



ЭКОНОМЕТРИКА АСОСЛАРИ

Отажанов Умид Абдуллаевич

Тошкент – 2022

ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ

ОЛИЙ ВА ЎРТА МАХСУС ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ

ТОШКЕНТ ДАВЛАТ ИҚТИСОДИЁТ УНИВЕРСИТЕТИ

Отажанов Умид Абдуллаевич

**ЭКОНОМЕТРИКА
АСОСЛАРИ**

электрон дарслик

Ўзбекистон Республикаси Олий ва ўрта махсус
таълим вазирлиги томонидан ўқув қўлланма
сифатида тавсия этилган

Тошкент – 2022

УЎК: 519.862.6

КБК: 62.05

А – 50

Отажанов У.А. Эконометрика асослари. Электрон дарслик. –Тошкент: 2022 йил, 260 бет.

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

Электрон дарслик иқтисодиёт соҳаси таълим муассасалари бакалаврият ва магистратура дастури бўйича таълим олаётган талабалар, ўқитувчилар, тадқиқотчилар, шунингдек, эконометрикани мустақил ўрганувчиларга мўлжалланган.

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

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

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

The electronic textbook is intended for students enrolled in undergraduate and graduate programs, teachers of educational institutions of all forms of education, as well as for those who study econometrics on their own.

ISBN: 978-9943-8274-5-5

МУНДАРИЖА

КИРИШ	5
I БОБ. ИҚТИСОДИЁТНИ МОДЕЛЛАШТИРИШДА ЭКОНОМЕТРИКАНИНГ РОЛИ	9
1.1. Иқтисодий моделлаштириш асослари.....	9
1.2. Иқтисодийда моделлаштириш босқичлари.....	15
1.3. Эконометрика асослари фанининг мақсади ва вазифалари.....	17
1.4. Иқтисодий эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги.....	25
1.5. Эконометрик модель тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар.....	28
1.6. Эконометрик моделлаштириш босқичлари.....	32
II БОБ. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИНГ АХБОРОТ ТАЪМИНОТИ	35
2.1. Иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати.....	35
2.2. Боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш.....	37
2.3. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар.....	38
III БОБ. ЭКОНОМЕТРИКАДА ЭХТИМОЛЛАР НАЗАРИЯСИ ВА МАТЕМАТИК СТАТИСТИКАНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ	44
3.1. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари.....	44
3.2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари.....	44
3.3. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар.....	46
3.4. Тасодифий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш.....	47
IV БОБ. ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИОН-РЕГРЕССИОН ТАҲЛИЛ	51
4.1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш.....	51
4.2. Корреляция коэффициентининг турлари ва ҳисоблаш усуллари.....	53
4.3. Чизиқли ва чизиқсиз регрессион боғланишлар.....	55
4.4. Корреляцион-регрессион таҳлилда энг кичик квадратлар усулининг қўлланилиши.....	60
V БОБ. КЎП ОМИЛЛИ ЭКОНОМЕТРИК ТАҲЛИЛ	63
5.1. Кўп омилли эконометрик моделларни тузиш услубиёти.....	63
5.2. Чизиқли ва чизиқсиз кўп омилли регрессион боғланишлар.....	65
5.3. Кўп омилли регрессия тенгламаси параметрларини баҳолашда энг кичик квадратлар усули.....	71
5.4. Эконометрик модел параметрларининг иқтисодий таҳлили ва эластиклик коэффициентларини ҳисоблаш.....	73
5.5. Кўп омилли регрессион-корреляцион таҳлилни компьютерда амалга ошириш тартиби.....	76
VI БОБ. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИ БАҲОЛАШ	81
6.1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичининг аҳамияти.....	81
6.2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини мезонлар бўйича баҳолаш.....	82
6.3. Регрессия тенгламаси параметрлари баҳоларининг хусусиятлари.....	89
VII БОБ. ВАҚТЛИ ҚАТОРЛАР	95
7.1. Вақтли қаторлар тўғрисида умумий тушунчалар.....	95

7.2. Мультипликатив ва аддитив моделларнинг таркибий тузилиши.....	97
7.3. Вақтли қаторларни текислаш усуллари.....	104
7.4. Бир ўлчовли вақтли қаторларни моделлаштириш.....	111
7.5. Вақтли қаторларнинг ўзаро боғланишларини баҳолашнинг ўзига хос хусусиятлари.....	132
7.6. Вақтли қаторларни компьютер дастурлари ёрдамида моделлаштириш.....	143
VIII БОБ. ТЕНГЛАМАЛАР ТИЗИМИ КЎРИНИШИДАГИ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР.....	155
8.1. Бир-бирига боғлиқ тенгламалар тизимини тушунчалари ва турлари.....	155
8.2. Эконометрик тенгламалар тизими параметрларини ҳисоблаш услубиёти.....	158
8.3. Эконометрик тенгламалар тизимини идентификациялаш муаммолари.....	161
8.4. Тузилмавий модел параметрларини баҳолаш.....	165
IX БОБ. АМАЛИЙ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР.....	171
9.1. Кўптармоқли иқтисодиётда чизиқли баланс модели.....	171
9.2. Иқтисодий ўсиш жараёнини ишлаб чиқариш функциялари ёрдамида тадқиқ этиш.....	177
9.3. Ишлаб чиқариш функцияларининг характеристикалари.....	180
9.4. Ишлаб чиқариш моделлари.....	185
9.5. Иқтисодиётда талаб ва таклифнинг эконометрик моделлари.....	192
9.6. Истеъмол танлови моделлари.....	199
9.7. Макроиктисодий эконометрик моделларнинг турлари ва уларни иқтисодий таҳлилда қўлланилиши.....	208
9.8. Иқтисодиёт динамикаси моделлари.....	211
X БОБ. ИЖТИМОЙ-ИҚТИСОДИЙ ЖАРАЁНЛАРНИ ПРОГНОЗЛАШ.....	227
10.1. Иқтисодий жараёнларни прогнозлаш, иқтисодий прогнозларни таснифланиши.....	227
10.2. Динамик қаторлар ва иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар.....	228
10.3. Ижтимоий-иқтисодий прогнозлашнинг умумий тушунчалари ва объектлари.....	230
10.4. Прогнозлаш усуллари ва уларнинг турлари.....	235
XI БОБ. ИЖТИМОЙ-ИҚТИСОДИЙ ЖАРАЁНЛАРНИ ПРОГНОЗЛАШДА ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИ ҚЎЛЛАШ.....	245
11.1. Эконометрик тенгламалар тизими ёрдамида прогнозлаш услубиёти.....	245
11.2. Иқтисодий жараёнлар динамикасининг асосий кўрсаткичлари ва улар ёрдамида прогнозлаш.....	246
11.3. Иқтисодий жараёнларни прогнозлашда ўсиш эгри чизиғи моделини қўлланиши.....	249
ГЛОССАРИЙ.....	256
ФЙДАЛАНИЛГАН АДАБИЁТЛАР РЎЙХАТИ.....	260
ЇОVALAR.....	262

КИРИШ

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

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

Ҳозирги кунда иқтисодиётнинг барча соҳа (иқтисодит, молия, бошқарув, пул-кредит, суғурта, маркетинг, ҳисоб, аудит, солиқ ва бошқа шу каби соҳалар) мутахассисларидан иш юритишнинг замонавий усулларини қўллашни, жаҳон иқтисодиёти ютуқларини билишни ва уларни ривожлантиришга илмий ёндашишни талаб этади. Кўпчилик янги усуллар эконометрик моделларга асосланган. Эконометрика асосларини чуқур билмасдан уларни амалда қўллаш мумкин эмас.

Иқтисодчилар фаолиятининг муҳим хусусиятлари шундан иборатки, улар маълумотлар тўлиқ ва етарли бўлмаган ҳолатларда ҳам иш юритишига тўғри келиб қолади. Бундай ҳолатларда маълумотларни таҳлил қилиш эконометриканинг айрим жиҳатларини ташкил этувчи махсус усулларни талаб этади. Эконометрика ижтимоий-иқтисодий ҳодиса ва жараёнларнинг эконометрик моделларини тузиш, тузилган моделларни турли хил мезонлар асосида текшириш

ва уларни аниқ иқтисодий жараёнларни ифодалаш учун тадбиқ қилиш, таҳлил ва прогнозлашни ўргатади.

Иқтисодиётни модернизациялаш шароитида ўзгариб турувчи рақобат муҳити ва бозор шароитларини илғаб олиш, уларнинг моҳияти ҳамда қонуниятларини чуқур таҳлил қилишда эконометрик усуллар ва моделлардан фойдаланиш ёрдамида макроиқтисодий индикаторларни прогнозлаш, кўп вариантли ечимлардан муқобил ечимни танлаш, таваккалчилик ва ноаниқлик шароитида оптимал иқтисодий қарорлар қабул қилиш, кейинчалик, бу қарорлар бажарилишини компьютер орқали мониторинг қилиш масалаларининг назарий ва амалий томонларини ўрганишда “Эконометрика асослари” фани муҳим аҳамият касб этади.

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

Эконометрика бўйича таниқли олим Svi Grillixes (1929-1999) “Иқтисодиёт дунёсини ўрганишда эконометрика бир пайтнинг ўзида бизнинг ҳам телескопимиз ва ҳам микроскопимиз бўлиб хизмат қилади” деб ёзганлигини таъкидлайди РФА академиги И.И.Елисеева¹.

Бу таъриф билан у эконометрик ёндошувларни ҳам макродаражада ҳам микродаражада қанчалик муҳимлигини эътироф этган. Эконометрика дунё миқёсида тан олинган янги фан бўлиб, бу соҳада XX-асрнинг ўзида иқтисодчи олимларнинг тўрт нафари Нобел мукофотиغا сазовор бўлганлар.

¹ Эконометрика. Учебник. Под редакцией И.И.Елисеевой. М. “Финансы и статистика”, 2003, 344 с.

Иқтисодий муаммоларни моделлаштириш ва уларни ҳал қилишда тегишли математик усуллардан фойдаланиш билан боғлиқ фанлар барча иқтисодий ва математик мутахассисликлар ва йўналишларнинг ўқув режаларига киритилган.

Ўзбекистон Республикаси Президентининг 2017 йил 7 февралдаги ПФ-4947-сон “Ўзбекистон Республикасини янада ривожлантириш бўйича ҳаракатлар стратегияси тўғрисида”ги Фармони аналга ошириш борасида республикамизда олий таълимни янада такомиллаштириш ва уни сифатини ошириш учун иқтисодий таълимни жаҳон стандартларига ўтиши муносабати билан ўқув режаларига “Эконометрика асослари” фани киритилди.

"Эконометрика асослари" курси ўқувчиларнинг математик аппаратдан сезиларли даражада фойдаланган ҳолда иқтисодий таҳлил соҳасидаги билимларини кенгайтириш ва чуқурлаштиришга ва касб-ҳунар фаолиятида олган билимларидан фойдаланишга ўргатишга қаратилган. Ҳақиқий жараённинг математик модели бу математик белгилар ва амаллар ёрдамида соддалаштирилган тавсифидир. Моделлаштириш жараёнида ушбу жараённи тавсифловчи энг муҳим кўрсаткичлар ажратиб кўрсатилади.

Биринчи навбатда, ўқув қўлланма матнида тақдим этилган назарияларни тушунтиришда эконометрика назарияси билан боғлиқ чуқур таҳлилий ва соддалаштирилган ёндашувларни кўрсатиб беради. Эконометрикада математикадан фойдаланиш амалий жиҳатдан муқаррар бўлган ҳолда, ўқув қўлланма янада пухта тушуниш учун математикадан фойдаланишни афзал кўрувчилар билан бир қаторда мустаҳкам математик билимга эга бўлмаган ўқувчилар учун ҳам мўлжалланган. Мақсадга эришиш учун, китоб иккита алоҳида бўлимларда талаб асосида фанга умумий ва математик амаллар орқали ёндашувни таъминлайди. Шундай қилиб, математик амаллар ва далиллар билан банд бўлишни истамайдиган ўқувчи ҳар бир мавзунинг математик таҳлилларини ўтказиб юбориб, матн узлуксизлигига таъсир қилмаган ҳолда умумий ёндашув асосида фойдалана олади. Шу билан бирга ҳар бир мавзунинг математик таҳлил қилиб ўрганишни хоҳловчилар учун ҳар қайси бобда тегишли бўлимларни ўрганиш имкони мавжуд. Бу имкониятдан фойдаланиб, аҳамиятга эга бўлган

ҳолларда баъзи масалаларни далилларини матрицалар алгебраси усулидан фойдаланиб чуқур таҳлил қилиш мумкин ва айти пайтда бу ўтказилган таҳлилларнинг асосий қисми матрицалар алгебраси курсини ўрганмаганларга ҳам тушунарли бўлиши учун соддалаштирилган усулларда тақдим этилади.

Булардан ташқари “Эконометрика асослари” фанининг назарий томонлари кенг ёритиб берилган хориж ўқув адабиётларини тавсия этиш мумкин, жумладан, Россия иқтисодчи олимлари томонидан ёзилган ҳамда инглиз тилидан рус тилига таржима қилинган Эконометрика – дарслик (Елисеева И.И., 2003, 2017йй), Введение в эконометрику – дарслик (Dougerti К., 1999 й), Basic econometrics – дарслик (Damodar N. Gujarati, Dawn C.Porter, 2009 й.), Эконометрика. Начальный курс – дарслик (Mangus Y.A.R. ва бошқалар, 1997 й.).

Ушбу ўқув қўлланмани ёзишда юқорида келтирилган олимларнинг чоп этилган ўқув адабиётларидан, ҳамда Тошкент молия институти профессори И.Ҳабибуллаевнинг “Эконометрика” дарслиги (2020 й.) ва Тошкент давлат иқтисодиёт универстети “Иқтиодиётда математик методлар” кафедраси мудири А.Ишназаров бошчилигида ёзилган “Эконометрика асослари” ўқув қўлланмадан (2019 й.) фойдаланган ҳолда тайёрланди. Ўқув қўлланмаги киритилган мавзулар ва уларни баён этиш усули бўлажак иқтисодчилар учун эконометрикадан фундаментал билимларни беришга мўлжалланган.

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

I БОБ. ИҚТИСОДИЁТНИ МОДЕЛЛАШТИРИШДА ЭКОНОМЕТРИКАНИНГ РОЛИ.

1.1. Иқтисодиётни моделлаштириш асослари

Моделлаштиришни иқтисодиётда қўллаш бу – ўрганилаётган иқтисодий жараёни моделлаштириш ва олинган моделга математик тадқиқот усулини қўллашдан иборат. Ушбу ёндашув бошқа объектлар (корхоналар ва фирмалар) билан алоқалар ҳамда муносабатларни ҳисобга олишни, ташкилот ходимларининг тизимли фаолиятининг миқдорий кўрсаткичларини ақс эттирувчи математик моделларни ишлаб чиқишни ва ҳисоблаш учун электрон компьютерлардан фойдаланишни талаб қилади.

Моделлаштириш иқтисодчилар ва математиклар учун мўлжалланган махсус фан бўлиб туюлиши мумкин. Аслида, моделлаштириш – бу аввало ҳар бир инсоннинг қизиқтирган муаммоларни шакллантириш ва ҳал қилишдан иборатдир.

Ҳар қандай фаолият доирасида инсон ҳар доим ҳам бехато бўладиган қарорларни қабул қилишга мажбур бўлади. Бундай ҳолда, хатонинг қиймати қабул қилинган қарорлар миқёсига боғлиқ. Муайян қарорни қабул қилишда шахс мавжуд қоидаларни (маънавий, ахлоқий, ҳуқуқий, моддий ва х.к.), шунингдек, ўз тажрибаси ва ўрнатилган қоидаларга асосланади. Агар вазият тез-тез такрорланса, унда шахс ўз фаолиятида амал қиладиган қоидаларни ишлаб чиқади. Шундай қилиб, ўзининг тўпланган тажрибаси асосида шахс ўз атрофини ўраб турган реаллик тўғрисида маълум бир ғояни ривожлантиради. Ушбу ғоя фақат шу шахсга мос келади ва бошқа шахсларнинг ғоялари ва ҳаракатларидан фарқ қилади, яъни бу ғоя бир томонлама. Агар ҳар кимнинг атрофдаги дунё ҳақидаги ғоялари бир хил бўлса, унда кўпинча ўзаро тушунмовчиликдан келиб чиқадиган, шунингдек бошқа қарашлар ва манфаатларни эътиборсиз қолдирадиган можаролар, жанжаллар, урушлар сони камаяди. Шахснинг ҳодиса, жараён, вазиятга нисбатан бир томонлама қарашини охир-оқибат уни атрофдаги оламга қараш сифатида тушуниладиган модел деб аташ мумкин. У ҳеч қачон тўлиқ бўлмаслиги ва ҳақиқатни етарли даражада ақс эттириши мумкин эмас, чунки юзага келадиган

вазиятлар жуда хилма-хил бўлиб, шахс барча маълумотларни тўлиқ қабул қила олмайди ва тушунмайди, шунингдек, барча пайдо бўлаётган вазиятларга жавобан ўзини тутишнинг самарали қоидаларини ишлаб чиқа олмайди.

Замонавий иқтисодиёт фани ва амалиёти амалий математика ютуқларидан тобора кенгроқ фойдаланмоқда, уларни илмий тадқиқотлар қуролидан мураккаб ҳўжалик масалаларини самарали ҳал қилишнинг муҳим воситасига айлантирмоқда.

Замонавий иқтисодиёт назарияси ҳам микро-, ҳам макродаражада табиий, зарурий элемент сифатида математик моделлар ва усулларни ўз ичига олади. Математикадан иқтисодиётда фойдаланиш иқтисодий ўзгарувчилар ва объектларнинг энг муҳим, аҳамиятли боғланишларини ажратишга ва формал тасвирлашга, иқтисодиёт назариясининг қоидалари, тушунчалари ва хулосаларини аниқ ва лўнда баён қилишга имкон беради. Бунда моделлар ва моделлаштириш муҳим ўрин тутди.

Модель – бу шундай моддий ёки ҳаёлан тасаввур қилинадиган объектки, унда тадқиқот жараёнида ҳақиқий объектнинг ўрнини шундай босадикки, натижада уни бевосита ўрганиш ҳақиқий объект ҳақида янги билимларни олиш имконини беради. Моделларни қуришда тадқиқ қилинаётган ҳодисани белгилловчи муҳим омиллар аниқланади ва қўйилган масалани ечиш учун муҳим бўлмаган қисмлари чиқариб ташланади.

Бир томондан, моделлар осон ўрганиладиган бўлиши керак, шунинг учун улар жуда мураккаб бўлмаслиги керак – бинобарин, улар албатта фақат соддалаштирилган нусхалар бўлади. Бироқ, иккинчи томондан, моделларни ўрганишдан олинган хулосаларни ҳақиқий объектларга ҳам қўллаш лозим, демак, модел ўрганилаётган ҳақиқий объектнинг муҳим томонларини акс эттириши керак.

Моделлаштириш деганда моделларни қуриш, ўрганиш ва қўллаш жараёни тушунилади. Моделлаштириш жараёни уч элементни ўз ичига олади:

- 1) субъект (тадқиқотчи);
- 2) тадқиқот объекти;

3) ўрганувчи субъект билан ўрганилаётган объектнинг муносабатларини воситаловчи модел.

Илмий изланишларда моделлаштириш қадимги замонлардаёқ қўлланила бошланган ва аста-секин илмий билимларнинг қурилиш ва архитектура, астрономия, физика, химия, биология ва ниҳоят, ижтимоий фанлар каби тобора янги соҳаларини қамраб ола бошлади. Биринчи математик моделлар F.Kene (1758 й, иқтисодий жадвал), A.Smit (классик макроиқтисодий модел), D.Rikardo (халқаро савдо модели) томонидан ишлатилган. XX аср замонавий фаннинг амалда барча соҳаларида моделлаштириш усулига катта муваффақиятлар ва обрў-эътибор келтирди.

Турли иқтисодий ҳодисаларни ўрганиш учун уларнинг иқтисодий моделлар деб аталувчи соддалаштирилган формал тасвирларидан фойдаланилади. Истеъмол танлови моделлари, фирма моделлари, иқтисодий ўсиш моделлари, товар ва молия бозорларидаги мувозанат моделлари ва бошқа кўп моделлар иқтисодий моделларга мисол бўлади.

Иқтисодиётда математик модель – бу иқтисодий объектлар ёки жараёнларни таҳлил қилиш ёки бошқариш мақсадида уларнинг математик тасвирланиши, яъни иқтисодий масаланинг математик ёзуви. Иқтисодий объектнинг математик модели – бу унинг функциялар, тенгламалар, тенгсизликлар, мантиқий муносабатлар, графиклар мажмуаси кўринишидаги акс эттирилиши.

Иқтисодий-математик моделларни амалиётда қўллаш усуллари иқтисодий-математик усуллар деб аталади. Иқтисодий-математик усуллар (ИМУ) иқтисодиётни ўрганиш учун бирлаштирилган иқтисодий ва математик фанларнинг уюшмасидир. Бу тушунча фанга XX асрнинг 60-йилларида академик В.С.Немчинов томонидан киритилган бўлиб ИМУ иқтисодиёт, математика ва кибернетиканинг туташishiда ҳосил бўлган.

Моделлар ва моделлаштириш ўзининг турли соҳалардаги тадбиқларига қараб, моддий ва абстракт каби синфларга бўлинади.

Моддий моделлар асосан ўрганилаётган объект ва жараённи геометрик, физик, динамик ёки функционал тавсифларини ифодалайди. Масалан, объектнинг

кичиклаштирилган макети (лицей, коллеж, университет) ва турли хил физик, химик ва бошқа хилдаги макетлар мисол бўла олади. Бу моделлар ёрдамида турли хил технологик жараёнларни оптимал бошқариш, уларни жойлаштириш ва фойдаланиш йўллари ўрганилади. Яъни, моддий моделлар тажрибавий характерга эга бўлиб, техника фанларида кенг қўлланилади.

Аммо моддий моделлаштиришдан иқтисодий масалаларни ечиш учун фойдаланишда маълум чегараланишлар мавжуд. Масалан, иқтисодиётни бирор соҳасини ўрганиш билан бутун иқтисодий объект ҳақида хулоса чиқариб бўлмайди. Кўпгина иқтисодий масалалар учун эса моддий моделлар яратиш қийин бўлади ва кўп харажат талаб этади.

Абстракт (ғоявий) моделлар инсон тафаккурининг маҳсули бўлиб, улар тушунчалар, гипотезалар ва турли хил қарашлар тизимидан иборат. Иқтисодий тадқиқотларда, бошқариш соҳаларида, асосан, абстракт моделлаштиришдан фойдаланилади.

Илмий билишда абстракт моделлар маълум тилларга асосланган белгилар мажмуидан иборат. Ўз навбатида, белгили абстракт моделлар математик ва логик тиллар шаклидаги математик логик моделларни ифодалайди.

Математик моделлаштириш турли хил табиатли, аммо бир хил математик боғланишларни ифодалайдиган воқеа ва жараёнларга асосланган тадқиқот усулидир.

Ҳозирги пайтда математик моделлаштириш иқтисодий тадқиқотларда, амалий режалаштиришда ва бошқаришда етакчи ўрин эгаллиб, компютерлаштириш билан чамбарчас боғланган.

Иқтисодиётда моделлар турли асосларга кўра таснифланади.

Амалий мақсадига кўра иқтисодий-математик моделлар иқтисодий жараёнларнинг умумий хусусиятлари ва қонуниятларини тадқиқ қилишда ишлатиладиган **назарий-аналитик моделларга** ва аниқ иқтисодий масалаларни ечишда қўлланиладиган **амалий моделлар** (иқтисодий таҳлил, прогнозлаш, бошқариш моделлари)га бўлинади.

Моделлар иқтисодиётнинг турли томонлари (хусусан, унинг ишлаб чиқариш-технологик, ижтимоий, ҳудудий тузилмалари)ни ва унинг алоҳида қисмларини тадқиқ қилиш учун мўлжалланиши мумкин. Моделларни тадқиқ қилинаётган иқтисодий жараёнлар ва муаммолар мазмуни бўйича таснифлашда бутун иқтисодиёт моделлари (макроиқтисодий моделлар)ни ва унинг қуйи тизимлари – тармоқлар, ҳудудлар ва ҳоказоларнинг моделлари, ишлаб чиқариш, истеъмол, даромадларни шакллантириш ва тақсимлаш, меҳнат ресурслари, баҳоларни шакллантириш, молиявий алоқалар ва шу қабилар моделларининг мажмуалари (микроиқтисодий моделлар)ни ажратиб кўрсатиш мумкин.

Структурали моделлар объектларнинг ички тузилиши, таркибий қисмлари, ички параметрларини, улар орасидаги ўзаро боғлиқликларни ифодалайди. Иқтисодиёт миқёсидаги тадқиқотларда кўпроқ тузилмавий моделлар қўлланилади, чунки улар қуйи тизимларнинг ўзаро боғлиқликларини режалаштириш ва бошқариш учун катта аҳамиятга эга. Ўзига хос тузилмавий моделлар сифатида тармоқлараро алоқалар моделларини олиш мумкин. Функционал моделлар иқтисодий бошқаришда кенг қўлланилади, бунда объектнинг ҳолатига «кириш» («чиқиш»)ни ўзгартириш йўли билан таъсир кўрсатилади. Истеъмолчиларнинг товар-пул муносабатлари шароитидаги хатти-ҳаракатлари модели бунга мисол бўла олади. Айнан бир объект бир вақтнинг ўзида ҳам тузилмавий, ҳам функционал модел билан тасвирланиши мумкин. Масалан, алоҳида тармоқ тизимини режалаштириш учун тузилмавий моделдан фойдаланилади, иқтисодиёт миқёсида эса ҳар бир тармоқ функционал модел билан ифодаланиши мумкин.

Детерминирланган моделлар модел ўзгарувчилари орасидаги қатъий функционал боғланишлар борлигини назарда тутди. Стохастик моделлар тадқиқ қилинаётган кўрсаткичларга тасодифий таъсирларнинг борлигини эътиборга олади ҳамда уларни тасвирлаш учун эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг воситаларидан фойдаланади.

Статик моделларда барча боғланишлар вақтнинг тайинли пайти ёки даврига тегишлидир. **Динамик моделлар** иқтисодий жараёнларнинг вақт бўйича

ўзгаришини тавсифлайди. Қаралаётган вақт даврининг узунлигига қараб прогнозлаш ва режалаштиришнинг қисқа муддатли (1-3 йилгача), ўрта муддатли (5-7 йилгача), узоқ муддатли (10-15 ва ундан кўпроқ йилгача) моделлари фарқланади. Иқтисодий-математик моделларда вақтнинг ўзи ё узлуксиз, ё дискрет равишда ўзгариши мумкин.

Иқтисодий жараёнларнинг моделлари математик боғланишларнинг шакли бўйича жуда хилма-хилдир. Айниқса таҳлил ва ҳисоблашлар учун энг қулай бўлган, шу туфайли кенг тарқалган **чизиқли моделлар** синфини ажратиб кўрсатиш муҳимдир. **чизиқли** ва **ночизиқли** моделлар орасидаги фарқлар нафақат математик нуқтаи назардан, балки назарий-иқтисодий жиҳатдан ҳам муҳимдир, чунки иқтисодиётдаги кўп боғланишлар аниқ чизиқсиз табиатга эга: ишлаб чиқариш ўсганда ресурслардан фойдаланиш самарадорлиги, ишлаб чиқариш кўпайганда ёки даромадлар ўсганда аҳоли талаби ва истеъмолнинг ўзгариши ва ҳ.к.

Иқтисодиёт моделлари фазовий омиллар ва шартларни ўз ичига олишига қараб **фазовий** ва **нуқтали** (кордината ўқида) моделларга бўлинади.

Шундай қилиб, иқтисодиётда моделларнинг умумий таснифи ўндан ортиқ асосий белгиларни ўз ичига олади. Иқтисодий-математик тадқиқотларнинг ривожланиши билан қўлланилаётган моделларни таснифлаш муаммоси мураккаблашиб бораверади.

1.2. Иқтисодиётда моделлаштириш босқичлари

Моделлаштириш жараёнининг асосий босқичлари турли соҳаларда, шу жумладан, иқтисодиётда ҳам ўзига хос хусусиятларга эга. Иқтисодий-математик моделлаштиришни битта цикли босқичларининг кетма-кетлиги ва мазмунини таҳлил қилайлик.

Иқтисодий муаммонинг қўйилиши ва уни сифат жиҳатдан таҳлил қилиш. Бу босқичда иқтисодий муаммодан келиб чиққан ҳолда моделлаштириладиган объектнинг энг муҳим хусусиятлари ва хоссаларини ажратиб, уларни иккинчи даражалиларидан абстракциялашни; объектнинг

тузилмаси ва унинг элементларини боғловчи асосий боғланишларни ўрганишни; объектнинг ҳолати ва ривожланишини тушунтирувчи (ҳеч бўлмаганда дастлабки) гипотезаларни шакллантиришни ўз ичига олади.

Математик моделни қуриш. Бу босқич иқтисодий муаммони формаллаштириш, уни тайинли математик боғланишлар ва муносабатлар (функциялар, тенгламалар, тенгсизликлар ва ҳ.к.) кўринишида ифодалаш босқичидир. Одатда аввал математик моделнинг асосий қурилмаси (тури) аниқланади, сўнгра бу қурилманинг таркибий қисмлари (ўзгарувчилар ва параметрларнинг аниқ рўйхати, боғланишлар шакли) аниқлаштирилади.

Моделни математик таҳлил қилиш. Бу босқичнинг мақсади моделнинг умумий хоссаларини аниқлашдан иборат. Бу ерда тадқиқотнинг соф математик усуллари қўлланилади. Моделнинг аналитик тадқиқотида ечимнинг мавжудлиги, ягоналиги, ечимга қайси ўзгарувчилар (номаълумлар) кириши мумкинлиги, улар орасидаги муносабатлар, бу ўзгарувчилар қайси доирада ва қандай дастлабки шартларга боғлиқ равишда ўзгариши, уларнинг ўзгариш йўналишлари ва шу каби масалалар ойдинлаштирилади. Моделнинг аналитик тадқиқоти эмпирик (сонли) тадқиқотига нисбатан шуниси билан афзалки, бунда олинаётган хулосалар моделни ташқи ва ички параметрларининг ҳар хил тайинли қийматларида ўз кучини сақлайди.

Шунга қарамай, мураккаб иқтисодий объектларнинг моделлари жуда катта қийинчилик билан аналитик тадқиқотларга келтирилади. Аналитик усуллар билан моделнинг умумий хоссаларини аниқлашнинг иложиси бўлмайдиган ҳамда моделни соддалаштириш мақсадга мувофиқ бўлмаган натижаларга олиб келадиган ҳолларда тадқиқотнинг сонли усулларига ўтилади.

Дастлабки маълумотларни тайёрлаш. Моделлаштириш ахборот тизимига қатъий талаблар қўяди. Шу билан бирга ахборот олишнинг ҳақиқий имкониятлари амалда қўллаш учун мўлжалланган моделларнинг танланишини чегаралаб қўяди. Бунда нафақат (аниқ муддатларда) ахборот тайёрлашнинг амалдаги имконияти, балки тегишли ахборот массивларини тайёрлашнинг сарф-

харажатлари ҳам эътиборга олинади. Бу сарф-харажатлар қўшимча ахборотдан фойдаланиш самарасидан ошиши керак эмас.

Сонли ечиш. Бу босқич масалани сонли ечиш учун алгоритмларни ишлаб чиқиш, ЭХМларда дастурлар тузиш ва бевосита ҳисоблашлар ўтказишни ўз ичига олади. Бу босқичдаги қийинчиликлар, биринчи навбатда, иқтисодий масалаларнинг катта ҳажми, жуда катта ахборот массивларини қайта ишлаш заруриятидан келиб чиқади.

Сонли усуллар билан ўтказиладиган тадқиқот аналитик тадқиқот натижаларини жиддий тўлдириши мумкин, кўпгина моделлар учун эса у амалга ошириладиган бирдан-бир тадқиқот бўлади. Сонли усуллар билан ечиш мумкин бўлган иқтисодий масалалар синфи аналитик тадқиқот қилиш мумкин бўлган масалалар синфидан анча кенгроқ.

Сонли натижалар таҳлили ва уларнинг татбиқи. Циклнинг бу якунловчи босқичида моделлаштириш натижаларининг тўғрилиги ва тўлалиги, уларнинг амалда қўлланиш даражаси ҳақида муаммо кўтарилади.

Текширишнинг математик усуллари моделларнинг нотўғри тузилишини аниқлайди ва шу билан тўғри бўлиши мумкин бўлган моделлар синфини торайтиради. Модел воситасида олинadиган назарий хулосалар ва сонли натижаларнинг формал бўлмаган таҳлили, уларни мавжуд билимлар ва ҳақиқатдаги фактлар билан солиштириш иқтисодий масала кўйилишининг, қурилган математик моделнинг, уни ахборот билан ва математик таъминотининг камчиликларини пайқашга имкон беради.

Ҳар қандай эконометрик тадқиқотлар иқтисодий жараён ва ходисаларни статистик кузатиш натижасида олинган маълумотларга асосланган ҳолда олиб борилади. Ҳар бир иқтисодий ходиса ва жараён эса макро ёки микро статистик кўрсаткичлар орқали ифодаланади. Статистика назарияси фанидан маълумки статистик кўрсаткичлар мутлоқ, нисбий ва ўртачалардан иборат бўлиб, улар ўзларининг миқдорий ва сифат томонларига эга. Демак иқтисодий жараёнлар юқоридаги кўрсаткичлар орқали ифодаланади. Статистик кузатиш натижасида

олинган ва таҳлил қилинган маълумотлар эконометрик моделларнинг статистик базасини ташкил этади.

Бозор муносабатлари шароитида иқтисодий жараёнлар ҳам микро даражада ҳам макро даражада ўзаро бир-бири билан узвий боғланишда бўлганлиги сабабли уларнинг боғланишлари иқтисодий жараёнларни акс эттирувчи кўрсаткичларнинг боғланишлари ёрдамида таҳлил этилади. Боғланишларнинг таҳлили эса жараёнларни акс эттирувчи у ёки бу эконометрик моделлар ёрдамида амалга оширилади. Бунинг учун юқорида айтиб ўтилган моделлаштиришнинг барча босқичлари амалга оширилади ва эконометрик модел тузилади. Эконометрик моделда иқтисодий жараёнга таъсир этувчи омиллар, уларнинг муҳумлиги, жараённинг ривожланиш тенденциялари аниқланилади.

Тузилган ва ўтган даврдаги жараёнларни акс эттирувчи эконометрик моделлар энди прогнозлаш масалаларини ҳал этишда фойдаланилади, яъни омил белгиларнинг келажакда қабул қилиши мумкин бўлган қийматларида жараёнда қандай ўзгаришлар бўлиши мумкинлиги масаласи ечилади.

1.3. Эконометрика асослари фанининг мақсади ва вазифалари

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

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

Сўзма-сўз айтганда эконометрика иқтисодиётда ўлчашни англади. Моҳиятига кўра эконометрка ўз ичига иқтисодий маълумотларни таҳлил қилишда ишлатиладиган барча статистик ва математик техникаларни қамраб олади. Иқтисодий маълумотларда ушбу статистик ва математик воситалари ёрдамидан фойдаланишдан асосий мақсад, муайян иқтисодий таклиф ва моделларни исботлаш ёки рад этишга ҳаракат қилишдир.

Эконометрик билимлар иқтисодий назария, иқтисодий математика, иқтисодий статистика, эҳтимоллар назарияси ва математик статистика каби фанларнинг ўзаро боғлиқлиги ва ривожланишининг натижаси сифатида ажралиб чиққан ва шаклланган.

1.1.-жадвал.

Эконометриканинг бошқа фанлар билан ўзаро алоқаси

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

Эконометрика асослари фани ўзининг предмети, мақсади ва тадқиқот масалаларини шакллантиради. Шу билан бирга эконометрика асосларининг мазмуни, унинг таркиби ва қўлланилиш соҳаси юқорида келтирилган фанлар билан доимо алоқада бўлади.²

Эконометрика асосларининг бошқа фанлар билан ўзаро алоқаси юқоридаги 1.1-жадвалда акс эттирилган.

²Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 5th edition, 2009. – 922 p

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

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

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

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

1.2.-жадвал.

Эконометрика тушунчасига ҳориж олимларининг таърифи

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

Гарчи “ўлчаш” эконометриканинг муҳим қисми бўлсада, қуйидаги цитаталардан уни қўллаш соҳаси янада кенгроқлигини кўриш мумкин:

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

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

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

"...эконометрика ижтимоий фан сифатида аниқланаши мумкин, унда иқтисодий назариява математиканинг инструментлари ҳамда статистик хулосалар иқтисодий ҳодисаларни таҳлил қилишда қўлланилади"³

"...эконометрика иқтисодий қонунларни эмпирик аниқлаш билан шуғулланади"⁴.

"Эконометрикнинг санъати бўлиб, у эгалик қилган маълумотлар бўйича энг яхшисини қабул қилишга имкон берувчи, бир вақтнинг ўзида етарлича аниқ ва етарлича ҳаққоний ҳисобланган фаразлар тўпламини топишдан иборат"⁵.

"Эконометриклар ...иқтисодиётнинг ёмон имиджини (миқдорий ёки бошқа кўринишда)" йўқотиш ҳаракатларига ижобий томондан ёрдам беради"⁶.

"Эконометрик тадқиқотлар методи мазмуни бўйича иқтисодий назария ва ҳақиқий ўлчовларни статистик хулосалар назарияси ва методикасидан фойдаланиб бирлаштиришга йўналтирилган"⁷.

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

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

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

³ Arthur S. Goldberger, *Econometric Theory*, John Wiley & Sons, New York, 1964, p. 1.

⁴ H. Theil, *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, 1971, p. 1.

⁵ E. Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics*, Rand McNally, Chicago, 1966, p. 514.

⁶ Adrian C. Darnell and J. Lynne Evans, *The Limits of Econometrics*, Edward Elgar Publishing, Hants, England, 1990, p. 54.

⁷ T. Haavelmo, "The Probability Approach in Econometrics" Supplement to *Econometrica*, vol. 12, 1944, preface p.iii.



1.1-расм. Эконометриканинг вазифалари

Эконометриканинг методологияси¹. Эконометриклар иқтисодий муаммони таҳлил қилишда қандай йўл тутадилар, яъни уларнинг методологияси нималардан иборат? Эконометрика методологияси бўйича бир неча мактаблар мавжуд, лекин биз бу ерда ҳозиргача иқтисодиёт ва бошқа ижтимоий фанларнинг эмпирик тадқиқотларида устунлик қилиб келаётган анъанавий ёки классик методологияни келтириб ўтаемиз².

Анъанавий эконометрик методологиялар қуйидаги йўналишларда олиб борилади:

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

¹ Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 5th edition, 2009. – 922 p.

²David F. Hendry, *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, New York, 1995. See also Aris Spanos, *op. cit.*

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

1. Назария ёки гипотезанинг қўйилиши.

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

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

2. Истеъмолнинг математик моделини спецификация қилиш.

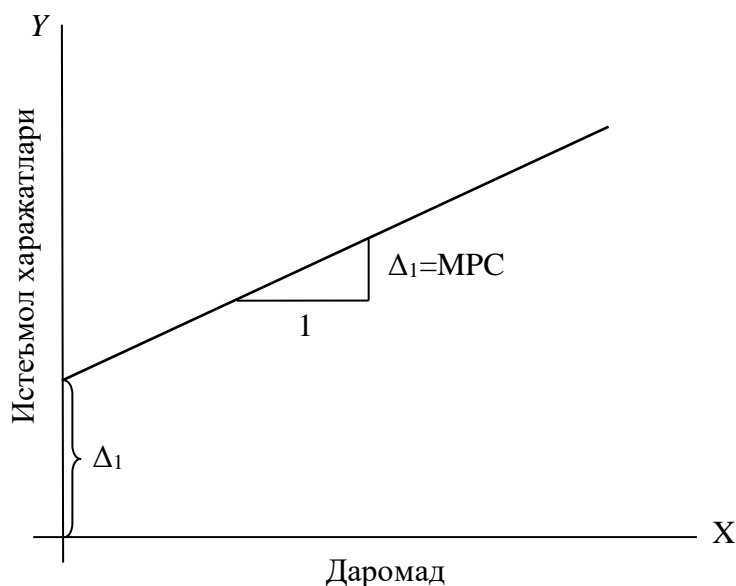
Кейнс даромад ва истеъмол ўртасида мусбат ўзаро боғлиқлик мавжудлигини айтган бўлсада, улар ўртасида боғлиқлик қайси шаклда эканлигини аниқлаштирмаган. Соддалик учун, иқтисодчи-математик Кейнснинг истеъмол функциясини қуйидаги кўринишда таклиф қилиши мумкин:

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

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

β_2 бурчак коэффициенти истеъмолга бўлган чекли мойилликни ўлчайди. (1.1) тенглама геометрик тарзда 1.2-расмда келтирилган. Ушбу тенглама истеъмол даромад билан чизиқли боғланган бўлиб, бу истеъмол ва даромад ўртасида ўзаро боғлиқликнинг математик моделига мисол бўлади ҳамда у иқтисодиётда истеъмол функцияси деб аталади. Модель математик тенгламалар тўплами сифатида намоён бўлади. Агар модель битта тенгламага эга бўлса, у бир тенгламали модель дейилади, агар биттадан ортиқ тенгламага эга бўлса, у ҳолда Кўп омилли модель дейилади.

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



1.2-расм. Кейнснинг истеъмол функцияси

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

Биринчидан – эконометрика ўзига хос бўлган усуллар тизими сифатида иқтисодий ўзгарувчилар ва улар орасидаги боғланишларнинг хусусиятларини тасвирлаган ҳолда ўзининг масалаларини аниқлаштириш билан ривожлана бошлади. Регрессия тенгламасига нафақат биринчи даражали ўзгарувчиларни киритилди балки натижага максимал ёки минимал (озми-кўпми) даражада таъсир этувчи қийматларни акслантирувчи иқтисодий ўзгарувчиларнинг оптимал хусусиятларини ифодалаш мақсадида, иккинчи даражали ўзгарувчиларни ҳам киритила бошланди. Масалан: экинларни ўғитлантиришни ҳосилдорликка таъсирини кўрадиган бўлсак, экинларни маълум бир даражада ўғитлантириш унинг ҳосилдорлигини оширади; лекин ўғитлантириш меъёр даражасидан ортиши ҳосилдорликни ортишига олиб кемайди балки, ҳосилдорликни пасайишига олиб келиши мумкин. Худди шундай кўплаб ижтимоий-иқтисодий ўзгарувчиларнинг таъсири ҳақида айтиш ҳам мумкин (масалан, ишчилар сонини ортишини меҳнат

унумдорлигига, даромадларни айрим озик-овқат маҳсулотларини истеъмолига таъсири ва ҳ.к.).

Иккинчидан-регрессия тенгламасида мустақил компоненталар сифатида қаралувчи ижтимоий-иқтисодий ўзгарувчиларнинг ўзаро таъсири акс этади.

Масалан, қуйидаги регрессия тенгламасини кўрайлик,

$$y = a + b_1x + b_2z + b_3xz \quad (1.2)$$

Албатта бу тенгламада ўзаро таъсир эффеќти (b_3 -параметри) статистика нуќтаи назаридан аҳамиятга эга бўлмаслиги ҳам мумкин. Аммо иқтисодий нуќтаи назардан аҳамиятга эга.

Иқтисодий тадқиќотларда регрессия тенгламаларининг ўзлари маънога эга бўла бошладилар. Масалан, таннархни (y) ишлаб чиқариш ҳажмига (x) (маҳсулот бирлиги миқдори) боғлиқлиги қуйидагича ифодаланиши мумкин:

$$\begin{array}{l} \text{Ишлаб чиқариш} \\ \text{ҳаражатлари,} \\ \\ \mathbf{yx} \end{array} = \begin{array}{l} \text{Ишлаб чиқариш} \\ \text{ҳажмига боғлиқ} \\ \text{бўлмаган харажатлар} \\ \text{(доимий харажатлар),} \\ \\ \mathbf{a} \end{array} + \begin{array}{l} \text{Ишлаб чиқариш} \\ \text{ҳажмига боғлиқ бўлган} \\ \text{харажатлар} \\ \text{(ўзгарувчан харажатлар)} \\ \\ \mathbf{bx} \end{array}$$

яъни, боғланишни тенглама кўринишидаги ёзуви қуйидагича:

$$yx = a + bx \quad (1.3)$$

Тенгликни иккала қисмини ишлаб чиқариш ҳаражатлари ҳажми (x)га бўлсак, қуйидагини оламиз:

$$\begin{array}{l} \text{Бир маҳсулот бирлигига} \\ \text{ишлаб чиқариш} \\ \text{харажатлари} \\ \\ \mathbf{y} \end{array} = \begin{array}{l} \text{Бир маҳсулот} \\ \text{бирлигига доимий} \\ \text{харажатлар} \\ \\ \mathbf{a/x} \end{array} + \begin{array}{l} \text{Бир маҳсулот} \\ \text{бирлигига ўзгарувчи} \\ \text{харажатлар} \\ \\ \mathbf{b} \end{array} \quad (1.4)$$

Бундай тенгламаларнинг параметрлари энг кичик квадратлар усули билан баҳоланиши мумкин, ушбу параметрларнинг хусусиятлари шундан иборатки уларнинг ҳар бири аниқ иқтисодий маънога эга.

1.4. Иқтисодий эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги

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

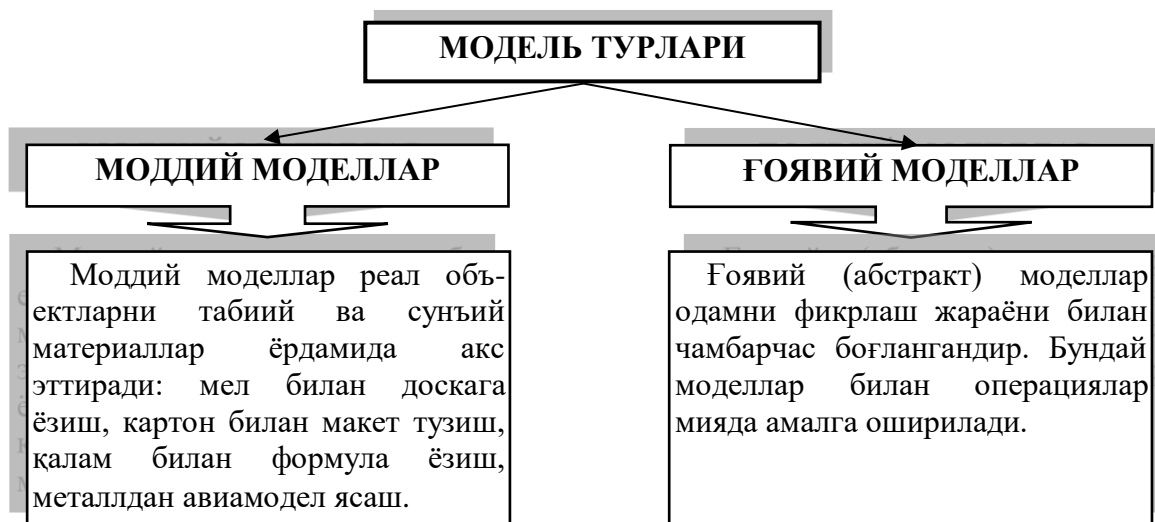
Моделлаштиришнинг универсал усул сифатида бошқа усулларга қараганда афзалликлари мавжуд. Ушбу афзалликлар эса қуйидагилардан иборат:

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

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

III. Модель шаклсиз тизимни математик формулалар ёрдамида шакллантиришга имкониятидир ва махсус компьютер дастурлари ёрдамида тизимни бошқаришга ёрдам беради.

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



1.3.-расм. Модель турлари

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

Эконометрик моделлаш иқтисодий кўрсаткичларни ўзгариш қонуниятларини, тенденцияларни аниқлаш натижасида эконометрик моделлар ёрдамида иқтисодий жараёнларни ривожланиш ва прогнозлаш йўлларини белгилайди.

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

Эконометрик моделлаштириш ва моделларнинг аҳамияти қуйидагиларда намоён бўлади:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Асосий қўлланадиган усули – корреляцион-регрессион таҳлил усули.

Эконометрик моделлаштириш қуйидаги илмий йўналишлар комплекси:

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

1.5. Эконометрик модель тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар

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

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

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

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

Агар таъсир этувчи омиллар тасодифий бўлса уларнинг таъсирини эҳтимоллик асосида аниқлаш мумкин. Бундай боғлиқликлар стохастик деб аталади ва куйидагича ифодаланади:

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

бу ерда x_i эркин ўзгарувчилар (амаллар);

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

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

Шундай қилиб эконометрик моделлар тузишда ўрганувчи миқдорнинг тасодифий эканлиги таъминланади.

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

Эконометрик моделлаштиришнинг мақсади $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ функциянинг

кўринишини аниқлаш ва шундай тенглама топиш зарурки, у ўрганилаётган ходиса характерига мос келсин. Бунинг учун адекват бўлган тенгламани топиш учун дисперсион, корреляцион ва регрессион таҳлиллар қўлланилган ҳолда боғлиқликни сонли ифодаси ва унинг барқарорлиги аниқланади.

Эконометрик моделларнинг турли тоифадаги бир биридан моделлаштириш объекти мазмуни ва математик кўриниши жиҳатдан фарқли қиладиган хиллари мавжуд. Шуларнинг айримларини кўрсатиб ўтамиз (1.4-расм).

1. Бир тенгламали регрессион моделлар.

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

2. Бир вақтли тенгламалар тизими.

Бу моделлар тизимли тенгламалар кўринишида бўлади. Тизим регрессион тенгламалардан иборат бўлиши мумкин ва ҳар бири эркин ўзгарувчи омиллардан ташқари бошқа тенгламалардаги боғлиқ бўлган ўзгарувчилардан тузилган бўлиши мумкин. Амалиётда бундай тизимларнинг рекурсив кўринишга келтирилади. Бунинг учун олдин боғлиқ бўлган кўрсаткичлар (ўзгарувчилар) топилади ва улар фақат эркин ўзгарувчиларга боғлиқ бўлади. Кейинчалик эркин ўзгарувчилар ва топилган боғлиқ бўлган ўзгарувчилар аниқланади. Шундай қилиб ҳар бир Y фақат эркин ўзгарувчилар ва тизимда аниқланган ўзгарувчилардан иборат бўлади. Тизимли эконометрик тенгламалар оддий регрессион тенгламалардан фарқли ўлароқ мураккаб математик аппаратни талаб этади.



1.4.-расм. Эконометрик моделлар турлари

3. Вақт қаторлари моделлари.

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

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

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

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

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

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

Эконометрик моделлар маълумотларининг турлари:

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

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

Эконометрик моделлар ўзгарувчиларини шартли равишда қуйидаги 1.5-расмдаги турларга ажратиш мумкин.



1.5.-расм. Ўзгарувчилар тури

1.6. Эконометрик моделлаштириш босқичлари

Эконометрик моделларни тузиш бир қанча босқичлардан ташкил топади.

Биринчи босқич – спецификациялаш - иқтисодий муаммони қўйилиши – асосий омиллар гуруҳи танланади, иқтисодий маълумот тўпланади, асосий омил ва таъсир этувчи омиллар гуруҳи белгиланади; корреляцион таҳлил усули ёрдамида эконометрик моделда қатнашадиган омиллар аниқланади. Иқтисодий жараён ҳар томонлама назарий, сифат жиҳатдан таҳлил қилинади ва унинг

параметрлари, ички ва ташқи информатсион алоқалар, ишлаб чиқариш ресурслари, режалаштириш даври каби кўрсаткичлар аниқланади.

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

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

– моделнинг сифати Кўп омиллидаги корреляция коэффициенти ва детерминация коэффициенти ёрдамида баҳоланади;

– моделнинг аҳамияти аппроксимация хатолиги ва Фишер мезони ёрдамида баҳоланади;

– моделнинг параметрларини ишончилиги Стьюдент мезони бўйича баҳоланади;

– Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида «Энг кичик квадратлар усулининг» бажарилиш шартлари текширилади.

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

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

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

Таянч иборалар: модель, моделлаштириш, иқтисодий модель, иқтисодий-математик модель, моддий модел, абстракт модель, назарий-аналитик модель, стандарт модель, функционал модель, детерминирланган модел, статик модель, тузилмавий модель, эконометрика, корреляция, регрессия, метрика, тренд, автокорреляция

Назорат учун саволлар ва топшириқлар

1. Модел ва иқтисодий модел нима?

2. Иқтисодий-математик модел нима, моделлаштириш деганда нимани тушунасиз ва у қандай элементларни ўз ичига олади?
3. Моделлаштиришни қўллашнинг тарихи ҳақида нима биласиз ва иқтисодий-математик усуллар деб нимага айтилади?
4. Назарий-аналитик, амалий, макроиқтисодий ва микроиқтисодий моделларга таъриф беринг.
5. Қандай моделлар функционал, тузилмавий, детерминирланган ва стохастик моделлар деб аталади?
6. Статик, динамик, чизикли, чизиксиз, фазовий ва нуқтавий моделлар ҳақида нималарни биласиз?
7. Математик иқтисодиётнинг эконометрикадан фарқи нимада?
8. Моделлаштиришнинг қайси босқичларини биласиз ва моделлаштиришнинг биринчи иккита босқичининг моҳияти нимада?
9. Моделлаштиришнинг сўнгги тўртта босқичи нимага мўлжалланган?
10. Математикадан иқтисодиётда фойдаланиш қандай имкониятлар беради?
11. Эконометрика сўзи нимани англатади ва у фан сифатида қайси даврда юзага келган?
12. Эконометрикага таъриф беринг.
13. Эконометрика қандай фанлар билан боғланган?
14. Эконометрикани пайдо бўлиши тарихи ҳақида нималарни биласиз?
15. Эконометрик усуллар қандай усуллар асосида юзага келган ва ривожланган.
16. Эконометрик тадқиқотлар қандай масалаларни ўз ичига олади?
17. Эконометрика фанининг мақсади нималардан иборат?
18. Эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги?
19. Эконометриканинг қўлланиш соҳаларини тушунтириб беринг?
20. Эконометрик моделлаштириш усуллари таснифи қандай?
21. Эконометрик моделларни тузиш босқичларини айтиб беринг?

II БОБ. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИНГ АХБОРОТ ТАЪМИНОТИ

2.1. Иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати

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

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

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

Ҳатто энг такомиллашган статистик модел ҳам иқтисодий ҳодиса ва жараёнларнинг бутун алоқадорлигини қамраб олишга қодир эмас. Шунга кўра, иқтисодий таҳлил ва иқтисодий-статистик моделлаштиришни қўллашда ҳар доим ноаниқлик элементлари мавжуд бўлади. Одатда, иқтисодий-статистик моделлаштиришни қўллаш самарадорлигининг асосий шартларидан бири унинг реал кўриниш ва жараёнга айнан мос келишидир.

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

1. Ахборотли – ахборотнинг хатолиги, омиллар ва объектлар мажмуининг ноаниқлиги.
2. Таркибий – аниқланмаган хилма-хилликларнинг мавжудлиги.
3. Моделли – кўрсаткичлар ва далиллар ўртасида боғланиш шаклларида нотўғри фойдаланиш.

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

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

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

Кўрсаткичлар ва омилларни тўлиқ қатор сифатида қуйидагича тасвирлаш мумкин:

$$y = f(/ x_1, x_2, \dots, x_k / x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_m / x_{m+1}, x_{m+2}, \dots, x_n /)$$

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

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

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

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

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

2.2. Боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш

Ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни ўрганиш эконометрика асослари фанининг муҳим вазифасидир. Бу жараёнда икки хил белгилар ёки

кўрсаткичлар иштирок этади, бири эркин ўзгарувчилар, иккинчиси эркин ўзгарувчилар ҳисобланади. Биринчи тоифадаги белгилар бошқаларига таъсир этади, уларнинг ўзгаришига сабабчи бўлади, шунинг учун улар омил белгилар деб юритилади, иккинчи тоифадагилар эса натижавий белгилар дейилади. Масалан, пахта ёки буғдойга сув, минерал ўғитлар ва ишлов бериш натижасида уларнинг ҳосилдорлиги ошади. Бу боғланишда ҳосилдорлик натижавий белги, унга таъсир этувчи омиллар (сув, ўғит, ишлов бериш ва ҳ.к.) омил белгилардир.

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

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

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

Боғланишлар тўғри чизиқли ва эгри чизиқли бўлади. Агар боғланишнинг тенгламасида омил белгилар (X_1, X_2, \dots, X_k) фақат биринчи даража билан иштирок этиб, уларнинг юқори даражалари ва аралаш кўпайтмалари қатнашмаса, яъни

$y_x = a_0 + \sum_{i=1}^K a_i X_i$ кўринишда бўлса, чизиқли боғланиш ёки хусусий ҳолда, омил

битта бўлганда $y = a_0 + a_1 x$ тўғри чизиқли боғланиш дейилади.⁸

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

парабола $y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2$

гипербола $y_x = a_0 + \frac{a_1}{x}$

даражали $y_x = a_0 x^a$

ва бошқа кўринишларда ифодаланадиган боғланишлар эгри чизиқли боғланишга мисол бўла олади.

2.3. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар

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

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

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

3. Тадқиқ қилинаётган тўплам сифатли бир жинсли бўлиши лозим.

4. Омиллар ўзаро функционал боғланмасликлари шарт.

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

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

⁸Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 10

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

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

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

10. Регрессия тенгламасининг омиллари турли хил хатолар таъсирида бузилишга олиб келадиган хатоликлар бўлмаслиги керак. Омиллар ўртасида функционал ёки шунга яқин боғланишларнинг мавжудлиги – мультиколленеарлик борлигини кўрсатади.

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

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

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

Демак, эконометрик моделларга қўйиладиган асосий талаблар :

1) Моделда кузатилаётган “у” нинг ўзгаришига кучли таъсир қилаётган асосий омиллар қатнашиши керак;

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Моделлар ўзгарувчанлигига кўра, умумий ва хусусий моделларга бўлинади. Умумий модел ўлчанадиган аломатларнинг барчасини ҳамда ўрганилаётган ишлаб чиқариш жараёнининг бир томонини, масалан, табиий шароит белгиларини қисман ўз ичига олади. Аломатларнинг барчасини ўз ичига олган

модел билан хусусий (масалан, фақат табиий шароит омиллари) моделни таққослаб, ишлаб чиқариш табиий иқлим омилларининг таъсири қайси вақтда кўпроқ, қайси вақтда камроқ бўлишини аниқлаш мумкин.

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

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

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

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

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

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

Кўпинча тавсифлаш моделларини тузиш вақтида иқтисодий кўрсаткичларнинг аралаш фактларидан фойдаланилади. Бундай ҳолларда тадқиқотчиларни далил сифатида танлаб олинган кўрсаткичлар функцияларнинг ўзгаришига сабаб бўлган ёки бўлмаганлиги ҳақидаги статистик далил қизиқтиради. Тушунтириш – башоратлаш моделининг номи, унинг миллий иқтисодиётда қандай рол тутишини аниқ тушунтиради. Улар белгиланган фактлар мажмуи, гипотезалар ўртасидаги мувофиқликни аниқлайди. Бундай омиллар – далилларни таққослаш асосида прогнозлаштирилаётган кўрсаткич шаклланиш механизмини ўрганиш, яъни sanoat объекти ривожланишининг ҳаракатлантирувчи кучларини аниқлаш масаласи туради.

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

Таянч иборалар: иқтисодий-статистик моделлаштириш, иқтисодий-статистик кузатувлар, омиллар, кузатувлар авторегрессия, нисбий қийматлар, тушунтириш

Назорат учун саволлар

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

III БОБ. ЭКОНОМЕТРИКАДА ЭҲТИМОЛЛАР НАЗАРИЯСИ ВА МАТЕМАТИК СТАТИСТИКАНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ

3.1. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари

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

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

Статистик танловда оддий танлама усулини билиш етарли.

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

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

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

Ўртача даражали кўрсаткичлар объектлар танланмасини ўртача характеристикасини маълум бир белгиси бўйича беради: Ўртача қиймат; Стандарт ҳатоси; Стандарт четланиш; Экссесс; Ассиметрия; Интервал; Минимум; Максимум; Счет; Медиана; Мода; Квантиль; Ишончлик интервали.

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

3.2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари

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

Тўпламнинг қуйидаги турлари мавжуд:

- асосий;

- танлама;
- чекланган;
- чексиз.

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

Бош тўплам деб танланма ажратилган объектлар тўпламига айтилади.

