мутлоқ 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 санок 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.

4.5.4. Гиперболик тренд

Қуйидаги кўринишга эга бўлган тенглама гиперболанинг оддий шаклларидан бири ҳисобланади. Гипербола тенгламаси (гиперболик тренд)

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

Гипербола тенгламаси 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 $t \to \infty$, $\hat{y}_i \to a_0$ бўлганда ҳам даражалар пасайишининг сусайиши тенденциясини ифодалайди;

- $a_1 \leq 0$ бўлса, у ҳолда, t нинг ортиши билан, яъни вақт ўтиши билан тренд даражалари ортади ва $t \to \infty$ да a_0 катталикка 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 $\hat{y}_i \to a_0$; шунингдек, манфий мутлоқ ўзгаришлар ва мусбат тезлашиш катталиклари ҳам камаяди; ўзгаришнинг занжирли суръатлари ўсади ва 100%га интилади.

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

4.5.5. 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 тенгламаси параметрларининг қийматлари мазмунини қуйидагича изоҳланади:

k - тенгламалар 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 $t \to \infty$ 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 даражаларнинг 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 эртами ёки кечми чекловларни содир қилади. Экпоненциал тренд бир қатор хусусиятларга эга. Улар қуйидагилар:

1. Тренд даражаларининг мутлоқ ўзгаришлари даражаларнинг ўзига пропорционал.

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

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

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

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

4.5.6. 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 мутлоқ 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:

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

2. Модул бўйича даражаларнинг мутлоқ ўзгаришлари вақт ўтиши билан камаяди.

3. Мутлоқ ўзгаришлар тезлашишининг қийматлари мутлоқ ўзгаришлар белгисига қарама-қарши белгига эга бўлиб, модуль бўйича аста-секин камаяди.

4. Ўзгариш суръатлари (занжирли) $t \to \infty$ бўлганида, аста-секин 100%га яқинашади.

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

4.5.7. Логистик тренд

Тренднинг логистик шакли ўрганилаётган кўрсаткич ривожланишнинг тўлиқ циклидан ўтадиган жараёнларни таърифлаш учун фойдаланилади; бунда у нолли даражадан бошлаб, дастлаб секин, лекин тезлашган ҳолда ортиб боради, сўнгра тезлашиш циклнинг ўртасида йўқолади, яъни ўсиш чизиқли тренд бўйича юз беради; шундан кейин, циклнинг якуний қисмида, кўрсаткичнинг охирги 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 нол 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: $$\hat{y}_i = \frac{1}{l^{a_0+a_1 t_i}+1} \qquad (1)$$

ёки

$$\hat{y}_i = \frac{y_{max} - y_{min}}{l^{a_0+a_1 t_i}-1} + y_{min} \qquad (2)$$

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

Логистик тренд асосий параметрларининг қийматлари қуйидаги шартлар билан изоҳланади:

1. 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 10 га тенг бўлиши керак. a_1 модуль қанчалик катта бўлса, даражалар шунчалик тез ортиб боради.

2. 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 -10 га тенг бўлиши керак. a_1 модуль қанчалик катта бўлса, даражалар шунчалик тез пасайиб боради.

4.5.8. Трендлар хилларини аниқлаш

Юқорида кўриб ўтилган трендларни амалиётга қўллашда уларни танлаш масаласи юзага келади. Тренднинг даражалар ҳақиқий қаторининг тенденциясини энг яхши тарзда акс эттирувчи хилини тўғри танлаш учун тренд хилларини 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 ўқига, 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 ўқида узилиш 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 гояларни текшириш. Ғояни математик ифодалаш учун қуйидагилар бажарилиши лозим:

1) ўзгариб туришларнинг трендни бузиб кўрсатувчи таъсирини пасайтириш учун даражалар қатори текисланади (сирғанувчи ўртача катталик);

2) текисланган даражалар катори бўйича $\Delta_i = y_{i+1} - y_i$ занжирли мутлоқ ўзгаришлар (парабола учун – тезлашишлар, экспонента учун – ўсиш суръатлари) ҳисоблаб чиқилади;

3) 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 хили ҳақидаги ғояни тасдиқлайди: ўртача мутлоқ ўсиш – тўғри чизиқ учун, ўртача тезлашиш – парабола учун, ўртача суръат – экспонента учун;

4) 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 чизиқ инкор этилганидан кейин – экспонента тўғрисидаги ғоя; экспонента инкор этилганидан кейин – парабола тўғрисидаги ғоя; парабола инкор этилган тақдирда – чизиқларнинг бошқа хиллари тўғрисидаги ғоя илгари сурилади.

4.5. Мавсумий тебранишлар ва унинг 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 нархининг 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 қисмни ўзида мужасам 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 катталик 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, спектрал 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 хусусиятларни 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 бўлиш 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 индекслари ҳисоблаш учун камида уч йиллик даврлар бўйича маълумотларга эга бўлиш лозим. Мазкур усулнинг моҳияти бир номли даврлар бўйича $\overline{y_i}$ 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:

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

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

4.7. Мисол

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.)

Ойлар	Йиллар		
	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:

- январь учун $\overline{\overline{y_n}} = \frac{2213,36 + 2359,67 + 2668,7}{3} = 2413,91$ (сўм.)
- февраль учун $\overline{\overline{y_D}} = \frac{2256,13 + 2425,5 + 2693,07}{3} = 2458,23$ (сўм.) ва ҳоказо.

Сўнгра ўртача йиллик қиймат ҳисоблаб чиқилади:

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

Олинган маълумотлар бўйича мавсумийлик индекси аниқланади:

$$I_s = \frac{\overline{\overline{y_i}}}{\bar{y}} \cdot 100 = \frac{241391}{2536,05} \cdot 100 = 95,18 (\%) \text{ ва ҳ.}$$

Олинган натижалар 4.7-жадвалда келтирилган.

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

4.7-жадвал

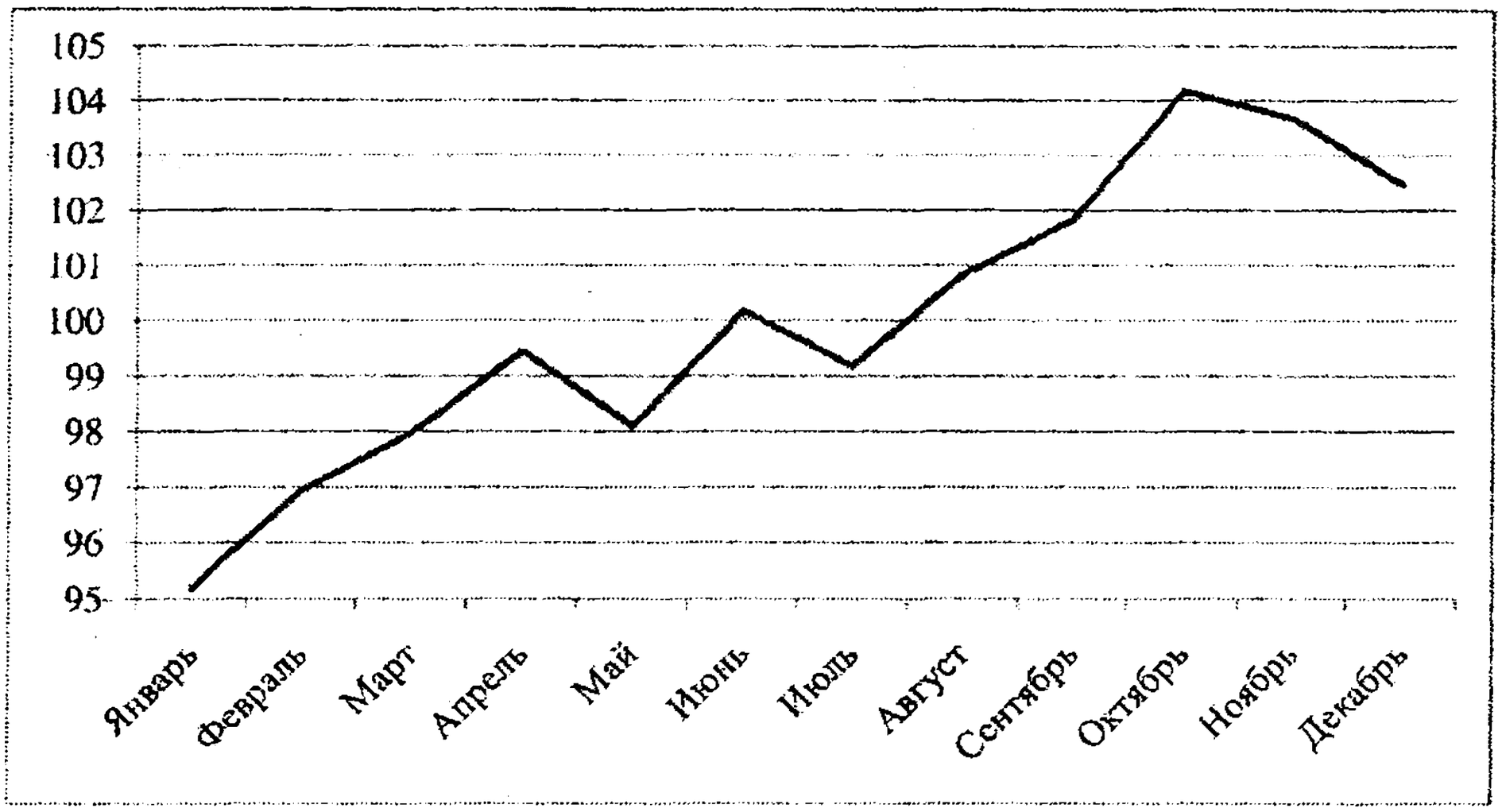
Ўзбекистон миллий валютаси сўмнинг евро курсига нисбатан мавсумийлик индексини ҳисоблаш

Ойлар	Йиллар			Ўртача ойлик қиймат, сўм	Мавсумий-лик 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**	-

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 (ностационар динамика қатори), у ҳолда ҳисоблаш тартиби қуйидаги босқичларни ўз ичига олади:

1) 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;



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

2)қатор даражалари ҳақиқий қийматлари (y_i) ва тенгаштирилган (ҳисоблаб чиқилган) қийматлар ($\overline{y_i}$) нисбий миқдорини аниқлаш;

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

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

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 хом-ашё 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 қисмни ҳисобга олган ҳолда аддитив моделни тузиш ва уни таҳлилий тенглаштириш ёрдамида йўқотиш мумкин. Мавсумий тебраниш қисмини аниқлаш учун сирғанувчи ўртача катталик усулидан фойдаланамиз (4.9-жадвал).

4.9-жадвал

Мавсумий тебранишларини ҳисоблаш маълумотлари (минг т.)

