

**Эконометрика асослари фанидан маъруза матини ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ
ОЛИЙ ВА ЎРТА МАХСУС ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ**

САМАРҚАНД ИҚТИСОДИЁТ ВА СЕРВИС ИНСТИТУТИ

ОЛИЙ МАТЕМАТИКА КАФЕДРАСИ

ЭКОНОМЕТРИКА АСОСЛАРИ

фанидан маъруза матини

С.Худойбердиев, Б.Ашуров, О.Тоғаев Эконометрика асослари
фанидан маъруза матини. Самарқанд, СамИСИ, 2019 й.

Тузувчилар:

1. **С.Худойбердиев** – “Олий математика” кафедраси ўқитувчиси
2. **Б.Ашуров** – “Олий математика” кафедраси ўқитувчиси;
3. **О.Тоғаев** – “Олий математика” кафедраси ўқитувчиси;

Такризчилар:

1. **Б.Х.Хўжаёров** – Самарқанд давлат университети “Математик моделлаштириш ва комплекс дастурлаш” кафедраси мудири, физика-математика фанлари доктори, профессор;
2. **И.Э.Шодмонов** – Самарқанд иқтисодиёт ва сервис институти “Олий математика” кафедраси катта ўқитувчиси, техника фанлари номзоди.

МУНДАРИЖА

1. Эконометрик моделлаштириш асослари.....	4
2. Эконометрик моделларнинг ахборот таъминоти.....	9
3. Эконометрикада эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари.....	13
4. Жуфт корреляцион-регрессион таҳлил.....	17
5. Кўп омилли эконометрик таҳлил.....	23
6. Эконометрик моделларни баҳолаш.....	29
7. Вактли қаторлар.....	36
8. Тенгламалар тизими кўринишидаги эконометрик модел.....	44
9. Амалий эконометрик моделлар.....	51
10. Иқтисодий кўрсаткичларни башоратлашда эконометрик моделлардан фойдаланиш.....	62
Асосий ва қўшимча ўқув адабиётлар ҳамда ахборот манбалари.....	72

1-модуль. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАШТИРИШ АСОСЛАРИ

- 1.1. Эконометрикага кириш. Фаннинг мақсади ва вазифалари.
- 1.2. Иқтисодий иқтисодий эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги.
- 1.3. Эконометрик модел тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгариувчилар.
- 1.4. Эконометрик моделлаштириш босқичлари.

Таянч иборалар: эконометрик билимлар, модел, моделлаштириш, иқтисодий модел, моделлаштиришнинг зарурлиги, моделлаштириш босқичлари

1.1. Эконометрикага кириш. Фаннинг мақсади ва вазифалари

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

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

Эконометриканинг бошқа фанлар билан ўзаро алоқаси қуйидагиларда намоён бўлади.

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

1.1.-расм. Эконометриканинг бошқа фанлар билан ўзаро алоқаси

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

¹Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 7

Иқтисодчилар “ЭКОНОМЕТРИКА” терминидан П. Цъемпа (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.

Муаллиф	“Эконометрика” тушунчасининг мазмуни
Р. Фриш	«...учта ташкил этувчи - статистика, иқтисодий назария ва 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 усуллари ишлаб чиқиш ва қўллаш билан шуғулланади»
С. Айвазян	«...сифат жиҳатдан ўзаро боғланишларга миқдорий ифодани беришга имкон берувчи усуллар ва моделлар тўпламини бирлаштиради»

1.2.-расм.Эконометрика тушунчасининг мазмуни

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 усуллари ишлаб чиқишдан иборат.

Эконометриканинг вазифалари:

- 1) Моделни спецификация қилиш - эмпирик таҳлил учун эконометрик моделларни тузиш.
- 2) Моделни параметрлаштириш - тузилган модель параметрларини баҳолаш.
- 3) Моделни верификация қилиш - модель параметрлари сифатини ва бутун моделнинг ўзини текшириш.
- 4) Модель асосида прогноз қилиш - эконометрик моделлаштириш натижалари бўйича аниқ иқтисодий ҳодисалар учун прогнозлар тузиш ва таклифлар ишлаб чиқиш.

1.2. Иқтисодиётни эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги

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 иқтисодий илмий асосда прогнозлаштириш ва бошқаришга имкон беради.

Эконометрик моделлаш иқтисодий кўрсаткичларни ўзгариш қонуниятларини, тенденцияларни аниқлаш натижасида эконометрик моделлар ёрдамида иқтисодий жараёнларни ривожланиш ва прогнозлаш йўллари 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 иқтисодийнинг 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 иқтисодий, иқтисодий жараёнларнинг эконометрик моделларини тузиш жараёнидир.

Асосий қўлланадиган усули – корреляцион-регрессион таҳлил усули.

Эконометрик моделлаштиришқуйидаги илмий йўналишлар комплексидир:

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

1.3. Эконометрик модел тушунчаси, турлари ва ундаги ўзгарувчилар

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

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

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

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

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

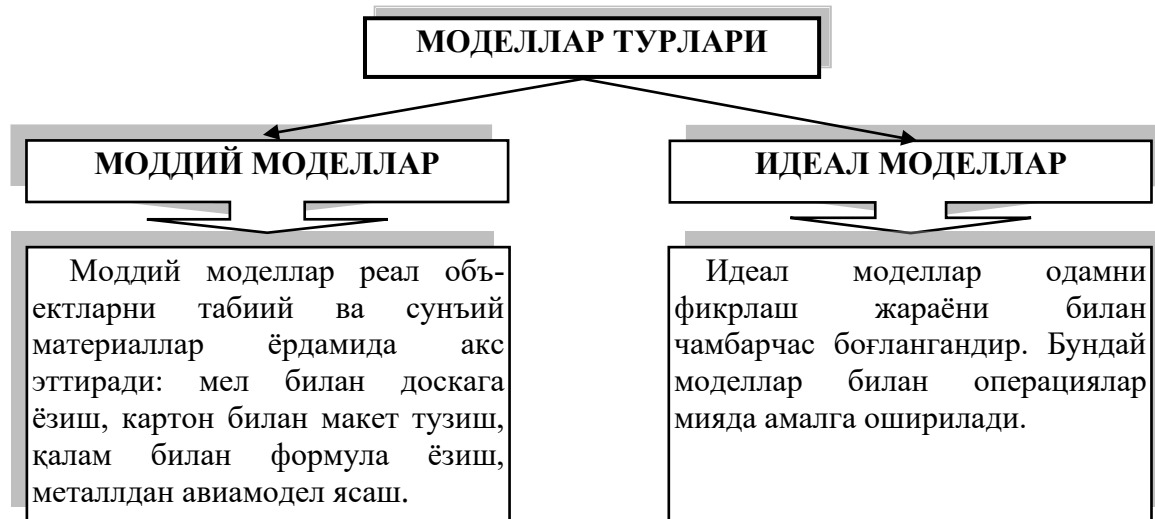
Моделлаштиришнинг универсал усул сифатида бошқа усулларга қараганда афзалликлари мавжуд. Ушбу афзалликлар эса қуйидагилардан иборат:

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

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

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

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



1.3.-расм. Моделлар турлари

Эконометрик модель – бу эҳтимоллик-стохастик модель. Бу модель ёрдамида иқтисодий кўрсаткичларни ўзгариш қонуниятларини математик кўринишида тенгламалар, тенгсизликлар ва тенгламалар тизими кўринишида ифодалаш мумкин. Умумий кўринишида эконометрик модель қуйидагича ёзилади:

$$Y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

Эконометрик моделда Y – асосий **эндоген кўрсаткич**, моделда Y ўзгариш қонуниятларини $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ёрдамида ўрганиш мумкин.

$(x_1, x_2, \dots, x_n)$ – таъсир этувчи, **экзоген кўрсаткичлар**.²

²Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc.p. 29

Эконометрик моделда фиктив кўрсаткичлар қатнашиши мумкин. Фиктив кўрсаткичлар – бу сифатли кўрсаткичлар миқдорий кўрсаткичларга ўтказилган кўрсаткичлар.

Эконометрик модель чизикли ва чизиксиз кўринишда тузилиши мумкин.

Чизиксиз моделлар парабола, гипербола, даражали функция, кўрсаткичли функция, тригонометрик функция ва бошқалар кўринишида бўлиши мумкин.

Тузилган эконометрик моделнинг ҳақиқийлиги тўпланган маълумотлар ҳажмига; маълумотларнинг аниқлик даражасига; тадқиқотчининг малакасига; моделлаштириш жараёнига; ечиладиган масаланинг характериға боғлиқ.

1.4. Эконометрик моделлаштириш босқичлари

Эконометрик моделларни тузиш бир қанча босқичлардан ташкил топади.

Биринчи босқич – спецификациялаш - иқтисодий муаммони кўйилиши – 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 тутаяди, натижа нималарга олиб келади каби саволлар аниқланган бўлиши керак. «Энг кичик квадратлар усули» ёрдамида тузиладиган эконометрик моделнинг параметрлари аниқланади.

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

- моделнинг сифати кўпликдаги корреляция коэффициенти ва детерминация коэффициенти ёрдамида баҳоланади;

- моделнинг аҳамияти аппроксимация хатолиги ва Фишер мезони ёрдамида баҳоланади;

- моделнинг параметрларини ишончлилиги Стюдент мезони бўйича баҳоланади;

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

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

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

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

Назорат учун саволлар

1. Эконометрика фанининг мақсади нималардан иборат?
 2. Эконометрик моделлаштиришнинг зарурлиги?
 3. Эконометриканинг қўлланиш соҳаларини тушунтириб беринг?
 4. Эконометрик моделлаштириш усуллари таснифи қандай?
 5. Эконометрик моделларни тузиш босқичларини айтиб беринг?
 6. Иқтисодий модел сўзини тушунтириб беринг?
-

7. Иқтисодий-математик моделларга таъриф беринг?

8. «Модел» тушунчасига таъриф беринг?

2-модуль. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИНГ АХБОРОТ ТАЪМИНОТИ

2.1. Иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати

2.2. Боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш

2.3. Эконометрик моделларни тузишда қатнашадиган иқтисодий маълумотларга қўйиладиган талаблар

Таянч иборалар: иқтисодий маълумотлар, ўзгарувчилар, корреляцион боғланишлар, боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчилар, статик ва динамик моделлар

2.1. Иқтисодий маълумотларнинг статистик табиати

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

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

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

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

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

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

2. Таркибий – аниқланмаган хилма-хилликларнинг мавжудлиги.

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

Иқтисодий-статистик кузатувлар олиб борилганда, техник-иқтисодий кўрсаткичлар кўринишидаги, материаллар оқимидаги ахборотларга дуч 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:

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

1) Биринчи омиллар гуруҳи $(x_1, \dots, x_k)$ – бу моделга киритиладиган ўзгарувчилар
 2) Иккинчи омиллар гуруҳи $(x_{(k+1)}, \dots, x_m)$ – моделда қатнашмайди, лекин улардан ҳар бири тадқиқотчи томонидан кузатилаётган статистик жамланмада у ёки бу қийматларда назорат қилинади

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

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

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

2.2. Боғлиқ ва боғлиқ бўлмаган ўзгарувчиларни танлаш

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

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

Омилларнинг ҳар бир қийматида 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 қийматида $(x_i, i = \overline{1..k})$ эрксиз ўзгарувчи Y белгининг $(y_j, j = \overline{1..s})$ тақсимооти мос келади. Ўз-ўзидан равшанки, бу ҳолда иккинчи Y белгининг ҳар бир қиймати (y_j) ҳам биринчи X белгининг (x_i) тақсимооти 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 комбинатсион 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.³

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

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

³Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 10

$$\text{гипербола } y_x = a_0 + \frac{a_1}{x}$$

даражали $y_x = a_0 x^a$ ва бошқа кўринишларда ифодаланадиган боғланишлар эгри чизиксиз 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 олинадиган 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 мустақкам ва барқарор бўлиши лозим.
 6. Регрессион таҳлилда ҳар бир омилнинг (x) қийматига бир хил регрессияли натижавий ўзгарувчи (y) тақсимои нормал ёки яқин даражада мос келиш лозим.
 7. Ўрганилаётган омиллар тадқиқ этилган, натижавий кўрсаткичли, мантиқан даврий бўлиши лозим.
 8. Натижавий кўрсаткичга жиддий таъсир кўрсатадиган фақат муҳим омиллар таъсирини кўриб чиқиш лозим.
 9. Регрессия тенгламаларига киритилган омиллар сони катта бўлмаслиги лозим. Чунки омиллар сонининг катта бўлиши, асосий омиллардан четга олиб келиши мумкин. Омиллар сони кузатишлар сонидан 3-5 марта кам бўлиши керак.
 10. Регрессия тенгламасининг омиллари турли хил хатолар таъсирида бузилишга олиб келадиган хатоликлар бўлмаслиги керак. Омиллар ўртасида функционал ёки шунга яқин боғланишларнинг мавжудлиги - мультиколленеарлик борлигини кўрсатади.
 11. Кузатувлар сонини ошириш учун уларнинг маконда такрорланишидан фойдаланиш мумкин эмас. Маконда ҳодисаларнинг ўзгариши авторегрессияни вужудга келтириши мумкин. Авторегрессия эса статистикадаги мавжуд ўзгарувчилар ўртасидаги боғланишни маълум даражада бузади. Шунинг учун кўрсаткичлар динамик 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 **"y"**нинг ўзгаришига кучли таъсир қилаётганасосий омиллар қатнашиши керак;
 - 2) Барча боғлиқ бўлмаган **"x"**омиллар асосий боғлиқ бўлган омил **"y"**билан зич боғланган бўлиши керак;
 - 3) Боғлиқ бўлмаган **"x"**омиллар ўзаро суств (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 куруллари тушунилади. Моделнинг тузилишига қараб, уларни моделга турли ўлчов бирлиги (натурал, қиймат) ва турли аниқлик даражаси билан киритиш мумкин. Бундай ҳолда уларнинг бошланғич характери сақланади.

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

а) ишлаб чиқариш натижаларининг бошланғич ресурслар 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 аппроксиматсия, яъни тавсифланаётган ўзгарувчан кириш билан тавсифланаётган чиқиш ўртасидаги статистик мувофиқлик барқарорлик вазифалари ҳал этилади.

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

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

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?

3-модуль. ЭКОНОМЕТРИКАДА ЭХТИМОЛЛАР НАЗАРИЯСИ ВА МАТЕМАТИК СТАТИСТИКАНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ

3.1. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари.

3.2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари.

3.3. Дискрет ва узлуксиз тасодифий миқдорлар.

3.4. Тасодифий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш.

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

3.1. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистиканинг асосий тушунчалари

Статистик таҳлилнинг асосий мақсади - эмпирик маълумотларга ишлов бериш, уларни тартиблаш, график ва жадвал шаклида тақдим этиш, шу жумладан, уларни асосий статистик кўрсаткичлар орқали миқдорий таҳлил қилиш.

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

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

3.2. Тўпламлар ва уларнинг хоссалари

Статистикада *тўп*ла*м* ибораси жуда кенг қўлланилади. Тўп*ла*м ҳажми деб бу тўп*ла*мдаги объектлар сонига айтилади.

*Тўп*ла*м*нинг куйидаги турлари мавжуд:

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

*Тан*ла*м*а *тўп*ла*м*, ёки оддий килиб, танланма деб тасодифий равишда танлаб олинган объектлар тўп*ла*мига айтилади.

Бош *тўп*ла*м* деб танланма ажратилган объектлар тўп*ла*мига айтилади.

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

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

*Тўп*ла*м* *бир*ли*ги* - кузатиш талаб этиладиган элемент.

*Бел*ги - тўп*ла*м 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 қатор*ни 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 кутилишининг хоссалари.

1-хосса. Ўзгармас миқдорнинг математик кутилиши шу ўзгармаснинг ўзига тенг:

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

2-хосса. Ўзгармас кўпайтувчини математик кутилиш белгисидан ташқарига чиқариш мумкин:

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

3-хосса. 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-хосса. Иккита тасодифий миқдор йиғиндисининг математик кутилиши қўшилувчиларнинг математик кутилишлар йиғиндисига тенг:

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

X тасодифий миқдорнинг k - тартибли бошланғич моменти деб, X^k миқдорнинг математик кутилишига айтилади:

$$\nu_k = M(X^k) \quad (3.6)$$

X тасодифий миқдорнинг k - тартибли марказий моменти деб, $(X - M(X))^k$ миқдорнинг математик кутилишига айтилади:

3.4. Тасодифий миқдорларнинг характеристикаларини ҳисоблаш⁴

Арифметик ўртача:

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

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

Частотанинг нисбий кўриниши *частота улуши* деб аталади.

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

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

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

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

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

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

Ўртача чизикли фарқ (ρ):

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

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

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

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

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

Ўртача квадратик фарқ (σ)

белгининг ўзгаришини ифодалайди ва кунидаги ҳисобланади:

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

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

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

$V_R = \frac{R}{\bar{X}} \cdot 100\%$ - вариация чегараси бўйича вариация коэффиценти, *осцилляция коэффиценти*.

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

$V_\sigma = \frac{\sigma}{\bar{X}} \cdot 100\%$ - 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 вариантага айтилади. Агар вариантлар сони тоқ, яъни $n = 2k + 1$, бўлса, у ҳолда $M_e = X_{k+1}$; n жуфт, яъни $n = 2k$ да медиана:

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

Нормал тақсимот деб

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

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

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

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

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

Назарий тақсимот эксцеси деб

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

тенглик билан аниқладиган характеристикага айтилади.

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

Назорат учун саволлар

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

4-модуль. ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИОН-РЕГРЕССИОН ТАҲЛИЛ

4.1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш.

4.2. Корреляция коэффицентининг турлари ва ҳисоблаш усуллари.

4.3. Чизикли ва чизиксиз регрессион боғланишлар.

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

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

4.1. Иқтисодий-ижтимоий жараёнларда боғлиқликлар турларини ўрганиш

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

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

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

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

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

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

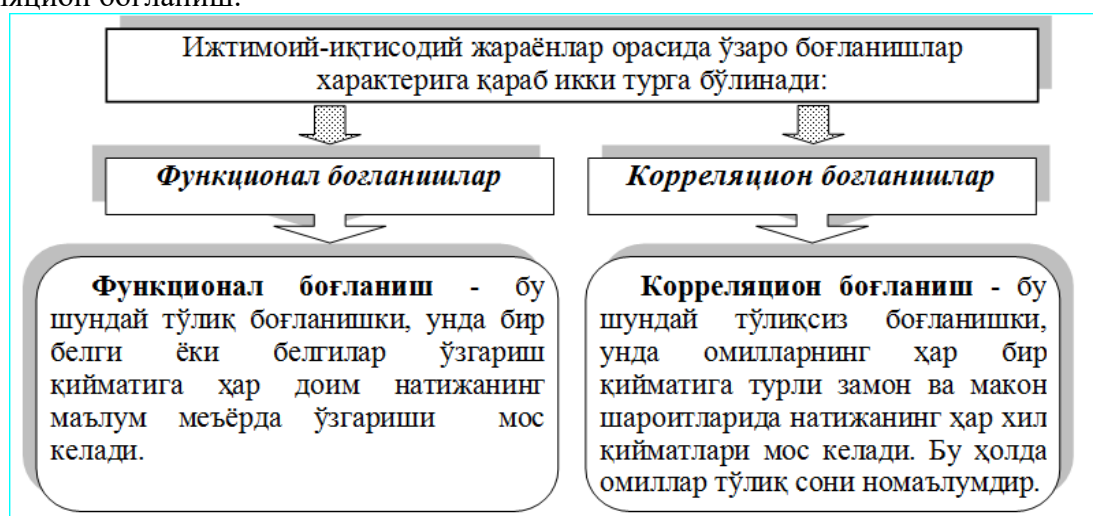
Корреляция сўзи лотинча **correlation** сўзидан олинган бўлиб, ўзаро муносабат, мувофиқлик, боғлиқлик деган маънога эга.

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

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

Корреляцион таҳлил деб ҳодисалар орасидаги боғланиш зичлик даражасини баҳолашга айтилади.

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



4.1.-расм. Боғланиш турлари

Йуналишларнинг 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.