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

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

Тўплам бирлиги – кузатиш талаб этиладиган элемент.

Белги – тўплам бирлигининг белгилар турлари:

- сонли;
- сон билан ифодалаб бўлмайдиган.

Вариация – белгининг ўзгаришидир.

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

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

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

Ўзгарувчи белгининг миқдорлари мажмуаси **вариацион қатор** деб аталади.

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

3.3. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар

Тасодифий миқдор X деб, аввалдан номаълум бўлган ва олдиндан инобатга

олиб бўлмайдиган тасодифий сабабларга боғлиқ бўлган ҳамда синаш натижасида битта мумкин бўлган қиймат қабул қилувчи миқдорга айтилади.

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

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

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

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

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

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

Математик кутилишнинг хоссалари.

1. Ўзгармас миқдорнинг математик кутилиши шу ўзгармаснинг ўзига тенг:

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

2. Ўзгармас кўпайтувчини математик кутилиш белгисидан ташқарига чиқариш мумкин:

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

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

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

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

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

3.4. Тасодиғий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш⁹

Арифметик ўртача:

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

Частота (m) – абсолют миқдор бўлиб, ҳар вариантнинг тўпланда неча бор учрашини кўрсатади.

Частотанинг нисбий кўриниши **частота улуши** деб аталади.

$$w_i = \frac{m_i}{\sum_{i=1}^n m_i}, \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1, \quad \sum w_i \cdot 100 = 100\% \quad (3.8)$$

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

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

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

Ўртача чизиқли фарқ (ρ):

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

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

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

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

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

Ўртача квадратик фарқ (σ) - белгининг ўзгаришини ифодалайди ва қуйидагича ҳисобланади:

⁹Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc.p. 155

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

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

Вариация коэффиценти (V) - нисбий кўрсаткич бўлиб, белгининг ўзгаришини ифодалайди ва процентларда ифодаланadi.

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

осилляция коэффиценти дейилади.

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

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

Мода M_0 деб энг катта частотага эга бўлган вариантага айтилади. Масалан, ушбу

вариант 1 4 7 9

частота 5 1 20 6

қатор учун мода 7 га тенг.

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

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

Нормал тақсимот деб

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

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

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

Назарий тақсимот ассиметрияси деб учинчи тартибли марказий моментнинг ўрта квадратик четланиш кубини нисбатига айтилади:

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

Агар тақсимот эгри чизиғининг “**уzun қисми**” математик кутилишдан ўнгда жойлашган бўлса, ассиметрия мусбат, агар эгри чизиғининг “**уzun қисми**” математик кутилишдан чапда ётса, ассиметрия манфий. Ассиметрия ишорасини амалда тақсимот эгри чизиғининг модага нисбатан жойлашиш бўйича аниқланади: агар эгри чизиқнинг узун қисми модадан ўнгда жойлашган бўлса, у ҳолда ассиметрия мусбат, агар чапда жойлашган бўлса, у ҳолда ассиметрия манфий.

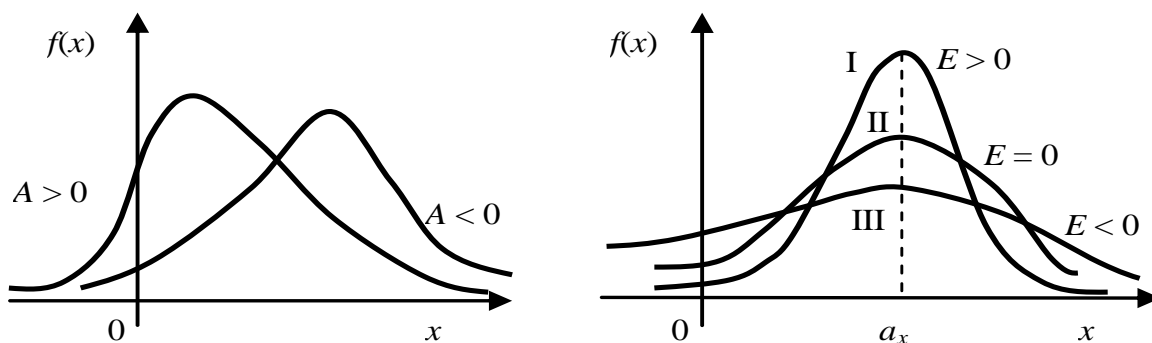
“**Тикликни**”, яъни назарий тақсимотнинг нормал эгри чизиққа қараганда кўп ёки кам кўтарилишини баҳолаш учун эксцесдан фойдаланилади.

Назарий тақсимот эксцесси деб

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

тенглик билан аниқланадиган характеристикага айтилади.

Агар эксцес мусбат бўлса, у ҳолда эгри чизиқ нормал эгри чизиққа қараганда баландроқ ва «ўткирроқ» учга эга бўлади, агар эксцес манфий бўлса, у ҳолда таққосланаётган эгри чизиқ нормал эгри чизиққа қараганда пастроқ ва «яссироқ» учга эга бўлади (3.1-расм).



3.1.-расм. Ассиметрия ва эксцесс характеристикалари

Таянч иборалар: статистик танлов, тасодифий ўзгарувчилар, ўртача қиймат, стандарт ҳато, стандарт четланиш, эксцесс, асимметрия, интервал, минимум, максимум, счёт, медиана, мода, квантиль, ишончлик интервали, танланма тўплам, тўплам бирлиги, белги, бош тўплам, вариация, вариант, тасодифий миқдор, дискрет (узлукли) тасодифий миқдор, узлуксиз тасодифий миқдор.

Назорат учун саволлар

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

IV БОБ. ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИОН-РЕГРЕССИОН ТАҲЛИЛ

4.1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш

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

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

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

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

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

Корреляцион боғланишнинг характерли хусусияти шундан иборатки, бунда омилларнинг тўлиқ сони номаълумдир. Шунинг учун бундай боғланишлар тўлиқсиз ҳисобланади ва уларни формулалар орқали тақрибан ифодалаш мумкин, холос.

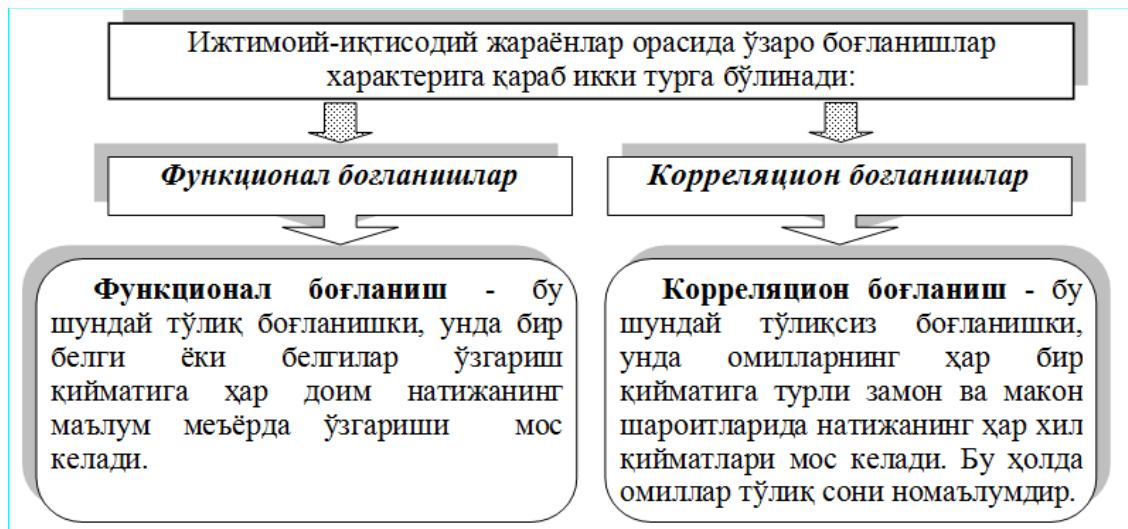
Корреляция сўзи латинча *correlation* сўзидан олинган бўлиб, ўзаро муносабат, мувофиқлик, боғлиқлик деган маънога эга.

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

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

Корреляцион таҳлил деб ҳодисалар орасидаги боғланиш зичлик даражасини баҳолашга айтилади.

Омилларнинг ўзаро боғланиши 2 турга бўлинади: функционал боғланиш ва корреляцион боғланиш (4.1-расм).



4.1.-расм. Боғланиш турлари

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

Аналитик ифодаларнинг кўринишларига қараб ҳам боғланишлар икки турга бўлинади: тўғри чизикли ва чизиксиз боғланишлар (4.2-расм).

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



4.2.-расм. Корреляцион боғланиш турлари

4.2. Корреляция коэффициентининг турлари ва ҳисоблаш усуллари

Корреляцион таҳлил корреляция коэффициентларини аниқлаш ва уларнинг муҳимлигини, ишончилигини баҳолашга асосланади.¹⁰

Чизиқли корреляция коэффициентининг ҳисоблаш формуласи:

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

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

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

ёки

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

Корреляция коэффициенти (r) -1 дан $+1$ оралиғида бўлади. Агар $r=0$ бўлса омиллар ўртасида боғланиш мавжуд эмас, $0 < r < 1$ бўлса, тўғри боғланиш мавжуд - $1 < r < 0$ – тесқари боғланиш мавжуд $r=1$ функционал боғланиш мавжуд.

Боғланиш зичлик даражаси одатда қуйидагича талқин этилади. Агар

0,2 гача – кучсиз боғланиш;

0,2-0,4 – ўртача зичликдан кучсизроқ боғланиш;

0,4-0,6 – ўртача боғланиш;

0,6-0,8 – ўртачадан зичроқ боғланиш;

0,8-0,99 – зич боғланиш.

Корреляцион таҳлил ўтказилганда қуйидаги корреляция коэффициентлари ҳисобланади:

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

¹⁰Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc.p. 90

2. Жуфт корреляция коэффициентлари асосий омил инobatга олинмаган нуктада ҳисобланади. Агар жуфт корреляция коэффициенти 0,6 дан катта бўлса, унда омиллараро боғланиш кучли деб ҳисобланади ва эркин омиллар маълум даражада бир бирини такрорлайди. Агар моделда ўзаро боғланган омиллар қатнашса, модел ёрдамида қилинган ҳисоблар нотўғри чиқиши мумкин ва омиллар таъсири икки баровар ҳисобланиши мумкин. Ўзаро боғланган таъсир этувчи омиллардан биттаси моделдан чиқариб ташланади. ≤Албатта моделда кучлироқ ва мустаҳкамроқ омил қолади.

3. Кўп омилли моделларда агар натижавий омилга бир неча омиллар таъсир кўрсатса, унда омиллар орасида кўп омилли корреляция коэффициенти ҳисобланади.

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

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

Натижавий кўрсаткичга таъсир этувчи омилларнинг умумий таъсири кўп омилли корреляция индекси билан баҳоланади:

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

Кўп омилли корреляция индекснинг қиймати 0 дан 1 гача ораликда ўзгаради ва максимал жуфт корреляцияси индексидан катта ёки тенг бўлиши керак:

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

Чизикли боғланиш учун **кўп омилли корреляция коэффициентлари жуфт корреляция коэффициентлар матричаси орқали аниқланиши мумкин:**

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

бу ерда,

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

матрицаси.

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

$$r_{yx_i \cdot x_1 x_2 \dots x_{i-1} x_{i+1} \dots x_p} = \sqrt{1 - \frac{1 - R_{yx_i \cdot x_1 x_2 \dots x_i \dots x_p}^2}{1 - R_{yx_i \cdot x_1 x_2 \dots x_{i-1} x_{i+1} \dots x_p}^2}} \quad (4.8)$$

ёки қуйидаги рекуррент формуладан фойдаланиб:

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

Хусусий корреляция коэффициентлари -1 дан 1 гача ораликда ўзгаради.

Тузилган моделнинг умумий сифатини детерминация коэффициенти баҳолайди. Кўп омиллидаги детерминация коэффициенти Кўп омиллидаги корреляция индексининг квадратига тенг:

$$R_{yx_1 x_2 \dots x_p}^2$$

4.3. Чизикли ва чизиксиз регрессион боғланишлар

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

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

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

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

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

Ўрганилаётган ҳодисани ёки кўрсаткичларни прогнозқилиш учун адекват регрессион моделдан фойдаланиш мумкин.

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

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

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

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

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

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

бу ерда, y – боғлиқ ўзгарувчи (натижавий кўрсаткич);

x – боғлиқ бўлмаган ўзгарувчи (белги – омили).

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

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

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

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

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

бу ерда, биринчи атама $f(x)$, y регрессия тенгламаси (4.10) билан изоҳланадиган y қийматининг бир қисми сифатида талқин қилиниши мумкин, иккинчиси ε эса y қийматининг аниқланмаган қисми сифатида ифодалаш мумкин. Бу қисмлар орасидаги муносабатлар регрессия тенгламасининг сифатини, x ва y ўзгарувчилари ўртасидаги боғлиқликни кўрсатиш қобилиятини характерлайди. Регрессия тенгламасини тузишда, ε хатолик деб қаралади, бу баъзи тахминларга жавоб берадиган тасодифий миқдордир.

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

Аналитик боғлиқлик турига қараб, чизикли ва чизиксиз регрессиялар бўлинади (4.3-расм). Чизикли жуфт регрессия қуйидаги тенглама билан тавсифланади:

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

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

Иккинчи даражали парабола –

$$y = a_0 + a_1x + a_2x^2$$

Учинчи даражали парабола –

$$y = a_0 + a_1x + a_2x^2 + a_3x^3$$

n -даражали парабола –

$$y = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_nx^n$$

Гипербола –

$$y = a_0 + \frac{a_1}{x}$$

b - даражали гипербола –

$$y = a_0 + \frac{a_1}{x^b}$$

Логарифмик –

$$\log y = a_0 + a_1x$$

Ярим логарифмик –

$$y = a_0 + a_1 \ln x$$

Кўрсаткичли функция –

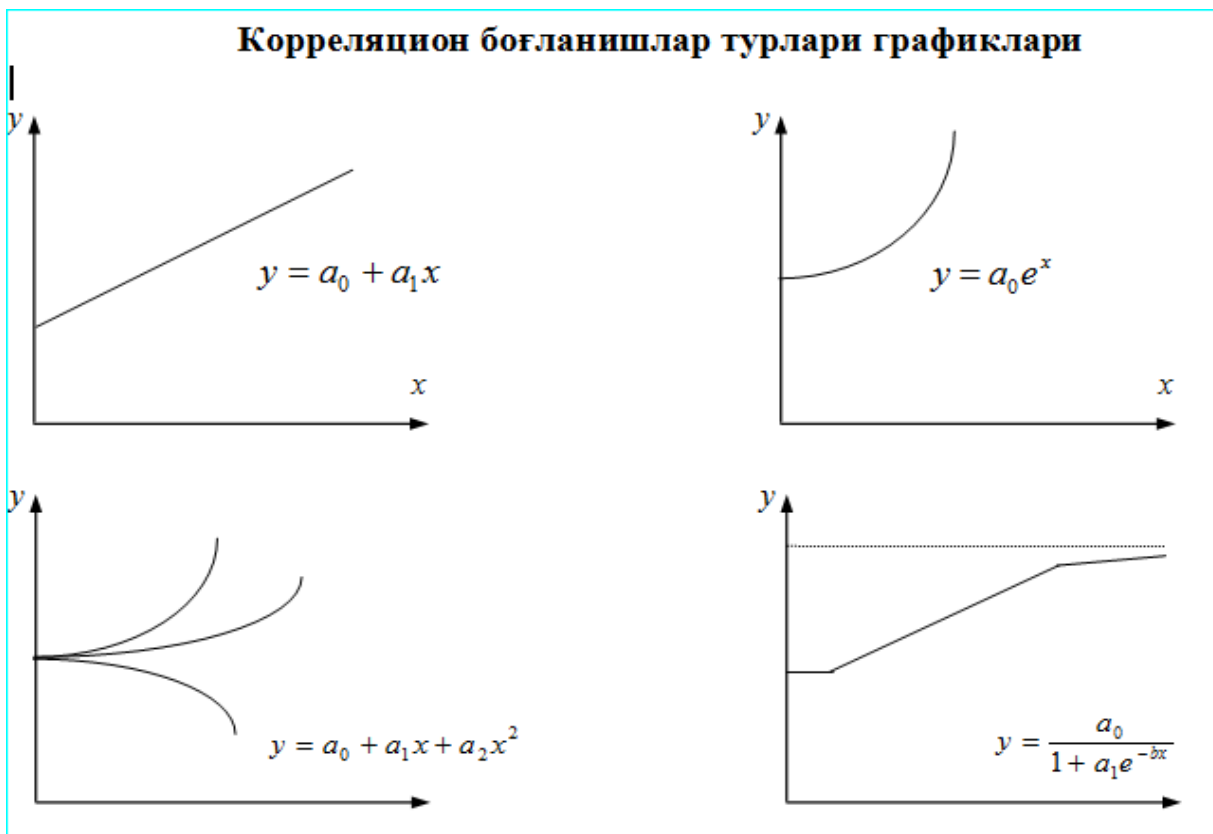
$$y = a_0 a_1^x$$

Даражали функция –

$$y = a_0 x_1^{a_1}$$

Логистик функция –

$$y = \frac{a_0}{1 + a_1 e^{-bx}}$$



4.3.-расм. Чизикли ва чизиксиз регрессион боғланишлар

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

Кузатув натижаларини жадвал шаклида кўриш қулайдир

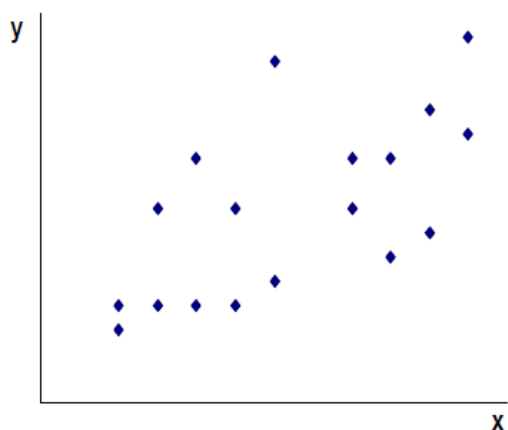
Жадвал 4.1

Кузатув маълумотлари

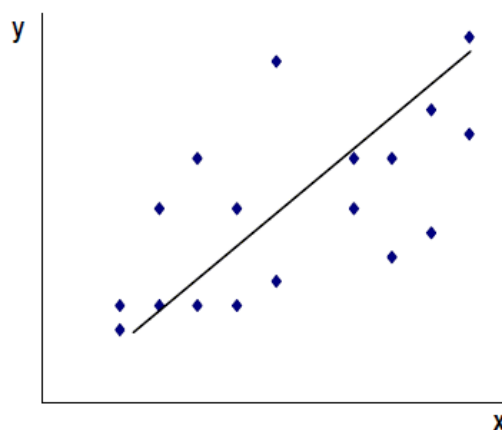
№	X	Y
1	x_1	y_1
2	x_2	y_2
...
n	x_n	y_n

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

Кузатув маълумотларни энг яхши йул билан таърифлайдиган $\hat{y} = f(x)$ боғлилик тушунчасини изохлаймиз. Ҳар бир қатордаги (x_i, y_i) нинг маъносини координата нуқталарида (x_i, y_i) кўриш мумкин. Барча нуқталарнинг йиғиндиси, корреляция майдонида жойлашган (4.4.-расм).



4.4-расм. Корреляция майдони



4.5-расм. Энг яхши чизиқли регрессия

Текисликда $\hat{y} = f(x)$ муносабатга муайян эгри чизиқ тўғри келади. Қанчалик эгри чизиқ корреляция майдонидаги нуқталарга яқин бўлса шунча $\hat{y} = f(x)$ боғлиқлиги манба маълумотларни тасвирлайди (4.5.-расм).

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

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

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

Бир омилли чизиқли боғланишни олайлик:

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

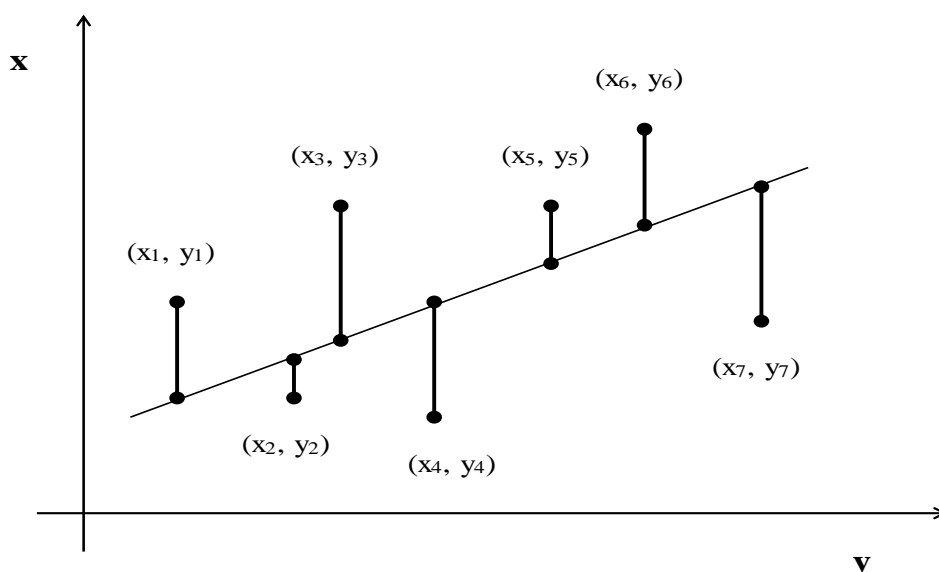
Қиймат $\sum (y - \hat{y}_x)^2$ энг кам бўлиши учун биринчи даражали хосилалар нолга тенг бўлиши керак:

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

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

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

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



4.6-расм. Энг кичик квадратлар усулининг графикли кўриниши

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

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

Қўйидаги ифодадан фойдаланиб

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

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

Юқоридан a_0 ва a_1 параметрлар қуйидаги формулалар билан аниқланади:

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

b параметрни қуйдаги формула билан тасвирлаш мумкин

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

Чизикли регрессиянинг параметрлар шарҳини кўриб чиқамиз.

Омилли ўзгарувчи b коэффиценти, у x омили бир бирликга ўзгарса Y нинг ўртача ҳисобда қанчаларга ўзгаришини кўрсатади.

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

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

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

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

Таянч иборалар: боғланиш, корреляцион боғланиш, чизикли, чизиксиз боғланиш, регрессия, энг кичик квадратлар усули.

Назорат учун саволлар

1. Корреляцион-регрессион таҳлилнинг мақсадлари нималардан иборат?
2. Жуфт, хусусий ва Кўп омиллидаги корреляция коэффицентларининг фарқи нимадан иборат?
3. Қайси ҳолларда корреляция индекси қўлланилади?
4. Регрессия коэффицентларининг иқтисодий моҳияти нимадан иборат?
5. “Энг кичик квадратлар усули” нинг моҳиятини тушунтириб беринг.
6. Нормал тенгламасини ечиш усуллариини тушунтириб беринг.

7. Реал иқтисодий жараёнлар бўйича турли хилдаги боғланишларга 10 та мисол тузинг.

V БОБ. КЎП ОМИЛЛИ ЭКОНОМЕТРИК ТАҲЛИЛ

5.1. Кўп омилли эконометрик моделларни тузиш услубиёти

Кўп омилли корреляция тасодифий кўрсаткичлар гуруҳи ўртасидаги боғланишларни ўрганади. Иқтисодий таҳлилда кўп омилли корреляция усулини қўлланилиши ҳисоблаш техникаси яратилганидан сўнг кенгайди ва қисқа муддатда катта ютуқларга эришилди, ҳам иқтисодий, ҳам математик фанларни ривожланишига ўз улушини қўшди.

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

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

Масалан, маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажми асосий ва айланма маблағлар миқдори, ходимларнинг сони, бошқарув даражаси ва бошқалар билан белгиланади, талабнинг даражаси нафақат нарх бўйича, балки аҳолида мавжуд бўлган пулга боғлиқ.

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

Кўп омилли корреляция усулидан фойдаланиш қуйидаги тартибда амалга оширилади.

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

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

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

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

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

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

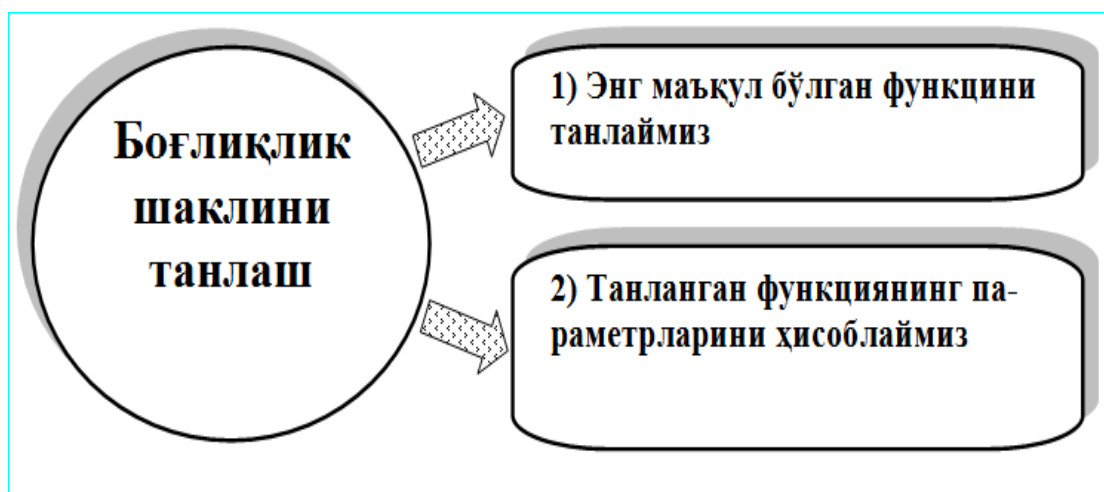
Омиллар ўртасида боғланиш шаклини танлашнинг учта усули мавжуд:

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

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

Боғлиқлик шаклини танлаш усули икки босқичда бажарилади (5.1-расм).

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



5.1-расм. Боғлиқлик шаклини танлаш схемаси

5.2. Чизиқли ва чизиқсиз кўп омили регрессион боғланишлар.

Кўп омили регрессия – бир нечта эркин ўзгарувчилардан иборат бўлган тенглама:

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

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

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

Жуфтликдаги боғлиқ бўлгани каби, кўп омили регрессия тенгламаларининг **чизиқли ва чизиқсиз** турлари мавжуд. Параметрларни аниқ талқин қилиш нуқтаи назаридан, чизиқли ва даражали функциялар энг кўп қўлланилади.

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

Кўп омили регрессия тенгламани яратиш учун қуйидаги функциялар ишлатилади:

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

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

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

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

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

Мультиколлинеарлик атамаси Рагнар Фриш¹¹ билан боғлиқ. Дастлаб, бу регрессия моделининг тавсифловчи ўзгарувчилари бир қисми ёки барчаси ўртасидаги «мукамал» ёки ундан тўғри, чизиқли боғланишлар мавжудлигини англатади. x_1, x_2, \dots, x_k ўзгарувчилардан иборат бўлган k -омилли регрессия учун аниқ чизиқли боғланиш мавжуд деб ҳисобланади, агар кўидаги шарт бажарилса:

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

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

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

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

бу ерда, v_i - тасодифий вектор ҳатолигидир.

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

¹¹ Ragnar Frisch, Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems, Institute of Economics, Oslo University, publ. no. 5, 1934.

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

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

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

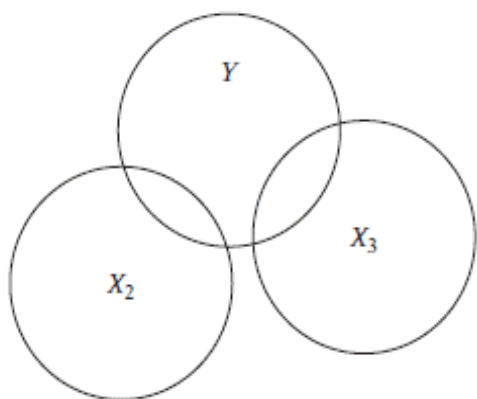
$$x_{2i} = -\frac{\lambda_1}{\lambda_2} x_{1i} - \frac{\lambda_3}{\lambda_2} x_{3i} - \dots - \frac{\lambda_k}{\lambda_2} x_{ki} - \frac{1}{\lambda_2} v_i \quad (5.4)$$

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

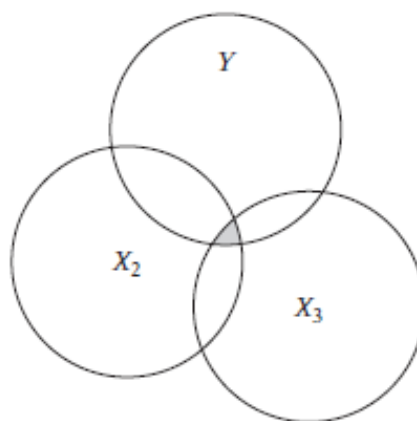
Мисол сифатида қуйидаги гипотетик маълумотларни кўриб чиқамиз:

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

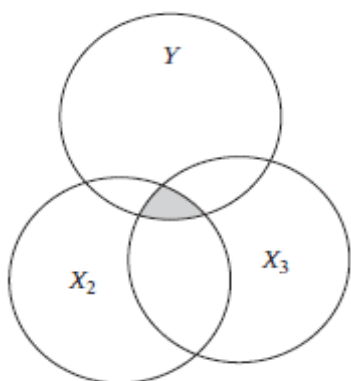
Кўришиб турибдики $X_{3i} = 5X_{2i}$. Шундай қилиб, r_{23} корреляция коэффициенти 1 га тенг бўлгани учун X_2 ва X_3 ўртасида қатъий коллинеарлик мавжуд. X_3^* ўзгарувчиси X_3 дан унга тасодифий рақамлар жадвалидан олинган кўйидаги рақамлар: 2, 0, 7, 9, 2 оддий кўшиш билан олинган. Энди X_2 ва X_3^*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



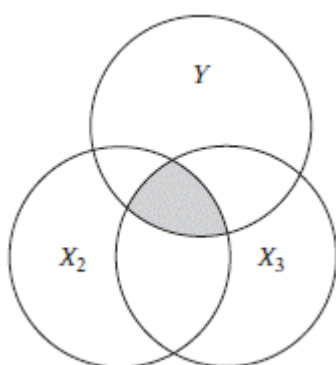
(a) коллениарлик мавжуд эмас



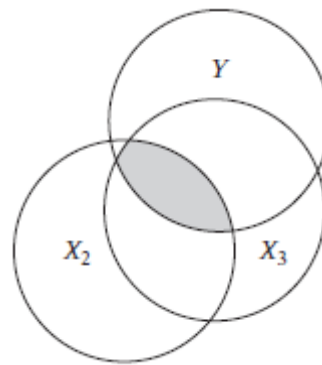
(b) суэт коллениарлик



(c) ўртача коллениарлик



(d) юқори коллениарлик



(e) зич коллениарлик

5.2.-расм. Мультиколлениарлик расмлари

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

бўлса, коллинеарлик даражаси ошади. Баъзи ҳолатларда, агар X_2 ва X_3 бутунлай кесишган бўлса (ёки X_2 тўлиқ X_3 ичида ёки аксинча бўлса), коллинеарлик идеал бўлиши мумкин эди.

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

Мультиколлинеарлик учун бир неча сабаблар мавжуд. Montgomery ва Peck таъкидлаганидек, мультиколлинеарлик қуйидаги омилларга боғлиқ:¹²

1. **Маълумотларни тўплаш учун қўлланиладиган усул.** Мисол учун, тўпланда регрессорларнинг қийматларини чегараланган диапазонини танлаш.

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

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

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

¹²Douglas Montgomery and Elizabeth Peck, *Introduction to Linear Regression Analysis*, John Wiley & Sons, New York, 1982, pp. 289–290. See also R. L. Mason, R. F. Gunst, and J. T. Webster, “Regression Analysis and Problems of Multicollinearity,” *Communications in Statistics A*, vol. 4, no. 3, 1975, pp. 277–292; R. F. Gunst and R. L. Mason, “Advantages of Examining Multicollinearities in Regression Analysis,” *Biometrics*, vol. 33, 1977, pp. 249–260.

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

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

$$Истеъмол_i = \beta_1 + \beta_2 Даромад_i + \beta_3 Бойлик_i + u_i$$

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

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

Чизиқли кўп омилли регрессия тенгламасини кўриб чиқайлик

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

Кўп омилли регрессия тенгламасининг параметрларини баҳолаш учун одатда, энг кичик квадратлар усули (ЭККУ) қўлланилади, унга мувофиқ шундай a

ва b_i параметрларининг қийматлари танланиши керакки, натижавий кўрсакичнинг ҳақиқий қийматларининг y_i назарий қийматларининг $\hat{y} = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi})$ фарқи квадратлари йиғиндиси (x_{ij} омиллариининг бир хил қийматлари учун) энг минимал бўлиши керак, яъни,

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

(3.6) ни ҳисобга олган ҳолда s миқдор номаълум параметрлар a ва b_i ларнинг функциясидир

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

a ва b_i параметрларнинг оптимал қийматлари қуйидаги шартларни қондиради

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

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

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

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

$$\begin{cases} \sum y = na + b_1 \sum x_1 + b_2 \sum x_2 + \dots + b_p \sum x_p \\ \sum yx_1 = a \sum x_1 + b_1 \sum x_1^2 + b_2 \sum x_1x_2 + \dots + b_p \sum x_1x_p, \\ \dots \dots \dots \\ \sum yx_p = a \sum x_p + b_1 \sum x_1x_p + b_2 \sum x_2x_p + \dots + b_p \sum x_p^2. \end{cases}$$

Буни ҳисоблаш учун детерминантлар усулини қўллаш мумкин:

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

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

$\Delta a, \Delta b_1, \dots, \Delta b_p$ - хусусий детерминантлар;

улар тизимнинг детерминанти матрицанинг тегишли устунини системанинг чап томонидаги маълумотлар билан алмаштириш йўли билан олинади.

Оддий тенгламалар тизими:

а) k - даражадаги полиномлар учун:

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

б) экспоненциал функция учун:

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

Кўп омили регрессия тенгламанинг яна бир шакли —

стандартлаштирилган шаклдаги регрессия тенгламасидир:

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

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

β_i - стандартлаштирилган регрессиянинг коэффициентлари.

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

$$\begin{cases} r_{yx_1} = \beta_1 + \beta_2 r_{x_2x_1} + \beta_3 r_{x_3x_1} + \dots + \beta_p r_{x_px_1}, \\ r_{yx_2} = \beta_1 r_{x_2x_1} + \beta_2 + \beta_3 r_{x_3x_2} + \dots + \beta_p r_{x_px_2}, \\ \dots \\ r_{yx_p} = \beta_1 r_{x_px_1} + \beta_2 r_{x_px_2} + \beta_3 r_{x_3x_p} + \dots + \beta_p, \end{cases}$$

Кўп омили регрессия коэффициентларнинг b_i стандартлаштирилган коэффициентлар β_i билан алоқаси қуйидаги муносабат билан тавсифланади

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

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

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

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

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

Ушбу фикрларга асосланиб, кўпинча чизиқли ва даражали боғланишлар қўлланилади. Юқорида таъкидланганидек, $y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p$ чизиқли кўп омили регрессия тенгласида x_i параметрлари "соф" регрессия коэффициентлари дейилади. Улар мос келадиган омилини бир бирликга ўзгариши натижани ўртача ўзгаришини бошқа омилининг ўзгармас билан тавсифлайди.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

ушбу кўрсаткич ўзгармас миқдор бўлади.

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

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

Даражали кўп омилли регрессия қуйидаги кўринишга эга:

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

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

Ушбу турдаги регрессия тенгламаси ишлаб чиқариш функцияларида кенг қўлланилиган бўлиб, шунингдек, талаб ва таклифни ўрганишда ҳам ишлатилади.

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

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

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

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

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

5.5. Кўп омили регрессион-корреляцион таҳлилни компьютерда амалга ошириш тартиби

Қуйидаги жадвалда берилан маълумотлар асосида ҳудуддаги 20 та корхона бўйича маҳсулот ишлаб чиқаришнинг бир ишчига тўғри келадиган ҳажмини (y , млн. сўм) янги киритилган асосий фондларга (x_1 , -йил охиридаги фонд

қийматидан, %) ва ишчиларнинг умумий сонигадаги юқори малакали ишчиларнинг салмоғига (x_2 , %) боғлиқлиги ўрганилган.

Корхона рақами	y	x ₁	x ₂	Корхона рақами	y	x ₁	x ₂
1	7,0	3,9	10,0	11	9,0	6,0	21,0
2	7,0	3,9	14,0	12	11,0	6,4	22,0
3	7,0	3,7	15,0	13	9,0	6,8	22,0
4	7,0	4,0	16,0	14	11,0	7,2	25,0
5	7,0	3,8	17,0	15	12,0	8,0	28,0
6	7,0	4,8	19,0	16	12,0	8,2	29,0
7	8,0	5,4	19,0	17	12,0	8,1	30,0
8	8,0	4,4	20,0	18	12,0	8,5	31,0
9	8,0	5,3	20,0	19	14,0	9,6	32,0
10	10,0	6,8	20,0	20	14,0	9,0	36,0

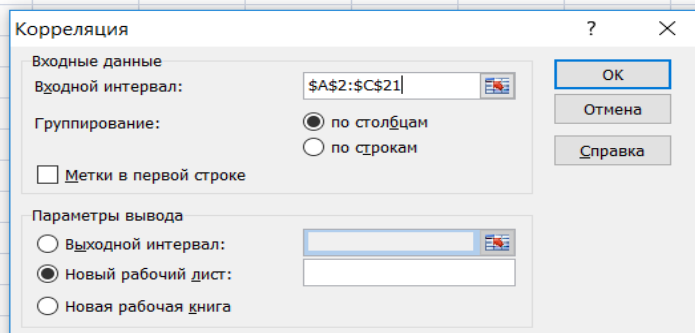
Топшириқ.

Компьютерда MS Excel дастуридан фойдаланиб:

1. Жуфт корреляция жадвалини тузинг ва уни тахлилини амалга оширинг;
2. Кўп омилли корреляция коэффициентини аниқланг ва унинг тахлилини амалга оширинг;
3. Кўп омилли регрессия тенгламасини ёзинг ва унинг тахлилини амалга оширинг;
4. Регрессия тенгламасининг аҳамиятлилигини Фишернинг F-критерияси ва тенглама параметрларининг статистик маънодорлигини Студент t-критерияси ёрдамида баҳоланг.

Масалани компьютерда ишлаш учун аввал берилган маълумотларни **MS Excel** дастурига жуфт корреляцион таҳлилдаги каби киритилади. Натижавий белгийнинг қийматларини **A2** катақдан, омил белгиларнинг қийматлари кетма-кет **B2**, **C2** катақлардан бошлаб киритилади (5.3-расм).

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1	y	x1	x2								
2	7	3,9	10								
3	7	3,9	14								
4	7	3,7	15								
5	7	4	16								
6	7	3,8	17								
7	7	4,8	19								
8	8	5,4	19								
9	8	4,4	20								
10	8	5,3	20								
11	10	6,8	20								
12	9	6	21								
13	11	6,4	22								
14	9	6,8	22								
15	11	7,2	25								
16	12	8	28								
17	12	8,2	29								
18	12	8,1	30								
19	12	8,5	31								
20	14	9,6	32								
21	14	9	36								



5.3-расм. Маълумотларни киритиш ва корреляция коэффициентларини ҳисоблаш ойнаси

Кейинги босқичда натижавий ва омил белгилар орасидаги боғланишларни аниқлаш учун жуфт корреляция коэффициентининг матрицаси тузилади. Бунинг учун **Данные - Анализ данных - Корреляция** буйруқларини бажариб 5.3-расмдаги ойнани ҳосил қиламиз ва ундаги **Входной интервал** ойнасига берилган маълумотлар жойлашган катакларнинг рақамларини киритиб **ОК** тугмаси босилади натижада 5.4-расмда тасвирланган жуфт корреляция коэффициентлари матрицасини оламиз:

	A	B	C	D
1		y	x1	x2
2	y	1		
3	x1	0,969881436	1	
4	x2	0,940800036	0,942838898	1
5				

5.4 - расм. Корреляцион ҳисоб натижасининг жадвали

Жадвалдаги маълумотларга кўра корреляция коэффициентларининг қуйидаги қийматларини оламиз: $r_{yx_1} = 0,9699$; $r_{yx_2} = 0,9408$; $r_{x_1x_2} = 0,9428$.

Регрессион таҳлилни амалга ошириш учун **Данные - Анализ данных - Регрессия** буйруқларини бажариб қуйидаги дарчани ҳосил қиламиз (5.5-расм).

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1	y	x1	x2								
2	7	3,9	10								
3	7	3,9	14								
4	7	3,7	15								
5	7	4	16								
6	7	3,8	17								
7	7	4,8	19								
8	8	5,4	19								
9	8	4,4	20								
10	8	5,3	20								
11	10	6,8	20								
12	9	6	21								
13	11	6,4	22								
14	9	6,8	22								
15	11	7,2	25								
16	12	8	28								
17	12	8,2	29								
18	12	8,1	30								
19	12	8,5	31								
20	14	9,6	32								
21	14	9	36								

Регрессия

Входные данные

Входной интервал Y:

Входной интервал X:

Метки Константа - ноль

Уровень надежности: %

Параметры вывода

Выходной интервал:

Новый рабочий лист:

Новая рабочая книга

Остатки

Остатки График остатков

Стандартизованные остатки График подбора

Нормальная вероятность

График нормальной вероятности

ОК Отмена Справка

5.5 - расм. Маълумотларни киритиш ва регрессияни амалга ошириш ойнаси

Ушбу дарчадаги **Входной интервал Y** ойнасига натижавий белги *y* нинг қийматлари ёзилган катакларнинг рақамлари, **Входной интервал X** ойнасига омил белгиларнинг қийматлари ёзилган катакларнинг рақамлари киритилиб, **ОК** тугмаси босилади, натижада қуйидаги дарча ҳосил бўлади (5.6-расм):

	A	B	C	D	E	F	G
1	ВЫВОД ИТОГОВ						
2							
3	<i>Регрессионная статистика</i>						
4	Множественный R	0,973101182					
5	R-квадрат	0,94692591					
6	Нормированный R-квадрат	0,9406819					
7	Стандартная ошибка	0,598670364					
8	Наблюдения	20					
9							
10	Дисперсионный анализ						
11		<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>	
12	Регрессия	2	108,7070945	54,35354726	151,6534774	1,45045E-11	
13	Остаток	17	6,092905478	0,358406205			
14	Итого	19	114,8				
15							
16		<i>Коэффициенты</i>	<i>Стандартная ошибка</i>	<i>t-статистика</i>	<i>P-Значение</i>	<i>Нижние 95%</i>	<i>Верхние 95%</i>
17	Y-пересечение	1,83530694	0,471064997	3,896080054	0,001161531	0,84144668	2,8291672
18	Переменная X 1	0,945947723	0,212576487	4,449917001	0,00035148	0,497450544	1,394444902
19	Переменная X 2	0,085617787	0,060483309	1,415560577	0,174963664	-0,041990838	0,213226413

5.6– расм. Регрессион ҳисоблари натижаларининг жадвали

Расмдаги жадвалдан регрессия тенгламасининг a_0 , a_1 , a_2 регрессия коэффициентларининг қийматларини оламиз, улар мос равишда **V17**, **V18**, **V19** – катакларда жойлашган. Шундай қилиб ўрганилаётган жараёни ифодаловчи қуйидаги регрессия тенгламаси ҳосил бўлади:

$$\hat{y} = 1,8353 + 0,9459x_1 + 0,0856x_2.$$

Кўп омилли корреляциянинг коэффициенти $R = 0,9731$, детерминация коэффициенти $R^2 = 0,9469$, коррективланган детерминациянинг коэффициенти $\hat{R}^2 = 0,9407$ га тенг. Улар 5.6-расмда **V4**, **V5**, **V6** катакларда жойлашган.

Фишер F -критериясининг ҳақиқий даражаси (**E12**-катакда) $F = 151,653$ га жадвал қиймати эса 1,45 га тенг (**F12**-катакда), ва регрессия параметрларининг Стюдент t -критерияси бўйича ҳақиқий даражалари (**D18**, **D19**-катакларда) $t_{b_1} = 4,45$, $t_{b_2} = 1,42$ га тенг, t -нинг жадвал қийматлари **E18**, **E19** катакларда берилган. Булардан кўриниб турибтики, тенламанинг параметрлари статистик маънога эга. Ушбу рақамлар H_0 гипотезани инкор этишга асос бўлади.

Регрессия параметрларининг ишончлилик оралиқлари (**H18**, **J18**; **H19**, **J19** катаклардаги маълумотларга асосан) қуйидагича:

$$0,4974 \leq b_1^* \leq 1,3944, \quad -0,042 \leq b_2^* \leq 0,2132.$$

Олинган натижалар регрессион модел ва унинг параметрларини статистик маънодорлигига кафолат беради, уни прогноз масалаларида қўллаш мумкин.

Таянч иборалар: кўп омилли корреляция, кўп омилли регрессион боғланишлар, корреляция коэффициенти, бевосита энг кичик квадратлар усули, эластиклик коэффициентлар, зичлик, рекуррент, масштаб, Стюдент, Фишер, критерия

Назорат учун саволлар

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

VI БОБ. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИ БАҲОЛАШ

6.1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичининг аҳамияти

Идентификация қилиш босқичидан кейин қўйидаги саволлар туғилади:

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

Тузилган моделга асосланган прогнозлаш ва имитацион ҳисобларнинг аниқлиги нимадан иборат?

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

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

- ҳақиқий, маълумотлар қолдиғини ташкил топган кузатувлар;
- кўриклар намунадаги баъзи ташкил топган таълим мажмуи.

Бундан ташқари ўрганиш босқичида намуна учун спецификация ва идентификация амалга оширилади. Олинган модел мисол экзоген ўзгарувчиларни барпо этади ва эндоген ўзгарувчилар ёрдамида олинган модел натижалари таҳлил қилинади. Кўриб чиқилаётган намуна натижалари ҳақиқий натижалар билан солиштирилади, модел натижалари ҳақиқатга ва аниқликка мос келишини таҳлил қилиш бизга якуни натижани беради.

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

Тузилган эконометрик модель аҳамиятлилиги, ишончлилиги ва кейинчалик прогнозлашда қўллаш мумкинлиги қуйидаги мезонлар асосида баҳоланади:

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

6.2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини мезонлар бўйича баҳолаш

Регрессия тенгламаси сифатини баҳолаш.

F-Фишер мезони.

Олинган регрессия тенгламасининг сифатини баҳолаш дисперсион таҳлил қилиш усуллари асосланган.

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

$$y_i = \hat{y}_i + e_i \quad (6.1)$$

Катталиқ $\hat{y}_i = a + b \cdot x_i$ кузатув i учун y нинг ҳисобланган қиймати. Қолдиқ e_i нативавий кўрсаткич y нинг кузатиладиган ва ҳисобланган қийматлари орасидаги фарқ ёки регрессия тенгламаси ёрдамида тушунтирилмаган y ўзгарувчининг қисми.

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

$$D(y) = D(\hat{y}) + D(e) \quad (6.2)$$

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

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

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

бўлса (6.1) қуйидаги кўринишда бўлади:

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

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

$$R^2 = \frac{D(\hat{y})}{D(y)} \text{ ёки } R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (6.3)$$

детерминация коэффициенти деб аталади ва регрессия тенгамаси сифати ёки боғланиш моделини характерлаш учун ишлатилади.

Ушбу (6.3) муносабати қуйидаги шаклда ифодаланиши мумкин

$$R^2 = 1 - \frac{D_{qoldiq}}{D(y)} \text{ ёки } R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (6.4)$$

Детерминация коэффициенти R^2 0 ва 1 оралиғида ўзгаради

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

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

R^2 қанчалик катта бўлса, натижавий кўрсаткич y нинг дисперсияси регрессия тенграмасидан келиб чиқади ва регрессия тенграмаси дастлабки маълумотни яхшироқ таърифлайди. y ва x ўртасидаги муносабатлар бўлмаса, детерминация коэффициент R^2 нолга яқин бўлади. Шундай қилиб, регрессия

тенгламасининг сифатини (аниқлигини) баҳолаш учун детерминация коэффициент R^2 дан фойдаланиш мумкин.

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

Куйидаги белгилашларни киритамиз:

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

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

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

Маълумки,

$$F = \frac{\frac{ESS}{k}}{\frac{RSS}{n - m - 1}} \quad (6.5)$$

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

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

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

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

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k-1}{k} \quad (6.6)$$

Масалан 30 та кузатувлар бўйича қўйидаги регрессия тенгламаси олинган

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

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

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

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

Фишернинг F - критерияси жадвали буйча:

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

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

Стъюдентнинг t -мезони.

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

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

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

Тасодифий хатолар чизикли регрессия параметрларининг ва корреляция коэффициенти формулалар билан аниқланади:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Ишонч оралиғини ҳисоблаш учун формулалар қуйидагича:

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

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

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

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

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

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

Ва прогнозлаш учун ишонч интревали тузилади:

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

$$\text{бу ерда, } \Delta_{\hat{y}_p} = t_{\text{жадв}} * m_{\hat{y}_p}.$$

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

$$\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right| \cdot 100\%. \quad (6.7)$$

бу ерда, n - кузатувлар сони

y - асосий омилни хақиқий қийматлари

\hat{y} - асосий омилни текисланган назарий қийматлари

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

Дарбин – Уотсон мезони

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

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

$$\text{бу ерда, } e_i = y_{\text{haq}} - y_{\text{hisob}}$$

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

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

Дарбин Уотсоннинг критик нукталарини тақсимлаш жадваллари мавжуд.

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

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

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

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

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

6.3. Регрессия тенгламаси параметрлари баҳоларининг хусусиятлари

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

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

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

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

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

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

$$\begin{aligned} Y &= a_0 + a_1 X + W \\ W &= U + V \end{aligned} \quad (6.8)$$

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

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

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

$$\begin{aligned} E(U) &= 0, i \in N \\ E(U_i U_j) &= \begin{cases} 0 & \text{агар } i \neq j, i, j \in N \\ \sigma_u^2 & \text{агар } i = j, i, j \in N \end{cases} \end{aligned} \quad (6.9)$$

Содда иқтисодий моделларни кўриб чиқишда бу масалани стандарт усули ёрдамида ечиш мумкин. Энг кичик квадрат усули классик ҳисобланади. Лекин нисбатан мураккаброқ вазиятларда мураккаб эконометрик моделни кўриб

чиқишда мураккаб техника йўллардан фойдаланган ҳолда янги усулларни ишлаб чиқиш зарур.

Оддий чизикли регрессион моделнинг тўлиқ спецификацияси регрессион тенгламадан ва 5 та бирламчи йўл қўйишлардан ташкил топган.

Шу йўл қўйишларни кўриб чиқамиз. Биринчи икки тахмин шундан иборатки, X нинг ҳар бир қиймати учун ε ҳато нол қиймат атрофида меъёрий тақсимланган. Тахмин қилинадики, ε_i узлуксиз катталиқ ҳисобланиб, ўртача атрофида симметрик тақсимланган $-\infty$ дан $+\infty$ гача ўзгаради ва унинг тақсимланиши 2 ўлчам ўртача ва вариация ёрдамида аниқланади.

Демак:

Биринчи тахмин: ε_i – меъёрий тақсимланган.

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

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

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

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

Учинчи тахмин: Гомоскедиклик

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad (6.10)$$

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

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j \quad (6.11)$$

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

Биринчи ва тўртинчи тахмин биргаликда эҳтимоллик нуқтаи-назаридан, тақсимот ҳатолари боғлиқ эмас дейиш имконини беради. Шунинг учун $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ ўзгарувчини ўхшаш ва эркин тақсимланиши сифатида қаралиши мумкин. $E(\varepsilon_i) = 0$ бўлгани учун

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i)^2 \quad (6.12)$$

Бундан,

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \quad (6.13)$$

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

$$E(\varepsilon_i, X_j) = X_j E(\varepsilon_i) = 0 \quad (6.14)$$

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

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - X)^2, \quad (6.15)$$

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

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

Регрессион тенглама ва беш тахмин билан келтирилган регрессион моделнинг тўлиқ спецификациясидан сўнг, энди уни айрим ўзига хос томонларини кўриб чиқамиз. Авваломбор, Y боғлиқ ўзгарувчининг тақсимот эҳтимолига қайтамиз.

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

$$E(Y_i) = E(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) = \alpha + \beta X_i \quad (6.16)$$

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

Кейин Y_i вариация бўлмиш

$$\text{Var}(Y_i) = E[Y_i - E(Y_i)]^2 = E[(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) - (\alpha + \beta X_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (6.17)$$

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

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

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i \quad (6.18)$$

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

Барчаси бўлмаса ҳам, кўпчилиги Y эмпирик қийматлар назарий чизиқда ётмайди, шунинг учун Y_i ва \hat{Y}_i қийматлар мос келмайди. Бу фарқ қолдиқ деб

аталади ва ε_i билан белгиланади. Шунинг учун қуйидаги тенгламалар фарқланади:

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

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

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

Назорат учун саволлар

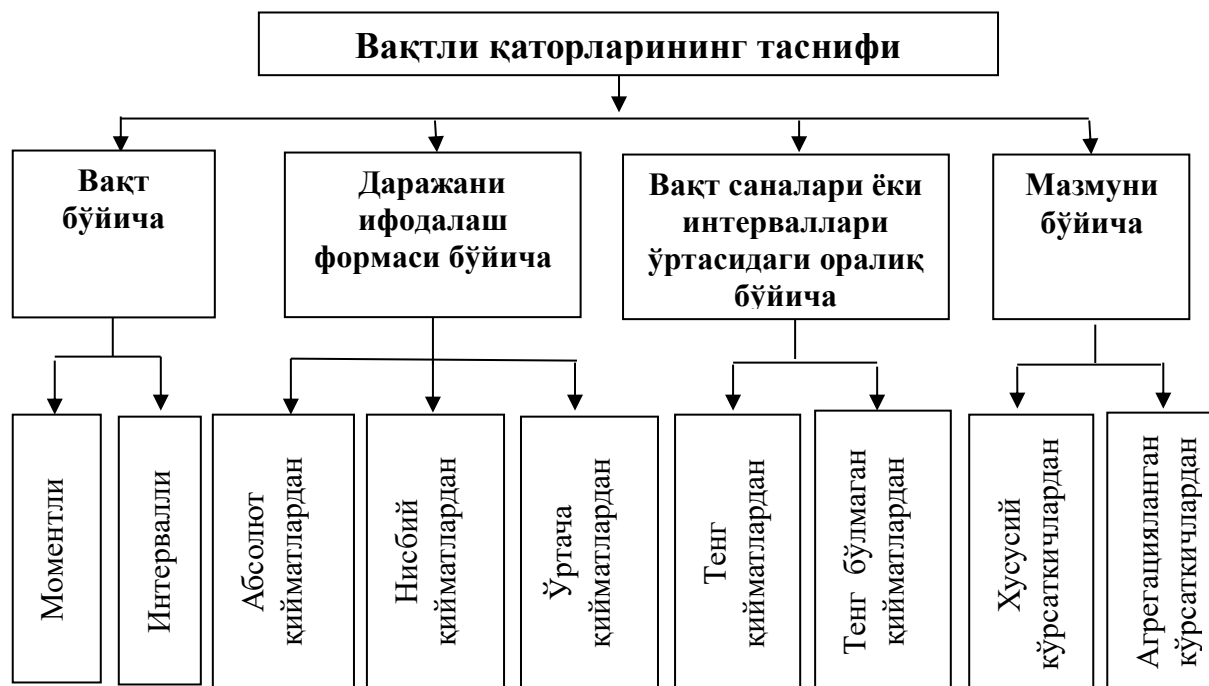
1. Автокорреляция қачон вужудга келади?
2. Автокорреляцияни неча хил усул ёрдамида бартараф этиш мумкин?
3. Эконометрик моделни реал ўрганилаётган жараёнга мос келишини қайси мезон ёрдамида аниқлаш мумкин?
4. Эконометрик моделдаги параметрлардан бирортаси ишончсиз бўлса, уни нима қиилиш мумкин?
5. Дарбин-Уотсон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

VII БОБ. ВАҚТЛИ ҚАТОРЛАР

7.1. Вақтли қаторлар тўғрисида умумий тушунчалар

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

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



қўлланилади.

7.1-расм. Вақтли қаторлар таснифи.

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

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

Вақтли қаторнинг асосий элементлари:

- Вақт кўрсаткичи t
- Қатор даражаси y

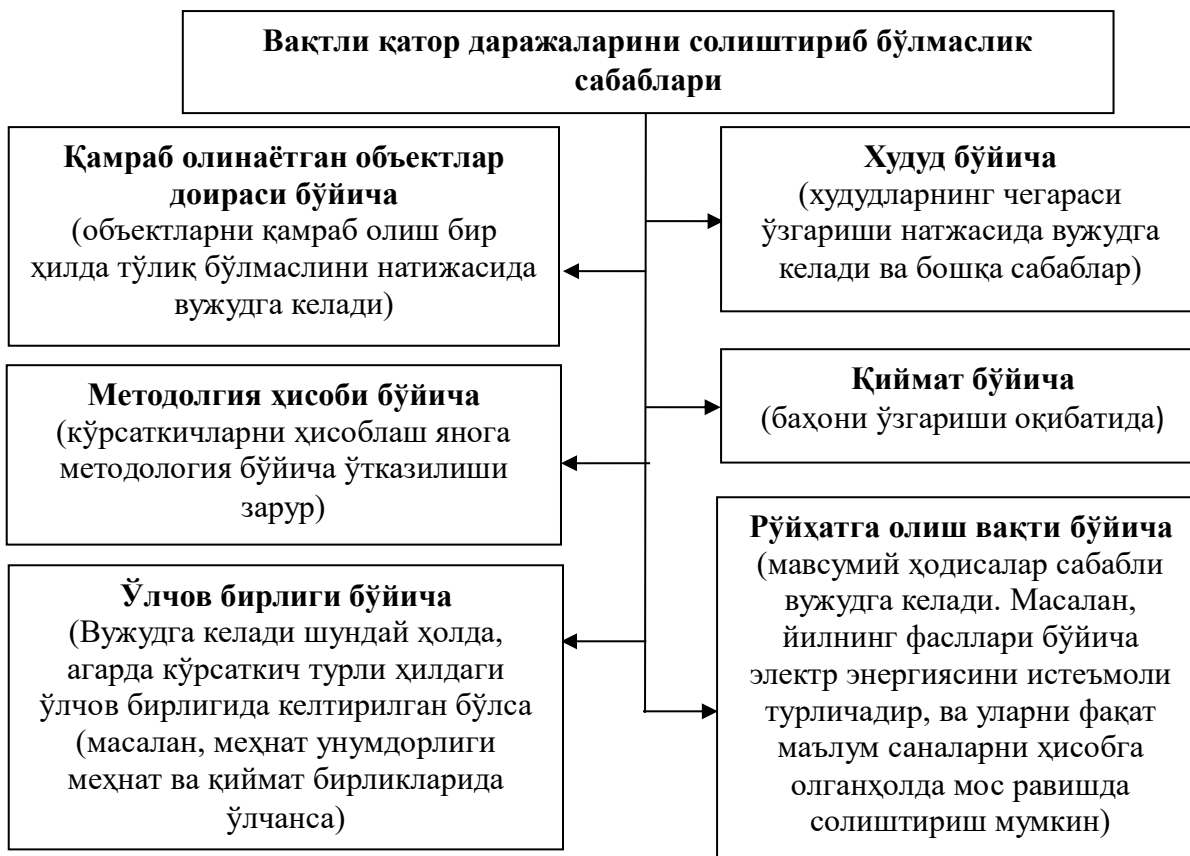
Вақт кўрсаткичидан боғланган ҳолда вақтли қаторлар моментли (маълум бир санага) ва интерваллига (маълум бир давр ичида) таснифланади (классификацияланади).

Вақтли қаторлар турлари:

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

Шунингдек, вақтли қаторлар саналар ўртасидаги **оралиқ** ва кўрсаткичларни **мазмун** бўйича фарқланади. **Мазмун** бўйича вақтли қаторлар кўрсаткичлари **хусусий ва агрегацияланган** кўрсаткичларидан ташкил топади. Хусусий кўрсаткичлар ҳодиса ва жараёнларни ажратиб, бир томонлама характерлайди (масалан, суткада ўртача сув истеъмол қилиш ҳажми кўрсаткичининг динамикасини): агрегацияланган кўрсаткичлар хусусий кўрсаткичлардан ҳосил ҳисобланади ва ўрганилаётган ҳодиса ва жараёни комплекс характерлайди (масалан, иқтисодий конъюнктуранинг кўрсаткичларини динамикаси)

Вақтли қаторларни тузишда маълум қоидаларга риоя қилиш керак (талабларга), улар маълум бир шартларни бажармаслик оқибатида юзага келиши мумкин, бу эса қаторни солиштириб бўлмайдиган ҳолга олиб келиши мумкин (7.2-расм).