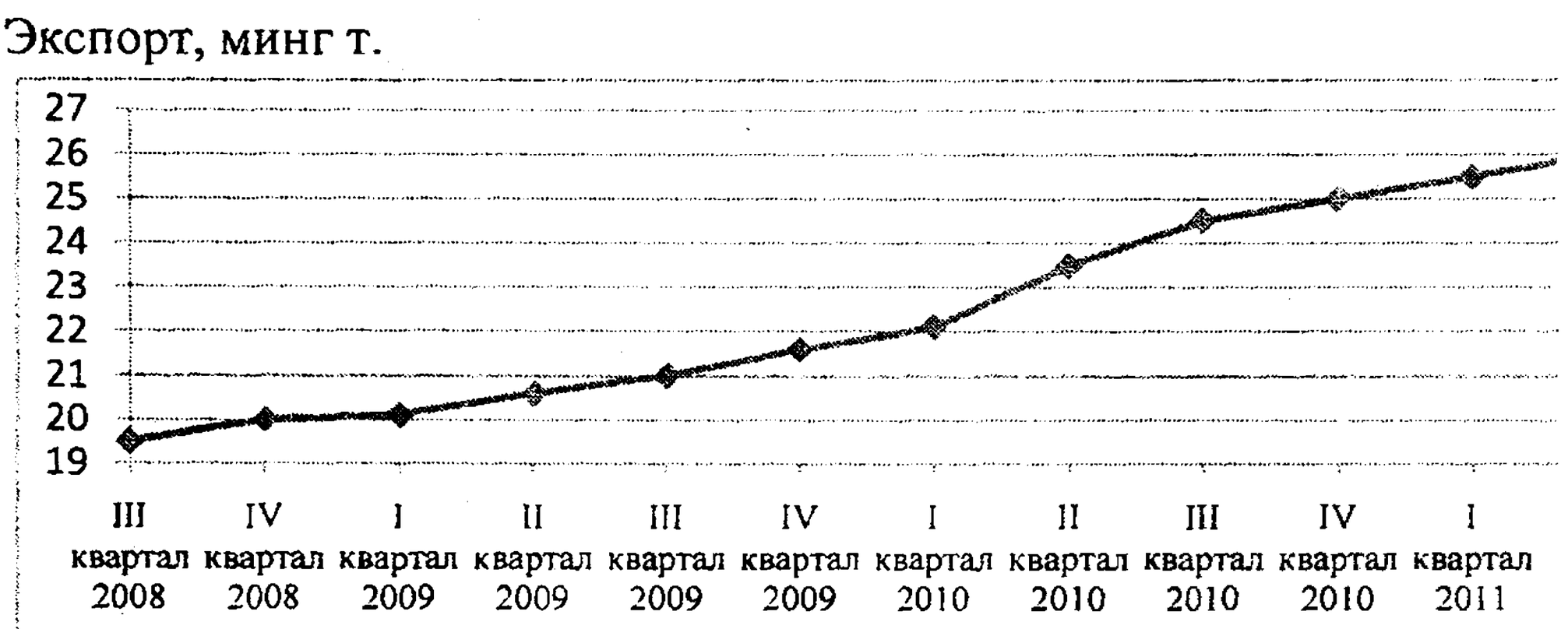
Йил-лар	Чорак	Пахта толаси экспорти, минг. т	Тўрт чорак учун якун, $\sum (1 \div IV)$	Тўрт чорак учун сирғанув-чи ўртача катталик $\sum (1 \div IV) : 4$	Марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталик $\sum (1 \div IV) : 2$	Мавсумий тебраниш қисмнинғ оғиши (2-5)
	1	2	3	4	5	6
2008	I	7,8	–	–	–	–
	II	10,2	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 катталик қийматлари жуфт қаторда турганлиги боис методикани қаторни марказга суриш билан тўлдириш керак. Унда:

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

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

Белгининг таққослаш базасининг боши ва якунига нисбатан мавсумий пасайишлари ва мавсумий ошишларининг симметрик-лиги зарурий шарт ҳисобланади (4.5-расм).



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

Бироқ, 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 чорагида эса то IV чоракка қадар ушбу кўрсаткичнинг пасайиши кузатилади. Аммо, марказга сурилган ўртача катталик фақат ошиш тенденциясини кўрсатмоқда.

Олинган маълумотларга кўра мавсумий таркибий қисмнинг 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 оғиши маълумотлари бўйича мавсумийлик индексларини аниқлаймиз (4.11-жадвал).

4.10-жадвал

Мавсумий омилни ҳисобга олган ҳолда Ўзбекистондан пахта толаси экспорт қилиш динамикаси
(Товар хом-ашё 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	–

4.11-жадвал

Ҳисоблаш маълумотлари

Чорак	Йиллар	Мавсумий тебраниш кисминин г оғиши	Йиллар бўйича *i* чорак учун якун	*i* чорак учун мавсумий тебраниш кисмининг ўртача баҳоси ($\overline{\Delta_i}$)	Тузатишлар киритилган мавсумий тебраниш кисми, (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	×	**0,300**	**0,100**	**0**

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

$$\overline{\Delta_i} = \frac{-2,700}{3} = -0,900 \text{ (минг т) ва ҳ.}$$

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

$$K = \frac{(-0,900 + 0,667 + 1,400 - 1,033)}{4} = \frac{0,1000}{4} = 0,025$$

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:

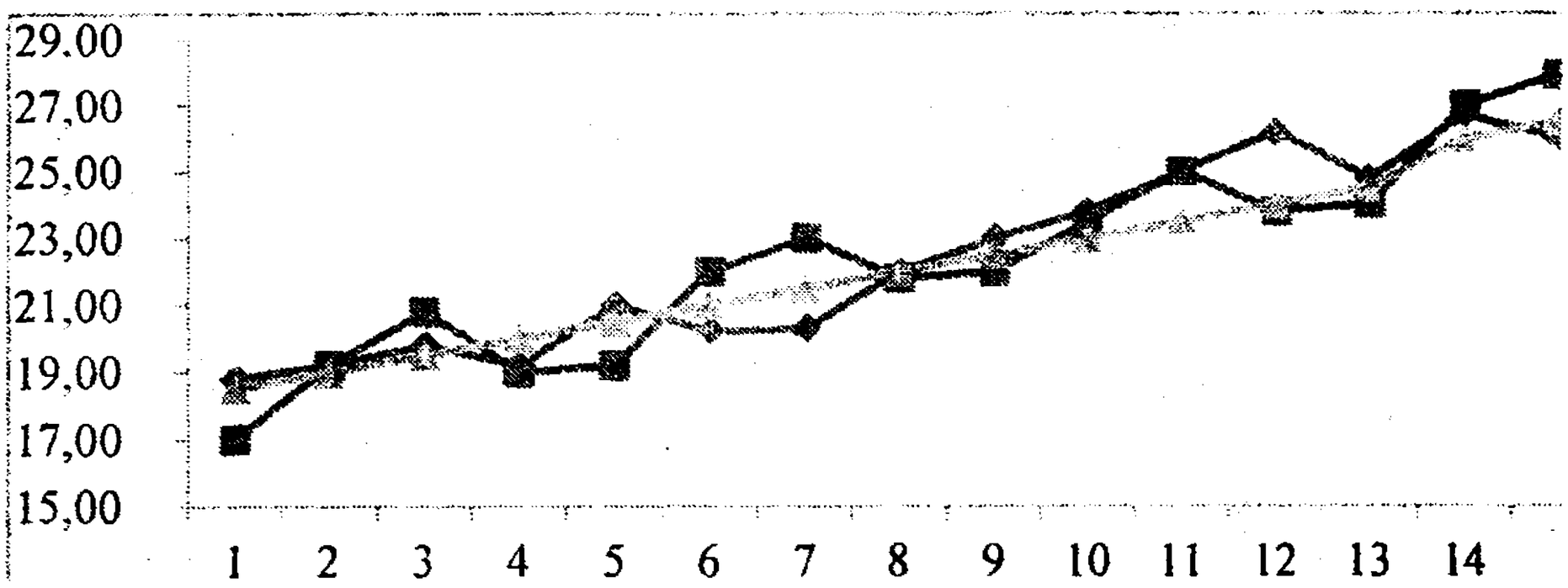
-0,875 + 0,608 + 1,375 - 1,008 = 0.

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

Пахта толасини экспорт қилиш моделининг тебраниш даври қисмини аниқлаймиз. Бунинг учун *EXCEL* жадвал таҳрирчиси воситасидан фойдаланамиз (*«Қўйиш → Диаграмма → Тренд чизиғини қўшиб қўйиш»* буйруғи). 4.6-расмда олинган y_t = 7,67 + 0,573*t* тенгламаси берилган. R^2 аппроксимациянинг ишончлилик коэффициенти 0,919 ни ташкил қилди.

Олинган тенгламага *t* =1, ..., 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.



4.6-расм. Ўзбекистонда пахта толаси экспортининг динамикаси (ҳақиқий, 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 мутлоқ кўрсаткич ҳисобланади:

$$\alpha_s = \sqrt{\frac{\sum_1^4 (\bar{y}_i - \bar{y})}{4}} = \sqrt{\frac{75,75}{4}} = 4,35 \text{ (минг т. пахта толаси)}$$

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

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

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

4.12-жадвал

Ҳисоблаш жадвали

Йил	Чорак	Экспорт, минг. т (y)	Мавсумий тебраниш 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	-,035	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**

Белгиланган тренднинг ишончлилигини ва мавсумийлигини Стьюдент 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 ўсишнинг ўртача хатоси ўртасидаги нисбатни аниқлаш орқали олинади.

Шу тарика, мавсумий ўзгариб туришлар аддитив модели ўрганилаётган давр мобайнида белги мутлоқ катталикларининг ўзгариб туришлари доимий бўлганида қўлланилиши мумкин. Аксарият ҳолатларда у тренд мавжуд бўлмаган (заиф тренд) ва ўрганилаётган даврлар қисқа бўлган ҳолларда қўлланилади.

4.8. Мисол

Ўзбекистон Республикасида чораклар бўйича ойлик номинал иш ҳақи тўғрисида қуйидаги маълумотлар мавжуд (4.13-жадвал).