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



4.2.-расм. Корреляцион боғланиш турлари

4.2. Корреляция коэффициентининг турлари ва ҳисоблаш усуллари

Корреляцион таҳлил корреляция коэффициентларини аниқлаш ва уларнинг муҳимлигини, ишончилигини баҳолашга асосланади.⁵

Чизикли корреляция коэффициентининг ҳисоблаш формуласи:

$$r_{Y/X} = \frac{\overline{X \cdot Y} - \bar{X} \cdot \bar{Y}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} \quad (4.1)$$

бу ерда,

σ_X - X белгининг квадратик фарқининг ўртачаси;

σ_Y - Y белгининг квадратик фарқининг ўртачаси.

$$\sigma_X = \sqrt{\overline{X^2} - (\bar{X})^2}; \quad (4.2)$$

$$\sigma_Y = \sqrt{\overline{Y^2} - (\bar{Y})^2}. \quad (4.3)$$

Детерминатсия коэффициенти корреляция коэффициентининг квадратага тенг.

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

Боғланиш зичлик даражаси одатда қуйидагича талқин этилади. Агар $0,2$ гача – кучсиз боғланиш;

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

$0,4 \div 0,6$ – ўртача боғланиш;

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

$0,8 \div 0,99$ – зич боғланиш.

Корреляцион таҳлил ўтказилганда қуйидаги корреляция коэффициентлари ҳисобланади:

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

2. Жуфт корреляция коэффициентлари асосий омил инобатга 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 мустақкамроқ омил қолади.

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

Ижтимоий-иқтисодий жараёнлар ўртасида боғланишларни ўрганишда қуйидаги функциялардан фойдаланилади

4.3. Чизикли ва чизиксиз регрессион боғланишлар

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

Чизикли – $y = a_0 + a_1x$

Иккинчи даражали парабола – $y = a_0 + a_1x + a_2x^2$

⁵Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 90

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 –

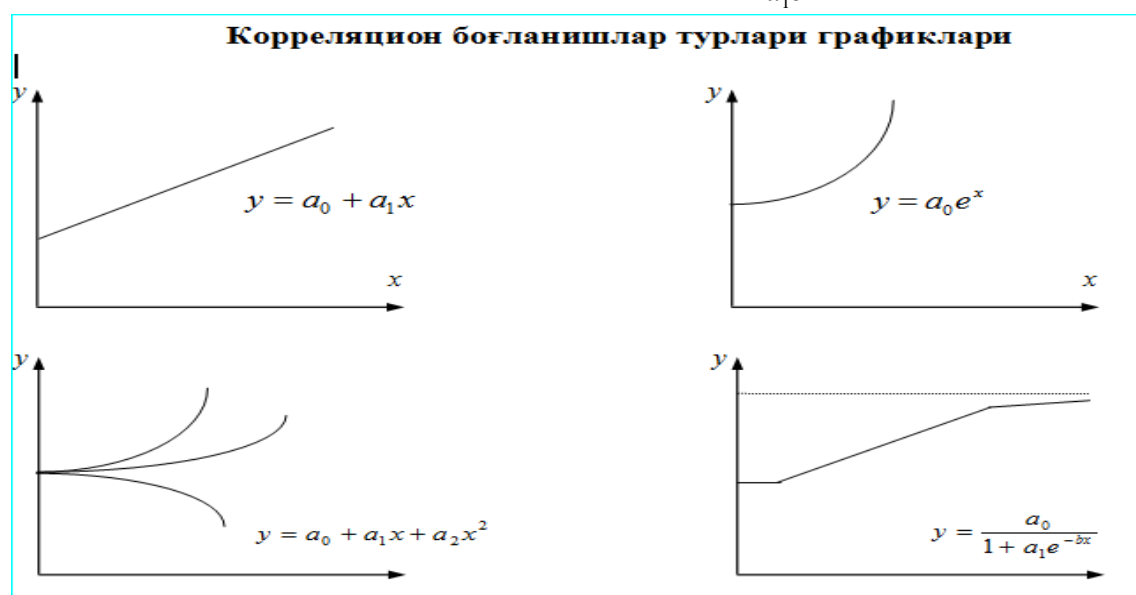
$$y = a_0 a_1^x$$

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

Боғланишлар чизикли бўлса, у ҳолда боғланиш зичлиги баҳолашда корреляция коэффицентидан фойдаланиш мумкин:

$$r = \frac{\overline{x \cdot y} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\sigma_x \cdot \sigma_y}, \quad (4.4)$$

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

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}, \quad \sigma_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}} \quad (4.5)$$

Шунингдек, корреляция коэффицентини ҳисоблашнинг қуйидаги модификацияланган формулаларидан ҳам фойдаланиш мумкин:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n \cdot \sigma_x \cdot \sigma_y} \quad \text{ёки} \quad r = \frac{n \sum_{i=1}^n xy - \sum_{i=1}^n x \sum_{i=1}^n y}{\sqrt{\left[n \sum_{i=1}^n x^2 - \left(\sum_{i=1}^n x \right)^2 \right] \cdot \left[n \sum_{i=1}^n y^2 - \left(\sum_{i=1}^n y \right)^2 \right]}} \quad (4.6)$$

Регрессион таҳлил натижавий белгига таъсир этувчи омилларнинг самарадорлигини аниқлаб беради.

Регрессия сўзи латинча **regressio** сўзидан олинган бўлиб, орқага ҳаракатланиш деган маънога эга. Бу атама корреляцион таҳлил асосчилари *Ф.Гальтон* ва *К.Пирсон* номлари билан боғлиқдир.

Регрессион таҳлил натижавий белгига таъсир этувчи белгиларнинг самарадорлигини амалий жиҳатдан етарли даражада аниқлик билан баҳолаш имконини беради. Регрессион таҳлил ёрдамида ижтимоий-иқтисодий жараёнларнинг келгуси даврлар учун башорат қийматларини баҳолаш ва уларнинг эҳтимол чегараларини аниқлаш мумкин.

Регрессион ва корреляцион таҳлилда боғланишнинг регрессия тенгламаси аниқланади ва у маълум эҳтимол (ишончлилиқ даражаси) билан баҳоланади, сўнгра иқтисодий-статистик таҳлил қилинади.

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

Функциялар параметрлари одатда “**энг кичик квадратлар**” усули билан аниқланади. Энг кичик квадратлар усулини мазмуни қуйидагича: ҳақиқий миқдорларнинг текисланган миқдорлардан фарқининг квадратлари йигиндиси энг кам бўлиши зарур:

$$S = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \min \quad (4.7)$$

Бир омили чизиқли боғланишни олайлик:

$$Y_t = a_0 + a_1 t \quad (4.8)$$

Қиймат $\sum (Y - \bar{Y}_t)^2$ энг кам бўлиши учун биринчи даражали ҳосилалар нолга тенг бўлиши керак:

$$S = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 = \sum (Y - a_0 - a_1 t)^2 \rightarrow \min \quad (4.9)$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_0} = 0 \quad \frac{\partial S}{\partial a_1} = 0 \quad \rightarrow \begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases} \quad (4.10)$$

Бу нормал тенгламалар тизими.

Регрессион моделнинг параметрларини баҳолаш боғлиқ ўзгарувчи Y нинг тақсимланиш эҳтимолини топишдир. Моделда Y_i нормал тақсимланган ва вариацияси:

$$\text{var}(Y) = \sigma^2 \text{ га тенг}$$

Энг кичик квадратлар усулида ҳисоблаш тамойили Y_i ларнинг ҳақиқий қийматларининг ўртача қийматидан фарқининг квадрати суммасини топишдан иборат. Демак:

$$S = \sum_{i=1}^n [Y_i - E(Y_i)]^2 \quad (4.11)$$

Ёки

$$S = \sum_{i=1}^n [Y_i - \alpha - \beta \cdot X_i]^2$$

бу ерда, S - фарқлар квадратлари суммаси.

α ва β , қийматларини топиш учун S нинг α ва β бўйича биринчи ҳосиласини топамиз:

$$\frac{\partial S}{\partial \alpha} = \sum_i \frac{\partial (Y_i - \alpha - \beta \cdot X_i)^2}{\partial \alpha} = -\sum_i 2(Y_i - \alpha - \beta \cdot X_i) = -2 \sum_i Y_i - \alpha - \beta \cdot X_i, \quad (4.12)$$

$$\frac{\partial S}{\partial \beta} = \sum_i \frac{\partial (Y_i - \alpha - \beta \cdot X_i)^2}{\partial \beta} = -\sum_i 2(Y_i - \alpha - \beta \cdot X_i) \cdot (-X_i) = -2 \sum_i X_i (Y_i - \alpha - \beta \cdot X_i)$$

Ҳар бир ҳосилани нолга тенглаштириб ҳисоблаб топилган $\hat{\alpha}$ ва $\hat{\beta}$ ларнинг қийматини ҳисоблаймиз.

$$\begin{aligned} -2 \sum_i (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \cdot X_i) &= 0 \\ -2 \sum_i X_i (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \cdot X_i) &= 0 \end{aligned} \quad (4.13)$$

ёки бунга эквивалент равишда

$$\begin{aligned} \sum Y_i &= \hat{\alpha} \cdot n + \hat{\beta} \left(\sum X_i \right), \\ \sum X_i \cdot Y_i &= \hat{\alpha} \left(\sum X_i \right) + \hat{\beta} \left(\sum X_i^2 \right) \end{aligned} \quad (4.14)$$

Бу тенгламалар энг кичик квадратлар усулида нормал тенгламалар деб аталади. Бунда e энг кичик квадратлар қолдиғи:

$$\begin{aligned} \sum e_i &= 0 \\ \sum X_i \cdot e_i &= 0 \end{aligned} \quad (4.15)$$

тенглама $\hat{\alpha}$ ва $\hat{\beta}$ ларга нисбатан ечилади.

$$\hat{\beta} = \frac{n \left(\sum X_i \cdot Y_i \right) - \left(\sum X_i \right) \cdot \left(\sum Y_i \right)}{n \left(\sum X_i^2 \right) - \left(\sum X_i \right)^2} \quad (4.16)$$

Бу тенгликни бошқача кўринишда ҳам ёзиш мумкин:

$$\begin{aligned} n \cdot \sum (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y}) &= n \cdot \sum (X_i \cdot Y_i) - n \cdot \bar{X} \cdot \left(\sum Y_i \right) - n \cdot \bar{Y} \cdot \left(\sum X_i \right) + n^2 \cdot \bar{X} \cdot \bar{Y} = \\ &= n \cdot \left(\sum X_i \cdot Y_i \right) - \left(\sum X_i \right) \cdot \left(\sum Y_i \right) - \left(\sum X_i \right) \cdot \left(\sum Y_i \right) + \left(\sum X_i \right) \cdot \left(\sum Y_i \right) = \\ &= n \cdot \left(\sum X_i \cdot Y_i \right) - \left(\sum X_i \right) \cdot \left(\sum Y_i \right) \end{aligned}$$

Демак

$$\hat{\beta} = \frac{\sum (X_i - \bar{X}) \cdot (Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (4.17)$$

$\hat{\beta}$ ларнинг қиймати топилгандан сўнг α' ларни биринчи тенгламадан топамиз. Демак,

$$\hat{\alpha} = \left(\frac{1}{n} \right) \cdot \left(\sum Y_i \right) - \hat{\beta} \cdot \left(\frac{1}{n} \right) \cdot \left(\sum X_i \right) = \bar{Y} - \hat{\beta} \cdot \bar{X} \quad (4.18)$$

Назорат учун саволлар

1. Корреляцион-регрессион таҳлилнинг мақсадлари нималардан иборат?
2. Жуфт, хусусий ва кўпликдаги корреляция коэффициентларининг фарқи нимадан иборат?
3. Қайси ҳолларда корреляция индекси қўлланилади?
4. Регрессия коэффициентларининг иқтисодий моҳияти нимадан иборат?
5. “Энг кичик квадратлар усули” нинг моҳиятини тушунтириб беринг.

6. Нормал тенгламасини ечиш усуллари тушунтириб беринг.
7. Реал иқтисодий жараёнлар бўйича турли хилдаги боғланишларга 10 та мисол тузинг.

5-модуль. КЎП ОМИЛЛИ ЭКОНОМЕТРИК ТАҲЛИЛ

- 5.1. Кўп омилли эконометрик моделларни тузиш услуги.**
- 5.2. Чизикли ва чизиксиз кўп омилли регрессион боғланишлар.**
- 5.3. Умумлаштирилган ва бавосита “энг кичик квадратлар усули”.**
- 5.4. Эконометрик модел параметрларининг иқтисодий таҳлили ва эластиклик коэффициентларини ҳисоблаш.**

Таянч иборалар: кўп омилли корреляция, кўп омилли регрессион боғланишлар, корреляция коэффициенти, бевосита энг кичик квадратлар усули, эластиклик коэффициентлар

5.1. Кўп омилли эконометрик моделларни тузиш услуги

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

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

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

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

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

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

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

Математика фани берилган қийматнинг ҳар қандай соҳаси учун чекланмаган микдорда 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.

Омиллари ўртасида боғланиш шаклини танлашнинг учта усули мавжуд:

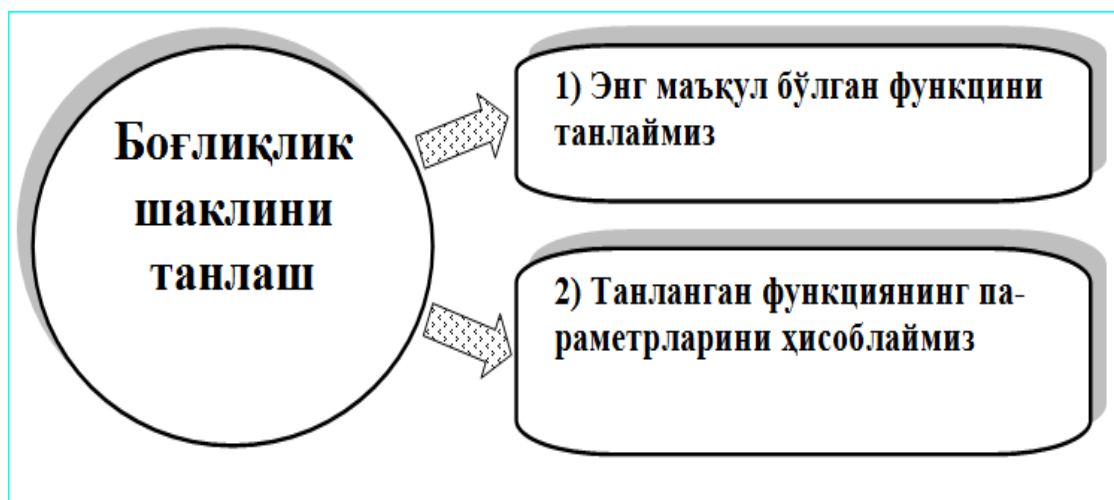
- эмпирик усул;
- олдинги тадқиқотлар тажрибаси усули;
- мантиқий таҳлил усули.

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

5.2. Чизиқли ва чизиқсиз кўп омили регрессион боғланишлар.

Боғлиқлик шаклини танлаш усули икки босқичда бажарилади.

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



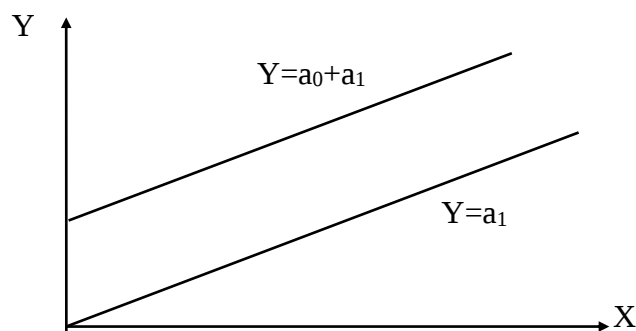
5.1.-расм. Боғлиқлик шаклини танлаш схемаси

Функция тури:

1) Чизиқли

$$Y = a_1 X$$

$$Y = a_0 + a_1 X$$

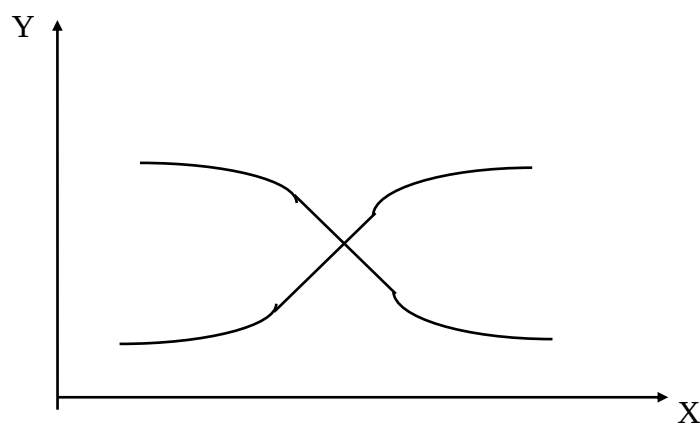


2) Иккинчи даражали парабола:

$$Y = a_2 X^2$$

$$Y = a_2 \sqrt{X}$$

$$Y = a_0 + a_1 X + a_2 X^2 + a_3 X^3$$

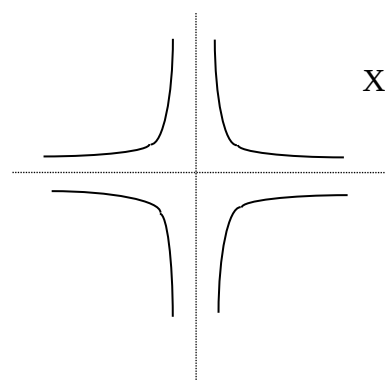


Y

3) Гипербола

$$Y = \frac{C}{X}$$

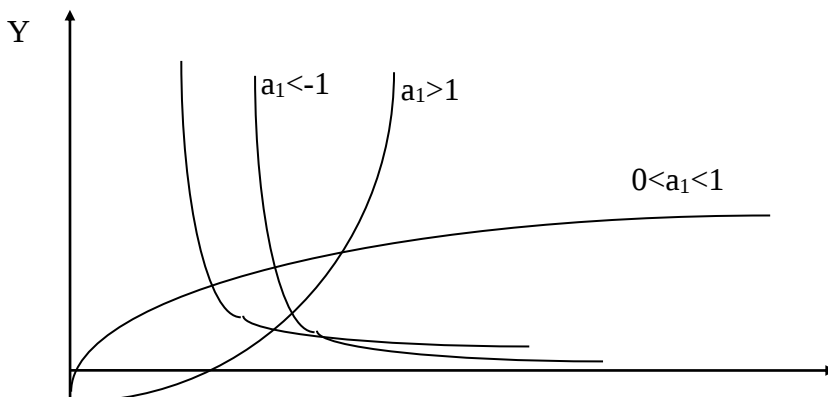
$$Y - b = \frac{C}{X - a}$$



4) Даражали функция

$$Y=C/X$$

$$Y = a_0 X^{a_1}$$



Регрессион таҳлил асосида танланган омиллар асосида боғланиш тури аниқланади. Натижавий кўрсаткич Y ва унга таъсир этувчи омиллар гуруҳи $X_1, X_2, \dots, X_n$ боғланиш турини умумий кўринишини қуйидаги функция ёрдамида ифодалаш мумкин:

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

Аналитик ифодаларининг кўринишига қараб боғланишлар тўғри чизиқли (ёки умуман чизиқли) ва эгри чизиқли (ёки чизиқсиз) 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 тўғри чизиқли боғланиш дейилади.

Ифодаси тўғри чизиқли (ёки чизиқли) тенглама бўлмаган боғланиш эгри чизиқли (ёки чизиқсиз) боғланиш деб аталади. Хусусан,

$$y_x = a_0 + \sum_{i=1}^K a_i x_i + \sum_{i=1}^K b_i x_i^n \quad n = \overline{1 \dots s}$$

$$\text{гипербола } y = a_0 + \sum_{i=1}^K \frac{a_i}{x_i} \quad (5.1)$$

$$\text{даражали } y_x = a \prod_{i=1}^K x_i^{a_i} \text{ ва бошқа кўринишларда ифодаланадиган боғланишлар}$$

эгри чизиқли (ёки чизиқсиз) боғланишга мисол бўла олади.