7.2-расм. Вақтли қаторлар даражаларини солиштириб бўлмаслик сабаблари

7.2. Мультипликатив ва аддитив моделларнинг таркибий тузилиши.

Вақтли қаторнинг умумий ташкил этувчи компоненталари:

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

бу ерда,

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

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

ε_t – тасодифий компонента (тасодифий четга чиқиш).

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

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

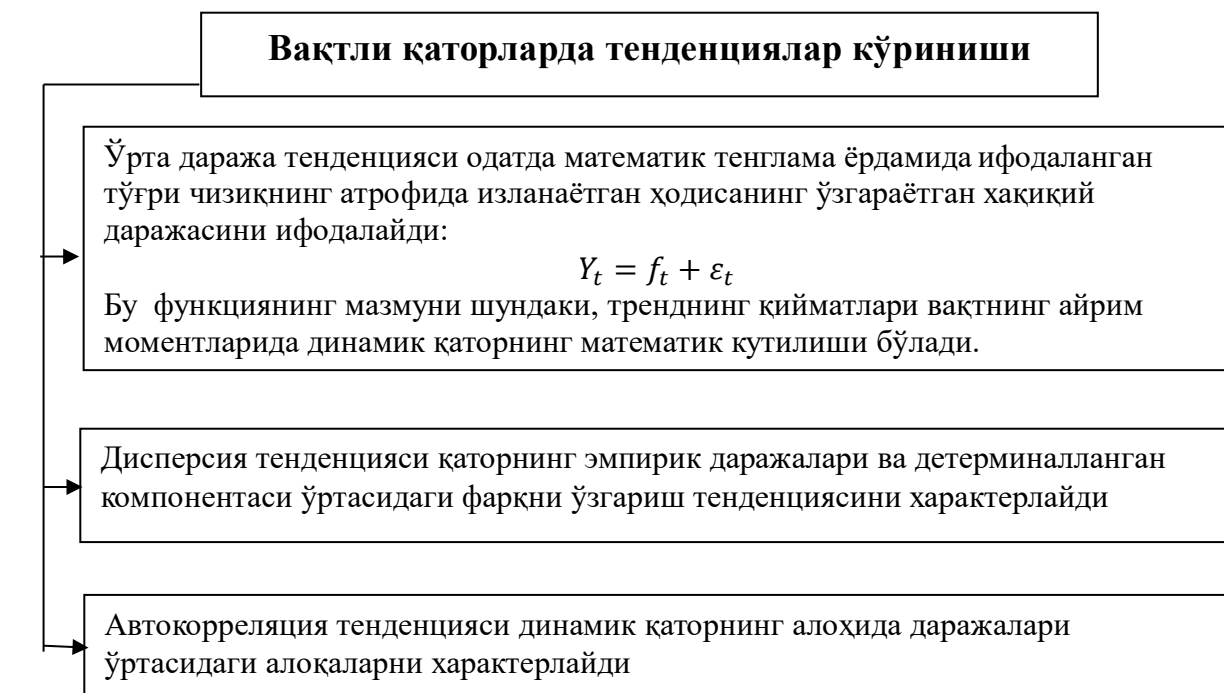
Вақтли қаторни ташкил этувчи компонентларини моделлари:

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

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

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

Вақтли қаторларда одатда уч кўринишдаги тенденция ажратилади (7.3-



расм).

7.3-расм. Вақтли қаторлар тенденциялари

Изланаётган тренд тенгламасини танлашда **содалик принципига** амал қилиш керак, ва у бир нечта ҳилдаги чизиқлардан эмпирик маълумотларга энг

яқинини (бир мунча соддасини) танлашдан иборат бўлади. Буни шу билан яна асослашадик, чизиқли тренднинг тенгламаси қанча мураккаб бўлса ва у қанча кўп параметрларни ўз ичига олса, уларнинг яқинлаш даражаси тенг бўлганида ҳам бу параметрларни ишончли баҳолаш шунча қийинлашиб боради.

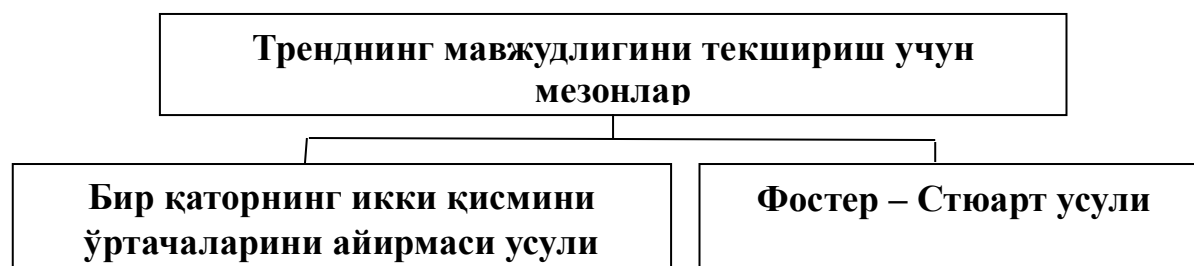
Амалиётда кўпинча қуйидаги асосий кўринишдаги вақтли қаторлар трендларидан фойдаланилади:

- тўғри чизиқли
- парабола
- экспоненциал
- гипербола
- логистик.

Худди шунингдек тенденциялар типлари ва тренд тенгламалари ҳам бўлинади.

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

Трендни ажратиб олишдан аввал, унинг мавжудлиги тўғрисидаги **гипотезани** текшириш зарур. Амалда тренднинг мавжудлигини текшириш учун бир нечта мезонлар мавжуд, аммо асосий бўлиб схемада келтирилган иккита мезон ҳисобланади (7.4-расм).



7.4-расм. Трендни текшириш мезонлари

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

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

Фостер-Стьюарт усули ҳодисанинг тенденцияси ва вақтли қатор даражаларининг дисперсиясини трендини мавжудлиги аниқланади. Кўпинча бу усул вақтли қаторни чуқур таҳлил қилишда ва уни бўйича прогнозларни тузишда қўлланилади

Чизиқли тренднинг энг соддаси бўлиб тўғри чизиқ ҳисобланади, ва у чизиқли тенглама тренди билан ифодаланади (7.1-жадвал):

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

бу ерда, \hat{y}_i – i -номерли йил учун тренднинг текисланган (назарий) даражалари; t_i – вақтли қаторнинг даражалари тегишли бўлган моментлар ёки вақт даврлари номерлари; a_1 – тренд параметрлари.

Жадвал 7.1.

Чизиқли тренд параметрларининг характеристикаси

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

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

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

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

Чизиқли тренд учун соддалашган нормал тенгламалар тизими:

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

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

Чизиқли тренднинг асосий хусусиятлари:

- 1) Тенг вақт оралиқларида тенг ўзгариши
 - 2) Агарда ўртача абсолют ўсиш – мусбат қиймат, унда нисбий ўсиш қиймати, ёки орта бориш темпи, аста –секин камаяди
 - 3) Агарда ўртача абсолют ўзгариш – манфий қиймат, унда нисбий ўзгариш, ёки қисқариш темпи, камайиб бораётган олдинги даражага нисбатан аста-секин абсолют қиймати бўйича ортиб боради
 - 4) Агарда даражани қисқариши тенденцияси мавжуд бўлса, ва ўрганилаётган қиймат аниқланиши бўйича мусбат, унда ўртача ўзгариш ўртача даражадан катта бўлиши мумкин эмас
 - 5) Кетма-кет даврлар учун абсолют ўзгаришларнинг айирмаси нолга тенг.
- Параболик тренд одатда II тартибли полином орқали ифодаланади, унинг тенгламаси қуйидаги кўринишда бўлади:

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

Парабола тенгламасини параметрлари қийматлари

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

Парабола трендининг асосий хусусиятлари (7.2-жадвал):

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

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

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

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

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

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

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

4) Занжирли темпларнинг ўзгариши ёки камаяди, ёкибаъзи вақтда ортиб боради, аммо етарлича узоқ вақт даврида эртами ёки кеч ўсиш темплари албатта

пасайишни бошлайди, даражанинг қисқариш темпи эса $a_1 < 0$ ва $a_2 < 0$ бўлганида албатта ўсишни бошлайди (нисбий ўзгаришнинг абсолют қиймати бўйича).

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

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

Гипербола кўринишининг энг содда формасидан бири – қуйидаги кўринишдаги тенгламадир:

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

Жадвал 7.3.

Гипербола тенгламасининг параметрлари мазмуни

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

Гипербола трендининг хусусиятлари:

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

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

7.3. Вақтли қаторларни текислаш усуллари.



7.5-расм. Вақтли қаторларни текислаш усуллари

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

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

ва экспоненциал функциялар қўлланилади:

$$\hat{y}(t) = \left[e^{a_0 + \sum_{i=1}^k a_i t^i} \right]^u \quad \begin{matrix} (i = -1, 0, 1, \dots, k) \\ (u = -1, 1) \end{matrix} \quad (7.1)$$

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

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

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

Нормал тенгламалар системаси қуйидагича бўлади:

а) k тартибли полином учун:

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 + \dots + a_k \sum t^k = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 + \dots + a_k \sum t^{k+1} = \sum yt \\ \dots \\ a_0 \sum t^k + a_1 \sum t^{k+1} + a_2 \sum t^{k+2} + \dots + a_k \sum t^{2k} = \sum yt^k \end{cases} \quad (7.2)$$

б) экспоненциал функция учун:

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 + \dots + a_k \sum t^k = \sum \ln y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 + \dots + a_k \sum t^{k+1} = \sum t \ln y \\ \dots \\ a_0 \sum t^k + a_1 \sum t^{k+1} + a_2 \sum t^{k+2} + \dots + a_k \sum t^{2k} = \sum t^k \ln y \end{cases} \quad (7.3)$$

Агар тенденция кўрсаткичли функцияга эга бўлса, яъни

$$y_t = a_0 a_1^t$$

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

$$\begin{cases} n \ln a_0 + \ln a_1 \sum t = \sum \ln y \\ \ln a_0 \sum t + \ln a_1 \sum t^2 = \sum t \ln y \end{cases} \quad (7.4)$$

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

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

$$S = \sqrt{\frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{n - k - 1}}, \quad (7.5)$$

бу ерда, y_t – қаторлар динамикасининг қиймати;

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

k – функция параметрлари сони.

Мазкур усул фақат тенглама параметрларининг тенг сонида натижалар беради.

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

Умумий вариация қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$V = \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2, \quad (7.6)$$

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

Тасодифий вариациялар қуйидаги формула орқали аниқланади:

$$V_2 = \sum_{t=1}^n \left(y_t - \hat{y}_t \right)^2. \quad (7.7)$$

Умумий ва тасодифий вариацияларнинг фарқи тенденциялар вариацияси ҳисобланади:

$$V_1 = V - V_2. \quad (7.8)$$

Тегишли дисперсияларни аниқлашда даража эркинлиги қуйидагича бўлади:

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

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

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

$$S^2 = \frac{V}{n-1}, \quad (7.9)$$

$$S_1^2 = V_1, \quad (7.10)$$

$$S_2^2 = \frac{V_2}{n-2}. \quad (7.11)$$

Дисперсиялар аниқлангандан сўнг F - мезоннинг эмпирик қиймати ҳисобланади:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}. \quad (7.12)$$

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

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

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

$$z(t) = y(t) - \hat{y}(t) \quad (7.13)$$

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

Тенглама параметрларини аниқлаш зарур:

$$\hat{y}(t) = a_0 + a_1 t, \quad (7.14)$$

$$\hat{y}'(t) = a'_0 + a'_1 t \quad (7.15)$$

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

$$\begin{cases} na_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum ty \end{cases} \quad (7.16)$$

Динамика тенденциясини аниқлашнинг энг содда усули **қатор даражалари даврини узайтириш усулидир**. Бу усулда кетма-кет жойлашган қатор

даражалари тенг сонда олиб кўшилади, натижада узунроқ даврларга тегишли даражалардан тузилган янги ихчамлашган қатор ҳосил бўлади.

Ўртача сирғалувчи усул – бу қатор даражаларини бирин-кетин маълум тартибда суриш йўли билан ҳисобланган ўртача даражадир. Ўртача сирғалувчи усулда қатор кўрсаткичларидан доимо тенг сонда олиб, улардан оддий арифметик ўртача ҳисоблаш йўли билан аниқланади. Уларни тоқ ёки жуфт сонда олинadиган қатор кўрсаткичлари асосида ҳисоблаш мумкин.

Ўртача сирғалувчи усул ўртача қийматни аниқлаш вақтида тасодифий четланишларнинг ўсиш ҳолатига асосланади. Ўртача ҳақиқий қийматлар қаторлари динамикаси текисланаётган вақтда сирғанишнинг ўртача нукта даврини кўрсатадиган ўртача қийматлар билан алмашинади. Одатда ўртача сирғалувчи усулнинг икки модификациясидан, яъни оддий ва вазнли текислашдан фойдаланилади.

Оддий тенглаштириш ўрталикдаги p узунликдаги вақт учун оддий ўрта арифметик ҳисоблашдан тузилган янги қатор тузишга асосланади:

$$y_k = \frac{\sum_{t=k}^{p+k} y_t}{p} \quad (k=1, 2, \dots, N-p+1), \quad (7.17)$$

бу ерда, p – тенглаштириш даври узунлиги вақтли қаторлар характериға боғлиқ бўлади; k – ўртача қийматнинг тартиб номери.

Вазнли тенглаштириш турли нуктадаги қаторлар динамикаси учун вазнли ўртача қийматларни ўртачалаштиришдан иборат.

Биринчи $2p+1$ қаторлар динамикасини олиб кўрайлик (p одатда 1 ёки 2 га тенг). Тенденциялар функцияси сифатида қандайдир:

$$y_t = \sum_{i=0}^k a_i t^i \quad (7.18)$$

(7.18) тўла даражасини олайлик.

Унинг параметрлари

$$a_0 \sum_{-p+1}^{p+1} t^i + a_1 \sum_{-p+1}^{p+1} t^{i+1} + \dots + a_k \sum_{-p+1}^{p+1} t^{i+k} = \sum_{-p+1}^{p+1} y_i t^i \quad (7.19)$$

тенгламаси ёрдамида энг кичик квадратлар усули билан аниқланади.

Кўпхад (полином) ўртача даражаси $p+1$ нуқтасига жойлашган. a_0 га нисбатан тенгламани ечсак:

$$a_0 = b_1 y_1 + b_2 y_2 + \dots + b_{2p+1} y_{2p+1} \quad (7.20)$$

ҳосил қиламиз. Бу ердаги b_i қиймати p ва k моҳиятига боғлиқ бўлади. Ҳосил бўлган тенглама (7.4) биринчилардан $2p+1$ қаторлар динамикаси қийматининг вазнли ўртача қиймат арифметикаси ҳисобланади.

Экспоненциал усули ҳозирги пайтда, динамик қаторларга асосланган усуллардан энг муҳим усул деб ҳисобланади. Динамик қаторларни башоратлашда маълумотларни йилдан йилга ўзгартиришини эътиборга олиш зарур. Охириги йиллардаги ўзгариш тенденциясини аҳамиятини ошириб, динамик қаторни биринчи йиллардаги ўзгариш тенденциясини аҳамиятини камайтириш зарур.

Башоратлаштиришнинг оддий моделларидан бири бўлган вақтли функциясини кўриб ўтамиз. Умумий ҳолда вақт бўйича олинган функциясини

$$y_t = f(t) \quad (7.21)$$

$$y_t = a_0 + a_1 t \quad (7.22)$$

кўринишида ифодалаш мумкин.

Айрим ҳолларда вақтли қатор параметрлари маълум бир ораликда ўзгариши мумкин.

Бу муаммони ечиш учун Браун томонидан яратилган экспоненциал усулидан фойдаланамиз. Бу усулни моҳияти шундан иборатки, вақт бўйича олинган қатор экспоненциал қонуниятига бўйсуниб башорат қилинади.

Фараз қилайлик:

$$y = a_0 + a_1 t \quad (7.23)$$

кўринишидаги чизиқли функция берилган бўлсин. Бу ердаги a_0 ва a_1 параметрларни топиш учун ўртача экспоненциал $S_{t_1}(y)$ ва $S_{t_2}(y)$ миқдорларни топамиз.

$$S_{t_1}(y) = a_0 + \frac{1 - \alpha}{\alpha \times a_1} \quad (7.24)$$

$$S_{t_2}(y) = a_0 + \frac{2(1-\alpha)}{\alpha \times a_1} \quad (7.25)$$

Агар бу системани a_0 ва a_1 га нисбатан ечсак, қуйидагиларни ҳосил қиламиз:

$$a_0 = 2S_{t_1}(y) - S_{t_2}(y) \quad (7.26)$$

$$a_1 = \frac{1}{1-\alpha} [S_{t_1}(y) - S_{t_2}(y)] \quad (7.27)$$

k даражадаги экспонента рекурент формуласи орқали топилади.

$$S_{tk}(y) = \alpha S_{t_{k-1}}(y) + (1-\alpha)S_{t_{-1k}}(y) \quad (7.28)$$

бу ерда, $\alpha = \frac{2}{m} + 1$

m -кузатувлар сони.

Умуман олганда $0 < \alpha < 1$ бўлади.

Агар α параметр 1 га яқин бўлса, башоратлаштириш учун кейинги ҳолатлар ҳисобга олинади. Агар $\alpha \rightarrow 0$ бўлса башоратда илгари ҳолат назарда тутилади.

7.4. Бир ўлчовли вақтли қаторларни моделлаштириш

Вақтли қаторларнинг асосий унсурлари

Эконометрик моделларни икки турдаги маълумотлар асосида қуриш мумкин:

1) турли объектлар тўпламининг маълум бир вақтдаги ҳолатини тавсифловчи маълумотлар;

2) битта объектнинг ҳолатини қатор кетма-кет келган вақтда тавсифловчи маълумотлар.

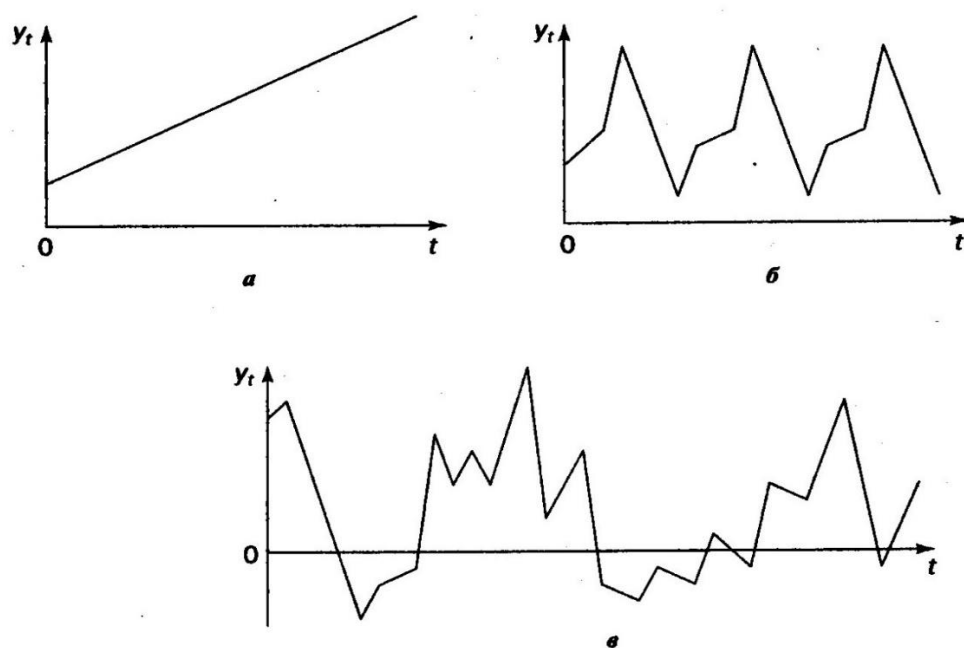
Биринчи турдаги маълумотлар асосида тузилган моделлар фазовий моделлар деб, иккинчи турдаги маълумотлар асосида тузилган моделлар эса вақтли қаторлар моделлари деб аталади.

Вақтли қатор – бу маълум бир кўрсаткичнинг бир нечта кетма-кет келган моментлар ёки даврлардаги қийматлар тўпламидир. Вақтли қаторларнинг ҳар бир даражаси бир қанча омилларнинг таъсири натижасида юзага келади ва бу омилларни шартли равишда учта гуруҳга бўлиш мумкин:

- 1) қаторнинг тенденциясини шакллантирувчи омиллар;
- 2) қаторнинг циклик ёки даврий тебранишини шакллантирувчи омиллар;
- 3) тасодифий омиллар.

Ўрганилаётган ходиса ва жараёнларда омиллар турли кўринишларда намоён бўлганда қатор даражаларининг вақтга боғлиқлиги турли шаклларда бўлиши мумкин.

Биринчидан, кўпчилик иқтисодий кўрсаткичлар вақтли қаторлар омиллар тўплами ўрганилаётган кўрсаткичлар динамикасига узоқ муддат таъсир этишини тавсифловчи тенденцияга эга бўлади. Ҳақиқатда, алоҳида олинган омиллар ўрганилаётган кўрсаткичга турли йўналишларда таъсир этиши мумкин. Аммо, улар биргаликда ўсувчи ёки камаювчи тенденцияларни ташкил этади. 7.6 а) - расмда ўсувчи тенденцияга эга бўлган гипотетик вақтли қатор кўрсатилган.



7.6-расм. Вақтли қаторнинг асосий компоненталари

a –ўсувчи тенденция; *б* –мавсумий компонента; *в* – тасодифий компонента

Иккинчидан, ўрганилаётган кўрсаткич циклик тебранишга эга бўлиши мумкин. Бу тебранишлар мавсумий характерга эга бўлади, чунки кўпчилик иқтисодий тармоқларнинг иқтисодиёти йилнинг даврларига боғлиқ (масалан, ёзги даврда қишлоқ хўжалиги маҳсулотининг баҳоси қишки даврдагига нисбатан арзонроқ бўлади, курорт шаҳарларида қиш фаслида ишсизлик даражаси ёзги

фаслга нисбатан юқори бўлади). Узоқ вақт оралиғи учун маълумотларнинг катта тўплами мавжуд бўлганда бозор кон'юктурасининг умумий динамикаси ҳамда мамлакат иқтисодий ҳолати билан боғлиқ бўлган циклик тебранишларни аниқлаш мумкин. 7.6б)-расмда фақат мавсумий компонентага эга бўлган гипотетик вақтли қатор келтирилган.

Айрим вақтли қаторлар ҳеч қандай тенденцияга ва вақтли компоненталарга эга бўлмайди, уларнинг ҳар бир кейинги даражаси қаторнинг ўртача даражалари йиғиндиси ва айрим (манфий ёки мусбат) тасодифий компоненталардан ташкил топади. 7.6в)-расмда фақат тасодифий компоненталарга эга бўлган қатор келтирилган. Албатта, юқорида келтирилган моделларнинг ҳеч биридан тўлиғича ҳақиқий маълумотлар келиб чиқмайди. Асосан, моделлар уччала компоненталарни ўз ичига олади. Қаторнинг ҳар бир даражаси тенденция, динамик тебранишлар ва тасодифий компоненталар таъсирида шаклланади.

Кўп ҳолатларда вақтли қаторларнинг ҳақиқий даражасини тренд, циклик (даврий) ва тасодифий компоненталарнинг йиғиндиси ёки кўпайтмаси шаклида тасаввур қилиш мумкин. Уччала компоненталарнинг йиғиндисидан тузилган модел **вақтли қаторнинг аддитив модели** дейилади. Уччала компоненталарнинг кўпайтмасидан тузилган модел **вақтли қаторнинг мултипликатив модели** дейилади.

Алоҳида вақтли қаторларни эконометрик тадқиқ қилиш – юқорида олинган маълумотларни қаторнинг келажакдаги қийматларини прогнозлаш учун ёки икки ва ундан кўп вақтли қаторларнинг ўзаро боғланган моделларини тузишда қўллаш учун компоненталарнинг ҳар бирини миқдорий ифодалаш ва қийматларини аниқлаш иборат.

Вақтли қаторлар даражаларининг автокорреляцияси ва унинг таркибини аниқлаш

Тенденция ва циклик тебранишлар мавжуд бўлган вақтли қаторларда қаторнинг ҳар бир кейинги даражаси ўзидан олдингисига боғлиқ. Вақтли қаторларнинг кетма-кет даражалари орасидаги корреляцион боғланиш **қатор даражалари автокорреляцияси** дейилади. **Автокорреляцияни** берилган

чизиқли вақтли қатор даражаси билан шу қаторнинг вақт бўйича бир нечта кадамга орқага сурилган даражаси орасидаги корреляция коэффиценти ёрдамида миқдорий жиҳатдан ўлчаш мумкин.

7.1-мисол. Якуний истеъmolга ҳаражатлар вақтли қатор даражалари учун автокорреляция коэффицентларини ҳисоблаш.

Якуний истеъmolга ўртача ҳаражатлар ҳақидаги 8 йиллик маълумотлар (y_t , ш.п.б.да) берилган бўлсин (7.4-жадвал).

7.4-жадвал

Якуний истеъmolга ҳаражатлар вақтли қатори учун биринчи тартибли автокорреляция коэффицентини ҳисоблаш, ш.п.б.да

t	y_t	y_{t-1}	$y_t - \bar{y}_1$	$y_{t-1} - \bar{y}_2$	$(y_t - \bar{y}_1) \cdot (y_{t-1} - \bar{y}_2)$	$(y_t - \bar{y}_1)^2$	$(y_{t-1} - \bar{y}_2)^2$
1	7	-	-	-	-	-	-
2	8	7	-3,29	-3	9,87	10,8241	9
3	8	8	-3,29	-2	6,58	10,8241	4
4	10	8	-1,29	-2	2,58	1,6641	4
5	11	10	-0,29	0	0,00	0,0841	0
6	12	11	0,71	1	0,71	0,5041	1
7	14	12	2,71	2	5,42	7,3441	4
8	16	14	4,71	4	18,84	22,1841	16
Σ	86	70	-0,03	0	44,0	53,4287	38

y_t ва y_{t-1} қаторлари орасидаги корреляция коэффицентларини аниқлаймиз ва жорий ҳамда ўтган йилги якуний истеъmolга ҳаражатлар орасидаги боғланиш зичлигини топамиз.

Биз аввалги боблардан биламизки корреляция коэффицентини ҳисоблаш учун асосан қуйидаги формуладан фойдаланилади:

$$r_{x,y} = \frac{\sum(x_j - \bar{x}) \cdot \sum(y_j - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x_j - \bar{x})^2 \cdot \sum(y_j - \bar{y})^2}}$$

Ушбу формулада x ўзгарувчи сифатида y_2, y_3, \dots, y_8 қаторни; y ўзгарувчи сифатида y_1, y_2, \dots, y_7 қаторни қабул қиламиз. У ҳолда юқорида келтирилган формула қуйидаги кўринишни олади:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (y_t - \bar{y}_1) \cdot (y_{t-1} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{t=2}^n (y_t - \bar{y}_1)^2 \cdot \sum_{t=2}^n (y_{t-1} - \bar{y}_2)^2}}, \quad (7.29)$$

бу ерда,

$$\bar{y}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n y_t}{n-1}; \quad \bar{y}_2 = \frac{\sum_{t=2}^n y_{t-1}}{n-1}. \quad (7.30)$$

Ушбу ифодани қатор даражаларининг биринчи тартибли автокорреляция коэффициенти дейилади, у қаторнинг ёнма-ён турган t ва $t-1$ вақтлардаги даражалари орасидаги боғланишни ўлчайди.

7.1-мисол маълумотлари учун (7.30) муносабатни ҳисоблаймиз:

$$\bar{y}_1 = \frac{8+8+10+11+12+14+16}{7} = \frac{79}{7} = 11,29;$$

$$\bar{y}_2 = \frac{7+8+8+10+11+12+14}{7} = \frac{70}{7} = 10.$$

(7.29) формуладан фойдаланиб биринчи тартибли автокорреляция коэффициентини аниқлаймиз:

$$r_1 = \frac{44}{\sqrt{53,42 \cdot 38}} = 0,976.$$

Олинган натижа жорий ва олдинги йилдаги якуний истеъмолга ҳаражатлар ўртасида ўта юқори даражадаги боғлиқлик мавжудлигини ва якуний истеъмолга ҳаражатлар вақтли қаторда кучли чизикли тенденция борлигини кўрсатади.

Ҳудди шундай иккинчи ва ундан юқори тартибли автокорреляцияни аниқлаш мумкин. Иккинчи тартибли автокорреляция y_t ва y_{t-2} даражалар орасидаги боғланиш кучини тавсифлайди ва у қуйидагича аниқланади:

$$r_2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_t - \bar{y}_3) \cdot (y_{t-2} - \bar{y}_4)}{\sqrt{\sum_{t=3}^n (y_t - \bar{y}_3)^2 \cdot \sum (y_{t-2} - \bar{y}_4)^2}} \quad (7.31)$$

бу ерда,

$$\bar{y}_3 = \frac{\sum_{t=3}^n y_t}{n-2}; \quad \bar{y}_4 = \frac{\sum_{t=3}^n y_{t-2}}{n-2}. \quad (7.32)$$

Юқоридаги мисол маълумотлари асосида 7.4-жадвалдаги қаторда иккинчи тартибли автокорреляцияни ҳисоблаш учун қуйидаги жадвални тузамиз.

7.5-жадвал

Яқуний истеъмолга ҳаражатлар вақтли қатори учун иккинчи тартибли автокорреляция коэффицентини ҳисоблаш

t	y_t	y_{t-2}	$y_t - \bar{y}_3$	$y_{t-2} - \bar{y}_4$	$(y_t - \bar{y}_3) \cdot (y_{t-2} - \bar{y}_4)$	$(y_t - \bar{y}_3)^2$	$(y_{t-2} - \bar{y}_4)^2$
1	7	-	-	-	-	-	-
2	8	-	-	-	-	-	-
3	8	7	-3,83	-2,33	8,9239	14,6689	5,4289
4	10	8	-1,83	-1,33	2,4339	3,3489	1,7689
5	11	8	-0,83	-1,33	1,1039	0,6889	1,7689
6	12	10	0,17	0,67	0,1139	0,0289	0,4489
7	14	11	2,17	1,67	3,6239	4,7089	2,7889
8	16	12	4,17	2,67	11,1339	17,3889	7,1289
Jami	86	56	0,02	0,02	27,3334	40,8334	19,3334

Жадвалда ҳосил бўлган қийматларни (7.32) формулага қўйиб \bar{y}_3, \bar{y}_4 ларни топамиз.

$$\bar{y}_3 = \frac{8+10+11+12+14+16}{6} = \frac{71}{6} = 11,83,$$

$$\bar{y}_4 = \frac{7+8+8+10+11+12}{6} = \frac{56}{6} = 9,33.$$

Ҳисобланган қийматларни (7.31)га қўйиб, қуйидаги иккинчи тартибли автокорреляция коэффицентини топамиз:

$$r_2 = \frac{27,3334}{\sqrt{40,8334 \cdot 19,3334}} = 0,973.$$

Олинган натижалар яна бир маротаба яқуний истеъмолга ҳаражатлар қатори чизиқли тенденцияга эга эканлигини тасдиқлайди.

Автокорреляция ҳисобланган даврлар сони *лаг* (орқада қолган давр) деб аталади. Орқада қолган давр – *лаг* нинг ортиб бориши билан автокорреляция коэффицентини ҳисобланаётган жуфт қийматлар сони камайиб боради. Авторкорреляция коэффицентининг статистик аниқлигини таъминлаш учун лагнинг максимал қиймати $n/4$ дан катта бўлмаслиги керак деб ҳисобланади.

Автокорреляциянинг муҳим хусусиятлари:

Биринчидан, автокорреляция коэффиценти чизиқли корреляция коэффиценти каби ҳисобланади ва қаторнинг фақат жорий ҳамда олдинги даражаларининг чизиқли боғланишларининг кучини тавсифлайди. Шунинг учун автокорреляция коэффиценти қийматига асосланиб чизиқли тенденция бор-йўқлигини айтиш мумкин. Кучли чизиқсиз тенденцияга эга бўлган айрим динамик қаторлар учун берилган қатор даражаларининг автокорреляция коэффиценти нолга яқинлашиб бориши мумкин.

Иккинчидан, автокорреляция коэффицентининг ишорасига қараб қатор даражаларида ўсувчи ёки камаювчи тенденция ҳақида хулоса қилиш керак эмас. Кўпчилик иқтисодий маълумотлар вақтли қаторлар даражаларининг автокорреляцияси мусбат бўлиши мумкин, лекин камаювчи тенденцияга эга бўлади.

Даражаларнинг биринчи, иккинчи ва ҳ.к. тартибдаги автокорреляция коэффицентларининг кетма-кетлиги динамик **қаторлар автокорреляция функцияси** деб аталади. Автокорреляция функцияси қийматини лаг (автокорреляция коэффиценти тартиби) катталигига боғланиш графиги **коррелограмма** деб аталади.

Автокорреляция функцияси ва коррелограммани таҳлил қилиш автокорреляция юқори бўлган лагни ва шу билан бирга қаторнинг жорий ва ўтган давр даражаларининг боғланиш зичлиги юқори бўлган лагни аниқлаш имконини беради, яъни автокорреляция функцияси ва коррелограммани таҳлил қилиш натижасида қаторнинг структурасини аниқлаш мумкин.

Агар биринчи тартибли автокорреляция коэффиценти ўта юқори бўлса, у ҳолда ўрганилаётган қатор фақат тенденцияга эга бўлади. Агар τ -тартибли автокорреляция коэффиценти ўта юқори бўлса, қатор τ даврли циклик тебранишга эга бўлади. Агар автокорреляция коэффицентларининг бирортаси ҳам юқори қийматга эга бўлмаса, у ҳолда қатор тенденцияга ҳам циклик тебранишга ҳам эга бўлмайди, яъни 7.6 в) расмдаги ҳолатни ифодалайди ёки ўта чизиқсиз тенденцияга эга бўлиши мумкин. Буни аниқлаш учун кўшимча тадқиқотлар ўтказиш талаб этилади. Шунинг учун қатор даражаларининг автокорреляция коэффиценти ва

автокорреляция функциясини вақтли қаторларда тренд компоненталари (T) ва даврий (циклик) компоненталар (S) ни мавжуд ёки мавжуд эмаслигини аниқлашда фойдаланиш мақсадга мувофиқ.

7.1-мисол маълумотларидан тузилган якуний истеъмолга ҳаражатлар вақтли қатор даражаларининг автокорреляция коэффиценти юқори бўлганлиги учун қатор фақат тенденсияга эга.

7.2-мисол. Автокорреляция ва қатор структурасини аниқлаш.

Ҳудуд аҳолисининг 16 чоракда истеъмол қилган электр энергиясининг ҳажми тўғрисидаги маълумотлар берилган бўлсин (7.6-жадвал).

7.6-жадвал.

Ҳудуд аҳолисининг электрэнергиясини истеъмоли

t	y_t	y_{t-1}	y_{t-2}	y_{t-3}	y_{t-4}
1	6,0	-	-	-	-
2	4,4	6,0	-	-	-
3	5,0	4,4	6,0	-	-
4	9,0	5,0	4,4	6,0	-
5	7,2	9,0	5,0	4,4	6,0
6	4,8	7,2	9,0	5,0	4,4
7	6,0	4,8	7,2	9,0	5,0
8	10,0	6,0	4,8	7,2	9,0
9	8,0	10,0	6,0	4,8	7,2
10	5,6	8,0	10,0	6,0	4,8
11	6,4	5,6	8,0	10,0	6,0
12	11,0	6,4	5,6	8,0	10,0
13	9,0	11,0	6,4	5,6	8,0
14	6,6	9,0	11,0	6,4	5,6
15	7,0	6,6	9,0	11,0	6,4
16	10,0	7,0	6,6	9,0	11,0

Жадвал маълумотларини графикда тасвирлаймиз (7.7-расм). Биринчи тартибли автокорреляция коэффицентини ҳисоблаймиз (жадвалга y_{t-1} ни киритамиз ва чизикли корреляция коэффицентини ҳисоблаш формуласидан фойдаланамиз). Корреляция коэффиценти $r_1 = 0,165$ га тенг. Айтиш керакки бу ҳисоблаш 16 жуфт кузатув маълумотлари асосида эмас, 15 жуфт кузатув маълумотлари бўйича амалга оширилган. Корреляция коэффицентининг бу қиймати қатор даражаларини ўзидан олдинги даражалар билан боғланиши кучсизлигини кўрсатади. Аммо графикдан кўриниб турибдики ҳар бир кейинги

y_t даража y_{t-1} даражага нисбатан y_{t-4} ва y_{t-2} даражаларга кўпроқ боғлиқ. Жадвалга y_{t-2} қаторни киритамиз.



7.7-расм. Регион аҳолисининг электр энергиясини истеъмоли

Иккинчи тартибли r_2 автокорреляция коэффицентини ҳисоблаб, y_t, y_{t-2} - қаторларнинг корреляцион боғланиш кучини топамиз, у $r_2 = 0,567$ га тенг. Шу тартибда ҳисоблашларни амалга ошириб берилган қаторнинг автокорреляция функциясини топамиз. Автокорреляция функциясининг қийматлари ва коррелограмма 7.7-жадвалда келтирилган.

Автокорреляция функциясининг қийматларини таҳлили ўрганилаётган вақтли қатор бўйича *биринчидан*, чизикли тенденция, *иккинчидан*, даври тўрт кварталга тенг бўлган циклик тебраниш мавжудлиги ҳақида хулоса қилиш имконини беради. Ушбу хулоса қаторнинг тузилмасини график кўринишдаги таҳлили ҳам тасдиқлайди.

7.7-жадвал

Электр энергия истеъмоли вақтли қаторининг коррелограммаси

Лаг	Даражалар автокорреляция коэффицентини	Коррелограмма
1	0,165154	**
2	0,566873	*****
3	0,113558	*
4	0,983025	*****
5	0,118711	*
6	0,722046	*****
7	0,003367	
8	0,973848	*****

Вақтли қаторлар тенденциясини моделлаштириш

Вақтли қаторлар тенденциясини моделлаштиришнинг кенг тарқалган усулларида бири қатор даражаларини вақтга боғлиқлигини ёки трендни тавсифловчи аналитик функцияларни тузишдан иборат. Бу усул **вақтли қаторларни аналитик текслаш** деб аталади.

Вақт бўйича боғланишлар турли шаклларда бўлиши мумкин, уларни аниқ бир шаклга келтириш учун турли кўринишдаги функциялардан фойдаланилади. Трендларни тузиш учун кўпроқ қуйидаги функциялар қўлланилади:

- чизикли тренд: $\hat{y}_t = a + b \cdot t$;
- гиперболик тренд: $\hat{y}_t = a + b/t$;
- экспоненциал тренд: $\hat{y}_t = e^{a+b \cdot t}$;
- кўрсаткичли функция шаклидаги тренд: $\hat{y}_t = a \cdot t^b$;
- иккинчи ва ундан юқори тартибли парабола: $\hat{y}_t = a + b_1 \cdot t + b_2 \cdot t^2 + \dots + b_k \cdot t^k$.

Юқорида келтирилган трендларнинг ҳар бирининг параметрларини оддий ЭККУ билан аниқлаш мумкин. Бунда боғлиқ бўлмаган эркин ўзгарувчи сифатида $t=1,2,\dots,n$ вақт, боғлиқ ўзгарувчи сифатида y_t вақтли қаторнинг ҳақиқий даражалари олинади. Чизиксиз трендлар учун аввал уларни чизикли ҳолатга келтирувчи цандарт амаллар бажарилади.

Тенденция турларини аниқлашнинг бир қанча усуллари мавжуд. Энг кўп тарқалган усуллар қаторига: ўрганилаётган жараёни сифат жиҳатидан таҳлил қилиш, қатор даражаларини вақтга боғлиқлиги графигини қуриш ва уни таҳлил қилиш, динамиканинг айрим асосий кўрсаткичларини ҳисоблаш усуллари киритиш мумкин. Тенденция турларини аниқлашда қатор даражаларининг автокорреляция коэффициентларини қўллаш мумкин. Тенденция тури берилган ва қайта тузилган қаторлар даражалари бўйича ҳисобланган биринчи тартибли автокорреляция коэффициентларини солиштириш йўли билан аниқланади. Агар вақтли қатор чизикли тенденцияга эга бўлса, ёнма-ён даражалар – y_t ва y_{t-1} ларнинг корреляцияси юқори бўлади. Бундай ҳолатда берилган вақтли қаторнинг

биринчи тартибли автокорреляция коэффиценти юқори бўлиши керак. Агар вақтли қатор чизиксиз тенденцияга эга бўлса, масалан, экспоненциал шаклда бўлса, у ҳолда берилган қатор даражаларининг логарифмлари бўйича биринчи тартибли автокорреляция коэффиценти қатор даражалари бўйича ҳисобланган мос коэффицентлардан юқори бўлади. Вақтли қаторда чизиксиз тенденция қанчалик кучли бўлса, олинган коэффицентлар шунчалик юқори даражада фарқланади.

Агар қатор чизиксиз тенденцияга эга бўлса, энг яхши тенгламани трендни асосий шакллари саралаш, ҳар бир тенглама учун тузатилган детерминация коэффиценти (\bar{R}^2) ни ҳисоблаш ва максимум қийматга эга бўлган детерминация коэффицентли тенгламани аниқлаш йўллари билан танлаб олиш мумкин.

7.3-мисол. Тренд параметрларини ҳисоблаш.

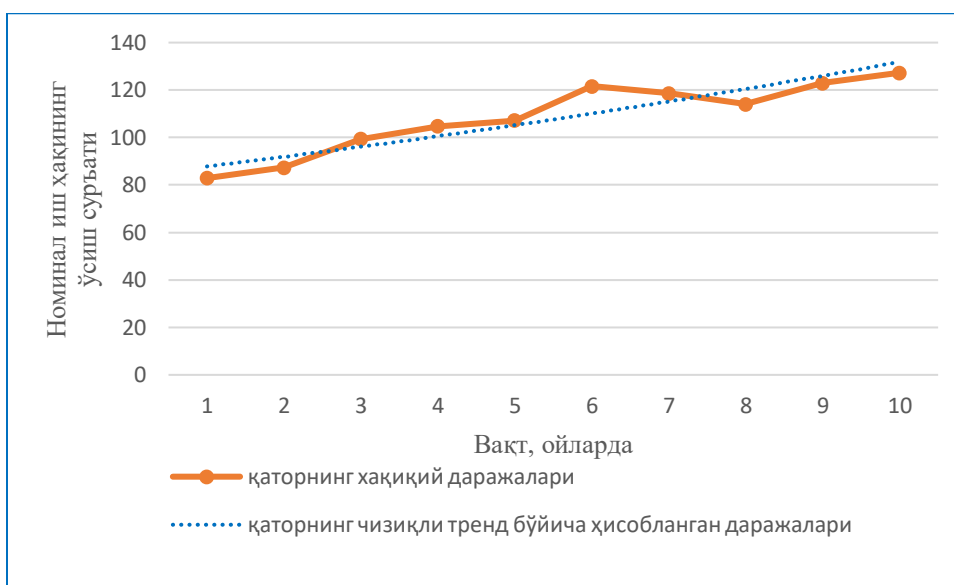
Жорий йилнинг 10 ойи бўйича номинал ойлик иш ҳақининг ойлар бўйича ўтган йилнинг декабр ойидаги даражасига нисбатан фоиз ҳисобида ўсиш суръати ҳақидаги маълумотлар берилган (7.8-жадвал).

7.8-жадвал.

Жорий йилнинг 10 ойи давомида номинал ойлик иш ҳақининг ойлар бўйича ўтган йилнинг декабр ойидаги даражасига нисбатан фоиз ҳисобида ўсиш суръати

Ойлар	Номинал ойлик иш ҳақининг ўсиш суръати	Ойлар	Номинал ойлик иш ҳақининг ўсиш суръати
Yanvar	82,9	Iyun	121,6
Fevral	87,3	Iyul	118,6
Mart	99,4	Avgust	114,1
Aprel	104,8	Sentyabr	123,0
May	107,2	Oktyabr	127,3

Берилган вақтли қаторни графигини тузамиз (7.8-расм).



7.8-расм. Жорий йилнинг 10 ойи давомида номинал иш ҳақининг ўсиш суръати динамикаси

7.8-расмдаги графикдан ўсувчи тренд борлигини кўриш мумкин. Бу чизиқли тренд ҳам бўлиши мумкин.

Кейинги таҳлиллар учун қаторнинг даражалари ва уларнинг логарифмлари бўйича автокорреляция коэффицентларини аниқлаймиз (7.9-жадвал).

7.9-жадвал

Жорий йилнинг 10 ойи давомида номинал иш ҳақининг ўтган йилнинг декабр ойи даражасига нисбатан фоиз ҳисобида ўсиш суръати вақтли қаторининг автокорреляция функцияси

Лаг	Автокорреляция функцияси	
	Қатор даражалари бўйича	Қатор даражалари логарифмлари бўйича
1	0.901	0,914
2	0,805	0,832
3	0,805	0,896

Жадвалда келтирилган биринчи, иккинчи ва учунчи тартибли автокорреляция коэффицентлари қийматларининг юқорилиги қатор трендга эга эканлигидан далолат беради. Бу қаторнинг даражалари ва даражаларнинг логарифмлари бўйича автокорреляция коэффицентлари қийматларининг тахминан тенг бўлиши қуйидаги хулосани келтириб чиқаради: агар қатор чизиксиз тенденцияга эга бўлса, демак у аниқ бўлмаган шаклда ифодаланган. Шунинг учун қаторнинг тенденциясини моделлаштириш учун ҳам чизиқли, ҳам чизиксиз функциялардан фойдаланиш мумкин, масалан даражали ёки экспоненциал трендлардан.

Энг яхши тренд тенгламасини келтириб чиқариш учун трендларнинг асосий турлари параметрларини аниқлаймиз. Ушбу ҳисоб-китобларнинг натижалари

7.10-жадвалда келтирилган. Жадвалдаги натижаларга асосан энг яхши тренд, даражали шаклдаги тренд, унинг учун тузилган детерминация коэффициенти бошқаларга қараганда юқори. Даражали тренд тенгламасидан чизикли шаклда ҳам, берилган даражали шаклда ҳам фойдаланиш мумкин. Асл ҳолда бу тенглама куйидаги кўринишга эга:

$$\hat{y}_t = 80,32 \cdot t^{0,193} \quad \text{ёки} \quad \hat{y}_t = e^{4,39} \cdot t^{0,193}$$

7.10-жадвал

Жорий йилнинг 10 ойи номинал иш ҳақининг ўтган йилнинг декабр ойи даражасига нисбатан фоиз ҳисобида ўсиш суръати динамик қатори учун трендлар тенгламалари

Тренд тури	Тенглама	R^2	\bar{R}^2
Чизикли	$\hat{y}_t = 82,66 + 4,72 \cdot t$ (0,595)*	0,887	0,873
Иккинчи тартибли парабола	$\hat{y}_t = 72,9 + 9,599 \cdot t - 0,444 \cdot t^2$ (2,11)*(0,187)*	0,937	0,920
Даражали	$\ln \hat{y}_t = 4,39 + 0,193 \ln t$ (0,017)*	0,939**	0,931**
Экспоненциал	$\ln \hat{y}_t = 4,43 + 0,045t$ (0,006)*	0,872**	0,856**
Гипербола кўринишида	$\hat{y}_t = 1,22,57 - 47,63/t$ (8,291)*	0,758	0,728
* Қавс ичида регрессия коэффициентининг стандарт ҳатоликлари кўрсатилган ** Детерминация коэффициентлари чизикли ҳолга келтирилган регрессия тенгламалари асосида ҳисобланган			

Чизикли ва экспоненциал трендларнинг параметрлари иқтисодий жиҳатдан жуда содда ҳолда ифодаланади.

Чизикли тренднинг параметрларини куйидагича тушуниш мумкин:

a – вақт $t=0$ бўлганда вақтли қаторнинг бошланғич даражаси;

b – қаралаётган даврда қатор даражаларининг ўртача мутлоқ ўзгариши.

Жадвалда келтирилган чизикли тренд тенгламасидан шундай ҳулоса қилиш мумкин: Жорий йилнинг 10 ойи давомида номинал ойлик иш ҳақи 82,66 фоизга ўзгарган, ўртача ойлик мутлоқ ўсиш эса 4,72 фоизга тенг бўлган. Вақтли қатор даражаларининг чизикли тренд бўйича ҳисобланган қийматлари икки усул билан аниқланилади.

Биринчидан, топилган тренд тенгламасига кема-кет $t = 1, 2, \dots, n$ қийматлар кўйиб борилади, яъни

$$\hat{y}_1^{\text{чизик}} = 82,66 + 4,72 \cdot 1 = 87,38;$$

$$\hat{y}_2^{\text{чизик}} = 82,66 + 4,72 \cdot 2 = 92,10.$$

Иккинчидан, чизикли тренднинг параметрлари хусусиятларидан келиб чиққан ҳолда қаторнинг ҳар бир кейинги даражаси олдинги даража билан ўртача мутлоқ занжирсимон ўсиш йиғиндисидан иборатлигини эътиборга оладиган бўлсак қуйидагини ёзиш мумкин:

$$\hat{y}_2^{\text{чизик}} = \hat{y}_1^{\text{чизик}} + b = 87,38 + 4,72 = 92,10;$$

$$\hat{y}_3^{\text{чизик}} = \hat{y}_2^{\text{чизик}} + b = 92,10 + 4,72 = 96,82 \text{ ва хх.к}$$

Чизикли тренд графиги 7.8-расмда келтирилган. Шу тариқа вақтли қаторлар тенденциясини моделлаштириш мумкин.

Мавсумий ва циклик тебранишларни моделлаштириш

Вақтли қаторнинг аддитив ва мултипликатив модели. Мавсумий ёки циклик тебранишга эга бўлган вақтли қаторлар цуктурасини таҳлил қилишга бир қанча ёндошувлар мавжуд.

Энг содда ёндошув – бу мавсумий компоненталар қийматини сирғанчиқ ўртача усули билан ҳисоблаш ва вақтли қаторнинг аддитив ёки мултипликатив моделини тузишдан иборат.

Аддитив модел қуйидаги умумий кўринишга эга:

$$Y = T + S + E. \quad (7.33)$$

Бу моделда вақтли қаторнинг ҳар бир даражаси тренд (T), мавсумий (S) ва тасодифий (E) компоненталар йиғиндисидан ташкил топади деб қаралади.

Мултипликатив модел қуйидаги умумий кўринишга эга:

$$Y = T \cdot S \cdot E. \quad (7.34)$$

Бу модел вақтли қаторнинг ҳар бир даражаси тренд (T), мавсумий (S) ва тасодифий (E) компоненталар кўпайтмасидан иборат деб қаралади. Иккала моделдан бирини танлаш мавсумий тебранишнинг цуктурасини таҳлил қилиш

асосида амалга оширилади. Агар тебраниш амплитудаси тахминан ўзгармас бўлса, турли цикллار учун мавсумий компоненталар қийматлари ўзгармас бўлган вақтли қаторнинг аддитив модели тузилади. Агар мавсумий тебраниш амплитудаси ўсиб ёки камайиб борса, вақтли қаторнинг даражаси мавсумий компонентани қийматига боғлиқ бўлган вақтли қаторнинг мултипликатив модели тузилади.

Аддитив ва мултипликатив моделларни тузиш вақтли қаторнинг ҳар бир даражаси учун T , S ва E компоненталарнинг қийматларини ҳисоблашга олиб келади.

Моделни тузиш жараёни бир неча босқичдан иборат:

- 1) берилган қаторни сирғанчиқ ўртача усул билан текслаш;
- 2) S –мавсумий компонентанинг қийматини ҳисоблаш;
- 3) қатор тенгламасидан мавсумий компоненталарни чиқариб ташлаш ва аддитив моделда $(T+E)$ ёки мултипликатив моделда $(T \cdot E)$ тексланган қийматларни топиш;
- 4) $(T+E)$ ёки $(T \cdot E)$ даражаларни аналитик текслаш ва ҳосил бўлган тренд тенгламасини қўллаб T нинг қийматларини ҳисоблаш;
- 5) ҳосил бўлган моделда $(T+E)$ ёки $(T \cdot E)$ нинг қийматларини ҳисоблаш;
- 6) мутлоқ ва нисбий ҳатоликларни ҳисоблаш.

7.4 –мисол. Вақтли қаторнинг аддитив моделини тузиш.

7.8-жадвалда келтирилган туман аҳолисининг сўнги тўрт йилда истеъмол қилган электр энергияси ҳажми ҳақидаги маълумотлардан фойдаланиб аддитив модел тузишни кўриб чиқамиз.

7.2-мисолда Вақтли қатор даврийлиги 4 га тенг бўлган мавсумий тебранишга эга эканлигини кўрган эдик. Электр энергия истеъмоли ҳажми кузги-қишки даврда (I ва IV чораклар) баҳорги-ёзги (II ва III чораклар) даврга нисбатан юқори. Қаторнинг графигидан (7.2-расм) тебраниш амплитудаси тахминан бир ҳилда эканини аниқлаш мумкин. Бу ҳолат қаторда аддитив модел борлигидан далолат беради. Қаторнинг компоненталарини ҳисоблаймиз (7.11-жадвал).

1-қадам. Сирғанчиқ ўртача усули билан қаторни текслаймиз. Бунинг учун:

а) қаторнинг ҳар тўрт чоракдаги даражалари йиғиндисини бир даврга сурган ҳолда ҳисоблаймиз ва шартли йиллик электр энергия истеъмоли ҳажмини топамиз (жадвалнинг учинчи устунига бир чорак пастга ёзамиз);

б) йиғиндини 4га бўлиб сирғанчиқ ўртачани топамиз (жадвалда тўртинчи устун). Шунини таъкидлаш керакки, ҳосил бўлган тексланган қийматлар мавсумий компонентага эга бўлмайди;

в) кетма-кет келган иккита сирғанчиқ ўртачалардан ўртачаси (марказлаштирилган ўртача)ни топиб ҳақиқий вақтга мос келтирамиз (жадвалнинг бешинчи устун).

2-қадам. Қаторнинг ҳақиқий даражалари билан марказлаштирилган ўртача орасидаги фарқни ҳисоблаб мавсумий компоненталарни баҳолаймиз (жадвалда 6-устун). Улардан мавсумий компонента (S) ларнинг қийматларини ҳисоблашда фойдаланамиз. Бунинг учун йиллар бўйича ҳар бир чорак учун ўртача мавсумий баҳо (S_i) ларни 7.11-жадвалдан олиб 7.12-жадвалга жойлаштирамиз.

Одатда мавсумий компонентали (аддитив) моделларда чораклар бўйича мавсумий компоненталарнинг йиғиндисини нолга тенг бўлсин деб олинади. Агарда бу шарт бажарилмаса тузатиш коэффициентини аниқлаб мавсумий компоненталарга тузатишлар киритилади. Ушбу модел учун мавсумий компоненталар ўртача баҳоларининг йиғиндисини қуйидагига тенг (жадвалда 3-қатор):

$$0,6 - 1,958 - 1,275 + 2,708 = 0,075.$$

Йиғинди нолга тенг бўлмаганлиги сабабли тузатиш коэффициентини ҳисоблаймиз:

$$k = 0,075 / 4 = 0,01875.$$

7.11-жадвал

Аддитив моделда мавсумий компоненталарни баҳолаш ҳисоб-китоби

Чорак рақами. t	Электр энергия истеъмоли, y_t	Тўрт чорак бўйича жами	Тўрт чорак бўйича сирғончиқ ўртача	Марказлаш-тирилган сирғончиқ ўртача	Мавсумий компонентани баҳолаш
1	2	3	4	5	6
1	6,0	-	-	-	-
2	4,4	24,4	6,10	-	-
3	5,0	25,6	6,40	6,250	-1,250
4	9,0	26,0	6,50	6,450	2,550
5	7,2	27,0	6,75	6,625	0,575
6	4,8	28,0	7,00	6,875	-2,075
7	6,0	28,8	7,20	7,100	-1,100
8	10,0	29,6	7,40	7,300	2,700
9	8,0	30,0	7,50	7,450	0,550
10	5,6	31,0	7,75	7,625	-2,025
11	6,4	32,0	8,00	7,875	-1,475
12	11,0	33,0	8,25	8,125	2,875
13	9,0	33,6	8,40	8,325	0,675
14	6,6	33,4	8,35	8,375	-1,775
15	7,0	-	-	-	-
16	10,8	-	-	-	-

7.12-жадвал

Йиллар бўйича ҳар бир чорак учун ўртача мавсумий баҳолар

Кўрсаткичлар	Йил	Чорак рақами, i			
		I	II	III	IV
	1	-	-	-1,250	2,550
	2	0,575	-2,075	-1,100	2,700
	3	0,550	-2,025	-1,475	2,875
	4	0,675	-1,775	-	-
i -чорак бўйича жами (барча йиллар учун)		1,800	-5,875	-3,825	8,125
i -чорак учун мавсумий компоненталарни ўртача баҳоси (\bar{S}_i)		0,600	-1,958	-1,275	2,708
Тузатилган мавсумий компонента, S_i		0,581	-1,977	-1,294	2,690

Мавсумий компоненталарнинг чораклар бўйича тузатилган қийматларини ўртача баҳо билан тузатиш коэффициенти (k) орасидаги фарқни ҳисоблаб топамиз, яъни, $S_i = \bar{S}_i - k$, формула ёрдамида топамиз, бу ерда, $i = 1, 2, 3, 4$.

Топилган қийматларни жадвалга қўйиб, мавсумий компоненталарнинг қийматлари йиғиндиси нолга тенг бўлиш шартини текшириб кўрамиз:

$$0,581 - 1,977 - 1,294 + 2,690 = 0.$$

Шундай қилиб, қуйидаги мавсумий компоненталар қийматларини оламиз:

$$I - \text{чорак: } S_1 = 0,581;$$

$$II - \text{чорак: } S_2 = -1,979;$$

III – чорак: $S_3 = -1,294$;

IV – чорак: $S_4 = 2,690$.

3-қадам. Берилган вақтли қаторнинг ҳар бир даражасидан мавсумий компоненталарнинг таъсирини чиқариб ташлаб, $T+E=Y-S$ қийматларини топамиз (7.13-жадвалнинг 4-устуни). Ушбу қийматлар ҳар бир давр учун ҳисобланиб, улар фақат тенденция ва тасодикий компоненталардан иборат бўлади.

7.13 –жадвал

T нинг тексланган қийматларини ва аддитив моделда E хатоликни ҳисоблаш

t	y_t	S_t	$T+E=y_t-S_t$	T	$T+S$	$E=y_t-(T+S)$	E^2
1	2	3	4	5	6	7	8
1	6,0	0,581	0,419	5,902	6,483	-0,483	0,2333
2	4,4	-1,977	6,337	6,088	4,111	0,289	0,0835
3	5,0	-1,294	6,294	6,275	4,981	0,019	0,0004
4	9,0	2,690	6,310	6,461	9,151	-0,151	0,0228
5	7,2	0,581	6,619	6,648	7,229	-0,029	0,0008
6	4,8	-1,977	6,777	6,834	4,857	-0,057	0,0032
7	6,0	-1,294	7,294	7,020	5,727	0,273	0,0745
8	10,0	2,690	7,310	7,207	9,896	0,104	0,0108
9	8,0	0,581	7,419	7,393	7,974	0,026	0,0007
10	5,6	-1,977	7,577	7,580	5,603	-0,030	0,0009
11	6,4	-1,294	7,694	7,766	6,472	-0,072	0,0052
12	11,0	2,690	8,310	7,952	10,642	0,358	0,1282
13	9,0	0,581	8,419	8,139	8,720	0,280	0,0784
14	6,6	-1,977	8,577	8,325	6,348	0,252	0,0635
15	7,0	-1,294	8,294	8,519	7,218	-0,218	0,0475
16	10,8	2,690	8,110	8,698	11,388	-0,588	0,3457

4-қадам. Моделнинг T компонентасини аниқлаймиз. Бунинг учун $(T+E)$ қаторни чизиқли тренд ёрдамида аналитик текслаймиз. Аналитик текслашнинг натижалари қуйидагилардан иборат:

Тренд тенгламасининг озод ҳади	5,715416
Регрессия коэффициенти	0,186421
Регрессия коэффициентининг цандарт ҳатоси	0,015188
R квадрат	0,914971
Кузатувлар сони	16
Еркинлик даражаси сони	14

Олинган натижалардан келиб чиқиб, қуйидаги чизиқли трендга эга бўламиз:

$$T = 5,715 + 0,186 \cdot t . \quad (7.35)$$

Ушбу тенгламага $t = 1, 2, \dots, 16$ қийматларни қўйиб, ҳар бир вақт учун T нинг даражалари топилади (7.13-жадвалда 5-устун). Тренд тенгламаси графиги 7.9-расмда келтирилган.