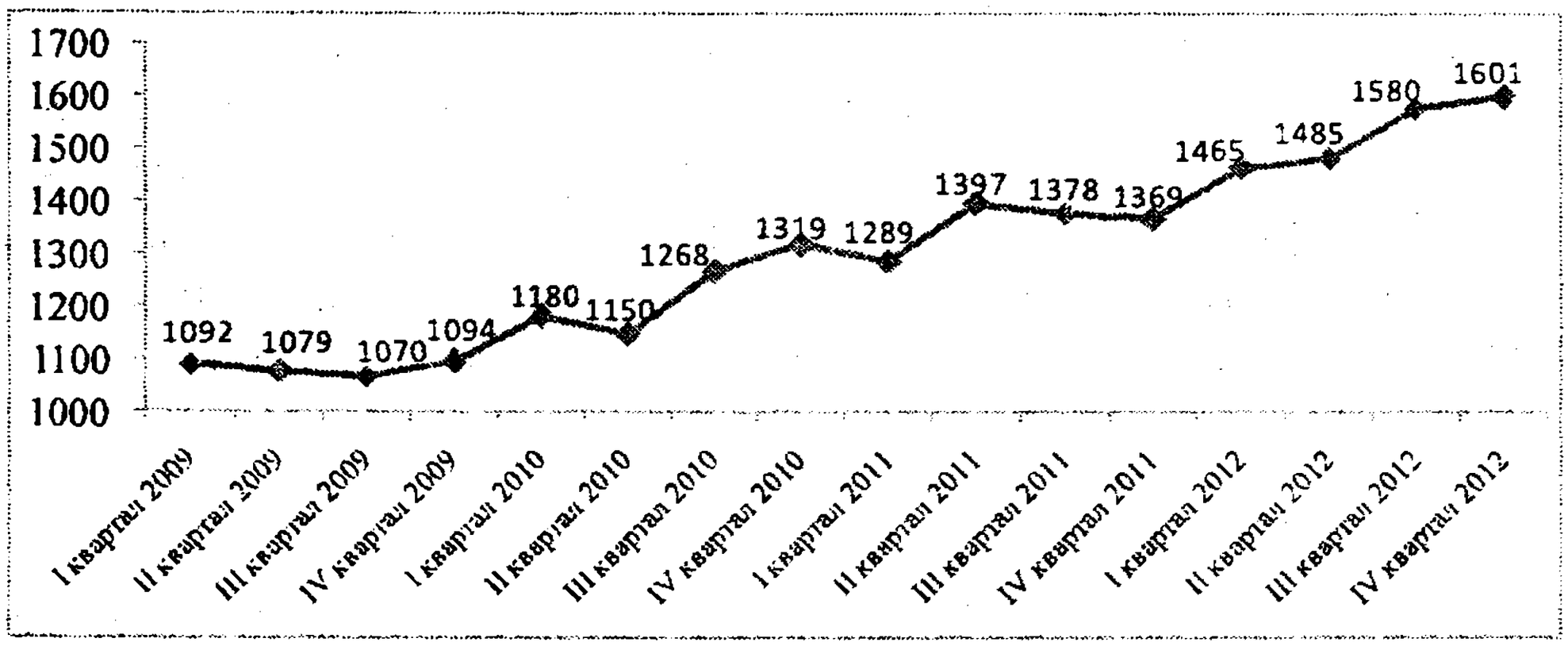
4.13- жадвал

Ўзбекистонда ўртача ойлик номинал иш ҳақи миқдорининг динамикаси

Йиллар	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).



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 минимумининг миқдори бир мунча ортади. Кўрсаткич тахминан бир хил ошишга эга бўлиб, мавсумий ўзгариб туришлар амплитудаси чораклар бўйича бир маромда ортганлиги боис, мультипликатив моделни тузиш мақсадга мувофиқ ҳисобланади:

$$y_t = u_t \cdot v_t \cdot \varepsilon_t$$

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

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

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

Олинган ҳисоблаш қийматлари 4.14-жадвалда келтирилган.

4.14-жадвал

Ҳисоблаш жадвали

минг сўм

Йиллар	Чорак	Ўртача ҳисобланган иш ҳақи миқдори	Тўрт чорак учун якун	Тўрт чорак учун сирғанувчи ўртача катталик	Марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталик	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 катталикни (4.14-жадвал 4-устун) аниқлаймиз. Марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталикни ҳисоблаш 4.14-жадвал 5-устунида келтирилган.

Ҳақиқий ва марказга сурилган қийматлар айирмаси сифатида мавсумий таркибий қисмнинг мутлоқ оғишини ҳисоблаб чиқамиз (4.14-жадвал 7-устун).

Ўртача ҳисобланган иш ҳақи даражаларининг марказга сурилган сирғанувчи ўртача катталиклардан 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).

4.15-жадвал

Мавсумийлик индексларини ҳисоблаш

Чорак	Йиллар	Мавсумийлик индекси	Йиллар бўйича чорак учун якун	і таркибий қисм учун ўртача баҳо ($\overline{\Delta_i}$)	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 коэффициент 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 коэффициент 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.

$$\text{2009 йил I чоракда } y^{I}_{2009} = \frac{1092}{1{,}019} = 1066{,}41 \text{ минг сўм. ва ҳ.}$$

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 коэффициенти 0,901 ни ташкил этди.

Ушбу тенгламага $t = 1...16$ 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.

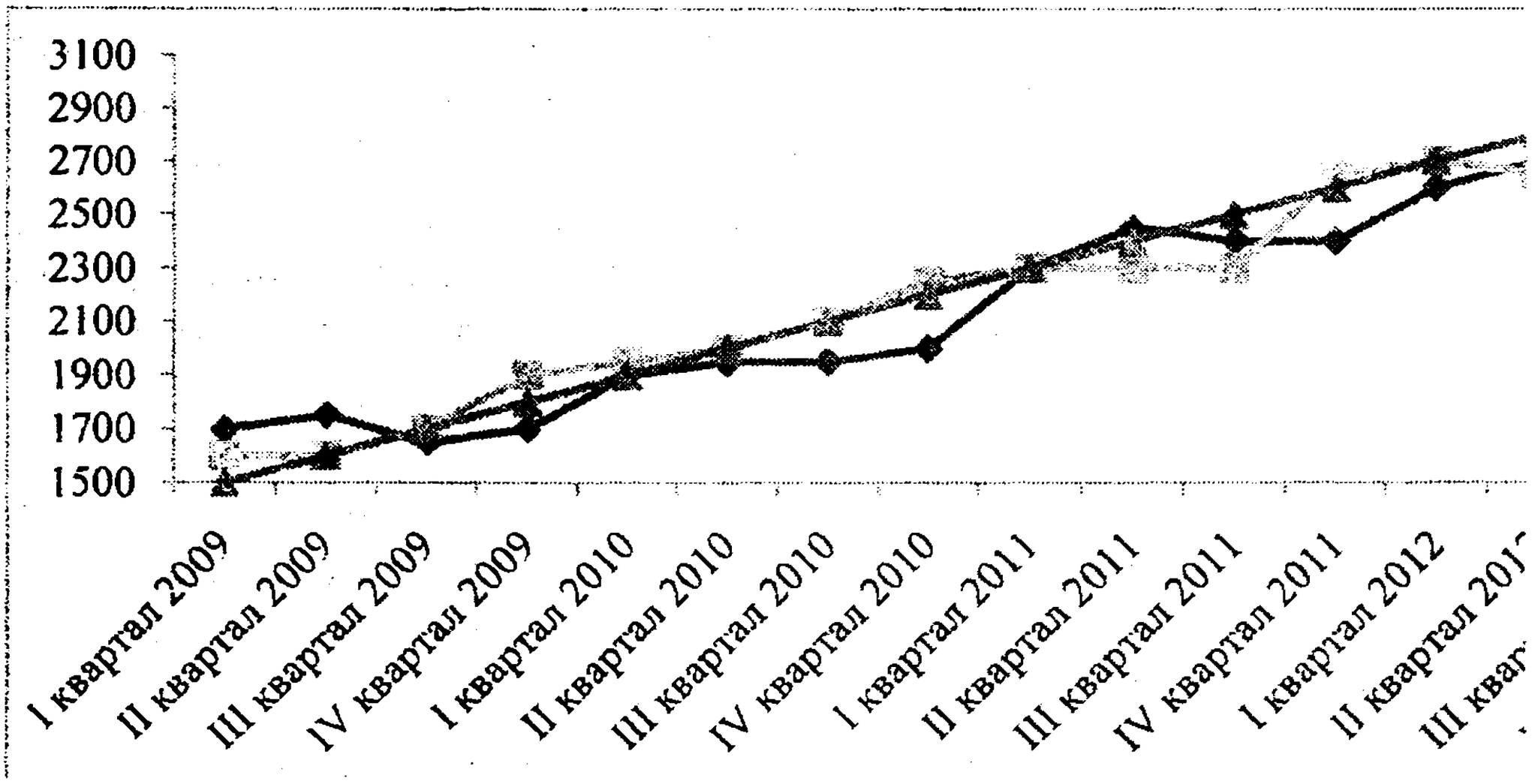
Мультипликатив модель бўйича қатор даражалари y_t ва V_t ни кўпайтириш орқали аниқланади (4.16-жадвал 6-устун).

ε_t мультипликатив моделдаги хато қуйидаги формула бўйича аниқланади $\varepsilon_t = \dfrac{y_t}{y_t \cdot v_t}$

Олинган қийматларни 4.16-жадвалнинг 7-устунига ёзиб қўйиш лозим.

ε_t^2 мутлоқ хатолар квадратларининг йиғиндиси 252,746 ни ташкил қилади (4.16-жадвал 9-устун). Ўртача ойлик иш ҳақи ҳа-

қикий даражаларининг ўртача қийматдан оғишлари квадратларининг умумий йиғиндиси 477289,76 га тенг (4.16-жадвал 10-устун).



4.8-расм. Ўзбекистон ўртача ойлик иш ҳақи динамикаси

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 омилнинг ўзи ҳамда унинг чораклар бўйича ўзгариб туришларининг мутлоқ 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:

$$\overline{I_t}=\frac{\sum I_s}{t}$$

бу ерда, I_s – вақт бўйича ўзгариш (мавсумийлик) индекси;

t – йиллар сони

4.16-жадвал

Ҳисоблаш маълумотлари

(минг сўм.)

Йил	Чорак	Ўртача ҳисобланган иш ҳақи миқдори	Тузатишлар киритилган мавсумий тебраниш қисми (V_t)	y_t / V_t	y_t	$y_t \cdot V_t$	$\varepsilon_t = y_t / (y_t \cdot V_t)$	$\varepsilon_t = y_t - -(y_t \cdot V_t)$	ε_t^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**

Олинган вақт бўйича ўзгариш индекси асосида мавсумийлик коэффициенти хисоблаб чиқилади. K_s мавсумийлик коэффициенти.

$$K_s = \sqrt{\frac{\sum (I_s - 1)^2}{n}}$$

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

Чизиқсиз моделлар тасодифий таркибий қисм учун аниқланади. ε_t таркибий тебраниш қисмининг тасодифий хусусияти бир неча мезоний баҳолар билан белгиланади. Улар қуйидаги шартлар билан тавсифланади:

1. Тасодифийлик шартлари (тиғизликлар мезони ва ε_t катталикнинг вақтга боғлиқ эмаслиги тўғрисидаги ғояни баҳолаш)
2. Қолдиқ таркибий тебраниш қисмни тақсимлашнинг нормаллиги шарти (вақт қаторининғ асимметрияси ва эксцессини текшириш, уларнинг ўртача квадратик оғишларини эҳтимолий баҳолаш)
3. Қолдиқ таркибий тебраниш қисми қиймати математик кутишининг нолга тенглиги шарти (Стьюдентнинг t мезони)
4. Қолдиқ таркибий тебраниш қисми қатори қийматларининг мустақиллиги шарти (Дарбин-Уотсон мезони бўйича ε_t автокорреляцияни баҳолаш).

