

ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ ОЛИЙ ВА ЎРТА
МАХСУС ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ

ТЕРМИЗ ДАВЛАТ УНИВЕРСИТЕТИ

«ИЖТИМОЙ-ИҚТИСОДИЙ» ФАКУЛЬТЕТИ

«ИҚТИСОДИЁТ» КАФЕДРАСИ

С Т А Т И С Т И К А

ФАНИДАН МАЪРУЗАЛАР МАТНЛАРИ

Тақриз

Барча бозор иқтисодиёти ривожланган ва тараққий эта бошлаган мамлакатларда, уларнинг университетлари ва олий мактабларида ягона статистика курси ўқитилиб келинди ва ҳозирги кунда ҳам ўқитилмоқда. Кўп йиллар давомида синовлардан ўтган мазкур бой тажрибани ҳисобга олиб, университет ва институтларимизда ҳам уларнинг йўналишларидан қатъий назар, ягона статистика курсини ўқув жараёнларида кўзлаш мақсадга мувофиқ бўлар эди. Шу билан бирга олий таълимнинг иқтисодий йўналишлари бўйича талабаларда статистик тафаккур бунёд этиш соҳасида юртимизда тўпланган тажрибалардан воз кечиш ҳам нотўғри бўлади. Бунда статистика назарияси билан бир қаторда ижтимоий-иқтисодий статистика ва статистика соҳаларига хос масалалар ҳам ягона статистика курсида фан назарияси ва услубияти билан узвий боғланган ва изчил ўйғунлашган ҳолда ёритилиши лозим.

Молия, бухгалтерия ҳисоби ва аудитдан ташқари бошқа умумиқтисодий йўналишлар ва ихтисосликлар бўйича бакалавр даражасида юқори малакали иқтисодчи мутахассислар тайёрлаш ўқув режаларида ягона «статистика» курси кўзланган бўлиб, унинг ўқув дастури эса юқорида баён этилган мазмунда тузилган. Ана шу ҳужжатга мувофиқ ушбу маърузалар матни тайёрланди. Унда Термиз давлат университетида кўп йиллар давомида фанни ўқитиш жараёнида муаллиф қилган маърузалар ва амалий машғулотлар натижалари умумлашган ҳолда баён этилган. Маърузалар матнини тайёрлашда статистика фани бўйича етук олимлар томонидан ёзилган дарслик ва ўқув қўлланмалардан фойдаланилган.

Статистика фани 5340200-Менежмент таълим йўналиши 2-курс талабаларига 3- семестрда ўтилади ва 36 соат маъруза, 36 соат амалий машғулот, 38 соат мустақил таълимдан иборат. Маърузалар матни фан бўйича ишчи дастур, намунавий дастур асосида ёзилган бўлиб, унда статистика назариясининг асосий тушунчалари, статистика фанининг объектлари ҳамда уларни урганиш методлари келтирилган.

Статистика фани 2 бўлим, 11 мавзудан иборат.

Тасвирий статистика бўлимида статистика фанининг предмети, кузатиш услубияти ва турлари, статистик курсаткичлар, статистик маълумотларни тақдим этиш усуллари ёритиб утилган.

Аналитик статистика бўлимида маълумотларни таснифлаш ва гуруҳлаш, тақсимот қаторлари, ўртача миқдорлар, вариация курсаткичлари, ўзаро боғланишларни ўрганиш, динамика қаторлари кенг очиб берилган.

Тақризчи:

доц. М.Ортиқов

КИРИШ

Ўзбекистон иқтисодиётини янада эркинлаштириш, хусусий мулкнинг ўрни ва таъсирини кенгайтириш, ишбилармонлик ва тадбиркорлик соҳалари учун барча зарур имкониятларни яратиш ва рағбатлантиришни ҳозирги вақтда ҳаётнинг ўзи тақазо этмоқда.

Президент И.А.Каримов кўпгина маърузаларида бу долзарб масалаларни ечиш учун малакали кадрлар ва мутахассислар етиштириш, тафаккуримизни юксалтириш лозимлиги ҳақида эслатиб ўтади.

Юқори малакали мутахассисларни тайёрлашни кенгайтириш билан бир вақтда олий таълим тизимини тубдан яхшилаш, ислоҳ қилиш бугунги кунда энг муҳим вазифалардан бири бўлиб қолмоқда. Бу эса, биринчи навбатда, олий таълим йўналишлари бўйича Давлат талабларида кўзланган фанларнинг мазмуни ва ўқув дастурларини халқаро андозаларга мослаштириб такомиллаштиришни талаб қилади.

Собиқ Совет тузумининг бошланғич даврларидаёқ, статистикани марказлашган тоталитар бошқариш мақсадига бўйсундириш, унинг самарали қуролига айлантириш ниятида режали хўжалик шароитида у ўзининг назарий асосларидан ажралиши ва статистика фани йўқолиши ҳақида «назария» тўқилган эди.

Натижада статистика халқ хўжалиги ҳисобининг бир тури сифатидагина қаралди, унинг назарияси эса эҳтимоллар назарияси билан бирлаштириб, математиканинг таркибий қисми деб талқин этилди.

Кейинчалик 50^{ичи} йилларда янги ижтимоий фан сифатида статистика назарияси ҳақида курс яратилди ва математик статистика билан бир қаторда у олий ўқув юртлари режаларидан ўрин эгаллади. Натижада статистика назарияси мустақил иккита ўқув курслари бўлиб қолди. Афсуски, ҳанузгача бу масалага аёнлик киритилгани йўқ, ваҳоланки бутун дунё яшаётган эркин бозор иқтисодиёти мамлакатимизда ҳам бунёд этилмоқда ва у товар ишлаб чиқарувчилар билан истеъмолчилар эркин ҳаракати учун шароит яратмоқда, демак, тасодифий жараёнлар ҳаёtimизда кечмоқда.