5-қадам. Қаторнинг аддитив моделда олинган қийматларини топамиз. Бунинг учун T нинг даражаларига мос чораклар учун мавсумий компоненталарни қўшиб чиқамиз ($T+S$ нинг қийматлари 7.13-жадвалнинг 6-устунида ва 7.9-расмда келтирилган).

6-қадам. Аддитив моделни куриш усулига асосан моделнинг хатоларини ҳисоблаш

$$E = Y - (T + S) \quad (7.36)$$

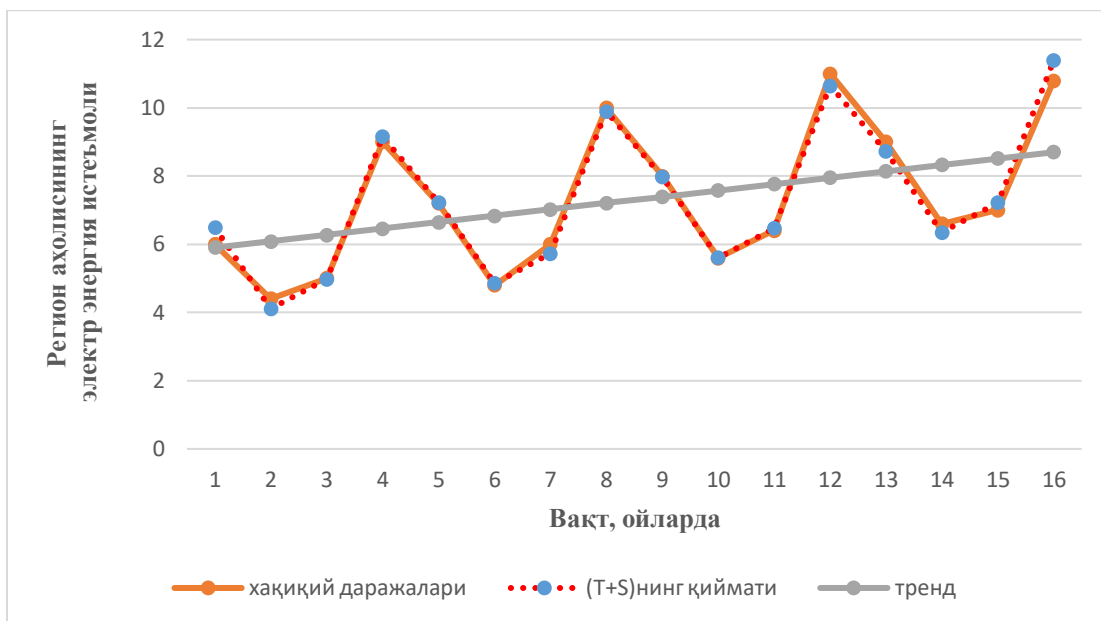
формула асосида амалга оширилади. Бу мутлоқ хатолик бўлиб, унинг қиймати 7.13-жадвалнинг 7-устунида келтирилган.

Регрессия модели каби, танланган моделнинг сифатини баҳолаш учун олинган мутлоқ хатоликлар квадратлари йиғиндисидан фойдаланиш мумкин. Ушбу аддитив модел учун мутлоқ хатоликлар квадратлари йиғиндиси 1,10га тенг. Уни қатор даражаларининг ўртача даражасидан четланиши квадратларининг йиғиндиси (71,59)га нисбати 1,5 фоиздан кўпроқни ташкил этади, яъни: $(1 - 1,10 / 71,59) \cdot 100 = 1,536\%$.

Шундай қилиб, айтиш мумкинки, аддитив модел охирги 16 чоракда электр энергия истеъмоли жараёнини ифодаловчи вақтли қатор даражаларининг ўзгаришини 98,5 фоиз аниқлик билан ифодалаб беради.

7.5-мисол. Аддитив модел бўйича прогнозлаш.

Фараз қилайлик, 7.4-мисол маълумотлари асосида туман аҳолисининг кейинги биринчи ярим йилликдаги электр энергиясини истеъмоли миқдорини прогнозлаш талаб қилинади.



7.10-расм. Туман аҳолисининг электр энергиясини истеъмоли (қатор даражаларининг, ҳақиқий, тексланган ва аддитив моделда олинган қийматлари)

Ечим. (7.10) муносабатга асосан аддитив моделда вақтли қатор даражаларининг F_k прогноз қийматлари тренд ва мавсумий компоненталарнинг йиғиндисидан иборат. Туман аҳолисининг бешинчи йилнинг биринчи ярим йилликдаги электр энергиясини истеъмоли ҳажми бешинчи йилнинг I ва II чораклардаги истеъмол қилинган электр энергияси ҳажмлари (F_{17} ва F_{18})нинг мос равишда йиғиндисидан иборат.

Тренд компоненталарини аниқлаш учун тренд тенгламасидан фойдаланамиз:

$$T = 5,715 + 0,186 \cdot t.$$

Прогноз қилинаётган ойлар учун тренд қуйидагилардан иборат:

$$T_{17} = 5,715 + 0,186 \cdot 17 = 8,877;$$

$$T_{18} = 5,715 + 0,186 \cdot 18 = 9,063.$$

Мавсумий компоненталарнинг қийматлари: $S_1 = 0,581$ (I-чорак);

$S_2 = -1,977$ (II-чорак) эди.

Шундай қилиб,

$$F_{17} = T_{17} + S_1 = 8,877 + 0,581 = 9,458;$$

$$F_{18} = T_{18} + S_2 = 9,063 - 1,977 = 7,086.$$

Электр энергияни келаси (бешинчи чорак) йилнинг биринчи ярим йиллигида истеъмол қилинадиган ҳажмининг прогноз қиймати

$$(9,458 + 7,086) = 16,544 \text{ млн. квт. соатга тенг экан.}$$

Вақтли қаторлар мултипликатив моделини тузиш ва юқорида келтирилган барча босқичларни бажариш талабаларга олган билимларини мустаҳкамлаш учун мустақил иш сифатида ҳавола этилади.

7.5. Вақтли қаторларнинг ўзаро боғланишларини баҳолашнинг ўзига хос хусусиятлари

Вақтли қаторлар шаклида берилган ўзгарувчиларнинг боғланишларини сабаб ва оқибатларини ўрганиш эконометрик моделлаштиришда энг мураккаб масалалардан ҳисобланади. Бу масалаларда ананавий корреляцион-регрессион таҳлил усулларини қўллаш эконометрик моделларни тузиш ва уларни таҳлил қилиш босқичларида муҳим бўлган қатор муаммоларни келтириб чиқаради. Бу муаммолар биринчи навбатда эконометрик моделлаштиришда маълумотлар манбааси бўлган вақтли қаторларнинг хусусияти билан боғлиқ. Ушбу бобнинг аввалги параграфларидан маълумки вақтли қаторларнинг ҳар бир даражаси учта асосий компоненталар: тенденция, циклик (мавсумий) ва тасодифий компоненталардан иборат. Ушбу компоненталарнинг мавжуд бўлиши вақтли қаторларнинг корреляцион-регрессион таҳлили натижаларига қандай таъсир этишини кўриб чиқамиз.

Бундай таҳлилнинг дастлабки босқичи ўрганилаётган вақтли қаторларнинг тузилишини аниқлашдан иборат. Агар бу босқичда вақтли қаторлар мавсумий ёки циклик тебранишларга эга бўлса, у ҳолда ўзаро боғланишларни ўрганиш бўйича кейинги тадқиқотларни олиб боришдан олдин вақтли қаторлар даражаларидан мавсумий ва циклик компоненталарни чиқариб ташлаш керак. Чунки, уларнинг вақтли қаторларда мавжуд бўлиши, агар иккала қатор бирдек такрорланувчи циклик тебранишга эга бўлса қаторларнинг боғланиш кучи ҳақиқий кўрсаткичларининг қийматларини кўтарилишига олиб келади, агар мавсумий ёки циклик тебранишлар фақат қаторлардан бирида бўлса ёки қаторларда

тебранишлар ўзгарувчанлиги турлича бўлса, кўрсаткичларнинг қийматларини камайишига олиб келади.

Вақтли қаторлар даражаларидан мавсумий компоненталарни чиқариб ташлашни *аддитив* ва *мультипликатив* моделлар куриш усулларидан фойдаланган ҳолда амалга ошириш мумкин. Соддалик учун боғланишларни таҳлил қилиш усулларини ёритишда ўрганилаётган вақтли қаторларда даврий тебранишлар мавжуд эмас деб қараймиз. Фараз қилайлик, X ва Y қаторлари орасидаги боғланиш ўрганилаётган бўлсин. Боғланишни миқдорий жиҳатдан тавсифлаш учун чизикли корреляция коэффициентидан фойдаланамиз. Агар вақтли қаторлар тенденцияга эга бўлса корреляция коэффициентининг мутлоқ қиймати юқори бўлади (X ва Y қаторларнинг тенденциялари устма-уст тушса корреляция коэффициенти мусбат, қарама-қарши йўналишда бўлса манфий бўлади). Лекин бундан x нинг ўзгариши сабабли y ҳам ўзгараётти (ёки тескараси) деган хулосага келиш керак эмас.

Корреляция коэффициентининг юқори бўлиши бу x ва y ларнинг вақтга боғлиқлиги ёки тенденция мавжудлигининг натижасидир. Шу билан бирга сабаб-оқибат орқали бир-бири билан умуман боғланмаган қаторлар бир хил ёки қарама-қарши тенденцияга эга бўлишлари ҳам мумкин. Масалан, олий ўқув юрти битирувчилари сони билан дам олиш масканлари сони ўртасидаги боғланишнинг корреляция коэффициенти маълум бир давр учун 0,8 бўлган бўлсин. Табиийки бу ҳолат дам олиш масканларининг сонини кўпайиши олий ўқув юрти битирувчиларнинг сонини ортишини ёки битирувчиларнинг сонини ортиши дам олиш масканларига талабнинг ортишига олиб келмайди, албатта.

Ўрганилаётган қаторлар ўртасидаги сабаб-оқибат боғлиқлигини тавсифловчи корреляция коэффициентини олиш учун, ҳар бир қаторда тенденция мавжудлигидан келиб чиқадиган “ёлғон корреляция”дан қутилиш керак. Бунинг учун тенденцияларни йўқотиш усулларининг биридан фойдаланилади. Фараз қилайлик, иккита x_t ва y_t вақтли қаторлар учун қуйидаги кўринишдаги жуфт регрессия тенгламаси тузилган бўлсин:

$$y_t = a + b \cdot x_t + \varepsilon_t \quad (7.37)$$

Ушбу ҳар бир вақтли қаторда тенденциянинг борлиги моделнинг боғлиқ бўлган y_t ўзгарувчи ва боғлиқ бўлмаган x_t ўзгарувчиларга моделда бевосита эътиборга олинмаган вақт омили таъсир этаётганлигини билдиради. Вақт омилининг таъсири жорий ва ўтган вақт мобойнидаги ε_t қолдиқлар қийматлари орасидаги корреляцион боғланишда ифодаланади. Бундай боғланишлар “қолдиқлардаги автокорреляция” дейилади.

Қолдиқдаги автокорреляция бу ЭККУ нинг асосий шартларидан бири бўлган, регрессия тенгламасида ҳосил бўладиган қолдиқнинг тасодифийлиги шартининг бузилишидир. Бу муаммони эчиш йўлларида бири модел параметрларини баҳолашда умумлашган ЭККУ ни қўллашдан иборат.

Тенденцияни йўқотиш усуллари

Тенденцияларни йўқотишнинг барча усуллариининг моҳияти – вақт омилини қатор даражаларига таъсирини йўқотиш ёки уни белгилаб қўйишдан иборат.

Тенденцияларни йўқотиш усуллари икки гуруҳга бўлиш мумкин:

– берилган қатор даражаларини тенденцияга эга бўлмаган янги ўзгарувчиларга ўзгартириш усуллари. Ўзгартирилган ўзгарувчилар ўрганилаётган вақтли қаторларда ўзаро боғланишларни таҳлил қилишда фойдаланилади. Бу усуллар ёрдамида ҳар бир вақтли қаторда T тренд компоненталари бевосита йўқотилади. Ушбу гуруҳга икки усул: кетма-кет айирмалар ва тренддан четланиш киради;

– вақт омилини моделнинг боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларига таъсирини ажратган ҳолда берилган қаторларнинг ўзаро боғланишини ўрганишга асосланган усуллар. Ўз навбатида бу усул вақтли қаторларнинг регрессия моделига вақт омилини киритиш усули ҳам дейилади.

Юқорида келтирилган усулларни қўллашнинг афзалликлари ва камчиликларини кўриб чиқамиз.

Тренддан четланиш усули

Икки x_t ва y_t вақтли қаторларда T – тренд ва ε – тасодифий компоненталар бор бўлсин. Ушбу қаторларнинг ҳар бирида аналитик текслашни амалга ошириш тренд

тенгламаларининг мос параметрларини ва тренд бўйича ҳисобланган \hat{x}_t ва \hat{y}_t ларнинг даражаларини аниқлаш имконини беради. Бу ҳисоблаш натижаларини ҳар бир қаторнинг T – тренд компоненталарини баҳолаш учун қабул қилса бўлади. Шунинг учун тенденцияни таъсирини даражаларнинг берилган қийматларидан ҳисобланган қийматларини айриш йўли билан йўқотиш мумкин. Ушбу амаллар моделнинг ҳар бир вақтли қатор учун бажарилади. Қаторларнинг ўзаро боғлиқлигининг кейинги таҳлили берилган даражаларни қўллаб эмас, балки $x_t - \hat{x}_t$ ва $y_t - \hat{y}_t$ тренддан оғишларни қўллаган (ҳосил бўлган қаторларда тренд бўлмаган) ҳолда амалга оширилади.

7.6-мисол. Якуний истеъмолга ҳаражатлар билан жами даромаднинг ўзаро боғланишини аниқлаш.

Якуний истеъмолга ҳаражатлардан ташқари жами даромад ҳақидаги 8 йиллик маълумотлар (шартли пул бирлигида) берилган бўлсин (7.14-жадвал). Жами даромад – x_t ва якуний истеъмолга ҳаражатлар – y_t вақтли қаторлари орасидаги боғланиш зичлиги ва кучини тавсифлаш талаб этилади.

7.14-жадвал

Якуний истеъмолга ҳаражатлар ва жами даромад (шартли п. б.)

Йиллар	1	2	3	4	5	6	7	8
Якуний истеъмолга ҳаражатлар, y_t	7	8	8	10	11	12	14	16
Жами даромад, x_t	10	12	11	12	14	15	17	20

Берилган маълумотлар асосида амалга оширилган корреляцион-регрессион таҳлил натижасида қуйидагиларни оламиз:

регрессия тенгламаси $\hat{y}_t = -2,05 + 0,92 \cdot x_t,$

корреляция коэффиценти $r_{xy} = 0,982,$

ковариация коэффиценти $r_{xy}^2 = 0,965.$

8.7-мисолда якуний истеъмолга ҳаражатлар қатори бўйича биринчи тартибли автокорреляция $r_1^y = 0,976$ эди. Ҳудди шундай жами даромад вақтли қатори бўйича биринчи тартибли автокорреляцияни ҳисобласак $r_1^x = 0,880$ ни оламиз. Кўриниб турибдики натижа айнан бир хил эмас. Бундан келиб чиқиб, ҳар

бир қаторда чизикли ёки чизиклига яқин бўлган тренд борлигини эътиборга олиб, олинган натижада сохта корреляция мавжуд деб тахмин қилиш мумкин. Уни олиб ташлаш учун тренддан четланиш бўйича тенденцияни йўқотиш усулин қўллаймиз. Ҳар бир қатор бўйича чизикли трендларни ҳисоблаш натижалари 7.15-жадвалда келтирилган.

7.15-жадвал

Якуний истеъмолга ҳаражатлар ва жами даромадлар чизикли трендларининг параметрлари ҳисоблаш натижалари

Кўрсаткичлар	Якуний истеъмолга ҳаражатлар	Жами даромад
Озод ҳад (константа)	5,071428	8,035714
Регрессия коэффициенти	1,261904	1,297619
Регрессия коэффициентининг стандарт ҳатолиги	0,101946	0,179889
R-квадрат	0,962315	0,896611
Кузатувлар сони	8	8
Эркинлик даражаси сони	6	6

$\hat{y}_t = 5,07 + 1,26 \cdot t$ ва $\hat{x}_t = 8,04 + 1,3 \cdot t$ трендлардан \hat{y}_t ва \hat{x}_t ларнинг ҳисобланган қийматларини ҳамда $y_t - \hat{y}_t$ ва $x_t - \hat{x}_t$ трендлардан четланишларни аниқлаймиз (7.16-жадвал).

7.16-жадвал

Якуний истеъмолга ҳаражатлар ва жами даромад динамик қаторлари учун тренд компоненталари ва ҳатолар

t , вақт	y_t	x_t	\hat{y}_t	\hat{x}_t	$y_t - \hat{y}_t$	$x_t - \hat{x}_t$
1	7	10	6,33	9,34	0,67	0,66
2	8	12	7,59	10,64	0,41	1,36
3	8	11	8,85	11,94	-0,85	-0,94
4	10	12	10,11	13,24	-0,11	-1,24
5	11	14	11,37	14,54	-0,37	-0,54
6	12	15	12,63	15,84	-0,63	-0,84
7	14	17	13,89	17,14	0,11	-0,14
8	16	20	15,15	18,44	0,85	1,56

Ҳисобланган, тренддан четланишларни автокорреляция бўйича текшириб кўрамиз. Тренддан четланиш бўйича биринчи тартибли автокорреляция коэффициентлари куйидагиларга тенг:

$$r_1^{\Delta x_t} = 0,254, \quad r_1^{\Delta y_t} = 0,129.$$

Демак, ҳосил бўлган тренддан четланиш вақтли қаторларини берилган якуний истеъмолга ҳаражатлар ва жами даромад вақтли қаторларининг боғланиш кучини миқдорий жиҳатдан тавсифлаш учун қўллаш мумкин. Тренддан четланиш бўйича корреляция коэффиценти $r_{\Delta x \Delta y} = 0,860$ га тенг (бу қийматни берилган қатор даражалари бўйича корреляция коэффиценти $r_{xy} = 0,982$ билан таққосланг). Бу эса якуний истеъмолга ҳаражатлар билан жами даромад ўртасидаги боғланиш тўғри ва юқори даражада эканлигини кўрсатади.

Тренддан четланиш регрессион моделини қуриш натижалари қуйидагилардан иборат:

Озод ҳад (константа)	0,017313
Регрессия коэффиценти	0,487553
Регрессия коэффицентининг стандарт хатолиги	0,117946
R-квадрат	0,740116
Кузатувлар сони	8
Эркинлик даражаси сони	6

Ушбу моделни прогнозлаш масаласи учун қўллаш мумкин. Бунинг учун \hat{x}_t омил белгининг тренд қийматларини аниқланилади ва берилган қийматларни бирор усул билан тренддан тахмин қилинаётган четланиш қиймати баҳоланади. Ўз навбатида тренд тенгламасидан натижавий белги учун \hat{x}_t нинг тренд қийматлари аниқланилади, тренддан четланиш регрессия тенгламасидан $y_t - \hat{y}_t$ четланиш қийматини аниқланилади. Сўнгра қуйидаги

$$y_t = \hat{y}_t + (y_t - \hat{y}_t)$$

формуладан y_t нинг нуқтадаги ҳақиқий қиймати аниқланилади.

Кетма-кет айирмалар усули

Кўп ҳолларда тенденцияларни йўқотиш мақсадида вақтли қаторларни аналитик текслаш ўрнига соддароқ бўлган усул – кетма-кет айирмалар усули қўлланилади.

Агар вақтли қатор аниқ ифодаланган чизиқли тенденцияга эга бўлса, у ҳолда берилган қатор даражаларини занжирсимон мутлоқ қўшимча ўсиш (биринчи тартибли айирма) билан алмаштириб тенденцияни йўқотиш мумкин.

$$y_t = \hat{y}_t + \varepsilon_t \quad (7.38)$$

бўлсин, бу ерда ε_t – тасодифий хатолик.

$$\hat{y}_t = a + b \cdot t \quad (7.39)$$

У ҳолда,

$$\Delta_t = y_t - y_{t-1} = a + b \cdot t + \varepsilon_t - (a + b \cdot (t-1) + \varepsilon_{t-1}) = b + (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}). \quad (7.40)$$

Бу ерда, b – вақтга боғлиқ бўлмаган коэффициент. Кучли тенденция мавжуд бўлганда ε_t - қолдиқ етарлича кичик бўлиб у тасодифий хусусиятга эга. Шунинг учун қатор даражаларининг биринчи тартибли айирмаси Δ_t ўзгарувчи вақтга боғлиқ эмас, улардан кейинги таҳлилларда фойдаланиш мумкин.

Агар вақтли қатор иккинчи тартибли парабола шаклидаги тенденцияга эга бўлса, у ҳолда уни йўқотиш учун қаторнинг берилган даражаларини иккинчи тартибли айирмага алмаштириш мумкин.

(7.38) муносабат ўринли бўлиб,

$$\hat{y}_t = a + b_1 \cdot t + b_2 \cdot t^2 \quad (7.41)$$

бўлсин. У ҳолда,

$$\begin{aligned} \Delta_t = y_t - y_{t-1} &= a + b_1 \cdot t + b_2 \cdot t^2 + \varepsilon_t - (a + b_1 \cdot (t-1) + b_2 \cdot (t-1)^2 + \varepsilon_{t-1}) = \\ &= b_1 - b_2 + 2 \cdot b_2 \cdot t + (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}). \end{aligned} \quad (7.42)$$

Ушбу муносабатдан кўриниб турибдики биринчи тартибли айирма Δ_t вақт омили (t) га бевосита боғлиқ ва у тенденцияга эга.

Иккинчи тартибли айирмани аниқлаймиз:

$$\begin{aligned} \Delta_t^2 = \Delta_t - \Delta_{t-1} &= b_1 - b_2 + 2 \cdot b_2 \cdot t + (\varepsilon_1 - \varepsilon_2) - \\ &- (b_1 - b_2 + 2 \cdot b_2 \cdot (t-1) + (\varepsilon_1 - \varepsilon_2)) = \\ &= 2 \cdot b_1 + (\varepsilon_t - 2 \cdot \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_{t-2}) \end{aligned} \quad (7.43)$$

Кўриниб турибдики, Δ_t^2 иккинчи айирма тенденцияга эга эмас, шунинг учун берилган даражаларда иккинчи тартибли тренднинг мавжуд бўлганда уларни келгуси таҳлилларда қўллаш мумкин. Агар вақтли қатор тенденцияси

экспоненциал ёки даражали трендга мос келса, кетма-кет айирмалар усулини қаторнинг берилган даражаларига эмас балки уларнинг логарифмларига қўллаш маъқул.

7.7-мисол. Якуний истеъмолга ҳаражатларни жами даромадга боғлиқлигини биринчи айирма бўйича ўрганиш.

7.14-жадвалда келтирилган якуний истеъмолга ҳаражатлар (y_t) ва жами даромад (x_t) бўйича маълумотларига мурожаат қиламиз. Ушбу қаторлар орасидаги боғланишни биринчи айирма бўйича таҳлил қилиб кўрамиз (7.17-жадвал).

7.17-жадвал

t	y_t	x_t	$\Delta_t y$	$\Delta_t x$
1	7	10	-	-
2	8	12	1	2
3	8	11	0	-1
4	10	12	2	1
5	11	14	1	2
6	12	15	1	1
7	14	17	2	2
8	16	20	2	3
Биринчи тартибли автокорреляция коэффициенти			-0,109	-0,156

Вақтли қаторлар биринчи тартибли айирмаларининг автокорреляциясини текшириш натижалари 7.17-жадвалнинг охириги қаторида келтирилган. Ҳосил бўлган қаторларда автокорреляция бўлмаганлиги сабабли уларни берилган маълумотлар ўрнига якуний истеъмолга ҳаражатлар билан жами даромад орасидаги боғланишни ўрганиш учун қўллаймиз. Қаторларнинг биринчи тартибли айирма бўйича корреляция коэффициенти $r_{\Delta_t x, \Delta_t y} = 0,717$ га тенг. Бу эса 7.6-мисолда берилган якуний истеъмолга ҳаражатлар билан жами даромад орасида тўла тўғри боғланиш мавжуд деган хулосани тасдиқлайди.

Якуний истеъмолга ҳаражатларни жами даромадга боғланишини биринчи тартибли айирма бўйича тузилган регрессия тенгламаси қуйидаги натижаларга олиб келди:

Озод ҳад (константа)	0,676471
Регрессия коэффициенти	0,426471
Регрессия коэффициенти стандарт хатолиги	0,184967
R-квадрат	0,5152219
Кузатувлар сони	7
Эркинлик даражаси	5

Шундай қилиб, регрессия тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$\hat{\Delta}_t y = 0,68 + 0,43 \cdot \Delta_t x; \quad R^2 = 0,515.$$

Бу регрессия тенгламаси қуйидагича изоҳланади: даромаднинг қўшимча ўсиши 1 пул бирлигига ўзгарганда истеъмолни қўшимча ўсиши ўртача шу томонга қараб 0,43 пул бирлигига ўзгаради.

Кетма-кет айирмалар усули оддий усул бўлиши билан бирга иккита камчиликка эга. *Биринчидан*, ушбу усулни қўллашда регрессия тенгламасини тузиш учун асос бўладиган кузатувлар сони иккитага камаяди ва ўз навбатида эркинлик даражасида ҳам йўқотиш юз беради. *Иккинчидан*, вақтли қаторларнинг берилган даражалари ўрнига уларнинг қўшимча ўзгаришларини қўлланилиши берилган маълумотларни йўқотилишига олиб келади.

Регрессия моделига вақт омилини киритиш

Корреляцион-регрессион таҳлилда қандайдир омилни натижага ва моделга киритилган бошқа омилларга таъсирини ҳисобга олиш имконияти бўлса, унинг таъсирини йўқотиш мумкин. Бу усул, вақт омилини боғлиқ бўлмаган омил сифатида моделга киритиш орқали тенденцияни ҳисобга олиш мумкин бўлган ҳолларда вақтли қаторларни таҳлил қилишда кенг қўлланилади.

Вақт омили киритилган ушбу

$$y_t = a + b_1 \cdot x_t + b_2 \cdot t + \varepsilon_t \quad (7.44)$$

модел шундай моделлар гуруҳига тегишли. Бундай моделларда боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар сони биттадан кўп бўлиши мумкин. Бундан ташқари, булар боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларнинг нафақат жорий қийматлари, балки ўтган даврдаги

қийматлари ҳамда натижавий ўзгарувчининг ҳам ўтган даврдаги қийматлари бўлиши мумкин.

Бундай моделларнинг “*тренддан четланиш*” ва “*кетма-кет айирмалар*” усулларига нисбатан афзалликлари шундан иборатки, улар берилган маълумотларни барчасини ҳисобга олиш имконини беради, чунки y_t ва x_t ларнинг қийматлари берилган вақтли қаторлар даражаларини ташкил этади. Бундан ташқари модел кузатувлар сонини камайишига олиб келувчи “*кетма-кет айирмалар*” усули билан тузилган моделдан фарқ қилиб, у ўрганилаётган даврдаги барча маълумотлар бўйича тузилади. Вақт омили киритилган моделнинг a ва b параметрлари ЭККУ билан аниқланилади. Параметрларни ҳисоблаш ва таҳлил қилишни қуйидаги мисолда кўриб чиқамиз.

7.8-мисол. Вақт омилини киритиш йўли билан регрессия моделини тузиш.

7.14-жадвал маълумотлари асосида якуний истеъмолга ҳаражатларни жами даромад x_t ва вақт омилига боғланишини ифодаловчи регрессия тенгламасини тузамиз.

(7.44) регрессия тенгламаси параметрларининг қийматларини ҳисоблаш учун оддий ЭККУ дан фойдаланамиз.

Нормал тенгламалар системаси қуйидаги кўринишга эга:

$$\begin{cases} n \cdot a + b_1 \cdot \sum x_t + b_2 \cdot \sum t = \sum y_t, \\ a \cdot \sum x_t + b_1 \cdot \sum x_t^2 + b_2 \cdot \sum t \cdot x_t = \sum x_t \cdot y_t, \\ a \cdot \sum t + b_1 \cdot \sum t \cdot x_t + b_2 \cdot \sum x_t^2 = \sum t \cdot y_t \end{cases} \quad (7.45)$$

Берилган маълумотлар асосида керакли қийматларни ҳисоблаб (7.45)га қўйсақ қуйидагига эга бўламиз:

$$\begin{cases} 8 \cdot a + 111 \cdot b_1 + 36 \cdot b_2 = 86, \\ 111a + 1619 \cdot b_1 + 554 \cdot b_2 = 1266, \\ 36 \cdot a + 554 \cdot b_1 + 204 \cdot b_2 = 440 \end{cases}$$

Тенгламалар системасини a , b_1 , b_2 ларга нисбатан ечиб, $a = 1,15$; $b_1 = 0,49$; $b_2 = 0,63$ ларни оламиз. Юқоридагилардан келиб чиқиб, регрессия тенгламаси куйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_t = 1,15 + 0,49 \cdot x_t + 0,63 \cdot t + \varepsilon_t.$$

Тенгламанинг параметрлари куйидагича таҳлил қилинади. $b_1 = 0,49$ параметр жами даромад 1 пул бирлигига ортганда якуний истеъмолга ҳаражатлар, ўзгармас тенденция мавжуд бўлганда, ўртача 0,49 пул бирлигига ортишини тавсифлайди. $b_2 = 0,63$ параметр, жами даромаддан ташқари, барча омилларни якуний истеъмол учун қилинган ҳаражатларга таъсири уни ўртача йиллик мутлоқ ўсишини 0,63 пул бирлигига тенг бўлишини билдиради.

7.6. Вақтли қаторларни компютер дақурлари ёрдамида моделлаштириш

7.9-мисол. Охирги беш йилнинг чораклари бўйича мамлакатга туристлар оқими ҳақидаги маълумотлари берилган.

Йиллар	1-чорак	2- чорак	3- чорак	4- чорак
2014	385837	475343	527363	473418
2015	403996	494878	532033	486807
2016	459803	490901	551753	524578
2017	504970	620804	762304	801996
2018	972264	1349369	1593844	1430742

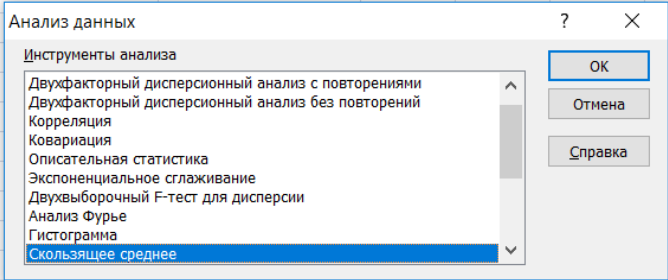
Топшириқ: Компьютерда **MS Excel** дастурий махсулидан фойдаланиб:

- 1) Сирғанчиқ ўртача билан қаторни тексланг.
- 2) Мавсумий компоненталарни баҳоланг.
- 3) Берилган вақтли қатордан мавсумий компоненталарни чиқариб ташлаб тренд тенгламаси – аддитив моделни тузинг ва моделнинг хатолигини баҳоланг.
- 4) Берилган вақтли қаторни ҳақиқий даражалари, тексланган даражалари, аддитив моделдан олинган даражаларини графикда тасвирланг.
- 5) Аддитив модел асосида келаси йилнинг чораклари, биринчи ва иккинчи ярим йилликлари ҳамда йил бўйича туристлар оқимининг сонини прогнозланг.

Ечим.

1) Сирғанчик ўртача билан қаторни текслаш учун MS Excel дастурига кириб маълумотларни киритиш учун ишчи ОЙНА очилади ва маълумотлар киритилади (жадвални кўргазмали бўлиши учун маълумотларни A5 катакдан бошлаб ёзиш мақсадга мувофиқ, 7.11-расм). Сўнгра ДАННЫЕ ва АНАЛИЗ ДАННЫХ буйруқларидан фойдаланиб Инструменты анализа дарчаси очилади ва унда Скользящее среднее инструменти белгиланиб ОК тугмаси босилади (7.11-расм). Натижада 7.12-расмдаги ойна ҳосил бўлади.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	Йиллар	Чораклар	Туристлар сони	Сирғончик ўртача	Марказлашган ўртача				
2									
3									
4									
5	2014	I	385837						
6		II	475343						
7		III	527363						
8		IV	473418						
9	2015	I	403996						
10		II	494878						
11		III	532033						
12		IV	486807						
13	2016	I	459803						
14		II	490901						
15		III	551753						
16		IV	524578						
17	2017	I	504970						
18		II	620804						
19		III	762304						
20		IV	801996						
21	2018	I	972264						
22		II	1349369						
23		III	1593844						
24		IV	1430742						



7.11-расм. Сирғончик ўртача буйруғини ишга тушириш ойнаси

Скользящее среднее ойнасида маълумотларни киритишнинг юқоридаги тартибига асосан **Входной интервал** ойначасига берилган маълумотлар жойлашган катаклар рақамлари ёзилади. **Интервал** ойначасига ўрталаштирилаётган чораклар сони (бизнинг мисолда у тўртга тенг) ёзилади.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	Йиллар	Чораклар	Туристлар сони	Сирғончик ўртача	Марказлашган ўртача				
2									
3									
4									
5	2014	I	385837						
6		II	475343						
7		III	527363						
8		IV	473418						
9	2015	I	403996						
10		II	494878						
11		III	532033						
12		IV	486807						
13	2016	I	459803						
14		II	490901						
15		III	551753						
16		IV	524578						
17	2017	I	504970						
18		II	620804						
19		III	762304						
20		IV	801996						
21	2018	I	972264						
22		II	1349369						
23		III	1593844						
24		IV	1430742						

Скользящее среднее

Входные данные
 Входной интервал:

Метки в первой строке

Интервал:

Параметры вывода
 Выходной интервал:

Новый рабочий лист:

Новая рабочая книга

Вывод графика Стандартные погрешности

ОК Отмена Справка

7.12-расм. Сирғончик ўртачани ҳисоблаш ойнаси

Выходной интервал ойначасига сирғончик ўртачнинг қийматлари жойлашадиган катаклар рақамлари киритилади (жадвал кўргазмали бўлиши учун сирғончик ўртачнинг қийматлари жойлашадиган катаклар рақамларини берилган маълумотлар жойлашган катакдан иккита катак юқоридан ёзиш мақсадга мувофиқ) **ОК** тугмаси босилади, натижада **D** устунда сирғончик ўртачнинг қийматлари ҳосил бўлади (7.13 a-расм). Сўнгра марказлашган ўртачани ҳисоблаш учун яна худди шу тартибда **Скользящее среднее** ойнасига кирилади (7.14-расм) ва **Входной интервал** ойначасига сирғончик ўртачнинг қийматлари жойлашган катакларнинг рақамлари ёзилади. **Интервал** ойначасига марказлашган ўртачани ҳисоблаш учун чораклар сони (бизнинг мисолда у иккига тенг) ёзилади. **Выходной интервал** ойначасига марказлашган ўртачнинг қийматлари жойлашадиган катаклар рақамлари киритилади ва **ОК** тугмаси босилади, натижада **E** устунда марказлашган ўртачнинг қийматлари ҳосил бўлади ва натижада берилган қатор тексланган шаклга келади (7.13 b-расм).

	A	B	C	D		A	B	C	D	E
1	Йиллар	Чорак-лар	Туристлар сони	Сиргончик ўртача	1	Йиллар	Чорак-лар	Туристлар сони	Сиргончик ўртача	Марказлашган ўртача
2					2					
3					3					
4					4					
5	2014	I	385837		5	2014	I	385837		
6		II	475343	465490,25	6		II	475343	465490,25	
7		III	527363	470030	7		III	527363	470030	467760,125
8		IV	473418	474913,75	8		IV	473418	474913,75	472471,875
9	2015	I	403996	476081,25	9	2015	I	403996	476081,25	475497,5
10		II	494878	479428,5	10		II	494878	479428,5	477754,875
11		III	532033	493380,25	11		III	532033	493380,25	486404,375
12		IV	486807	492386	12		IV	486807	492386	492883,125
13	2016	I	459803	497316	13	2016	I	459803	497316	494851
14		II	490901	506758,75	14		II	490901	506758,75	502037,375
15		III	551753	518050,5	15		III	551753	518050,5	512404,625
16		IV	524578	550526,25	16		IV	524578	550526,25	534288,375
17	2017	I	504970	603164	17	2017	I	504970	603164	576845,125
18		II	620804	672518,5	18		II	620804	672518,5	637841,25
19		III	762304	789342	19		III	762304	789342	730930,25
20		IV	801996	971483,25	20		IV	801996	971483,25	880412,625
21	2018	I	972264	1179368,25	21	2018	I	972264	1179368,25	1075425,75
22		II	1349369	1336554,75	22		II	1349369	1336554,75	1257961,5
23		III	1593844		23		III	1593844		
24		IV	1430742		24		IV	1430742		

7.13 а-расм. Сиргончик ўртача.

7.13 б-расм. Марказлашган ўртача.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1	Йиллар	Чорак-лар	Туристлар сони	Сиргончик ўртача	Марказлашган ўртача						
2											
3											
4											
5	2014	I	385837								
6		II	475343	465490,25							
7		III	527363	470030							
8		IV	473418	474913,75							
9	2015	I	403996	476081,25							
10		II	494878	479428,5							
11		III	532033	493380,25							
12		IV	486807	492386							
13	2016	I	459803	497316							
14		II	490901	506758,75							
15		III	551753	518050,5							
16		IV	524578	550526,25							
17	2017	I	504970	603164							
18		II	620804	672518,5							
19		III	762304	789342							
20		IV	801996	971483,25							
21	2018	I	972264	1179368,25							
22		II	1349369	1336554,75							
23		III	1593844								
24		IV	1430742								

Скользящее среднее

Входные данные
Входной интервал:

Метки в первой строке

Интервал:

Параметры вывода
Выходной интервал:

Новый рабочий лист:

Новая рабочая книга
 Вывод графика Стандартные догрешности

ОК Отмена Справка

7.14-расм. Марказлашган ўртачани ҳисоблаш ойнаси

2) Мавсумий компоненталарни баҳолаш учун туристлар сони (С устун) билан марказлаштирилган ўртача (Е устун) орасидаги фарқни ҳисобланади (7.15-расм F устун).

	A	B	C	D	E	F
1	Йиллар	Чорак-лар	Туристлар сони	Сирғончик ўртача	Марказлашган ўртача	Мавсумий компоненталар
2						
3						
4						
5	2014	I	385837			
6		II	475343	465490,25		
7		III	527363	470030	467760,125	59602,875
8		IV	473418	474913,75	472471,875	946,125
9	2015	I	403996	476081,25	475497,5	-71501,5
10		II	494878	479428,5	477754,875	17123,125
11		III	532033	493380,25	486404,375	45628,625
12		IV	486807	492386	492883,125	-6076,125
13	2016	I	459803	497316	494851	-35048
14		II	490901	506758,75	502037,375	-11136,375
15		III	551753	518050,5	512404,625	39348,375
16		IV	524578	550526,25	534288,375	-9710,375
17	2017	I	504970	603164	576845,125	-71875,125
18		II	620804	672518,5	637841,25	-17037,25
19		III	762304	789342	730930,25	31373,75
20		IV	801996	971483,25	880412,625	-78416,625
21	2018	I	972264	1179368,25	1075425,75	-103161,75
22		II	1349369	1336554,75	1257961,5	91407,5
23		III	1593844			
24		IV	1430742			

7.15-расм. Мавсумий компоненталар

Улардан мавсумий компонента (S) ларнинг қийматларини ҳисоблашда фойдаланилади. Бунинг учун йиллар бўйича ҳар бир чорак учун ўртача мавсумий компонента қийматлари (S_i) ларни (7.15-расм. F устун) 7.18-жадвалга жойлаштирилади.

7.18-жадвал

Йиллар бўйича ҳар бир чорак учун ўртача мавсумий туристлар оқими

Кўрсаткичлар	Йил	Чорак рақами, i			
		I	II	III	IV
	2014			59602,87	946,12
	2015	-71501,50	17123,12	45628,62	-6076,12
	2016	-35048,00	-11136,37	39348,37	-9710,37
	2017	-71875,125	-17037,25	31373,75	-78416,62
	2018	-103161,75	91407,50		
i -чорак бўйича жами (барча йиллар учун)		-281586,37	80357,00	175953,62	-93257,00
i -чорак учун мавсумий компоненталарни ўртача қиймати (\bar{S}_i)		-70396,59	20089,25	43988,40	-23314,25
Тузатилган мавсумий компонента, S_i		-62988,29	27497,54	51396,70	-15905,95

Чораклар бўйича мавсумий компоненталар ўртачаларининг йиғиндисини нолга тенг ва тенг эмаслигини текширилади (7.18-жадвалнинг кўрсаткичлар устунида 3-қатор):

$$(-70396,59)+20089,25+43988,40+(-23314,25) = -29633,2.$$

Йиғинди нолга тенг бўлмаганлиги сабабли тузатиш коэффиценти ҳисобланади:

$$k = -29633,2 / 4 = -7408,3.$$

Мавсумий компоненталарнинг чораклар бўйича тузатилган қийматлари ўртача туристлар сони билан тузатиш коэффиценти (k) орасидаги фарқи $S_i = \bar{S}_i - k$, формула ёрдамида топилади, бу ерда, $i = 1, 2, 3, 4$. Топилган қийматларни жадвалга қўйиб (8.6-жадвалнинг кўрсаткичлар устунида 4-қатор) мавсумий компоненталарнинг қийматлари йиғиндиси нолга тенг бўлиш шартини такроран текшириб кўрамиз:

$$-62988,29 + 27497,54 + 51396,70 + (-15905,95) = 0.$$

Нолга тенг бўлиш шарти бажарилди, шундай қилиб, туристлар оқимининг мавсумий компоненталари қийматлари қуйидагича:

$$\text{I – чорак: } S_1 = -62988,29;$$

$$\text{II – чорак: } S_2 = 27497,54;$$

$$\text{III – чорак: } S_3 = 51396,70;$$

$$\text{IV – чорак: } S_4 = -15905,95.$$

3) Берилган вақтли қатордан мавсумий компоненталарни чиқариб ташлаб тренд тенгламаси - аддитив моделни тузиш ва моделнинг хатолигини баҳолаш (7.18-расм).

1. Берилган қаторнинг даражалари (**C** устун)дан мавсумий компоненталарнинг қийматларини (**D** устун) айирилади ва **E** устунда ҳар бир давр учун фақат тенденция ва тасодифий компоненталардан иборат қатор ҳосил бўлади.

2. Тренд тенгламаси – аддитив моделни тузиш учун ($T+E$) қаторни чизиқли тренд ёрдамида аналитик текисланади. Бунинг учун **MS Excel** дацурининг “Регрессия” буйруғидан фойдаланиб тренднинг аналитик ифодасини параметрлари қийматлари аниқланилади. Бунинг учун 7.16-расмдаги амаллар бажарилади. Натижа 7.17-расмдаги ойнада ҳосил бўлади. Регрессион таҳлилнинг натижасига асосан қатор даражаларининг вақтга боғланиш зичлиги $r_{yt} = 0,81$;

тенглама параметрлари: $a_0=692150,15$; $a_1=24289$ га тенг. Шундай қилиб, тренднинг аналитик кўриниши қуйидагича:

$$T = 692150,15 + 24289 \cdot t$$

Ушбу тенгламага $t = 1, 2, \dots, 20$ қийматларни қўйиб, ҳар бир вақт учун T нинг вақт бўйича қийматлари топилади (7.18-расм. **F** устун).

3.Берилган вақтли қаторнинг ҳар бир даражасидан (7.18-расм. **C** устун) мавсумий компоненталарнинг таъсирини (8.8-расм. **D** устун) чиқариб ташлаб, $T+E = Y-S$ қийматларини топамиз (8.8-расм. **G** устун). Натижада фақат тенденция ва тасодифий компоненталардан иборат бўлган қатор ҳосил бўлади.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	T+S	t							
2	448825,3	-19							
3	447845,5	-17							
4	475966,3	-15							
5	489324	-13							
6	466984,3	-11							
7	467380,5	-9							
8	480636,3	-7							
9	502713	-5							
10	522791,3	-3							
11	463403,5	-1							
12	500356,3	1							
13	540484	3							
14	567958,3	5							
15	593306,5	7							
16	710907,3	9							
17	817902	11							
18	1035252	13							
19	1321871	15							
20	1542447	17							
21	1446648	19							

Регрессия

Входные данные

Входной интервал Y:

Входной интервал X:

Метки Константа - ноль

Уровень надежности: %

Параметры вывода

Выходной интервал:

Новый рабочий лист:

Новая рабочая книга

Остатки

Остатки График остатков

Стандартизированные остатки График подбора

Нормальная вероятность

График нормальной вероятности

OK Отмена Справка

7.16-расм. Трендни аниқлаш учун маълумотларни киритиш

	A	B	C	D	E	F
1	ВЫВОД ИТОГОВ					
2						
3	<i>Регрессионная статистика</i>					
4	Множественный R	0,812478099				
5	R-квадрат	0,660120661				
6	Нормированный R-ква	0,641238476				
7	Стандартная ошибка	211869,5924				
8	Наблюдения	20				
9						
10	Дисперсионный анализ					
11		<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Значимость F</i>
12	Регрессия	1	1,56931E+12	1,56931E+12	34,95997123	1,34831E-05
13	Остаток	18	8,07997E+11	44888724174		
14	Итого	19	2,37731E+12			
15						
16		<i>Коэффициент стандартная ошибка статистика P-Значение</i>				<i>Нижние 95%</i>
17	Y-пересечение	692150,15	47375,48109	14,60988119	2,00172E-11	592617,9578
18	Переменная X 1	24289,20756	4107,975197	5,912695767	1,34831E-05	15658,67194

7.17-расм. Регрессиянинг натижалари

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	Йиллар	Чорак-лар	Туристлар сони, ут	S_t	$T+E = Y_t - S_t$	T	T+S	$E=y_t - (T+S)$
2	2014	1	385837	-62988,29	448825,29	224757,1	161768,8	224068,2
3		2	475343	27497,54	447845,46	273956,4	301453,9	173889,1
4		3	527363	51396,7	475966,3	323155,7	374552,4	152810,6
5		4	473418	-15905,95	489323,95	372354,9	356449	116969
6	2015	5	403996	-62988,29	466984,29	421554,2	358565,9	45430,1
7		6	494878	27497,54	467380,46	470753,5	498251	-3373
8		7	532033	51396,7	480636,3	519952,7	571349,4	-39316,4
9		8	486807	-15905,95	502712,95	569152	553246	-66439
10	2016	9	459803	-62988,29	522791,29	618351,3	555363	-95560
11		10	490901	27497,54	463403,46	667550,5	695048,1	-204147,1
12		11	551753	51396,7	500356,3	716749,8	768146,5	-216393,5
13		12	524578	-15905,95	540483,95	765949	750043,1	-225465,1
14	2017	13	504970	-62988,29	567958,29	815148,3	752160	-247190
15		14	620804	27497,54	593306,46	864347,6	891845,1	-271041,1
16		15	762304	51396,7	710907,3	913546,8	964943,5	-202639,5
17		16	801996	-15905,95	817901,95	962746,1	946840,2	-144844,2
18	2018	17	972264	-62988,29	1035252,29	1011945,4	948957,1	23306,9
19		18	1349369	27497,54	1321871,46	1061144,6	1088642	260726,8
20		19	1593844	51396,7	1542447,3	1110343,9	1161741	432103,4
21		20	1430742	-15905,95	1446647,95	1159543,2	1143637	287104,8

7.18-расм. Аддитив моделни тузиш учун ишчи жадвал

Аддитив моделни қуриш усулига асосан моделнинг ҳатолигини ҳисоблаш $E = Y - (T + S)$ формула асосида амалга оширилади. Бу мутлоқ хатолик бўлиб, унинг қиймати 7.18-расмнинг H устунида келтирилган.

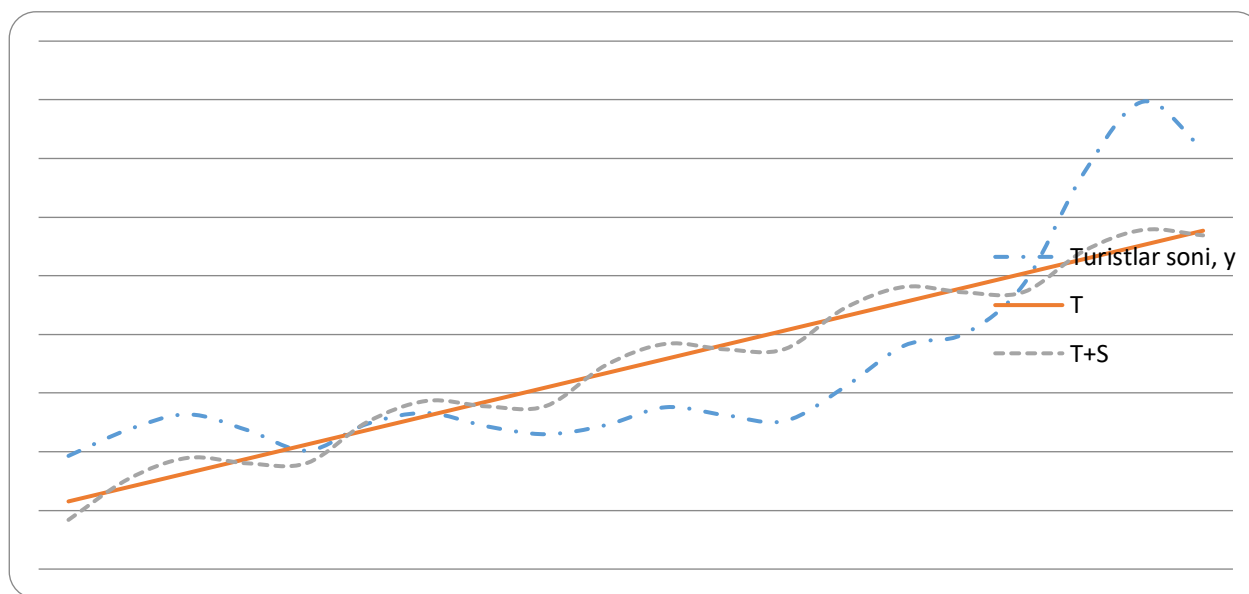
Танланган моделнинг сифатини баҳолаш учун олинган мутлоқ хатоликлар квадратлари йиғиндисидан фойдаланиш мумкин. Ушбу аддитив модел учун мутлоқ хатоликлар квадратлари йиғиндиси 8,08 га тенг. Уни қатор даражаларининг ўртача даражасидан четланиши квадратларининг йиғиндиси (169,5)га нисбати 4,18 фоизни ташкил этади, яъни:

$$(1 - 8,08/169,5) \times 100 = -4,18.$$

Шундай қилиб, айтиш мумкинки, аддитив модел охирги 20 чорақда туристлар ташрифи жараёнини ифодаловчи динамик қатор даражаларининг ўзгаришини 95,82 фоиз аниқлик билан ифодалаб беради.

4) Берилган вақтли қаторни ҳақиқий даражалари, тексланган даражалари, аддитив моделда олинган даражаларини графикдаги тасвири.

Олинган натижаларни графикда тасвирлаш учун **MS Excel** дастурини **ВСТАВКА** менюсининг **ГРАФИК** буйруғидан фойдаланамиз



7.19-расм. Ўзбекистон Республикасига ташриф буюрган туристлар оқимининг динамикаси

5) Аддитив модел асосида келаси йилнинг чораклари, биринчи ва иккинчи ярим йилликлари ҳамда йил бўйича туристлар оқими сонининг прогнози.

Прогноз қилинаётган даврларга мос тренд компоненталарини аниқлаш учун тренд тенгласидан фойдаланамиз:

$$T = 175557,86 + 49199,265 \cdot t .$$

Прогноз қилинаётган чораклар учун тренд қуйидагилардан иборат:

$$T_{21} = 175557,86 + 49199,265 \cdot 21 = 1208742,43;$$

$$T_{22} = 175557,86 + 49199,265 \cdot 22 = 1257941,70;$$

$$T_{23} = 175557,86 + 49199,265 \cdot 23 = 1307140,97;$$

$$T_{24} = 175557,86 + 49199,265 \cdot 24 = 1356340,23;$$

Мавсумий компоненталарнинг қийматлари:

I – чорак: $S_1 = -62988,29$);

II – чорак: $S_2 = 27497,54$;

III – чорак: $S_3 = 51396,70$;

IV – чорак: $S_4 = -15905,95$ эди.

Туристлар ташрифининг 2019 йилнинг I ва II чоракларида мос равишда прогноз сони:

$$Y_{21} = T_{21} + S_1 = 1\,208\,742,43 - 62\,988,29 = 1\,145\,754 \text{ kishi};$$

$$Y_{22} = T_{22} + S_2 = 1\,257\,941,70 + 27\,497,54 = 1\,285\,439 \text{ kishi} .$$

Туристлар ташрифининг 2019 йилнинг биринчи ярим йиллигида прогноз сони,

$$1\,145\,754 + 1\,285\,439 = 2\,431\,193 \text{ kishiga teng.}$$

Туристлар ташрифининг 2019 йилнинг III ва IV чоракларида прогноз сони мос равишда:

$$Y_{23} = T_{23} + S_3 = 1\,307\,140,97 + 51\,396,70 = 1\,358\,538 \text{ kishi};$$

$$Y_{24} = T_{24} + S_4 = 1\,356\,340,22 - 15\,905,95 = 1\,340\,434 \text{ kishi.}$$

Туристлар ташрифининг 2019 йилнинг иккинчи ярим йиллигида прогноз сони,

$$1\,358\,538 + 1\,340\,434 = 2\,698\,972 \text{ кишига тенг.}$$

Туристлар ташрифининг 2019 йил бўйича прогноз сони,

$2\ 431\ 193 + 2\ 698\ 972 = 5\ 130\ 165$ кишини ташкил этади.

Таянч иборалар: вақтли қатор, динамик қатор, аддитив модел, мультипликатив модел, вақтли қаторлар характеристикалари, текислаш усуллари, фазовий модел, тенденция, гипотетик, циклик, мавсумий, автокорреляция, лаг, коррелограмма, аналитик, текслаш, экспоненциал, тренд, прогноз.

Такрорлаш учун саволлар ва топшириқлар

1. Вақтли қатор деб нимага айтилади?
2. Вақтли қаторлар вариацион қаторлардан қандай хусусиятлари ва аломатлари билан фарқ қиладилар?
3. Вақтли қаторларни қандай усуллар билан текислаш мумкин?
4. Ўртача сирғалувчан усул нима ва қачон қўлланади?
5. Вақтли қаторларда корреляцион-регрессион таҳлил усуллари қўллаш шарт-шароитларини тушунтириб беринг?
6. Таклиф ва бошқа бозор иқтисодиёт қонунлари намоён бўлишини ўрганишда регрессион таҳлил усулларидан фойдаланиш тартибини мисолларда тушунтириб беринг.
7. Бозор нархига нисбатан таклиф эластиклигини аниқлаш мақсадида регрессион таҳлил усулидан фойдаланиш тартибини аниқ бир мисолда тушунтириб беринг.
8. Аддитив ва мультипликатив моделларнинг формуласига изоҳ беринг.
9. Эконометрик моделлар қандай турдаги маълумотлар асосида курилади?
10. Вақтли қаторлар автокорреляцияси нимани англатади?
11. Автокорреляция коэффиенти қайси формула ёрдамида ҳисобланади ва уни қандай хусусиятлари бор?
12. Вақтли қатор автокорреляция функцияси ва коррелограммасига таъриф беринг.
13. Тенденциянинг асосий турларини айтиб беринг.

14. Аддитив ва мултипликатив моделларга таъриф беринг ва уларни умумий кўринишларини ёзинг.

15. Аддитив моделларни қуриш қандай босқичларда амалга оширилади? Мисолдаги маълумотлар асосида тушунтириб беринг.

16. Вақтли қаторларда сирғанчиқ ўртачалар қандай ҳисобланади?

17. Мавсумий компоненталарни ўртача баҳосини коррективка қилиш коэффициентини нима учун керак?

18. Вақтли қаторлар компоненталарининг корреляцион-регрессион таҳлил натижаларига таъсири қандай ўрганилади?

19. Вақтли қаторларда мавсумий ва циклик компоненталарни мавжуд бўлиши қаторларнинг боғланиш кучи ва зичлигига қандай таъсир кўрсатади?

20. Вақтли қатор даражаларидан мавсумий компоненталарни чиқариб ташлашнинг қандай усуллари мавжуд?

21. Агар вақтли қаторлар тенденцияга эга бўлса корреляция коэффициенти қандай қийматларга эга бўлади?

22. «Ёлғон корреляция» нима, у қандай йўқотилади?

23. «Қолдикдаги автокорреляция» тушунчасини тавсифлаб беринг.

24. «Тенденцияни йўқотиш» усулини тавсифлаб беринг.

25. «Тренддан четланиш» усулини тавсифлаб беринг.

26. «Кетма-кет айирмалар» усулини тавсифланг, у қандай камчиликларга эга.

27. Регрессия моделига вақт омили қандай киритилади?

VIII БОБ. ТЕНГЛАМАЛАР ТИЗИМИ КЎРИНИШИДАГИ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

8.1. Бир-бирига боғлиқ тенгламалар тизимини тушунчалари ва турлари

Мураккаб иқтисодий жараёнлар бир-бирига боғлиқ (бир вақтнинг ўзида) тенгламалар тизими ёрдамида тасвирланади.

Эконометрикада қўлланиладиган бир неча турдаги тенглама тизимлари мавжуд:

– *боғлиқ бўлмаган тенгламалар тизими*, бунда ҳар бир боғлиқ бўлган ўзгарувчи убоғлиқ бўлмаган бир хил тўпلام ўзгарувчилар x_i ларнинг функцияси сифатида кўриб чиқилади:

$$y_1 = a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1m}x_m + \varepsilon_1$$

$$y_2 = a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2m}x_m + \varepsilon_2$$

.....

$$y_n = a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \dots + a_{nm}x_m + \varepsilon_n$$

Бундай тизимни яратиш ва унинг параметрларини топиш учун ҳар бир тенгламага қўлланиладиган энг кичик квадратлар усули билан фойдаланилади;

– *рекурсив тенгламалар тизими*, бунда бир тенгламанинг боғлиқ бўлган ўзгарувчи убошқа тенгламада хомил сифатида намоён бўлади

$$y_1 = a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1m}x_m + \varepsilon_1$$

$$y_2 = b_{21}y_1 + a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2m}x_m + \varepsilon_2$$

$$y_3 = b_{31}y_1 + b_{32}y_2 + a_{31}x_1 + a_{32}x_2 + \dots + a_{3m}x_m + \varepsilon_3$$

.....

$$y_n = b_{n1}y_1 + b_{n2}y_2 + \dots + b_{n,n-1}y_{n-1} + a_{n1}x_1 + a_{n2}x_2 + \dots + a_{nm}x_m + \varepsilon_n$$

Бундай тизимни яратиш ва унинг параметрларини топиш учун энг кичик квадратлар усули қўлланилади, ҳар бир тенглама учун алоҳида кетма-кет қўлланилади;

Билвосита энг кичик квадратлар усули куйидагилардан иборат:

1) моделнинг қисқартирилган шакли тузилади ва ҳар бир тенглама учун параметрларининг сон қийматлари оддий энг кичик квадратлар усули ёрдамида алоҳида аниқланади;

2) алгебраик ҳисоб-китоблар ёрдамида қисқартирилган шаклидан моделнинг таркибий шакли тенгламаларига ўтади ва шу билан таркибий параметрларнинг сонини олади.