Таянч сўзлар ва иборалар

Вақтли қаторлар, динамик қаторлар, аддитив модель, мультипликатив модель, тренд, Ю тренд типлари, Стьюдент меъзони, Фостер-Стюарт усули, чизиқли тренд, параболик тренд, гипербола тренди, экспоненциал тренд, логарифмик тренд, логистик тренд, мавсумий тебранишлар.

Такрорлаш учун саволлар

1. Вақт қатори ва унинг таркибий қисмлари.
2. Вақт қаторларини моделлаштириш.
3. Вақт қаторининг аддитив ва мультипликатив модели.
4. Вақт қаторининг тенденцияларини моделлаштириш.
5. Трендларнинг асосий хиллари ва уларни аниқлаш.
6. Вақт қаторидаги мавсумий қисмларни аниқлаш.
7. Вақт қаторидаги тасодифий қисмларни аниқлаш.
8. Вақт қаторининг автокорреляцияси ва авторегрессияси тушунчаси. Автокорреляция турлари.
9. Дарбин-Уотсон мезони бўйича қолдиқлар автокорреляциясини аниқлаш.
10. Корреляциялаш усуллари ва коинтеграция ҳақидаги фаразияни текшириш.
11. Фурье қатори ва уни трендни баҳолашда қўллаш.

Тестлар

1. 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) $y_t = u_t \cdot v_t + \varepsilon_t$?

2. 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) $\hat{y}_t = a_0 + a_1 \ln t_i$;

б) $\hat{y}_t = y_{\min} + \frac{y_{\max} - y_{\min}}{l^{a_0 + a_1 t_i} + 1}$;

в) $\hat{y}_t = a_0 + a_1 y_i + a_2 t_i^2$;

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 уларда муайян даврларда жараёнлар ривожланишининг ўзига хос хусусиятлари акс

этмайдиган барқарор тенденциясига эга бўлиш учун I_s мавсумийлик индекси қуйидаги формула бўйича хисоблаб чиқилади:

а) $\bar{I}_s = \frac{\sum I_s}{t}$;

б) $I_s = \frac{\bar{y}_t}{\bar{y}}$;

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) саноқ боши сифатида қабул қилинган вақт даври (лаҳзаси) учун қаторнинг ўртача тенглаштирилган даражаси;

г) вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати.

12. 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) саноқ боши сифатида қабул қилинган вақт даври (лаҳзаси) учун қаторнинг ўртача тенглаштирилган даражаси;

г) вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати.

13. 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) саноқ боши сифатида қабул қилинган вақт даври (лаҳзаси) учун қаторнинг ўртача тенглаштирилган даражаси;

г) вақт қатори даражалари ўзгаришининг доимий занжирли суръати.

14. $y_t = u_t + v_t + \varepsilon_t$ 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 автокорреляцияси тушунчаси ва унинг турлари.
5.2. Дарбин-Уотсон меъзони бўйича автокорреляцияни аниқлаш.
5.3. Коинтеграция тушунчаси.

5.1. Вақт қатори автокорреляцияси тушунчаси ва унинг турлари

Вақт қаторларига ишлов беришда уларда қатор кейинги даражасининг қийматлари олдинги қийматларга боғлиқ бўладиган автокорреляция ва авторегрессиянинг мавжудлигини ҳисобга олиш лозим.

Автокорреляция – бу дастлабки қатор ҳамда ушбу қатор билан дастлабки ҳолатга нисбатан h вақт оралиқларига сурилган қатор ўртасидаги ўзаро боғлиқлик ҳодисаси.

Авторегрессия – бу 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 турларини ажратиш лозим:

1). бир ёки ундан кўп ўзгарувчиларни кузатишлардаги автокорреляция;

2). хатолар автокорреляцияси ёки тренддан оғишлардаги автокорреляция.

Автокорреляцияни тавсифловчи кўрсаткичлари:

1. 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:

$$r_a = \frac{\overline{y_i \cdot y_{i+1}} - \overline{y_i} \cdot \overline{y_{i+1}}}{\sigma_{yi} \cdot \sigma_{yi+1}}, \text{ ёки}$$

$$r_a = \frac{\sum_{i=2}^{n}(y_i - \bar{y}_1)(y_{i-1} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=2}^{n}(y_i - \bar{y}_1)\cdot\sum_{i=2}^{n}(y_{i-1} - \bar{y}_2)}},$$

бу ерда, σ_{yi}, σ_{yi+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 коэффициентларининг I, II ва ҳоказо тартиби ажратилади. Автокорреляция коэффициентининг тартиби вақт лагига боғлиқ. Энг катта лаг $\left(\frac{n}{4}\right)$ дан катта бўлмаслиги лозим.

2. 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 учун ва, қоидага кўра, катта танловлар учун қўлланилади. Дарбин-Уотсон мезони қуйидаги формула бўйича аниқланади:

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

бу ерда, $e_i = y_i - \bar{y}_1$.

Агар даражаларнинг тенденциядан оғишлари (қолдиқлар) тасодифий бўлса, 0-4 оралиқда ётувчи d қийматлар ҳамма вақт,2 га яқин бўлади. Ағар 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 оралиқли ҳисобланади. Аҳамиятлиликнинг учта даражаси учун уларнинг қийматлари (α = 0,01; 0,025; 0,05) кузатишлар сони ҳисобга олинган ҳолда махсус жадвалларда берилган (5-илова).

Автокорреляция коэффициенти иккита муҳим хусусиятга эга ҳисобланади.

Автокорреляция коэффициенти қаторнинг жорий ва олдинги даражалари чизиқли (ёки чизиқлига яқин) боғлиқликнинг мавжудлиги ҳақида мулоҳаза юритиш имконини беради, чунки корреляциянинг чизиқли коэффициентига ўхшашлиги асосида тузилади.

Автокорреляция коэффициентининг белгиси қатор даражаларидаги тенденциянинг ортиши ёки камайиши ҳақида мулоҳаза юритиш имконини бермайди, чунки кўпинча вақт қаторларининг автокорреляцияси мусбат.

Автокорреляция коэффициентлари 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 – бу автокорреляция коэффициенти қийматларининг лаг миқдорининг қийматларига боғлиқлиги графиги. Қатор таркиби ҳақида мулоҳаза юритиш имконини беради.

Автокорреляция коэффициенти қийматларининг талқини (қатор таркиби) қуйидагилардан иборат:

1). агар I тартиб автокорреляция коэффициенти энг юқори бўлиб чиқса, у ҳолда қатор фақат тенденцияга эга бўлади.

2). агар II, III ва ҳоказо тартиб автокорреляция коэффициенти 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 коэффициентлари юқори бўлмаса, у ҳолда қуйидаги иккита вазиятдан бири ўрин тутади:

а. қатор кучли чизиқсиз тенденцияга эга;

б. қатор тенденция ва циклик (даврий) ўзгариб туришларга эга эмас.

5.2. Автокорреляцияни Дарбин-Уотсон меъзони ёрдамида аниқлаш

Автокорреляцияни Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида ўрганишда ҳаракатларнинг муайян кетма-кетлигига амал қилиш талаб этилади.

Дарбин-Уотсон мезони талаблари.

1. Автокорреляциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги H_0 фараз илгари сурилади. H_1 ва H_2 муқобил фаразлар – бу тегишлича мусбат ва манфий автокорреляциянинг мавжудлиги.

2. 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.

3. Қуйидаги расм асосида (1 – α) 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 –d_U	4 –d_L 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 натижали 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:

1. Агар $h > 1{,}96$ бўлса, у ҳолда қолдиқлар мусбат автокорреляциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилади.

2. Агар $h < -1{,}96$ бўлса, у ҳолда қолдиқлар манфий автокорреляциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилади.

3. Агар $-1{,}96 < h < 1{,}96$ бўлса, у ҳолда қолдиқлар автокорреляциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилмайди.

4. *h* тақсимоти 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) қуйидаги усуллардан фойдаланиш мумкин:

1. Қўшимча омил, масалан, вақт омилини киритиш усули. Вақт кўрсаткичи қўшимча омил сифатида ҳамма вақт чизиқли шаклда киритилади, айни 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.

2. Кетма-кет айирмалар усули. Вақт қаторининг дастлабки даражалари эмас, балки улар ўртасидаги қуйидаги тарзда аниқланадиган айирмалар кетма-кетлиги таҳлил қилинади:

$$\Delta y_1 = y_t - y_{t-1};$$

$$\Delta y_2 = y_{t-1} - y_{t-2} \text{ ва ҳ.}$$

Ушбу усулдан фойдаланишда даражалар ўртасидаги барча айирмалар фақат тасодифий таркибий тебраниш қисмига эга бўлади

3. Авторегрессион ўзгартиришлар усули. Вақт қаторининг дастлабки даражалари эмас, балки уларнинг тенденциядан қуйидаги тарзда аниқланадиган оғишлари таҳлил қилинади:

$$y_1 - \hat{y}_{t_1};$$

$$y_2 - \hat{y}_{t_1} \text{ ва ҳ.к.}$$

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 – бу натижали омилнинг бир ёки бир неча омилли белгиларга боғлиқлигини кўрсатувчи вақт қаторлари.

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.

1. Динамика қатори даражаларини корреляциялаш. Фақат динамик қаторларнинг ҳар бирида автокорреляция мавжуд бўлмаган тақдирда, улар ўртасидаги боғлиқликнинг жипслигини кўрсатади ва қуйидаги формула бўйича аниқланади.

$$r = \frac{\overline{XY} - \overline{X} \cdot \overline{Y}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y},$$

бу ерда, X – динамика омилли қаторларининг даражалари;

Y – динамика натижали қаторларининг даражалари.

2. 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:

$$r_{d_x d_y} = \frac{\sum d_x \cdot d_y}{\sqrt{\sum d_x^2 \cdot \sum d_y^2}}$$

3. 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 чизиқ бўйича ўзгарганда дастлабки айирмаларни, n тартиб парабола бўйича ўзгарганда эса n айирмани корреляциялаш мумкин. Айирмалар коэффициенти формуласи қуйидагича:

$$r_{\Delta Y \Delta y} = \frac{\sum \Delta_Y \cdot \Delta_y}{\sqrt{\sum \Delta_Y^2 \cdot \sum \Delta_y^2}}.$$

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 чизиқли 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 чизиқли 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 сабабли-оқибатли боғлиқлик бўлиб, у 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:

1. Энгел-Грангер усули.