Барча бозор иқтисодиёти ривожланган ва тараққий эта бошлаган мамлактларда, уларнинг университетлари ва олий мактабларида ягона статистика курси ўқитилиб келинди ва ҳозирги кунда ҳам ўқитилмоқда. Кўп йиллар давомида синовлардан ўтган мазкур бой тажрибани ҳисобга олиб, университет ва интитутларимизда ҳам уларнинг йўналишларидан қатъий назар, ягона статистика курсини ўқув жараёнларида кўзлаш мақсадга мувофиқ бўлар эди. Шу билан бирга олий таълимнинг иқтисодий йўналишлари бўйича талабаларда сатистик тафаккур бунёд этиш соҳасида юртимизда тўпланган тажрибалардан воз кечиш ҳам нотўғри бўлади. Бунда статистика назарияси билан бир қаторда ижтимоий-иқтисодий статистика ва статистика соҳаларига хос масалалар ҳам ягона статистика курсида фан назарияси ва услубияти билан узвий боғланган ва изчил уйғунлашган ҳолда ёритилиши лозим.

Молия, бухгалтерия ҳисоби ва аудитдан ташқари бошқа умумиқтисодий йўналишлар ва ихтисосликлар бўйича бакалавр даражасида юқори малакали иқтисодчи мутахассислар тайёрлаш ўқув режаларида ягона «статистика» курси кўзланган бўлиб, унинг ўқув дастури эса юқорида баён этилган мазмунда тузилган. Ана шу ҳужжатга мувофиқ ушбу маърузалар матни тайёрланди. Унда Тошкент давлат иқтисодиёт университетида кўп йиллар давомида фанни ўқитиш жараёнида муаллиф қилган маърузалар ва амалий машғулотлар натижалари умумлашган ҳолда баён этилди.

I ҚЕЊÌ. ÒÀÑÂÈÐÈÈ ÑÒÀÒÈÑÒÈÈÀ

I áíá. ÑÒÀÒÈÑÒÈÈÀ ÌÐÃÀÌÀÒÈ ÀÀ ÓÑÈÓÁÈ

1.1. Ñòàòèñòèèà ìèà?

Æàìèÿò ùà,òè, òóðìóøè ùàқèääàè ìàúéóìíðèàðää àúèääí àìàèèè ÿùòè,æ ñòàòèñòèèàìè ÿðàòàè.

Аðóñóñèè қìííóìèÿðèàðè äää қаðää àúèìàèèè, ÷óíèè áó ùíèää òèàð ìàèèèàқ хíèàòääàè, ÿúíè àèðìð ìðääìàðää òàÿìàè, ùàáìää òóðèá қíèääí ìàðñää ùðøàø òóðóí÷à àúèèá қíèàð ÿàè. Ììààèè ùíàèñà àà æàðä,ìèàðää ìàì,í àúèääèääí қìííóìèÿðèàðíè í÷èø àà ùðääìèø ñòàòèñòèèàìèìä àñíñèè ààçèðàñè, ñòàòèñòèèè òàèøèðèøää èúçèàìääí àà хàқèқàðäà ÿðèøèèääí ìèðìààðä ìàқñàà ùèñíàèàìàè.

Ùàð áíèì òèàð àèðèì ùíàèñà àà æàðä,ìèàð ùàқèääàè ìàúéóìíðèàðíè òúíèàø àà қаèòà èøèàø æàðä,ìèàà ìèèìàèèääí ùàìää áóðóí òúíèàì àúèè÷à ìèқàìðèè ìèñààðèàðíè òàúðèðèèèèèääí òìóìèàøðèðòá÷è èúðñàðèè÷èàð øàèèèèää ìàì,í àúèääè. Øó àèèàí àèð қаðìðää ñòàòèñòèèè қìííóìèÿðèàð ììààèè ùíàèñà àà æàðä,í òààèàðèìèìä òðèèè òìííèàðèèää òààèøèè èç÷èè áíèàìèøèàðíè, òàððèá қíèääèàðíè èðìààèèèèè. Øó æèùàòääí òèàðíè ìàúéóì ääðàæääà øàðò àèèàí èèèè òóðää àæðàðèø ìòìèèí:

Áεðεί÷εάαί, ùðääáíεεά,òääáí ùíäεñäεäð òùíεäíεíεíä òççεεεðεäääε áířεäíεðεäðíε εðíääεíä÷ε κίíóíεýðεäð, òεäðíε òακñεííð κίíóíεýðεäðε äää àðäεääε;

Έεεεί÷εάαί, ìíäääε ùíäεñä ää ääðä,ííεíä äεíäíεçíεíε εðíääεíä÷ε κίíóíεýðεäð, òεäðíε ðεäíäεäíεð (òäðακκε,ò) κίíóíεýðεäðε äää ùäí àðäð íðíεí.

Ìíäääε ùíäεñäíεíä àíεκ òàúðεðε ðóíäáí εäíðäðεε, ó ùäð κáíääε ùíäεñäεäð εερεíäεñε áúεíäñäáí, ääεεε ðóíääεäðεíεíä òùíεäíεεε, óíää ε÷εε εç÷εε áířεäíεðεäð ää òεäðíε εðíääεíä÷ε κίíóíεýðεäð íääæðä, äíí òεäð íääðää äεðεí ýεää ùíäεñäää þçäää ÷εκíäεäε.

Ñòäðεñðεεä òäíε ääð÷ä ìíäääε ùíäεñä ää ääðä,íεäðíε, κáεñε ñíùäεäðää òεäð òääεðεεεεäεäáí κàðúεé íαçäð, ùðääáíääε. Áóíää óíεíä óíεääðñäε, óíóíεεεεε æεùäðε íäí,í áúεääε.

Ìíäääε ùíäεñä ää ääðä,ííε ùðääáíä,òεä, ñòäðεñðεεä óíε íεκáíðäí ýúíε ñííεäð ,ðääíεää òàúðεðεäεäε. Áó ýñä óíεíä ää,í ýðεεäáí íðääíäðε òàúðεðεäáí εäεεä ÷εκääε.

Øóíääε κεεεä, ñòäðεñðεεä òäíεíεíä íðääíäðε ìíäääε χíäεçä ää ääðä,íεäðíεíä íεκáíðεε-ñεðäð àíεκεεäεíε ùðääáíεð, òεäðää àíεκ íäεíí ää çäíí ðäðíεðεää íäí,í áúεääεäáí κίíóíεýðεäðíε íεκáíðεε íεñääðεäð íðκäεε εðíääεäðäáí εäíðäð.