Билвосита энг кичик квадратлар усули куйидагилардан иборат:

1) моделнинг қисқартирилган шакли тузилади ва ҳар бир тенглама учун параметрларининг сон қийматлари оддий энг кичик квадратлар усули ёрдамида алоҳида аниқланади;

2) таркибий тенгламанинг ўнг томонидаги эндоген ўзгарувчилар аниқланади (уларнинг параметрлари икки босқичли энг кичик квадратлар усули билан белгиланади) ва дастлабки босқичда моделни қисқартирилган шаклига мос келадиган тенгламадан ҳисобланган қийматлари аниқланади;

3) оддий энг кичик квадратлар усули ёрдамида ҳар бир таркибий параметрларини алоҳида аниқлаштириб, дастлабки маълумот сифатида олдиндан аниқланган ўзгарувчилар ҳақиқий қийматлари ва иккинчи босқичда олинган таркибий тенгламанинг ўнг томонидаги эндоген ўзгарувчилар ҳисобланган қийматлари сифатида ишлатилади.

Қуйидаги тушунчаларни киритамиз.

Ички моделдаги (тизимда) тавсифланган ўзаро боғланган y ўзгарувчилар **эндоген ўзгарувчилар** деб аталади.

Тизимдан ташқарида аниқланган боғлиқ бўлмаган x ўзгарувчилар **экзоген ўзгарувчилар** деб аталади.

Тизимнинг экзоген ва лагли (олдинги даврлар учун y_{-1}, y_{-2}, \dots) эндоген ўзгарувчилар **олдиндан белгиланган ўзгарувчилар** деб аталади.

Тизимнинг барча олдиндан белгиланган ўзгарувчилардан иборат бўлган эндоген ўзгарувчиларнинг чизиқли функциялари тизими моделдаги **қисқартирилган шакли** деб аталади

$$\hat{y}_1 = \delta_{11}x_1 + \delta_{12}x_2 + \dots + \delta_{1m}x_m$$

$$\hat{y}_2 = \delta_{21}x_1 + \delta_{22}x_2 + \dots + \delta_{2m}x_m$$

.....

$$\hat{y}_n = \delta_{n1}x_1 + \delta_{n2}x_2 + \dots + \delta_{nm}x_m$$

бу ерда, δ_{ij} – моделнинг қисқартирилган шаклининг коэффициентлари.

8.2. Эконометрик тенгламлар тизими параметрларини ҳисоблаш услубиёти

Таркибий моделни коэффициентларини баҳолашда бир қатор усуллар қўлланилади.

Аниқ идентификацияланадиган таркибий моделда қўлланадиган **билвосита энг кичик квадратлар усулини** кўриб чиқамиз. Мазкур усулни иккита эндоген ва иккита экзоген кўрсаткичлардан иборат бўлган қуйидаги идентификацияланадиган модел мисолида кўриб чиқамиз:

$$y_1 = b_{12}y_2 + a_{11}x_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + \varepsilon_2$$

Моделни тузиш учун 8.1-жадвалда келтирилган маълумотлар билан фойдаланамиз.

8.1 -жадвал

Ҳақиқий маълумотлар

N	y_1	y_2	x_1	x_2
1	33,0	37,1	3	11
2	45,9	49,3	7	16
3	42,2	41,6	7	9
4	51,4	45,9	10	9
5	49,0	37,4	10	1
6	49,3	52,3	8	16
Жами	270,8	263,6	45	62
Ўртача қиймат	45,133	43,930	7,500	10,333

Таркибий моделни қисқартирилган шаклига тубдан ўзгартирамиз:

$$y_1 = d_{11}x_1 + d_{12}x_2 + u_1$$

$$y_2 = d_{21}x_1 + d_{22}x_2 + u_2$$

u_1 ва u_2 – тасодифий ҳатолар.

Ҳар бир қисқартирилган шаклдаги тенгламаси учун d коэффициентларини ҳисоблашда ЭКК усули қўлланилиши мумкин.

Ҳисоблашни осонлаштириш учун ўртача даражалардан $y = y - \bar{y}$ ва $x = x - \bar{x}$ (\bar{y} , \bar{x} – ўртачалар) четланишлар билан фойдаланса бўлади. Тубдан ўзгартирилган 1-жадвалдаги маълумотлар 8.2-жадвалга тортилган. Бу ерда d_{ik} коэффициентларни аниқлаш учун керакли оралиқ ҳисоботлар келтирилган. Биринчи келтирилган тенгламанинг d_{ik} коэффициентларини аниқлаш учун қуйидаги нормал тенгламалар тизими билан фойдаланиш мумкин:

$$\sum y_1 x_1 = d_{11} \sum x_1^2 + d_{12} \sum x_1 x_2$$

$$\sum y_1 x_2 = d_{11} \sum x_1 x_2 + d_{12} \sum x_2^2$$

8.2-жадвалда ҳисобланган қийматларни юқоридаги тенгламага суммани ўрнига қўйиб чиқиб, қуйидагини оламиз:

$$\begin{aligned} 83,102 &= 33,5d_{11} - 29,001d_{12} \\ -20,667 &= -29,001d_{11} + 155,334d_{12} \end{aligned}$$

Юқоридаги тенгламаларнинг ечилиши натижасида $d_{11} = 2,822$ ва $d_{12} = 0,394$ тенг.

8.2 -жадвал

Қисқартирилган модел шаклини тузиш учун маълумотлар

N	y_1	y_2	x_1	x_2	$y_1 \cdot x_1$	x_1^2	$x_1 \cdot x_2$	$y_1 \cdot x_2$	$y_2 \cdot x_1$	$y_2 \cdot x_2$	x_2^2
1	-12,133	-6,784	-4,500	0,667	54,599	20,250	-3,002	-8,093	30,528	-4,525	0,445
2	0,767	5,329	-0,500	5,667	-0,383	0,250	-2,834	4,347	-2,664	30,198	32,115
3	-2,933	-2,308	-0,500	-1,333	1,467	0,250	0,667	3,910	1,154	3,077	1,777
4	6,267	1,969	2,500	-1,333	15,668	6,250	-3,333	-8,354	4,922	-2,625	1,777
5	3,867	-6,541	2,500	-9,333	9,667	6,250	-23,333	-36,091	-16,353	61,048	87,105
6	4,167	8,337	0,500	5,667	2,084	0,250	2,834	23,614	4,168	47,244	32,115
Жами	0,002	0,001	0,000	0,002	83,102	33,500	-29,001	-20,667	21,755	134,417	155,334

Қисқартирилган биринчи тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_1 = 2,822x_1 + 0,394x_2 + u_1$$

Иккинчи қисқартирилган тенгламанинг d_{2k} коэффициентларини аниқлаш учун қуйидаги нормал тенгламалар тизими билан фойдаланишимиз мумкин:

$$\sum y_2 x_1 = d_{21} \sum x_1^2 + d_{22} \sum x_1 x_2$$

$$\sum y_2 x_2 = d_{21} \sum x_1 x_2 + d_{22} \sum x_2^2$$

2-жадвалда ҳисобланган қийматларни юқоридаги тенгламага суммани ўрнига қўйиб чиқиб, қуйидагини оламиз:

$$21,755 = 33,5d_{21} - 29,001d_{22}$$

$$134,417 = -29,001d_{21} + 155,334d_{22}$$

Юқоридаги тенгламаларнинг ечиш натижасида қуйидагиларни оламиз $d_{21} = 1,668$ ва $d_{22} = 1,177$.

Қисқартирилган шаклнинг иккинчи тенграмаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_2 = 1,668x_1 + 1,177x_2 + u_2$$

Қисқартирилган шаклдан таркибли шаклга ўтиш учун қисқартирилган модел шаклнинг иккинчи тенграмасидан x_2 ни топамиз:

$$x_2 = (y_2 - 1,668x_1) / 1,177$$

Бу ифодани қисқартирилган моделнинг биринчи тенграмасига қўйиб чиқиб, таркибли тенграмани топамиз:

$$\begin{aligned} y_1 &= 2,822x_1 + \frac{0,394(y_2 - 1,668x_1)}{1,177} = 2,822x_1 + 0,355y_2 - 0,558x_1 = \\ &= 0,335y_2 + 2,264x_1 \end{aligned}$$

Шундай қилиб $b_{12} = 0,335$ ва $a_{11} = 2,264$.

Қисқартирилган модел шаклнинг биринчи тенграмасидан x_1 ни топамиз:

$$x_1 = (y_1 - 0,394x_2) / 2,822$$

Бу ифодани қисқартирилган моделнинг иккинчи тенграмасига қўйиб чиқиб, таркибли тенграмани топамиз:

$$\begin{aligned} y_2 &= 1,177x_2 + \frac{1,668(y_1 - 0,394x_2)}{2,822} = 1,177x_2 + 0,591y_1 - 0,233x_2 = \\ &= 0,591y_1 + 0,944x_2 \end{aligned}$$

Шундай қилиб, $b_{21} = 0,591$ ва $a_{22} = 0,944$.

Таркибли шаклнинг озод ҳадларини қуйидаги тенгламалардан топамиз:

$$a_{01} = \bar{y}_1 - b_{12}\bar{y}_2 - a_{11}\bar{x}_1 = 45,133 - 0,335 \cdot 43,93 - 2,264 \cdot 7,5 = 13,436$$

$$a_{02} = \bar{y}_2 - b_{21}\bar{y}_1 - a_{22}\bar{x}_2 = 43,93 - 0,591 \cdot 45,133 - 0,944 \cdot 10,333 = 7,502$$

Сўнги таркибли моделнинг кўриниши оламиз:

$$y_1 = a_{01} + b_{12}y_2 + a_{11}x_1 + \varepsilon_1 = 13,436 + 0,335y_2 + 2,264x_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = a_{02} + b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + \varepsilon_2 = 7,502 + 0,591y_1 + 0,944x_2 + \varepsilon_2$$

8.3. Эконометрик тенгламалар тизимини идентификациялаш муаммолари

Моделнинг қисқартирилган шаклидан таркибий шаклига ўтишда тадқиқотчи идентификация қилиш муаммосига дуч келади. Идентификация – моделнинг қисқартирилган ва таркибий шакллари ўртасидаги ёзишмаларнинг ўзига хослиги. Таркибий ва қисқартирилган шаклларнинг параметрларини ўзаро мослигини таъминлаш учун идентификация шарти бажарилиши керак.

Моделнинг таркибий шакли уч турга бўлиниши мумкин:

- идентификацияланадиган;
- идентификацияланмайдиган;
- ўта идентификацияланадиган.

Моделнинг таркибий шакли идентификацияланадиган бўлиши учун, тизимнинг ҳар бир тенгламаси идентификацияланадиган бўлиши керак. Бу ҳолатда моделнинг таркибий шакли параметрлари сони қисқартирилган шакли параметрларига тенг бўлади.

Агар моделнинг таркибий шаклининг бирорта тенгламаси идентификацияланмайдиган бўлса, бунда бутун модель идентификацияланмайдиган бўлиб ҳисобланади. Бундай ҳолатда қисқартирилган шаклнинг коэффицентлари сони таркибий шакли коэффицентлари сонига нисбатан кам.

Агар қисқартирилган коэффицентлар сони таркибий коэффицентларига нисбатан кўп бўлса, модель ўта идентификацияланадиган деб ҳисобланади. Бунда қисқартирилган модел шаклининг коэффицентлари асосида бирор таркибий

коэффициентининг икки ва ундан кўп қийматини топиш мумкин. Ўта идентификацияланадиган моделда битта бўлса ҳам тенглама ўта идентификацияланадиган, бошқалари эса идентификацияланадигандир.

Агар, таркибий моделининг i -тенгласида эндоген ўзгарувчилар сонини H орқали ва тизимда мавжуд бўлган, лекин ушбу тенгламага кирмайдиган олдиндан белгиланган ўзгарувчиларни D орқали белгиласак, моделининг идентификация шarti қуйидаги ҳисоб қоидаси кўринишида ёзилиши мумкин:

Агар $D+1 < H$ тенглама идентификацияланмайди;

Агар $D+1 = H$ тенглама идентификацияланади;

Агар $D+1 > H$ тенглама ўтаидентификацияланади.

Идентификация учун мазкур қоида керакли, аммо етарли шарт эмас. Келтирилган қоидадан ташқари, тенглама идентификациясини аниқлаш учун кўшимча шартлар бажарилиши лозим.

Кўриб чиқиладиган тенгламада мавжуд бўлмаган, лекин тизимга кирган эндоген ва экзоген ўзгарувчиларни тизимда таъкидлаб чиқамиз. Бошқа тенгламаларда ўзгарувчилар коэффициентларидан матричасини тузамиз. Агар ўзгарувчи тенгламанинг чап томонида жойлашган бўлса, бунда коэффициентни тескари белги билан олиш керак. Агар олинган матричасини детерминанти нолга тенг бўлмаса ва даражаси бир кам тизимда эндоген ўзгарувчилар сонидан кам бўлмаса, бунда мазкур тенглама учун идентификациянинг етарли шarti бажарилган.

Буни қуйидаги таркибли модел мисолида тушунтириб берамиз:

$$y_1 = b_{12}y_2 + b_{13}y_3 + a_{11}x_1 + a_{12}x_2$$

$$y_2 = b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + a_{23}x_3 + a_{24}x_4$$

$$y_3 = b_{31}y_1 + b_{32}y_2 + a_{31}x_1 + a_{32}x_2$$

Ҳар бир тизимнинг тенгласини керакли ва етарли идентификация шarti бажарилишига текшириб чиқамиз. Биринчи тенгламада учта эндоген ўзгарувчилар: y_1, y_2, y_3 ($H=3$) мавжуд. Унда экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 ($D=2$) қатнашмаяпти. Керакли идентификация шarti бажарилган $D+1=H$ Керакли

шартга текшириш учун x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матричасини тузамиз (8.3-жадвал). Жадвалнинг биринчи устунида экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 коэффициентлари тизимининг 2 ва 3 тенгламалиридан олинган деб кўрсатилган. Иккинчи тенгламада мазкур ўзгарувчилар мавжуд бўлиб, уларнинг коэффициентлари a_{23} ва a_{24} ларга мос равишда тенг. Учинчи тенгламада юқоридаги ўзгарувчилар қатнашмайди, яъни уларнинг коэффициентлари нолга тенг. Матричасининг иккинчи сатри нолдан иборат бўлгани учун, матрицанинг детерминанти ҳам нолга тенг. Демак, етарли шarti бажарилмаган ва биринчи тенгламани идентификацияланадиган деб ҳисоблаб бўлмайди.

8.3-жадвал

x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан тузилган матрица.

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффициентлари	Ўзгарувчилар	
	x_3	x_4
2	a_{23}	a_{24}
3	0	0

Иккинчи тенгламада иккита эндоген ўзгарувчилар: y_1 ва y_2 ($H=2$) мавжуд. Бунда экзоген ўзгарувчи x_1 ($D=1$) қатнашмаяпти. Керакли идентификация шarti бажарилган $D+1=H$.

Керакли шартга текшириш учун иккинчи тенгламада мавжуд бўлмаган y_3 ва x_1 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матричасини тузамиз (8.4 - жадвал).

8.4 -жадвал

y_3 ва x_1 ўзгарувчилар коэффициентларидан тузилган матрица.

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффициентлари	Ўзгарувчилар	
	y_3	x_1
1	b_{13}	a_{11}
3	-1	a_{31}

Тенгламанинг чап томонида жойлашган учинчи тенгламада y_3 ўзгарувчи учун коэффиценти -1 тенг. Ҳақиқатда, учинчи тенгламани қуйидаги кўринишда ёзишимиз мумкин

$$0 = b_{31}y_1 + b_{32}y_2 - 1 \cdot y_3 + a_{31}x_1 + a_{32}x_2$$

Бунда $b_{33} = -1$ тенглама аниқ шаклланмоқда.

Умумий ҳолда таркибий модел ўзгарувчиларнинг коэффицентлар матрицаси кўринишида ифодаланиши мумкин. Бу ҳолатда иккинчи тенглама қуйидаги вектор билан белгиланиши мумкин $(b_{31}, b_{32}, -1, a_{31}, a_{32}, 0, 0)$, ҳамда бутун бир вақтли тенгламалар тизими қуйидаги матрица билан ифодаланади:

$$\begin{pmatrix} -1 & b_{12} & b_{13} & a_{11} & a_{12} & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ 1 & 1 & -1 & a_{31} & a_{32} & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

8.2-жадвалда матрицанинг детерминанти нолга тенг эмас ва даражаси 2га тенг. Демак, етарли шарти бажарилган ва иккинчи тенглама идентификацияланадиган.

Учинчи тенгламада учта эндоген ўзгарувчилар: y_1, y_2, y_3 ($H = 3$) мавжуд. Бунда экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 ($D = 2$) қатнашмайди. Керакли идентификация шарти бажарилган ($D + 1 = H$).

Керакли шартга текшириш учун учинчи тенгламада мавжуд бўлмаган x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффицентларидан иборат бўлган матрицасини тузамиз (8.5-жадвал). Жадвалга биноан матрицанинг детерминанти нолга тенг (биринчи сатри нолдан иборат). Демак, етарли шарти бажарилмаган ва учинчи тенгламани идентификацияланадиган деб ҳисоблаб бўлмайди.

8.5-жадвал

x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффицентларидан тузилган матрица

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффицентлари	Ўзгарувчилар	
	x_3	x_4
1	0	0
2	a_{23}	a_{24}

Эконометрик моделларда айрим ҳолларда (масалан, $y_3 = y_1 + y_2 + x_1$ кўринишида) ўзгарувчиларнинг коэффициентларини баҳолашни талаб қилинмайди ва тенгламани идентификациялашга текшириш керак эмас, лекин бутун тизимни идентификацияга текширишда мазкур тенгламалар қатнашади. Айрим ҳолатларда моделда қатнашадиган озод ва қолдиқ ҳадлар $(a_{01}, a_{02}, a_{03}, \dots, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots)$ идентификациялаш муаммосига таъсир этмайди.

8.4. Тузилмавий модел параметрларини баҳолаш

Бир пайтли тенгламалар системасининг кўринишига қараб тузилмавий модел коэффициентлари турли усуллар билан баҳоланиши мумкин.

Уларга:

- энг кичик квадратлар эгри усули;
- энг кичик квадратларнинг икки қадамли усули;
- энг кичик квадратларнинг уч қадамли ва бошқа усуллар киради.

Энг кичик квадратлар эгри усулини кўриб чиқамиз. Бу усул бир неча босқичда амалга оширилади.

1. Тузилмавий модел келтирилган шаклдаги моделга айлантирилади;

2. Келтирилган шаклдаги моделнинг Ҳар бир тенгламасига оддий ЭККУни қўлланиб келтирилган δ_{ij} коэффициентлар баҳоланади;

3. Келтирилган шаклдаги модел коэффициентлари тузилмавий шаклдаги модел коэффициентларига ўтказилади.

Энг кичик квадратлар эгри усули (ЭККЭУ)ни иккита эндоген ва иккита экзоген ўзгарувчи қуйидаги эконометрик моделга қўлланишини кўриб чиқамиз:

$$\begin{cases} y_1 = b_{12}y_2 + a_{11}x_1 + \varepsilon_1, \\ y_2 = b_{21}y_1 + a_{22}x_2 + \varepsilon_2. \end{cases}$$

Ушбу моделни тузиш учун 5та ҳудуд бўйича қуйидаги маълумотлар берилган бўлсин:

Худуд	y_1	y_2	x_1	x_2
1	2	5	1	3
2	3	6	2	1
3	4	7	3	2
4	5	8	2	5
5	6	5	4	6
Ўртачаси	4	6,2	2,4	3,4

Моделнинг келтирилган шакли:

$$\begin{cases} y_1 = \delta_{11}x_1 + \delta_{12}x_2 + u_1 \\ y_2 = \delta_{21}x_1 + \delta_{22}x_2 + u_2 \end{cases},$$

бу ерда, u_1 ва u_2 - моделнинг келтирилган шакли тасодифий хатолиги.

Моделни келтирилган шаклининг ҳар бир тенгламасига оддий ЭККУни қўллаб δ_{ij} коэффициентларни аниқлаймиз.

Ҳисоблашларни соддалаштириш учун ўзгарувчиларнинг ўртача даражаларидан четланишларидан фойдаланиш мумкин, яъни $y = y - \bar{y}$ ва $x = x - \bar{x}$. У ҳолда, моделнинг келтирилган шаклидаги биринчи тенгламаси учун нормал тенгламалар системаси қуйидагича бўлади:

$$\begin{cases} \sum y_1x_1 = \delta_{11} \sum x_1^2 + \delta_{12} \sum x_1x_2 \\ \sum y_1x_2 = \delta_{11} \sum x_1x_2 + \delta_{12} \sum x_2^2. \end{cases}$$

Юқоридаги мисол маълумотларида ўртача даражадан четланишлардан фойдаланиб қуйидаги тенгламалар системасини ёзиш мумкин.

$$\begin{cases} 6 = 5,2 \cdot \delta_{11} + 4,2 \cdot \delta_{12} \\ 10 = 4,2\delta_{11} + 17,2\delta_{12}. \end{cases}$$

Ҳосил бўлган тенгламалар системасини ечиб моделнинг келтирилган шаклининг биринчи тенгламасини оламиз.

$$y_1 = 0,82x_1 + 0,373x_2 + u_1.$$

Худди шундай тартибда моделнинг келтирилган шаклининг иккинчи тенгламасига ЭККУни қўллаб қуйидаги нормал тенгламалар системасини оламиз.

$$\begin{cases} \sum y_2 \cdot x_1 = \delta_{21} \sum x_1^2 + \delta_{22} \sum x_1 \cdot x_2, \\ \sum y_2 \cdot x_2 = \delta_{21} \sum x_1 x_2 + \delta_{22} \sum x_2^2. \end{cases}$$

Юқоридаги мисол маълумотлари асосида қуйидагига эга бўламиз.

$$\begin{cases} -0,4 = 5,2 \cdot \delta_{21} + 4,2 \cdot \delta_{22} \\ -0,4 = 4,2 \cdot \delta_{21} + 17,2 \cdot \delta_{22}. \end{cases}$$

Бундан моделнинг келтирилган шаклдаги иккинчи тенгламасини оламиз:

$$y_2 = -0,072 \cdot x_1 - 0,00557 \cdot x_2 + u_2.$$

Шундай қилиб моделнинг келтирилган шакли

$$\begin{cases} y_1 = 0,852 \cdot x_1 + 0,373 \cdot x_2 + u_1 \\ y_2 = -0,072 \cdot x_1 - 0,00557 \cdot x_2 + u_2 \end{cases}$$

кўринишга эга бўлади.

Моделнинг келтирилган шаклидан тузилмавий шаклига ўтамиз: яъни қуйидаги тенгламалар системасига:

$$\begin{cases} y_1 = b_{12} y_2 + a_{11} x_1 + \varepsilon_1 \\ y_2 = b_{21} y_1 + a_{22} x_2 + \varepsilon_2 \end{cases}$$

Бунинг учун моделнинг келтирилган шаклидаги иккинчи тенгламадан x_2 ни қуйидагича ифодалаб:

$$x_2 = \frac{-0,072x_1 - y_2}{0,00557}.$$

уни биринчи тенгламага қўйиб x_2 ни чиқариб ташлаймиз. Натижада қуйидаги ифода хосил бўлади:

$$\hat{y}_1 = 0,852x_1 + 0,373 \left(\frac{-0,072x_1 - y_2}{0,00557} \right).$$

Бундан моделнинг тузилмавий шаклини биринчи тенгламаси хосил бўлади.

$$\hat{y}_1 = -66,966y_2 - 3,970x_1.$$

Тузилмавий моделни иккинчи тенгламасини топиш учун яна моделнинг келтирилган шаклига мурожаат қиламиз.

Бунинг учун моделнинг келтирилган шаклидаги биринчи тенгламадан x_1 ни куйидагича ифодалаб:

$$x_1 = \frac{y_1 - 0,373x_2}{0,852}.$$

уни иккинчи тенгламага қўйиб x_1 ни чиқариб ташлаймиз. Натижада куйидаги ифода хосил бўлади:

$$\hat{y}_2 = -0,072 \left(\frac{y_1 - 0,373x_2}{0,852} \right) - 0,00557x_2;$$

Бундан моделнинг тузилмавий шаклини биринчи тенгламаси хосил бўлади.

$$\hat{y}_2 = -0,085y_1 - 0,026x_2$$

Шундай қилиб моделнинг тузилмавий шаклини хосил қиламиз.

$$\begin{cases} y_1 = -66,966y_2 - 3,970x_1 + \varepsilon_1, \\ y_2 = -0,085y_1 + 0,026x_2 + \varepsilon_2. \end{cases}$$

Бу системага озод ҳадни кириб ёзиш мумкин, бунинг учун ўзгарувчиларни уларнинг ўртачаларидан четланишидан аввалги берилган x ва y ўзгарувчилар ҳолатига ўтилади.

Тенгламаларни озод ҳадларини куйидаги формулалар ёрдамида топамиз:

$$A_{01} = \bar{y}_1 - b_{12}\bar{y}_2 - a_{11} = 428,717,$$

$$A_{02} = \bar{y}_2 - b_{21}\bar{y}_1 - a_{22} = 6,451.$$

Озод ҳадларнинг топилган қийматларини ўрнига қўйиб моделнинг куйидаги тўлиқ тузилмавий шаклини оламиз:

$$\begin{cases} y_1 = 428,717 - 66,966y_2 - 3,970x_1 + \varepsilon_1, \\ y_2 = 6,451 - 0,085y_1 + 0,026x_2 + \varepsilon_2. \end{cases}$$

Таянч иборалар: тизим, тузилмавий, талаб, таклиф, макродаража, микродаража, эндоген ўзгарувчи, экзоген ўзгарувчи, боғлиқ бўлмаган тенгламалар, рекурсив тенгламалар тизими, ўзаро боғлиқ тенгламалар тизими, идентификациялаш муаммолари.

Такрорлаш учун саволлар ва топшириқлар

1. Нима учун иқтисодиётда тенгламалар системасини қўллаш зарурияти вужудга келади?
2. Қандай тенгламалар “тузилмавий тенгламалар” деб аталади?
3. Милий иқтисодиёт модели қандай функциялардан ташкил топган тенгламаларни ўз ичига олади?
4. Боғлиқ бўлмаган тенгламалар системасини ёзиб кўринг-чи.
5. Рекурсив тенгламалар системаси кўринишидаги моделни қандай тузиш мумкин?
6. Ўзаро боғлиқ бўлган тенгламалар системасини ёзиб кўринг-чи ва у қандай номланади?
7. Эндоген ва экзоген ўзгарувчилар қандай хусусиятларга эга?
8. Моделнинг тузилмавий шакли қандай хусусиятларга эга?
9. Моделнинг келтирилган шакли қандай ҳолатларда юзага келади?
10. Тузилмавий ва келтирилган шаклдаги моделлар параметрлари қандай аниқланилади?
11. Қандай қилиб моделнинг тузилмавий шакли келтирилган шаклда ифодаланиши мумкин?
12. Идентификациялаш деганда нимани тушунасиз?

IX БОБ. АМАЛИЙ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

9.1. Кўптармоқли иқтисодиётда чизикли баланс модели

Кўптармоқли иқтисодиётда баланс муносабатлари

Матрицалар алгебрасининг элементларидан фойдаланиш кўп иқтисодий масалаларни ечишнинг асосий усулларида биридир. Бу масала маълумотлар базаларини яратиш ва улардан фойдаланишда жуда долзарб бўлиб қолмоқда, улар билан ишлашда деярли барча ахборот матрица кўринишида сақланади ва қайта ишланади.

Кўптармоқли хўжалик фаолиятининг макроиқтисодиёти алоҳида тармоқлар орасидаги балансни талаб қилади. Ҳар бир тармоқ, бир томондан, ишлаб чиқарувчи бўлиб, иккинчи томондан эса бошқа тармоқлар ишлаб чиқарган маҳсулотни истеъмолчиси бўлади. Бундай ҳолларда тармоқлар орасидаги боғланишларни Ҳар хил турдаги маҳсулотларни ишлаб чиқариш ва истеъмол қилиш орқали ҳисоблашнинг анча мураккаб масаласи пайдо бўлади. Биринчи марта бу муаммо математик модел кўринишида 1936 йилда АҚШдаги 1929–1932 йиллар иқтисодий депрессиясининг сабабларини таҳлил қилиб кўришга уринган машҳур америкалик иқтисодчи В.Леонтевнинг асарларида баён этилди. Бу модел матрицалар алгебрасига асосланиб, матрицалар таҳлили усулларида фойдаланади.

Соддалик учун хўжаликнинг ишлаб чиқариш соҳаси Ҳар бири ўзининг бир жинсли маҳсулотини ишлаб чиқарувчи p та тармоқдан иборат деб ҳисоблаймиз. Ҳар бир тармоқ ўзининг ишлаб чиқаришини таъминлаш учун бошқа тармоқларнинг маҳсулотига муҳтож (ишлаб чиқариш истеъмоли). Одатда ишлаб чиқариш жараёни маълум бир вақт даврида қаралади, кўп ҳолларда бундай бирлик сифатида бир йил олинади.

Қуйидаги белгилашларни киритамиз:

x_i – i -нчи тармоқ жами маҳсулотининг ҳажми (унинг ялпи ишлаб чиқариши);

x_{ij} – i -нчи тармоқ маҳсулотининг j -нчи тармоқда x_j ҳажмдаги маҳсулотни ишлаб чиқариш учун сарфланадиган ҳажми;

y_i – i -нчи тармоқ маҳсулотининг ноишлаб чиқариш соҳасида ўзлаштириш (истеъмол) учун мўлжалланган ҳажми, ёки якуний истеъмол маҳсулоти. Унга фуқароларнинг шахсий истеъмоли, ижтимоий эҳтиёжларни қондириш, давлат институтларини таъминлаш ва ҳоказолар киради.

Турли саноат тармоқлари боғлиқлигининг баланс тамойили шундан иборатки, i -нчи тармоқ ялпи ишлаб чиқариши ишлаб чиқариш ва ноишлаб чиқариш соҳаларидаги истеъмол ҳажмларининг йиғиндисига тенг бўлиши керак. Энг содда ҳолда баланс муносабатлари

$$x_i = x_{i1} + x_{i2} + \dots + x_{in} + y_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (9.1)$$

кўринишга эга.

(9.1) тенгламалар *баланс муносабатлари* деб аталади. Ҳар хил тармоқлар маҳсулоти ҳар хил ўлчовга эга бўлгани учун бундан кейин қиймат балансини назарда тутамиз.

Кўптармоқли иқтисодиёт чизиқли модели – Леонтев модели

В.Леонтев томонидан иккинчи жаҳон урушидан олдинги даврдаги АҚШ иқтисодиётини таҳлил қилиш асосида қуйидаги муҳим далил аниқланди: Узоқ вақт давомида $a_{ij} = x_{ij}/x_j$ катталиклар жуда кам ўзгаради ва ўзгармас сонлар сифатида аралиши мумкин. Бу ҳодисани шундай тушуниш керакки, ишлаб чиқариш технологияси анча узоқ вақт давомида бир хил даражада туради ва демак, j нчи тармоқда x_j ҳажмдаги маҳсулотни ишлаб чиқариш учун i нчи тармоқ маҳсулотининг истеъмол қилинадиган ҳажми технологик константа (ўзгармас сон)дан иборат бўлади.

Бунда a_{ij} сонлар *бевосита (тўғри) харажатлар коэффицентлари* деб аталади. Кўрсатилиб ўтилган далилга асосан

$$a_{ij} = x_{ij}/x_j, \quad x_{ij} = a_{ij}x_j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (9.2)$$

Шу билан бирга (9.5) система берилган масаланинг амалий табиатидан келиб чиқадиган қатор хусусиятларга эга, энг аввало A матрица ҳамда \bar{X} ва \bar{Y} векторларнинг барча элементлари номанфий бўлиши керак.

Леонтев моделининг самарадорлиги

Агар номанфий компонентали ихтиёрий \bar{Y} вектор учун (9.5) тенгламанинг ечими – барча элементлари номанфий бўлган \bar{X} вектор мавжуд бўлса, у ҳолда ҳамма элементлари номанфий бўлган A матрица самарадор деб аталади. Бу ҳолда Леонтев модели ҳам *самарадор* деб аталади.

(9.5) системани E бирлик матрицадан фойдаланиб,

$$(E - A)\bar{X} = \bar{Y}$$

кўринишда қайта ёзамиз.

Агар $(E - A)^{-1}$ тесқари матрица мавжуд бўлса, у ҳолда (9.5) тенгламанинг

$$\bar{X} = (E - A)^{-1}\bar{Y}$$

ягона ечими ҳам мавжуд бўлади. $(E - A)^{-1}$ матрица *тўла харажатлар матрицаси* деб аталади.

A матрица самарадорлигининг бир нечта мезони мавжуд. Улардан иккитасини келтирамиз.

1. $(E - A)^{-1}$ матрица мавжуд бўлиб, унинг элементлари номанфий бўлганда ва фақат шундагина A матрица самарадор бўлади.

2. Агар элементлари номанфий бўлган A матрицанинг ихтиёрий устун (сатри) бўйича элементлари йиғиндиси бирдан ошмаса:

$$\sum_{i=1}^n a_{ij} \leq 1 \text{ yoki } \sum_{j=1}^n a_{ij} \leq 1,$$

ҳамда ҳеч бўлмаганда битта устун (сатр) учун бу йиғинди бирдан қатъий кичик бўлса, у ҳолда бундай матрица самарадор бўлади.

Леонтев моделининг қўлланилиши

Леонтев моделининг қўлланилишини мураккаб бўлмаган мисолларда кўриб чиқайлик.

9.1-мисол. 9.1-жадвалда маълум бир вақт оралиғи учун саноатнинг бешта тармоғи орасидаги баланс маълумотлари келтирилган. Якуний истеъмол вектори, ялпи ишлаб чиқариш вектори ва бевосита харажатлар коэффициентлари матрицаси топилсин ҳамда бу матрица юқорида келтирилган мезонларга мувофиқ самарадор эканлиги аниқлансин.

9.1 – жадвал

Саноатнинг бешта тармоғи орасидаги баланс маълумотлари

Т/р	Тармоқ	Истеъмол					Якуний маҳсулот	Ялпи ишлаб чиқариш, пул бир.
		1	2	3	4	5		
1	Станоксозлик	15	12	24	23	16	10	100
2	Энергетика	10	3	35	15	7	30	100
3	Машинасозлик	10	5	10	10	10	5	50
4	Автомобил саноати	10	5	10	5	5	15	50
5	Пахта етиштириш ва қайта ишлаш	7	15	15	10	3	50	100

Ечим. 9.1-жадвалда баланснинг таркибий қисмлари (9.4) муносабатларга мувофиқ келтирилган: x_{ij} — биринчи бешта устун, y_i — олтинчи устун, x_i — еттинчи устун ($i, j = 1, 2, 3, 4, 5$). (9.2) ва (9.4) формулаларга асосан

$$\bar{X} = \begin{pmatrix} 100 \\ 100 \\ 50 \\ 50 \\ 100 \end{pmatrix}, \quad \bar{Y} = \begin{pmatrix} 10 \\ 30 \\ 5 \\ 15 \\ 50 \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} 0,15 & 0,12 & 0,48 & 0,46 & 0,16 \\ 0,10 & 0,03 & 0,70 & 0,30 & 0,07 \\ 0,10 & 0,05 & 0,20 & 0,20 & 0,10 \\ 0,10 & 0,05 & 0,20 & 0,10 & 0,05 \\ 0,07 & 0,15 & 0,30 & 0,20 & 0,03 \end{pmatrix}$$

га эга бўламиз.

A матрицанинг барча элементлари мусбат, бироқ уларнинг учинчи ва тўртинчи устунлардаги йиғиндилари бирдан катта эканлигини кўриш қийин эмас. Бинобарин, самарадорлик иккинчи мезонининг шартлари бажарилмаган ва A матрица самарадор эмас. Бу самарадор эмасликнинг иқтисодий сабаби 3- ва 4-

тармоқларнинг ички истеъмоли уларнинг ялпи ишлаб чиқаришига нисбатан ҳаддан ташқари катта эканлигидадир.

9.2-мисол. 9.2-жадвал маълум бир вақт оралиғи учун саноатнинг учта тармоғи балансининг маълумотларини ўз ичига олади. Агар тармоқлар бўйича якуний истеъмол мос равишда 60, 70 ва 30 шартли пул бирлигигача кўпайтирилса, ҳар бир маҳсулот тури бўйича ялпи ишлаб чиқариш ҳажмини топиш талаб қилинади.

9.2 – жадвал

Саноатнинг учта тармоғи орасидаги баланс маълумотлари

№	Тармоқ	Истеъмол			Якуний маҳсулот	Ялпи ишлаб чиқариш
		1	2	3	4	5
1	Пахта етиштириш ва қайта ишлаш	5	35	20	40	100
2	Энергетика	10	10	20	60	100
3	Машинасозлик	20	10	10	10	50

Ечим. Ялпи ишлаб чиқариш ва якуний истеъмол векторларини ҳамда бевосита харажатлар коэффициентлари матричасини ёзайлик. (9.2) ва (9.4) формулаларга асосан

$$\bar{X} = \begin{pmatrix} 100 \\ 100 \\ 50 \end{pmatrix}, \quad \bar{Y} = \begin{pmatrix} 40 \\ 60 \\ 10 \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} 0,05 & 0,35 & 0,40 \\ 0,10 & 0,10 & 0,40 \\ 0,20 & 0,10 & 0,20 \end{pmatrix}$$

га эга бўламиз.

A матрица самарадорликнинг иккала мезонини қаноатлантиради. Якуний истеъмолнинг берилган ҳажмда кўпайишида якуний истеъмолнинг янги вектори

$$\bar{Y}_* = \begin{pmatrix} 60 \\ 70 \\ 30 \end{pmatrix} \quad (9.6)$$

кўринишга эга бўлади.

Баланс муносабатларини қаноатлантирувчи янги ялпи ишлаб чиқариш вектори \bar{X}_* ни A матрица ўзгармайди деган тахминда топиш талаб қилинади. Бу ҳолда номаълум \bar{X}_* векторнинг x_1, x_2, x_3 компоненталари матрица шаклида

$$\bar{X}_* = A\bar{X}_* + \bar{Y}_* \quad \text{yoki} \quad (E - A)\bar{X}_* = \bar{Y}_* \quad (9.7)$$

кўринишда бўлган тенгламалар системасидан топилади.

Бу системанинг матрицаси

$$E - A = \begin{pmatrix} 0,95 & -0,35 & -0,40 \\ -0,10 & 0,90 & -0,40 \\ -0,20 & -0,10 & 0,80 \end{pmatrix}$$

кўринишга эга.

(9.7) Чизикли тенгламалар системасининг ўнг томонининг берилган (9.6) векторида (масалан, Гаусс усули билан) эчиш янги \bar{X}^* векторни, тармоқлараро баланс тенгламаларининг ечимини беради:

$$\bar{X}^* = \begin{pmatrix} 152,1 \\ 135,8 \\ 92,5 \end{pmatrix}$$

Шундай қилиб, якуний истеъмол вектори компоненталарининг берилган ҳажмда кўпайишини таъминлаш учун мос ялпи ишлаб чиқаришни ошириш зарур: 9.2-жадвалда кўрсатилган дацлабки маълумотларга нисбатан пахта етиштириш ва қайта ишлашни 52,1 % га, энергетика даражасини 35,8 % га ва машинасозлик ишлаб чиқаришини 41,5 % га ошириш зарур.

9.2. Иқтисодий ўсиш жараёнини ишлаб чиқариш функциялари

ёрдамида тадқиқ этиш

Ишлаб чиқариш жараёни кузатилаётганда кўриш мумкинки маҳсулот ишлаб чиқаришда хом-ашё, иш кучи, техника воситалари, электр энергияси, асосий фондлар ва бошқа ресурслар бевосита қатнашади ва маҳсулот ҳажмига таъсир этади. Ишлаб чиқарилган маҳсулот билан унга сарфланган ресурслар орасидаги боғланишни ишлаб чиқариш функцияси орқали кўрсатиш мумкин. Умумий ҳолда ишлаб чиқариш функцияси қуйидаги кўринишда ифодаланади:

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

бу ерда, y - ишлаб чиқарилган маҳсулот миқдори; x_i – ресурслар сарфи.

Иқтисодий жараёнларни моделлаштиришда асосий босқич – бу функция ва омиллар ўртасидаги алоқа шакллари танлашдир. Бунга ёки текширмай мантикий фикрларга асосланиб ёки амалий тажриба, экспериментлар асосида эришилади.

Боғлиқликлар тўпламидан иқтисодий жараёни характерига мувофиқроқ келадиган ишлаб чиқариш функциясини танлашга моделлаштирилаётган объектнинг технологик, физик-биологик ва агротехник характеристикаларини ўрганиш асосида эришилади.

Функция ва далиллар ўртасидаги боғлиқларни топиш аввал мазкур иқтисодий жараёнга мувофиқ келадиган эмпирик формулани топишдан иборат бўлади. Эмпирик формула алоқа характерининг яқинлаштирилган маъносини (қимматини) англатади, демак, танлаб олинган ишлаб чиқариш функцияси далиллар билан ўрганилаётган алоқа қонунини нисбатангина ифодалайди, бу эса назарий ишлаб чиқариш функциясига ўтиш лозимлигини кўрсатади.

Эмпирик боғлиқликдан назарий функцияга ўтиш энг кичик квадратлар усули ёрдамида амалга оширилади. Унинг моҳияти шундай параметрларни топишдан иборатдирки, унда функциянинг ҳисобланган қийматлари билан унинг ҳақиқий қийматлари ўртасидаги фарқ квадратлари йиғиндиси энг минимал бўлиб, қуйидагича ифодаланади:

$$F(x) = \sum (y - \hat{y}_x)^2 \rightarrow \min$$

Регрессия тенгламаси тўғри танланган бўлса, боғлиқликнинг назарий формаси ўрганилаётган алоқа қонуниятларини жуда аниқ акс эттиради.

Ишлаб чиқариш функциялари математик тасвирлаш типига кўра чизикли, даражали, параболик, кўрсаткичли ва ҳоказо бўлиши мумкин. Бу функцияларнинг баъзиларини кўриб чиқамиз.

1. Чизикли функция:

$$y = k_0 + k_1 x_1$$

Бу функция бир жинсли бўлиб, омил-далилларнинг доимий лимитли самаралилиги билан характерлидир. Умуман иқтисодиёт учун чизиксиз алоқа ҳам характерли бўлиб, маълум доиралардагина чизикли кўринишга келтирилади.

2. Даражали функция:

$$y = ax^b,$$

бу ерда, y – ишлаб чиқарилган маҳсулот;

x – ишлаб чиқариш ресурслари сарфи;

b – ишлаб чиқариш самарадорлигининг ўзгариш кўрсаткичи;

a – эркин параметр.

Мазкур функция қўшимча маҳсулотнинг қўшимча харажат бирлигига нисбатан доим ўсиб ёки камайиб боришини назарда тутаяди, бироқ y қўшимча маҳсулотнинг айна бир вақтда камайиши ва ўсиб боришига йўл қўймайди. Буни функциянинг биринчи тартибли ҳосиласида кўриш мумкин:

$$y' = bax^{b-1}.$$

3) Кобба-Дуглас типдаги даражали функция энг кўп тарқалган ва универсал функция ҳисобланади. У қуйидагича кўринишда бўлади:

$$y = a \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha_i},$$

бу ерда, y – натижавий кўрсаткич;

x_i – эркин ўзгарувчи миқдор;

a, α_i – ўзгармас миқдорлар;

\prod – кўпайтириш оператори.

Бу функция параметрлари бир вақтни ичида эластиклик коэффициентларига тенг. Эластиклик коэффициентларининг иқтисодий мазмуни шундан иборатки, улар мустақил ўзгарувчилар (x) бир фоизга ўзгарганда самарали (натижали) кўрсаткич (y) қандай ўзгаришини кўрсатади. Даражали функцияни харажатлар ўрғача бўлганда ресурсларнинг унумдорлиги тадқиқотчини қизиқтирган вақтда қўлланиш назарда тутилади. Унинг формаси маҳсулот чиқаришда маълум ресурслар – меҳнат, ишлаб чиқариш фонди ва табиий ресурсларнинг иштирокини шарт қилиб қўювчи хусусиятларни акс эттиради. Бу мазкур функциянинг хилма-хил иқтисодий жараёнларни баён қилишда универсал қўлланилишини белгилайди.

9.3. Ишлаб чиқариш функцияларининг характеристикалари

Ишлаб чиқариш функцияларини иқтисодий ва математик жиҳатдан ўрганиш функциянинг мазмуни ва шаклига боғлиқ бир қатор кўрсаткичларни олиш ва таҳлил қиланадиган ва ўрганилаётган боғлиқликнинг характери тўғрисида хулосалар учун кенг имкониятларни тақдим этиш имконини беради. Ишлаб чиқариш функциясини ўрганишда айрим ишлаб чиқариш омилларининг самарадорлигини баҳолаш, бир хил омилларнинг бошқа омиллар ўрнини босиши, техника тараққиёти каби муаммолар пайдо бўлади.

Ушбу кўрсаткичларни биринчи навбатда энг кўп тарқалган функцияларидан бири – Кобба-Дуглас функция мисолида кўриб чиқамиз.

Тасаввур қилайлик, ишлаб чиқарилган маҳсулот қийматининг икки муҳим омилга боғлиқлигини ўрганамиз: меҳнатнинг сарфлари ва ишлаб чиқариш фондларининг умумий ҳажми. Боғланиш шаклининг ишлаб чиқариш функцияси ёрдамида текширилади:

$$y = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2} \quad (9.8)$$

бу ерда, y, x_1, x_2 – ўзгарувчилар, y – ишлаб чиқарилган маҳсулот ҳажми, x_1 – меҳнат сарфлари, x_2 – ишлаб чиқариш фондларининг ҳажми (одатда y ва x_1 қиймат бирликларида ўлчов қилинади, x_2 соат ёки ўртача йиллик ишчилар сонига). Микдорлар a_0, a_1, a_2 – бу ишлаб чиқариш функциянинг параметрлари (ўзгармас микдорлар, константалар), уларнинг қиймати корреляция усули ёрдамида статистик маълумотлар асосида аниқланади. Шунини таъкидлаш лозимки, иқтисодий мазмунига кўра a_1 ва a_2 регрессия коэффицентлари нолдан биргача интервал ичида жойлашган, яъни $0 < a_i < 1, i=1,2$.

Математик шакли бўйича (9.8) тенглама – бу даражали функция. Ушбу тенгламани логарифмасини олиб, чизикли кўринишига ўтишимиз мумкин:

$$\log y = \log a_0 + a_1 \log x_1 + a_2 \log x_2 \quad (9.9)$$

Биринчидан, ишлаб чиқариш функция асосида (9.8) ишлаб чиқарилган маҳсулотнинг қийматининг жами меҳнат харажатларига нисбати сифатида меҳнат унумдорлигини кўрсаткичини аниқлаймиз:

$$\frac{y}{x_1} = a_0 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2} \quad (9.10)$$

Юқоридаги тенглама меҳнатнинг ўртача самарадорлигини, ишлаб чиқарилган вақт бирлигига ўртача ишлаб чиқариш ҳажмини кўрсатади. a_1 коэффициенти нолдан ва бирдан кам бўлгани учун тенгламанинг ўнг томонидаги x_1 учун $(a_1 - 1)$ даражаси салбий қиймат ҳисобланади. Натижада, ишчи кучининг ўсиши (қиймат x_1) билан, меҳнатнинг ўртача унумдорлиги пасаяди.

Тенглама (9.10) га кўра, меҳнат харажатлари ўсиши билан, бошқа ресурслар ўзгармаган шароитида, жумладан ишлаб чиқариш фондлар x_2 ўзгармаган ҳолда, меҳнат унумдорлиги камаяди. (9.10) да кўрсатилганидек, ишлаб чиқариш фондларининг ўсиши, меҳнат унумдорлигини оширишга олиб келади.

Ишлаб чиқариш функцияларини таҳлил қилишда ўртача кўрсаткичларга қўшимча равишда чегара қийматлари ҳам муҳим рол ўйнайди. Шундай қилиб, чекли меҳнат унумдорлиги қўшимча маҳсулот бирлигига сарфланадиган қўшимча меҳнат бирликларини кўрсатади. Чекли меҳнат унумдорлиги учун тенграмаси ишлаб чиқарилган маҳсулотнинг меҳнат харажатлари бўйича махсус ҳосиласи ҳисобланади:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = a_0 a_1 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2} \quad (9.11)$$

(9.11) дан келиб чиқадики, чекли меҳнат унумдорлиги, шунингдек ўртача меҳнат унумдорлиги, меҳнат харажатлари умумий миқдори x_1 ва фойдаланиладиган ишлаб чиқариш фондлари x_2 га боғлиқ. Ўзгармас фондлар шароитида меҳнат харажатларнинг ўсиши билан чекли меҳнатнинг унумдорлиги камаяди. Фондлар ҳажмининг ошиши билан чекли меҳнатнинг унумдорлиги ошади.

(9.10) ва (9.11) тенграмаларни солиштириб, қуйидагини оламиз:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = a_1 \frac{y}{x_1} \quad (9.12)$$

Кўшимча харажатлар бирликлари бўйича ишлаб чиқаришнинг мутлак ўсиши ҳисобига тенг бўлган ҳолда, меҳнат ресурсларида нисбатан юқори ўсиш суръати бўйича ишлаб чиқариш ҳажмининг нисбий ўсишини тавсифловчи кўрсаткични аниқлаш жуда қизиқ бўлади. Бунинг учун чекли меҳнат унумдорлигини y маҳсулот миқдорига бўлиб ва меҳнат харажатлари x_1 га кўпайтириш зарур. (9.12) дан қуйидаги ифодани оламиз:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} \cdot \frac{x_1}{y} = a_1 \quad (9.13)$$

Олинган кўрсаткич меҳнат харажатлари бўйича маҳсулот ишлаб чиқаришнинг эластиклиги деб аталади. Бу меҳнат харажатларининг 1% ошиши билан маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажмининг қанчалик ортиб бораётганлигини кўрсатади. Биз кўриб турганимиздек, абсолют чекли ишлаб чиқариш унумдорлигига нисбатан нисбий чекли унумдорлиги ресурсларнинг ҳажмидан боғлиқ эмас ва уларнинг ҳар қандай комбинацияси учун меҳнат харажатларининг 1% га ошиши ишлаб чиқаришни $a_1\%$ ошишига келтиради.

Шунга ўхшаш кўрсаткичлар (9.8) функциянинг иккинчи омилга – ишлаб чиқариш фондларига нисбатан ҳисобланиши мумкин. Амалдаги фойдаланилган фондлар бирлиги учун маҳсулот ҳажмини фондлар қайтими деб номлашади ва биринчи навбатда ўртача фондлар қайтимини (9.8) тенгламадан аниқлаймиз:

$$\frac{y}{x_2} = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2-1} \quad (9.14)$$

Тенглама шуни кўрсатадики, ўртача фондлар қайтими ҳар доим меҳнат ресурслари (ўзгармас фондлар билан) ортиши билан ортади ва фондлар ўсиши билан (ўзгармаган меҳнат ресурслари билан) камаяди.

Чекли фондлар қайтими кўрсаткичи фондлар ҳажми бўйича ишлаб чиқарилган маҳсулотнинг махсус ҳосила сифатида аниқланади:

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} = a_0 a_2 x_1^{a_1} x_2^{a_2-1} \quad (9.15)$$

Чекли фондлар қайтими ўртача қийматидан фақат a_2 дан фарқ қилади. Ижобий a_2 коэффиценти бирдан кам бўлганлиги сабабли ишлаб чиқариш функциясидаги чекли фондлар қайтими ўртача қийматидан ҳар доим кам.

Нисбий чекли фондлар қайтими ёки ишлаб чиқариш фондларнинг ҳажми бўйича маҳсулотнинг ишлаб чиқариш эластиклиги қуйидагича ифодаланади:

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} \cdot \frac{x_2}{y} = a_2 \quad (9.16)$$

Масалан, меҳнат харажатлари билан боғлиқ ҳолда, фондлар бўйича ишлаб чиқаришнинг эластиклиги - a_2 регрессия коэффицентига тенг бўлган доимий қиймат.

Ишлаб чиқариш функцияси маълум бир ишлаб чиқариш миқдори ва бошқа ресурсларнинг қийматини аниқлаш учун ресурслардан бирига эҳтиёжни ҳисоблаш имконини беради. (9.8) тенгламасидан келиб чиққан ҳолда, меҳнат ресурсларига бўлган эҳтиёж:

$$x_1 = \left(\frac{y}{a_0 x_2^{a_2}} \right)^{\frac{1}{a_1}}$$

Худди шундай, маълум ҳажмдаги белгиланган маҳсулот ва меҳнат ресурслари учун фондларга бўлган эҳтиёж аниқланади.

Шу пайитгача ҳар бирининг ресурслардан бири билан кўрсаткичлар кўриб чиқилди. Ишлаб чиқариш функцияси муносабатлар, алмаштириш, ресурсларнинг ўзаро таъсири масалаларини ўрганиш имконини беради.

x_2 ни x_1 га нисбатини ҳисоблаб, фондлар сифими каби муҳим иқтисодий кўрсаткични аниқласа бўлади. Бир маънода ўзаро таъсир қилувчи ресурслар бир бирини алмаштириши мумкин. Бу шунинг аниқлиги, ишлаб чиқариш ҳажми ўзгармаслиги учун, бир ресурс бирлигини маълум бир бошқа ресурс билан алмаштирилиши мумкин. Ишлаб чиқариш функцияси асосида ресурсларни алмаштиришнинг чекли нормаси ҳисоблаш мумкин. Шундай қилиб, меҳнат харажатларини ишлаб чиқариш фондлари билан алмаштириш чекли нормаси (9.1) функция учун:

$$\frac{\partial x_2}{\partial x_1} = -\frac{a_1 x_2}{a_2 x_1} \quad (9.17)$$

Минус белгиси юқори ифодасида, ўзгармас ишлаб чиқариш учун бир ресурс ортиши бошқа ресурсларнинг камайишига мос келади деган маънони англатади.

Кўриб турганингиздек, ресурсларни алмаштиришнинг чекли нормаси нафақат a_1 ва a_2 параметрларига, балки ресурсларнинг нисбатларига ҳам боғлиқ. Фондлар сифими қанчалик юқори бўлса, ишлаб чиқариш фондлари билан жонли меҳнатни алмаштириш нормаси юқорироқ бўлади.

Ишлаб чиқариш функциясининг муҳим характеристикаси ҳам ишлаб чиқаришнинг харажатлар бўйича эластиклик коэффициентларининг суммаси

$$A = a_1 + a_2$$

Ишлаб чиқариш масштабни кенгайтириш билан, $A = a_1 + a_2$ қийматига қараб, натижаларнинг учта вариантыни олиш мумкин.

Агар $A = 1$ бўлса, ишлаб чиқариш сарфини k мартага кўпайтириш, ишлаб чиқилган маҳсулотлар миқдорларининг ҳам k марта кўпайишига сабаб бўлади, демак, иқтисодий ўсишнинг ҳам шунча мартага ўсишига олиб келади.

Агар $A > 1$ бўлса, ишлаб чиқариш сарфининг k мартага кўпайиши ишлаб чиқилган маҳсулот миқдорининг k мартадан кўпроқ кўпайишига сабаб бўлади, иқтисодий ўсишнинг k мартадан ортиқроқ кўпайишига олиб келади.

Агар $A < 1$ бўлиши ишлаб чиқариш сарфининг k мартага кўпайтириш ишлаб чиқилган маҳсулотнинг k марта кўпайишини таъминлайди, демак иқтисодий ўсишнинг k мартадан камроқ миқдорга кўпайишига сабаб бўлади.

9.4. Ишлаб чиқариш моделлари

Ишлаб чиқариш функцияси ҳақида тушунча

Ҳар қандай иқтисодий ишлаб чиқариш жараёнини ҳамда бутун иқтисодиёт, моддий ишлаб чиқариш соҳаси, иқтисодий ҳудуд, ишлаб чиқариш бирлашмаси ёки алоҳида корхона бўлишидан қатъий назар ҳар қандай ишлаб чиқариш бирлигининг ишлаб чиқариш технологиясини моделлаштириш моддий ишлаб чиқариш

қонуниятлари, тақсимооти ва истемоли асосида амалга оширилади. Бу мақсадга эришишда ишлаб чиқариш функциялари муҳим рол ўйнайди.

Ишлаб чиқариш функцияси ишлаб чиқариш фаолияти натижаларининг уларни тақозо этган кўрсаткич-омилларга боғлиқлигининг иқтисодий-математик ифодасидир. Иқтисодий шароитларда ишлаб чиқариш жараёни натижаси кўп сонли турли, яъни иқтисодий, ижтимоий, техник, табиий омилларнинг таъсири билан аниқланади. Бу омилларнинг ҳаммасини ҳам ишлаб чиқариш функциясида ҳисобга олиш мумкин эмас, чунки омилларнинг баъзилари миқдорий жиҳатдан ифодаланмайди, бошқаларининг таъсири эса амалда жуда кичик. Шунинг учун ишлаб чиқариш функцияси ўрганилаётган кўрсаткичга ҳал қилувчи таъсир кўрсатадиган омилларни ўз ичига олади.

Ишлаб чиқариш функцияси деб x_1, \dots, x_n еркили ўзгарувчилари сарфланадиган ёки фойдаланиладиган ресурслар (ишлаб чиқариш омиллари) ҳажмларининг қийматларини қабул қиладиган (ўзгарувчилар сони n ресурслар сонига тенг), функциянинг қиймати эса ишлаб чиқариш ҳажмлари катталигини англатадиган

$$y = f(\bar{X}, \bar{a}) = f(x_1, \dots, x_n, \bar{a})$$

функцияга айтилади. Бу ерда, \bar{a} – ишлаб чиқариш функцияси (ИЧФ) параметрларининг вектори.

9.3-мисол. f ИЧФни $f(x, a, b) = ax^b$ кўринишда олайлик, бу ерда, x – сарфланаётган ресурс (масалан, иш вақти) миқдори, $f(x, a, b)$ – ишлаб чиқарилаётган маҳсулот ҳажми (масалан, жўнатилишга тайёр бўлган музлатгичлар сони). $a > 0$ ва катталиклар – f ИЧФнинг параметрлари, параметрлар вектори икки ўлчовли (a, b) вектор бўлади.

$y = ax^b$ функциянинг хоссаларидан сарфланаётган ресурс миқдори x ўсганда ишлаб чиқариш ҳажми y нинг ўсиши, бироқ бунда ресурснинг ҳар бир бирлиги ишлаб чиқарилаётган маҳсулот ҳажми y нинг тобора камроқ ўсишига олиб келади. Ушбу ҳолат (x миқдор ўсганда y ҳажмнинг ўсиши ва y ҳажмнинг қўшимча ўсишининг камайиши) иқтисодий назариясининг *камаювчи самарадорлик қонуни*

деб аталувчи асосий қоидасини акс эттиради. $y=ax^b$ ИЧФ бир факторли ишлаб чиқариш функциялари кенг синфининг типик вакили.

ИЧФлар турли соҳаларда қўлланилиши мумкин. «Харажатлар – ишлаб чиқариш» тамойили ҳам микро-, ҳам макроиқтисодий даражада амалга оширилиши мумкин.

Алоҳида корхона (фирма), тармоқ, тармоқлараро ишлаб чиқариш мажмуаси микроиқтисодий даражада ишлаб чиқариш системаси сифатида катнашиши мумкин. Бу ҳолда ишлаб чиқариш функциялари асосан таҳлил ва режалаштириш масалаларини, шунингдек прогнозлаш масалаларини эчиш учун қурилади ва ишлатилади.

Макроиқтисодий даражада эса ишлаб чиқариш системаси сифатида ҳудуд ёки бутун мамлакат (аниқроғи, ҳудуд ёки мамлакатнинг хўжалик системаси) катнашади. Бу ҳолда ишлаб чиқариш функциялари уччала кўринишдаги (таҳлил, режалаштириш ва прогнозлаш) масалаларни эчиш учун қурилади ва фаол ишлатилади.

Ишлаб чиқариш функциялари статик и динамик ишлаб чиқариш функцияларига бўлинади. *Статик ишлаб чиқариш функцияларида* вақт ўрганилаётган боғланишнинг асосий тавсифларини ўзгартирадиган омил сифатида ҳисобга олинмайди. *Динамик ишлаб чиқариш функциялари* вақт омилини ўз ичига олади: уларда вақт натижага таъсир қилувчи мураккаб ўзгарувчи сифатида араллиши мумкин; параметрлар ва омиллар вақтнинг функциялари сифатида араллиши мумкин.