Усул қуйидаги кетма-кетликда қўлланилади:

1) вақт қаторлари ўртасида контеграциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз илгари сурилади;

2) қолдиқлар регрессия тенгламасининг параметрлари ҳисоблаб чиқилади;

3) қолдиқлар тенгламасида a_0 регрессия коэффициенти учун t мезоннинг ҳақиқий қиймати аниқланади;

4) 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).

2. Дарбин-Уотсон усули.

Иккита вақт қатори ўртасида контеграциянинг 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 қийматлари параметрларининг тавсифи қуйидаги тенгсизликни ҳисобга олади:

а) агар t нинг ҳақиқий қиймати критик қийматдан катта бўлса (аҳамиятлилик берилган (маълум) даражасида), у ҳолда вақт қаторлари контеграциясининг 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 контеграциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилмайди.

Дарбин-Уотсон мезони ҳисоблаш ҳақиқий қийматининг параметрларини тавсифлаш қуйидаги қоидаларга бўйсунади:

1. Агар Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қийматини нолга тенг деб эътроф этиш мумкин бўлмаса (у аҳамиятлиликнинг берилган (маълум) даражаси учун критик қийматдан юқори бўлса), у ҳолда вақт қаторлари контеграциясининг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилади.

2. Агар Дарбин-Уотсон мезонининг ҳақиқий қиймати аҳамиятлиликнинг берилган (маълум) даражаси учун критик қийматдан кичик бўлса, у ҳолда контеграциянинг мавжуд эмаслиги тўғрисидаги нолли фараз рад этилмайди.

Таянч сўзлар ва иборалар

Автокорреляция, авторегрессия вақт лаги, автокорреляция хиллари, автокорреляция хиллари, автокорреляция кўрсаткичлари, коррелограмма, Дарбин-Уотсон меъзони, h-Дарбин меъзони, коинтеграция.

Такрорлаш учун саволлар

1. Вақт қатори коинтеграцияси ҳақидаги фаразияларни тестдан ўтказиш. Энгель-Грангер мезони. Дарбин-Уотсон мезони.

2. Бир вақтлик тенгламалар тизими ҳақида тушунча ва унинг таркибий қисмлари.

3. Бир вақтлик тенгламалар тизимини тақдим этиш шакллари.

4. Тизим тенгламаларини идентификациялаш вазифалари. Идентификацияланувчанликнинг зарурий ва етарли шарти.

5. Энг кичик квадратларнинг билвосита усули: алгоритм ва қўллаш шартлари.

6. Энг кичик квадратларнинг икки қадамли усули: алгоритм ва қўллаш шартлари.

Тестлар

1. 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 тенденциянинг белгининг ўзгарувчилигига таъсирини истисно этиш учун.

2. 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.

3. Автокорреляциянинг ноциклик коэффициентини ҳисоблаш формуласини кўрсатинг:

а) $r_a = \dfrac{\overline{y_i \cdot y_{i+1}} - \overline{y}_i \cdot \overline{y_{i+1}}}{\sigma_{yi} \cdot \sigma_{yi+1}}$;

б) $r_a = \dfrac{\sum_{i=2}^{n}(y_i - \overline{y}_1)(y_{i-1} - \overline{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=2}^{n}(y_i - \overline{y}_1) \cdot \sum_{i=2}^{n}(y_{i-1} - \overline{y}_2)}}$;

в) $d = \dfrac{\sum_{i=1}^{n}(e_{i+1} - e_i)^2}{\sum_{1}^{n} e_i^2}$;

г) $h = \left(1 - \dfrac{d}{2}\right) \cdot \sqrt{\dfrac{n}{1 - n \cdot V}}$.

4. Авторегрессия моделларида қолдиқлар автокорреляциясини аниқлаш учун формулани кўрсатинг.

а) $r_a = \dfrac{\overline{y_i \cdot y_{i+1}} - \overline{y}_i \cdot \overline{y_{i+1}}}{\sigma_{yi} \cdot \sigma_{yi+1}}$;

б) $r_a = \dfrac{\sum_{i=2}^{n}(y_i - \overline{y}_1)(y_{i-1} - \overline{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=2}^{n}(y_i - \overline{y}_1) \cdot \sum_{i=2}^{n}(y_{i-1} - \overline{y}_2)}}$;

в) $d = \dfrac{\sum_{i=1}^{n}(e_{i+1} - e_i)^2}{\sum_{1}^{n} e_i^2}$;

г) $h = \left(1 - \dfrac{d}{2}\right) \cdot \sqrt{\dfrac{n}{1 - n \cdot V}}$.

5. Вақт қаторларида автокорреляцияни камайтириш (бартараф этиш) усулларини кўрсатинг:

а) авторегрессион ўзгартиришлар усули;

б) коррелограммани тузиш усули;

в) қўшимча омилни киритиш усули;

г) кетма-кет айирмалар усули.

6. 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?

7. Боғланган қаторларнинг тўғри таърифини кўрсатинг:

а) икки ёки ундан ортиқ вақт қаторининг даражаларидаги сабабли-оқибатли боғлиқлик бўлиб, у 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 коэффициенти қийматларининг лагнинг катталиги қийматларига боғлиқлиги;

г) вақт қатори даражаларининг дастлабки ҳолатга нисбатан h вақт лаҳзаларига силжиши.

VI БОБ. ДИНАМИК ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

6.1. Динамик эконометрик моделлар тушунчаси
6.2. Тақсимланган лагли моделлар параметрларини аниқлаш
6.2.1. Алмон моделлари
6.2.2. Мисол
6.2.3. Койк моделлари
6.2.4. Адаптив кутишлар моделлари

6.1. Динамик эконометрик моделлар тушунчаси

Динамик эконометрик моделлар – бу айни пайтда моделга кирувчи, жорий ва олдинги вақти лаҳзаларига тааллуқли ўзгарувчилар қийматларини ҳисобга олувчи моделлар.

Барча динамик эконометрик моделлар шартли равишда иккита 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

$$y_t = a_0 + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + ... + \alpha_n x_{t-1} + \varepsilon_t$$

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, $t - l$, ..., $t - l$ вақт лаҳзаларидаги қийматлари. l катталик вақт лагини тавсифлайди

Оний вақт ўзгарувчии ўтган вақт лаҳзаларида натижали белгининг ўзгаришини шакллантирувчи кўплаб омилларнинг таъсири

остида (сиёсий, руҳий, 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 ҳисобланадива 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 усулларидан фойдаланиш. Иккита динамик модель ўртасида ўзаро боғлиқликнинг мавжудлиги

6.2. Тақсимланган лагли моделлар параметрларини аниқлаш

Тақсимланган лагли модель – 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 коэффициенти *x* лаг қийматларининг таъсирини ҳисобга олмаган ҳолда айрим қатъий белгиланган *t* вақт лаҳзасида x_t омил *1* бирликка ўзгарганда y_tэндоген (изоҳланувчи) белгининг ўртача мутлоқ 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.

$\sum_{i=i}^{k} \alpha_i (h < l)$ барча қийматларининг йиғиндиси оралиқ мультипликатори деб номланади.

α_i $(i=0,1,2,..., h)$ барча қийматларининг йиғиндиси узоқ муддатли мультипликатор деб номланади. У y нинг x нинг ҳар бир $i=0,1,2,..., l$ даврда айрим ўзгариши таъсири остида ўзгаришини тавсифлайди.

Таксимланган лагли моделда α_i коэффициентлари

$$A_i = \alpha_i / \alpha;$$

$$y = 0 / l;$$

$$\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 + ... + \alpha_l$$

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 омилнинг 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 тутади.

Экзоген (изоҳланувчи) белги лаг ва жорий қийматларининг таъсир этиш кучи турлича. Регрессия коэффициентлари ёрдамида турли вақт лаҳзаларига тааллуқли бўлган эндоген (у) ва экзоген (x_1, x_2, $x_п$)ўзгарувчилар ўртасидаги боғлиқликнинг кучи миқдорий жиҳатдан ўлчанади.

Олинган коэффициентларнинг лаг катталигигава унинг таркибига боғлиқлигини график шаклида намоён этиш мумкин.

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.

Лаг таркибининг график тасвири

Чизиқли	Геометрик	V шаклда ағдарилган	2-даражали полиномиал	3-даражали полиномиал
(а)	(б)	(в)	(г)	(д)

6.2.1. Алмон моделлари

Алмон лаглари полиномлар ёрдамида таърифланадиган таркибга эга.

α_i коэффициентларнинг боғлиқлиги модели (бу ерда *i=0, 1*,2, ..., *1*) полином шаклидаги лаг катталигидан қуйидаги кўринишга эга.

Полиномлар турлари.

I даражали полиномлар учун:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i$$

II даражали полиномлар учун:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_1 i^2$$

III даражали полиномлар учун:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_1 i^2 + \alpha_1 i^3$$ ва ҳ.к.

Полиномиал моделнинг умумий кўриниши

n даражали полином модели – бу $\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_1 i^2 +, \ldots, + \alpha_n i^n$

Моделнинг ҳар бир α_i коэффициентини қуйидагича ёзиш мумкин:

$\alpha_0 = \alpha_0$;

$\alpha_1 = \alpha_0 + \alpha_1 + \ldots + \alpha n$;

$\alpha_2 = \alpha_0 + 2\,\alpha_1 + 4\,\alpha_2 + \ldots + 2^n \alpha_n$ ва ҳ.к.

Умумий кўринишда

$$\alpha_1 = \alpha_0 + 1\,\alpha_1 + l^2 \alpha_2 + \ldots + l^n \alpha_n;$$

$$y_i = a_0 + \sum_{i=0}^{n} (\alpha_0 + \alpha_{1i} + \alpha_2 \cdot i^2) \cdot x_{i-1} + \Delta_i = a_0 + \alpha_0 \cdot \sum_{i=0}^{n} x_{i-1} + \alpha_1 \cdot \sum_{i=0}^{n} i \cdot x_{i-1} + \alpha_2 \cdot \sum_{i=0}^{n} i^2 \cdot x_{i-1} + \Delta_1$$