1.3. Ñòäðεñðεεä÷ä òäðäεéóð, ýùðεííεεäð, εäððä ñííεäð κίíóíε βα ñòäðεñðεε κίíóíεýðεäð

Íεíä ó÷óí ìíäääε ùíäεñä ää ääðä,íää κίíóíεýðεäð κäðíð òííεä, íäí,í áúεääεþ, òεäð äεðεí ùíäεñäεäðää þçäää ÷εκíäεäε äääáí ñäáíε òóřεεεðε òääεεεäεð. Áó ñäáíεää äääáíä ùíäεñäíε òäðäεéóð κεεεð äεεäí áířεεκ.

Òäðäεéóð ñùçεíεíä εðřääεε íäúííñε - εííííεíä ðεéðεäð κíäεεεýðε, ùεεäð, ðεéð þðεðεð, íóχíεäíä ää íóεíχαçä κεεεð.

Ñòäðεñðεε	òäðäεéóð	-
íäúäεðεä	ùíäεñäεäðíε	
ñòäðεñðεεä	æεùäðεäáí	
òóðóíεðεðε,òεäðíε	íóχíεäíä	
κεεεä, ε÷εε	ðíññäεäðε ää	
áířεäíεð-εäðεíε	εçíùεäð ùäíää	
íäú,ðíε	íεäεíεäððεðεðε.	

Ñòäðεñðεεä÷ä òäðäεéóð äääáíää íäúäεðεä äíεääεäðíε ñòäðεñðεεä æεùäðεäáí òóðóíεðεðε, òεäðíεíä ííùεýðε óñðεää ðεéð þðεðεð, íóεíχαçä íεää áíðεð ääðä,íε òóðóíεääε. Ìíäääε ùíäεñä ää ääðä,í òääεäðε óñðεää íóεíχαçä þðεðεä, óíεíä íäú,ðεíε àíεκεäðää äεíκäáíð òíííεäðεíε, ääεäεεäðεíε íεäεíεäððεðεðε, ñòäðεñðεε κίíóíεýðεäð þçäää ÷εκεð ñääääεäðεíε òóðóíεðεðε äñíñεε íακñää ùεñíäεäíääε.

Ñòäðεñðεε κίíóíεýðεäð ìíäääε ùíäεñä ää ääðä,íεäðää, òεäðíεíä äñíñεε ñäääðεäðε òàúñεðε ññðεää þçäää ÷εκääε. Óεäð äεðεí ùíäεñäεäðää íäí,í áúεíäεäε ää áóíεíä ñääääε ðóíääεε, áó ùíεää ,ðääí÷ε εεεεεäí÷ε ìíεεäð, ñääääεäð íóùεí ðíεù ùεíää, äñíñεε ñääääεäðíεíä òàúñεð εó÷εíε κεðκääε ää òεäðäáí óñðóíεεε ùäí κεεεðεäðε íðíεí. Áääðää ääðä,ííε äεð áóóóíεεεää, ääð÷ä ùäðäεäð÷äí εó÷εäð òùíεäíεää κäðäεñä, ó ùíεää òäñíäεðεε òäðíäððεäð òäεεñεäáíεð, ñεεεεκεäíεð òäíääáíðεýñεää ýää áúεääε, ÷óíεε òεäðäáí äεð κεñíε εæíäεε, áíðκäεäðε ñäεäεε ùεñíäεäíääε. Óäεðεðεä,òäáí òùíεäí χäæíε κáí÷äεεε εäððä áúεñä, ðóí÷äεεε εεεεεäí÷ε ñääääεäðíεíä íκεääðεäðε ýúíε òεäðíεíä òàúñεðε ññðεää þçäää εäεäáí òäñíäεðεε òäðíäððεäð εúíðíκ ääεðεεääε, ñεκäεäíääε. Íäðεäää çäðððεε ñääää áířεäíεðεäð, ýúíε äεíεíäεý, εκðεñíäε,ð, ðεççεä, εεí, ää χοκαζο κίíóíεäðε ýκκíεðíκ íäí,í áúεääε.

Äíí äεðεí χíεäðεäðää òùíεäí ñííε εúíäεñä ùäí εäððä ñííεäð κίíóíε äíäε κεεíäñεεäε ää ñòäðεñðεε κίíóíεýðεäð þçäää ÷εκíäñεεäε íðíεí. Óððíððεíεçää, εκðεñíäεε ùä,ðää áóíääε χíεäð κóεεäääε χíεεäðää εðçäðεεääε:

-ùðääáíεεä,òääáí ùíäεñäεäð κäñðäáí, àðäεεää κεεεíäáí òäððε-ùäðäεäðεäð íäðεääñε áúεçä;

-ùðääáíεεä,òääáí òùíεäí òääεäðäí äεð æεíñεε áúεmaäáíää, ýúíε ó ùäð ðεε ñεðäðää ýää áúεäáí ùíäεñäεäðäáí òäðεεε òííçä;

-ìíäääε ääðä,ííεíä òððεε óíñðεäððεää òàúñεð ýððä÷ε εεεεεäí÷ε ñääääεäð εó÷εε ùçäðí áířεεκ áúεääíää.

Øóíεíä ó÷óí εäððä ñííεäð κίíóíε äíäε κεεεðε ää ñòäðεñðεε κίíóíεýðεäð þçäää ÷εκεðε ó÷óí íäúεóí ðäðð-ðäðíεðεäð òàúíεíäíεðε εíçεí. Áεðεί÷ε ðäðð - ùðääáíεεä,òääáí ùíäεñäεäð ääřäðäç, ääùíñäáí κεεεíäáí òäððε-ùäðäεäðεäð íäðεääñε áúεεðε εäðäε. Øó ùíεäääεíä ùíäεñä òäñíäεð χäðäεðäðää ýää áúεääε ää òùíεäí óíñððεäðε íðñðäκεε, ýðεéí ùäðäεäð κεεεðε ó÷óí ðäððð òóřεεääε, ÷óíεε òεäðää òàúñεð ýððä÷ε εεεεεäí÷ε ñääääεäð ùäí ùçäðí áóóóíεäε áířεäíεðää ýää áúεíäεäε ,εε εó÷ñεç áířεäíäáí áúεääε, íäðεääää äεñäðεýð óíñððεäð ùäí óðäó

1.3. Ñòàðèñòèèà óñěóáèÿòè

[illegible]