9.4-мисол. Алоҳида ҳудуд ёки бутун мамлакат миқёсида ишлаб чиқаришни моделлаштириш учун (яъни макроиқтисодий, шунингдек микроиқтисодий даражадаги масалаларни эчиш учун) $y = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2}$ кўринишдаги ИЧФ кўп ишлатилади, бу ерда, a_0, a_1, a_2 – ИЧФ параметрлари. Булар мусбат ўзгармас сонлардир (кўпинча a_1 ва a_2 лар $a_1+a_2 = 1$ шартни қаноатлантиради). Юқорида келтирилган кўринишдаги ИЧФни 1929 йилда иқтисодиётда қўллашни таклиф

этган икки америкалик иқтисодчилар номлари билан *Кобб-Дугласнинг ишлаб чиқариш функцияси* (КДИЧФ) деб аталади.

П.Дуглас ва Д.Кобб статистик маълумотлар асосида қайта ишлаш саноатидаги ишлаб чиқарилган маҳсулот ва унга таъсир этувчи капитал ва меҳнат харажатларининг боғланишини ақс эттирувчи математик моделни қуришга мувофиқ бўлишган. КДИЧФ ўзининг содда тузилиши туфайли турли-туман назарий ва амалий масалаларни эчиш учун кўп ишлатилади. Адабиётларда кўпинча КДИЧФнинг тадбиқларида $x_1=K$ – ишлатилаётган асосий капитал хажмига, $x_2=L$ – еса меҳнат харажатларига тенг бўлганда қуйидаги кўринишдаги КДИЧФ ишлатилади,

$$Y = a_0 K^{a_1} L^{a_2},$$

бу ерда, $a_0 > 0$, $a_1, a_2 \geq 0$, $a_1 + a_2 = 1$.

А+Шнинг 1899–1922 йиллардаги иқтисодий ҳолати бўйича статистик маълумотлари асосида a_0 , a_1 , a_2 параметрларнинг сон қийматлари топилиб, КДИЧФ $Y = 1,01K^{0,25}L^{0,75}$ еканлиги аниқланган.

1960-1985 йиллар давридаги собиқ СССР иқтисодиёти бўйича маълумотлар асосида a_0 , a_1 , a_2 параметрларнинг сон қийматлари ҳисобланган ва КДИЧФ $Y = 1,002 \cdot K^{0,5382}L^{0,4618}$ кўринишга эга бўлган.

Юқоридаги параметрлар вақт бўйича қаторлар (ресурслар ва ишлаб чиқариш хажмининг йиллар давомида ўзгариши) асосида аниқланганлиги учун КДИЧФ динамик характерга эга бўлиб, унинг ёрдамида макроиқтисодиётни прогнозлаш масаласини эчиш мумкин. Агар КДИЧФнинг параметрлари T_0 вақт давомидаги маълумотлар бўйича баҳоланган бўлса, прогнозлаш даврини $T_0 / 3$ давргача олиш тавсия этилади.

Ишлаб чиқариш функциялари ва хоссалари

Ишлаб чиқариш функциялари қатор хоссаларга эга, бу хоссаларнинг баъзилари ИЧФларнинг ҳаммаси учун ҳам бажарилавермайди. Бу хоссаларни

икки факторли ИЧФ учун кўриб чиқамиз. $f(x) = f(x_1, x_2)$ ИЧФ $x_1 \geq 0, x_2 \geq 0$ учун аниқланган.

1-хосса. Ресурсларнинг камида биттаси йўқ бўлса, ишлаб чиқариш бўлмайди:

$$f(0, x_2) = f(x_1, 0) = 0.$$

Масалан, ишлаб чиқаришга жалб этилган меҳнат ресурсларисиз маҳсулот этиштириб бўлмайди.

2-хосса. Ресурслардан камида биттасининг сарфи кўпайса, ишлаб чиқариш ҳажми ўсади:

$$x_1 \leq z_1, x_2 \leq z_2 \Rightarrow f(x_1, x_2) \leq f(z_1, z_2).$$

Меҳнат ресурсларидан бирортасининг сарфини кўпайтирилса маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажми кўпаяди. Бундай ишлаб чиқариш жараёнига мос келувчи ишлаб чиқариш функцияси $f(x_1, x_2) \geq 0$ $\frac{\partial f(x)}{\partial x_i} \geq 0, i = \overline{1, n}$ шартни қаноатлантиради.

3-хосса. Ресурслардан биттасининг сарфи иккинчи ресурс миқдори ўзгармас бўлганда кўпайса, ишлаб чиқариш ҳажми ўсади:

$$x_1 > 0, x_2 > 0 \Rightarrow \frac{\partial f(x_1, x_2)}{\partial x_1} > 0, \frac{\partial f(x_1, x_2)}{\partial x_2} > 0.$$

4-хосса. Ресурслардан битта (i -чи)сининг сарфи иккинчи ресурс миқдори ўзгармас бўлганда кўпайса, i -чи ресурснинг ҳар бир қўшимча бирлигига мос келувчи ишлаб чиқариш ҳажми ошишининг катталиги ўсмайди (*камаювчи самарадорлик қонуни*):

$$x_1 > 0, x_2 > 0 \Rightarrow \frac{\partial^2 f(x_1, x_2)}{\partial x_1^2} \leq 0, \frac{\partial^2 f(x_1, x_2)}{\partial x_2^2} \leq 0.$$

5-хосса. Ресурслардан биттасининг сарфи кўпайганда иккинчи ресурснинг лимит самарадорлиги ошади:

$$x_1 > 0, x_2 > 0 \Rightarrow \frac{\partial^2 f(x_1, x_2)}{\partial x_1 \partial x_2} \geq 0.$$

6-хосса. ИЧФ $p > 0$ даражали бир жинсли функциядир:

$$f(tx_1, tx_2) = t^p \cdot f(x_1, x_2).$$

$p > 1$ да ишлаб чиқариш салмоғи $t > 1$ марта ўсганда ишлаб чиқариш ҳажми t^p ($> t$) марта ошади, яъни ишлаб чиқариш салмоғининг ўсишидан унинг самарадорлиги ортишига эга бўламиз. $p < 1$ да ишлаб чиқариш салмоғининг ўсишидан унинг самарадорлиги камайишига эга бўламиз. $p = 1$ да ишлаб чиқаришнинг салмоғи ўсганда унинг самарадорлиги ўзгармас бўлишига эга бўламиз.

Ишлаб чиқариш функциясининг ўртача ва лимит қийматлари

$$A_i = \frac{f(x)}{x_i}, \quad (i = 1, 2) \text{ } i\text{-ресурснинг ўртача самарадорлигини англатади ва у}$$

ресурслардан фойдаланиш самарадорлигини аниқлашда қўлланилади.

Учинчи хоссадан келиб чиққан ҳолда $\frac{\partial f}{\partial x_i} = M_i$ ифодани ёзиш мумкин, ушбу

миқдор i – ресурснинг лимит самарадорлиги дейилади. Лимит самарадорлик x_i – ресурс миқдорининг ўзгариши бошқа ресурсларнинг ҳажми ўзгармаганда маҳсулот ишлаб чиқариш ҳажмининг қанчага ўзгаришини кўрсатади.

$$R_{i,j} = -\frac{dx_j}{dx_i} = \frac{\partial f(x) / \partial x_i}{\partial f(x) / \partial x_j} \quad (i = 1, 2),$$

ифода ресурсларни алмаштириш лимит нормаси дейилади. Бу норма ишлаб чиқариш ўзгармаган ҳолда i -ресурсни j – ресурс билан алмаштиришнинг лимит нормасини ифодалайди.

9.5-misol.

$y = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2}$ КДИЧФ учун ресурсларнинг ўртача A_1 , A_2 , ва лимит M_1 ва M_2 самарадорликларини топинг.

Ечим.

$$A_1 = \frac{y}{x_1} = \frac{f(x)}{x_1} = a_0 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2}; \quad A_2 = \frac{y}{x_2} = \frac{f(x)}{x_2} = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2-1};$$

$$M_1 = \frac{\partial f(x)}{\partial x_1} = a_1 \cdot A_1; \quad M_2 = \frac{\partial f(x)}{\partial x_2} = a_2 \cdot A_2;$$

$$\frac{M_1}{A_1} = a_1 \leq 1 \Rightarrow M_1 \leq A_1; \quad \frac{M_2}{A_2} = a_2 \leq 1 \Rightarrow M_2 \leq A_2.$$

Бундан кўринадикки i -ресурснинг лимит самарадорлиги ўртача самарадорлигидан фарқ қилиб, одатда

$$M_i \leq A_i, \quad (i = 1, 2)$$

тенгсизлик барча ишлаб чиқариш функциялари учун бажарилади.

i -ресурснинг лимит самарадорлигини унинг ўртача самарадорлигига нисбати ишлаб чиқариш ҳажмини i – ресурс харажатлари бўйича эластиклиги дейилади ва у қуйидагича ёзилади:

$$E_i = \frac{M_i}{A_i} = \frac{x_i}{f(x)} \frac{\partial f(x)}{\partial x_i} \quad (i = 1, 2).$$

Бунда, E_i - i -ресурс харажатлари 1 фоизга ўзгарганда (қолган ресурслар ўзгармай қолганда) ишлаб чиқариш ҳажми у қанча фоизга ўзгаришини кўрсатади.

$E_1 + E_2 = E_x$ йиғинди ишлаб чиқариш эластиклиги дейилади.

Мисол сифатида Кобб – Дуглас функцияси учун ҳар бир ресурс бўйича меҳнат унумдорлигини ва ресурсларни алмаштириш лимит нормасини ҳисоблаймиз. Кобб-Дуглас функцияси қуйидаги кўринишга эга бўлсин:

$$y = x_1^{0,75} \cdot x_2^{0,25}.$$

Бу функция учун меҳнатнинг лимит унумдорлиги

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = 0,75 x_1^{-0,25} x_2^{0,25},$$

капиталнинг лимит унумдорлиги

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} = 0,25 x_1^{0,75} x_2^{-0,75} \quad \text{бўлади.}$$

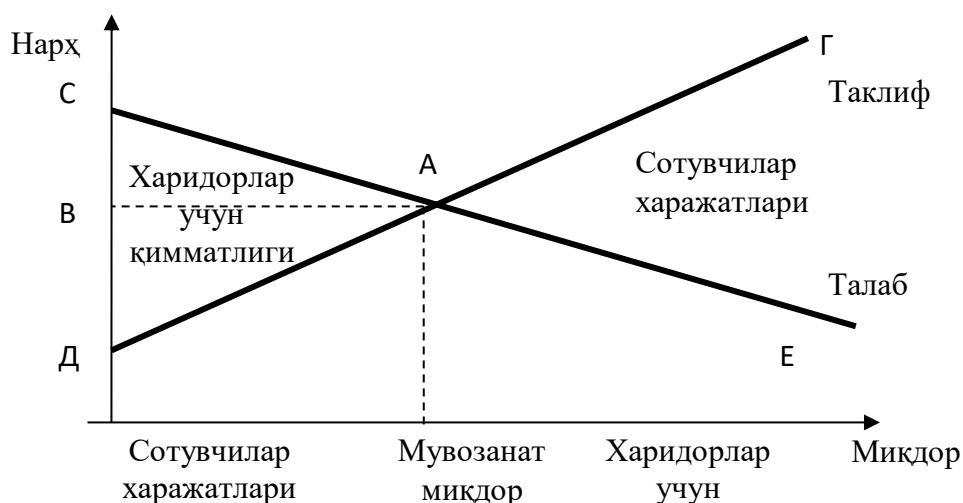
Ресурсларни алмаштириш лимит нормаси

$$\frac{\partial y / \partial x_1}{\partial y / \partial x_2} = (0,75x_1^{-0,25} \cdot x_2^{0,25}) / (0,25x_1^{0,75} \cdot x_2^{-0,75}) = 3x_1^{-1} x_2^{-1} = 3x_2 / x_1.$$

9.5. Иқтисодиётда талаб ва таклифнинг эконометрик моделлари

Бозор мувозанати ҳолатида ресурсларнинг тақсимланиши самаралими ёки йўқми, бунда умумий ютуқ максимал қийматга эришадими деган саволга жавоб ахтариш учун уни таҳлил қиламиз.

Бозор мувозанат ҳолатида бўлганида мувозанат нарх бозорда иштирок этиши мумкин бўлган сотувчи ва харидорларни аниқлаб беради. Бозорда маҳсулотни шундай харидорлар харид қиладилар, агарда улар маҳсулотни унинг бозор нархидан юқори баҳолайдилар (талаб эгри чизиғида СА кесма билан ифодаланган бўлак); маҳсулотни унинг нархидан паст баҳолаган индивидлар (АЕ кесма билан ифодаланган бўлак), уни харид қилишдан бош тортадилар. Худди шунингдек, харажатлари маҳсулот нархидан паст бўлган ишлаб чиқарувчилар (ДА кесма билан ифодаланган) маҳсулотни ишлаб чиқарадилар ва сотадилар; харажатлари бозор нархидан юқори бўлган фирмалар (АГ кесма билан ифодаланган), уни ишлаб чиқариш билан шуғулланишни тўхтатадилар.



Харидор учун маҳсулотнинг қимматлигисотувчининг харажатларидан юқори

Харидор учун маҳсулотнинг қимматлигисотувчининг харажатларидан паст

9.1-расм. Мувозанат микдорнинг самаралиги

Соф рақобатга асосланган бозорни кузатишларга асосланиб қуйидаги хулосаларни қилиш мумкин:

1. Эркин рақобат бозорлари таклиф қилинаётган маҳсулотларни уларни нарҳидан қимматроқ баҳолайдиган харидорлар ўртасида тақсимлайди (уларни пулини тўлашга тайёрликлари билан аниқланади), қолган потенциал харидорларга нисбатан.

2. Эркин бозорлар ишлаб чиқариш харажатлари паст бўлган етказиб берувчиларнинг маҳсулотларига талабни шакиллантиради.

3. Эркин бозорлар шундай миқдорда маҳсулот ишлаб чиқарадики, улар истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг умумий ютуқларини максималлайди.

Ушбу хулосаларнинг тўғрилигига ишонч ҳосил қилиш учун юқоридаги графикка яна бир назар ташлаймиз.

Талаб чизиғи харидорлар учун маҳсулотнинг қимматлигини ифодалайди, таклиф чизиғи эса – ишлаб чиқарувчиларнинг харажатларини. Мувозанат даражасидан паст бўлган ишлаб чиқариш хажмда харидор учун маҳсулотнинг қимматлиги ишлаб чиқариш харажатларидан ортиқ бўлади. Бу соҳада ишлаб чиқаришнинг ўсиши умумий ютуқни ортишига олиб келади ва бу ортиш ишлаб чиқарилаётган маҳсулотнинг миқдори мувозанат даражасига эришмагунича давом этади. Ишлаб чиқаришнинг мувозанатдан юқори бўлган хажмида маҳсулотнинг қимматлиги харидор учун ишлаб чиқарувчининг харажатларидан пастдир.

Шундай қилиб, мувозанат хажмдан ортиқ маҳсулотни ишлаб чиқариш умумий ютуқни қисқаришига олиб келади.

Эркин бозор фаолияти натижалари ҳақида юқорида қилинган хулосалар шуни кўрсатадики, талаб ва таклифнинг мувозанати истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг ютуқларини йиғиндисини максималлайди.

Бошқача қилиб айтганида, ресурсларнинг самарали аллокацияси бозор мувозанатининг натижасидир. Эркин бозор шароитида шакилланадиган бозор нарҳининг ўзи харидор ва сотувчиларнинг ҳаракатларини иқтисодий ресурсларни

шундай тақсимланишига йўналтирадики, бунинг натижасида умумий ютуқ максималлашади.

Бозор талаби эгри чизиғи. Алохида бир маҳсулотга бўлган бозор талаби, бу шу бозорда иштирок этувчи барча харидорларнинг индивидуал талабларининг йиғиндисидир.

Бозор талабининг асосида индивидуал талаб ётади, ва уни шакилланишига ҳар бир алохида истеъмолчининг талаблари таъсир ўтказади. Бозорда талаб ҳажми фақат маҳсулотнинг нархидан боғлиқ бўлмайди, шу билан харидорларнинг даромадларидан, уларнинг дид ва афзаллик билдиришлари, кутишлари ва бошқа ўзоро боғлиқ маҳсулотлар нархлари, ҳамда харидорлар сонидан ҳам боғлиқ бўлади. Бозор талаби эгри чизиғини ҳосил қилиш учун индивидуал талаблар эгри чизиқларини горизонтал қўшиб чиқиш керак бўлади.

Яъни бозорда бўлиши мумкин бўлган ҳар бир нарх бўйича маҳсулотнинг талаб қилинаётган умумий миқдори аниқланади. Бунинг учун горизонтал ўқи бўйича индивидуал талаб миқдорларни қўшиб чиқилади.

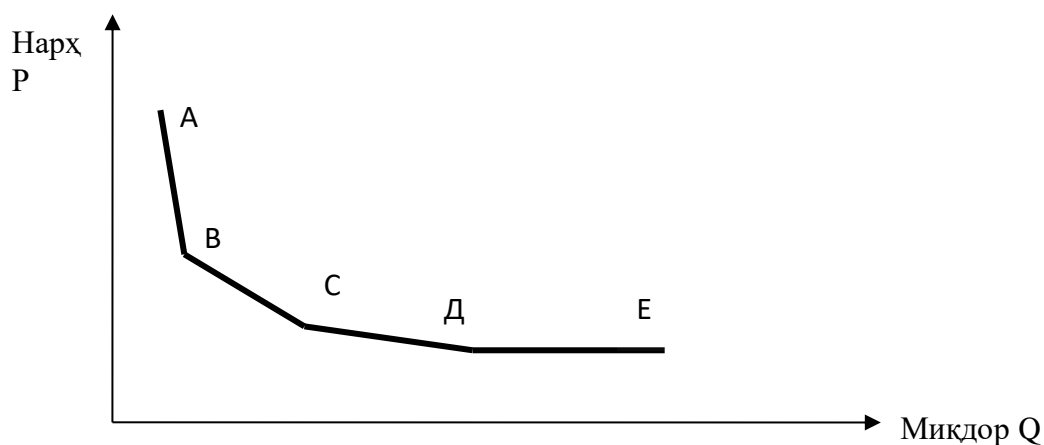
Ҳосил бўлган бозор талаби эгри чизиғини бозор механизмининг фаолиятини ўрганишда, корхоналарни жойлаштириш ва ривожлантиришда фойдаланиш мумкин. Бозор талаби эгри чизиғининг кўриниши қуйида келтирилган.

Бозор талаби эгри чизиғи синиқ чизиқлардан ташкил топган бўлиб, бу синиқ чизиқлар ҳар бир индивидуал харидорнинг талаб чизиғидан иборатдир. Бозорда харидорлар кўп бўлса синиқ чизиқ текис эгри чизиқ кўринишига келади.

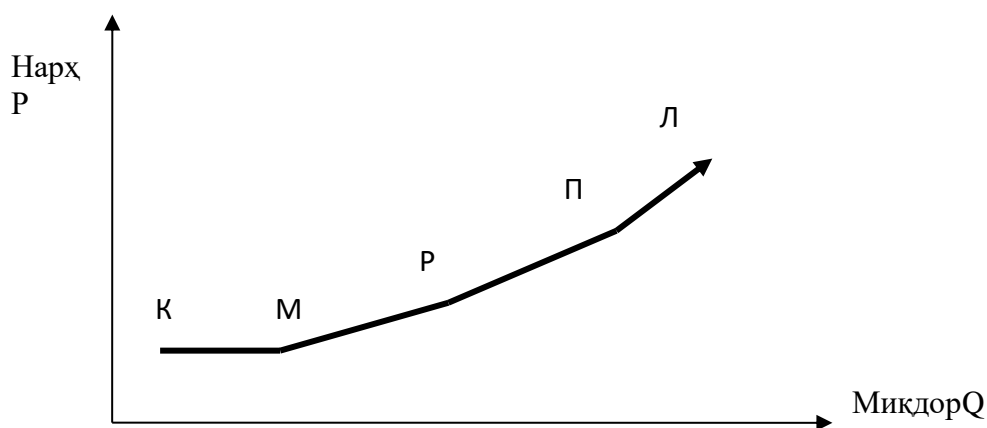
Бозор фаолиятининг иккинчи иштирокчилари – ишлаб чиқарувчиларнинг индивидуал таклифларининг умумий йиғиндиси – **бозор таклифи эгри чизиғини** ҳосил қилади. Бозор таклифи ҳажми алохида сотувчиларнинг таклифини аниқловчи омиллардан боғлиқ бўлади: маҳсулот нархи, ишлаб чиқариш ресурсларининг нархи, техника даражаси ва кутишлардан ҳамда етказиб берувчиларнинг сонидан. Бозор таклифи эгри чизиғи ҳам синиқ чизиқ кўринишида бўлиб қуйида келтирилади.

Бозор таклифи эгри чизиғи синиқ чизиқлардан ташкил топган бўлиб ҳар бир чиниқ чизиқ бир ишлаб чиқарувчининг таклиф эгри чизиғидир. Бозор таклифи

эгри чизиғини хосил қилиш учун индивидуал таклиф эгри чизиклари горизонтал бўйича қўшилади. Яъни, хар бир нархда умумий таклиф хажмини аниқлаш учун индивидуал таклифни горизонтал ўқи бўйича қўшилади.



9.2.-расм.Бозор талаби эгри чизиғи



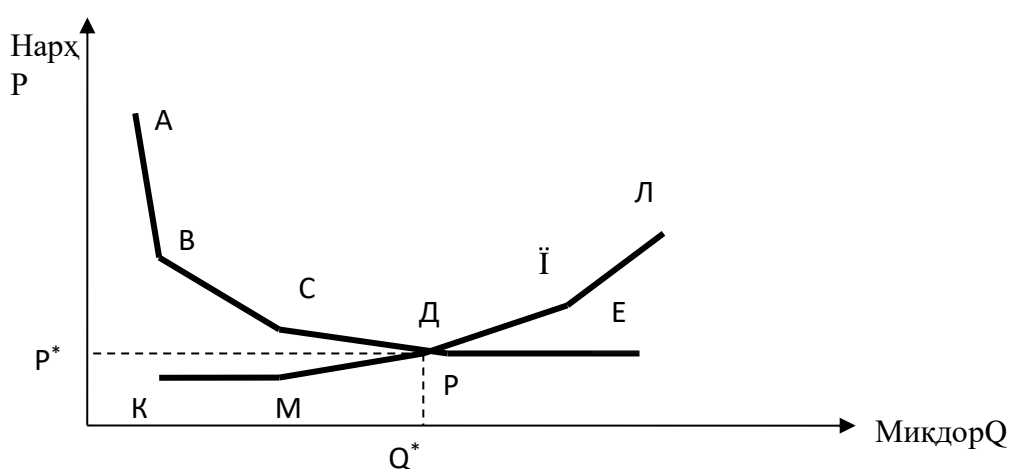
9.3.-расм.Бозор таклифи эгри чизиғи

Бозорда умумий талаб ва умумий таклиф биргаликда намоён бўлгани учун уларнинг графикларини бир координата ўқида ифодалаймиз. Пастки расмда бозор талаби ва бозор таклифи бир нуқтада кесишади.

Ушбу расмдаги бозор талаби эгри чизиғидаги АВ, ВС, СД, ДЕ кесмаларнинг хар бири алохида истеъмолчининг индивидуал талаб функцияларидир. Худди шунингдек, бозор таклифи эгри чизиғидаги КМ, МР, РП ва ПЛ кесмалар алохида ишлаб чиқарувчиларнинг индивидуал таклиф функцияларидир.

Шундай қилиб айтиш мумкинки, ҳар бир истеъмолчи ва ишлаб чиқарувчи бозорга ўзларининг барча хусусиятларини акс этдирувчи талаб ва таклиф функциялари билан чиқадилар. Келтирилган моделда бу хусусиятлар фақат маҳсулот нарҳида ўз аксини топган.

Бозорда умумий талаб ва умумий таклиф мувозанатга келишган нуқтада мувозанат нарҳ – P^* ва мувозанат ишлаб чиқариш миқдори – Q^* аниқланади. Бозор иштирокчиларининг ҳар бири ўз талаб ва таклиф функциясига эга бўлганликлари учун бу нарҳда қим қанча маҳсулот ишлаб чиқаради ва қим ундан қанча миқдорда харид қилиши мумкинлигини тезда аниқлаб оладилар.



9.4.-расм. Бозор талаби ва бозор таклифи мувозанати

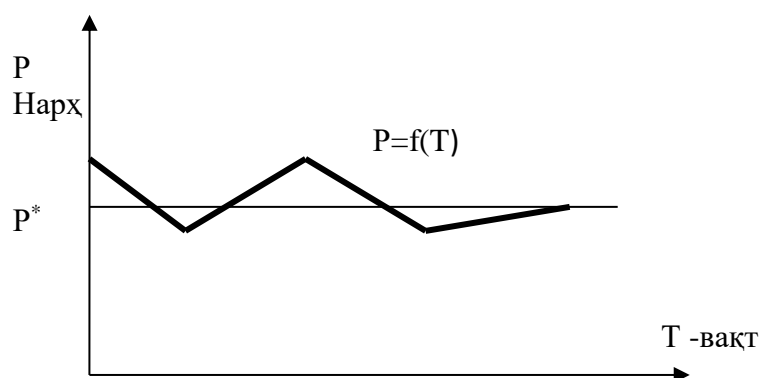
Юқоридаги графикда келтирилган бозор талаби ва бозор таклифи функциялари ёрдамида корхонани жойлаштириш ва ривожлантириш моделини тузиш учун қуйидаги шартлар берилган деб фараз қиламиз: бозорда иштирок этувчи n – истеъмолчининг ҳар бирининг талаб функцияси $q_d^1(P), q_d^2(P), \dots, q_d^n(P)$ берилган бўлсин. Худди шунингдек, бозорда иштирок этувчи m -та ишлаб чиқарувчиларнинг ҳам таклиф функциялари маълум бўлсин: $q_s^1(P), q_s^2(P), \dots, q_s^m(P)$. Улар ёрдамида бозор талаби ва бозор таклифи функцияларини аниқлаймиз.

$$Q_D = q_D^1(P) + q_D^2(P) + \dots + q_D^n(P)$$

$$Q_S = q_S^1(P) + q_S^2(P) + \dots + q_S^m(P)$$

Бозор талаби ва бозор таклифи функцияларининг эгри чизиқлари кесишган нуқтада бозорни мувозанатга олиб келувчи талаб ва таклиф миқдори аниқланади.

Бозорда маҳсулотнинг бозор нарҳи аниқланганидан сўнг унинг ҳар бир иштирокчиси ўзларининг истеъмол қилиш ва ишлаб чиқариш имкониятларини ўзларининг талаб ва таклиф функциялари ёрдамида аниқлайдилар. Натижада ҳар бир ишлаб чиқарувчи маҳсулот ишлаб чиқаришни режалаштирган корхонасида қанча миқдорда маҳсулот ишлаб чиқарса қандай миқдорда ютуқ-фойда олишини аниқлайди. Бу маълумотлар асосида у қилган харажатлари ва олинadиган натижаларни солиштириб бу соҳада бизнес билан шуғилланиш мумкинми, ёки бу соҳани тарк этиш кераклиги ҳақида муаммони ҳал қилади. Бу модел корхоналарни жорий даврда жойлаштириш масаласини моделлаштиради. Агарда келгуси давр учун корхоналарни ривожлантириш масаласи кўтарилса ушбу бозорда маҳсулот нарҳини ўзгариш динамикасини кузатиш керак бўлади. Бундай масалани ечиш учун корхонани ривожланишини башорат қилинишда кўзда тутилаётган даврлар учун бозорда маҳсулот нарҳининг ўзгаришини аниқлаш керак бўлади.



9.5-расм. Бозорда маҳсулот нарҳини вақт бўйича ўзгариш динамикаси

Шундай қилиб, иқтисодий фаровонлик инструментлари – истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг ютуқлари эркин бозорларни самарадорлигини баҳолаш билан бирга корхоналарнинг жойлашиши ва ривожланишини моделлаштиришда мақсад мезони кўрсаткичлари сифатида ҳам фойдаланиш мумкин. Бунда бозорнинг ҳар бир иштирокчиси фақат ўзи манфатларини, фаровонлигини кўзлаб иш юритса ҳам, бозор нарҳи шароитни мувозанат ҳолатига олиб келишга ҳаракат қилиб, бозор иштирокчиларининг барчасини манфатларини максималлаштиради.

Бозор самарадорлиги муаммосини ҳал қилишда ва истеъмолчилар ва ишлаб чиқарувчиларнинг ютуқлари кўрсаткичларидан корхоналарни жойлаштириш ва ривожлантириш моделларида мақсад мезони сифатида фойдаланишда бозорнинг фаолияти билан боғлиқ бир неча тахминлар қилинган эди. Агарда бу тахминлар ўз кучини йўқотса, юқорида қилинган хулосалар шубҳа ўйғотиши мумкин. Буларга қуйидагилар киради:

1. Юқоридаги хулосалар такомиллашган рақобат шароитида фаолият олиб боровчи бозорларга таълуқлидир. Хақиқатда эса бозорлардаги рақобат шароити соф рақобатдан жуда ҳам узоқда. Баъзи бир бозорлар бир ёки бир неча сотувчилар ёки харидорлар иборат бўлиб, улар бозор нарҳини назорат, ёки бозор устидан ҳукумронлик қилиш имкониятига эга бўладилар. Бозор устидан ҳукумронлик қилиш имкониятлари самарадорликни пасайишига олиб келиши мумкин, негаки ҳукумронлик қилиш етказиб берувчиларга маҳсулот нарҳи ва хажмини талаб ва таклиф мувозанати ҳолатидан узоқроқда бўлган даражада ушлаб туриш имконини беради.

2. Бозор фаолияти натижалари фақат харидор ва сотувчиларнинг хатти-ҳаракатларидан боғлиқ деб тахмин қилинган эди. Аммо хақиқатда уларнинг қарорлари фақат бу бозорга эмас, шу билан бошқа бозорга таълуқли субъектларга таъсир қилиши ҳам мумкин. Харидор ва сотувчилар истеъмол қилиш ва ишлаб чиқариш ҳақида қарор қабул қилиб, бошқа бозорлардаги ҳолатларни ҳисобга олмайдилар. Шунинг учун ушбу бозордаги мувозанат ҳолати бошқа бозорлардаги мувозанат ҳолатига тўғри келмаслиги мумкин ва шу билан уларнинг қарорлари бутун жамият учун самарали бўлмаслиги мумкин.

9.6. Истеъмол танлови моделлари

Фойдалилик функцияси ва унинг хоссалари

Истеъмолчи товарлар (маҳсулотлар)ни сотиб олишга бутунлай сарфлайдиган I ҳажмдаги даромадга эга бўлсин, яъни I катталиқ ушбу истеъмолчининг даромади эмас, балки харажатидир. Нархлар тузилмаси, даромади ва шахсий манфаатларини ҳисобга олган ҳолда истеъмолчи маълум

миқдордаги товарларни сотиб олади, унинг бундай хатти-ҳаракатларининг математик модели *истеъмол танлови модели* деб аталади.

Иккита товардан иборат истеъмол тўплamlарини кўриб чиқайлик. *Истеъмол тўплamlи* (қисқача *тўплам*) – x_1 координатаси биринчи товар миқдorigа, x_2 координатаси эса иккинчи товар миқдorigа тенг бўлган (x_1, x_2) вектор.

Истеъмолчининг *танлови* афзаллик муносабати билан тавсифланади, унинг моҳияти қуйидагича. Истеъмолчи ҳар бир 2та тўплам ҳақида ё уларнинг бири иккинчисига нисбатан керакroқ, ё уларнинг иккаласи ҳам истеъмолчи учун барибир эканлигини айтиши мумкин деб ҳисобланади. Афзаллик муносабати транзитивдир, яъни агар $A=(a_1, a_2)$ тўплам $B=(b_1, b_2)$ тўпламга нисбатан, B тўплам эса $C=(c_1, c_2)$ тўпламга нисбатан афзалroқ бўлса, у ҳолда A тўплам C тўпламга нисбатан афзалroқ бўлади.

Истеъмолчининг фойдалилик функцияси деб (x_1, x_2) истеъмол тўплamlари мажмуасида аниқланган шундай $u(x_1, x_2)$ функцияга айтиладики, унинг (x_1, x_2) истеъмол тўплamlидаги $u(x_1, x_2)$ қиймати истеъмолчининг бу тўплам учун истеъмол баҳосига тенг бўлади. (x_1, x_2) тўпламнинг $u(x_1, x_2)$ истеъмол баҳосини истеъмолчи ушбу (x_1, x_2) тўпламни сотиб олган ёки истеъмол қилгандаги истеъмолчи эҳтиёжларини қондириш *даражаси* деб аташ қабул қилинган. Ҳар бир истеъмолчи, умуман олганда, ўзининг фойдалилик функциясига эга бўлади. Агар A тўплам B тўпламдан афзалroқ бўлса, у ҳолда $u(A) > u(B)$ бўлади.

Истеъмолчининг товарларга бўлган талабини аниқловчи фойдалилик функциясида X -векторнинг координаталари манфий бўлмаган қийматларни қабул қилсин ва $u(x)$ функция ўсувчи ёки ҳеч бўлмаганда товарлар сони ўсиши билан, камаювчи бўлмасин: яъни $x_i \leq x_{i+1}$ бўлганда $u(x_i) \leq u(x_{i+1})$ бўлсин. Агар $u(x_i)$ дифференциалланувчи бўлса, бу шартни қуйидагича ёзиш мумкин:

$$u_i(x) = u_i' \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

Ушбу ифодага асосан

$$u(x) = c$$

шартни қаноатлантирувчи x – векторлар тўпламини бефарқлик сирти дейиладн. Бефарқлик сирти — бу истеъмолчи учун бир хил фойдалиликка эга бўлган истеъмол режаси векторларидан ташкил топган тўпландир.

Фойдалилик функцияси дифференциалланувчи бўлиб, аргументларнинг кичик ўзгаришлари бўйича афзаллик функциясининг ўзгариши тўла дифференциал орқали ифодаланади:

$$du(x) = \sum_{i=1}^n \frac{\partial u}{\partial x_i} dx_i = \sum_{i=1}^n u_i dx_i$$

Бефарқлик сиртида ётувчи нуқталарда юқоридаги ифода нолга тенг бўлади, яъни

$$\sum_{i=1}^n u_i dx_i = 0$$

тенглик ўринли бўлади. Агар i ва j - маҳсулотлардан бошқаси ўзгармаса, у ҳолда юқоридагидан $u_i dx_i + u_j dx_j = 0$ келиб чиқади. Бундан эса

$$\frac{dx_i}{dx_j} = -\frac{u_j(x)}{u_i(x)}$$

о‘ринли бо‘лади. $-\frac{u_j(x)}{u_i(x)}$ миқдорни i ва j -маҳсулотларни *эквивалент алмаштириш коэффициенти* дейилади ва бу коэффициент манфий бўлади.

Фойдалилик функцияси қуйидаги хоссаларга эга:

1. Маҳсулотлардан бирининг истеъмоли иккинчисининг истеъмоли ўзгармас бўлганда ортиши истеъмол баҳосининг ўсишига олиб келади, яъни

а) агар $x_1^2 > x_1^1$ бўлса, у ҳолда $u(x_1^2, x_2) > u(x_1^1, x_2)$ бўлади ёки, бошқача айтганда, $\frac{\partial u(x_1, x_2)}{\partial x_1} = u'_1 > 0$ о‘ринли;

б) агар $x_2^2 > x_2^1$ бўлса, у ҳолда $u(x_1, x_2^2) > u(x_1, x_2^1)$ бўлади ёки, бошқача айтганда, $\frac{\partial u(x_1, x_2)}{\partial x_2} = u'_2 > 0$ ўринли.

Биринчи тартибли хусусий ҳосилалар маҳсулотларнинг *лимит фойдалиликларини* беради: u'_1 биринчи маҳсулотнинг лимит фойдалилиги, u'_2 эса иккинчи маҳсулотнинг лимит фойдалилиги.

2. Ҳар бир маҳсулотнинг лимит фойдалилиги уни истеъмол қилиш ҳажми ўсганда камаяди (лимит фойдалиликнинг бу хоссаси лимит *фойдалиликнинг камайиш қонуни* деб аталади), яъни

$$\frac{\partial^2 u}{\partial x_1^2} = u''_{11} < 0, \quad \frac{\partial^2 u}{\partial x_2^2} = u''_{22} < 0.$$

3. Ҳар бир маҳсулотнинг лимит фойдалилиги бошқа маҳсулот миқдори ўсганда ортади, яъни

$$\frac{\partial^2 u}{\partial x_1 \partial x_2} = u''_{12} = \frac{\partial^2 u}{\partial x_2 \partial x_1} = u''_{21} > 0.$$

Бу ҳолда миқдори чегараланган маҳсулот нисбатан камёб бўлиб қолади. Шунинг учун унинг қўшимча миқдори кўпроқ аҳамиятга эга бўлади ва самаралироқ истеъмол қилиниши мумкин. Бу хосса барча товарлар учун ҳам ўринли бўлавермайди: агар товарлар истеъмолда тўла-тўқис бир-бирининг ўрнини босиши мумкин бўлса, 3-хосса бажарилмайди.

Биринчи маҳсулотни dx_1 га камайтирилса, фойдалилик олдинги даражага чиқиши учун иккинчи маҳсулотни dx_2 га орттириш керак. Шу тариқа, биринчи маҳсулот иккинчисига алмаштирилади.

$$u = const, \text{ бўлганда } -\frac{dx_2}{dx_1} = m \text{ ифода алмаштиришнинг лимит нормаси}$$

дейилади.

$$\frac{dx_2}{dx_1} \text{ тақрибан } \frac{\Delta x_2}{\Delta x_1} \text{ га тенглиги маълум. } -\frac{\Delta x_2}{\Delta x_1} \text{ бўлинмани биринчи}$$

маҳсулотни иккинчи маҳсулотга алмаштириш нормаси дейилади. Бу биринчи маҳсулот истеъмоли бир бирликка ўзгарса (камайса ёки кўпайса), иккинчи маҳсулот истеъмоли қанчага ўзгариш кераклигини кўрсатади. Бунда истеъмолнинг умумий фойдалилигининг ўзгармаслиги талаб қилинади.

Агар $u(x_1, x_2)$ истеъмол функциясида x_1 ва x_2 махсулотларнинг истеъмоли мос равишда dx_1 ва dx_2 ларга ўзгарса ва битта бефарқлик чизиғида ётса, у ҳолда

$$\frac{\partial u}{\partial x_1} dx_1 + \frac{\partial u}{\partial x_2} dx_2 = 0$$

ўринли бўлади. Бундан алмаштиришнинг лимит нормаси учун қуйидаги формулани оламиз

$$\frac{\partial u}{\partial x_1} / \frac{\partial u}{\partial x_2} = m.$$

Ушбу ифода алмаштиришнинг лимит нормаси лимит фойдалиликларнинг нисбати билан аниқланишини кўрсатади.

Фойдалилик функциясига мисол сифатида

$$u(x_1, x_2) = a_1 \ln(x_1 - x_1^*) + a_2 \ln(x_2 - x_2^*)$$

функция хизмат қилади, бу ерда $a_1 > 0$, $a_2 > 0$, $x_1 > x_1^* \geq 0$, $x_2 > x_2^* \geq 0$.

Ҳақиқатан,

$$u'_1 = \frac{a_1}{x_1 - x_1^*} > 0, \quad u'_2 = \frac{a_2}{x_2 - x_2^*} > 0,$$

$$\frac{\partial^2 u}{\partial x_1^2} = -\frac{a_1}{(x_1 - x_1^*)^2} < 0, \quad \frac{\partial^2 u}{\partial x_2^2} = -\frac{a_2}{(x_2 - x_2^*)^2} < 0$$

га эга бўламиз, яъни фойдалилик функциясининг 1 ва 2-хоссалари бажарилади. 3-хосса бажарилмайди, чунки $u(x_1, x_2)$ функциянинг иккинчи тартибли хусусий ҳосилалари нолга тенг.

Истеъмол танлови масаласи, унинг ечими ва хоссалари

Истеъмол танлови масаласи (истеъмолчининг бозордаги рационал хатти-ҳаракати масаласи) истеъмолчининг фойдалилик функциясига берилган бюджет чекловида максимал қиймат берувчи (x_1^0, x_2^0) истеъмол тўпламини танлашдан иборат.

Бюджет чеклови маҳсулотларга пул харажатлари пул даромадидан ошмаслигини, яъни $p_1x_1 + p_2x_2 \leq I$ эканлигини англатади, бу ерда p_1 ва p_2 —мос равишда биринчи ва иккинчи маҳсулотлар бир бирлигининг бозор нархлари, I еса —истеъмолчининг биринчи ва иккинчи маҳсулотларни сотиб олиш учун сарфлашга тайёр бўлган даромади. p_1 , p_2 ва I катталиклар берилган бўлади.

Формал равишда истеъмол танлови масаласи куйидаги кўринишга эга:

$$\begin{aligned} p_1x_1 + p_2x_2 &\leq I, \\ x_1 &\geq 0, \quad x_2 \geq 0 \end{aligned}$$

шартларда

$$u(x_1, x_2) \text{ (max).}$$

Истеъмол танлови масаласининг ечими бўлувчи (x_1^0, x_2^0) тўплами истеъмолчи учун *оптималь ечим* ёки истеъмолчининг *локал бозор мувозанати* деб аташ қабул қилинган.

Ушбу кўйилишда истеъмол танлови масаласини эчиш чизиксиз программалаш масаласига олиб келади. Бироқ, агар бирор-бир (x_1, x_2) истеъмол тўпламида $p_1x_1 + p_2x_2 \leq I$ бюджет чеклови қатъий тенгсизлик кўринишда бажарилса, у ҳолда биз маҳсулотлардан бирининг истеъмолини ва шу тариқа фойдалилик функциясини кўпайтиришимиз мумкин. Демак, фойдалилик функциясига максимал қиймат берувчи (x_1^0, x_2^0) тўплам бюджет чекловини тенгликка айлантдириши, яъни $p_1x_1^0 + p_2x_2^0 = I$ бўлиши керак.

Биз, шунингдек, (x_1^0, x_2^0) оптимал нуктада $x_1 \geq 0$, $x_2 \geq 0$ шартлар $u(x_1, x_2)$ функциянинг хоссаларидан келиб чиқиб ўз-ўзидан бажарилади деб ҳисоблаймиз. Одатда, бу ҳақиқатан ҳам шундай. Айни бир пайтда, агар ўзгарувчиларнинг номанфийлиги шартлари масала шартига ошкор ҳолда кўшилмаса, у ҳолда ушбу масала математик жиҳатдан анча содда ҳолга келади.

Демак, истеъмол танлови масаласини

$$p_1x_1 + p_2x_2 = I$$

шартда

$$u(x_1, x_2) \text{ (max)}$$

кўринишдаги шартли экстремумни топиш масаласи билан алмаштириш мумкин (чунки бу икки масаланинг (x_1^0, x_2^0) ечими бир хил).

Бу шартли экстремумни топиш масаласини эчиш учун Лагранж усулидан фойдаланамиз.

$$L(x_1, x_2, \lambda) = u(x_1, x_2) + \lambda(p_1x_1 + p_2x_2 - I)$$

Лагранж функциясини ёзиб, унинг x_1, x_2, λ ўзгарувчилар бўйича биринчи тартибли хусусий ҳосилаларини топамиз ва уларни нолга тенглаймиз:

$$\frac{\partial L}{\partial x_1} = u'_1 - \lambda \cdot p_1 = 0, \quad \frac{\partial L}{\partial x_2} = u'_2 - \lambda \cdot p_2 = 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = p_1x_1 + p_2x_2 - I = 0.$$

Ҳосил қилинган уч номаълумли учта тенгламалар системасидан λ номаълумни йўқотиб, икки x_1, x_2 номаълумли

$$\frac{u'_1}{u'_2} = \frac{p_1}{p_2},$$

$$p_1x_1 + p_2x_2 = I,$$

иккита тенгламалар системасини ҳосил қиламиз ва ундан истеъмол танлови масаласининг (x_1^0, x_2^0) ечимини топамиз.

Истеъмол танлови масаласи (x_1^0, x_2^0) ечимининг x_1^0 ва x_2^0 координаталари p_1, p_2 ва I параметрларнинг функцияларидир:

$$x_1^0 = x_1^0(p_1, p_2, I),$$

$$x_2^0 = x_2^0(p_1, p_2, I).$$

Ҳосил қилинган функциялар биринчи ва иккинчи маҳсулотга *талаб функциялари* деб аталади. Талаб функцияларининг муҳим хоссаси нархлар ва даромадга нисбатан уларнинг нолинчи даражадаги бир жинслилигидир, яъни талаб функцияларининг қийматлари нархлар ва даромаднинг пропорсионал ўзгаришига нисбатан инвариантдир: ихтиёрий $\alpha > 0$ сон учун

$$x_1^0(\alpha p_1, \alpha p_2, \alpha I) = x_1^0(p_1, p_2, I),$$

$$x_2^0(\alpha p_1, \alpha p_2, \alpha I) = x_2^0(p_1, p_2, I)$$

ўринлидир. Бу барча нархлар ва даромад айнан бир хил бирликка (мартага) ўзгарса ҳам, (биринчиси ёки иккинчиси — фарқи йўқ) маҳсулотга талаб катталиги ўзгармаслигини англатади.

Иккита товарли битта содда истеъмол танлови масаласини эчайлик. Товарларнинг номаълум миқдорлари x_1 ва x_2 га, уларнинг бозор нархлари эса мос равишда p_1 ва p_2 га тенг бўлсин. +аралаётган масала

$$u(x_1, x_2) = x_1 \cdot x_2 \text{ (max)} \quad (9.18)$$

$$p_1 x_1 + p_2 x_2 \leq I, \quad (9.19)$$

$$x_1 \geq 0, x_2 \geq 0 \quad (9.20)$$

кўринишда бўлади.

Биз аниқлаганимиздек, оптимал нуқтада бюджет чеклови тенглик кўринишида бажарилиши керак, бинобарин, иккала товар ўта зарур бўлгани учун (агар улардан бири йўқ бўлса, фойдалилик нолга тенг бўлади) ўзгарувчиларнинг номанфийлиги шартлари ўз-ўзидан бажарилади. Демак, ечилаётган математик программалаш масаласи шартли экстремумни топишнинг классик масаласига айланади. Экстремумнинг зарурий шартларини ёзиб (уларга асосан товарлар лимит фойдалиликларининг нисбатлари уларнинг бозор нархлари нисбатларига тенг бўлиши керак, бюджет чеклови эса тенглик кўринишида бажарилади),

$$\frac{x_2}{x_1} = \frac{p_1}{p_2},$$

$$p_1 x_1 + p_2 x_2 = I$$

тенгламалар системасини ҳосил қиламиз.

Бундаги биринчи шарт қаралаётган масалада иккала товарга сарфланадиган пул миқдорлари бир хил, яъни $x_2 \cdot p_2 = x_1 \cdot p_1$ бўлиши кераклигини англатади.

Бу фойдалилик функциясида x_1 ва x_2 ўзгарувчиларнинг «вазnlари» ёки даража

кўрсаткичлари тенглигидан келиб чиқади. Демак, $x_2 \cdot p_2 = x_1 \cdot p_1 = \frac{I}{2}$ ва талаб

функциялари

$$x_1 = \frac{I}{2 \cdot p_1}; \quad x_2 = \frac{I}{2 \cdot p_2} \quad (9.21)$$

кўринишни олади.

Шундай қилиб, ҳар бир товарга сарф-харажат истеъмолчи умумий даромадининг ярмини ташкил этади ва ҳар бир товарнинг зарурий миқдорини топиш учун шу товарга сарфланадиган маблағни унинг нархига бўлиш лозим.

Товарлар бир-бирининг ўрнини босиши. Компенсация самаралари

Агар талаб функцияси $x_i = \frac{I}{np_i}$ кўринишда бўлса, у ҳолда i -нчи товарга

талаб ихтиёрый j -нчи товар нархига боғлиқ эмас. Умуман олганда, нархларнинг кесишувчи талаб функциялари товарларнинг бир-бирининг ўрнини босиш ва бир-бирини тўлдириш каби хоссаларини тавсифлайди. Агар i -нчи товарнинг нархи ошиб, унга талаб камайганда j -нчи товарга талаб ошса, бу товарлар бир-бирининг ўрнини босади. Аксинча, агар j -нчи товарга талаб ҳам камайса, улар бир-бирини тўлдиради.

Таъкидлаш жоизки, ҳақиқатдаги бир-бирининг ўрнини босиш i -нчи товарнинг нархи ўсганда фаровонликнинг умумий пасайиши туфайли бузилиши мумкин: истеъмолда j -нчи товар i -нчи товарнинг ўрнини босиши мумкин, лекин унга талаб ошмаслиги мумкин, чунки истеъмолчининг умумий фаровонлиги пасайган. Бу бузилишни йўқотиш учун нархнинг *компенсацияланган ўзгариши*, яъни истеъмолчига фаровонлигининг аввалги даражасини ушлаб туришга имкон

берувчи даромадининг ошишини тақозо қилувчи ўзгариши тушунчасидан фойдаланилади.

Компенсация самараларини формал равишда таҳлил қилиш учун иккита масалани кўриб чиқайлик.

Аввал (9.18) – (9.20) масалани товарларнинг $p_1 = 10$, $p_2 = 2$ нархлари ва истеъмолчининг $I = 60$ даромади билан эчамиз. У ҳолда (9.21) формулага асосан,

$$x_1 = \frac{60}{2 \cdot 10} = 3, \quad x_2 = \frac{60}{2 \cdot 2} = 15 \text{ ва } u(x_1, x_2) = 45 \text{ бўлади.}$$

Енди p_2 2 пул бирлигидан 7 пул бирлигига ўзгарсин. Компенсациянинг зарурий миқдори қандай? Истеъмолчига аввалги оптимал тўпلامни харид қилиш учун қўшимча $(7-2) \cdot 15 = 75$ пул бирлиги зарур. Бироқ истеъмолчининг аввалги таркиби янги нархларда оптимал бўлмайди, чунки бу ҳолда

$$x_1 = \frac{60 + 75}{2 \cdot 10} = 6,75, \quad x_2 = \frac{60 + 75}{2 \cdot 7} \approx 9,64 \text{ ва } u(x_1, x_2) \approx 65 \text{ бўлади.}$$

Истеъмолчининг фаровонлигини аввалги даражасини ушлаб туриши учун унга қўшимча M пул бирлиги берилсин. У ҳолда янги нархларда унинг биринчи

ва иккинчи товарга бўлган талаби мос равишда $x_1 = \frac{60 + M}{2 \cdot 10}$ ва $x_2 = \frac{60 + M}{2 \cdot 7}$ га

тенг бўлади. $x_1 \cdot x_2$ мақсад функцияси $\frac{(60 + M)^2}{10 \cdot 7 \cdot 4}$ га тенг бўлиб, бу ифода

бошланғич $u(x_1, x_2) = 45$ қийматга тенг бўлиши керак. Бу ердан $M \approx 52,25$ келиб чиқади, бу эса 75 дан анча кам.

9.7. Макроиктисодий эконометрик моделларнинг турлари ва уларни

иктисодий таҳлилда қўлланилиши

Макроиктисодий жараёнлар бутун миллий иктисодиётнинг барча тармоқларини камраб олади. Макроиктисодий жараёнлар асосан учта катта жараёнларни ўрганади ва тушунтириб беради. Булар:

1. Ишсизлик.

2. Инфляция.

3. Иқтисодий ўсиш.

Ишсизлик - бу мамлакат миқёсида фаол, меҳнатга яроқли аҳолининг иш билан банд бўлмаслиги тушунилади.

Инфляция – мамлакат миқёсида умумий баҳоларнинг ўсишини кўрсатади.

Иқтисодий ўсиш – мамлакат аҳолисига ялпи ички маҳсулотнинг йилдан-йилга кўпроқ ишлаб чиқарилиши тушунилади.

Ушбу учта кўрсаткич макроиқтисодий муаммолар ҳисобланади. Иқтисодиётнинг беқарор ривожланиши туфайли юқоридаги муаммолар вужудга келади. Ушбу муаммоларни ҳал қилишнинг бир неча усуллари мавжуд.

Ушбу муаммолар турли хил шароитлар, давлат олиб бораётган иқтисодий сиёсати, фискал ва монетар сиёсат орқали вужудга келиши мумкин.

Миллий иқтисод даражасида шакллантириладиган кенгайтирилган такрор ишлаб чиқариш модели ўсиш суръати ва пропорцияларни аниқлаш учун хизмат қилади. Иқтисодий ўсишнинг бир секторли ва икки секторли моделларини кўриб чиқиш мумкин. Бундай моделларни яратиш учун қуйидаги белгилар қабул қилинади.

$X(t)$ – бир йилда ишлаб чиқарилган миллий даромад;

$Y(t)$ – ноишлаб чиқариш соҳасидаги асосий фондларнинг ўсишига кетган харажатлар ҳамда қўшиладиган миллий даромаднинг истеъмол қилинадиган қисми;

$J(t)$ – асосий ишлаб чиқариш фондларининг ўсишига капитал қўйилмалар;

$S(t)$ – соф ишлаб чиқаришга капитал қўйилмалар меъёри (ҳиссаси).

Бундай иқтисодий мазмунга биноан қуйидаги ифодани ёзиш мумкин:

$$X(t) = Y(t) + J(t)$$

Жамғарма меъёри эса:

$$S(t) = \frac{J(t)}{X(t)}$$

формула бўйича аниқланади.

Жамғарма меъёрини миқдори билан иқтисодий ўсиш суръати ўртасида узвий алоқа мавжуд. Бу боғлиқликни ифодалаш учун $U(t)$ параметри белгиланади. У миллий даромаднинг жорий ўсиши билан асосий ишлаб чиқариш фондларига (яъни, сарфланган капитал самарасининг даражаси) соф капитал қўйилмалар йиғиндиси ўртасидаги нисбати характерлайди:

$$U(t) = \frac{X(t+1) - X(t)}{Y(t)} = \frac{\Delta X(t)}{Y(t)}$$

$$Y(t) = S(t) \cdot X(t)$$

бўлганлиги учун

$$U(t) = \frac{\Delta X(t)}{S(t) \cdot X(t)}; \quad \frac{\Delta X(t)}{X(t)} = S(t) \cdot U(t)$$

эга бўламиз.

Бинобарин, миллий даромаднинг ўсиш суръати сарфланган капитал самарасининг жамғарма иқтисодий ўсиш шаклини ифодалайди. Агар жамғарма меъёри ва капитал қўйилма билан таъминланганлик иқтисодий ўсиш ва ошиш (камайиш) нинг мустақил параметрлари бўлса, жамғариш меъёри бошқа тенг шароитларда миллий даромад ўсиш суръатларининг пропорционал ортиши (камайиши) билан бирга кечади. Сарфланган капитал самарадорлигини доимийлик даражасини қабул қилиб, Харрод-Домарнинг иқтисодий ўсиш моделига эга бўламиз.

$$X(t) = Y(t) + J(t)$$

$$\Delta K(t) = J(t)$$

$$J(t) = S \cdot X(t)$$

$$X(t) = q \cdot K(t)$$

Бунда $K(t)$ иқтисодиётдаги асосий ишлаб чиқариш фондларининг ҳажмини белгилайди. q фондларнинг самарадорлик коэффициенти дир $q=X/K$. Бу моделда «кечикиш» йўқ бўлганда, иқтисодий ўсишнинг узок муддатли суръати тенгламасини чиқариш мумкин:

$$\lambda = \frac{\Delta X(t)}{X(t)} = q \cdot S$$

Иқтисодий ўсишнинг назарий моделида янги ишлаб чиқариш қувватларини кўриш ва ўзлаштириш маълум вақтни (лагни), яъни L ва K ўртасидаги вақт лаги мавжуд) олиши факти абстраклаштиради.

Пировард хилма-хил нисбатдан дифференциал тенглама орқали узлуксиз ёзиш шаклига ўтамыз.

Бунда меҳнат унумдорлигининг ўсиш суръати

$$q(t) = \frac{X(t)}{L(t)}$$

ва унинг фонд билан таъминланганлигини

$$q(t) = \frac{K(t)}{L(t)}$$

боғловчи ўзаро нисбатга асосланамиз;

бу ерда, $L(t)$ ижтимоий ишлаб чиқаришда банд бўлган ишчилар сонини ифодалайди. Демак,

$$\frac{q'(t)}{q(t)} = F\left(\frac{U(t)}{U(t)}\right).$$

Режали иқтисодиёт шароитида иш билан банд бўлганлар ўсиш суръатининг $L/L=n$ қандайдир барқарор экзоген шакллантирувчи мавжуд деб тахмин қилиш мумкин. Иқтисодий ўсишнинг бир секторли макроиқтисодий модели («Солоу модели») қуйидагича ёзилади:

$$X(t) = Y(t) + U(t) \cdot K(t) = I(t)$$

$$\frac{q'(t)}{q(t)} = F\left(\frac{U'(t)}{U(t)}\right) \quad \frac{L'(t)}{L(t)} = const = n.$$

Расман юқорида келтирилган модел иқтисодий ривожланишнинг стационар траекториясини беради. Бунда даромаднинг ўсиши жамғариш меъёрига боғлиқ бўлмайди. Жумладан, (F чизиқли функцияси учун) биз қуйидагини оламыз:

$$\frac{X}{Y} = n \cdot \frac{v}{1-a}.$$

Шунга кўра стационар траекториядаги ўсиш суръати жамғариш меъёрининг даражасидан катъий назар иш билан бандликни ўсиши ҳамда α ва ν параметрлари (техник тараққиёт суръати) билан аниқланади.

9.8. Иқтисодиёт динамикаси моделлари

Иқтисодий моделлар турлари

Иқтисодиёт фани ва амалиётида ечиладиган масалалар вақт омилига боғлиқ равишда статик ва динамик масалаларга бўлинади. Статика иқтисодий объектларнинг маълум бир санага ёки даврга тегишли бўлган ҳолатларини уларни ифодаловчи кўрсаткичларнинг ўзгаришини вақтга боғламаган ҳолда ўрганади.

Динамик масалаларда ўзгарувчиларнинг вақтга боғлиқлигидан ташқари уларнинг ўзаро вақт бўйича боғлиқлари акс эттирилади. Масалан, инвестиция динамикаси ишлаб чиқариш ҳажмининг ўзгаришини муҳим омили бўлган асосий капитал ҳажмининг динамикасини аниқлайди.

Иқтисодиёт динамикасида вақт узлуксиз ёки дискрет деб аралаш мумкин. Вақтнинг узлуксиз ҳолда олиниши моделлаштириш учун қулай, чунки унда дифференциал ҳисоби аппарати ва дифференциал тенгламалар қўлланади. Вақтнинг дискрет ҳолда олиниши амалда тадбиқ этиш учун қулай, чунки статистик маълумотлар доимо дискрет ҳолда бўлади ва аниқ вақт бирлигига тегишли бўлади.

Дискрет вақт учун чекли айирмали тенгламалар аппарати қўлланиши мумкин. Айтиш жоизки маълум иқтисодиёт динамикасининг кўп моделлари узлуксиз ва дискрет вариантларда бўлади. Иккала ҳолатларда ҳам ўхшаш натижалар олиниши мумкин ва моделларнинг мураккаблик даражаси тахминан бир хилда бўлади.

Иқтисодиётда динамик мувозанат

Иқтисодиёт назариясида мувозанат тушунчаси муҳим ҳисобланади, яъни объектнинг шундай ҳолатики ташқи таъсир бўлмаганда уни сақланиши тушунилади. Иқтисодиёт динамикаси масаласи худди жараёнларни мувозанат ҳолатига қайтиши каби, ташқи куч таъсирида ўша ҳолатнинг ўзгариш

жараёнларини тавсифлашни ўз ичига олади. Оддий иқтисодий тизимнинг мувозанат ҳолатини кўриб чиқайлик ва бундай тизимнинг узлуксиз ва дискрет ҳолатларидаги ҳаракатини тасвирлаймиз. Биринчи ҳолда тизимнинг динамикаси дифференциал тенгламалар ёрдамида, иккинчи ҳолатда эса чекли айирмали тенглама билан ёзилади. Дифференциал тенглама кўрсаткичнинг (қаралаётган тизим битта $x(t)$ кўрсаткич ёки шунчаки x билан ифодалансин) ўзгаришини унинг ҳаракат тезлиги x'_t ёки \dot{x} билан боғлайди. x кўрсаткичининг ўзгариш тезлигини унинг мувозанат қиймати x_e дан оғиш катталигига пропорционал деб олайлик. Бошқача айтганда, кўрсаткич мувозанат қийматидан қанчалик узоқликка оғишса, у шунчалик тез унга қайтишга ҳаракат қилади.