Қўшилувчиларни қуйидаги тарзда белгилаймиз:

$$\varepsilon_0 = \sum_{i=0}^{n} x_{i-1};$$

$$z_1 = \sum_{i=0}^{n} i \cdot x_{i-1};$$

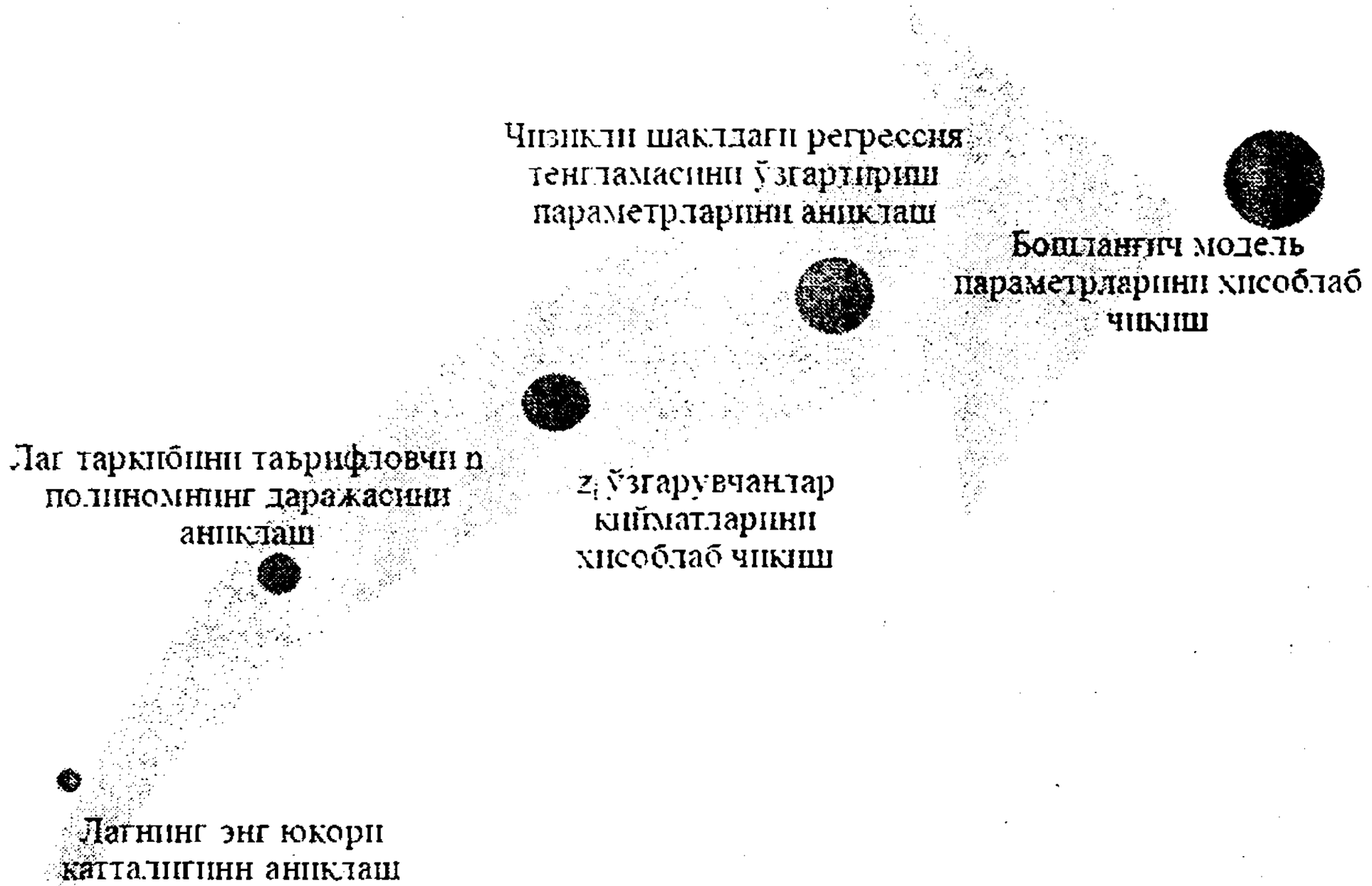
$$z_1 = \sum_{i=0}^{n} i^2 \cdot x_{i-1}.$$

У ҳолда модель қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_{11} z_0 + \alpha_1 z_1 + \alpha_2 z_2 + \Delta_t$$

Алмон усулини моделни параметрлаш учун қўллашни схема кўринишида тақдим этиш мумкин.

Алмон усулини моделни параметрлаш учун қўллаш босқичлари



Алмон усулини параметрлашнинг ўзига хос хусусиятлари

1. 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 таъсири-

нинг оширилишига олиб келади, что бу моделни баҳолашдаги самарадорликнинг пасайишини келтириб чиқаради.

2. 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 омилларнинг мультиколлинеарлигини ҳисобга олган ҳолда ўтказилади.

Алмон усули ёрдамида ҳар қандай узунликдаги тақсимланган лагли моделлар тузилади.

6.2.2. Мисол

6.1-жадвал

Мисол. Ўзбекистонда экспорт ва импортнинг ҳажми тўғрисидаги маълумотлар мавжуд (тўлов баланси методологияси бўйича)

(минг. АҚШ долл.)

Ойлар	Экспорт			Импорт		
	2009 й.	2010 й.	2011 й.	2009 й.	2010 й.	2011 й.
Ўтган йил декабри	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 =3тақсимланган лагли модель бошланғич маълумотлар z_0, z_1, z_2 ўзгарувчиларга ўзгартирилган ҳолда $y_t = \alpha_0 + \alpha_0 z_0 + \alpha_1 z_1 + \alpha_2 z_2 + \varepsilon_t$ 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.

6.2-жадвал

Ҳисоблаш маълумотлари

Ойлар	Экспорт	Импорт	z_0	z_1	z_2
Ўтган йил декабри	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 таҳрирчиси воситаси ёрдамида («Маълумотларни таҳлил қилиш→ Регрессия» буйруғи)экспорт моделининг ўзгарувчиларини ва импортнинг лаг ўзгарувчиларини аниқлаймиз. Натижалар 6.3-жадвалда келтирилган.

6.3-жадвал

Якунларни 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
Қолдик	30	91 960 509	3 065 350		
Жами	**33**	**6,62E+08**			

Кўрсаткич	**Коэффициент**	**Стандарт хато**	***t*-статистика**	***P*-киймат**	**Қуйи 95%**	**Юқори 95%**
Y-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:

$\alpha_0 = 0,211;$

$\alpha_1 = 0,211 + 1,070 + (-0,484) = 0,797;$

$\alpha_2 = 0,211 + 2\ 1,070 + 4\ (-0,484) = 0,415;$

$\alpha_3 = 0,211 + 3\ 1,070 + 9\ (-0,484) = -0,935.$

Демак, тақсимланган лагли модел 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

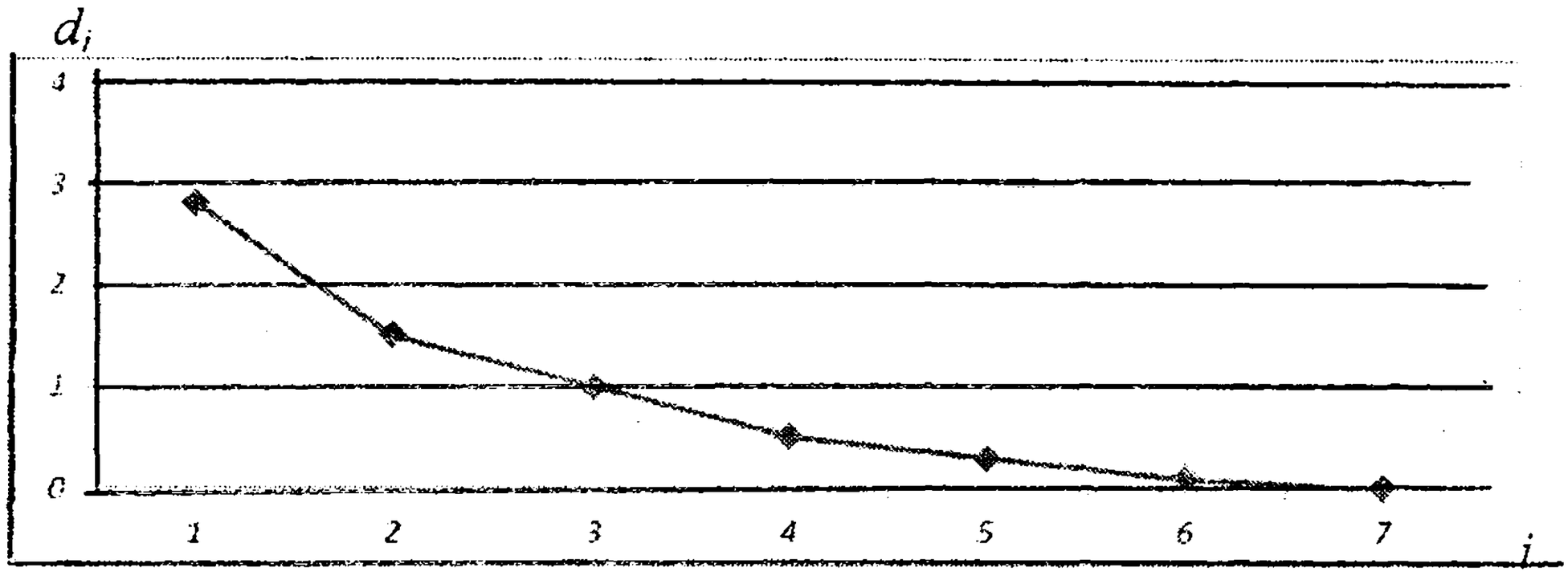
6.2.3. Койк моделлари

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 омилли белгининг лаг қийматларида геометрик прогрессияда камайиб боради:

$$\alpha_i = \alpha_0 \lambda_1;\ i = 0, 1, ...;\ 0 < \lambda < 1.$$

Лагнинг геометрик таркибини график кўринишда қуйидаги тарзда намоён этиш мумкин:



$\lambda > 0$ барча $\lambda_i > 0$ коэффициентлар учун бир хил белгиларни таъминлайди; $\lambda_i > 1$ геометрик прогрессияда лагларни камайтириш кўрсаткичи ҳисобланади. λ 0 га қанчалик яқин бўлса, омилнинг t вақт кўрсаткичига таъсирини пасайтириш суръати шунчалик юқори. Тенглама қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_0 x_t + \alpha_0 \lambda x_{t-1} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-2} + \ldots + \varepsilon_t$$

Олинган тенгламанинг параметрларини аниқлаш усуллари:

Биринчи учул.