5.3. Умумлаштирилган ва бавосита “энг кичик квадратлар усули”

Регрессия тенгламасининг коэффицентларини энг кичик квадратлар усули асосида ҳисоблаш мумкун. Мезон: ҳақиқий миқдорларнинг текисланган миқдорлардан фарқининг квадратлари йиғиндиси энг кам бўлиши зарур:

$$S = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \min \quad (5.2)$$

$$\text{Мисол: } Y_t = a_0 + a_1 t$$

Қиймат $\sum (Y - \bar{Y}_t)^2$ энг кам бўлиши учун биринчи даражали ҳосилалар нолга тенг

бўлиши керак.

$$S = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 = \sum (Y - a_0 - a_1 t)^2 \rightarrow \min \quad (5.3)$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_0} = 0;$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_1} = 0;$$

$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \sum t = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum y \cdot t \end{cases} \quad (5.4)$$

Нормал тенгламалар тизими.

$$S = \sum (Y - \bar{Y}_t)^2 \rightarrow \min \quad (5.5)$$

Демак,

$$\bar{Y} = a_0 + a_1 x + a_1 x^2 + \dots + a_n x^n \quad (5.6)$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_0} = \sum [2(Y - a_0 - a_1 X - a_2 X^2 - \dots - a_n X^n)] \cdot (-1) = 0$$

$$\frac{\partial S}{\partial a_1} = \sum [2(Y - a_0 - a_1 X - a_2 X^2 - \dots - a_n X^n)] \cdot (-X) = 0 \quad (5.7)$$

$$\dots \dots \dots \frac{\partial S}{\partial a_n} = \sum [2(Y - a_0 - a_1 X - a_2 X^2 - \dots - a_n X^n)] \cdot (-X^n) = 0$$

Чизикли функция бўйича текисланганда

$$\bar{Y} = a_0 + a_1 X \quad (5.8)$$

$$S = \sum (Y - a_0 - a_1 X)^2 \rightarrow \min$$

$$\begin{cases} \frac{\partial S}{\partial a_0} = \sum 2(Y - a_0 - a_1 X) \cdot (-1) = 0 \\ \frac{\partial S}{\partial a_1} = \sum 2(Y - a_0 - a_1 X) \cdot (-X) = 0 \end{cases} \quad (5.9)$$

Бундан,

$$\begin{cases} \sum y - n \cdot a_0 - a_1 \cdot \sum X = 0 \\ \sum y \cdot X - a_0 \cdot \sum X - a_1 \cdot \sum X^2 = 0 \end{cases} \quad (5.10)$$

$$\begin{cases} n \cdot a_0 + a_1 \cdot \sum X = \sum y \\ a_0 \cdot \sum X + a_1 \cdot \sum X^2 = \sum y \cdot X \end{cases} \quad (5.11)$$

Иқтисодий каторлар динамикаси тенденциясини аниқлаш вақтида кўпчилик холларда турли даражадаги полиномлар:⁶

$$\hat{y}(t) = \left[a_0 + \sum_{i=1}^k a_i t^i \right]^u \quad \begin{matrix} (i = -1, 0, 1, \dots, k) \\ (u = -1, 1) \end{matrix} \quad (5.12)$$

ва экспоненциал функциялар қўлланилади:

⁶Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 233

(5.13)

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

Нормал тенгламалар тизими қуйидагича бўлади:

$$\left\{ \begin{array}{l} na_0 + a_1 \sum t + a_2 \sum t^2 + \dots + a_k \sum t^k = \sum y \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 + a_2 \sum t^3 + \dots + a_k \sum t^{k+1} = \sum yt \\ \\ a_0 \sum t^k + a_1 \sum t^{k+1} + a_2 \sum t^{k+2} + \dots + a_k \sum t^{2k} = \sum yt^k \end{array} \right. \quad (5.14)$$
[illegible]
$$y_t = a_0 a_1^t \quad (5.16)$$
$$\begin{cases} n \ln a_0 + \ln a_1 \sum t = \sum \ln y \\ \ln a_0 \sum t + \ln a_1 \sum t^2 = \sum t \ln y \end{cases} \quad (5.17)$$
$$t_{xak} = \frac{a_i}{S_{ai}} \quad \text{бу ерда}$$

$$S_{ai} = \sqrt{\frac{\sum (y_{xuc} - y_{xak})^2}{(n-2) * \sum (x - \bar{x})^2}} \quad (5.18)$$

Ҳар бир параметрга мос келган $t_{\text{ҳақ}}$ қийматлари ҳисобланади ва қабул қўрилади. Мезоннинг назорат қиймати ($t_{\text{жао}}$) Стьюдент тақсимотининг жадвалидан аниқланади.

Агар бирор параметр учун $t_{\text{хак}} \geq t_{\text{жад}}$ бўлса, у ҳолда бу параметр қабул қилинган даража билан моҳиятли ҳисобланади. Ижтимоий-иқтисодий текширишларда моҳиятлилиқ даражаси учун 0,05 олинадияъни $\alpha = 0,05$ кўрсаткичларнинг моҳиятли бўлиш эҳтимоли;

$$P = 1 - \alpha \text{ га тенг.}$$

Стъудент тақсимотининг жадвалига кўра озод кўрсаткичнинг сони $(n - 2)$ га тенг.

Регрессия тенгламасини таҳлил қилишда эластик коэффицентларидан фойдаланилади. Бу коэффицент (ε) омил белгининг ўртача неча фоиз ўзгаришини ифодалайди:

$$\varepsilon = a_1 * \frac{\bar{x}}{\bar{y}} \quad \text{бу ерда} \quad (5.19)$$

$$a_1 = \varepsilon * \frac{\bar{y}}{\bar{x}} \quad (5.20)$$

Агар натижавий ва омил белгиларининг кўшимча ўсиш суръатлари бир хилда бўлса, у ҳолда эластик коэффиценти бирга тенг бўлади ($\varepsilon = 1$).

Агар омил белгининг кўшимча ўсиш суръати натижавий белгининг кўшимча ўсиш суръатидан юкори бўлса, у ҳолда бу коэффицент бирдан кичик булади ($\varepsilon < 1$) ва аксинча ($\varepsilon > 1$).

Фақат боғланишнинг кўрсаткичли $y = a_0 x^{a_1}$ ифодаси учун эластиклик коэффиценти ўзгармас микдор бўлади, яъни $\varepsilon = a_1$.

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 коэффиценти нимани ифодалайди?
5. Кўп омилли эконометрик (регрессион) моделни хусусиятлари нималардан иборат?
6. “Энг кичик квадратлар” усули ёрдамида кўп омилли эконометрик моделнинг коэффицентларини қандай ҳисобланади?
7. Эконометрик модел параметрларини иқтисодий таҳлилини тушунтириб беринг.
8. Эластиклик коэффицентларининг иқтисодий моҳияти нималардан иборат ва улар қандай ҳисобланади?

6-модуль. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИ БАҲОЛАШ

6.1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичининг аҳамияти.

6.2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини мезонлар бўйича баҳолаш.

6.3. Гомоскедатлик ва гетероскедатликни аниқлаш учун тестлар.

6.4. Эконометрик моделлардаги параметрларни иқтисодий жиҳатдан баҳолаш мезонлари

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

6.1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичининг аҳамияти

Эконометрик моделлашнинг учинчи босқичи –верификация қилиш. Тузилган моделни аҳамияти тўртта йўналиш бўйича текширилади:

- моделнинг сифати кўпликдаги корреляция коэффиценти ва детерминация коэффиценти ёрдамида баҳоланади;
- моделнинг аҳамияти аппроксимация хатолиги ва Фишер мезони ёрдамида баҳоланади;
- моделнинг параметрларини ишончлилиги Стъюдент мезони бўйича баҳоланади;
- Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида «Энгкичик квадратлар усулининг» бажарилиш шартларитекширилади.

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

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

1. Эконометрик моделларни аҳамиятини Фишер мезони ва аппроксимация хатолиги ёрдамида баҳолаш.

2. Эконометрик моделлар сифатини кўп омилли корреляция коэффиценти ва детерминация коэффиценти ёрдамида баҳолаш.

3. Эконометрик модел параметрларини Стъюдент мезони ёрдамида баҳолаш

4. Қаторларда қолдиқ автокорреляцияни Дарбин-Уотсон мезони бўйича баҳолаш

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

6.2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини мезонлар бўйича баҳолаш

Аппроксимация хатолиги

$$\varepsilon = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{y_i - \hat{y}}{y_i} \right| * 100\% \quad (6.1)$$

n - кузатувлар сони

y - асосий омилни ҳақиқий қийматлари

$\hat{y}$ - асосий омилни текисланган қийматлари

Аппроксимация хатолиги 10% гача қабул қилинади.

Фишернинг z мезони. Инглиз статистиги Фишер корреляцион ва регрессион таҳлилларнинг ишончлилигини текшириш учун логарифмик функциядан фойдаланиш усулини ишлаб чиқди:

$$z = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+r}{1-r} \right). \quad (6.2)$$

z тақсимот кичик танламада нормал тақсимотга яқин бўлади. Ф.Миллс $n=12$ ва $\rho=0,8$ да (ρ -бош тўпلامда корреляция коэффиценти) r ва z тақсимот графигини ўтказди. z нинг ўртача квадратик хатоси қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n-3}}. \quad (6.3)$$

Ушбу формулада σ_z ўртача квадратик хато фақат тақсимот ҳажмига, яъни z тақсимоти боғланиш зичлигига боғлиқ бўлмайди. r дан z га ўтиш тегишли жадваллар бўйича амалга оширилади ҳамда корреляцион ва регрессион таҳлил натижалари ишончлилигини текшириш унча қийин бўлмайди.

Фишер мезони ёрдамида тўлиқ моделни адекватлигини, яъни реал иқтисодий жараёнга мослигини текшириш мумкин:

$$F_{\text{хис}} = \frac{R^2(n-m-1)}{(1-R^2)m} \quad (6.4)$$

n - кузатувлар сони

m - моделдаги таъсир этувчи омиллар сони

R - кўп омилли корреляция коэффиценти.

Ҳисобланган Фишер мезони жадвалдаги қиймати билан солиштирилади.⁷ Жадвалдаги Фишер коэффиценти топиш учун $k1$ катор ва $k2$ устунни аниқлаш зарур $k1=n-m-1$ ва $k2=m$. Агар :

$F_{\text{хис}} > F_{\text{жадв}}$ модел аҳамиятли, яъни регрессия тенгламаси тури тўғри аниқланган деб ҳисобланади.

Стъюдентнинг t мезони. Мазкур мезон Стъюдент тахаллусли инглиз математиги Уильям Госсет томонидан ишлаб чиқилган.

Стъюдентнинг t тақсимоти кичик танламалар учун махсус белгиланган. t тақсимот тақсимлагичли сурагга эга бўлган қиймат муносабатларида, кейинчалик арифметик ўртача қиймат тақсимлашда учрайди

$$t = \frac{\bar{x} - m}{\sigma_x} \sqrt{v+1}, \quad (6.5)$$

бу ерда, m - бош ўртача;

v - эркинлик даражаси сони $(n-1)$;

$\bar{x}$, σ_x - тегишли танлама тўпلام арифметик ўртача қиймати ва ўртача квадратик четланиши.

⁷Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu),Inc.p. 66

Жуфт корреляция коэффициентини текшириш учун $n-2$ эркинлик даражасини t тақсимотга эга бўлган формула орқали қиймати аниқланади.

Агар $t_r > t$ бўлса, нолинчи гипотезани қўллаб бўлмайди ва бинобарин бош тўпдамда чизикли корреляция мавжуд. Унинг ишончли таърифи сифатида корреляциянинг чизикли коэффициентини намоён бўлади.

Жуфт корреляция коэффициентини текшириш учун $n-2$ эркинлик даражасини t тақсимотга эга бўлган формула орқали қиймати аниқланади.

Чизиксиз боғланишда R тўпдам корреляциясининг индекси ишончилиги ҳам худди шу усулда текширилади. Бундай ҳолда (6.4) формуладаги корреляция коэффициенти корреляция индекси R билан алмаштирилади. Тўпдам корреляция коэффициенти R квадратик хатога эга

$$\sigma_R = \frac{1-R^2}{\sqrt{n-k-1}}, \quad (6.6)$$

бу ерда, k - регрессия коэффициентлари сони.

Шундай қилиб, t мезоннинг эмпирик қиймати қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$t_R = \frac{R\sqrt{n-k-1}}{1-R^2}, \quad (6.7)$$

бу ерда, $n-k-1$ - эркинлик даражалари сони;

t_R - жадвалдаги қиймати билан солиштирилади;

$n-2$ - эркин даражалари билан t тақсимотга эга бўлган

$$t_{a_j} = \frac{a_i}{\sigma_{a_j}}, \quad (6.8)$$

қиймати асосида регрессия коэффициентларининг ишончилиги текширилади.

Эконометрик моделларни таҳлил қилаётганда даражалар тебранувчанлиги икки жиҳатдан қаралиши мумкин. Биринчидан, улар ўрганилаётган жараён ёки ҳодисаларнинг ривожланиш қонуниятлари намоён бўлиши учун ҳалақит қиладиган «тасодифий тўсиқлар» ёки «ахборот шовқинлари» сифатида талқин этилади. Шу сабабли даражаларни улардан «тозалаш», яъни тасодифий тўсиқларни динамиканинг жузъий томонлари сифатида бартараф қилиш ёки жуда бўлмаганда таъсир кучини заифлаштириш йўллари топиш ва илмий асослаш зарурияти туғилади.

Дарбин – Уотсон мезони

Автокорреляция- бу кейинги даражалар билан олдингилари ўртасидаги ёки ҳақиқий даражалари билан тегишли текисланган қийматлари ўртасидаги фарқлар орасидаги корреляциядир.

Ҳозирги вақтда автокорреляция мавжудлигини текширишда Дарбин – Уотсон мезони қўлланади:

$$DW = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - Y_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^{n-1} Y_i^2} \quad (6.9)$$

DW мезоннинг мумкин бўлган қийматлари 0–4 оралиқда ётади. Агар қаторда автокорреляция бўлмаса, унинг қийматлари 2 атрофида тебранади. Ҳисоблаб топилган ҳақиқий қийматлари жадвалдаги критик қиймат билан таққосланади. Агарда $DW_{\text{ҳақ}} < DW_{\text{паст}}$ бўлса, қатор автокорреляцияга эга; $DW_{\text{ҳақ}} > DW_{\text{юқори}}$ бўлса у автокорреляцияга эга эмас; $DW_{\text{паст}} < DW_{\text{ҳақ}} < DW_{\text{юқори}}$ бўлса, текширишни давом эттириш лозим. Бу ерда $DW_{\text{паст}}$

ва $DW_{\text{юкори}}$ — мезоннинг куйи ва юкори чегаралари.⁸ Салбий автокорреляция мавжуд (минус ишорага эга) бўлса, у ҳолда мезон қийматлари 2–4 орасида ётади, демак, текшириш учун $DW^* = 4 - DW$ қийматларини аниқлаш керак

Вақтли қаторларнинг кейинги ва олдинги ҳадлари ўртасидаги корреляцион боғланиш ҳисобланади. Автокорреляциянинг мавжулиги қаторлар динамикаси даражаларининг ўзаро болиқлигидан, кейинги ҳадларнинг олдинги ҳадларга кучли даражада болиқлигидан далолат беради. Чунки корреляцион таҳлил усулини ўзаро боғланган ҳар бир қатор даражаси статистик мустақилликка эга бўлган, ўрганилаётган қаторлар динамикасида автокорреляция мавжудлигини аниқлаш лозим бўлган ҳоллардагина тадбиқ этиш мумкин. Автокорреляция мавжудлигини текшириш жараёни куйидагича амалга оширилади. r_a (ҳисоб) қиймати ҳисобланади:

$$r_a(\text{ҳисоб}) = \frac{\sum z_t z_{t+1}}{\sum z_t^2} \quad (6.10) \text{Бунда: } z_t - \text{қолдиқ микдор.}$$

Агар ҳисоблаб топилган r_a (ҳисоб) микдор берилган бир процентли хатолар эҳтимоллиги ва эркинлик даража сонлари $N - n - 1$ бўлганда тегишли r_a (жад) ($r_a(\text{жад}) < r_a(\text{ҳисоб})$) қийматидан катта бўлса, автокорреляция бўлмайди. Сўнгра ишончлилик интерваллари аниқланади. У коэффитциентлар вариацияси ёрдамида куйидаги формула асосида аниқланади

$$v = \sqrt{\frac{\sum \left(\frac{y - \hat{y}}{y} \cdot 100 \right)^2}{n}} \quad (6.11)$$

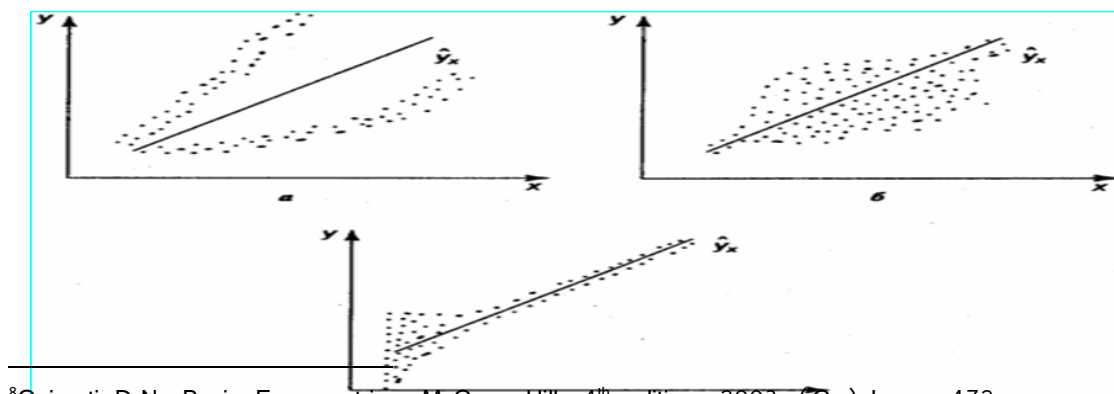
6.3. Гомоскедатлик ва гетероскедатликни аниқлаш учун тестлар.

“Энг кичик квадратлар” усулининг эконометрик моделлардаги параметрларни баҳолашда қолдиқлар квадратлари йиғиндисининг минимумга интилишига асосланади. Шунинг учун регрессиянинг қолдиқ қийматларини кўриб чиқиш муҳим аҳмият касб этади.

“Энг кичик квадратларининг” учинчи тахмини **гомоскедатликка** тегишли бўлиб, у ҳар бир X учун қолдиқнинг дисперсияси бир хил бўлиши эканлигини англатади. Бу тахмин, масалан X нинг катта қийматлари учун қолдиқ дисперсиясини имкони, ҳудди кичик қийматлардаги каби деган тасдиқ билан келишилади.

Гомоскедатлик шарти: $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$

Агар юқоридаги “Энг кичик квадратлар” усулининг қўлланиш шарти бажарилмаса, бунда гетероскедатлик ҳолати ҳосил бўлади. Гетероскедатлик регрессия тенгламасининг параметрлари самарадорлигини пасайишига таъсир қилмоқда.



6.1.-расм.Гетероскедатлик ҳолатлари⁹

6.4. Эконометрик моделлардаги параметрларни иқтисодий жиҳатдан баҳолаш мезонлари

Чизикли 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 «У» тасодифий ўзгарувчи билан баҳоланади. Чизикли боғлиқлик:

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

«У» 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:

$$\begin{aligned} Y &= a_0 + a_1 X + W \\ W &= U + V \end{aligned} \quad (6.12)$$

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

Нисбатан оддий боғлиқлик деб чизикли бир омилли боғлиқлик ёки чизикли 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: $Y = a_{0i} + a_{1i} X_i + U_i$, a_0 ва a_1 коэффитциентларни қуйидаги шартлардан келиб чиққан ҳолда аниқлаш мумкин:

$$\begin{aligned} E(U) &= 0, i \in N \\ E(U_i U_j) &= \begin{cases} 0 & \text{агар } i \neq j, \quad i, j \in N \\ \sigma_u^2 & \text{агар } i = j, \quad i, j \in N \end{cases} \end{aligned} \quad (6.13)$$

⁹Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu), Inc. p. 392

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 спетсификацияси 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 вариацияга эканлигини англатади. Бу тахмин, масалан X нинг катта қийматлари учун ҳато дисперсиясини имкони, худди 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

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad (6.14)$$

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

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j \quad (6.15)$$

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

$$Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i)^2 \quad (6.16)$$

Бундан

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \quad (6.17)$$

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

$$E(\varepsilon_i, X_j) = X_j E(\varepsilon_i) = 0 \quad (6.18)$$

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

$$\left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad (6.19)$$

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 параметрларини ҳисоблаш учун зарур.