Агар тенгламада x нинг вақт бўйича биринчи тартибли хосиласи иштирок этса ва боғланиш эса чизиқли бўлса, у ҳолда бу чизиқли дифференциал тенглама бўлади.

Масалан, у қуйидаги кўринишга эга бўлсин:

$$\frac{dx}{dt} = k(x - x_e) \quad (9.22)$$

бу ерда, k – коэффициент.

Бу тенгламада kx_e – озод ҳад; озод ҳадсиз $\frac{dx}{dt} = kx$ тенглама бир жинсли дейилади ва унинг умумий ечими $x = ce^{kt}$ дан иборат.

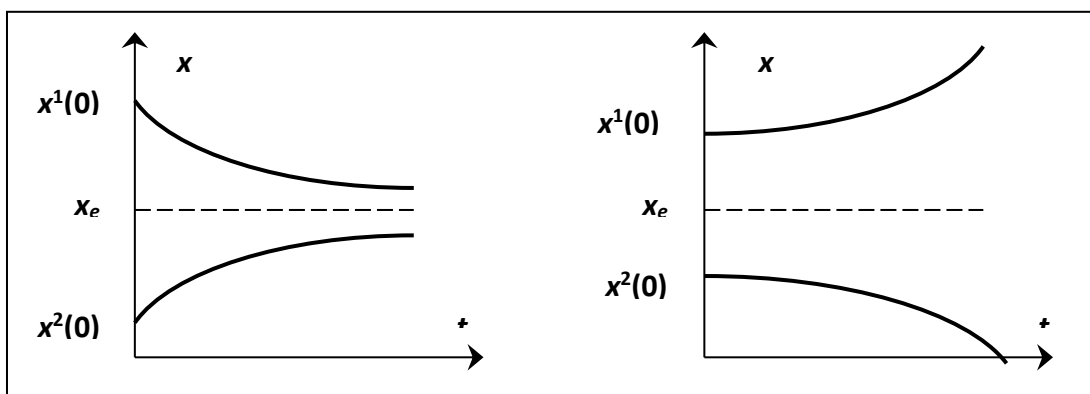
Берилган бир жинсли бўлмаган тенглама $x = x_e$ хусусий ечимга эга, (агар x катталик мувозанат ҳолатда бўлса) унинг умумий ечими ихтиёрий хусусий ечим билан бир жинсли тенгламанинг умумий ечими йиғиндисидан иборат, яъни

$$x = x_e + ce^{kt} \quad (9.23)$$

$t=0$ да x нинг қиймати $x(0)$ бўлишини ҳисобга олсак, $c = x(0) - x_e$ ва $x(t) = x_e + (x(0) - x_e)e^{kt}$ ҳосил бўлади. Бу ечим берилган (9.22) тенгламанинг ечимини коноатлантиришини текшириб кўриш мумкин.

Агар $k < 0$ бўлса, у ҳолда $e^{kt} \rightarrow 0$ муносабат ўринли ва мувозанат турғун ҳолатда, яъни $x(t)$ катталикнинг қиймати x_e қийматидан оғишганда, у яна шу

қийматни олишга интилади. $k > 0$ бўлганда эса $e^{kt} \rightarrow \infty$ ва мос равишда $x(t) \rightarrow \infty$ (агар бошланғич ҳолат мувозанат ҳолат билан устма-уст тушмаса). Тизим 9.6а расмда кўрсатилганидек x_e ҳолатга қайтади. Унинг $k > 0$ бўлгандаги ҳолати 9.6б расмда кўрсатилган ва k коэффициент $-2 < k < 0$ бўлганда мувозанат турғун бўлган ҳолат, ва $k > 0$ ёки $k < -2$ бўлганда турғун бўлмаган ҳолат юз беради.



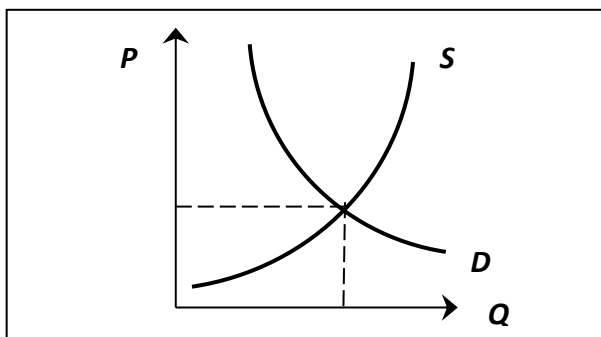
9.6а-расм

9.6б-расм

Мувозанатнинг оддий модели

Дискрет ёндашув асосида амалга ошириладиган макроиқтисодиёт динамикаси модели мисолини кўриб чиқайлик. Бундай ҳолатда модел ўта умумлашган бўлиб, абстракт характерга эга бўлади. Шу билан бирга унинг ечими аниқ кўринишда топилиши мумкин, аммо бундан унинг параметрлари нисбатларининг хусусий ҳолатлари учун муҳим бўлган хусусиятлари келиб чиқади. Бу моделда дискрет ва узлуксиз динамик моделлаштиришнинг содда аппаратини намойиш этиш, макроиқтисодиёт динамикасининг муҳим категория ва муаммоларини тасвирлаш қулай.

Ўргимчак тўрсимон модел. Бу модел одатдаги талаб ва таклиф эгри чизиқлари билан ифодаланувчи бозордаги баҳо ва маҳсулотларнинг миқдорлари турғунлигини вақт бўйича кечикиш мавжуд бўлганда тадқиқ қилиш имконини беради. Бундай ҳолатнинг тасвири 9.7 расмда келтирилган.



9.7 –расм. Талаб ва таклиф эгри чизиғи

Ишлаб чиқарувчи (фермер) жорий даврда маҳсулотга бўладиган таклифни ўтган даврдаги маҳсулот баҳосига асосан аниқлаган бўлсин, яъни $Q^s(t) = S_t(p_{t-1})$ таклиф функциясида бир вақт бирлиги даврига тенг бўлган кечиккан давр кириб келади. Ҳақиқатда, ишлаб чиқариш ҳажми ҳақидаги қарор жорий баҳони ҳисобга олган ҳолда қабул қилинади ва бозорда бу қарорга мос келувчи таклиф ишлаб чиқариш цикли тугагандан сўнг юзага келади.

Талаб эгри чизиғи маҳсулот ҳажмига бўлган талабни айнан шу даврдаги товар нархига боғлиқлигини тавсифлайди, яъни $Q^D(t) = D_t(p_t)$. Шундай қилиб баҳо динамикасини қуйидаги тенгламалар системаси орқали ифодалаш мумкин:

$$\{Q_t^s = S_t(p_{t-1}), \quad Q_t^D = D_t(p_t), \quad Q_t^D = Q_t^s\} \quad (9.24)$$

ёки битта тенглама билан қуйидагича ифодалаш мумкин:

$$D_t(p_t) = S_t(p_{t-1}). \quad (9.25)$$

Ушбу тенгламадан жорий даврдаги баҳо қиймати p_t -ни аввалги вақт ҳолатида маълум бўлган p_{t-1} нинг қиймати бўйича аниқлаш мумкин.

Ҳусусий ҳол сифатида талаб ва таклиф функциялари чизиқли бўлган ўргимчаксимон моделни кўриб чиқамиз.

$$D(p) = A - Bp_t, \quad S(p) = C + Ep_{t-1}, \quad D(p) = S(p) \quad (9.26)$$

Бу ерда таклиф функцияси ўсувчи бўлгани учун $E \geq 0$; талаб функцияси камаювчи бўлгани учун эса $B \geq 0$; $A > C > 0$, яъни $D(0) > S(0) > 0$ (баҳонинг нол қийматида талаб таклифдан юқори бўлади). Бундай тизимнинг динамикасини ифодаловчи тенглама қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$D(p_t) = S(p_t) \quad \text{yoki} \quad A - Bp_t = C + Ep_{t-1}$$

Аввал мувозанат баҳо p^* ва мувозанат ишлаб чиқариш ҳажми Q^* ни топамиз. Улар қуйидаги тенгламаларни қаноатлантиришлари керак:

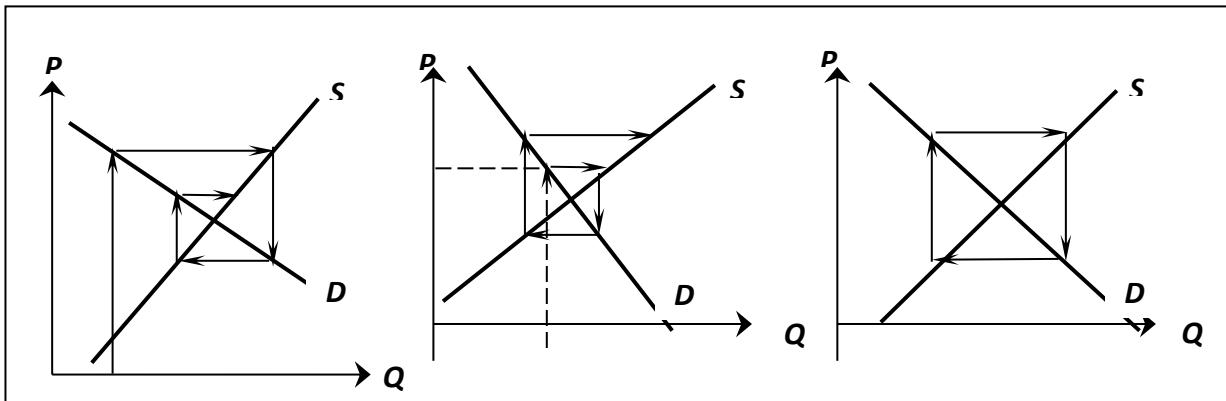
$$Q^* = A - Bp^* = C + Ep^*,$$

бундан

$$p^* = (A - C)/(B + E) \text{ va } Q^* = (AE - BC)/(B + E) \quad (9.27)$$

келиб чиқади.

Бошланғич нуқта мувозанат нуқта билан устма-уст тушмаган ҳолатда баҳо ва ишлаб чиқариш ҳажми муносабатларини кўриб чиқайлик. Ушбу масалани «ўргимчак тўри» деб номланган график усулида эчиш мумкин. Аввало мувозанат нуқтаси билан устма-уст тушмайдиган бошланғич товар ҳажми ва баҳосини бериб, кетма-кет мос равишда талаб ва таклиф чизиқларини горизонтал ва вертикал тўғри чизиқлар билан бирлаштириб борамиз.



9.8а-расм.

9.8б-расм.

9.8в-расм.

Расмдаги биринчи чизмадан кўринадики, агар таклиф чизиғи (D) талаб чизиғи (S)га нисбатан кўпроқ оғишган бўлса у ҳолда бозорда мувозанат турғун бўлади (9.8а-расм). Агар талаб чизиғи (S) таклиф чизиғи (D)га нисбатан кўпроқ оғишган бўлса у ҳолда бозорда мувозанат турғун бўламайди (9.8б-расм). Ва ниҳоят талаб ва таклиф чизиқларининг оғишликлари бир хил бўлганда бозорда баҳо ўзгармас амплетудада доимий равишда тебраниб туради (9.8в-расм).

Енди моделни таҳлил қилиб кўрамиз. p_t ни p_{t-1} орқали ифодалаб қуйидаги рекуррент муносабатини оламиз.

$$p_t = \frac{A - C}{B} - \frac{E}{B} p_{t-1}$$

Ушбу муносабатни кетма-кет қўллаб қуйидагиларни топамиз:

$$p_1 = \frac{A - C}{B} - \frac{E}{B} \cdot p_0; \quad p_2 = \frac{A - C}{B} - \frac{E}{B} \cdot \left(\frac{A - C}{B} - \frac{E}{B} \right) p_0$$

Умумий ҳолда

$$p_t = \frac{A-C}{B} \cdot \left(1 - \frac{E}{B} + \left(\frac{E}{B}\right)^2 + \dots + (-1)^{t-1} \left(\frac{E}{B}\right)^{t-1} \right) + (-1)^t \left(\frac{E}{B}\right)^t \cdot p_0 \quad (9.28)$$

Қавс ичидаги ифодалар геометрик прогрессия йиғиндисини беради. Агар

$|q| < 1$, бўлса, у ҳолда $\lim_{n \rightarrow \infty} S_n = \frac{a_1}{1-q}$ бўлади. Ўргимчак тўриси мон модел учун

$$q = -\frac{E}{B}, \quad a_1 = \frac{A-C}{B}.$$

Бундан ихтиёрий t вақтда P_t учун қуйидагига эга бўламиз:

$$p_t = \frac{A-C}{B} \cdot \frac{1 - (-1)^t \left(\frac{E}{B}\right)^t}{1 + \frac{E}{B}} + (-1)^t \left(\frac{E}{B}\right)^t \cdot p_0 \quad (9.29)$$

Маълумки $\frac{E}{B} < 1$, $\left(\frac{E}{B}\right)^t \rightarrow 0$ ва $p_t \rightarrow \frac{A-C}{E+B} = p^*$ бўлганда, яъни таклиф

чизиги талаб чизигига нисбатан кўпроқ оғишган бўлса, мувозанат турғун бўлади.

Агар $\frac{E}{B} > 1$ бўлса, яъни талаб чизиги ўта оғишган бўлса, у ҳолда $\left(\frac{E}{B}\right)^t \rightarrow \infty$ ва

жараён мувозанат нуқтасидан узоқлашади (мувозанат турғун бўлмайди). $\frac{E}{B} = 1$

бўлганда, яъни $B=E$ ҳолатда p_t қиймати мувозанат қиймати атрофида кетма-кет такрорланади.

Демак, тизимнинг мувозанат ҳолатда бўлишида асосан баҳонинг унча катта бўлмаган ўзгаришга таъсир этувчи ўтган даврдаги омиллар муҳим рол ўйнайди.

Қуйидаги масалаларнинг ечимларини топинг.

9.6-масала.

Фараз қилайлик вақт бўйича кечикиш таклиф функциясида эмас талаб функциясида қатнашсин:

$$D_t = A - Bp_t; S_t = C + Ep_{t-1}; D_t = S_t$$

Мувозанат нуқтага интилиш шарти қандай бўлади? Ушбу жараённи график кўринишда тасвирланг.

9.7-masala.

Талаб ва таклиф функциялари $D(t) = 4 - 4p(t)$, $S(t) = 8 - 4p(t-1)$ кўринишда бўлсин. $p(t)$ нарх учун формулани ва бошланғич нарх $p_0 = 4$ бўлганда ихтиёрий t учун талаб ва таклиф миқдорини топинг.

Ечим. Мувозанат нуқтада талаб ва таклифнинг тенглиги шартидан фойдаланиб $4 - 4p(t) = 8 - 4p(t-1)$ тенгликни ёзиш мумкин. Бундан $p(t) = -1 - p(t-1)$ рекуррент тенглама келиб чиқади. Мувозанат нуқтада (9.27)га асосан

$$p^* = \frac{A - C}{B + E} = \frac{4 - 8}{4 + 4} = -0,5, \text{ ва (9.29)га асосан}$$

$$p_t = \frac{A - C}{B} \cdot \frac{1 - (-1)^t \left(\frac{E}{B}\right)^t}{1 + \frac{E}{B}} + (-1)^t \left(\frac{E}{B}\right)^t \cdot p_0 =$$

$$= \frac{4 - 8}{4} \cdot \frac{1 - (-1)^t \left(\frac{4}{4}\right)^t}{1 + \frac{4}{4}} + (-1)^t \left(\frac{4}{4}\right)^t \cdot 4 = -0,5 + 4,5(-1)^t$$

рекуррент формула ҳосил бўлади. Бундан кўринадикки вақт ўтиши билан нархнинг тебраниши мувозанат қийматдан 4,5 бирликка тенг бўлган чацота билан юз беради. Талаб учун формула қуйдаги кўринишда бўлади:

$$D(t) = 4 - 4p(t) = 4 - 4(-0,5 + 4,5(-1)^t) = 6 - 18(-1)^t.$$

Таклиф учун эса формула қуйдаги кўринишга эга бўлади:

$$S(t) = 8 - 4p(t-1) = 8 - 4(-0,5 + 4,5(-1)^{t-1}) = 6 + 18(-1)^{t-1}.$$

Баҳо мувозанатининг ЭВАНС модели

Моделда битта товар бозори қаралиб, вақт омили узлуксиз деб ҳисобланади. $D(t)$, $S(t)$, $p(t)$ – мос равишда t вақтда товарга талаб, таклиф ва шу товарнинг нархи бўлсин. Талаб ҳам таклиф ҳам баҳонинг чизиқли функцияси ҳисоблансин, яъни $D(p) = A - Bp$, $A, B > 0$ – талаб баҳонинг кўтарилиши билан камаяди, $S(p) = C + Ep$, $C, E > 0$ – таклиф эса баҳонинг кўтарилиши билан кўпаяди. Табиғки $A > C$, яъни баҳонинг нол қийматида талаб таклифдан юқори бўлади.

Асосий мушоҳода шундан иборатки, баҳо талаб билан таклифнинг ўзаро нисбатларига боғлиқ равишда ўзгаради деб қаралади:

$$\Delta p = \gamma(D - S)\Delta t,$$

бунда $\gamma > 0$, яъни баҳонинг кўтарилиши талабнинг таклифга нисбатан юқори бўлишига ва шу жараённинг давом этиш даврига пропорсионал. Шундай қилиб қуйидаги дифференциал тенгламани оламиз:

$$dp/dt = \gamma(D - S).$$

Бу тенгламага талаб ва таклифни нархга чизиқли боғлиқлигини қўйиб $p(0) = p_0$ бошланғич шарт билан

$$dp/dt = -\gamma((B + E)p - A + C) \quad (9.30)$$

чизиқли бир жинсли бўлмаган дифференциал тенгламани ҳосил қиламиз.

Ушбу тенглама $p^* = (A - C)/(B + E) > 0$ (стационар) турғун нуқтага эга. Кўриниб турибдики $p^* > p$ бўлганда $dp/dt > 0$ ва $p^* < p$ бўлганда, $dp/dt < 0$. Бундан келиб чиқадики

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p(t) = p^*.$$

$p_0 < p^*$ бўлганда нарх кўтарилиб p^* га интилади, $p_0 > p^*$ бўлганда маҳсулот баҳоси пасайиб p^* га интилади. p^* мувозанат баҳо бўлганда талаб ва таклиф тенг бўлади:

$$D(p) = S(p) \rightarrow A - Bp = C + Ep \rightarrow p^* = (A - C)/(B + E).$$

Бир жинсли бўлмаган чизиқли дифференциал тенгламаларни эчишнинг умумий қондасига асосан (9.30) тенгламанинг ечимини қуйидагича ёзиш мумкин:

$$p(t) = p_0 e^{-\gamma(B+E)t} + (A - C)/(B + E) \left[1 - e^{-\gamma(B+E)t} \right].$$

Бундан яна кўриш мумкинки вақт ўтиши билан товар баҳоси r^* га интилади, яъни $t \rightarrow \infty$ бўлганда $\lim p(t) = p^*$ бўлади.

Иқтисодий ўсишнинг бир секторли СОЛОУ модели

Иқтисодиёт доимо бир бутунликда қаралиб, унда ҳам ишлаб чиқариш, ҳам ноишлаб чиқариш соҳаларида истеъмол қилинадиган ягона универсал маҳсулот ишлаб чиқарилади.

СОЛОУ моделида иқтисодиётнинг ҳолати 5 та ўзгарувчи орқали ифодаланади, яъни: Y - якуний маҳсулот, L – меҳнат ресурслари ҳажми, K – ишлаб чиқариш фондлари, I – инвестиция, S – ноишлаб чиқаришдаги истеъмол ҳажми. Барча ўзгарувчилар ўзаро боғлиқ бўлиб вақт бўйича ўзгариб боради, яъни улар t – вақтнинг функцияларидир.

Вақт узлуксиз деб фараз қилиниб, K ва L – кўрсаткичлар мос равишда ишлаб чиқариш фонди ва меҳнат ресурсларининг йиллик ўртача қийматлари деб қаралади. Y , S , I катталикларнинг қийматларини уларнинг йил давомида жамланган ҳажмлари деб олиш мумкин. Ресурслари эса (ишлаб чиқариш ва меҳнат ресурслари) тўлиқ ишлатилади деб фараз қилинади.

Йиллик якуний маҳсулот ҳар бир вақт бирлигида ўртача йиллик фондлар ва меҳнатнинг функциясидан иборат, яъни $Y=F(K,L)$. Шундай қилиб $F(K,L)$ – бутун иқтисодиётнинг ишлаб чиқариш функциясини ифодалайди.

Якуний маҳсулот ноишлаб чиқаришдаги истеъмолга ва инвестицияга сарфлансин, яъни $Y=C+I$. Якуний маҳсулотнинг инвестицияга сарфланадиган улуши (ρ) ни жамғариш меъёри деб аталади, у ҳолда $I = \rho Y$, $S = (1-\rho)Y$. Жамғариш меъёрини ўзгармас деб қабул қиламиз: $\rho = \text{const}$, $0 < \rho < 1$.

Инвестиция ишга яроқсиз ҳолга келган фондларни тиклаш ва уларни кўпайтириш мақсадида ишлатилсин деб олайлик. Агар фондларни яроқсиз ҳолатга келиши ўзгармас коэффицент μ ($0 < \mu < 1$) бўйича юз берса, у ҳолда

$$K = K(t + \Delta t) - K(t) = \rho Y \Delta t - \mu K \Delta t$$

бўлади, шунинг учун

$$dK / dt = \rho Y - \mu K.$$

Агар меҳнат ресурсларининг ўсиши мавжуд меҳнат ресурсларига пропорционал деб ҳисобласак, яъни $\Delta L = \nu L \cdot \Delta t$ бўлса, у ҳолда $dL / dt = \nu L$ дифференциал тенглама ҳосил бўлади ва уни эчиш натижасида $L = L_0 e^{\nu t}$ ифодани оламиз, бу ерда $L_0 = L(0)$, $t=0$ бўлганда кузатув бошидаги меҳнат ресурслари.

Шундай қилиб СОЛОУ модели қўйидаги тенгламалар системаси орқали ёзилади:

$$\left. \begin{aligned} C &= (1 - \rho)Y; \\ Y &= F(K, L); \\ L &= L_0 e^{\nu t} \end{aligned} \right\} \quad (9.31)$$

$$dK / dt = \rho Y - \mu K, \quad K(0) = K_0.$$

$F(K, L)$ функцияси ишлаб чиқариш функциясига қўйилган талабларни қаноатлантиради ва чизиқли–бир жинсли деб ҳисобланади, яъни

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L).$$

Функсияни бир жинслигидан фойдаланиб ва ўртача меҳнат унумдорлигини $y = Y/L$ ва ўртача фондлар билан қуролланганлигини $k = K/L$ билан белгиласак $y = Y/L = F(K, L)/L = F(K, L/L) = F(K, 1)$ ни ҳосил қиламиз. Охирги функцияни $f(k)$ деб ҳисобласак $y = f(k)$ ни оламиз.

Энди k дан t бўйича ҳосилани топамиз:

$$\begin{aligned} dk / dt &= d(K / L) / dt = (K'L - KL') / L^2 = K' / L - K(L' / L^2) = \\ &= (\rho Y - \mu K) / L - K\nu / L = \rho y - (\mu + \nu)k. \end{aligned}$$

Демак:

$$dk / dt = \rho f(k) - (\mu + \nu)k, \quad k(0) = k_0 = K_0 / L_0. \quad (9.32)$$

(9.31) моделни макрокўрсаткичлари тўлиғича (9.32) тенглама ва $L = L_0 e^{\nu t}$ меҳнат ресурслари динамикаси ёрдамида аниқланади.

(9.32) – тенглама бошланғич шартга эга бўлган, ўзгарувчилари ажраладиган тенглама, шунинг учун у ягона ечимга эга.

Бозор муносабатларини моделлаштиришнинг

икки секторли модели

Фараз қилайлик, иқтисодиётда икки тармоқ ўз маҳсулотларини ички ва ташқи бозор учун ишлаб чиқариш жараёнида ўзаро товар айрибошлаш орқали муносабатда бўлсин. Яъни ҳар бир тармоқ ўз маҳсулотини ишлаб чиқариш учун иккинчи тармоқнинг маҳсулотидан фойдаланади. Масалан, машинасозлик ва энергетика саноатлари ва бошқалар. Иқтисодиётда юз берадиган бундай ҳолатларда ҳар бир тармоқ қанча ҳажмда маҳсулот ишлаб чиқарса ҳам ички, ҳам ташқи бозор талабини қондира олади, деган масала долзарб масала сифатида қаралади.

Иқтисодиётда бундай масалаларни ҳал этиш учун қуйидаги тенгламалар системасидан иборат моделлар қўлланилади:

$$\begin{cases} x_1 = a_{12}x_2 + b_1 \\ x_2 = a_{21}x_1 + b_2 \end{cases} \quad (9.33)$$

бу ерда, x_1, x_2 – маҳсулотларни ишлаб чиқариш режаси, a_{12}, a_{21}, b_1, b_2 – манфий бўлмаган параметрлар. a_{12} – 1 млн. сўмлик иккинчи маҳсулотни ишлаб чиқариш учун биринчи маҳсулотнинг сарфи, a_{21} – 1 млн. сўмлик биринчи маҳсулотни ишлаб чиқариш учун иккинчи маҳсулотнинг сарфи, b_1, b_2 – биринчи ва иккинчи маҳсулотларнинг ташқи бозорга чиқариладиган қисми.

(9.33) тенгламалар системаси *икки тармоқли ишлаб чиқариш модели* деб аталади ва у қуйидаги ечимга эга:

$$x_1 = \frac{b_1 + a_{12} \cdot b_2}{1 - a_{12} \cdot a_{21}}, \quad x_2 = \frac{b_2 + a_{21} \cdot b_1}{1 - a_{12} \cdot a_{21}} \quad (9.34)$$

Ушбу ечим моделнинг параметрлари $a_{12} \cdot a_{21} \neq 1$, $a_{12} < 1$, $a_{21} < 1$ шартларни қаноатлантирган ҳолларда ягона бўлади.

9.8-масала. Ўзаро ҳамкорликда фаолият кўрсатувчи икки тармоқда маҳсулот ишлаб чиқариш ва уларнинг маҳсулотларини ички ицемол ва ташқи бозорга тақсимланиши масаласини кўриб чиқайлик. Биринчи тармоқда 1млрд.

сўмлик маҳсулот ишлаб чиқриш учун иккинчи тармоқнинг 0,3 млрд. сўмлик маҳсулоти сарфлансин, иккинчи тармоқда 1 млрд. сўмлик маҳсулот ишлаб чиқариш учун эса биринчи тармоқнинг 0,5млрд. сўмлик маҳсулоти сарфлансин. Шу билан бирга биринчи тармоқ 3 млрд. сўмлик маҳсулот, иккинчи тармоқ эса 5 млрд. сўмлик маҳсулотни ташқи бозор учун ишлаб чиқариш режалаштирилган бўлсин. Бундай режани бажариш учун ҳар бир тармоқ қанчадан маҳсулот ишлаб чиқариши керак?

Ечим

Масаланинг шартига кўра $b_1=3$ млрд. сўм, $b_2=5$ млрд. сўм ва $a_{12} = 0,5$; $a_{21} = 0,3$; $a_{12} \cdot a_{21} = 0,5 \cdot 0,3 \neq 1$. Берилган маълумотларни (9.33) системага қўйиб, қуйидаги кўринишдаги икки тармоқли ишлаб чиқариш моделига эга бўламиз:

$$\begin{cases} x_1 = 0,5x_2 + 3000000000 \\ x_2 = 0,3x_1 + 5000000000 \end{cases}$$

Ушбу модел параметрлари ечимнинг ягоналик шартларини қаноатлантиради. Ягона ечим қуйидагидан иборат бўлади:

$$x_1 = \frac{3000000000 + 0,5 \cdot 5000000000}{1 - 0,5 \cdot 0,3} = 6,471 \text{ млрд.сўм,}$$

$$x_2 = \frac{5000000000 + 0,3 \cdot 3000000000}{1 - 0,5 \cdot 0,3} = 6,941 \text{ млрд.сўм.}$$

Демак биринчи тармоқ корхонаси 6,471 млрд. сўмлик маҳсулот ишлаб чиқариб, 3 млрд. сўмлик маҳсулотни ташқи бозорга чиқаради, 3,471 млрд. сўмлик маҳсулотни ички истеъмолга сарфлайди. Иккинчи тармоқ корхонаси 6,941 млрд. сўмлик маҳсулот ишлаб чиқариб, 5 млрд. сўмлик маҳсулотни ташқи бозорга чиқаради, 1,941 млрд. сўмлик маҳсулотни ички истеъмол учун сарфлайди.

Таянч иборалар: иқтисодий ўсиш, ишлаб чиқариш функциялари, Кобба-Дуглас функцияси, талаб ва таклифнинг моделлари, Солоу функцияси, кўп тармоқли, баланс, матрица, дисперсия, саноат, тармоқлараро, самарадор, вектор, танлов, фойдалилик, эквивалент, лимит, компенсация, камаювчи самарадорлик,

Такрорлаш учун саволлар ва топшириқлар

1. Ишлаб чиқариш функциясини бошқа моделлардан фарқи?
2. Ишлаб чиқариш функцияларининг турлари?
3. Ишлаб чиқариш функцияларнинг параметрларини хусусиятлари.
4. Ишлаб чиқариш функцияларда илмий-техник тараққиётнинг аҳамияти.
5. Ўсиш турлари.
6. Чегаравий кўрсаткичларнинг хусусиятлари нимадан иборат?
7. Экстенсив ва интенсив ўсишни таъминловчи омиллар?
8. Кобба-Дуглас функциясини асосий хусусиятлари.
9. Ўрнини босиш эластиклиги қандай таҳлил қилинади?
10. Иқтисодий таҳлил курсаткичларидан амалда қандай фойдаланиш мумкин?
11. Ҳар хил турдаги маҳсулотларни ишлаб чиқариш ва истеъмол қилиш орқали тармоқлар орасидаги боғланишларни ҳисоблаш масаласининг қўйилиши қандай ҳамда баланс муносабатлари нима?
12. Тармоқлараро баланснинг математик модели ким томонидан ва қачон баён этилган?
13. Тармоқлараро баланс моделини тузишда математиканинг қандай қисмларидан фойдаланилган?
14. Тармоқлараро баланс муносабатларининг математик ифодаси қандай кўринишда ифодаланилади?
15. Бевосита(тўғри) харажатлар коэффицентлари қандай ифодаланади ва унинг иқтисодий маъноси нимадан иборат?
16. Чизиқли тармоқлараро баланс тенгламаси қандай ифодаланади?
17. Леонтев модели қандай кўринишда ифодаланади?
18. +андай матрица самарадор деб аталади?
19. Тўла харажатлар матрицаси нима ва матрица самарадорлигининг қандай мезонларини биласиз?

20. Баланс муносабатларига кирувчи компоненталарнинг ҳажмини ошириш учун ялпи ишлаб чиқаришларни ошириш зарур. Бунинг учун қандай ҳисоб-китоб ишлари амалга оширилади?

21. Истеъмол танлови модели деб нимага айтилади ва истеъмол тўплами нима?

22. Истеъмолчи танловининг моҳияти нимада, истеъмолчининг фойдалилик функцияси деб нимага айтилади ва истеъмолчи эҳтиёжларини қондириш даражаси нима?

23. Фойдалилик функцияси қандай хоссаларга эга, маҳсулотнинг лимит фойдалилиги деб нимага айтилади?

24. Истеъмол танлови масаласи, бюджет чеклови, истеъмолчининг локал бозор мувозанати нима?

25. Истеъмол танлови масаласини қайси масала билан алмаштириш мумкин ва нима учун?

26. Истеъмол танлови масаласини эчиш учун Лагранж усули қандай қўлланилади, талаб функцияси деганда нимани тушунилади?

27. Товарлар сони ихтиёрий ва мақсад функцияси умумий кўринишда бўлган истеъмол танлови масаласининг хоссалари тўғрисида нималарни биласиз?

28. Нархнинг компенсацияланган ўзгариши нима ва у қайси мақсад учун ишлатилади?

29. Компенсация самаралари ҳақида нима биласиз, қайси шартларда товарлар бир-бирининг ўрнини босувчи, қайсиларида эса бир-бирини тўлдирувчи бўлади?

30. Истеъмолчи фаровонлигининг аввалги даражасини ушлаб туриши учун қўшимча пул бирлиги миқдори қандай аниқланилади?

31. Ишлаб чиқариш функцияси нима ва ундан қандай мақсадда фойдаланилади?

32. Ишлаб чиқариш функцияларининг қўлланилиш соҳалари ҳақида нима биласиз, цатик ва динамик ишлаб чиқариш функциялари нимани англатади?

33. Кобб-Дуглас ишлаб чиқариш функцияси ҳақида нима биласиз?

34. Ishlab chiqarish funksiyalari qanday xossalarga ega?
35. Ўртача самарадорлик деганда нимани тушунасиз ва у қандай аниқланилади?
36. Ресурсларнинг лимит самарадорлиги нима ва у қандай аниқланилади?
37. Алмаштиришнинг лимит нормаси нима ва у қандай аниқланилади?
38. Иқтисодиётда ечиладиган масалалар вақт омилига боғлиқ равишда қандай туркумланади?
39. Иқтисодиётда мувозанат деганда нима тушунилади?
40. Иқтисодий тизимнинг узлуксиз ҳолатлардаги ҳаракати қандай тенглама билан тасвирланади ва унинг ечими қандай кўринишга эга бўлади ҳамда уларни график кўринишда тасвирланг?
41. Ўргимчак тўрисимон модел деганда қандай модел тушунилади ва унда баҳо динамикаси қандай тенгламалар системаси билан ифодаланади?
42. Ўргимчак тўрисимон моделда мувозанат нарх ва мувозанат ишлаб чиқариш ҳажми қандай топилади?
43. Ўргимчак тўрисимон моделни график усулда тасвирлаб беринг?
44. Баҳо мувозанатининг Эванс модели вақтга нисбатан қандай хусусиятга эга?
45. СОЛОУ моделида иқтисодиётнинг ҳолати нечта кўрсаткич орқали ифодаланади ва уларга қандай шартлар қўйилади?
46. Бозор муносабатларини моделлаштиришнинг икки секторли модели иқтисодиётнинг қандай масалаларини ҳал этишга қаратилган ва у қандай ифодаланади?
47. Бозор муносабатларини моделлаштиришнинг икки секторли моделининг ечими ва унинг параметрлари ҳақида нима дея оласиз?

Х БОБ. ИЖТИМОЙ-ИҚТИСОДИЙ ЖАРАЁНЛАРНИ ПРОГНОЗЛАШ

10.1. Иқтисодий жараёнларни прогнозлаш, иқтисодий прогнозларни таснифланиши

Бозор иқтисодиёти шароитида хўжалик юритувчи субъект бўладими ёки жисмоний шахс бўладими унда ўзининг тадбиркорлик фаолиятини прогнозлаш зарурияти туғилади.

Менежерлар қисқа муддатли ва узоқ муддатли режаларни тузишда ишлаб чиқариш ҳажми, сотиш учун чиқариладиган маҳсулот ҳажми, фоиз цавкалари каби муҳим кўрсаткичларнинг қийматларини прогноз қилишга мажбурдирлар.

Прогноз деганда тизимни келажакда бўлиши мумкин бўлган ҳолатини ва шу ҳолатни эгаллаш учун кетган муддатни илмий асосланган ҳолда тасвирлаш тушунилади.

Прогнозлашнинг мақсади тизимнинг ўтмишдаги ва ҳозирги ҳолатини, ўзгариш қонуниятларини ўрганиш ва таҳлил қилиш асосида унинг келгусидаги ривожланишини илмий асосланган ҳолда белгилаб чиқиш, содир бўладиган вазиятнинг характери ва мазмунини очиб беришдан иборат.

Прогнозлаш ҳодисалар ва жараёнларнинг келажакдаги мумкин бўлган ривожланиш йўлини ва натижасини белгилаб беради, озми-кўпми узоқроқ иқтибон учун бу ҳодиса ва жараёнларни характерловчи кўрсаткичларга баҳо беради.

Прогнозлар прогноз қилинаётган объектларга қараб илмий-техникавий, иқтисодий, ижтимоий ва бошқаларга бўлинади. Прогнозлаш объектининг миқёсига қараб иқтисодий прогнозлар алоҳида корхона ва ташкилотлар (микродаражада) прогнозидан то мамлакат миқёсида (макродаража) тармоқлар ривожланишининг прогнозига бўлган ёки дунё миқёсидаги қонуниятларни (глобал даража) барча даражаларини қамраб олади.

Прогнозлаш даври муддатига қараб қуйидаги гуруҳларга бўлинади:

- тезкор прогнозлар – бир ойгача;
- қисқа муддатли прогнозлар – бир йилгача;
- ўрта муддатли прогнозлар – беш йилгача;

- узоқ муддатли прогнозлар – ўн беш йилдан юқори.

Бозор иқтисодий шароитида кўпроқ тезкор ва қисқа муддатли прогнозлар муҳим аҳамиятга эга.

Иқтисодий жараёнларни прогнозлаш қуйидаги босқичларда амалга оширилади:

- масаланинг қўйилиши ва прогнозлаш учун зарур маълумотларни йиғиш;
- йиғилган маълумотларни бирламчи таҳлил қилиш;
- прогнозлашнинг мумкин бўлган моделларни аниқлаш;
- кўрилаётган модел параметрларини баҳолаш;
- танланган моделни ўхшашлиги(адекватлиги)ни текшириш;
- модел кўрсаткичларини баҳолаш;
- олинган прогноз натижаларини таҳлил қилиш.

10.2. Динамик қаторлар ва иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар

Биз юқорида VII-бобда вақтли қаторларни эконометрик моделлаштириш масалаларини ўрганиб чиққан эдик. Унда қуйидаги таъриф берилган “Вақтли қатор – бу маълум бир кўрсаткичнинг бир нечта кетма-кет келган моментлар ёки даврлардаги қийматлар тўпламидир”. Кўрсаткичнинг кетма-кет келган моментлардаги қийматлари бир-биридан фарқ қилиб ўзгариб бориши мумкин ёки ўзгармасдан бир ҳил қийматга эга бўлиши мумкин. Иккинчи ҳолат ходисанинг вақт давомида ўзгармаган ҳолатини яъни, цатик ҳолатда эканлигини англатади. Биринчи ҳолатда, кўрсаткич қийматларини қаторда ўзгариб бориши ўрганилаётган ходисанинг динамикаси ҳақидаги маълумотни беради. Бирор бир кўрсаткични кузатиш натижасида олинган қийматларини ўсиб бориш ёки камайиб бориш тартибида жойлашувидан ҳосил бўлган қаторлар динамика қаторлари дейилиши бизга маълум.

Динамик қаторлар иқтисодий тизимда юз берадиган жараёнлар маълум бир кўрсаткичларининг вақтга боғлиқ ҳолда ўзгарувчи қийматларини кетма-кет жойлашувидан ҳосил бўлган қатор шаклида намоён бўлади

Бундай қаторларни моделлаштириш юқоридаги бобларда кўрилган бўлсада, ушбу бобда прогнозлаш масалаларини эчишда қўлланиладиган унинг асосий тушунчалари ва кўрсаткичлари ҳамда маълумотларга қўйиладиган талаблар билан танишамиз.

Иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар. Прогнозлашда қаторларнинг ёнма-ён келган даражалари ораликларини танлаш муҳим аҳамиятга эга. Вақт бўйича ораликлар ўта йириклаштириб олинганда кўрсаткичлар динамикасининг айрим қонуниятларини соддалаштиришларга олиб келиши мумкин. Ўта майдалаштирилганда эса ҳисоблаш ҳажми кўпаяди, жараён динамикасида муҳим бўлмаган қисмлари пайдо бўлади. +атор даражалари ўртасидаги вақт бўйича оралик ҳар бир жараён учун аниқ танланиши зарур, аммо даражалар тенг ораликларда олиниши мақсадга мувофиқ ҳисобланади.

Ҳақиқатда ривожланиш жараёнини динамик қаторлар орқали ифодалашнинг муҳим шартларидан бири қатор даражаларини таққосламалигини таъминлашдан иборат. Бунинг учун қатор даражалари бир ҳил ўлчов бирликларига келтирилиши, даврлар миқёсида олинганда эса айнан шу даврга тегишли бўлиши керак. Таққосламалик шарти кўпроқ нарх кўрсаткичлари ва нархларнинг ўзгариши, худудларнинг алмашиниши, корхона ва ташкилотларни йириклаштирилиши ёки бутунлай йўқ бўлиб кетиши натижасида бузилиши мумкин.

Иқтисодий жараёнлар динамикасини мукамал ўрганиш учун кузатув объектлари даражасидаги маълумотлар тўлиқ бўлиши, динамик қатор этарлича узунликка эга бўлиши, кузатув натижалари тушиб қолмаган бўлиши керак.

Динамик қаторлар даражаларида анамал (мавҳум) қийматлар учраши мумкин. Бундай қийматлар маълумотларни йиғиш, ёзиб олиш ёки узатишда йўл қўйиладиган хатолар натижасида пайдо бўлиши мумкин. Улар техник хатолар ёки биринчи турдаги хатолар бўлиб, уларни бартараф этиш зарур. Лекин анамал қийматлар ҳам ҳақиқий жараённи ифодалаш мумкин, масалан, бозорда доллар курсининг тебраниши ёки қимматли қоғозлар курсининг тушиб кетиши ва бошқалар. Бундай анамал қийматлар иккинчи турдаги хатоликлар бўлиб, бартараф этилмасдан, балки улардан ҳақиқий ҳолатни баҳолашда фойдаланилади.

Динамик қаторларда анамал даражаларни аниқлаш учун махсус усуллардан фойдаланилади(масалан Ирвин усули)¹³.

10.3. Ижтимоий-иқтисодий прогнозлашнинг умумий тушунчалари ва объектлари

Прогноз – бу эҳтимол йўналишлар, объектлар ва ҳодисаларнинг ривожланиши натижалари. Прогнозлаш – бу объектни ривожлантириш истиқболини белгилаб берадиган махсус илмий тадқиқотлардир.

Прогнозлаш нима бўлиши мумкинлигини кўрсатиб беради; режалаштириш – бўлиши шарт деган маънони билдиради.

Прогнозлаш соҳалари жуда кенг: географик, геологик, экологик, иқтисодий, социал, ташқи-сиёсий, юридик ва ҳ.к.

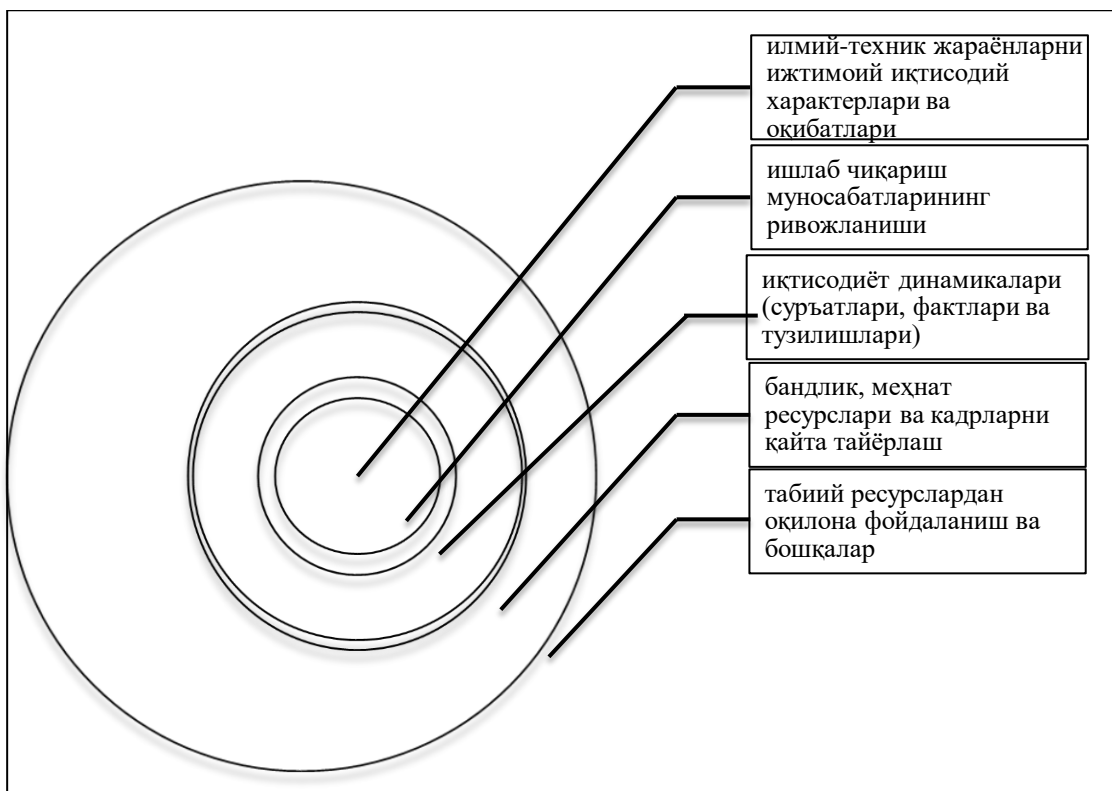
Иқтисодий прогнозлаш – бу иқтисодий қонунларга илмий ёндошган ҳолда иқтисодий тизимларни прогнозларини тузиш жараёнидир.

Иқтисодий прогнозлаш – бу, иқтисодий жараёнларни билишнинг илмий усуллари ҳамда прогнозлашнинг барча усул ва йўллари йиғиндисини қўллаш орқали иқтисодий прогнозларни ишлаб чиқишидир.

Иқтисодий прогнозлашнинг назарий муҳим муаммоларидан бири прогнозлар турларининг тузилиши ҳисобланади. Турлар – ҳар хил мезонлар ва белгиларига асосланиб қурилиши мумкин. Масалан, объектларга, прогнозлаш усулларига, ечиладиган масалаларга, вазифаларга ва бошқаларга. Булардан энг муҳимларига қуйидагилар киради:

- прогнозлаш кўлами;
- прогнозлаш муддати;
- объект характери;
- прогноз функциялари (функционал белги).

¹³ М.С. Красс, Б.П. Чупринов. Математика для экономистов. Питер. Москва, 2005. 405-407 бетлар.



10.1.-расм. Прогнозларнинг турлари¹⁴

Тузилиш муддати бўйича прогнозлар оператив, қисқа муддатли, ўрта муддатли, узоқ муддатли турларга бўлинади.

Прогнозларнинг изланилаётган объект характериға кўра бўлинишлари ҳар хил қайта ишлаб чиқариш жараёнлари билан боғлиқ. Шунга кўра, прогнозлаш қуйидагиларға ажратилади.

Прогнозлар функционал белгисига қараб иккиға – норматив ва изланувчи прогнозларға бўлинади.

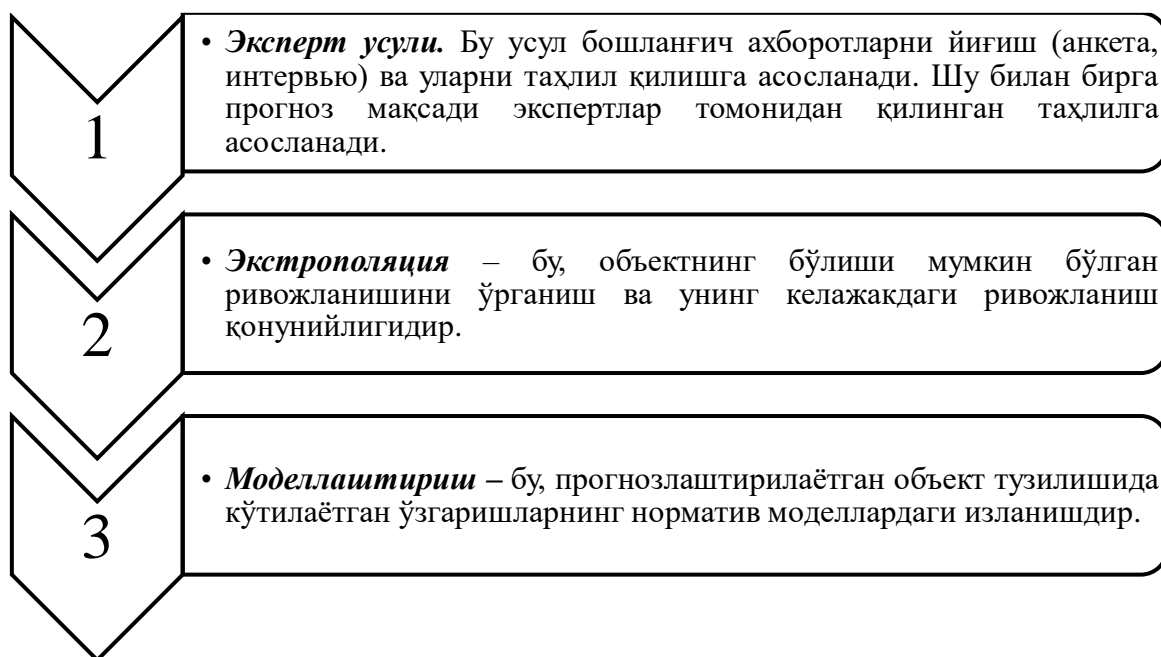
Изланувчи прогнозлар: изланаётган объектларнинг келажакдаги ривожланиш даражасига асосланган бўлиб, бу даражаларни қўллаш шароитларидан чеклашади. Унинг вазифаси ўрганилаётган объект бор тенденциялар сақланган ҳолда қандай ривожланишини ўрганишдир.

Норматив прогнозлар: изланувчи прогнозларидан фарқли ўлароқ олдин қўйилган мақсадлар базасида ишлаб чиқилади. Унинг вазифаси мақсад қилиб

¹⁴John E. Hanke, Arthur G. Reitsch, Dean W. Wechern. Business forecasting. Seventh edition. 2010 by Pearson Education, Inc.p. 45

олинаётган объектнинг келажакдаги ҳолатини прогнозлаш йўли ва эришиш вақтини аниқлашдир.

Изланувчи прогнозлар объектнинг олдингига нисбатан келажакдаги ҳолатини аниқлашдан қайтаётган бир вақтда, норматив прогноз тескари тартибда амалга оширилади, яъни келажакдаги ҳолатини қўйилган мақсаднинг тенденциялари ва уни қўллаш тартибида амалга оширилади.



Прогнозлар турланиши прогнозлаш йўллари билан узвий боғлиқ. Бир - бирини тўлдирувчи уч хил прогнозлаш усуллари мавжуд.

Усул – бу, ўрганиш йўллари ва усуллари танлаш ҳамда шу тармоқдаги ҳақиқат кўринишларини умумийлаштиришдир. Иқтисодий прогнозилашнинг усули ҳар бир тармоқда бўлганидек изланаётган объектларга қарашли, ўрганилаётган омил ва кўринишлар асосига кириш мумкин бўлган диалектик усулдир. У умумий илмий усуллар ва изланишига ёндашув ҳамда иқтисодий кўринишларни илмий прогнозилашга асосланган ўзига хос усуллар асосида ишлатилади.

Умумий ёндашувлардан қуйидагиларни ажратиш мумкин:

- тарихий ёндашув;
- комплекс ёндашув;
- тизимли ёндашув;
- структуравий ёндашув;

– тизимли-таркибий ёндашув.

Ҳозирги кунда келажакни баҳолашни 2 тури ҳаётга тадбиқ этилган: илмий баҳолаш ва ноилмий кўра билиш. Келажакни илмий баҳолашнинг турлари:

Олдиндан айтиб бериш – бу келгусидаги муаммони ҳал қилишнинг мумкин бўлган ёки исталган истиқболда ҳолатини баён қилишдир. Бошқача қилиб айтганда, олдиндан айтиб бериш – келгусида бўладиган маълум жараёнларнинг ҳолати ҳақидаги ишончли фикрни билдиради.

Олдиндан кўра билиш – тизимни ривожлантиришнинг қонуниятларига асосланган, ҳақиқатни, олдиндан акс эттиришдир. Бу нарса тизимнинг келгусидаги ҳолати ҳақида маълум хулоса чиқариш имконини беради.

Истиқболлаш (прогноз) – бу эҳтимол йўналишлар, объектлар ва ҳодисаларнинг ривожланиши натижалари. Прогнозлаш – бу объектни ривожлантириш истиқболини белгилаб берадиган махсус илмий тадқиқотлардир.



10.2-расм. Ишлаб чиқариш ва бошқариш жараёнларининг чизмаси

Режалаштириш – бу аниқ белгиланган мақсад, уни амалга оширишнинг йўллари ва тадбирлари, белгиланган хом ашёлар билан ажралиб туради.

Режа – якка ягона, ижроси мажбур бўлган директив ҳужжатдир. Шундай қилиб режалаштириш, прогнозлаш, олдиндан айтиб бериш, олдиндан кўра билиш

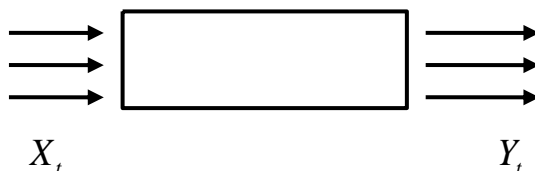
– келажакни баҳолашнинг ишончлилиги даражасига қараб бири биридан фарқ қилади.

Аввало иқтисодий тизимни ривожланишини мақсади аниқланади. Қуйидаги мақсадга келажакда бўлиши мумкин ҳолатлари ўрганилиб прогноз қилинади. Энг самарали танланган ривожланиш вариантлари, комплекс дастурларни тузилишига инфор­мацион база сифатида қўлланиб, прогноз қилинган ҳолатга тизим эришиш учун, қандай тадбирлар амалга оширилиши кераклигини дастур кўринишида тўзиб олинади.

Истиқболлаш жараёни объектни таҳли­лидан бошланади. Бу таҳлил объектни танлаш, прогнозлаш мақса­дида, объектга таъсир этувчи омилларни ўрганиш, унинг таркиби, бошқариш усулларни ўрганишдан иборат. Иқтисодий тизим жуда катта ва мураккаб бўлгани учун уни ўрганишда тизимли таҳлил усули қўлланади.

Бу усулни асосий тамойиллари қуйидагича:

1. Мураккаб тизим жуда кўп элементлардан иборат. Бу элементлар бир-бири билан боғланган бўлиб, мураккаб структу­рани ташкил этади.
2. Мураккаб тизим яхлитлик хусусиятига эга. Бундай тизимлар ҳар доим мақсадга интилган бўлади, самарали ҳолатга эришишга ҳаракат қилади.
3. Тизим кириш ва чиқиш йўллари орқали ташқи муҳит билан боғланган.



Фараз қилайлик тизим ҳолатини аниқлайдиган 3 вектор маълум бўлсин.

$$X_t = (X_1, X_2, \dots, X_m)_t \quad S_t = (S_1, S_2, \dots, S_k)_t \quad Y_t = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)_t$$

Тизимни чиқиш ҳолати кириш параметрлари ва тизимни ички ҳолати билан қуйидагича боғланган:

$$Y_t = f(X_t, S_t)$$

Бу ёндошув эконо­метрик моделлаштиришда қўлланилади.

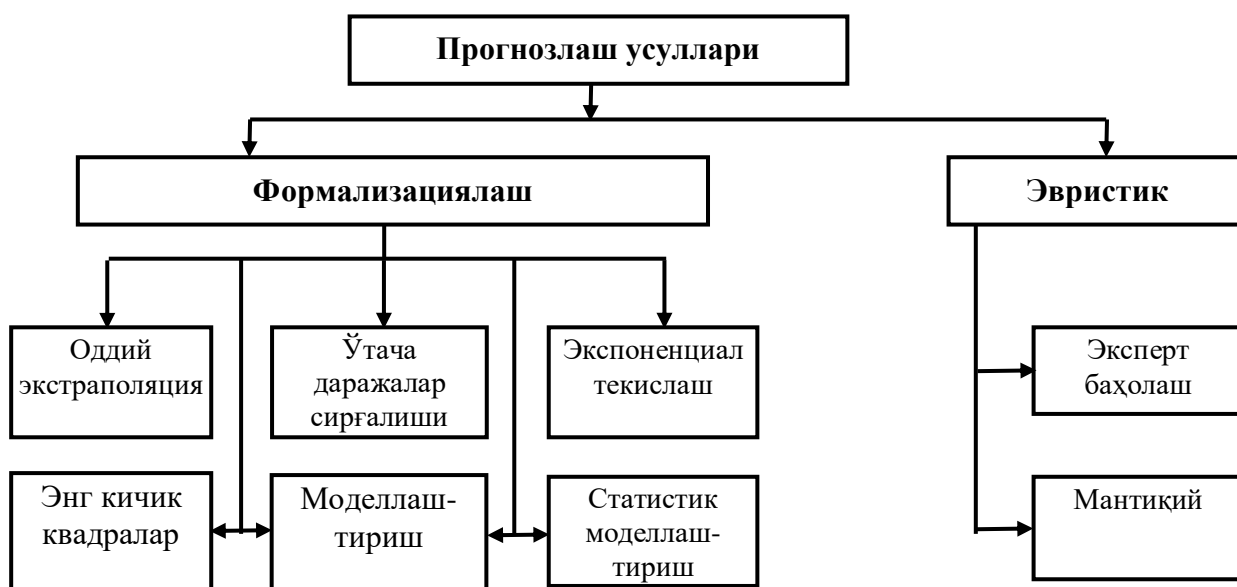
4. Ҳар бир мураккаб тизимни элементларга бўлиш мумкин. Масалан: иқтисодий элементлари бу тармоқлар, корхоналар элементлари - бўлимлар ва ҳ.к. Тизимни элементлари иерархия тамойилларига бўйсунди.

10.4. Прогнозлаш усуллари ва уларнинг турлари

Прогнозлаштириш масштабига кўра макроиқтисодий ва микроиқтисодий прогнозларга ажратилади.

Тузилиш интервали бўйича оператив, қисқа муддатли ва узоқ муддатли бўлиши мумкин. Қисқа муддатли прогнозда фақат миқдорий ўзгаришлар эътиборга олинади. Узоқ муддатли прогноз ҳам миқдорий, ҳам сифат ўзгаришларга асосланган бўлиб, ўз ўрнида ўрта муддатли ва узоқ муддатли бўлиши мумкин.

Прогнозлаш йўналишларига кўра изланишли ва норматив бўлиши мумкин. Изланишли прогноз – агар ҳозирги тенденциялар сақланиб қолса иқтисодий тизим қандай ривожланади?, деган саволга жавоб беради. Бошқа сўз билан айтганда тизимга таъсир этувчи омиллар ўзгармаса, у қандай ҳолатга келиши мумкин? Норматив прогноз бўлажак мақсадларга эришиш учун тизимни ривожланиш йўналишларини ва муддатларини аниқлайди (белгилайди). Мақсад қилинган ҳолатга тизим эришиш учун, таъсир этувчи омилларга қандай ўзгаришлар киритиш зарур? Бошқа сўз билан айтганда қандай қилиб мақсадга эришиш мумкин?



10.3-расм. Прогнозлаш усуллари

Иқтисодий жараёнлар ёки бошқа кузатувлар натижасида миқдорий маълумотларга эга бўлмаган ҳолларда, яъни ҳодиса ёки жараён бўйича миқдорий маълумотлар бўлмаса у ҳолда экспертлардан фойдаланилади. Экспертлар маълум бир соҳа бўйича етакчи мутахассислар бўлиб, улар ўзларининг компетенцияси доирасида у ёки бу ҳодиса ва жараёнлар бўйича хулосалар ишлаб чиқадиладар.

Эксперт (лотинча «тажрибали») амалга оширадиган экспертиза жараёни уч босқичдан иборат:

- 1) экспертизага тайёрланиш;
- 2) экспертлар билан сўров ўтказиш;
- 3) сўров натижаларини қайта ишлаш.

Экспертларнинг ўзлари иккинчи босқичда қатнашадиладар.

Тайёргарлик иши уч қисмдан иборат:

- 1) савол шакли ва мазмунини белгилаш.
- 2) саволларни тузиш.
- 3) экспертларни шахсан танлаш ва жалб этиш.

Сўров шакллари: интервью олиш, мулоқот, йиғилиш, ғояларни танлаш, ўйинлар ўтказиш, анкета тузиш ва Дельфи усули.

Сўроқлар индивидуал ёки гуруҳларда, юзма-юз ва сиртдан ўтказиш мумкин.