Nòdòèñòèèà òñèóáeyòè ààààíàà ììààèé ùíàèñà àà æàðà,ííè èèìéé òàèøèðèðàà àà áíñàðèðàà, òíàà ìàì,í áùèààèèàí ñííóíèyòèàðíè ùðààíèø àà òèàðààí àìàèèé òíèààèàíèø æàðà,íèàà ñùèèàíààèèàí ùçèàà òíñ òñèóá, ýùíè òñòèèàð, ìàðíàèàð, èùèèàð, àíñèòàèàð ìàæìòàñè òóøóíèèààè. Ììààèé ùíàèñà àà æàðà,íèàðíèíà ìèñàðíèé ìèñààòèàðèíè àìèçàø, òèàðàà ìàì,í áùèààèèàí ñííóíèyòèàðíè ìèàèíèàøðèðèð ìàññààèàà àìàèà ìøèðèèààèèàí ñòàðèñòèè òààñèñòèèàð àèð íà÷à àíñè÷èàðàà, òèàð ýñà òàçàèàðàà áùèèíààè. Áíñè÷èàà òàçàèàð ùçèèíà ìàññààè, ààçèòàèàðè àà ñóñòèñèyòèàðè àèèàí àèð àèðèèàí àæðàèèà òòðààè. Øóíèíà ò÷-òí ùàð àèð òàçà àà àíñè÷èàà ùçèàà òíñ òàèøèðèð òñòèèàðè, èùèèàðè, àíñèòàèàðè ñùèèàíààè. Øó àèèàí àèðàà ùðààíèèà,òààí ñíùà àà ìàñàèàíèíà ñàðàèòàðèèà ñàðàà, òíàà ìíñ èàèààèèàí ò èè áó òñòè (èè òñòèèàð òùààñè) àìèç òàèøèðèðàà, òíèíà ìàèéví òàçàñè àà àíñè÷èàà àñíñèé, àòàè÷è ñóðíè ñèðàòèèàà èøèàòèèààè.

Áèðéí÷è áîñķè÷ää κόέέääääè àñîñéé ìàķñää âà âàçèòâèäð

[illegible]

Ó ,èè áó áíñkè÷íèíá ùàð áèð òàçàñèää ììààèé ùíäèñà àà æàðä,íèàðíè òàèèðèðèðíèíà òóðèè òñóèèàððè. áíñèòàèèàððè,éúèèàððè ñúèèáíààè. Íàñàèáí, íáúáèòèàðíè ññèòèòèèàòèèèàð òàçàñèää òèàðíè íäàèé ,èè ìóðàèèèàà òàñíèòèèàð, ýèáíáíòàð ,èè èàððàðòèè áèðèèàðíàèàððíè òóçèà áóðóùèèàðèàðð, èèèèèèàà÷è (ñàéòà) áóðóùèèàðíèíà òóðèè éúèèàððè, èèàñòàð òàðèèè éúèèàððè àà ùíèàçííàð èðèàòèèèààè. Ñòàðèèñèè èóçàòèð æàðä,íèàà èðèèàà ÷èàððèð ,èè èááíðàòíðèý ðàðíèòèèàà òàæðèàà ñèíííèàð ùòèàçèð, ùèñíáíò ,èè ìàññóñ òàèèðèðèðèàð àà òúèòàòèàð àìàèèà

¹ Р.Н.Назаров., Б.Т.Тошпылатов, А.Д.Дусумбетов. Алгебра ва сонлар назарияси. I =исм, Т.: -Й=итувчи, 1993й.

[illegible]

ōīñ æèùàòèàðíè ùèñíáää íëéà, óèàðíè ðàèèàí àà ìàçíóíàí ðàèòà èðèàà ÷èçààè, ùçèíèíà òàèèðèðèð ðàðíèòèèà òùèà ìóáíðèçèàðòèðààè, ýúíè ýíäèèàíäáí ìàçàðèè çíèààèàð, òñèóáèýò ÿðàòààè. Ìàèðíèçòèñíäè, ò ùçèíèíà ìóðàèèààèèèè, ýúíè ùíäèñàèàð òùíèàíè æóää èàòòà çàæíäàèèèèè, èúí çàòèàíèè òóçèèèðàà ýàà ýéàíèèèè, óèàð ìðàñèààèè ùçàðí áíñèàíèèèàð ÷àòèèèà, ÷èààèèàðèà èàòèèè àà áíñçà òèñèàòèèàð àèèàí àæðàèèà òóðààè. Øóíèíà ó÷í ìàèðíèçòèñíäèè ñàòèèñòèèà òñèóáèýòè ìóðàèèàà èúí ùè÷íäèè òñèèèàð òèçèíèàðèèà, æóíèààáí ðçíðè ààðàæààà ààðàààòèàðàí èçòèñíäèè èúðñàòèè÷èàð òèçèíè, èúí ùè÷íäèè ùðòà÷àèàð, áóðòùèàðèèàð àà èíäàèñèàð òèçèíè, èúí ùè÷íäèè áíñèàíèèèàðíè òàòèèè çèèèð òñèèèàðí ìàæíóè àà ùíèàçíèàðàà òàýíäàè.

Ìèèðíèçòèñíäè, ò ýñà, àèñèí÷à, ñíäàà, ìäàèè æàðà, ìèèè àèèàí çàðàèòàðèàíäàè. Áèðèí èíðòííäèàð ìäàòàà àèð ìà÷à òàíèèýò òóðèàðíèè àèðèàðòèðààè, èðèàà ÷èçàðààèèàí ìàñóèíò òóðèàðè àà àññíðòèíàíðè èàí, òíèààèàíèèààèèàí ìàíàò àà ìíäèèè ðàñóðñèàð ààðèè àèð òèè, óèàðàà ìèèðíèçòèñíäèè æàðà, ìèèàð ñíäàà ùíèàà ðùè ààðààè, ìèèðí áíçíðèàð ýñà àèð ìèè àèð ìà÷à ìðàíàòèèèè àèèàí èúçàà òàèèàíäàè. Øóíèíà ó÷í ìèèðíèçòèñíäèè ñàòèèñòèèà òñèóáèýòè ìäàèè èçòèñíäèè кўрсаткичлар àà òàòèèè òñèèèàðèèà àññíèàíäàè.