λ га (0,1; 0,001) ихтиёрий белгиланган қадамли (0, 1) ораликдан қийматлар изчил берилади. Ҳар бир λ учун қуйидаги тенглама ҳисоблаб чиқилади

$$z_t = x_t + \lambda x_{t-1} + \lambda^2 x_{t-2} + \lambda^3 x_{t-3} + \ldots + \lambda^n x_{t-n}.$$

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:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha x_t + \alpha_0 \lambda x_{t-1} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-2} + \ldots + \varepsilon_t$$

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 натижанинг омилнинг таъсири остида ўзгариши қуйидагини ташкил қилади

$$\alpha_i = \alpha_0 \lambda, i = 0,1,2,\ldots,0 < \lambda < 1.$$

Агар a_i нинг барча коэффициентларини моделда a_0 ва λ орқали ифодалайдиган бўлсак, у ҳолда қуйидагига эга бўламиз

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_0 x_{t-1} + \alpha_0 \lambda x_{t-2} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-3} + \ldots + \varepsilon_{t-1} \quad (1)$$

Моделнинг иккала қисмини ҳам λ га кўпайтириб, қуйидагига эга бўламиз

$$\lambda y_{t-1} = \lambda a + \alpha_0 \lambda x_{t-1} + \alpha_0 \lambda^2 x_{t-2} + \alpha_0 \lambda^3 x_{t-3} + \ldots + \lambda \varepsilon_{t-1} \quad (2)$$

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 (аниқроғи, 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 унинг 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

$$\bar{l} = \frac{\sum_{i=0}^{\infty} i \cdot \alpha_i}{\sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i} = \frac{\alpha_0 \cdot \lambda \cdot (1 + 2 \cdot \lambda^2 + 3 \cdot \lambda^3 + \ldots)}{\alpha_0 \cdot \frac{1}{1-\lambda}} = \frac{\alpha_0 \cdot \lambda \cdot \frac{1}{(1-\lambda)^2}}{\alpha_0 \cdot \frac{1}{1-\lambda}} = \frac{\lambda}{1-\lambda}$$

Медиан лаг

$$\bar{l} = \frac{\ln 0{,}5}{\ln \lambda}$$

Авторегрессия моделлари

Авторегрессия моделлари параметрларининг талқини

Авторегрессия моделлари омилли ўзгарувчилар сифатида нати-жали 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 у нинг ўз ўзгариши таъсири остида бундан олдинги вақт лаҳзасига $(t-1)$ ўзгаришини англатади;

a_0 – y нинг x нинг ўз ўлчов бирлигига ўзгариши таъсири остида қисқа муддатли ўзгаришини англатади;

ε_t – тасодифий катталик (қолдиқ катталиги).

Ушбу авторегрессия моделида оралиқ мультипликатори номини олган $b_1 a_0$ кўпайтмаси алоҳида роль ўйнайди.

$a_0 b_1$ оралиқ мультипликатори у натижанинг $(t + 1)$ вақт лаҳзасида умумий мутлоқ ўзгаришини аниқлайди.

Оралиқ мультипликатори кўрсаткичи билан бир қаторда узоқ муддатли мультипликатор кўрсаткичи ҳам қўлланилади

Узоқ муддатли мультипликатор

$$a = a_0 \cdot (1 + b_1 + b_1^2 + b_1^3 + b_1^4 + \ldots)$$

y натижанинг узоқ муддатли даврда умумий мутлоқ ўзгаришини аниқлайди.

Агар авторегрессия моделида барқарорлик шартига риоя этилса – $|b_1| < 1$, у ҳолда чексиз лаг мавжуд ҳолларда узоқ муддатли мультипликатор

$$a = \frac{a_0}{1 - c_1}$$

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 катталик билан корреляцияланади.

Инструментал ўзгарувчилар усули. Авторегрессия моделларининг параметрларини баҳолаш учун турли усуллар қўлланилади. Омил билан тасодифий катталик 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 катталик 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 ўзгарувчили моделга вақт омилини киритиш орқали ҳал этилади.

6.2.4. Адаптив кутишлар моделлари

Адаптив кутишлар моделлари омиллининг $(t+1)$ 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}^* – омилнинг 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, $0 \le \lambda \le 1$.

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 моделининғ параметрларини баҳолаш учун қўллаб бўлмайди?

Омилнинг моделга киритилган кутилаётган қийматларига эмпирик усул билан эга бўлишнинг иложи йўқ

Адаптив кутишлар моделини қандай ўзгартириш мумкинлигини кўрсатамиз

$$y_t = c + a_0 x^*_{t+1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

параметрларни баҳолаш мумкин бўлиши учун.

$$y_t = c + a_0(\lambda x_t + (1-\lambda)x^*_t + \varepsilon_t,$$

$$y_t = c + a_0\lambda x_t + a_0(1-\lambda)x^*_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

(1) бошланғич модель ($t+1$) даври учун ҳам мос келади:

$$y_{t-1} = c + a_0 x^*_t + \varepsilon_{t-1} \qquad (3)$$

(3) тенгламани $1 - \lambda$ катталигига кўпайтириб, қуйидаги тенгламага эга бўламиз:

$$(1-\lambda)y_{t-1} = (1-\lambda)c + (1-\lambda)a_0 x^*_t + (1-\lambda)\varepsilon_{t-1}. \qquad (4)$$

(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

$$y_t = \lambda c + \lambda a_0 x_t + (1-\lambda)y_{t-1} + [\varepsilon_t - (1-\lambda)\varepsilon_{t-1}] \qquad (5)$$

Адаптив кутишлар бошланғич модели (1) – бу адаптив кутишлар моделининг узоқ 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 омилнинг белгининг исталган (кутилаётган) қийматини ҳисобга олади.

Масалан, қуйидаги тенглама қисман тузатишлар киритиш модели ҳисобланади.

$$y^*_t = c + a_0 x_t + \varepsilon_t \qquad (6)$$

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,

$$\frac{y_t - y_{t-1}}{y_t^* - y_{t-1}} = \lambda, 0 \le \lambda \le 1$$

Якунда 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:

$$y_t = \lambda y_t^* + (1-\lambda) y_{t-1} + \eta_t;$$

$$y_t = \lambda (c + a_0 x_t + \varepsilon_t) + (1-\lambda) y_{t-1} + \eta_t;$$

$$y_t = \lambda c + \lambda a_0 x_t + (1-\lambda) y_{t-1} + (\eta_t + \lambda \varepsilon_t).$$

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 $y_t = \lambda c + \lambda a_0 x_t + (1-\lambda) y_{t-1} + (\eta_t + \lambda \varepsilon_t)$ – бу 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 сўзлар ва иборалар

Динамик эконометрик моделлар, динамик эконометрик модель турлари, тақсимланган лагли моделлар, авторегрессион моделлар, Алмон лаги, Койка усули.

Такрорлаш учун саволлар

1. Динамик эконометрик моделлар синфлари ва уларнинг тавсифи.

2. Тақсимланган лагли моделлар тавсифи ва уларнинг параметрларини баҳолаш.

3. Тақсимланган лагли моделлар шаклларини танлаш.

4. Алмон лагли моделлари.

5. Авторегрессия моделларининг тавсифи. Койк усули.

6. Авторегрессия моделларининг параметрларини инструментал ўзгарувчан усули билан баҳолаш.

7. Адаптив кутишлар моделлари.

8. Қисман тузатиш киритиш моделлари.

Тестлар

1. Ўзгарувчиларнинг лаг қийматлари бевосита қайси моделга киритилган:

а) авторегрессия;

б)адаптив кутишлар;

в)тақсимланган лагли;

г) тўлиқсиз (қисман) тузатишлар киритиш?

2. 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.

3. 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.

4. Ҳақиқий маълумотларни таҳлил қилиш натижасида $y_t = 3 + 10y_{t-1} + 20x_t + \varepsilon_t$ авторегрессия моделига эга бўлдик. (t + 1) вақт лаҳзасида натижанинг мутлоқ ўзгариши қуйидагига тенг:

а) 2000;
б) 300;
в) 60;
г) 6000.

5. Натижавий омил омилнинг кутилаётган қийматларига боглиқ:

а) адаптив кутишлар моделининг қисқа муддатли функциясида;
б) қисман тузатишлар киритиш моделининг узоқ муддатли функциясида;
в) қисман тузатишлар киритиш моделининг қисқа муддатли функциясида;
г) адаптив кутишлар моделининг узоқ муддатли функциясида.

6. 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?

ГЛОССАРИЙ

Автокорреляция – бу дастлабки қатор ҳамда ушбу қатор билан дастлабки ҳолатга нисбатан *t* вақт лаҳзаларига сурилган қатор ўртасидаги ўзаро боғлиқлик ҳодисаси.

Авторегрессия – бу қатор олдинги даражаларининг кейинги даражаларга таъсирини ҳисобга олувчи регрессия.

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

Регрессия жуфт коэффициенти, 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 коэффициенти *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 – 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.

Тождество – модель таркибий тенгламаларининг турларидан бири бўлиб, у эндоген ўзгарувчилар ўртасидаги нисбатни белги-

лайди; тасодифий таркибий қисмларни ва таркибий коэффициентларни ўзида мужассам этмаган.

Тренд – бу вақт қаторидаги тасодифий ўзгариб туришлардан озми-кўпми ҳоли бўлган асосий анча барқарор тенденция.

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

Экзоген (мустақил) ўзгарувчилар – бу қийматлари моделдан ташқаридан бериладиган ўзгарувчилар.

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

Эндоген (эрксиз) ўзгарувчилар – бу қийматлари моделнинг ичида аниқланадиган ўзгарувчилар.

ТЕСТ ЖАВОБЛАРИ

1-боб. Эконометрика тушунчасининг таърифи

1 б); 2 б); 3 г); 4 в); 5 в); 6 б); 7 б); 8 б, г); 9 б); 10 а).

2-боб. Жуфт регрессия ва корреляция

1 б); 2 б, в); 3 а); 4 в); 5 в); 6 б); 7 г); 8 г); 9 а); 10 а, б, в); 11 в); 12 б); 13 б); 14 а); 15 г); 16 в); 17 а); 18 б); 19 в, г).

3-боб. Кўп омилли регрессия ва корреляция

1 б); 2 а); 3 в); 4 в); 5 б); 6 б); 7 в); 8 в); 9 б); 10 а).

4-боб. Вақт қаторлари ва улар тенгламаларини тузиш усуллари

1 а); 2 а); 3 а); 4 б, г); 5 б); 6 в); 7 б); 8 а); 9 а); 10 в); 11 г); 12 б); 13 а); 14 б).

5-боб. Вақт қаторлари автокорреляцияси

1 а); 2 б, в); 3 а, б); 4 г); 5 а, в, г); 6 а, б, в); 7 б).

6-боб. Динамик эконометрик моделлар

1 а, в); 2 а); 3 в); 4 а); 5 г); 6 в).

ФОЙДАЛАНИЛГАН АДАБИЁТЛАР

1. Каримов И.А. Ўзбекистон иқтисодий ислоҳотларни чуқурлаштириш йўлида. - Т.: «Ўзбекистон», 1995.- 269 б.

2. Каримов И.А Мамлакатимизда демократик ислоҳотларни янада чуқурлаштириш ва фуқаролик жамиятини шакллантириш концепцияси. //Халқ сўзи, 2010 йил 13 ноябрь, 220-сон.

3. Абдуллаев А., Терехов А., Махмудов Н, Ташматов З. Методы социально-экономического прогнозирования. Учебное пособие. - Т.: «Ўзбекистон», 1992. – 166 с.

4. Абдуллаев А.М., Ходиев Б.Ю., Ишназаров А.И. Эконометрика: учебник. – Т.: ТГЭУ, 2007. 612 с.

5. Абдуллаев А.М., Муминова М.А., Нуруллаева Ш.Т. Эконометрика: методические разработки по курсу для студентов экономических специальностей. –Т.: ТГЭУ, 2014. – 87 с.