Анкета ва интервьюларда саволни танлаш қийин. Саволлар очик ёки ёпиқ ёки бир неча шаклда бўлиши мумкин. Очик жавоблар сифатли ёки эркин ҳолда сонли ифодалар бўлади.

Ёпиқ саволга жавоблар: «ҳа», «йўқ», «билмайман» сингари бўлади.

Кўп саволлар бўлганда зарур жавоб чизилади.

Экспертлар гуруҳини тузиш. Авваламбор экспертларни танлаш, уларнинг малакаларига эътибор бериш ва кейинчалик гуруҳлар тузиш зарур.

Керакли белгилардан экспертнинг ишчанлиги, маҳорати, ўрганилаётган соҳанинг мутахассиси бўлиши зарур. Бунинг учун кўп мутахассисларга савол берилиб, у ёки бу соҳада ким эксперт эканлигини сўраш мумкин. Кейинчалик энг кўп овоз олган экспертни гуруҳга киритиш лозим:

$$X_{ij} = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}.$$

Ишбилармонлик билан иштирокчиларнинг бошқа сифатлари илмий ёндашиши, фикрлаш доираси ва савияси ҳам ҳисобга олинади.

Гуруҳлардаги экспертлар сони сўров усулига боғлиқ. Юзма-юз учрашув учун 10-15 киши кифоя. Агар вақт, меҳнат ва маблағ сарфи чекланмаган бўлса, сиртдан сўроқ ўтказганда экспертлар сони чекланмаган.

Ғояларни жамоа генерациялаш усули. Бу усул «Ғоялар жанги» деб ном олган. У юзма-юз сўров усули бўлиб, XX асрнинг 50-йилларида кашф этилган. Дастлаб 10-15 кишидан иборат гуруҳ тузилади. Тайёргарлик жараёнида экспертларга эслатма тайёрланади ва унда муаммоли ҳолатлар, марказий масалалар, муҳокама саволлари ва олдиндан ғояларни ўйлаб қўйиш сўралади.

Йиғилишни ўтказиш учун раис сайланади. У йиғилишни очади. Экспертларга нутқ учун 2-3 минут ажратилади ва у бир неча гал такрорланади. Бу усулда танқидий фикрлар ижобий муҳокама қилинади.

Муҳокама стенограмма қилинади. Муҳокамага 20-45 минут ажратилади.

Кейинги босқичда сеанс натижалари бошқа мутахассислар гуруҳи томонидан қайта ишланади. Бу босқичда жами ғоялар танқид этилади ва ғоялар, таклифларнинг сўнгги рўйхати тузилади. Бу рўйхатга самарали ва амалий ғоялар киритилади.

Дельфи усули. Дельфи усули АҚШ да XX асрнинг 60-йилларда яратилган. У сиртдан сўров ўтказишга асосланган. Унинг хусусиятлари: сиртки, аноним, сўровлар бир неча босқичларда ўтказилади ҳамда тескари алоқа мавжуд, биринчи турдан ташқари ҳар гал экспертлар олдинги турдаги натижалар ҳақида ахборот олишади.

Дастлаб экспертларга анкеталар тарқатилади, унда муаммо изоҳланади, саволлар рўйхати ва унга жавоб бериш тавсифи келтирилади.

Эксперт жавобларни имзо қўймасдан почта орқали жўнатилади. Ташкилотчилар экспертлар жавобларини қайта ишлайди, баҳо чиқаради. Мазмун жиҳатдан ўртачалар, фарқлар ва дисперсия ҳисобланади. Бир ой ўтгандан кейин

иккинчи тур ўтказилади. Экспертларга биринчи тур натижалари баён қилиниб саволлар берилади. Биринчи тур жавобларини инобатга олиб экспертлардан саволларга жавоб бериши сўралади. Жавоблар яна умумлаштирилиб зарур бўлса яна қўшимча турлар ўтказилади. Агар учинчи турдан сўнг жавоблардаги фарқлар катта бўлмаса сўров ўтказиш тухтатилади. Охирги тур натижалари умумлаштирилади ва тугалланган ҳисобланади.

Экспертларнинг жавобларини қайта ишлаш. Агар жавоб сонли миқдорларда бўлса, жами экспертлар гуруҳининг жавобини баҳолаш учун арифметик ўртача, медиана ва мода топилади. Фикрлар фарқи учун вариация, квадратик фарқ, дисперсия ва кватриллар ҳисобланади.

Эксперт баҳолашнинг айрим усулларида, жумладан Дельфи усулида медиана, биринчи ва учинчи кватриллар ҳисобланади.

Арифметик ўртачага нисбатан медиана афзаллиги:

- биринчидан, медиана айрим эксперт фикрига тўғри келиши;
- медианага айрим экспертларнинг жавоби ўртачадан фарқ қилиши таъсир қилмайди.

Иккинчидан кватрил медиана билан мос келади. Шунинг учун ҳар бир турда Дельфи усули учун медиана, биринчи ва учинчи кватрил ҳисобланади.

Прогнозлашда **экстраполяция** усули ўрганиладиган объектнинг ривожланишига тааллуқли бўлган омилларнинг доиравийлик, ўзгармаслик шартига асосланган бўлиб, объектнинг ўтмишдаги ва шунча асосланиб келажакдаги ривожланиш қонуниятларини ўрганади.

Динамик қаторларнинг ўзгариш даражаларига қараб экстраполяция оддий ва мураккаб бўлиши мумкин. Прогнозлашнинг оддий экстраполяция усули тенгламаларининг абсолют қийматлари, қаторларнинг ўрта қийматлари, ўртача абсолют ўсиш ва ўсишнинг ўртача тезлигига нисбатан ўзгармас қийматларга эга деган хулосага асосланган. Прогнознинг мураккаб экстраполяция усули, трендни ифодоловчи статистик формулаларни қўллашга асосланган бўлиб икки турга: такомиллашган ва аналитик турларга бўлинади. Прогнознинг такомиллашган усулида вақт бўйича кетма-кет келадиган прогноз қийматларини аввалдан мавжуд

бўлган кўрсаткичлар асосида ҳисоблаб топилади. Бунга ўзгарувчан ва экспоненциал ўрта қиймат, гармоник вазнлар авторегрессион ўрта қиймат, гармоник вазнлар авторегрессион ўзгартириш усуллари киради. Аналитик усул энг кичик квадрат усули ёрдамида f_t - нинг детерминик таркибини аниқлашдан иборатдир.

Бир ўлчамли вақтли қаторларни моделлаш усуллари.

Қисқа муддатга прогнозлаш кенг қўлланиладиган прогнозлаш усули экстраполяция усулидир. Экстраполяция усули прогнозлашни одатда бир ўлчамли вақтли қатори асосида амалга оширади. Маълумки бир ўлчамли вақтли қаторларни моделлаш усуллари иқтисодий кўрсаткичларнинг динамик қаторларга асосланган бўлиб қуйидаги тўрт таркибий қисмлардан ташкил топгандир: 1) таҳлил қилинадиган жараённинг узоқ даврда ривожланиш қонуниятлари йўналиши тенденцияси, 2) таҳлил қилинадиган жараёнда айрим ҳолларда учрайдиган мавсумий таркибий қисмлар; 3) даврий таркибий қисмлар; 4) тасодифий омиллар сабаби юзага келадиган тасодифий таркибий қисм.

Ривожланиш йўналиши (тенденцияси) ривожланишининг узоқ муддатли эволюцияни билдиради. Динамик қаторларнинг ривожланиш йўналиши силлиқ эгри чизик бўлиб, тренд деб аталувчи вақт функцияси билан ифодаланади. Тренд – тасодифий таъсирлардан ҳоли ҳолда вақт бўйича ҳаракат қонуниятидир. Тренд вақт бўйича регрессия бўлиб, доимий омиллар таъсирида юзага келадиган ривожланишнинг детерминик таркибий қисмидир. Трендлардаги четланишлар тасодифий омиллар сабабли юзага келади. Юқоридагиларга асосланиб вақт қатори функциясини қуйидагича берамиз:

$$y_t = f(t) + \varepsilon_t$$

f_t – жараёнларнинг вақт бўйича йўналишининг доимий таркибий қисми;

ε_t – тасодифий таркибий қисми;

Вақтли қаторлар ривожланишида учта йўналиш: ўрта даражалар йўналиши; дисперсия йўналиши; автокорреляция йўналиши мавжуддир.

Ўрта даража йўналиши f_t кўринишда функция бўлади. Дисперсия йўналиши – вақтли қаторларнинг эмпирик қийматларининг тренд тенгламалари ёрдамида аниқланган қийматларидан четланиш. Автокорреляция йўналиши – вақтли қаторларнинг даражалари ўртасидаги боғлиқликларнинг ўзгариши.

Иқтисодий-ижтимоий жараёнларни моделлашнинг кенг тарқалган усули вақтли қаторларни текислаш усулидир. Текислашган ҳар хил усуллар мавжуд бўлиб, уларнинг энг асосийлари қаторларнинг амалдаги қийматларини ҳисоблаб топилганлари билан алмаштиришдир.

Чизиқли трендлар кенг тарқалган бўлиб уларни умумий ҳолда қуйидагича ёзамиз:

$$\bar{y}_t = \sum_{\tau=-q}^s a_{\tau} y_{t+\tau}$$

бу ерда,

\bar{y}_t - t даврда тенглама қийматларини текислаш;

a_{τ} - t даврдан масофада турган қаторлар даражасининг вазни;

$s - t$ даврдан сўнг даражалар сони;

$q - t$ давргача бўлган даражалар сон

a_{τ} вазн қабул қиладиган қийматларга қараб юқоридаги формула бўйича текислаш ўзгарувчи ўрта қиймат ёки экспоненциал ўрта қиймат ёрдамида амалга оширилади.

Текислаш жараёни икки босқичда амалга оширилади: эгри чизиқ кўриниши танлаш, унинг параметрларини баҳолаш.

Эгри чизиқнинг кўринишини танлашнинг ҳар хил йўллари мавжуд бўлиб, унинг графиги бўйича тенгламалари танлаб олинади.

1) полиномлар: $\bar{y}_t = a_0 + a_1 t$ - биринчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$ - иккинчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$ - учинчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + \dots + a_k t^k$ - k -чи даражали

2) ҳар хил экспонентлар :

$$\bar{y}_t = a_0 a_1^t$$

$$\bar{y}_t = a_0 a_1^{b_1 t + b_2 t^2}$$

$$\bar{y}_t = b + a_0 a_1^t \text{ модифицилашган экспонент.}$$

3) мантикий эгри чизиклар:

$$\bar{y}_t = \frac{K}{1 + a_0 e^{-a_1 t}}$$

$$\bar{y}_t = \frac{K}{1 + 10^{a_0 + a_1 t}}$$

Бу ерда e - натурал логарифм асоси

4) Гомперц эгри чизиги:

$$\bar{y}_t = k a_0^{a_1^t}$$

Эгри чизикли аниқлашнинг бошқа йўли биринчи, иккинчи ва х.к. даражалар айирмасини топишдан иборатдир яъни:

$$\Delta_{t^1} = y_t - y_{t-1}, \quad \Delta_{t^2} = \Delta_{t^1} - \Delta_{t-1}^1, \quad \Delta_{t^3} = \Delta_{t^2} - \Delta_{t-1}^2$$

Бу жараён айирмалар бир-бирига тенглашгунча давом этади.

Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция. Прогноз иқтисодий ривожланиш вариантларини аввалги ривожланиш омиллари ва йўналишлари прогноз қилиниш даврида ҳам сақланиб қолади деган гипотеза келиб чиқиб аниқлайди. Бундай гипотеза қилишга иқтисодий ҳолат ва жараёнларнинг етарлича инертлиги сабаб бўлади.

Динамик қаторларнинг экстраполяцияси асосида прогноз қилиш ҳар қандай статистик прогнозлашлар сингари эришилиши лозим бўлган аниқ мақсадга йўналтирилган ёки интервалли бўлиши мумкин.

Экстраполяцияни умумий ҳолда қуйидаги функция қийматини аниқлаш деб қараш мумкин.

$$y_{t+l} = f(y_t, l, a_j)$$

бу ерда, y_{t+l} - динамик қаторнинг прогноз қилинадиган қиймати;

l - олдиндан айтилиши лозим бўлган давр;

y_i - экстраполяцияга асос қилиб олинган қаторлар даражаси;

a_j - тренд тенгламалари параметрлари.

Бир ўлчамли динамик қаторлар экстраполяциялашнинг энг оддий усули шу қаторларнинг ўрта характеристикасини қўллаш ҳисобланади:

- ўртача даражалар, ўрта абсолют ўсиш ва ўсишнинг ўртача тезлиги.

Қаторларнинг ўрта даражаси асосида ижтимоий-иқтисодий ҳолатларни экстраполяциялашда прогноз қилинувчи даража қаторлар даражасининг ўрта қийматига тенг бўлади:

$$y'_{t+l} = \bar{y}$$

Бу ҳолда экстраполяция прогностик аниқ баҳони беради. Шунга қарамасдан берилган баҳоларнинг амалдаги маълумотлар қийматлари билан аниқ тўғри келиши камдан-кам ҳолларда бўлади. Шунинг учун прогноз натижалари маълум интервалда берилиши керак ва бу интервал

$$y_{t+l} \pm t_{\alpha} S_{\bar{y}}$$

бўйича аниқланади.

Бунда t_{α} - Стьюдентнинг t мезони қиймати

$S_{\bar{y}}$ - ўртача квадрат хатолик ва у $S_{\bar{y}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$ ёрдамида аниқланади.

Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция. Агар ривожланиш йўналиши чизиқли деб қабул қилинса, экстраполяция ўртача абсолют ўсиш бўйича амалга оширилади.

$$\sigma_{\text{кол}}^2 \leq \rho^2 \quad \rho^2 = \frac{1}{2} \cdot \frac{\sum \Delta_i}{n}$$

бу ерда, $\sigma_{\text{кол}}^2$ - дисперсия қолдиғи

$\sum \Delta_i$ - нинг бошланғич ва охири қийматлари оралиғидаги ўсиш миқдори

Бизни кизиқтирган y'_{t+l} нинг прогноз қийматларини топиш учун абсолют ўсиш $\bar{\Delta}$ ни аниқлаш лозим. Кейин y_i нинг экстраполяциялашга асос қилиб олинган

динамик қатор даражаларини аниқлаб олиб экстраполяция формуласини қуйидагича ёзамиз.

$$y_{t+l} = y_t + \bar{\Delta}t,$$

t - олдиндан аниқланиш даври.

Ўрта ўсиш тезлиги бўйича экстраполяция динамик қаторлар кўрсаткични эгри чизик йўналишида бўлади деган хулосага асосланади. Бунда прогноз қилинадиган қатор қуйидагича аниқланади:

$$y'_{t+l} = y_t \bar{T}_p^l$$

\bar{T}_p - ўрта геометрик формула ёрдамида ҳисобланган ўсишнинг ўртача тезлиги.

Таянч иборалар: прогнозлаш, менежер, тезкор, динамик, мавсумий, таққосламалик, анамал, мутлоқ ўсиш, ўсиш суръати

Назорат учун саволлар

1. Эконометрик моделлардан прогнозлашда қандай фойдаланиш мумкин?
2. Башоратлашнинг экстраполяция усулига таъриф беринг.
3. Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция нима?
4. Ишлаб чиқариш функцияларини башорат моделларида қўллаш йўллари қандай?
5. Тренд деганида нимани тушунаси?
6. Иқтисодий жараёнларни прогнозлаш деганда нимани тушинилади?
7. Прогнозлар қандай таснифланади?
8. Прогнозлаш нечта босқичда амалга оширилади?
9. Динамик қаторлар деганда нимани тушинилади ва иқтисодий маълумотларга қандай талаблар қўйилади?

XI БОБ. ИЖТИМОЙИ-ИҚТИСОДИЙ ЖАРАЁНЛАРНИ ПРОГНОЗЛАШДА ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИ ҚЎЛЛАШ

11.1. Эконометрик тенгламалар тизими ёрдамида прогнозлаш услугиёти

Эконометрик тенгламалар тизими уч хилга бўлинади:

а) тизимга бир-бири билан боғланмаган тенгламалар киради. Ҳар бири алоҳида ечилиб, умумий иқтисодий-математик моделни бир қисми бўлиб қолади;

б) тизимга бир-бири билан боғланган статистик хусусиятга эга бўлган тенгламалар киради.

Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулотга бир нечта омиллар, яъни ишчилар сони ва асосий фондлар ўз таъсир кучини кўрсатадилар. Ўз навбатида, ишчилар сони аҳоли сони билан ва асосий фондлар миқдори капитал қўйилмалар билан боғланган.

Бунинг натижасида эконометрик тенгламалар тизими қуйидаги кўринишда ёзилиши мумкин:

$$Y = f(OPF, PPP)$$

$$PPP = f(L)$$

$$OPF = f(KK),$$

бу ерда, Y - асосий кўрсаткич, PPP - ишчилар сони, OPF - асосий фондлар ҳажми, L - аҳоли сони, KK - капитал қўйилмалар.

в) тизимга динамик хусусиятга эга бўлган тенгламалар киради. Бу тизимга кирадиган тенгламалар фақатгина ҳар бири вақт даврида боғланиши борлигини аниқламасдан, илгари бўлган омилларро боғланишини борлигини ҳам таҳлил қилиш мумкин ($t-1$).

Масалан, бир жараён таҳлил этиш учун ва уни асосий кўрсаткичларни прогноз даврига ҳисоблаш учун берилган маълумотлар асосида, яъни ялпи маҳсулот (VAL), ишчилар сони (PPP), асосий фондлар (OPF), иш ҳақи фонди (ZAR), капитал қўйилмалар (KV), ҳар йили ишга киргизадиган асосий фондлар (OWF) каби кўрсаткичларни тенгламалар тизими орқали езиб чиқамиз:

$$VAL = f(OPF, PPP) \quad (11.1)$$

$$PPP = f(VAL, ZAR) \quad (11.2)$$

$$ZAR = f(VAL, KV) \quad (11.3)$$

$$OWF = f(KV, OPF) \quad (11.4)$$

$$OPF = f(OPF(-1), KV) \quad (11.5)$$

$$KV = f(FN) \quad (11.6)$$

$$FN = f(ND) \quad (11.7)$$

Юкорида келтирилган тенгламалар тизими бир-бири билан боғланиб, кетма-кет ҳисобланади, яъни (11.7) тенглама ечилиб, уни натижалари омил сифатида (11.6) тенгламага капитал қуйилмалар ҳисоблаш учун ишлатилади. Ўз вақтида (11.6) тенгламани натижалари (11.5) тенгламани ечиш учун ишлатилади.

Бу эконометрик тенгламар тизимида прогноз вақтига бир кўрсаткич аниқланиб, уни натижаси орқалиқ олган асосий кўрсаткичларни аниқлаш мумкин. Модел иқтисодиётга мос бўлган йўналишларни, боғланишларни акс эттириш керак.

11.2. Иқтисодий жараёнлар динамикасининг асосий кўрсаткичлари ва улар ёрдамида прогнозлаш

Иқтисодий жараёнлар динамикасини миқдорий баҳолашда мутлоқ қўшимча ўсиш (камайиш), ўсиш (камайиш) суръати ва қўшимча ўсиш (камайиш) суръати каби статистик кўрсаткичлардан фойдаланилади. Улар базисли, занжирли ва ўртача кўрсаткичларга бўлинади.

Базисли, занжирли ва ўртача мутлоқ қўшимча ўсиш, ўсиш суръати ва қўшимча ўсиш суръатларини ҳисоблаш формулалари қуйидаги жадвалда келтирилган.

Кўрсаткич номлари	Мутлоқ қўшимча ўсиш	Ўсиш суръати	+қўшимча ўсиш суръати
Базисли	$\Delta Y_t^{\delta} = Y_t - Y_{\delta}$	$T_t^{\delta} = Y_t / Y_{\delta} \cdot 100\%$	$K_t^{\delta} = T_t^{\delta} - 100\%$
Занжирли	$\Delta Y_t^z = Y_t - Y_{t-1}$	$T_t^z = Y_t / Y_{t-1} \cdot 100\%$	$K_t^z = T_t^z - 100\%$
Ўртача	$\Delta \bar{Y}_t = (Y_n - Y_1) / (n - 1)$	$\bar{T}_t = \sqrt[n]{Y_n / Y_1} \cdot 100\%$	$\bar{K} = \bar{T}_t - 100\%$

Формулаларда Y_1, Y_2, \dots, Y_n – динамик қаторлар даражалари; n – қатор узунлиги; Y_{σ} – динамика қаторида таққослаш базаси сифатида олинган даража.

Қатор динамикасини ўртача қўшимча ўсиш орқали тасвирлаш икки четки нуқталарни бирлаштирувчи тўғри чизиққа мос келади. Бир қадам олдинга прогноз қийматни топиш учун динамик қаторнинг охириги даражасига ўртача мутлоқ қийматни қўшимча ўсишини қўшиш кифоя:

$$\hat{Y}_{n+1} = Y_n + \Delta \bar{Y}_t \quad (11.8)$$

бу ерда, Y_n – динамик қатор кўрсаткичининг n нуқтасидаги қиймати; Y_{n+1} – кўрсаткичининг $n+1$ – нуқтадаги прогнозланган қиймати; $\Delta \bar{Y}_t$ – динамик қаторнинг ўртача қўшимча ўсиш қиймати.

Қатор ўзгариши динамикасини ўртача қўшимча ўсиш суръатини қўллаб тасвирлаш унинг икки четки нуқталаридан ўтказилган ва ўзгариш динамикаси доимий ўсиш суръатига эга жараёнлар учун хос бўлган кўрсаткичли ёки экспонсиал эгри чизиқ кўринишида ифодалашга мос келади.

i – қадам олдинга прогноз қийматини аниқлаш қуйидаги формула орқали амалга оширилади:

$$\hat{Y}_{n+1} = Y_n \cdot \bar{O} \quad (11.9)$$

бу ерда, \hat{Y}_{n+1} – кўрсаткичининг $n+1$ нуқтадаги прогноз қиймати, \bar{O} – нисбий қийматларда ифодаланган ўртача ўсиш суръати.

1-мисол.

Қуйидаги жадвалда фирма хизматчиларининг ойлар бўйича иш ҳақи фонди пул бирлигида берилган.

t	1	2	3	4	5
Y_t	252,0	253,0	254,2	255,3	256,5

Иш ҳақи фондининг 6 - ойга прогноз қийматини аниқлаш учун ўртача мутлоқ қўшимча ўсишни қўллаш ўринли эканлигини асосланг.

Ечим:

Занжирли мутлоқ қўшимча ўсиш қийматларини аниқлаймиз:

$$\Delta Y_2 = Y_2 - Y_1 = 253 - 252 = 1$$

$$\Delta Y_3 = Y_3 - Y_2 = 254,2 - 253,0 = 1,2$$

$$\Delta Y_4 = Y_4 - Y_3 = 255,3 - 254,2 = 1,1$$

$$\Delta Y_5 = Y_5 - Y_4 = 256,5 - 255,3 = 1,2$$

Занжирли мутлоқ қўшимча ўсиш 1 дан 1,2 гача ўзгаради, уларнинг ўзгариши бир хилда. Бу ўзгариш фирма иш ҳақи фондининг ойлар бўйича динамикаси чизиқли ўзгаришга эга эканлигини кўрсатади. Шунинг учун Y_6 нинг прогноз қийматини ўртача мутлоқ қўшима ўсиш ($\Delta \hat{Y}$)ни қўллаб аниқлаш ўринли.

$$\Delta \bar{Y} = (Y_5 - Y_1) / (n - 1) = (256,5 - 252) / (5 - 1) = 1,125,$$

$$\hat{Y}_6 = Y_5 + \Delta \bar{Y} = 256,5 + 1,125 = 257,625.$$

2-мисол.

Фирма ходимларининг ойлар бўйича иш ҳақи фонди динамикаси 5 ой давомида тахминан ўзгармас ўсиш суръатларида ўзгариб борган. 1- ойда иш ҳақи фонди 252,0 пул бирлигини, 5 – ойда эса – 256,5 пул бирлигини ташкил этган. Фирма ходимларининг 6-ой иш ҳақи фондиди ўртача ўсиш суръатини қўллаб аниқланг.

Ечим:

Мисол шартига асосан 5 ой давомида иш ҳақи фонди ўзгармас ўсиш суръати билан ўзгариб борган. Шунинг учун 6 – ой иш ҳақи фондининг прогноз қийматини ўртача ўсиш суръатини қўллаб аниқлаш мумкин.

Ўртача ўсиш суръати қуйидагидан иборат:

$$\bar{T} = (y_n / y_1)^{1/(n-1)} \cdot 100\%,$$

$$\bar{T} = (y_5 / y_1)^{1/4} \cdot 100\% = (256,5 / 252,0)^{1/4} \cdot 100\% = 100,44\% .$$

Шундай қилиб, фирма ходимларининг иш ҳақи фондининг прогноз қиймати:

$$\hat{y}_6 = y_5 \cdot \bar{T} = 256,5 \cdot 100,44\% = 257,6 \text{ пул бирлигига тенг.}$$

Иқтисодий жараёнларни прогнозлашда тузиладиган динамик қаторларида иқтисодий кўрсаткичларнинг анамал қийматларини учраши, кўрсаткичларни прогноз қийматларининг аниқлигига таъсир кўрсатади. Шунинг учун динамик қаторлар дацлабки таҳлилдан ўтказилади.

Иқтисодий кўрсаткичлар динамик қаторларини дацлабки таҳлили, қатор даражаларида қаралаётган иқтисодий тизимнинг ҳақиқий имкониятларига мос келмайдиган анамал қийматларни намоён этиш ҳамда тренд мавжудлигини аниқлашдан иборат.

Динамик қаторларни дацлабки таҳлилдан ўтказиш учун «Статициканинг умумий назарияси» фанидан таниш бўлган усуллар қўлланилади, жумладан қаторларни текислаш, сирғанчиқ ўртачалар, экспоненциал текислаш ва бошқалар.

11.3. Иқтисодий жараёнларни прогнозлашда ўсиш эгри чизиғи моделини қўлланиши

Ўсиш эгри чизиғи модели тавсифи. Динамик қаторларни текислашнинг комплекс аналитик усуллари аниқ ўсиш эгри чизиқларини танлаш ва уларнинг параметрларини аниқлашга олиб келади. Ўсиш эгри чизиғи деганда берилган динамик қаторни аппроксимация қилувчи (ифодаловчи) маълум бир функция тушунилади.

Ўсиш эгри чизиқларини қўллаб прогнозлаш қуйидаги босқичларни ўз ичига олади:

- шакли динамик қатор ўзгаришига мос келувчи бир ёки бир нечта эгри чизиқларни танлаш;
- танланган эгри чизиқ параметрларини баҳолаш;
- танланган эгри чизиқни прогноз қилинаётган жараёнга айнан ўхшашлигини текшириш ва эгри чизиқни узил-кесил танлаш;
- нуқтавий ва оралиқ прогноз қийматларни ҳисоблаш.

Ўсиш эгри чизиқлари одатда учта синф функцияларидан танлаб олинади.

Биринчи синфга ўсишнинг монотон хусусиятга эга бўлган ва ўсиш чегараси бўлмаган жараёнларни ифодалаш учун қўлланиладиган эгри чизиқлар киради.

Иккинчи синфга ўрганилаётган даврда ўсиш чегараси бўлган эгри чизиклар киради. Бундай эгри чизиклар тўйинган (ёки тўлғазилган) деб аталади.

Агар тўлғазилган эгри чизиклар эгилиш нуқтасига эга бўлса у ҳолда улар учинчи синфга тегишли бўлади. Уларни S – шаклдаги эгри чизиклар деб аталади. Биринчи турдаги ўсиш эгри чизикларига қуйидаги синф полиномларини келтириш мумкин:

$$y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + \dots \quad (11.10)$$

Ушбу полиномда $t=0$ да a_0 - қаторнинг бошланғич даражаси, a_1 – чизикли қўшимча ўсиш, a_2 – ўсиш тезлиги, a_3 – ўсиш тезлигининг ўзгариши деб аталади.

Иқтисодий тадқиқотларда кўп ҳолларда учинчи тартибдан катта бўлмаган полиномлар қўлланилади.

Биринчи даражали полином $y_t = a_0 + a_1 t$ графикда тўғри чизик кўринишида тасвирланади ва вақт бўйича бир текисда ривожланувчи жараёнларни ифодалашда фойдаланилади.

Иккинчи даражали полином $y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$ графикда парабола кўринишида тасвирланади ва жараён ривожланиши текис тезланувчан бўлган ҳолларда фойдаланилади.

Учинчи даражали $y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$ полиномда қўшимча ўсиш ишораси бир ёки икки марта ўзгариши мумкин.

Полиномлар параметрларини аниқлаш энг кичик квадратлар усулида амалга оширилади. Тўғри чизик коэффициентларини аниқлаш учун қуйидаги нормал тенгламалар системаси ечилади:

$$\begin{cases} \sum y_t = a_0 n + a_1 \sum t \\ \sum y_t \cdot t = a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 \end{cases}$$

Тенгламалар системасининг коэффициентлари a_0 ва a_1 ларни Крамер формуласи бўйича ҳисобланади.

Координата бошини динамика қаторининг ўртасига кўчириш йўли билан нормал тенгламалар системасини соддалаштириш ва кўрсаткичлар мутлок қийматларини камайтириш мумкин. Агар координата бошини кўчирмасдан аввал $t = 1, 2, 3, \dots$ бўлган бўлса, у ҳолда кўчиргандан сўнг:

- қатор элементлари сони жуфт бўлган ҳолда,

$$t = \dots, -5, -3, -1, 1, 3, 5, \dots$$

- қатор элементлари сони тоқ бўлган ҳолда,

$$t = \dots, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, \dots \text{ қийматларни оламиз.}$$

Ушбу ҳолатда тўғри чизиқнинг коэффициентлари қуйидаги ифодадан топилади:

$$a_0 = \sum y_t / n; \quad a_1 = \sum y_t \cdot t / \sum t^2. \quad (11.11)$$

Шунингдек шу усулда иккинчи тартибли полином коэффициентлари аниқланади:

$$\begin{aligned} a_0 &= \sum y_t / n - \sum t^2 / n \{ (n \sum y_t \cdot t^2 - \sum t^2 \sum y_t) / [n \sum t^4 - (\sum t^2)^2] \} \\ a_1 &= \sum y_t \cdot t / \sum t^2; \\ a_2 &= (n \sum y_t \cdot t^2 - \sum t^2 \cdot \sum y_t) / [n \sum t^4 - (\sum t^2)^2] \end{aligned} \quad (11.12)$$

3-мисол.

Фирманинг ишлаб чиқариш бўйича 8 ойлик маълумотлари асосида:

- $y_t = a_0 + a_1 t \dots$ чизиқли тренднинг a_0 ва a_1 коэффициентларини ва бир ой олдинга прогноз кўрсаткичини;

- $y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$ параболик тренднинг a_0, a_1, a_2 коэффициентларини ва бир ой олдинга прогноз кўрсаткичларини ҳисобланг.

Ечим

Чизиқли ва параболик трендларнинг коэффициентларини ҳисоблаш учун нормал тенгламалар системасидан олинган ифодалардан фойдаланамиз.

Координата боши (t')ни кўчирамиз ва зарур бўлган ҳисоблашларни амалга ошириб берилган ва ҳисобланган маълумотларни жадвалга киритамиз.

1. Чизиқли тренд

№	t'	y_t	$(t')^2$	$y_t \cdot t'$
1	-7	3423	49	-23961
2	-5	3321	25	-16605
3	-3	3210	9	-9630
4	-1	3122	1	-3122
5	1	3034	1	3034
6	3	2940	9	8820
7	5	2845	25	14225
8	7	2739	49	19173
jami	0	24634	168	-8066

Чизиқли тренд коэффициентлари қийматини (11.11) формулани қўллаб ҳисоблаймиз.

$$\begin{cases} a_0 = \sum y_t / n = 24634 / 8 = 3079,25; \\ a_1 = \sum y_t \cdot t' / \sum (t')^2 = -8066 / 168 = -48,01. \end{cases}$$

Шундай қилиб, $t=0$ да қатор даражасининг ўртача қиймати 3079,25 ни ташкил этади, маҳсулот ишлаб чиқаришнинг ўртача ойлик ўзгариши - 48,01 ни ташкил этади, яъни ўртача ойлик ишлаб чиқариш 48,01 га камаяди.

Ҳисобланган коэффициентларни чизиқли трендга қўйиб қуйидаги тенгламага эга бўламиз:

$$\hat{y}_t = 3079,25 - 48,01 \cdot t'.$$

Ҳосил бўлган тенгламага кўра 9 – ой учун кўрсаткичнинг прогноз қиймати қуйидагига тенг бўлади:

$$\hat{y}_9 = 3079,25 - 48,01 \cdot 9 = 2647,16.$$

2. Параболик тренд

t	t'	y_t	$(t')^2$	$y_t t'$	$(t')^3$	$(t')^4$	$(y_t (t')^2)$
1	-7	3423	49	-23961	-343	2401	167727
2	-5	3321	25	-16605	-125	625	83025
3	-3	3210	9	-9630	-27	81	28890
4	-1	3122	1	-3122	-1	1	3122
5	1	3034	1	3034	1	1	3034
6	3	2940	9	8820	27	81	26460
7	5	2845	25	14225	125	625	71125
8	7	2739	49	19173	343	2401	134211
Jami	0	24634	168	-8066	0	6216	517594

Параболик тренд коэффициентларини (11.12) формула билан ҳисоблаймиз.

$$a_0 = 3077,05; \quad a_1 = -48,01; \quad a_2 = 0,105.$$

Натижада параболик тренд тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$\hat{y}_t = 3077,05 - 48,01 \cdot t' + 0,105(t')^2.$$

9-ой учун кўрсаткичнинг прогноз қиймати қуйидагига тенг:

$$\hat{y}_t = 3077,05 - 48,01 \cdot 9 + 0,105 \cdot 9^2 = 2653,47.$$

Моделлар аниқлик даражасини тавсифи. Моделлар аниқлиги даражасини прогнозлаш хатолигининг қиймати бўйича аниқланилади.

Прогнознинг мутлоқ хатолиги қуйидаги формула ёрдамида аниқланилади:

$$\Delta_t = \hat{y}_t - y_t, \quad (11.13)$$

бу ерда, \hat{y}_t - кўрсаткичнинг прогноз қиймати, y_t - ҳақиқий қиймати.

Амалиётда кўпроқ прогнознинг нисбий хатолиги қўлланилади ва у қуйидагича ҳисобланади:

$$\delta_t = 100(\hat{y}_t - y_t) / y_t. \quad (11.14)$$

Модул бўйича ўртача мутлоқ ва нисбий хатоликлар қуйидагича аниқланилади:

$$|\bar{\Delta}_t| = (\sum |\hat{y}_t - y_t|) / n; \quad |\bar{\delta}_t| = (100 \sum |(\hat{y}_t - y_t) / y_t|) / n. \quad (11.15)$$

Агар мутлоқ ва нисбий хатоликлар нолдан катта бўлса, бундай ҳолат прогноз қийматининг ошиб кетганлигидан, агар у нолдан кичик бўлса камайиб кетганлигидан далолат беради.

4-мисол.

Жадвалда юк ташиш ҳажми ва унинг прогноз қиймати берилган.

t	1	2	3	4	5	6	7
y_t	267	267	258	262	253	257	263
1-модел бўйича прогноз	275	253	250	269	253	248	250
2-модел бўйича прогноз	260	275	253	278	263	251	269

Икки моделда ҳисобланган прогноз қийматлар учун модул бўйича нисбий хатолик ва ўртача мутлоқ хатоликни топинг.

Ечим

(11.13) – (11.15) формулалар асосида ҳисобланган модул бўйича нисбий хатолик ва модул бўйича ўртача мутлоқ хатолик натижаларини жадвал кўринишда ифодалаймиз.

t	y _t	Прогноз		Модул бўйича мутлоқ хатолик		Модул бўйича нисбий хатолик	
		1-модел	2-модел	1-модел	2-модел	1-модел	2-модел
1	267	275	260	8	7	2,996	2,545
2	267	253	275	14	8	5,243	3,162
3	258	250	253	8	5	3,101	2,000
4	262	269	278	7	16	2,672	5,948
5	253	253	263	0	10	0,000	3,953
6	257	248	251	9	6	3,502	2,419
7	263	250	269	13	6	4,943	2,400
Ўртача хатолик				8,43	8,29	3,208	3,204

Прогноз натижасининг хатолиги ўртача мутлоқ ва ўртача нисбий хатолик қийматлари бўйича иккинчи моделда кичикроқ бўлгани учун шу модел ҳақиқатни тўла акс эттиради деб ҳисобланади.

Таянч иборалар: базисли, занжирли, полином, тренд

Такрорлаш учун саволлар

1. Иқтисодий жараёнларни прогнозлаш деганда нимани тушинилади?
2. Прогнозлар қандай таснифланади?
3. Прогнозлаш нечта босқичда амалга оширилади?
4. Динамик каторлар деганда нимани тушинилади ва иқтисодий маълумотларга қандай талаблар қўйилади?
5. Иқтисодий жараёнлар динамикасини ўрганишда қандай кўрсаткичлардан фойдаланилади?

6. Иқтисодий жараёнлар динамикаси кўрсаткичлари ёрдамида прогнозлаш мумкинми, мумкин бўлса у қандай йўллар билан амалга оширилади? Мисоллар келтиринг.

7. Иқтисодий жараёнларни прогнозлашнинг қандай усулларни биласиз?

8. Иқтисодий жараёнларни прогнозлашдаги ўсиш эгри чизиғи деганда нимани тушинилади ва нечта синфга бўлинади?

9. Моделларнинг аниқлик даражаси қандай аниқланилади?

10. Прогноз қийматларини хатоликлари қандай аниқланилади?

ГЛОССАРИЙ

Атаманинг ўзбек тилида номланиши	Атаманинг инглиз тилида номланиши	Атаманинг рус тилида номланиши	Атаманинг маъноси
<i>Автокорреляция</i>	<i>Autocorrelation</i>	<i>Автокорреляция</i>	кейинги даражалар билан олдингилари ўртасидаги ёки ҳақиқий даражалари билан тегишли текисланган қийматлари ўртасидаги фарқлар орасидаги корреляциядир.
<i>Альтернатив (муқобил) гипотеза</i>	<i>Alternativehypothesis</i>	<i>Альтернативная гипотеза</i>	таққосланаётган иккита тўпلام кўрсаткичлари орасида муҳим фарқ мавжуд деб айтилган тахмин. $H_1: \tilde{X}_1 \neq \tilde{X}_2$.
<i>Башиоратлаш</i>	<i>Forecasting</i>	<i>Прогнозирование</i>	ҳодиса ёки жараёнларнинг келгусидаги мумкин бўлган ҳолатини илмий асосланган ҳолда билиш
<i>Белги</i>	<i>Indication</i>	<i>Признак</i>	бу тўпلام бирлигининг аломатлари, хислати ва ҳ.к.
<i>Бозор мувозанати</i>	<i>Marketequilibrium</i>	<i>Рыночное равновесие</i>	бозорда таклиф миқдорининг талаб миқдорига тенг бўлган ҳол; таклиф чизиғи ва талаб чизиғи кесишган нуқтага мувозанат нуқта дейилади
<i>Бош тўпلام</i>	<i>Generalpopulation</i>	<i>Генеральная совокупность</i>	ўрганиладиган кўп ҳажмли бирликлар мажмуасидир.
<i>Вариация</i>	<i>Variation</i>	<i>Вариация</i>	бу қатор ҳадларининг тебранувчанлиги, варианта қийматларининг ўзгарувчанлигидир.
<i>Вариация кенглиги</i>	<i>Variationrange</i>	<i>Вариационный размах</i>	тақсимот қаторининг энг катта ва энг кичик вариантлари орасидаги фарқдир
<i>Дарбин-Уотсон мезони</i>	<i>Durbin-Watsonstest</i>	<i>Критерий Дарбин-Уотсона</i>	вақтли қаторларда автокорреляцияни аниқлаш учун қўлланиладиган шартли кўрсаткич
<i>Детерминация коэффициенти</i>	<i>Coefficientofdetermination</i>	<i>Коэффициент детерминации</i>	натижавий белги ўзгарувчанлигининг қайси қисми Х-омил таъсири остида вужудга келишини кўрсатади
<i>Динамик қатор</i>	<i>Timeseries</i>	<i>Динамический ряд</i>	бу ҳодисани вақт бўйича ўзгаришини кўрсатувчи сонлар қатори
<i>Дисперсия</i>	<i>Dispersion</i>	<i>Дисперсия</i>	бу қатор вариантлари қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги тафовутлар квадратларидан олинган арифметик ўртачадир
<i>Иқтисодий модел</i>	<i>Economicmodel</i>	<i>Экономическая модель</i>	иқтисодий объектларнинг содалаштирилган нухаси
<i>Иқтисодий ўсиш</i>	<i>Economicgrowth</i>	<i>Экономический рост</i>	ишлаб чиқаришда фойдаланиладиган ресурслар миқдорини ошириш ёки технологияни такомиллаштириш орқали жамиятнинг ишлаб чиқариш имкониятларини кенгайтиради
<i>Ишлаб чиқариш функцияси</i>	<i>Productionfunction</i>	<i>Производственная функция</i>	ишлаб чиқарилган маҳсулот миқдори билан шу маҳсулотни ишлаб чиқаришдаги сарфланган ишлаб чиқариш омиллари миқдори ўртасидаги боғлиқликни ифодаловчи математик функция

Атаманинг ўзбек тилида номланиши	Атаманинг инглиз тилида номланиши	Атаманинг рус тилида номланиши	Атаманинг маъноси
<i>Кобба-Дуглас ишлаб чиқариш функцияси</i>	<i>Cobb-Douglas' Productionfunction</i>	<i>Производственная функция Кобба-Дугласа</i>	иктисодий ривожланишини таҳлил қилишда фойдаланиладиган даражали кўринишидаги функция.
<i>Корреляцион боғланиш</i>	<i>Correlationdependence</i>	<i>Корреляционная зависимость</i>	бу шундай тўлиқсиз боғланишки, унда омилларнинг ҳар бир қийматига турли замон ва макон шароитларида натижанинг ҳар хил қийматлари мос келади
<i>Корреляцион-регрессион модел</i>	<i>Correlation-regressionmodel</i>	<i>Корреляционно-регрессионная модель</i>	бу ўрганилаётган ҳодисалар орасидаги боғланишни натижавий белги билан муҳим омиллар ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар
<i>Корреляцион таҳлил</i>	<i>Correlationanalysis</i>	<i>Корреляционный анализ</i>	ҳодисалар орасидаги боғланиш зичлик даражасини баҳолаш усулидир..
<i>Мавсумий тебраниш</i>	<i>Seasonalf fluctuation</i>	<i>Сезонное колебание</i>	айрим фасл ва ойлarda кўп йиллик қаторларда мунтазам равишда кузатиладиган барқарор тебранишлардир
<i>Медиана</i>	<i>Median</i>	<i>Медиана</i>	бу тўпламни тенг икки қисмга бўлувчи белги қийматидир
<i>Мода</i>	<i>Mode</i>	<i>Мода</i>	тўпламда энг кўп учрайдиган белги қийматидир
<i>Модел</i>	<i>Model</i>	<i>Модель</i>	лотинча <i>modulus</i> сўзидан олинган бўлиб, ўлчов, меъёр деган маъноларни англатади
<i>Моделнинг адекватлиги</i>	<i>Modeladequacy</i>	<i>Адекватность модели</i>	моделнинг моделлаштирилаётган объект ёки жараёнга мос келиши
<i>Мультиколлинearлик</i>	<i>Multicollinearity</i>	<i>Мультиколлинearность</i>	умумий натижага биргаликда таъсир этувчи омиллар ўртасидаги зич корреляцион боғлиқлик.
<i>Регрессион таҳлил</i>	<i>Regressionanalysis</i>	<i>Регрессионный анализ</i>	натижавий белгига таъсир этувчи омилларнинг самарадорлигини аниқлаб берувчи усул.
<i>Статистик гипотеза</i>	<i>Statisticalhypothesis</i>	<i>Статистическая гипотеза</i>	танланма маълумотлари асосида текшириш мумкин бўлган бош тўплам хоссаси ҳақида олдиндан айтилган илмий тахминдир.
<i>Стохастик ёки статистик қонунлар</i>	<i>Stochasticandstatistic allaws</i>	<i>Стохастические или статистические законы</i>	бу бир турли ҳодисаларни оммавий такрорланишида намоён бўладиган қонунлар
<i>Таклиф</i>	<i>Offer</i>	<i>Предложение</i>	бу ишлаб чиқарувчилар ва сотувчилар томонидан берилган нархларда сотилиши мумкин бўлган товарлар миқдори
<i>Таклиф функцияси</i>	<i>Supplyfunction</i>	<i>Функция предложения</i>	таклифга таъсир қилувчи омиллар миқдори билан таклиф миқдори уртасидаги боғлиқликни ифодаловчи математик боғлиқлик
<i>Талаб</i>	<i>Demand</i>	<i>Спрос</i>	берилган нархларда харидорлар томонидан сотиб олиниши мумкин бўлган товарлар миқдори
<i>Талаб функцияси</i>	<i>Demandfunction</i>	<i>Функция спроса</i>	талабга таъсир дилувчи омиллар миқдори билан талаб миқдори уртасидаги боғлиқликни ифодаловчи математик боғлиқлик
<i>Танланма</i>	<i>Sampling</i>	<i>Выборка</i>	бу ўрганилаётган тўпламдан сайлаб олинган бирликлар мажмуасидир, уларнинг ҳар бири ушбу тўпламнинг таркибий элементи.
<i>Тасодифий миқдор</i>	<i>Randomvariable</i>	<i>Случайная величина</i>	синов натижасида, аввалдан эътиборга олиб

Атаманинг ўзбек тилида номланиши	Атаманинг инглиз тилида номланиши	Атаманинг рус тилида номланиши	Атаманинг маъноси
Тасодифий миқдорнинг тақсимот қонуни	<i>The law of the random variable distribution</i>	<i>Закон распределения случайной величины</i>	бўлмайдиган тасодифга боғлиқ ҳолда, ўзининг мумкин бўлган қийматларидан бирини қабул қиладиган (айнан қайсиси экани аввалдан маълум бўлмаган) ўзгарувчи тушунилади
Тасодифий ҳодиса	<i>Random event</i>	<i>Случайное событие</i>	тасодифий миқдор қабул қилиши мумкин бўлган қийматлари билан уларнинг мос эҳтимолларини боғлайдиган бирор муносабат
Тақсимот қаторлари	<i>Row of distribution</i>	<i>Ряды распределения</i>	синов натижасида рўй бериши ёки рўй бермаслиги мумкин бўлган ҳар қандай факт
Тўплам бирлиги	<i>Unit in the aggregate</i>	<i>Единица совокупности</i>	тўплам бирликларини маълум белгилар асосида гуруҳларга (қисмларга) бўлиниши
Ўзлуксиз тасодифий миқдор	<i>Continuous variate</i>	<i>Непрерывная случайная величина</i>	тўпламда кузатиш талаб этиладиган элемент
Умумий мувозанатлик	<i>General equilibrium</i>	<i>Общее равновесие</i>	қабул қиладиган чексиз кўп қийматлари сонлар ўқидаги бирор чекли ёки чексиз ораликни ташкил қилувчи миқдор
Функционал боғланиш	<i>Functional dependence</i>	<i>Функциональная зависимость</i>	барча бозорларнинг ўзаро бир-бирига таъсири натижасида ўрнатиладиган мувозанатлик. Барча бозорларни мувозанат ҳолатда бўлиши. Бунда бирор бозорда мувозанатлик бузулса бошқа бозорларда ҳам мувозанатлилик бузилади
Хусусий регрессия коэффициентлари	<i>Partial coefficient of regression</i>	<i>Частный коэффициент регрессии</i>	бу шундай тўлиқ боғланишки, унда бир белги ёки белгилар ўзгариш қийматига ҳар доим натижанинг маълум меъёрида ўзгариши мос келади.
Экцесс	<i>Excess</i>	<i>Экцесс</i>	муайян омилнинг натижавий белги вариациясига таъсирини омиллар ўзаро боғланишидан «тозаланган» ҳолда ўлчайди.
Эластиклик	<i>Elasticity</i>	<i>Эластичность</i>	тақсимот бўйича чўзилувчанлик ёки яссилик бўлиб, унинг меъёри тўртинчи моментнинг тўртинчи даражали квадратик ўртача тафовутга нисбатидан иборат.
Эластиклик коэффициенти	<i>Elasticity coefficient</i>	<i>Коэффициент эластичности</i>	талаб ва таклифга таъсир қилувчи омилларнинг ўзгариши натижасида уларни қанчага ўзгариши тушунилади (нархни, даромади, истеъмолчилар сони ва хоказо)
Энг кичик квадратлар усули	<i>Least-squares method</i>	<i>Метод наименьших квадратов</i>	омил белгининг 1% га ўзгарганда натижа қанча фоизга ўзгаришини аниқлайди.
Эркинлик даражалар сони	<i>Degrees of freedom</i>	<i>Степени свободы</i>	динамик қаторларни текислаш ҳамда тасодифий миқдорлар ўртасида боғланишнинг корреляцион шаклини аниқлаш усулидир
			тўплам кўрсаткичларини топишда қатнашадиган ҳеч қандай боғловчи шартларга эга бўлмаган эркин миқдорлар сонидир.

Фойдаланилган адабиётлар рўйхати

1. Christopher Dougherty. Introduction to Econometrics. Oxford University Press, 2011. – 573 p.
2. Dougherty, Christopher. Elements of econometrics. Study Guide. University of London. 2011.
3. Greene W.H. Econometric Analysis. Prentice Hall. 7th edition, 2011.–1232 p.
4. Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 5th edition, 2009. – 922 p.
5. Habibullaev I., Utanov B. Ekonometrika asoslari: O'quv qo'llanma. –Т.: IQTISOD-MOLIYA. 2018. -192 b.
6. Nasritdinov G. Ekonometrika. O'quv qo'llanma. Toshkent: "IQTISOD-MOLIYA", 2008. 252 b.
7. Абдуллаев О.М., Жамалов М.С. Эконометрическое моделирование. Учебник. –Т.: Fan va texnologiya. 2010. – 612 с.
8. Абдуллаев О.М., Жамалов М.С. Эконометрическое моделирование. Учебник. –Т.: Fan va texnologiya. 2010. – 612 с.
9. Абдуллаев О.М., Ходиев Б.Ю., Ишназаров А.И. Эконометрика. Учебник. – Т.: Fan va texnologiya. 2007. – 612 с.
10. Бабешко Л.О. Основы эконометрического моделирования: Учебное пособие. –М.: КомКнига, 2010. – 520 с.
11. Валентинов В.А. Эконометрика: Учебник. –М.: ИТК «Дашков и К°», 2009. –367 с.
12. Гладилин А.В. Эконометрика: Учебное пособие. –М.: КНОРУС, 2006. – 250 с.
13. Елисеева И.И. Эконометрика. Учебник для бакалавриата и магистратуры. Санкт-Петербург. 2017, 449 с.
14. Кремер Н.Ш. Эконометрика: Учебник. –М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2008. – 562 с.
15. Кундышева Е.С. Математическое моделирование в экономике: Учебное пособие. /под науч. ред. проф. Б.А. Суслакова. – М.: изд. «Дашков и К°», 2006. – 410 с.

16. Мангус Я.Р. и др. Эконометрика. Начальный курс. –М.: Дело, 1997. -247с.
17. Фандеева Л.Н., Лебедев А.В. Теория вероятностей. Учебное пособие.–М.: Эксмо, 2010. – 382 с.

СТАТИСТИК- МАТЕМАТИК ЖАДВАЛЛАР

1. Мухимлилик даражаси $\alpha = 0,05$ бўлганда Фишер F -критерияси қийматлари жадвали

$k_2 \backslash k_1$	1	2	3	4	5	6	8	12	24	∞
1	161,45	199,50	215,72	224,57	230,17	233,97	238,89	243,91	249,04	254,32
2	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,37	19,41	19,45	19,50
3	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,84	8,74	8,64	8,53
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,04	5,91	5,77	5,63
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,82	4,68	4,53	4,36
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,15	4,00	3,84	3,67
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,73	3,57	3,41	3,23
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,44	3,28	3,12	2,93
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,23	3,07	2,90	2,71
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,07	2,91	2,74	2,54
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	2,95	2,79	2,61	2,40
12	4,75	3,88	3,49	3,26	3,11	3,00	2,85	2,69	2,50	2,30
13	4,67	3,80	3,41	3,18	3,02	2,92	2,77	2,60	2,42	2,21
14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,70	2,53	2,35	2,13
15	4,54	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,64	2,48	2,29	2,07
16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,59	2,42	2,24	2,01
17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,55	2,38	2,19	1,96
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,51	2,34	2,15	1,92
19	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,63	2,48	2,31	2,11	1,88
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,45	2,28	2,08	1,84
21	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,57	2,42	2,25	2,05	1,81
22	4,30	3,44	3,05	2,82	2,66	2,55	2,40	2,23	2,03	1,78
23	4,28	3,42	3,03	2,80	2,64	2,53	2,38	2,20	2,00	1,76
24	4,26	3,40	3,01	2,78	2,62	2,51	2,36	2,18	1,98	1,73
25	4,24	3,38	2,99	2,76	2,60	2,49	2,34	2,16	1,96	1,71
26	4,22	3,37	2,98	2,74	2,59	2,47	2,32	2,15	1,95	1,69
27	4,21	3,35	2,96	2,73	2,57	2,46	2,30	2,13	1,93	1,67
28	4,20	3,34	2,95	2,71	2,56	2,44	2,29	2,12	1,91	1,65
29	4,18	3,33	2,93	2,70	2,54	2,43	2,28	2,10	1,90	1,64
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,27	2,09	1,89	1,62
35	4,12	3,26	2,87	2,64	2,48	2,37	2,22	2,04	1,83	1,57
40	4,08	3,23	2,84	2,61	2,45	2,34	2,18	2,00	1,79	1,51
45	4,06	3,21	2,81	2,58	2,42	2,31	2,15	1,97	1,76	1,48

$k_2 \backslash k_1$	1	2	3	4	5	6	8	12	24	∞
50	4,03	3,18	2,79	2,56	2,40	2,29	2,13	1,95	1,74	1,44
60	4,00	3,15	2,76	2,52	2,37	2,25	2,10	1,92	1,70	1,39
70	3,98	3,13	2,74	2,50	2,35	2,23	2,07	1,89	1,67	1,35
80	3,96	3,11	2,72	2,49	2,33	2,21	2,06	1,88	1,65	1,31
90	3,95	3,10	2,71	2,47	2,32	2,20	2,04	1,86	1,64	1,28
100	3,94	3,09	2,70	2,46	2,30	2,19	2,03	1,85	1,63	1,26
125	3,92	3,07	2,68	2,44	2,29	2,17	2,01	1,83	1,60	1,21
150	3,90	3,06	2,66	2,43	2,27	2,16	2,00	1,82	1,59	1,18
200	3,89	3,04	2,65	2,42	2,26	2,14	1,98	1,80	1,57	1,14
300	3,87	3,03	2,64	2,41	2,25	2,13	1,97	1,79	1,55	1,10
400	3,86	3,02	2,63	2,40	2,24	2,12	1,96	1,78	1,54	1,07
500	3,86	3,01	2,62	2,39	2,23	2,11	1,96	1,77	1,54	1,06
1000	3,85	3,00	2,61	2,38	2,22	2,10	1,95	1,76	1,53	1,03
∞	3,84	2,99	2,60	2,37	2,21	2,09	1,94	1,75	1,52	1,00

2. $\alpha = 0,10, 0,05, 0,01$ (икки томонлама) бўлганда Стъюдент t -критерияси қийматлари

Эркинлик даражаси сони $d.f.$	α			Эркинлик даражаси сони $d.f.$	α		
	0,10	0,05	0,01		0,10	0,05	0,01
1	6,3138	12,706	63,657	18	1,7341	2,1009	2,8784
2	2,9200	4,3027	9,9248	19	1,7291	2,0930	2,8609
3	2,3534	3,1825	5,8409	20	1,7247	2,0860	2,8453
4	2,1318	2,7764	4,6041	21	1,7207	2,0796	2,8314
5	2,0150	2,5706	4,0321	22	1,7171	2,0739	2,8188
6	1,9432	2,4469	3,7074	23	1,7139	2,0687	2,8073
7	1,8946	2,3646	3,4995	24	1,7109	2,0639	2,7969
8	1,8595	2,3060	3,3554	25	1,7081	2,0595	2,7874
9	1,8331	2,2622	3,2498	26	1,7056	2,0555	2,7787
10	1,8125	2,2281	3,1693	27	1,7033	2,0518	2,7707
11	1,7959	2,2010	3,1058	28	1,7011	2,0484	2,7633
12	1,7823	2,1788	3,0545	29	1,6991	2,0452	2,7564
13	1,7709	2,1604	3,0123	30	1,6973	2,0423	2,7500
14	1,7613	2,1448	2,9768	40	1,6839	2,0211	2,7045
15	1,7530	2,1315	2,9467	60	1,6707	2,0003	2,6603
16	1,7459	2,1199	2,9208	120	1,6577	1,9799	2,6174
17	1,7396	2,1098	2,8982	∞	1,6449	1,9600	2,5758

3. Мухимлилик даражаси $\alpha=0,05$ ва $0,01$ учун корреляция қиймати

d.f.	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,01$	d.f.	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,01$
1	0,996917	0,9998766	17	0,4555	0,5751
2	0,95000	0,99000	18	0,4438	0,5614
3	0,8783	0,95873	19	0,4329	0,5487
4	0,8114	0,91720	20	0,4227	0,5368
5	0,7545	0,8745	25	0,3809	0,4869
6	0,7067	0,8343	30	0,3494	0,4487
7	0,6664	0,7977	35	0,3246	0,4182
8	0,6319	0,7646	40	0,3044	0,3932
9	0,6021	0,7348	45	0,2875	0,3721
10	0,5760	0,7079	50	0,2732	0,3541
11	0,5529	0,6835	60	0,2500	0,3248
12	0,5324	0,6614	70	0,2319	0,3017
13	0,5139	0,6411	80	0,2172	0,2830
14	0,4973	0,6226	90	0,2050	0,2673
15	0,4821	0,6055	100	0,1946	0,2540
16	0,4683	0,5897			

4. Мухимлик даражаси 5% бўлганда Дарбин-Уотсон статистикасида

d_L, d_U ларнинг қийматлари

n	$k^1 = 1$		$k^1 = 2$		$k^1 = 3$		$k^1 = 4$		$k^1 = 5$	
	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U
6	0,61	1,40	-	-	-	-				
7	0,70	1,36	0,47	1,90	-	-				
8	0,76	1,33	0,56	1,78	0,37	2,29				
9	0,82	1,32	0,63	1,70	0,46	2,13				
10	0,88	1,32	0,70	1,64	0,53	2,02				
11	0,93	1,32	0,66	1,60	0,60	1,93				
12	0,97	1,33	0,81	1,58	0,66	1,86				
13	1,01	1,34	0,86	1,56	0,72	1,82				
14	1,05	1,35	0,91	1,55	0,77	1,78				
16	1,10	1,37	0,98	1,54	0,86	1,73	0,74	1,93	0,62	2,15
17	1,13	1,38	1,02	1,54	0,90	1,71	0,78	1,90	0,67	2,10
18	1,16	1,39	1,05	1,53	0,93	1,69	0,82	1,87	0,71	2,06
19	1,18	1,40	1,08	1,53	0,97	1,68	0,86	1,85	0,75	2,02
20	1,20	1,41	1,10	1,54	1,00	1,68	0,90	1,83	0,79	1,99
21	1,22	1,42	1,13	1,54	1,03	1,67	0,93	1,81	0,83	1,96
22	1,24	1,43	1,15	1,54	1,05	1,66	0,96	1,80	0,86	1,94
23	1,26	1,44	1,17	1,54	1,08	1,66	0,99	1,79	0,90	1,92
24	1,27	1,45	1,19	1,55	1,10	1,66	1,01	1,78	0,93	1,90
25	1,29	1,45	1,21	1,55	1,12	1,66	1,04	1,77	0,95	1,89
26	1,30	1,46	1,22	1,55	1,14	1,65	1,06	1,76	0,98	1,88
27	1,32	1,47	1,24	1,56	1,16	1,65	1,08	1,76	1,01	1,86
28	1,33	1,48	1,26	1,56	1,18	1,65	1,10	1,75	1,03	1,85
29	1,34	1,48	1,27	1,56	1,20	1,65	1,12	1,74	1,05	1,84
30	1,35	1,49	1,28	1,57	1,21	1,65	1,14	1,74	1,07	1,83