Ìàèðíèçòèñíäèè ñàòèèñòèèà ìèèðíèçòèñíäèè ñàòèèñòèèà ó÷í ìàçàðèè-òñèóáèè àññíäèè, èíðòííà, òàðííçèàð àà áíçíð ñàòèèñòèèàèàðè òíèíà ìàúèóí ààðàæààà ìóñàòçèè àúèèàí àúèèèèàðè ùèñíäèàíäàè.

Èçòèñíäèè ñàòèèñòèèà ñíòèèè àèèèèèíèà ìóèè çóðíèèèèè. Ó òóðíóð áíçààèàðèèè àíäèèð, èçòèñíäèè ìàçàðèèèàð ìóçèèèèè àèèèð, óèàðíèíà çíèààèàðè àà òóðóí÷àèàðèèè òàèèðèðèð èíèíèèýòèèè ÿðàòààè. “Áèç ó÷í, - ààà ðçààè àèðèèà èçòèñíäèè÷èè àà ñàòèèñòèèè ìäàèí ðàòèè Õíèààðñèòàòèè ìðíàññíðè Ý.Èàèí, - èçòèñíäèè ñàòèèñòèèà - áó èçòèñíäèè ìàçàðèè çíèààèàðèèè èóçàòèèèàí òàèèèàð ðààíèèà òàèèðèðèð òñèèè ùàçèàààè òàí, ðóíäèè òàíèè, ó ìóáíðòàçèýòèè àà ìóáíðòàçèýòñèçèèèèà ó÷àààí èèèèè òàèèðèðèð ñíàèàðèèèè àíèçèàð èíèíèèè ààðààè, ùàíäà (çàðóð àúèèàí òàçàèðàà) çíèçàðñèç ñíýèàðíè çàèòà èúðèà ÷èçèð ó÷í ìàçàðèè, ò÷èèà àú, çàèòàðààè”.²

Øóíäàè çèèèà, èçòèñíäèè ñàòèèñòèèà ùðààíèð ìðààíàòè àà òñèóáèýòè àèèàí àæðàèèà òóðóá÷è ìàúèóí ààðàæààà ìóñàòçèè àúèèàí ñàòèèñòèèà òàíèèíà òàðèèèèè çèñíè, ñíàñèèèèè.

Áñíèèè òóðóí÷à àà àòàíèèàð

Ñàòèèñòèèà	Аналитик статистика
Ìèçàíð	Ìíäàèèè ùíäèñà
Сифат	Ìíäàèèè æàðà, í
Ñàòèèñòèèà ìàúàèòè àà ìðààíàòè	Ìóçàððàð àà òàñíäèèèè ùíäèñà
Ñàòèèñòèèà òñèóáèýòè (ìàðíäíèíäèýñè) ìèè	Ìíäèèèè àà àèð æèèèè ùíäèñà
òñèóáè (ìàðíäè)	Òàíà èíèíèèýòèè ùíäèñà
Ñàòèèñòèè çííóíèýò	Маòàíàòèè àà ñàòèèñòèè èòèèíèè
Òàñàèðèè ñàòèèñòèèà	
Ñàòèèñòèè òàòàèèóð	
Ìàú, ð	
Ñàòèèñòèèà òàðííçèàðè	
Èçòèñíäèè çííóíèèàð àà ùларнинг ìèçàíðèè ìàí, í	
àúèèè ìèýèðлар	
Èçòèñíäèè ñàòèèñòèèà	
Ìàèðíèçòèñíäèè ñàòèèñòèèà	
Микроиктисодий статистика	
Èçòèñíäèè ìíäàè	

² Э.Кейн. Экономическая статистика и эконометрия. М.: Статистика, 1977, б 14.

Κεῖνκα-à xóēĩñàèàð

Ñòàðèñòèèà äääáíàà èèè áíð ìàìèàèàðíèíà èκòèñíàèè àà ñè,ñèè àùáíèèíè ñííèàð àà éáíðàèàð ðäàíèàà èçíùèàð òàððèàè ùàκèääàè òàí òòòóíèèääí áùèñà ùàì, ùíçèðäè èóíàà áó ñùç èùí ìàùííàà κùèèáíèèääè: Ñòàðèñòèèà-áo: 1)òóðíóð, æàìèýò ùà,ðè ùàκèääàè àíèκ ñííèàð, èùðñàðèè-èàð òùíèàì; 2) ìàçèóð ìàúèóííòèèàðíè òùíèàð, èðèàð,óíóíèàððèðèð, ñàκèàð àà àðèàçèà áàðèð àèèàí áíñèèκ áùèääí òàíèèýò ñíùàñè; 3) ìíààèè æàðä,ííèíà òñòèääí èùí èóçàðèðèèàð ùðèàçèð ìàðèæàñèèà ìèèíàí òíóíèàððèðòá-è ìàúçííèàð, èùðñàðèè-èàð;4)èèí-ðàííèíà ìàññóñ ñíùàñè.Ñòàðèñòèèà òàíè ìíààèè ùíàèñà àà æàðä,íèàðíè ùðàáíààè, òèàðäà ìàí,í áùèàèèääí ñòàðèñòèè κííóíèèýòèàðíè àíèκèàèàè, òèàðíèíà ìàú,ðèíè áàèàèèàèàè. Ó ùç òñèóáèèýòèàà ýàà àà ìíààèè æàðä,ííè ùðàáíèð òñèóáè ñèðàðèèà ìíààèè áóí, àà èèí-ðàííèíà ùàíà ñíùàèèàðèèà κùèèáíààè. Áéíèκñà èæòèííèè-èκòèñíàèè, ìíààèè ùíàèñàèàðíè àèèèðàà,èàðíè κèèèðàà ñòàðèñòèèà áàκè,ñ èàðòà ðíè ùéíàèàè. Áó ñíùààà ìèèá áíðèèääí òàèèðèðèð àà èóçàðèðèèàðíè òíóíèàððèðèð ñατιγαςιδα ñòàðèñòèèà òàí ñíùàñè òàðçèàà ðàèèèàíàáíèèè àà òàðàκκèè ýòèá èàèà,ðàáíèèèè áàæèç ýíàñ. Óíèíà òñèóáèèýòè ààðèáíèè òñíèðèèà ìàðàíàðèèà àà áíòκà àíèκ òàíèàð ùèññàñèíè ùàì éíèíð ýòèá áùèíàèàè. ìàðàíàðèè ñòàðèñòèèà ìíè àèèàí ìèèè ìàèòàààà ùκèðèèà,ðàáí òàí ñòàðèñòèèà ìàçàðèèýñè àà òñèóáèèýòèíèíà ìóùèí òàðèèàèè κèñíèèèð. Ìòðàèèèà ìàðàíàðèè àñíàðàòáí òíèèàèáíèèèèè ò-óí òíè ìòñòàκèè òàí ñèðàðèèàà κàðàðàà àñíñ èùκ, -óíèè áó ùíèàà ìíùèýò ùçààðíàñàí (àíèκ ìíààèè æàðä,í ùðàáíèèèàè) ðàèè ìòðàèèèà èùðèíèðàà èóíàèèáíààè, òòèñ.