Регрессион тенглама ва беш тахмин билан келтирилган регрессион моделнинг тўлиқ спетсификатсиясидан сўнг, энди уни айрим ўзига ҳос томонларини кўриб чиқамиз. Авваломбор, Y_i боғлиқ ўзгарувчининг тақсимот эҳтимолига қайтамыз.

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

$$E(Y_i) = E(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) = \alpha + \beta X_i \quad (6.20)$$

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

Кейин Y_i вариатсия бўлмиш

$$Var(Y_i) = E[Y_i - E(Y_i)]^2 = E[(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) - (\alpha + \beta X_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (6.21)$$

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 емас. 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:

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i \quad (6.22)$$

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

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

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

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

Назорат учун саволлар

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

10. Энг кичик квадратлар усулини асосийғояси.

7-модуль. ВАҚТЛИ ҚАТОРЛАР

7.1.Вақтли қаторлар тўғрисида умумий тушунчалар.

7.2.Мультипликатив ва аддитив моделларнинг таркибий тузилиши.

7.3.Вақтли қаторларни текислаш усуллари.

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

7.1.Вақтли қаторлар тўғрисида умумий тушунчалар

Математик статистиканинг асосий масалаларидан бири – ўрганилаётган ҳодисаларнинг маконда ўзгариш ва ривожланиш жараёнини тадқиқ қилишда вақтли қаторларни тузиш ва таҳлил қилиш йўли билан ҳал этилади.

Иқтисодий ҳодисаларнинг маконда ўзгаришини ифодалаётган сонлар кетма-кетлигини кузатиш вақтли қатор деб аталади.

Вақтли қаторлар кўрсаткичнинг барқарор ўзгаришларига ва хусусий тасодифлар ўзгаришига эга бўлади. Вақтли қаторлардаги хусусий тасодифларни бартараф этиш ва барқарор ўзгаришларни аниқлаш учун улар у ёки бу усуллар билан таққосланади. Таққосланган қаторларни ҳақиқий қаторлар билан таққослаш, айрим корхоналарни, тармоқ ва миллий иқтисодиётни ривожлантиришнинг баъзи муҳим хусусиятларини аниқлаш имконини беради. Таққосланган ва ҳақиқий қиймат кўрсаткичларининг фарқи, таққосланган қаторлар жойлашган ва келажак ривожланиш кўрсаткичлари қаторлари жойлашиши мумкин бўлган чегараларни аниқлаш имконини беради.

Кўпгина иқтисодий тадқиқотларда, айниқса вақтли қаторларни таҳлил қилиш жараёнида ниҳоятда чегараланиб танлаш бўйича аниқликларни қайта ишлашга тўғри келади. Шундай шароитда тажрибалар гуруҳини таърифлаш учун қилинган ҳар қандай уриниш, мутлоқ расмий ва субъектив бўлади. Шунинг учун кўпчилик ҳолларда ҳодисанинг қандайдир бир томонини эҳтимол таърифлаш имкониятини аниқлаш қийин. Иқтисодий вақтли қатор фарқ қилувчи хусусиятларини қуйидагича кўрсатиш мумкин:

а) берилган шароитда кузатилаётган жараённи қайта кузатиш мумкин эмас;

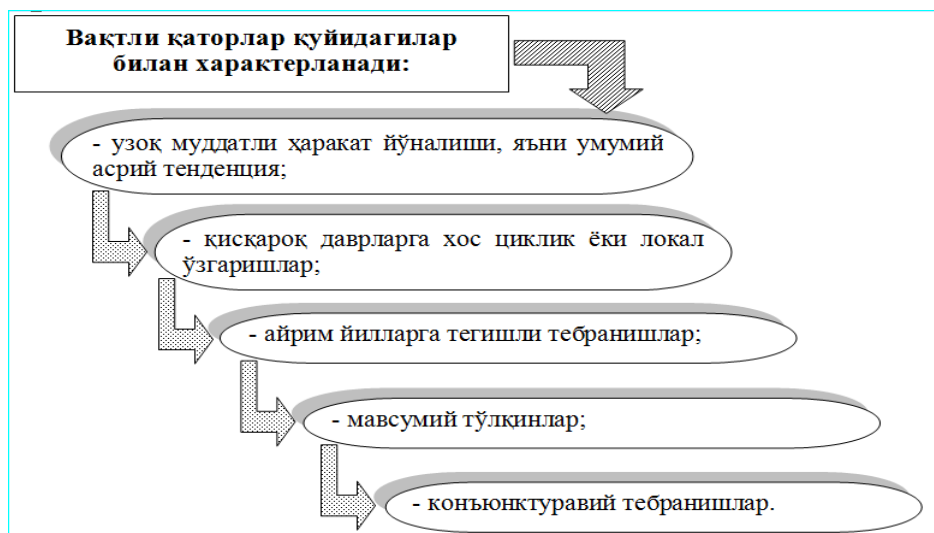
б) одатда кузатилаётган қаторлар, кузатилаётган танлама ҳажмига кўра жуда чегараланган бўлади.

Шунинг натижаси ўлароқ ўрганилаётган ҳодисаларга эҳтимоллар назарияси билан ёндашишда ҳодисалар моделини статистик экспериментларда ҳаёлан тасаввур этиш, шунингдек, баъзи бир эҳтимолликни чеклаб қўйиш лозим. Ҳақиқатдан ҳам статистик ҳулосалар баҳолашни танлашга ёки кўриб чиқиладиган умумий модел доирасида олдиндан ўрганилган назарий мезон хусусиятига асосланган бўлади.

Келажакнинг вақтли қаторлари ишончлилиқ даражасига кўра ҳисобли (яқин 20-30 йил учун ишончли), умумий тасаввурларга кўра тахминий (100 йилгача) ва ҳаёлийга (100 йилдан кўп) бўлинади.

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисаларнинг вақт давомида ўзгариши динамика деб, шу жараёни таърифловчи кўрсаткичлар қатори эса **вақтли қаторлари** деб юритилади.

Ҳодисаларнинг вақт давомида ўзгаришини таърифловчи статистик кўрсаткичлар қатори **вақтли қатор** деб юритилади.



7.1.-расм. Вақтли қаторларни характеристикалари

Вақтли қаторлар таҳлилида ҳисобланадиган кўрсаткичлар:

1. Мутлақ қўшимча ўсиш ёки камайиш- ҳар қайси кейинги давр даражасидан бошланғич ёки ўзидан олдинги давр даражасини айлариш йўли билан аниқланади.

$$\Delta_{i/i-1} = Y_i - Y_{i-1}, \dots, \Delta_{i/i_0} = Y_i - Y_0$$

2. Ўсиш ёки камайиш коэффициентини ёки суръатини ($K_{\dot{y}.k.}$) - ҳар қайси кейинги давр даражаси бошланғич ёки ўзидан олдинги давр даражасига нисбатан қанча мартаба катта ёки кичик эканлигини ёки қанча фоиз ташкил этишини кўрсатади.

$$K_{i/i-1} = Y_i / Y_{i-1}; \quad T_{i/i-1} = Y_i \cdot 100 / Y_{i-1}; \quad K_{i/i_0} = Y_i / Y_0; \quad T_{i/i_0} = Y_i \cdot 100 / Y_0$$

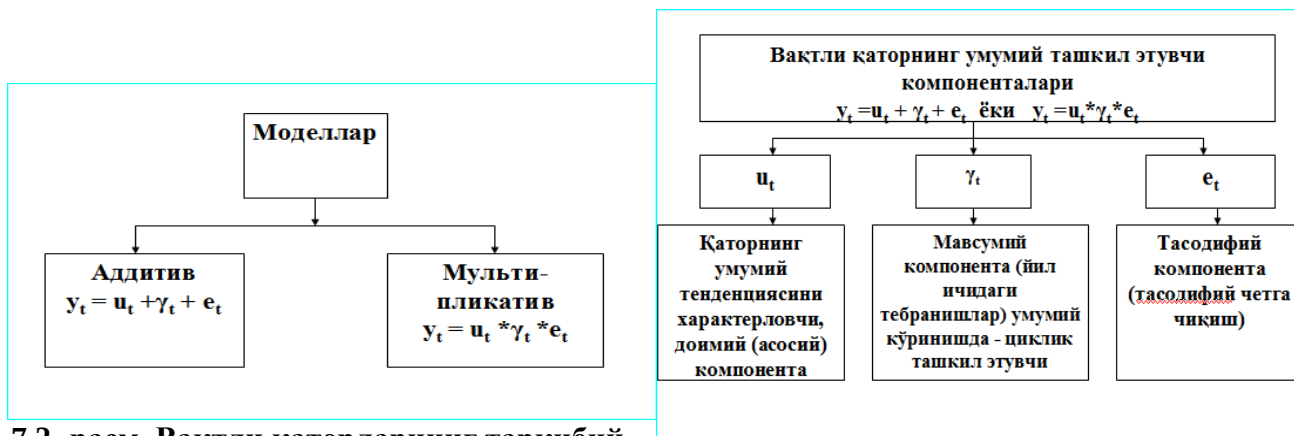
3. Қўшимча ўсиш (камайиш) суръатини (Δ) ҳам икки усулда аниқланиши мумкин. Биринчи усулда ҳар бир кейинги давр даражасидан бошланғич давр даражаси айларилиб, 100 га кўпайтирилади ва бошланғич давр даражасига бўлинади.

$$\Delta_{i/i_0} = \frac{\sum (Y_i - Y_0) \cdot 100}{Y_0}$$

4. 1% қўшимча ўсиш (камайиш)нинг мутлақ қиймати – мутлақ қўшимча ўсиш қиймати занжирсимон қўшимча ўсиш суръатига бўлинади.

$$\Delta_{i/i-1} : \Delta_{T_{i/i-1}}$$

7.2. Мультипликатив ва аддитив моделларнинг таркибий тузилиши.



7.2.-расм. Вақтли қаторларнинг таркибий

тузилиши

Вақтли қаторлар икки элементдан таркиб топади: бири вақт моментлари ёки даврлар, иккинчиси - уларга тегишли кўрсаткичлар.

Вақтли қаторлар узоқ муддатли тенденция, айрим даврларга хос циклик ёки локал ўзгаришлар, кундалик тебранишлар ва мавсумий ўзгаришларни ўзида мужассамлаштириши мумкин. Вақтли қаторлар қуйидагилар билан характерланади:

1. узоқ муддатли ҳаракат йўналиши, яъни умумий асрий тенденция;
2. қисқароқ даврларга хос циклик ёки локал ўзгаришлар;
3. айрим йилларга тегишли тебранишлар;
4. мавсумий тўлқинлар;
5. конъюнктуравий тебранишлар

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

Шунингдек, вақтли қаторлар саналар ўртасидаги оралик ва кўрсаткичларни мазмуни бўйича фарқланади. Мазмуни бўйича вақтли қаторлар кўрсаткичлари хусусий ва агрегацияланган кўрсаткичларидан ташкил топади. Хусусий кўрсаткичлар ҳодиса ва жараёнларни ажратиб, бир томонлама характерлайди (масалан, суткада ўртача сув истеъмол қилиш ҳажми кўрсаткичининг динамикасини): агрегацияланган кўрсаткичлар хусусий кўрсаткичлардан ҳосила ҳисобланади ва ўрганилаётган ҳодиса ва жараённи 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.

Кўриниб турибдики, вақтли қаторнинг даражасини шакллантирувчи барча компонентлар учта гурӯҳга 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 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. Ўрта даража тенденцияси одатда математик тенглама ёрдамида ифодаланган тўғри чизиқнинг атрофида изланаётган ҳодисанинг ўзгараётган ҳақиқий даражасини ифодалайди:

$$Y(t) = f(t) + \varepsilon(t)$$

Бу функциянинг мазмуни шундаки, тренднинг қийматлари вақтнинг айрим моментларида динамик қаторнинг математик кутилиши бўлади.

Дисперсия тенденцияси қаторнинг эмпирик даражалари ва детерминаланган компонентаси ўртасидаги фарқни ўзгариш тенденциясини характерлайди

Автокорреляция тенденцияси динамик қаторнинг алоҳида даражалари ўртасидаги алоқаларни характерлайди

Изланаётган тренд тенгламасини танлашда **соддалик принципи**га 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.

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.

Тренднинг мавжудлигини текшириш учун мезонлар:

1) Бир қаторнинг икки қисмини ўртачаларини айирмаси усули. Ўртачаларни айирмасини мавжудлиги ҳақидаги гипотеза текширилади: Бунинг учун вақтли қатор икки тенг ёки деярли тенг қисмларга бўлинади. Гипотезанинг текшириш мезони сифатида Стъудент мезони қабул қилинади. Агарда $t \geq t_{\alpha}$, бўлса, бунда t - Стъудент мезонининг ҳисобланган қиймати; t_{α} - моҳиятлилик даражаси α - да жадвалдаги қиймат, унда тренднинг мавжуд эмаслиги ҳақидаги гипотеза инкор этилади; агарда $t < t_{\alpha}$ бўлсау ҳолда (H_0) гипотеза қабул қилинади

2) Фостер – Стюарт усули. Ҳодисанинг тенденцияси ва вақтли қатор даражаларининг дисперсиясини трендини мавжудлиги аниқланади. Кўпинча бу усул вақтли қаторни чуқур (детал ном) таҳлил қилишда ва уни бўйича прогнозларни тузишда қўлланилади.

Чизикли тренднинг энг соддаси бўлиб тўғри чизик ҳисобланади, ва у чизикли тенглама тренди билан ифодаланади

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

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

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

a_i ,- тренд параметрлари.

7.3. Вақтли қаторларни текислаш усуллари.



7.3.-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 характериға мувофиқ, шунингдек, мантикий 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. Экспоненсионал функция параметрларини баҳолаш учун эса бошланғич қаторлар қийматини логарифмлаш лозим.

Нормал тенгламалар системаси қуйидагича бўлади:

а) k тартибли полином учун:

[illegible]

б)экспоненционал функция учун:

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

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 шаклларини аниқлашнинг куйидаги икки хил усулидан фойдаланиш мумкин: ўрта квадратик хатолар минимуми усули билан функция танлаш; дисперсион таҳлил усулини қўллаш орқали функция танлаш.

Мантикий 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;

y_t – қаторлар динамикаси қийматларини тенглаштириш;

k – функсия 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 мантикий 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 қўшилади, натижада узунроқ даврларга тегишли даражалардан тузилган янги ихчамлашган қатор ҳосил бўлади.

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

Ўртача сирғалувчи усул ўртача қийматни аниқлаш вақтида тасодифий четланишларнинг ўсиш ҳолатига асосланади. Ўртача фактик қийматлар қаторлари динамикаси текисланаётган вақтда сирғанишнинг ўртача нукта даврини кўрсатадиган ўртача қийматлар билан алмашинади. Одатда ўртача сирғанувчи 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 $p+1$ нуктасига 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_1 қиймати p ва k моҳиятиға 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 чизикли функция берилган бўлсин. Бу ердаги a_0 ва a_1 параметрларни топиш учун ўртача экспоненциал $S_{t_1}(y)$ ва $S_{t_2}(y)$ миқдорларни топамиз.

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

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

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.

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

Бу йерда $\alpha = 2 / m + 1$

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.

Назорат учун саволлар

1. Вақтли қатор деб нимага айтилади?
2. Вақтли қаторлар вариацион қаторлардан қандай хусусиятлари ва аломатлари билан фарқ қиладилар?
3. Вақтли қаторларни қандай усуллар билан текислаш мумкин?
4. Ўртача сирғалувчан усул нима ва қачон қўлланади?
5. Вақтли қаторларда корреляцион-регрессион таҳлил усуллари қўллаш шарт-шароитларини тушунтириб беринг?
6. Таклиф ва бошқа бозор иқтисодиёт қонунлари намоён бўлишини ўрганишда регрессион таҳлил усуллари билан фойдаланиш тартибини мисолларда тушунтириб беринг.

$$\begin{aligned} y_1 &= b_{12} y_2 + b_{13} y_3 + \dots + b_{1n} y_n + a_{11} x_1 + a_{12} x_2 + \dots + a_{1m} x_m + \varepsilon_1 \\ y_2 &= b_{21} y_1 + b_{23} y_3 + \dots + b_{2n} y_n + a_{21} x_1 + a_{22} x_2 + \dots + a_{2m} x_m + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (8.3)$$

.....

$$y_n = b_{n1} y_1 + b_{n2} y_2 + \dots + b_{nn-1} y_{n-1} + a_{n1} x_1 + a_{n2} x_2 + \dots + a_{nm} x_m + \varepsilon_n$$

Бу тизим энг кўп тарқалган бўлиб, бирлашган, бир вақтли тенгламалар тизими номи билан аталади. Уни **таркибий модел шакли** (ТМШ) деб ҳам аташади.

ТМШ ўзгарувчиларнинг баъзи коэффициентлари нолга тенг бўлиши мумкин, бу ҳолат мазкур ўзгарувчиларнинг тенгламада мавжуд бўлмаслигини билдиради. Масалан, нарх ва иш ҳақи динамикаси модели ТМШ кўринишида ёритилиши мумкин:

$$\begin{aligned} y_1 &= b_{12} y_2 + a_{11} x_1 + \varepsilon_1 \\ y_2 &= b_{21} y_1 + a_{22} x_2 + a_{23} x_3 + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (8.4)$$

бунда y_1 –иш ҳақи ўзгариши темпи;

y_2 – нархлар ўзгариши темпи;

x_1 – ишсизлар фоизи;

x_2 – доимий капитал ўзгариши темпи;

x_3 – хом ашё импорти нархларининг ўзгариш темпи.

Иккита тенгламадан ташкил топган мазкур тизим иккита боғлиқ, эндоген (y_1, y_2) ва учта боғлиқ бўлмаган, экзоген (x_1, x_2, x_3) ўзгарувчилардан иборат. Биринчи тенгламада x_2 ва x_3 ўзгарувчилари мавжуд эмас. Бу коэффициентлар $a_{12} = 0$ ва $a_{13} = 0$ эканлигини билдиради.

8.2. Эконометрик тенгламлар тизими параметрларини ҳисоблаш услубиёти

Эконометрик тенгламлар тизими параметрларини юқорида келтирилган “Энг кичик квадратлар” усули ёрдамида ҳисоблаш мумкин.

Эконометрик тизимлар бўйича прогнозлаш учун кетма-кет бир нечта босқичлардан ўтиш лозим:

1. Берилган маълумотлар асосида корреляцион таҳлил ўтказилади:
 - а) хусусий корреляция коэффициентлар матрицаси ҳисобланади;
 - б) жуфт корреляция коэффициентлари матрицаси ҳисобланади.
2. Корреляцион таҳлил натижасида танланган омиллар асосида регрессия тенгламаси тузилади;
3. Тузилган тенгламалар тизими қуйидаги мезонлар бўйича баҳоланади:
 - а) Фишер мезони;
 - б) Стьюдент мезони;
 - в) Дарбин-Уотсон мезони;
 - г) Кўплик корреляция коэффициенти;
 - д) Детерминация коэффициенти;
 - е) Аппроксимация хатолиги.
4. Тузилган тенгламалар тизими мезонлар бўйича мос келса, кейин асосий кўрсаткич тенглама асосида прогноз даври ҳисобланади.
5. Ишлаб чиқариш функциясини асосий хусусиятларини қуйидагилар ҳисоблайди:
 - а) ўртача унумдорлик омиллари;
 - б) чегаравий унумдорлик омиллари;
 - в) ресурслар бўйича эластиклик коэффициентлари;
 - г) ресурсларга талаб;
 - д) ресурсларни алмаштириш чегаралари.

Таркибий моделни коэффициентларини баҳолашда бир қатор усуллар қўлланилади.

Аниқ идентификацияланадиган таркибий моделда қўлланидиган **билвосита энг кичик квадратлар усулини (БЭКК)** кўриб чиқамиз. Мазкур усулини иккита эндоген ва иккита экзоген кўрсаткичлардан иборат бўлган қуйидаги идентификацияланадиган модел мисолида кўриб чиқамиз:

$$y_1 = b_{12} y_2 + a_{11} x_1 + \varepsilon_1 \quad (8.5)$$

$$y_2 = b_{21} y_1 + a_{22} x_2 + \varepsilon_2$$

Моделни тузиш учун 1-жадвалда келтирилган маълумотлар билан фойдаланамиз.