6. Афанасьев В.Н., Юзбашев М.И. Анализ временных рядов и прогнозирование: Учебник.М.: Финансы и статистика, 2001.

7. Авазян С.А. Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики: Учебник. –М.: ЮНИТИ, 1998.

8. Беркинов Б.Б. Вопросы моделирования и информатизации управления в агропромышленном комплексе Узбекистана. АН РУз. Доклады республиканской начно-технической конференции.5-6 сентябрь 2011г.

9. Беркинов Б.Б. Моделирование систем ведения сельского хозяйства. - Т.: «Фан», 1990. – 127 с.

10. 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.

11. 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.

12. Гранберг А.Г. Статистическое моделирование и прогнозирование.- М.: Финансы и статистика,1990.-383 с.

13. Дуброва Т.А.Статистические методы прогнозирования: Учеб. пособие. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2003.

14. Елисеева И.И., Курышева 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.

15. Крастинь О.П. Изучение статистических зависимостей по многолетним данным. М.: Финансы и статистика, 1981.

16. Кремер Н.Ш., Путко Б.А. Эконометрика: Учебник / Под ред. проф. Н.Ш.Кремера. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2002.

17. Мухитдинов Х.С. Аҳоли турмуш даражасини ошириш ва ҳудудлар ижтимоий ривожланиш жараёнларини моделлаштириш.: Икт. ф. док. дис. автореф. – Т.: ТДИУ, 2009. -42 б.

18. Новиков А.И. Эконометрика. Учебное пособие.- М.: Инфра-М. 2010.-146 с.

19. Политова И.Д. Дисперсионный и корреляционный анализ в экономике сельского хозяйства. – М.: «Колос», 1978.- 190с.

20. Тихомиров Н.П., Дорохина Е.Ю. Эконометрика: Учебник. М.: Экзамен, 2003.

21. Фишер Ф. Проблема идентификации в эконометрии. –М.: Статистика, 1978.

22. Хеди Э., Диллон Д. Производственные функции в сельском хозяйстве. – М.: «Прогресс», 1965. – 465с.

23. Ходиев Б.Ю. Ўзбекистон иқтисодида тадбиркорлик ривожини эконометрик моделлаштириш.: Икт.ф.д. дис. автореф. -Т.: ТДИУ, 2000.-38 б.

24. Чепель С.В. Модельный инструментарий прогнозирования экономического развития: проблемы, возможности и перспективы // Экономический вестник Узбекистана. – Т., 2003.- № 3.- С.10-16.

25. Шодиев Т.Ш., Турсунов А.Т. ва б. Эконометрика: ўқув қўлланма. –Т.: ИПК «Шарқ», 1999. -240 б.

26. Шодиев Т.Ш. ва бошқалар. Эконометрика: ўқув қўлланма. –Т.: ТДИУ, 2007. -270 б.

27. Эргашева Ш.Т. Минтақада қишлоқ хўжалик экинларининг оптимал жойлаштириш ва ишлаб чиқариш ихтисослаштирувини шакллантириш // Ўзбекистон иқтисодий ахборотномаси.- Т., 2002. 2-сон. 30-31 б.

1-илова

Стьюдент тақсимланиши (t-тақсимланиш)

V	Эҳтимоллик = $S_t(t) = P(/T/) > t_{жадвал}$												
	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

2-илова

Фишер –Снедекорлар тақсимланиши (F-тақсимланиш)

$F_{жад.}$ Қиймати, Р шартни қаноатлантириши ($F > F_{жад.}$). Биринчи қиймат 0,05 эҳтимолга мос келади; иккинчиси – 0,01 эҳтимолга ва учинчиси – 0,001 эҳтимолга; V_1 –суръатнинг эркинлик даражаси сони; V_2 – махражнинг эркинлик даражаси сони.

V_1 \ 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	432
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	338	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	437	4,04	3,81	3,S1	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

3-илова

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

4-илова

Колмогоров статистикаси ($Д_n$) учун тиғизлик нуқталари

Танлов ҳажми	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

5-илова

α=0,05 бўлган аҳамиятлик даражасида η^2 детерминация коэффициентининг тиғизлик қийматлари

K_1 \ 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

МУНДАРИЖА

КИРИШ..... 3

I БОБ. ЭКОНОМЕТРИКА ТУШУНЧАСИНИНГ ТАЪРИФИ

1.1. Эконометриканинг предмети, мақсади ва вазифалари.... 5

1.2. Эконометрик моделнинг умумий кўриниши ва унинг синфлари..... 7

1.3. Эконометрик моделлаштириш босқичлари..... 11

II БОБ. ЖУФТ РЕГРЕССИЯ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ

2.1. Функционал ва статистик боғлиқлик тушунчалари ва уларнинг турлари..... 15

2.2. Корреляцион ва регрессион таҳлил..... 18

2.2.1. Корреляцион таҳлил тушунчаси..... 19

2.2.2. Регрессион таҳлилнинг моҳияти..... 23

2.3. Моделлар ҳаққонийлиги талабларини текшириш усуллари..... 26

2.4. Чизиқли бўлмаган регрессия моделлари ва уларни чизиқли кўринишга келтириш..... 33

2.5. Мисоллар..... 36

III БОБ. КЎП ОМИЛЛИ РЕГРЕССИЯ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ

3.1. Кўп омилли корреляцион – регрессион таҳлил ва чизиқли регрессия тенгламаси..... 49

3.2. Кўп омилли корреляция – регрессия модели учун омилларни танлаш..... 53
3.3. Мультиколлинеарлик ва уни бартараф этиш усуллари... 54
3.4. Кўп омилли ва хусусий корреляция..... 57
3.5. Мисоллар..... 60

IV БОБ. ВАҚТ ҚАТОРЛАРИ ВА УЛАР ТЕНГЛАМАЛАРИНИ ТУЗИШ УСУЛЛАРИ

4.1. Вақт қаторлари ва улар турлари..... 70
4.2. Вақт қаторлари даражасини умумий ташкил этувчи ҳадлари..... 73
4.3. Тренд тушунчаси ва унинг асосий турлари..... 75
4.4. Тренд мавжудлигини текшириш мезонларини..... 76
4.5. Вақт қаторлари тренди тенгламаларини тузиш..... 79
Чизиқли тренд..... 79
Мисол..... 81
4.5.3. Параболик тренд..... 84
4.5.4.Гиперболик тренд..... 86
4.5.5.Экспоненциал тренд..... 87
4.5.6.Логарифмик тренд..... 88
4.5.7.Логистик тренд..... 89
4.5.8.Тренд хилларини аниқлаш..... 90
4.6. Мавсумий тебранишлар тушунчаси ва унинг кўрсаткичларини аниқлаш усуллари..... 91
4.7. Мисоллар..... 93
4.8. Мисоллар..... 103

V БОБ. ВАҚТ ҚАТОРЛАРИ АВТОКОРРЕЛЯЦИЯСИ

5.1. Вақт қатори автокорреляцияси тушунчаси ва унинг турлари..... 115

5.2. Дарбин-Уотсон меъзони бўйича автокорреляцияни аниқлаш..... 117

5.3. Коинтеграция тушунчаси..... 120

VI БОБ. ДИНАМИК ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

6.1. Динамик эконометрик моделлар тушунчаси..... 125

6.2. Тақсимланган лагли моделлар параметрларини аниқлаш..... 126

6.2.1. Алмон моделлари..... 128

6.2.2. Мисол 130

6.2.3.Койк моделлари..... 133

6.2.4.Адаптив кутишлар моделлари..... 137

Глоссарий..... 142

Тест жавоблари..... 144

Фойдаланилган адабиётлар 145

Иловалар..... 147

CONTENT

Introduction.....3

CHAPTER I. DETERMINATION OF CONCEPT OF ECONOMETRICS

1.1. Subject, aim and tasks of econometrics.....5

1.2. General type of econometric models and its classes.....7

1.3. Stages of econometric modelling.....11

CHAPTER II. PAIR REGRESSION AND CORRELATION

2.1. Concept of functional and statistical dependence and their types.....15

2.2. Correlation and regression analysis.....18

2.2.1. Concept of correlation analysis.....19

2.2.2. Essense of regression analysis.....23

2.3. Methods of inspection of requirements on reliability of models.....26

2.4. Non-linear regression models and bringing them to linear type.....33

2.5. Examples.....36

CHAPTER III. MULTIFACTOR REGRESSION AND CORRELATION

3.1. Multifactor correlation-regression analysis and linear regression equation.....49

3.2. Selection of factors for multifactor

correlation-regression model.....53
3.3. Multicorrelation and methods of its elimination.....54
3.4. Multifactor and partial correlation.....57
3.5. Examples.....60

CHAPTER IV. TIME LINES AND METHODS OF GENERATION THEIR EQUATIONS

4.1. Time lines and their types.....70
4.2. General components of time lines.....73
4.3. Concept of trend and their main types.....75
4.4. Criteria of checking existence of trend.....76
4.5. Generation of time line trend equations.....79
4.5.1. Linear trend.....79
4.5.2. Example.....81
4.5.3. Parabolic trend.....84
4.5.4. Hyperbolic trend.....86
4.5.5. Exiponential trends.....87
4.5.6. Logarithmic trend.....88
4.5.7. Logistic trend.....89
4.5.8. Determination of trend types.....90
4.6. Concept of seasonal fluctuations and methods for detemination their indicators.....91
4.7. Examples.....93
4.8. Examples.....103

CHAPTER V. AUTOCORRELATION OF TIME LINES

5.1. Concept of audtocorrelation of time lines and their types.....115

5.2. Determination of autocorrelation by Darbin-Wotson criteria...117

5.3. Concept of co-integration.....120

CHAPTER VI. CONCEPT OF DYNAMIC ECONOMETRIC MODEL

6.1. Concept of dynamic econometric model.....125

6.2. Determination of characteristics of models with distributed lag.....125

6.2.1. Almon model.....128

6.2.2. Example.....130

6.2.3. Koika model.....133

6.2.4. Models of adaptive expectations.....137

Glossary.....142

List of literature.....145

Appendixes.....147

БЕРКИНОВ БОЗОРБОЙ БЕРКИНОВИЧ

ЭКОНОМЕТРИКА

Тошкент – «Fan va texnologiya» – 2015

Муҳаррир: Ш.Кушербаева
Тех. муҳаррир: М.Холмуҳамедов
Мусаввир: Д.Азизов
Мусаҳҳиҳа: Н.Ҳасанова
Компьютерда саҳифаловчи: Н.Раҳматуллаева

E-mail: tipografiyacnt@mail.ru Тел: 245-57-63, 245-61-61.
Нашр.лиц. AI№149, 14.08.09. Босишга рухсат этилди 15.12.2015.
Бичими 60x84 $^{1}/_{16}$. «Times Uz» гарнитураси. Офсет усулида босилди.
Шартли босма табоғи 10,5. Нашр босма табоғи 10,25.
Тиражи 100. Буюртма № 220.