Èκòèñíàèè ñòàðèñòèèà ýáííà ñòàðèñòèèà òàíèíèíà òàðèèàèè κèñíè àà òàðííèèèèð. Øó àèèàí àèðàà òíèíà ùðàáíèð ìàúàèèè ìóùèí ùçèàà òíñ òíííèàððàà ýàèèèè àà òèàðäà òíóíòàðèñòèè òñòèèàðíè ìíñèàððèðèð èùèè àèèàí ýíàè ìàçíóí àà ðàèèèèàð áàðð ýòèèàáíè àà ìàðèæààà àèðíóí-à òàèííèèèèàðèíà òñèóáèèýò ðàðèèèàáíèèèèèè ùèñíààà ìèèá èκòèñíàèè ñòàðèñòèèàíè ìàúèóí ààðàæààà ìòñòàκèè òàí áàà κàðàð ùàì ìóíèèí. Ýéíííàðèèý ýñà ñòàðèñòèè òñòèèèð ðäàíèàà ìíààèè èκòèñíàèè ùíàèñàèàðíè òàèèðèèà, èκòèñíàè,ò ìàçàðèèèèàðèíè àà κííóíèèýòèàðèíè ìèκàíðèè èóíàèèàðèíà éáíðàð. Øóíèíà ò-óí ò èκòèñíàèè ñòàðèñòèèèèíèíà муҳим йўналиши ва òàðèèàèè κèñíè ààà κàðàèèèèè èíçèí.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Ñòàðèñòèèà àòàíàñè κàíààè èàèèà -èκκàí àà èèè áíð ìèàíè àíàèàðòáí?
2. Ñòàðèñòèèà ñùçè ùíçèð ìèàèàðíè àèèèèðààè?
3. Ñòàðèñòèèà ìðàáíàðèè òàííè?
4. Ñòàðèñòèèà òñèóáíè?
5. Ñòàðèñòèèà òíèàáðñàè òàííè?
6. ìíààèè ùíàèñà àà æàðä,í ìèà àà òèàð κàíààè òíññàèèàðè ìààæòá?
7. Òàñíàèèèè ùíàèñà ìèà àà òíèíà κàíààè òíññàèèàðè ìààæòá?
8. ððèèèçàà àèð òùàà ìàáíèàð áíñòèðèà èàèèè. Òàñíàèèèè ùíàèñàíè,èè èùκíè?
9. Áóçóκ ìàèèà òàèáíà-èñè àèð èèèèèè òðèà èàòàè. Òàñíàèèèè ùíàèñàíè? Óòòóíèèðèà áàðèíà.
10. Ùçààèèèòííàà ýáííà ñàííè,òñíçèèè èíðòííàñè áíð. Áó ìíààèè ùíàèñàíè? Óòòóíèèðèà áàðèíà.
11. ìàðàíàðèè ýùðèííè àèèàí ñòàðèñòèè ýùðèííè ìðàñèàà κàíààè òàðκ áíð?
12. Áàðñèèè èèðíàèàð κèçèκàðñèç áùèààè. Óðáo èèðíà ñòàðèñòèèèàáí ààðñèèè. Áàíàè, ó κèçèκàðñèç èèðíà. Áóíààè òèèð ððèèèð ñòàðèñòèè òàðàèèèòáà ìèñíè áùèà ìèààèèè? Ùç òèèðèíàèçíè àñíñèàà áàðèíà.
13. Ñàíóýáðù-íèòýáðù ìèèàðèèà Òíðèáíðàà èùíèí-à,íñèð,ñààè. Áó èèè ñàíóýáðù ìèèàà,íñèð áùèíààè. ìèòýáðù ìèèàà,ñààèèè? Æàáíàèíàèçíè ñòàðèñòèè æèùàðàáí èçíùèàá áàðèíà.
14. Òàèàààèàð çàðèñòèèè ààðñèàðèèà,ííí κàðàíàèèèàð. Èíèèùíí κàíààè ýèóíèàíààè? Ùç òèèðèíàèçíè ñòàðèñòèè òàðàèèèòá æèùàðàáí èçíùèàá áàðèíà.
15. Èκòèñíàèè ñòàðèñòèèè èκòèñíàèè òàííè?
16. Ýéíííàðèèý-è? Ýùðèííè ìàçàðèèèèàðè-è? ìàðàíàðèè ñòàðèñòèèè-è?
17. Ñòàðèñòèèè κííóíèèýò ìèà? Ó àèáíàèè κííóíèèýòááí κàíààè òàðκ κèèààè?
18. Óèèáí ñííèàð κííóíèèíèíà ìíùèýòè ìèàááí éáíðàð? Ñòàðèñòèèè ò-óí ò κàíààè àùàíèèèèàà ýàà?

1-чизма. Иқтисодий воқеаларни билиш жараёнининг босқичлари.

Демак, билиш фаолияти ўзининг сўнги босқичида абстракт фикрлашнинг энг юқори даражасида амалга ошади ва у иқтисодий назария, бозоршунослик, бошқариш ва бошқа махсус фанларнинг илмий қоида ва тушунчаларини тадбиқ этиш билан якунланади. Билиш фаолиятининг асосий биринчи учта босқичи статистикага алоқадордир. Шундан ҳам турмуш воқеаларини англашда, уларни илмий текширишда статистика қанчалик аҳамиятга эга эканлиги ҳақида умумий тасаввур ҳосил қилиш мумкин.