1 -жадвал

Ҳақиқий маълумотлар

N	Y ₁	y ₂	x ₁	x ₂
1	33,0	37,1	3	11
2	45,9	49,3	7	16
3	42,2	41,6	7	9
4	51,4	45,9	10	9
5	49,0	37,4	10	1
6	49,3	52,3	8	16
Сумма	270,8	263,6	45	62
Ўртача қиймат	45,133	43,930	7,500	10,333

Таркибий моделни келтирилган шаклига тубдан ўзгартирамиз:

$$y_1 = d_{11} x_1 + d_{12} x_2 + u_1$$

$$y_2 = d_{21} x_1 + d_{22} x_2 + u_2$$

u₁ ва u₂ – тасодифий ҳатолар.

Ҳар бир келтирилган шаклдаги тенгламаси учун d коэффицентларини ҳисоблашда ЭКК усули қўлланилиши мумкин.

Ҳисоблашни осонлаштириш учун ўртача даражадан $y = y - y_{ср}$ ва $x = x - x_{ср}$ ($y_{ср}$ ва $x_{ср}$ – ўртачалар) четланишлар билан фойдаланса бўлади. Тубдан ўзгартирилган 1-жадвалдаги маълумотлар 2-жадвалга тортилган. Бу ерда d_{ik} коэффицентларни аниқлаш учун керакли оралик ҳисоботлар келтирилган. Биринчи келтирилган тенгламанинг d_{1k} коэффицентларини аниқлаш учун қуйидаги нормал тенгламалар тизими билан фойдаланиш мумкин:

$$\sum y_1 x_1 = d_{11} \sum x_1^2 + d_{12} \sum x_1 x_2$$

$$\sum y_1 x_2 = d_{11} \sum x_1 x_2 + d_{12} \sum x_2^2$$

2-жадвалда ҳисобланган қийматларни юқоридаги тенгламага суммани ўрнига қўйиб чиқиб, қуйидагини оламиз:

$$83,102 = 33,5d_{11} - 29,001d_{12}$$

$$-20,667 = -29,001d_{11} + 155,334d_{12}$$

Юқоридаги тенгламаларнинг ечилиши натижасида **d₁₁ = 2,822** и **d₁₂ = 0,394** тенг.

2 -жадвал

Келтирилган модел шаклини тузиш учун ўзгартирилган маълумотлар

n	y ₁	y ₂	x ₁	x ₂	y ₁ *x ₁	x ₁ ²	x ₁ *x ₂	y ₁ *x ₂	y ₂ *x ₁	y ₂ *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
Сумма	0,002	0,001	0,000	0,002	83,102	33,500	-29,001	-20,667	21,755	134,417	155,334

Келтирилган шаклнинг биринчи тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_1 = 2,822 x_1 + 0,394 x_2 + u_1$$

Иккинчи келтирилган 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:

$$21,755 = 33,5 d_{21} - 29,001 d_{22}$$

$$134,417 = -29,001 d_{21} + 155,334 d_{22}$$

Юқоридаги тенгламаларнинг ечилиши қуйидаги қийматларни беради $d_{21} = 1,668$ и $d_{22} = 1,177$.

Келтирилган шаклнинг иккинчи тенгламаси қуйидаги кўринишга эга бўлади:

$$y_2 = 1,668 x_1 + 1,177 x_2 + u_2$$

Келтирилган шаклдан таркибли шаклга ўтиш учун келтирилган модел шаклнинг иккинчи тенгламасидан x_2 ни топамиз:

$$x_2 = (y_2 - 1,668 x_1) / 1,177$$

Бу ифодани келтирилган моделнинг биринчи тенгламасига қўйиб чиқиб, таркибли тенгламани топамиз:

$$y_1 = 2,822 x_1 + 0,394 (y_2 - 1,668 x_1) / 1,177 = 2,822 x_1 + 0,335 y_2 - 0,558 x_1 = 0,335 y_2 + 2,264 x_1$$

$$\text{Шундай қилиб } b_{12} = 0,335; a_{11} = 2,264.$$

Келтирилган модел шаклнинг биринчи тенгламасидан x_1 ни топамиз:

$$x_1 = (y_1 - 0,394 x_2) / 2,822$$

Бу ифодани келтирилган моделнинг иккинчи тенгламасига қўйиб чиқиб, таркибли тенгламани топамиз:

$$y_2 = 1,177 x_2 + 1,668 (y_1 - 0,394 x_2) / 2,822 = 1,177 x_2 + 0,591 y_1 - 0,233 x_2 = 0,591 y_1 + 0,944 x_2$$

$$\text{Шундай қилиб } b_{21} = 0,591; a_{22} = 0,944.$$

Таркибли шаклнинг озод ҳадларини қуйидаги тенгламалардан топамиз:

$$A_{01} = y_{1, \text{cp}} - b_{12} y_{2, \text{cp}} - a_{11} x_{1, \text{cp}} = 45,133 - 0,335 * 43,93 - 2,264 * 7,5 = 13,436$$

$$A_{02} = y_{2, \text{cp}} - b_{21} y_{1, \text{cp}} - a_{22} x_{2, \text{cp}} = 43,93 - 0,591 * 45,133 - 0,944 * 10,333 = 7,502$$

Сўнгги таркибли моделнинг кўриниши оламиз:

$$y_1 = a_{01} + b_{12} y_2 + a_{11} x_1 + \varepsilon_1 = 13,436 + 0,335 y_2 + 2,264 x_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = a_{02} + b_{21} y_1 + a_{22} x_2 + \varepsilon_2 = 7,502 + 0,591 y_1 + 0,944 x_2 + \varepsilon_2$$

8.3. Эконометрик тенгламалар тизимини идентификациялаш муаммолари

ТМШ (таркибий модел шакли) да моделнинг таркибий коэффицентлари деб аталувчи, b_{ij} ва a_{ij} моделнинг параметрларини аниқлашда энг кичик квадратлар усули қўллана олинмайди.

Одатда моделнинг таркибий коэффициентларини аниқлаш учун ТМШ келтирилган модел шаклига (КМШ) тўздан ўзгартирилади.

$$\begin{aligned} y_1 &= \delta_{11} x_1 + \delta_{12} x_2 + \dots + \delta_{1m} x_m \\ y_2 &= \delta_{21} x_1 + \delta_{22} x_2 + \dots + \delta_{2m} x_m \\ &\vdots \\ y_n &= \delta_{n1} x_1 + \delta_{n2} x_2 + \dots + \delta_{nm} x_m \end{aligned} \quad (8.6)$$

КМШнинг δ_{ij} параметрлари энг кичик квадратлар усулида баҳоланиши мумкин. Бу параметрлар орқали b_{ij} ва a_{ij} моделнинг таркибий коэффицентларини ҳисоблаб чиқиш мумкин. Таркибий ва келтирилган шаклларнинг параметрларини ўзаро мослигини таъминлаш учун **идентификация шarti** бажарилиши керак.

Моделнинг таркибли шакли қуйидагича бўлиши мумкин:

идентификация лана диган;

идентификацияланмайдиган;

Ўтаи идентификация лана диган.

ТМШ идентификацияланадиган бўлиши учун, тизимнинг ҳар бир тенгламаси идентификацияланадиган бўлиши керак. Бу ҳолатда ТМШ параметрлари сони келтирилган форманинг параметрларига тенг бўлади.

Агар ТМШнинг бирорта тенгламаси идентификацияланмайдиган бўлса, бунда бутун модель идентификацияланмайдиган бўлиб ҳисобланади. Бундай ҳолатда келтирилган шаклнинг коэффицентлари сони ТМШ коэффицентлари сонига нисбатан кам.

Агар келтирилган коэффицентлар сони таркибли коэффицентларига нисбатан кўп бўлса, модель ўтаидентификацияланадиган деб ҳисобланади. Бунда келтирилган модел шаклининг коэффицентлари асосида бирор таркибий коэффицентининг икки ва ундан кўп қийматини топиш мумкин. Ўтаидентификацияланадиган моделда битта бўлса ҳам тенглама ўтаидентификацияланадиган, бошқалари эса идентификацияланадигандир.

Агар, ТМШнинг i -тенгламасида эндоген ўзгарувчилар сонини H орқали ва тизимда мавжуд бўлган, лекин ушбу тенгламага кирмайдиган олдиндан белгиланган ўзгарувчиларни D орқали белгиласак, моделнинг идентификация шarti куйидаги ҳисоб қоидаси кўринишида ёзилиши мумкин:

агар $D+1 < N$ тенглама идентификацияланмайди;

агар $D+1 = N$ тенглама идентификацияланади;

агар $D+1 > N$ 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.

Буні куйидаги таркибли модел мисолида тушунтириб берамиз:

$$\begin{aligned} y_1 &= b_{12} y_2 + b_{13} y_3 + a_{11} x_1 + a_{12} x_2 \\ y_2 &= b_{21} y_1 + a_{22} x_2 + a_{23} x_3 + a_{24} x_4 \\ y_3 &= b_{31} y_1 + b_{32} y_2 + a_{31} x_1 + a_{32} x_2 \end{aligned} \quad (8.7)$$

Ҳар бир тизимнинг тенгламасини керакли ва етарли идентификация шарти бажарилишига текшириб чиқамиз. **Биринчи тенгламада** учта эндоген ўзгарувчилар: y_1

,у₂вауз (**H=3**) мавжуд. Унда экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 (**D=2**) қатнашмаяпти. Керакли идентификация шарти бажарилган **D+1=H**.

Керакли шартга текшириш учун x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матричасини тузамиз (3-жадвал). Жадвалнинг биринчи устунида экзоген ўзгарувчилар x_3 ва x_4 коэффициентлари тизимининг 2 ва 3 тенгламаларидан олинган деб кўрсатилган. Иккинчи тенгламада мазкур ўзгарувчилар мавжуд бўлиб, уларнинг коэффициентлари a_{23} ва a_{24} ларга мос равишда тенг. Учинчи тенгламада юқоридаги ўзгарувчилар қатнашмайди, яъни уларнинг коэффициентлари нолга тенг. Матричасининг иккинчи сатри нолдан иборат бўлгани учун, матрицанинг детерминанти ҳам нолга тенг. Демак, етарли шарти бажарилмаган ва биринчи тенгламани идентификацияланадиган деб ҳисобласа бўлмайди.

3-жадвал

x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан тузилган матрица.

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффициентлари	Ўзгарувчилар	
	x_3	x_4
2	a_{23}	a_{24}
3	0	0

Иккинчи тенгламада иккита эндоген ўзгарувчилар: y_1 и y_2 (**H=2**) мавжуд. Бунда экзоген ўзгарувчи x_1 (**D=1**) қатнашмаяпти. Керакли идентификация шарти бажарилган **D+1=H**.

Керакли шартга текшириш учун иккинчи тенгламада мавжуд бўлмаган y_3 ва x_1 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матричасини тузамиз (4 -жадвал).

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 учун учинчи тенгламада y_3 ўзгарувчининг коэффициенти -1 тенг.Ҳақиқатда, учинчи тенгламани қуйидаги кўринишда ёзишимиз мумкин $0 = b_{31}y_1 + b_{32}y_2 - 1 y_3 + a_{31}x_1 + a_{32}x_2$, бунда $b_{33} = -1$ тенглама аниқ шаклланмоқда.

Умумий ҳолда ТМШ ўзгарувчиларнинг коэффициентлар матричаси 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:

$$\begin{pmatrix} -1 & b_{12} & b_{13} & a_{11} & a_{12} & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ 1 & 1 & -1 & a_{31} & a_{32} & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (8.8)$$

2-жадвалда келтирилган матрицанинг детерминанти нолга тенг эмас ва даражаси 2га тенг. Демак, етарли шarti бажарилган ва иккинчи тенглама идентификацияланадиган.

Учинчи тенгламада учта эндоген ўзгарувчилар: y_1, y_2 и y_3 (**H=3**) мавжуд. Бунда экзоген ўзгарувчилар x_3, x_4 (**D=2**) қатнашмайди. Керакли идентификация шarti бажарилган **D+1=H**.

Керакли шартга текшириш учун учинчи тенгламада мавжуд бўлмаган x_3 ва x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан иборат бўлган матрицасини тузамиз (5-жадвал). Жадвалга биноан матрицанинг детерминанти нолга тенг (биринчи сатри нолдан иборат). Демак, етарли шarti бажарилмаган ва учинчи тенгламани идентификацияланадиган деб ҳисобласа бўлмайди.

5-жадвал

x_3, x_4 ўзгарувчилар коэффициентларидан тузилган матрица.

Тенгламалардан олинган ўзгарувчиларнинг коэффициентлари	Ўзгарувчилар	
	x_3	x_4
1	0	0
2	a_{23}	a_{24}

Эконометрик моделларда айрим ҳолларда (масалан, $y_3 = y_1 + y_2 + x_1$ кўринишида) ўзгарувчиларнинг коэффициентларини баҳолашни талаб қилинмайди ва тенгламани идентификациялашга текшириш керак эмас, лекин бутун тизимни идентификацияга текширишда мазкур тенгламалар қатнашади. Айрим ҳолатларда моделда қатнашадиган озод ва қолдиқ ҳадлар ($a_{01}, a_{02}, a_{03}, \dots, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots$) идентификациялаш муаммосига таъсир этмайди.

Назорат учун саволлар

1. Қайси ҳолларда бир вақтли эконометрик моделлар тузилади ва бунинг сабаби нимада?
2. Бир вақтли тенгламалар тизимини ечишда қандай усуллардан фойдаланилади?
3. Нима учун эконометрик моделлар тенгламалар тизими кўринишида ифодаланади?
4. Тенгламалар тизимини идентификациялашда қандай муаммолар мавжуд?
5. Тенгламалар тизимида эндоген ўзгарувчилар қандай танланади?
6. Экзоген ўзгарувчилар нима ва улар эконометрик моделда қандай аҳамиятга эга?
7. Тенгламалар тизимида лагли ўзгарувчилар қандай ҳисобга олинади?
8. Бир вақтли тенгламалар тизимининг иқтисодий аҳамияти нимадан иборат?

9-модуль. АМАЛИЙ ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАР

9.1. Иқтисодий ўсиш жараёнини ишлаб чиқариш функциялари ёрдамида тадқиқ этиш.

9.2. Ишлаб чиқариш функцияларининг характеристикалари.

9.3. Талаб ва таклифнинг эконометрик моделлари.

9.4. Макроиктисодий эконометрик моделларнинг турлари ва уларни иктисодий таҳлилда қўлланилиши.

Таянч иборалар: иктисодий ўсиш, ишлаб чиқариш функциялари, Кобба-Дуглас функцияси, талаб ва таклифнинг моделлари, Солоу функцияси

9.1. Иктисодий 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.

Иктисодий 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 иктисодий жараёни характериға мувофиқроқ келадиган ишлаб чиқариш функциясини танлашға моделлаштирилаётган объектнинг технологик, физик-биологик ва агротехник характеристикаларини ўрганиш асосида эришилади.

Функция ва далиллар ўртасидаги боғлиқларни топиш аввал мазкур иктисодий жараёнға 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 функцияға ўтиш энг кичик квадратлар усули ёрдамида амалға оширилади. Унинг моҳияти шундай параметрларни топишдан иборатдирки, унда функциянинг ҳисобланган қийматлари билан унинг ҳақиқий қийматлари ўртасидаги фарқ квадратлари йиғиндиси энг минимал бўлиб, қуйидагича ифодаланади:

$$F(x) = \sum (y_{\text{тм}} - f(x))^2 \rightarrow \min$$

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 иктисодиёт учун чизиксиз алоқа ҳам характерли бўлиб, маълум доиралардагина чизикли кўринишға 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 у қўшимча маҳсулотнинг айни 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;

α, a_i - ўзгармас миқдорлар;

$\prod$ - кўпайтириш оператори.

Бу функция параметрлари бир вақтни ичида эластиклик коэффициентларига тенг. Эластиклик коэффициентларининг иқтисодий мазмуни шундан иборатки, улар мустақил ўзгарувчилар (x) бир фоизга ўзгарганда самарали (натижали) кўрсаткич (y) қандай ўзгаришини кўрсатади. Даражали функцияни харажатлар ўртача бўлганда ресурсларнинг унумдорлиги тадқиқотчини қизиқтирган вақтда қўлланиш назарда тутилади. Унинг формаси маҳсулот чиқаришда маълум ресурслар - меҳнат, ишлаб чиқариш фонди ва табиий ресурсларнинг иштирокини шарт қилиб қўювчи хусусиятларни акс эттиради. Бу мазкур функциянинг хилма-хил иқтисодий жараёнларни баён қилишда универсал қўлланилишини белгилайди.

9.2. Ишлаб чиқариш функцияларининг характеристикалари

Ишлаб чиқариш функциясини ўрганишда айрим ишлаб чиқариш омилларининг самарадорлигини баҳолаш, бир хил омилларнинг бошқа омиллар ўрнини босиши, техника тараққиёти каби муаммолар пайдо бўлади (бунда кўп ҳолларда Кобба-Дугласа типдаги икки омилли моделдан фойдаланиш мумкин).

$$y = \gamma K^{\alpha} L^{\beta},$$

бу ерда K - ишлаб чиқариш фондларининг ҳажми;

L - меҳнат сарфлари;

γ, α, β - ҳисобланадиган параметрлар.

Ишлаб чиқариш функциясидаги омилларнинг самарадорлиги функциянинг ҳар бир ўзгарувчи бўйича биринчи тартибли ҳосиласи функцияси билан аниқланади. Хусусий ҳосила бошқа омилнинг миқдори ўзгармас бўлса, омил учун қўшимча маҳсулотни ифодалайди. Бинобарин, энг сўнгги самарадорлик ишлаб чиқариш фондлари учун

$$\frac{\partial y}{\partial K} = \gamma \alpha L^{\beta} K^{\alpha-1},$$

меҳнат учун эса қуйидагича бўлади:

$$\frac{\partial y}{\partial L} = \gamma \beta K^{\alpha} L^{\beta-1}.$$

Эйлер теоремасидан фойдаланган ҳолда ялпи маҳсулотни омиллар «улушига» ажратиш мумкин;

$$y = \frac{\partial y}{\partial K} K + \frac{\partial y}{\partial L} L.$$

α ва β параметрлари асосий ишлаб чиқариш фондлари ва меҳнатга нисбатан ишлаб чиқариш ҳажмининг эластиклик коэффициенти ҳисобланади:

$$\alpha = \frac{\partial y}{\partial y} \cdot \frac{\partial K}{K};$$

$$\beta = \frac{\partial y}{\partial y} \cdot \frac{\partial L}{L}.$$

Ишлаб чиқариш функциясини кўриб чиқишда пайдо бўладиган навбатдаги муҳим муаммо ишлаб чиқариш омиллари самарадорлигининг ишлаб чиқариш кўлами ва унинг концентрациясига боғлиқ ҳолда ўзгаришидир. Реал воқеликда бундай ҳолат қуйидагича бўлиши мумкин: ишлаб чиқариш кўламининг кенгайиши билан самарадорлик ўсиши, ўзгаришсиз қолиши, пасайиши кузатилади.

Кобба-Дуглас ишлаб чиқариш функциясида ишлаб чиқариш концентрациясининг таъсири параметрлар жамида акс этади.

1) $\alpha + \beta = 1$ — параметрлар жами бирга тенг бўлса, бу ҳолда ишлаб чиқариш концентрацияси ишлаб чиқариш омилларининг самарадорлигига таъсир этмайди.

2) $\alpha + \beta > 1$ — параметрлар жами бирдан катта бўлса, бу ишлаб чиқариш ҳажми бир омилнинг унинг миқдориغا нисбатан яратилган энг сўнгги самарадорликдан ортиқ бўлишини аңглатади.

3) $\alpha + \beta < 1$ — параметрлар жами бирдан кам бўлса, ресурслар ошиши билан ишлаб чиқариш пасайиб борувчи тезликда ўсиб боради.

Бир-бирини ўрнини босувчи ресурсли ишлаб чиқариш функциялари.

$y=f(x)$ ишлаб чиқариш функциясида ресурслар бир-бирининг ўрнини босиши ҳақидаги тахмин маҳсулот чиқаришнинг айти бир ҳажмини ресурсларнинг турли комбинацияларида ҳам олиш мумкин деган маънони аңглатади.