Илмий маълумотларни иқтисодиёт ва жамият тараққиёти билан доимо уйғунлаштириб иқтисодий билимларни такомиллаштириш зарурияти статистика олдида иқтисодий категория ва қонунларни аниқ жой ва замон шароитида миқдорий намоён бўлиши устидан мунтазам равишда кузатиш олиб боришни долзарб масала қилиб қўйди. Бу функцияни амалий тасвирий статистика амалга оширади.

Марказлашган режали хўжалик ва бозор иқтисодиёти шароитларида статистика ҳар хил респондентлар ва ахборотлар истеъмолчилари гуруҳига турлича таъсир этади.

Режали хўжалик шароитида давлат режаси ишлаб чиқариш регулятори бўлиб, халқ хўжалигининг барча иерархик доираларида иқтисодиёт иштирокчиларининг хатти-ҳаракатларини, ҳулқ атворларини аниқлайди. Шунинг учун иқтисодий ҳодисалар, шу жумладан, якка-якка ҳодисалар нисбатан камроқ тасодифий кучлар таъсирида бўлиб, микроиқтисодий кўрсаткичларни ҳам бирмунча барқарор ривожланиши ва турғун бўлишини таъминлайди.

Режали бошқариш шароитида статистиканинг асосий функцияси давлат режаларини бажариш устидан назорат қилишдан иборат. шу мақсад жиҳатдан микроиқтисодий кўрсаткичлар энг муҳим аҳамиятга эга, чунки иқтисодиётнинг қўйи даражаларида давлат режасини бажариш юқори даражаларда ҳам унинг бажарилишини таъминловчи замин ҳисобланади. Микромаълумотлар очик бўлиб, статистика ва бошқа мақсадларда ҳам улардан фойдаланиш мумкин. Ҳамма респондентлар корхона, ташкилотлар ва муассасалар ўз фаолиятлари ҳақидаги маълумотларни ҳисобот шаклида статистика ташкилотларига тақдим этишга мажбурдир, чунки улар давлат ва жамоа мулки шаклларидаги умумхалқ мулки ҳисобланади. Барча респондентлар учун тегишли ҳисобот маълумотларини тақдим этиш ва бошқа статистик текширишларга мутахассислари ва молиявий ресурслари билан жалб қилинишлари ҳақидаги ва давлат бошқарув ташкилотлари томонидан чиқарилган қарорлар қонун кучига эга. Бу эса давлат статистика ташкилотларини уларга нисбатан катта ҳуқуқлар билан таъминлайди. Режали бошқариш шароитида хўжалик юритувчи субъектлар фаолияти айрим тасодифий кучлар таъсиридан ҳоли эмас, бу давлат режасини бажариш кўрсаткичлари субъектлар бўйича тебранишида ўз ифодасини топади. Статистика асосий социал ва иқтисодий ривожланиш тенденциялари ва қонуниятларини аниқлаши керак. Бунинг учун у микромаълумотларни агрегатлаштириш йўли билан макрокўрсаткичлар тузиб чиқади, уларда тасодифий кучлар таъсири бир-бирини қирқиб, умумий барқарорлик, турғунлик қарор топади. Бундай макроиқтисодий ахборотлардан олий фирқа ва давлат ташкилотлари бошқарув мақсадларида ҳам, тарғибот ва ташвиқот учун ҳам фойдаланилади. Уларнинг кўп қисми кенг оммадан сир сақланиб, махфий тамға билан муҳрланиб, “ёпиқ” материалларни ташкил этади. Макроиқтисодий ва ижтимоий ахборотларни матбуотда эълон қилиш, уларни ошкорликка мафтун этиш фақат олий фирқа ташкилоти ихтиёридаги ҳуқуқий масала ҳисобланади. Бозор иқтисодиёти шароити учун эса юқорида зикр этилган жиҳатларнинг бутун қарама-қарши ҳолати характерлидир. Микромаълумотлар “тижорат сир” бўлиб, макроахборотлар эса барча фойдаланувчилар учун очик ошкораликка эга. Ахборотларни истеъмол қилувчилар биргина ҳукмрон фирқа ва давлат ташкилотларидан иборат бўлмасдан, балки улар оппозицион фирқа ва бошқа жамоа ташкилотларини, бозор тузилмалари – тижорат корхона ва ташкилотлари, уюшмалар, илмий-текшириш муассасалари ва ўқув юртлари, оммавий ахборот воситалари, тадбиркорлар ва бошқаларни, халқаро ва ажнабий юридик ва жисмоний шахсларни ўз ичига олади. Расмий ва норасмий статистика ўз вазифасини ҳамма учун хизматлар кўрсатишда, ижтимоий ахборот инфратузилмаси сифатида фаолият қилишида, деб билади. Бошқача айтганда, у бозор иқтисодиётининг ахборот инфратузилмаси ҳисобланади. Бозор иқтисодиёти шароитида

статистика роли функциялари ва эгаллайдиган мавқеида режали хўжаликка нисбатан яна бошқа фарқлар ҳам мавжуд.

Хўш, статистик маълумотларни қандай олиш мумкин?

Уларни авваламбор, турли босма матбуот воситаларидан олиш мумкин. Ўзбекистонда чиқадиган газета ва журналларда айрим корпорация ва корхоналарнинг, тижорат банкларининг молиявий ҳисоблари босилиб чиқади. Ўзбекистон иқтисодий ва ижтимоий ҳаётига ва айрим соҳаларига оид кўп статистик маълумотлар “Иқтисодий ахборотнома”, “Экономическое обозрение” (иқтисодий шарҳлар), “Денги и кредит” (пул ва кредит), “Ўзбекистон қишлоқ хўжалиги” журналларида ва “Ўзбекистон иқтисодий йўналишлари” лойиҳаси нашрларида босилиб чиқмоқда.

Аммо статистик ахборотларнинг асосий манбаи бўлиб, Ўзбекистон Давлат Статистика Қўмитаси ва унинг маҳаллий ташкилотлари томонидан босиб чиқариладиган “Ўзбекистон Республикасининг ... йилда ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари” ва бошқа статистик тўпламлар (“... йилда Ўзбекистон Республикаси халқ хўжалиги” деб номланган) хизмат қилади.