Ресурслардан фойдаланиш самарадорлиги ўртача ҳамда энг сўнгги самарадорликдан иборат икки асосий кўрсаткич билан характерланади.

Ресурснинг ўртача самарадорлиги қуйидаги функциядир:

$$\mu_i = \frac{f(x)}{x_i}.$$

Ресурснинг энг сўнгги самарадорлиги ишлаб чиқариш функциясининг хусусий тарзида аниқланади:

$$v_i = \frac{df(x)}{dx_i},$$

$v_i(x)$ миқдори бирлик ресурс сарфининг чексиз кичик орттирмасидаги миқдордир.

Бирор икки ресурс k ва l ресурсларнинг энг сўнгги самарадорлигининг нисбати тарзида аниқланади:

$$v_{ke} = \frac{dx_r}{dx_e} = -\frac{v_2(x^1)}{v_k(x^1)} \leq 0$$

Бир хил ресурсларнинг иккинчи ресурслар ўрнини эквивалент равишда босишида изокванта бўйлаб график ҳаракат мувофиқ келади. Эквивалент алмашинувнинг энг сўнгги нормаси бир хил бўлган ресурслар комбинацияси фазода изоклиналар деб аталувчи эгри чизиқларни ҳосил қилади.

Ҳар бир ресурснинг ишлаб чиқариш ўсишига таъсирини ифодалаш учун харажатлардан, маҳсулот чиқаришнинг эластиклик коэффициентида ҳам фойдаланилади. Эластиклик коэффициенти (E) тегишли аргумент бир фоизга ўзгарганда, функция ўзгариши миқдорини кўрсатади.

Иқтисодий ўсишнинг нисбий тезлиги ишлаб чиқаришнинг омиллар сарфлари бўйича эластиклиги дейилади ва одатда E_i билан белгиланади. Демак ҳар қандай иқтисодий ўсиш омили (ресурс тури) учун ишлаб чиқаришнинг омиллар сарфлари бўйича эластиклиги

$$E_i = \frac{\partial N}{\partial F_i} \cdot \frac{F_i}{N} = a_i$$

бўлади.

Шундай қилиб иқтисодий ўсиш кўрсаткичи сифатида ишлаб чиқарилган маҳсулот функциясидан фойдаланилса, сарфлар бўйича эластикли барча ўсиш омиллари учун ўзгармас қийматга эга бўлиб тегишли регрессия коэффитциентларга тенг бўлади. Бошқача айтсак маҳсулот ҳажмининг қанча бўлишидан қатъий назар i – туридаги ўсиш омилининг (ишлаб чиқариш ресурсининг) сарфини 1% га кўпайтириш ишлаб чиқиладиган маҳсулот ҳажмининг A_i % га кўпайтиради.

Иқтисодий ўсиш таҳлилида қўлланиладиган ишлаб чиқариш функцияларининг хусусиятларини аниқлашда умумий эластиклик A нинг миқдори билан белгиланувчи регрессия коэффитциентлари йиғиндиси муҳим аҳамиятга эга бўлади.

$$A = a_1 + a_2 + a_3 + \dots + a_n$$

Агар иқтисодий ўсишнинг барча омиллари k мартага ўзгарса ишлаб чиқиладиган маҳсулотнинг миқдори қуйидагича бўлади.

$$\begin{aligned} N' &= a_0 (kF_1)^{a_1} \cdot (kF_2)^{a_2} \cdot (kF_3)^{a_3} \dots (kF_n)^{a_n} = \\ &= k^{a_1 + a_2 + a_3 + \dots + a_n} \cdot F_1^{a_1} \cdot F_2^{a_2} \cdot F_3^{a_3} \dots F_n^{a_n} = k^A N \end{aligned}$$

бунда $A=1$, $A>1$ ва $A<1$ қийматларини қабул қилиш 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.

Иқтисодий ўсиш таҳлилида ишлаб чиқаришнинг сарфлари бўйича эластиклигидан ташқари бирон–бир омилнинг сарфини бирбирликка кўпайтирганимизда ва бошқа омиллар ўзгаришсиз қолганда ишлаб чиқилган маҳсулот миқдорининг ўзгаришини кўрсатувчи дифференциаллашган ўсиш кўрсаткичи ҳам мавжуддир.

Таҳлилнинг ишлаб чиқариш омилларининг умумий усули, барча омилларнинг бир вақтда 1% ўзгариши маҳсулот миқдорининг қанчага ўзгаришини кўрсатувчи усулдир.

Ўзаро алмашувнинг эластиклиги омилларнинг дифференциаллашган ўсишининг 1%га ўзгариши билан белгиланади.

Техник воситалари ва маънолари билан бир-биридан фарқ қиладиган юқоридаги ишлаб чиқариш функцияларидан қуйидагиларни кўриб чиқайлик.

1.Кобба-Дуглас функцияси.

2.Эрроу, Ченери, Минхас ва Солоу функцияси ёки бошқача айтганда ишлаб чиқариш омилларининг ўзгармас эластиклиги ўзаро алмашуви функцияси.

Ишлаб чиқариш функцияларини амалда биринчи марта АҚШ енгил саноатига тегишли бўлган статистик маълумотлар асосида Ч.Кобб ва П.Дуглас тадқиқ қилишиб қуйидаги ишлаб чиқариш функциясини таклиф қиладилар.

$$N = a_0 L^{a_1} \cdot K^{a_2}$$

бунда N – ишлаб чиқилган маҳсулот миқдори;

L – ишчи кучи миқдори;

K – асосийкапитал.

Тенглама параметрлари бошланишида $a_1 + a_2 = 1$ деб қабул қилинади. Бу шарт бўйича маҳсулот ишлаб чиқаришнинг кўпайиши иқтисодий ўсиш иш кучининг ва капиталнинг миқдорий ўсиши билан амалга ошади деган хулосага олиб келади. Умуман бу қандайдир маънода иқтисодий тўғри, агар ишлаб чиқариш корхоналар сони ортса албатта маҳсулотлар миқдори ҳам ортади.

Аммо чуқур таҳлил ишлаб чиқариш ҳажмига нисбатан омиллар сарфи нейтрал муносабатда бўлмаслигини таъкидлади. Айрим тармоқларда (энергетика, металлургия) корхоналар ўлчамининг катталашуви, меҳнат ва капитал сарфини кўпайиш яхши самара берса, бошқа кўп ишлаб чиқариш тармоқларида (қишлоқ хўжалиги, савдо, йенгил саноат) меҳнат ва капитал сарфининг кенгайиши маълум чегаралардан сўнг самарадорликнинг пасайиб кетишига сабаб бўлади. Агар ишлаб чиқариш функциялари параметрларини аниқлашда $a_1 + a_2 = 1$ шarti қўйилса натижасида тармоқ ва тармоқлар гуруҳлари ишлаб чиқаришлари кенгайишининг самарадорлигини кўрсатувчи эластиклик коэффитциентига эга бўлинади, агар $a_1 + a_2 > 1$ бўлса, самарадорлик бор, ўсувчи, агар $a_1 + a_2 < 1$ бўлса, ишлаб чиқариш корхоналари ҳажмининг ўсиши самарадорликнинг пасайишига сабаб бўлади.

Иқтисодий ўсишда ишлаб чиқариш ресурслари ҳажмини кўпайтириш билан бир қаторда техника ва технологияни такомиллаштириш, ичшилар малакасини ошириш, ишлаб чиқаришни тўғри ташкил қилиш ва бошқариш шу каби омилларнинг ҳам аҳамияти катта бўлади.

Техник прогресслар ишлаб чиқариш функцияларида вақт давомида ишлаб чиқаришнинг ўсиши тенденциялари шаклларида берилади. Шуларни ҳисобга олган Кобб-Дуглас ишлаб чиқариш функцияси қуйидаги кўринишни олади:

$$N = a_0 L^{a_1} \cdot K^{a_2} \cdot e^{\lambda t}$$

$e^{\lambda t}$ техник прогресс билан боғлиқ ишлаб чиқаришнинг вақт давомида ўсиш тенденцияси.

Таҳлилнинг янада чуқурроқ амалга оширилиши техник прогресснинг моддийлашган тарафини, меҳнат ва фондлари сифати яхшиланганлиги ва уларнинг L , K ларнинг миқдорларига таъсирини аниқлашга имкон беради. Ишлаб чиқаришнинг вақт давомида ўсиш тенденцияси эса ишлаб чиқаришни ташкил қилиш ва бошқариш самарадорлиги билан белгиланади.

Макродаражадаги ишлаб чиқариш функцияларига меҳнат ва капитал билан бир қаторда табиий ресурслардан фойдаланиш ҳам киради.

Ишлаб чиқариш омилларининг ўзгармас эластикли ўзаро алмашилиш функцияси

$$N = a_0 [\delta L^{-p} + (1 - \delta) K^{-p}]^{-\frac{1}{p}}$$

бунда δ - ишлаб чиқариш ҳажмини кўпайтиришда меҳнат ва капитал омилларининг қатнашиш нисбатининг параметри;

p - ўрин алмашиш эластиклигига боғлиқ бўлган ўзаро алмашувнинг параметри;

a_0 – пропорционаллик коэффитциенти.

Бошқа функцияларга қараганда Эрроу, Ченери, Минхас ва Солоу функциясида илмий-техник тараққиётлари натижалари кенгрок ҳисобга олинади.

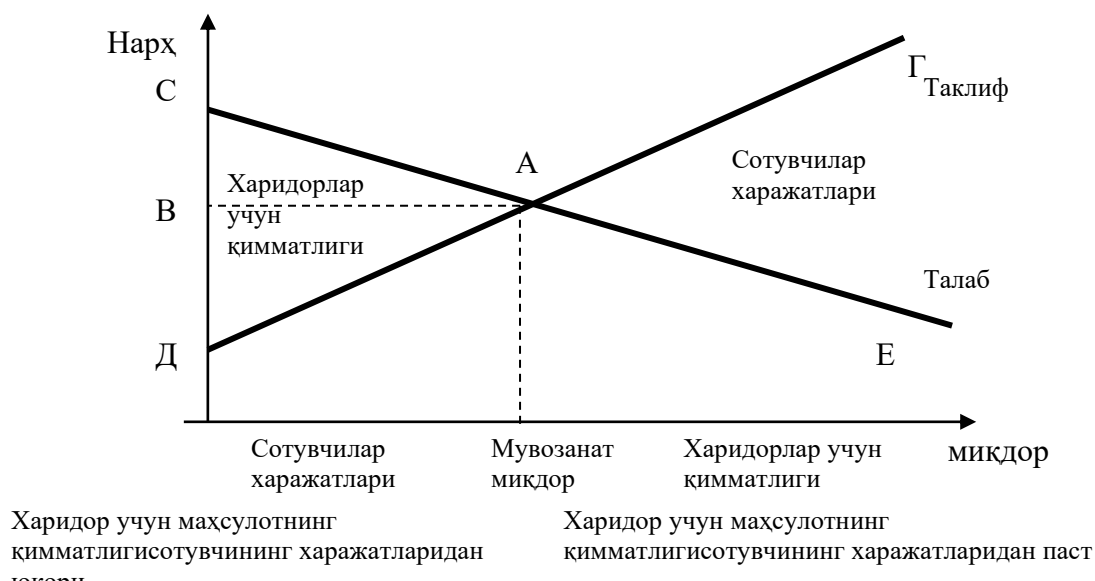
$$N = a_0 e^{\lambda t} [\delta h^{-p} + (1 - \delta) K^{-p}]^{-\frac{1}{p}}$$

h -ишлаб чиқариш омилларидан олинadиган умумий фойда.

9.3. Талаб ва таклифнинг эконометрик моделлари

Бозор мувозанати ҳолатида ресурсларнинг тақсимланиши самаралими ёки йўқми, бунда умумий ютуқ максимал қийматга эришадими деган саволга жавоб ахтариш учун уни таҳлил қиламиз.

Бозор мувозанат ҳолатида бўлганида мувозанат нарх бозорда иштирок этиши мумкин бўлган сотувчи ва харидорларни аниқлаб беради. Бозорда маҳсулотни шундай харидорлар харид қиладилар, агарда улар маҳсулотни унинг бозор нархидан юқори баҳолайдилар (талаб эгри чизиғида СА кесма билан ифодаланган бўлак); маҳсулотни унинг нархидан паст баҳолаган индивидлар (АЕ кесма билан ифодаланган бўлак), уни харид қилишдан бош тортадилар. Худди шунингдек, харажатлари маҳсулот нархидан паст бўлган ишлаб чиқарувчилар (ДА кесма билан ифодаланган) маҳсулотни ишлаб чиқарадилар ва сотадилар; харажатлари бозор нархидан юқори бўлган фирмалар (АГ кесма билан ифодаланган), уни ишлаб чиқариш билан шуғулланишни тўхтатадилар.



9.1.-расм.Мувозанат миқдорнинг самаралиги

Соф рақобатга асосланган бозорни кузатишларга асосланиб қуйидаги хулосаларни қилиш мумкин:

1. Эркин рақобат бозорлари таклиф қилинаётган маҳсулотларни уларни нархидан 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 ҳажмда 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 ҳажмида маҳсулотнинг қимматлиги харидор учун ишлаб чиқарувчининг харажатларидан пастдир.

Шундай қилиб, мувозанат ҳажмдан 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. Алоҳида бир маҳсулотга бўлган бозор талаби, бу шу бозорда иштирок этувчи барча харидорларнинг индивидуал талабларининг йиғиндисидир.

Бозор талабининг асосида индивидуал талаб ётади, ва уни шаклланишига ҳар бир алоҳида истеъмолчининг талаблари таъсир ўтказди. Бозорда талаб ҳажми фақат маҳсулотнинг нарҳидан боғлиқ бўлмайди, шу билан харидорларнинг даромадларидан, уларнинг дид ва афзаллик билдиришлари, кутишлари ва бошқа ўзоро боғлиқ маҳсулотлар нарҳлари, ҳамда харидорлар сонидан ҳам боғлиқ бўлади. Бозор талаби эгри чизиғини ҳосил қилиш учун индивидуал талаблар эгри чизиқларини горизонтал қўшиб чиқиш керак бўлади.

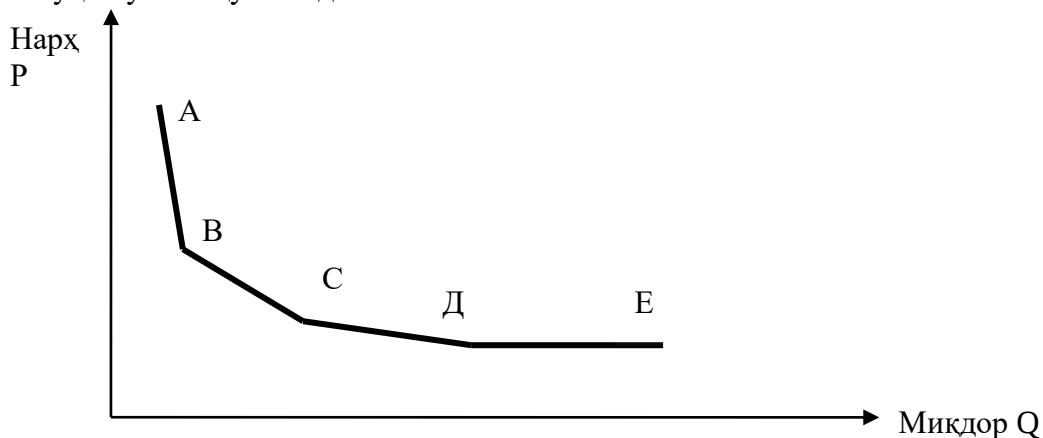
Яъни бозорда бўлиши мумкин бўлган ҳар бир нарх бўйича маҳсулотнинг талаб қилинаётган умумий миқдори аниқланади. Бунинг учун горизонтал ўқи бўйича индивидуал талаб миқдорларни қўшиб чиқилади.

Ҳосил бўлган бозор талаби эгри чизиғини бозор механизмининг фаолиятини ўрганишда, корхоналарни жойлаштириш ва ривожлантиришда фойдаланиш мумкин. Бозор талаби эгри чизиғининг кўриниши қуйида келтирилган.

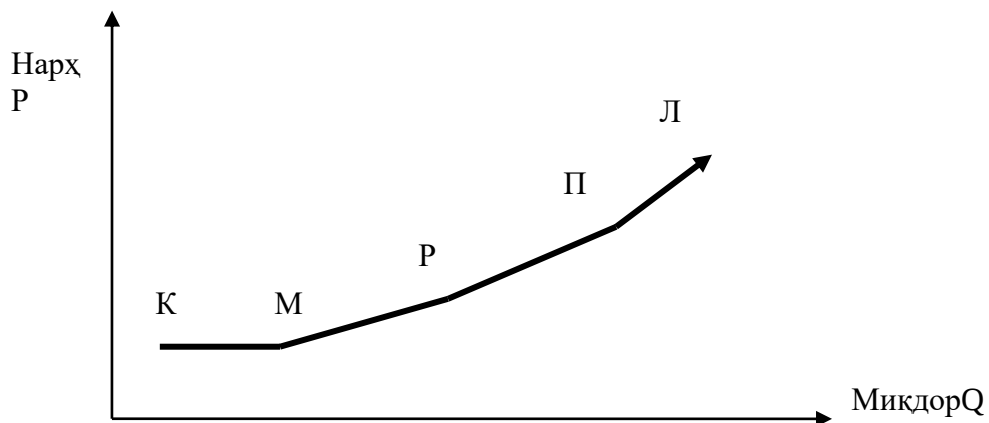
Бозор талаби эгри чизиғи синиқ чизиқлардан ташкил топган бўлиб, бу синиқ чизиқлар ҳар бир индивидуал харидорнинг талаб чизиғидан иборатдир. Бозорда харидорлар кўп бўлса синиқ чизиқ текис эгри чизиқ кўринишига келади.

Бозор фаолиятининг иккинчи иштирокчилари – ишлаб чиқарувчиларнинг индивидуал таклифларининг умумий йиғиндиси - **бозор таклифи эгри чизиғини** ҳосил қилади. Бозор таклифи ҳажми алоҳида сотувчиларнинг таклифини аниқловчи омиллардан боғлиқ бўлади: маҳсулот нарҳи, ишлаб чиқариш ресурсларининг нарҳи, техника даражаси ва кутишлардан ҳамда етказиб берувчиларнинг сонидан. Бозор таклифи эгри чизиғи ҳам синиқ чизиқ кўринишида бўлиб қуйида келтирилади.

Бозор таклифи эгри чизиғи синиқ чизиқлардан ташкил топган бўлиб ҳар бир чиниқ чизиқ бир ишлаб чиқарувчининг таклиф эгри чизиғидир. Бозор таклифи эгри чизиғини ҳосил қилиш учун индивидуал таклиф эгри чизиқлари горизонтал бўйича қўшилади. Яъни, ҳар бир нархда умумий таклиф ҳажминини аниқлаш учун индивидуал таклифни горизонтал ўқи бўйича қўшилади.



9.2.-расм.Бозор талаби эгри чизиғи



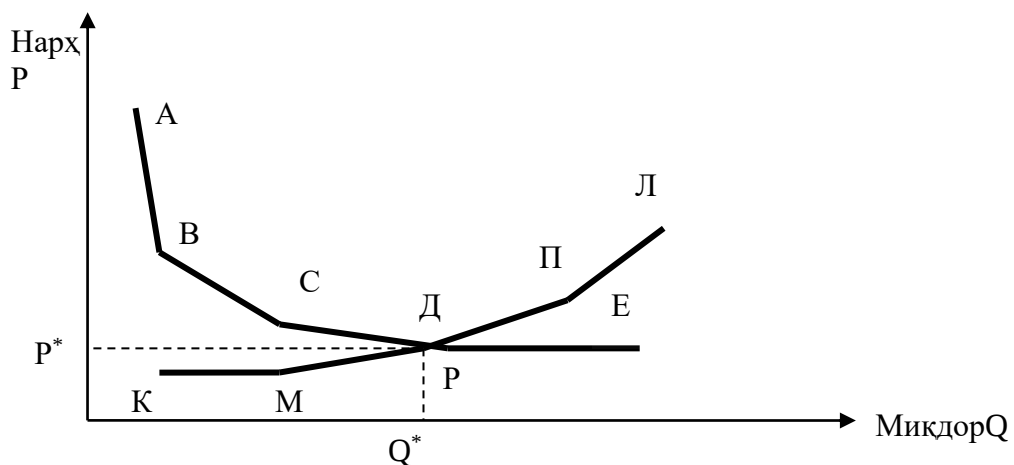
9.3.-расм.Бозор таклифи эгри чизиғи

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 ҳар бири алоҳида истеъмолчининг индивидуал талаб функцияларидир. Худди шунингдек, бозор таклифи эгри чизиғидаги КМ, МР, РП ва ПЛ кесмалар алоҳида 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 чиқадиладар. Келтирилган моделда бу хусусиятлар фақат маҳсулот нарҳида ўз аксини топган.

Бозорда умумий талаб ва умумий таклиф мувозанатга келишган нуқтада мувозанат нарх - P^* ва мувозанат ишлаб чиқариш миқдори - Q^* аниқланади. Бозор иштирокчиларининг ҳар бири ўз талаб ва таклиф функциясига эга бўлганликлари учун бу нархда қанча маҳсулот ишлаб чиқаради ва қанча миқдорда харид қилиши мумкинлигини тезда аниқлаб оладилар.



9.4.-расм.Бозор талаби ва бозор таклифи мувозанати

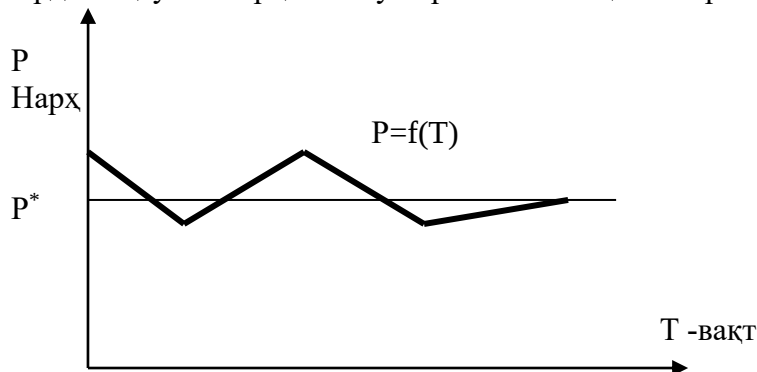
Юқоридаги графикда келтирилган бозор талаби ва бозор таклифи функциялари ёрдамида корхонани жойлаштириш ва ривожлантириш моделини тузиш учун қуйидаги шартлар берилган деб фараз қиламиз: бозорда иштирок этувчи n –истеъмолчининг ҳар бирининг талаб функцияси $q^1_D(P)$, $q^2_D(P)$,.... $q^n_D(P)$, берилган бўлсин. Худди шунингдек,

бозорда иштирок этувчи m -та ишлаб чиқарувчиларнинг ҳам таклиф функциялари маълум бўлсин: $q^1_s(P)$, $q^2_s(P)$, ..., $q^m_s(P)$. Улар ёрдамида бозор талаби ва бозор таклифи функцияларини аниқлаймиз.

$$Q_D = q^1_D(P) + q^2_D(P) + \dots + q^n_D(P)$$

$$Q_S = q^1_s(P) + q^2_s(P) + \dots + q^m_s(P)$$

Бозор талаби ва бозор таклифи функцияларининг эгри чизиқлари кесишган нуқтада бозорни мувозанатга олиб келувчи талаб ва таклиф миқдори аниқланади. Бозорда маҳсулотнинг бозор нархи 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 олинадиган 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 қўтарилса 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 нархи 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 кирази:

1. Юқоридаги хулосалар такомиллашган рақобат шароитида фаолият олиб боровчи бозорларга таълуқлидир. Ҳақиқатда эса бозорлардаги рақобат шароити соф рақобатдан жуда ҳам узоқда. Баъзи бир бозорлар бир ёки бир неча сотувчилар ёки харидорлар иборат бўлиб, улар бозор нарҳини назорат, ёки бозор устидан ҳукумронлик қилиш имкониятига эга бўладилар. Бозор устидан ҳукумронлик қилиш имкониятлари самарадорликни пасайишига олиб келиши мумкин, негаки ҳукумронлик қилиш етказиб берувчиларга

махсулот нарҳи ва ҳажмини талаб ва таклиф мувозанати ҳолатидан узоқроқда бўлган даражада ушлаб туриш имконини беради.

2. Бозор фаолияти натижалари фақат харидор ва сотувчиларнинг ҳатти-ҳаракатларидан боғлиқ деб тахмин қилинган эди. Аммо ҳақиқатда уларнинг қарорлари фақат бу бозорга эмас, шу билан бошқа бозорга таълуқли субъектларга таъсир қилиши ҳам мумкин. Харидор ва сотувчилар истеъмол қилиш ва ишлаб чиқариш ҳақида қарор қабул қилиб, бошқа бозорлардаги ҳолатларни ҳисобга олмайдилар. Шунинг учун ушбу бозордаги мувозанат ҳолати бошқа бозорлардаги мувозанат ҳолатига тўғри келмаслиги мумкин ва шу билан уларнинг қарорлари бутун ҷамият учун самарали бўлмаслиги мумкин.

9.4. Макроиқтисодий эконометрик моделларнинг турлари ва уларни иқтисодий таҳлилда қўлланилиши

Макроиқтисодий жараёнлар бутун миллий иқтисодиётнинг барча тармоқларини камраб олади. Макроиқтисодий 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 тақрор ишлаб чиқариш модели ўсиш суръати ва пропорцияларни аниқлаш учун хизмат қилади. Иқтисодий ўсишнинг бир секторли ва икки секторли моделларини кўриб чиқиш мумкин. Бундай моделларни яратиш учун қуйидаги белгилар қабул қилинади.

$X(t)$ - бир йилда ишлаб чиқарилган миллий даромад;

$Y(t)$ - ноишлаб чиқариш соҳасидаги асосий фондларнинг ўсишига кетган ҳаражатлар ҳамда қўшиладиган миллий даромаднинг истеъмол қилинадиган қисми;

$J(t)$ - асосий ишлаб чиқариш фондларининг ўсишига капитал қўйилмалар;

$S(t)$ - соф ишлаб чиқаришга капитал қўйилмалар меъёри (ҳиссаси).

Бундай иқтисодий мазмунга биноан қуйидаги ифодани ёзиш мумкин:

$$X(t) = Y(t) + J(t)$$

Жамғарма меъёри эса

$$S(t) = \frac{J(t)}{X(t)}$$

формула бўйича аниқланади.

Жамғарма меъёрини миқдори билан иқтисодий ўсиш суръати ўртасида узвий алоқа мавжуд. Бу боғлиқликни ифодалаш учун $V(t)$ 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 (камайтиш) нинг мустақил параметрлари бўлса, жамғариш меъёри бошқа тенг шароитларда миллий даромад ўсиш суръатларининг пропорционал ортиши (камайтиши) 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 коэффицентидир $q=X/K$. Бу моделда «кечиқиш» йўқ бўлганда, иқтисодий ўсишнинг узок муддатли суръати тенгламасини чиқариш мумкин:

$$\lambda = \frac{\Delta X(t)}{X(t)} = q \cdot S$$

Иқтисодий ўсишнинг назарий моделида янги ишлаб чиқариш қувватларини кўриш ва ўзлаштириш маълум вақтни (лагни), яъни L ва K ўртасидаги вақт лаги мавжуд) олиши факти абстракцлаштиради.

Пировард хилма-хил нисбатдан дифференциал тенглама орқали узлуксиз ёзиш шаклига ўтамыз.

Бунда меҳнат унумдорлигининг ўсиш суръати

$$q(t) = \frac{X(t)}{L(t)}$$

ва унинг фонд билан таъминланганлигини

$$q(t) = \frac{K(t)}{L(t)}$$

боғловчи ўзаро нисбатга асосланамиз; бу ерда $L(t)$ ижтимоий ишлаб чиқаришда банд бўлган ишчилар сонини ифодалайди. Демак,

$$\frac{q(t)}{q(t)} = F\left(\frac{U(t)}{U(t)}\right).$$

Режали иқтисодиёт шароитида иш билан банд бўлганлар ўсиш суръатининг $L/L=n$ қандайдир барқарор экзоген шакллантирувчи мавжуд деб тахмин қилиш мумкин.

Иқтисодий ўсишнинг бир секторли макроиқтисодий модели («Солоу модели») қуйидагича ёзилади:

$$X(t) = Y(t) + U(t) \cdot K(t) = I(t)$$

$$\frac{q'(t)}{q(t)} = F\left(\frac{U'(t)}{U(t)}\right) \quad \frac{L'(t)}{L(t)} = \text{const} = n.$$

Расман юқорида келтирилган модел иқтисодий ривожланишнинг стационар траекториясини беради. Бунда даромаднинг ўсиши жамғариш меъёрига боғлиқ бўлмайди. Жумладан, (F чизикли функцияси учун) биз қуйидагини оламиз:

$$\frac{X}{Y} = n \cdot \frac{\nu}{1 - \alpha}.$$

Шунга кўра стационар траекториядаги ўсиш суръати жамғариш меъёрининг даражасидан қатъий назар иш билан бандликни ўсиши ҳамда α ва ν параметрлари (техник тараққиёт суръати) билан аниқланади.

Назорат учун саволлар

1. Ишлаб чиқариш функциясини бошқа моделлардан фарқи?
2. Ишлаб чиқариш функцияларининг турлари?
3. Ишлаб чиқариш функцияларнинг параметрларини хусусиятлари.
4. Ишлаб чиқариш функцияларда илмий-техник тараққиётнинг аҳамияти.
5. Ўсиш турлари.
6. Чегаравий кўрсаткичларнинг хусусиятлари нимадан иборат?
7. Экстенсив ва интенсив ўсишни таъминловчи омиллар?
8. Кобба-Дуглас функциясини асосий хусусиятлари.
9. Ўрнини босиш эластиклиги қандай таҳлил қилинади?
10. Иқтисодий таҳлил курсаткичларидан амалда қандай фойдаланиш мумкин?

10-МАВЗУ. ИҚТИСОДИЙ КЎРСАТКИЧЛАРНИ БАШОРАТЛАШДА ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРДАН ФОЙДАЛАНИШ

10.1.Ижтимоий-иқтисодий башоратлашнинг умумий тушунчалари ва объектлари.

10.2.Башоратлаш усуллари ва уларнинг турлари.

10.3.Эконометрик тенгламалар тизими ёрдамида башоратлаш услубиёти.

10.1.Ижтимоий-иқтисодий башоратлашнинг умумий тушунчалари ва объектлари

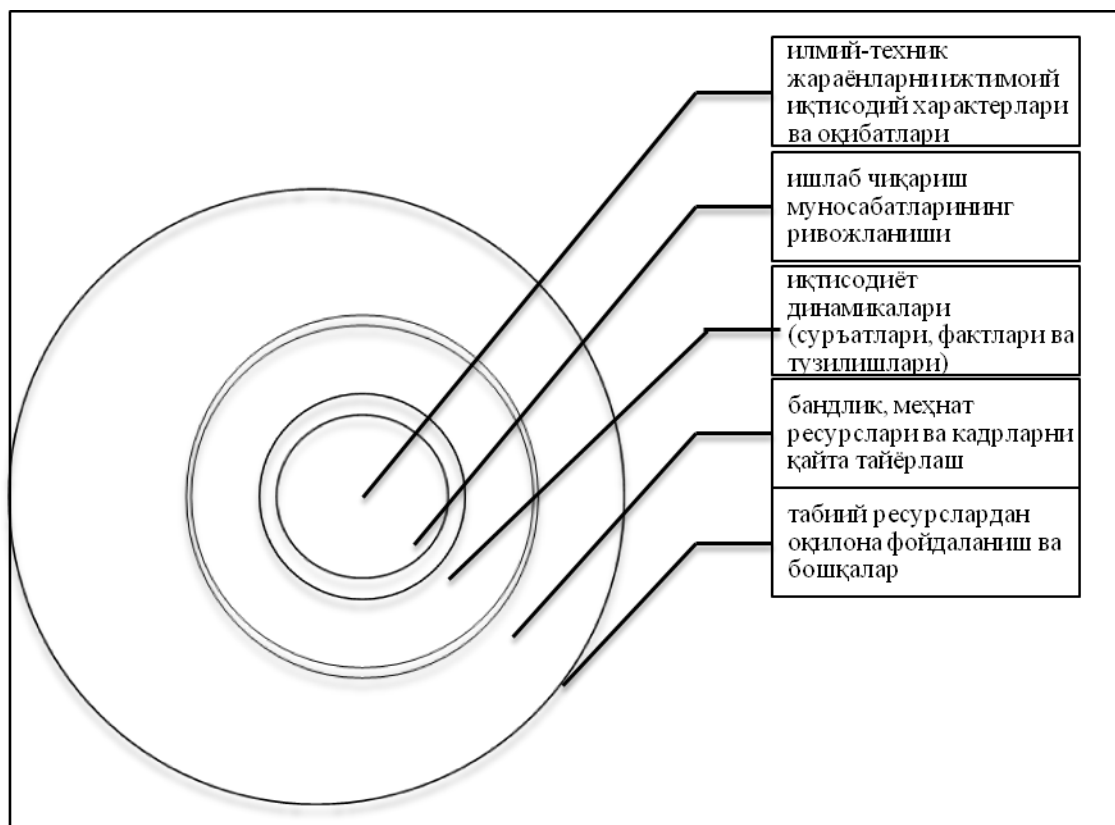
Башорат - бу эҳтимол йўналишлар, объектлар ва ҳодисаларнинг ривожланиши натижалари. Прогнозлаш - бу объектни ривожлантириш истикболини белгилаб берадиган махсус илмий тадқиқотлардир.

Прогнозлаш нима бўлиши мумкинлигини кўрсатиб беради; режалаштириш - бўлиши шарт деган маънони билдиради.

Башоратлаш соҳалари жуда кенг: географик, геологик, экологик, иқтисодий, социал, ташқи-сиёсий, юридик ва ҳ.к.

Иқтисодий башоратлаш - 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.



10.1.-расм. Прогнозларнинг турлари¹⁰

Иқтисодий прогнозлашнинг назарий муаммоларидан бири прогнозлар турларининг тузилиши ҳисобланади. Турлар - ҳар хил мезонлар ва белгиларига асосланиб қурилиши мумкин. Масалан, объектларга, прогнозлаш усулларига, ечиладиган масалаларга, вазифаларга ва бошқаларга. Булардан энг муҳимларига қуйидагилар киради:

- прогнозлаш кўлами;
- прогнозлаш муддати;
- объект характери;
- прогноз функциялари (функционал белги).

Тузилиш муддати бўйича прогнозлар оператив, қисқа муддатли, ўрта муддатли, узоқ муддатли турларга бўлинади.

Прогнозларнинг изланилаётган объект характерига кўра бўлинишлари ҳар хил қайта ишлаб чиқариш жараёнлари билан боғлиқ. Шунга кўра, прогнозлаш қуйидагиларга ажратилади.

Прогнозлар функционал белгисига қараб иккига - норматив ва изланувчи прогнозларга бўлинади.

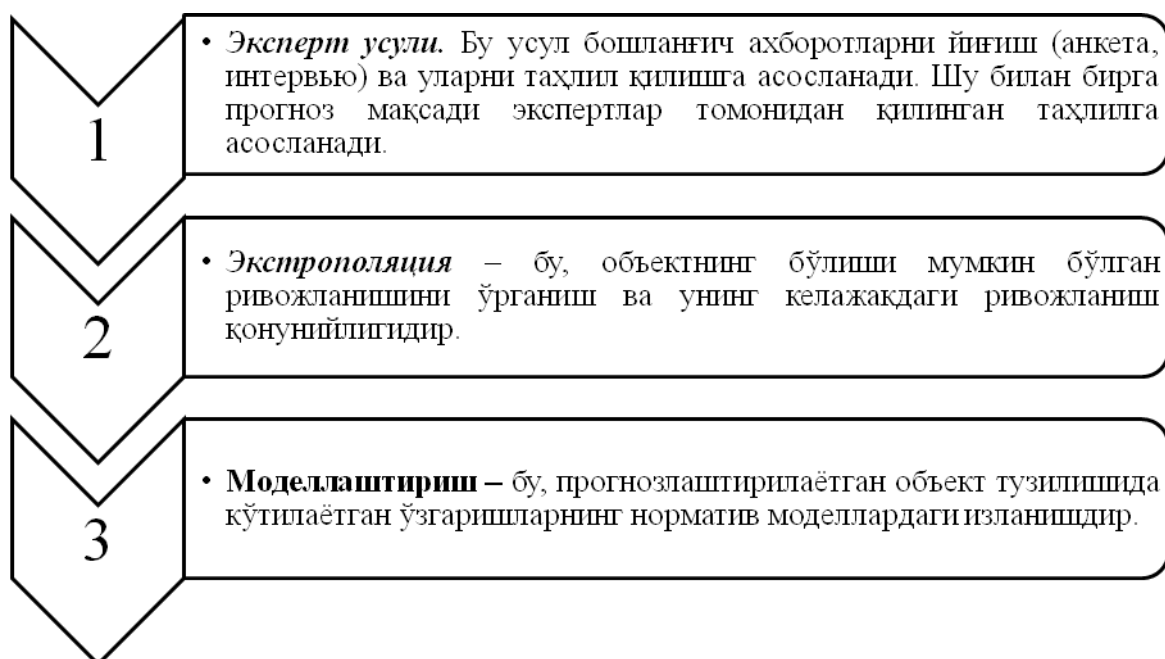
Изланувчи прогнозлар: изланаётган объектларнинг келажакдаги ривожланиш даражасига асосланган бўлиб, бу даражаларни қўллаш шароитларидан чеклашади. Унинг вазифаси ўрганилаётган объект бор тенденциялар сақланган ҳолда қандай ривожланишини ўрганишдир.

Норматив прогнозлар: изланувчи прогнозларидан фарқли ўлароқ олдин қўйилган мақсадлар базасида ишлаб чиқилади. Унинг вазифаси мақсад қилиб олинаётган объектнинг келажакдаги ҳолатини прогнозлаш йўли ва эришиш вақтини аниқлашдир.

Изланувчи прогнозлар объектнинг олдингига нисбатан келажакдаги ҳолатини аниқлашдан қайтаётган бир вақтда, норматив прогноз тескари тартибда амалга

¹⁰John E. Hanke, Arthur G. Reitsch, Dean W. Wechern. Business forecasting. Seventh edition. 2010 by Pearson Education, Inc.p. 45

оширилади, яъни келажакдаги ҳолатини қўйилган мақсадининг тенденциялари ва уни қўллаш тартибида амалга оширилади.



Прогнозлар турланиши прогнозаши йўллари билан узвий боғлиқ. Бир - бирини тўлдирувчи уч хил прогнозаши усуллари мавжуд.

Усул – бу, ўрганиш йўллари ва усуллари танлаш ҳамда шу тармоқдаги ҳақиқат кўринишларини умумийлаштиришидир. Иқтисодий прогнозашининг 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 прогнозашига 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 қилишидир. 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 эттиришидир. Бу нарсa тизимнинг келгусидаги ҳолати ҳақида маълум ҳулоса чиқариш имконини беради.

Истиқболлаш (башиорат) - бу эҳтимол йўналишлар, объектлар ва ҳодисаларнинг ривожланиши натижалари. Прогнозаши - бу объектни ривожлантириш истиқболини белгилаб берадиган махсус илмий тадқиқотлардир.

Режалаштириш - бу аниқ белгиланган мақсад, уни амалга оширишнинг йўллари ва тадбирлари, белгиланган хом ашёлар билан ажралиб туради.

Режа - яқка ягона, ижроси мажбур бўлган директив ҳужжатдир. Шундай қилиб режалаштириш, прогнозаши, олдиндан айтиб бериш, олдиндан кўра билиш - келажакни баҳолашнинг ишончлилиқ даражасига қараб бири биридан фарқ қилади.



10.2.-расм. Ишлаб чиқариш ва бошқариш жараёнларининг чизмаси

Аввало иқтисодий тизимни ривожланишини мақсади аниқланади. Қуйидаги мақсадга келажакда бўлиши мумкин ҳолатлари ўрганилиб прогноз қилинади. Энг самарали танланган ривожланиш вариантлари, комплекс дастурларни тузилишига информацион база сифатида қўлланиб, прогноз қилинган ҳолатга тизим эришиш учун, қандай тадбирлар амалга оширилиши кераклигини дастур кўринишида тўзиб олинади.

Истикболлаш 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.

$$X_t = (X_1, X_2, \dots, X_m)_t \quad S_t = (S_1, S_2, \dots, S_k)_t$$

$$Y_t = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)_t$$

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: иқтисодиёт элементлари бу тармоқлар, корхоналар элементлари - бўлимлар ва ҳ.к. Тизимни элементлари иерархия тамойилларига бўйсунади.

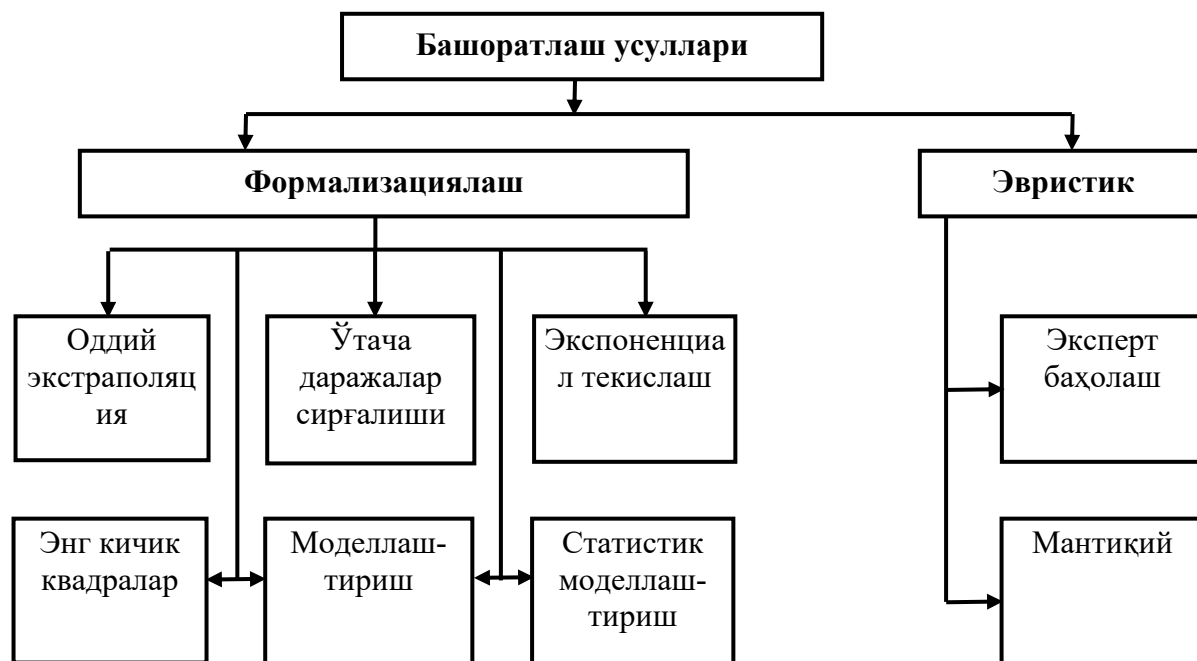
10.2. Башоратлаш усуллари ва уларнинг турлари

Башоратлаштириш масштабига кўра макроиқтисодий ва микроиқтисодий башоратларга ажратилади.

Тузилиш интервали бўйича оператив, қисқа муддатли ва узоқ муддатли бўлиши мумкин. Қисқа муддатли башоратда фақат миқдорий ўзгаришлар эътиборга олинади. Узоқ муддатли башорат ҳам миқдорий, ҳам сифат ўзгаришларга асосланган бўлиб, ўз ўрнида ўрта муддатли ва узоқ муддатли бўлиши мумкин.

Башоратлаш йўналишларига кўра изланишли ва норматив бўлиши мумкин. Изланишли башорат – 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?



10.2.-расм. Башоратлаш 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 чиқади.

Эксперт (лотинча «тажрибали») амалга оширадиган экспертиза жараёни уч босқичдан иборат:

- 1) экспертизага тайёрланиш;
- 2) экспертлар билан сўров ўтказиш;
- 3) сўров натижаларини қайта ишлаш.

Экспертларнинг ўзлари иккинчи босқичда қатнашадилар.

Тайёргарлик иши уч қисмдан иборат:

- 1) савол шакли ва мазмунини белгилаш.

2) саволларни тузиш.

3) экспертларни шахсан танлаш ва жалб этиш.

Сўров шакллари: интервью олиш, мулоқот, йиғилиш, ғояларни танлаш, ўйинлар ўтказиш, анкета тузиш ва Дельфи усули.

Сўроқлар индивидуал ёки гуруҳларда, юзма-юз ва сиртдан ўтказиш мумкин.

Анкета ва интервьюларда саволни танлаш қийин. Саволлар очик ёки ёпиқ ёки бир неча шаклда бўлиши мумкин. Очик жавоблар сифатли ёки эркин ҳолда сонли ифодалар бўлади.

Ёпиқ саволга жавоблар: «ҳа», «йўқ», «билмайман» сингари бўлади.

Кўп саволлар бўлганда зарур жавоб чизилади.

Экспертлар гуруҳини тузиш. Авваламбор экспертларни танлаш, уларнинг малакаларига эътибор бериш ва кейинчалик гуруҳлар тузиш зарур.

Керакли белгилардан экспертнинг ишчанлиги, маҳорати, ўрганилаётган соҳанинг мутахассиси бўлиши зарур. Бунинг учун кўп мутахассисларга савол берилиб, у ёки бу соҳада ким эксперт эканлигини сўраш мумкин. Кейинчалик энг кўп овоз олган экспертни гуруҳга киритиш лозим:

$$X_{ij} = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}.$$

Ишбилармонлик билан иштирокчиларнинг бошқа сифатлари илмий ёндашиши, фикрлаш доираси ва савияси ҳам ҳисобга олинади.

Гуруҳлардаги экспертлар сони сўров усулига боғлиқ. Юзма-юз учрашув учун 10-15 киши кифоя. Агар вақт, меҳнат ва маблағ сарфи чекланмаган бўлса, сиртдан сўроқ ўтказганда экспертлар сони чекланмаган.

Ғояларни жамоа генерациялаш усули. Бу усул «ғоялар жанги» деб ном олган. У юзма-юз сўров усули бўлиб, XX асрнинг 50-йилларида кашф этилган. Дастлаб 10-15 кишидан иборат гуруҳ тузилади. Тайёргарлик жараёнида экспертларга эслатма тайёрланади ва унда муаммоли ҳолатлар, марказий масалалар, муҳокама саволлари ва олдиндан ғояларни ўйлаб қўйиш сўралади.

Йиғилишни ўтказиш учун раис сайланади. У йиғилишни очади. Экспертларга нутқ учун 2-3 минут ажратилади ва у бир неча гал такрорланади. Бу усулда танқидий фикрлар ижобий муҳокама қилинади.

Муҳокама стенограмма қилинади. Муҳокамага 20-45 минут ажратилади.

Кейинги босқичда сеанс натижалари бошқа мутахассислар гуруҳи томонидан қайта ишланади. Бу босқичда жами ғоялар танқид этилади ва ғоялар, таклифларнинг сўнгги рўйхати тузилади. Бу рўйхатга самарали ва амалий ғоялар киритилади.

Дельфи усули. Дельфи усули АҚШ да XX асрнинг 60-йилларда яратилган. У сиртдан сўров ўтказишга асосланган. Унинг хусусиятлари: сиртки, аноним, сўровлар бир неча босқичларда ўтказилади ҳамда тескари алоқа мавжуд, биринчи турдан ташқари ҳар гал экспертлар олдинги турдаги натижалар ҳақида ахборот олишади.

Дастлаб экспертларга анкеталар тарқатилади, унда муаммо изоҳланади, саволлар рўйхати ва унга жавоб бериш тавсифи келтирилади.

Эксперт жавобларни имзо қўймасдан почта орқали жўнатилади. Ташкилотчилар экспертлар жавобларини қайта ишлайди, баҳо чиқаради. Мазмун жиҳатдан ўртачалар, фарқлар ва дисперсия ҳисобланади. Бир ой ўтгандан кейин иккинчи тур ўтказилади. Экспертларга биринчи тур натижалари баён қилиниб саволлар берилади. Биринчи тур жавобларини инobatга 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 келажақдаги 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 қиради. Аналитик усул энг кичик квадрат усули ёрдамида f_t - нинг детерминик таркибини аниқлашдан иборатдир.

Бир ўлчамли вақтли қаторларни моделлаш усуллари.

Қисқа муддатга прогнозлаш кенг қўлланиладиган прогнозлаш усули экстраполяция усулидир. Экстраполяция усули прогнозлашни одатда бир ўлчамли вақтли қатори асосида амалга оширади. Маълумки бир ўлчамли вақтли қаторларни моделлаш усуллари иқтисодий кўрсаткичларнинг динамик қаторларга асосланган бўлиб қуйидаги тўрт таркибий қисмлардан ташкил топгандир: 1) таҳлил қилинадиган жараённинг узок даврда ривожланиш қонуниятлари йўналиши тенденцияси, 2) таҳлил қилинадиган жараёнда айрим ҳолларда учрайдиган мавсумий таркибий қисмлар; 3) даврий таркибий қисмлар; 4) тасодифий омиллар сабаби юзага келадиган тасодифий таркибий қисм.

Ривожланиш йўналиши (тенденцияси) ривожланишининг узок муддатли эволюцияни билдиради. Динамик қаторларнинг ривожланиш йўналиши силлиқ эгри чизик бўлиб, тренд деб аталувчи вақт функцияси билан ифодаланади. Тренд – тасодифий таъсирлардан 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 – 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 топишлари 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 сони.

a_{τ} вазн қабул қиладиган қийматларга қараб юқоридаги формула бўйича текислаш ўзгарувчи ўрта қиймат ёки экспоненциал ўрта қиймат ёрдамида амалга оширилади.

Текислаш жараёни икки босқичда амалга оширилади: эгри чизик кўриниши танлаш, унинг параметрларини баҳолаш.

Эгри чизикнинг кўринишини танлашнинг ҳар хил йўллари мавжуд бўлиб, унинг графиги бўйича тенгламалари танлаб олинади.

1) полиномлар: $\bar{y}_t = a_0 + a_1 t$ - биринчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$ - иккинчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$ - учинчи даражали

$\bar{y}_t = a_0 + a_1 t + \dots + a_k t^k$ - k -чи даражали

2) ҳар хил экспонентлар :

$\bar{y}_t = a_0 a_1^t$

$\bar{y}_t = a_0 a_1^{b_1 t + b_2 t^2}$

$\bar{y}_t = b + a_0 a_1^t$ модифицилашган экспонент.

3) мантиқий эгри чизиклар:

$\bar{y}_t = \frac{K}{1 + a_0 e^{-a_1 t}}$

$\bar{y}_t = \frac{K}{1 + 10^{a_0 + a_1 t}}$

Бу ерда e - натурал логарифм асоси

4) Гомперц эгри чизиги:

$\bar{y}_t = k a_0^{a_1^t}$

Эгри чизикли аниқлашнинг бошқа йўли биринчи, иккинчи ва х.к. даражалар айирмасини топишдан иборатдир яъни:

$$\Delta_{t^1} = y_t - y_{t-1}, \quad \Delta_{t^2} = \Delta_{t^1} - \Delta_{t-1}^1, \quad \Delta_{t^3} = \Delta_{t^2} - \Delta_{t-1}^2$$

Бу жараён айирмалар бир-бирига тенглашгунча давом этади.

Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция. Прогноз иқтисодий ривожланиш вариантларини аввалги ривожланиш омиллари ва йўналишлари прогноз қилиниш даврида ҳам сақланиб қолади деган гипотеза келиб чиқиб аниқлайди. Бундай гипотеза қилишга иқтисодий ҳолат ва жараёнларнинг етарлича инертлиги сабаб бўлади.

Динамик қаторларнинг экстраполяцияси асосида прогноз қилиш ҳар қандай статистик прогнозлашлар сингари эришилиши лозим бўлган аниқ мақсадга йўналтирилган ёки интервалли бўлиши мумкин.

Экстраполяцияни умумий ҳолда қуйидаги функция қийматини аниқлаш деб қараш мумкин.

$$y_{t+l} = f(y_i, l, a_j)$$

бу ерда y_{t+l} - динамик қаторнинг прогноз қилинадиган қиймати;

l - олдиндан айтилиши лозим бўлган давр;

y_i - экстраполяцияга асос қилиб олинган қаторлар даражаси;

a_j - тренд тенгламалари параметрлари.

Бир ўлчамли динамик қаторлар экстраполяциялашнинг энг оддий усули шу қаторларнинг ўрта характеристикасини қўллаш ҳисобланади:

- ўртача даражалар, ўрта абсолют ўсиш ва ўсишнинг ўртача тезлиги.

Қаторларнинг ўрта даражаси асосида ижтимоий-иқтисодий ҳолатларни экстраполяциялашда прогноз қилинувчи даража қаторлар даражасининг ўрта қийматига тенг бўлади:

$$y'_{t+l} = \bar{y}$$

Бу ҳолда экстраполяция прогностик аниқ баҳони беради. Шунга қарамасдан берилган баҳоларнинг амалдаги маълумотлар қийматлари билан аниқ тўғри келиши камдан-кам ҳолларда бўлади. Шунинг учун прогноз натижалари маълум интервалда берилиши керак ва бу интервал

$$y_{t+l} \pm t_{\alpha} S_{\bar{y}}$$

бўйича аниқланади.

Бунда t_{α} - Стъюдентнинг t мезони қиймати

$S_{\bar{y}}$ - ўртача квадрат хатолик ва у $S_{\bar{y}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$ ёрдамида аниқланади.

Ўртача абсолют ўсиш бўйича экстраполяция. Агар ривожланиш йўналиши чизикли деб қабул қилинса, экстраполяция ўртача абсолют ўсиш бўйича амалга оширилади.

$$\sigma_{\text{кол}}^2 \leq \rho^2 \quad \rho^2 = \frac{1}{2} \cdot \frac{\sum \Delta_i}{n}$$

бу ерда $\sigma_{\text{кол}}^2$ - дисперсия қолдиғи

$\sum \Delta_i$ - нинг бошланғич ва охириги қийматлари оралиғидаги ўсиш миқдори

Бизни кизиқтирган y'_{t+l} нинг прогноз қийматларини топиш учун абсолют ўсиш $\bar{\Delta}$ ни аниқлаш лозим. Кейин y_i нинг экстраполяциялашга асос қилиб олинган динамик қатор даражаларини аниқлаб олиб экстраполяция формуласини қуйидагича ёзамиз.

$$y_{t+l} = y_i + \bar{\Delta} t,$$

t - олдиндан аниқланиш даври.

Ўрта ўсиш тезлиги бўйича экстраполяция динамик қаторлар кўрсаткични эгри чизик йўналишида бўлади деган хулосага асосланади. Бунда прогноз қилинадиган қатор қуйидагича аниқланади:

$$y'_{t+l} = y_i \bar{T}_p^t$$

$\bar{T}_p$ - ўрта геометрик формула ёрдамида ҳисобланган ўсишнинг ўртача тезлиги.

10.3. Эконометрик тенгламалар тизими ёрдамида башоратлаш услубиёти

Эконометрик тенгламалар тизими уч хилга бўлинади:

а) тизимга бир-бири билан боғланмаган тенгламалар киради. Ҳар бири алоҳида ечилиб, умумий иқтисодий-математик моделни бир қисми бўлиб қолади;

б) тизимга бир-бири билан боғланган статистик хусусиятга эга бўлган тенгламалар киради.

Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулотга бир нечта омиллар, яъни ишчилар сони ва асосий фондлар ўз таъсир кучини кўрсатадилар. Ўз навбатида, ишчилар сони аҳоли сони билан ва асосий фондлар миқдори капитал қўйилмалар билан боғланган.

Бунинг натижасида эконометрик тенгламалар тизими қуйидаги кўринишда ёзилиши мумкин:

$$Y = f(OPF, PPP)$$

$$ППП = f(L)$$

$$ОПФ = f(KK),$$

бу ерда Y - асосий кўрсаткич, PPP - ишчилар сони, OPF - асосий фондлар ҳажми, L - аҳоли сони, KK - капитал қўйилмалар.

в) тизимга динамик хусусиятга эга бўлган тенгламалар киради. Бу тизимга кирадиган тенгламалар фақатгина ҳар бири вақт даврида боғланиши борлигини аниқламасдан, илгари бўлган омиллараро боғланишини борлигини ҳам таҳлил қилиш мумкин ($t-1$).

Масалан, бир жараён таҳлил этиш учун ва уни асосий кўрсаткичларни прогноз даврига ҳисоблаш учун берилган маълумотлар асосида, яъни ялпи маҳсулот (VAL), ишчилар сони (PPP), асосий фондлар (OPF), иш ҳақи фонди (ZAR), капитал қўйилмалар (KV), ҳар йили ишга киргизадиган асосий фондлар (OWF) каби кўрсаткичларни тенгламалар тизими орқали езиб чиқамиз:

$$VAL = f(OPF, PPP) \quad (10.1)$$

$$PPP = f(VAL, ZAR) \quad (10.2)$$

$$ZAR = f(VAL, KV) \quad (10.3)$$

$$OWF = f(KV, OPF) \quad (10.4)$$

$$OPF = f(OPF(-1), KV) \quad (10.5)$$

$$KV = f(FN) \quad (10.6)$$

$$FN = f(ND) \quad (10.7)$$

Юқорида келтирилган тенгламалар тизими бир-бири билан боғланиб, кетма-кет ҳисобланади, яъни (10.7) тенглама ечилиб, унинг натижалари омил сифатида (10.6) тенгламага капитал қўйилмалар ҳисоблаш учун ишлатилади. Ушбу вақтида (10.6) тенглама натижалари (10.5) тенглама нисбати шундан ишлатилади.

Бу эконометрик тенглама тизимида прогноз вақтига бир кўрсаткич аниқланиб, унинг натижаси орқали қолган асосий кўрсаткичларни аниқлаш мумкин.

Модел иқтисодий таъсир бўлган ўлчовларни, боғланишларни акс эттириш керак.

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 тушунасан?

Асосий ва қўшимча ўқув адабиётлар ҳамда ахборот манбалари

Асосий адабиётлар

1. Кремер Н.Ш. Эконометрика: Учебник. – М.: ЮНИТИ - ДАНА, 2008. – 562 с.
2. Абдуллаев О.М., Ходиев Б.Ю., Ишназаров А.И. Эконометрика. Учебник. –Т.: Фан ва технология. 2007. – 612 с.
3. Айвазян С.А. Прикладная статистика и основы эконометрики. Учебник. – М. ЮНИТИ, 2007. – 345 с.

Қўшимча адабиётлар:

4. Мирзиёев Ш.М. Танқидий таҳлил, қатъий тартиб-интизом ва шахсий жавобгарлик – ҳар бир раҳбар фаолиятининг кундалик қондаси бўлиши керак. Ўзбекистон Республикаси Вазирлар Мақамасининг 2016 йил яқунлари ва 2017 йил истиқболларига бағишланган мажлисидаги Ўзбекистон Республикаси Президентининг нутқи. // Халқ сўзи газетаси. 2017 йил 16 январь, №11
5. 2017-2021 йилларда Ўзбекистон Республикасини ривожлантиришнинг бешта устувор йўналишлари бўйича ҲАРАКАТЛАР СТРАТЕГИЯСИ.
6. Елисеева. И.И., Курышева С.В. и др. Эконометрика: Учебник. – М.: Финансы и статистика, 2007. – 260 с.
7. Доугерти К. Введение в эконометрику: Учебник. – М.: ИНФРА-М, 2007. – 452 с.
8. Валентинов В.А. Эконометрика: Учебник. –М.: Издательско-торговая корпорация «Дашков и К°», 2009. – 367 с.
9. Шодиев Т.Ш. ва бошқалар. Эконометрика. –Т.: ТДИУ, 2007. – 270 б.

Интернет сайтлари

10. www.gov.uz – Ўзбекистон Республикаси ҳукумат портали
11. www.lex.uz – Ўзбекистон Республикаси қонун ҳужжатлари маълумотлари миллий базаси
12. www.economist.com
13. www.worlddeconomics.com
14. www.tradingeconomics.com
15. www.ereport.ru – Обзорная информация по мировой экономике
16. www.stplan.ru – экономика и управление
17. www.catback.ru – научные статьи и учебные материалы по экономике