Давлат статистика қўмитаси Ўзбекистон Республикаси “Давлат статистикаси ҳақида” ва Республика Президентининг “Ўзбекистон Республикаси Макроиқтисодиёт ва статистика вазирлигини қайта ташкил этиш ҳақида”ги 24 декабр 2002 йил УП-3183 сонли Фармонида мувофиқ Ўзбекистон Республикаси Вазирлар Маҳкамасининг 8 январ 2003 йил 8 – сонли қарорига асосан тузилган бўлиб, мамлакатимизда статистика соҳасида ягона сиёсат ишлаб чиқувчи ва амалга оширувчи мустақил юридик шахсдир. Давлат Статистика қўмитаси Ўзбекистон Республикасининг амалдаги ва миллий манфаатларига ғамувофиқ, илмий асосланган услубият, халқаро андоза ва қоидалар асосида тузилган ва тараққий этган ахборот тизимини барпо этиб, ягона давлат сиёсатини амалга оширади ҳамда давлат идора ва бошқарув органлари, хўжалик юритувчи бошқа субъектларнинг республика ижтимоий-иқтисодий ривожланишига оид статистик маълумотларга бўлган талабини қондиради.

Ўзбекистон	Давлат
Статистика Қўмитаси тизими –	статистик маълумотларни ишлаб
чиқарувчи ва истеъмолчиларга	етказиб берувчи фабрика

Давлат Статистика қўмитаси ўз фаолиятини Ўзбекистон Республикаси Конституцияси, “Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистикаси тўғрисида” ги Қонун ва бошқа расмий ҳужжатларга мувофиқ амалга оширади.

Қорақалпоғистон Республикаси, вилоятлар ва Тошкент шаҳар статистика бошқармалари, туман (шаҳарлар) статистика бўлимлари билан биргаликда Давлат Статистика қўмитасининг

ягона тизимини ташкил этади.

Давлат статистика қўмитаси зиммасига қуйидаги асосий вазифалар юкланган:

-халқаро статистика андозалари ва қоидаларига мос илмий асосланган статистика услубият ва кўрсаткичлар тизимини ишлаб чиқиш;

-мамлакат ижтимоий-иқтисодий аҳволини ифодаловчи статистик ахборотларни йиғиш, тайёрлаш, сақлаш ва таҳлил қилиш;

-давлат ҳокимияти ва идораларига статистик ахборотларни тақдим этиш (қонунларга мувофиқ);

-республикадаги ижтимоий-иқтисодий жараёнларни экс эттирувчи статистик кўрсаткичларнинг ҳаққонийлиги, ҳолислиги, тезкорлиги, барқарорлиги ва ўзаро боғлиқлигини таъминлаш;

-хорижий давлатлар статистика хизматлари ва халқаро статистика ташкилотлари билан статистика ахборотларини электрон айрибошлашни амалга ошириш ҳамда ахборотлар тўплаб бориш;

-республикада ягона статистик ахборотлар маконини шакллантириш ва қўллаб қувватлаш;

-Миллий ҳисобламалар тизими ва якуний иқтисодий кўрсаткичларни, уларга бўлган талабга эътиборан, ишлаб чиқиш ҳамда республикада статистика тизимини босқичма-босқич ислоҳ қилиш.

Ўзбекистон Вазирлар Маҳкамаси томонидан тасдиқланган “Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистика қўмитаси ҳақидаги Низом”да давлат статистика тизимининг бошқа функциялари, бурч ва вазифалари батафсил баён этилган. Давлат Статистика қўмитаси қошида статистик кенгаш тузилган бўлиб, у давлат статистикасини ривожлантириш, фаолият қилиш ва мувофиқлаштириш масалалари бўйича коллегиял маслаҳатчи ташкилот ҳисобланади. Унинг аъзолари Ўзбекистон Президентининг Фармони билан тасдиқланган бўлиб, иқтисодий вазирлик ва идораларнинг етакчи мутахассислари,

сиёсий ташкилотлар, жамғармалар ва бошқа жамоатчилик вакиллари, илмий текшириш институтлари ва олий ўқув юртларининг олимларини ўз ичига олади.

Халқаро статистикани ташкил этиш масалалари Бирлашган Миллатлар Ташкилоти (БМТ) ва унинг ихтисослашган муассасалари, Халқаро меҳнат ташкилоти (МОТ), соғлиқни сақлаш бутун дунё ташкилоти (ВОЗ), Озиқ-овқат комиссияси (ФАО), маориф, маданият ва фан соҳасида ҳамкорлик комиссияси (ЮНЕСКО) ҳамда бошқа халқаро ташкилотлар - Овropa иқтисодий ҳамкорлиги, халқаро валюта фонди, бутун дунё банки, иқтисодий ҳамкорлик ва тараққиёт халқаро ташкилот ва бошқа муассасаларнинг статистика хизматлари диққат марказида туради. Улар турли мамлакатлар статистик маълумотларининг таққосламалигини таъминлаш мақсадида халқаро андоза (стандарт) ва тавсияларни ишлаб чиқади, халқаро таққослашларни амалга оширади, мамлакатлар гуруҳи, минтақа ва бутун дунё бўйича статистик маълумотларни босиб чиқаради. Босма тўпламлар орасида БМТ йилномаси Statistics Yearbook, бутун дунё банки йилномаси International Financial Statistics (Yearbook), халқаро валюта фонди бюллетени Bulletin of IMF, Халқаро демография ташкилоти йилномаси Demographic Yearbook, Ўàëëàðì ìàùìàò òàøëëëìòè èëëëììàñè Yearbook of Labour Statistics айниқса диққатга сазовордир.

Халқаро статистика институти статистика соҳасида халқаро илмий марказдир, у 1887 йилда ташкил этилган бўлиб, асосий вазифаси статистик усуллар ва ишламаларни унификациялаш, давлат статистикаси услубини такомиллаштириш, статистика назарияси ривожланишига кўмаклашиш. Мустақил Давлатлар Хамдўстлиги (МДХ) аъзо мамлакатлари статистика хизматлари фаолиятини мувофиқлаштириш билан 1992 йил тузилган МДХ Статистика Қўмитаси шуғулланади. У МДХ аъзо мамлакатлари бўйича статистик тўпламларни нашр этади.

2.2. Статистик кузатиш моҳияти ва унинг олдига қўйиладиган талаблар, кузатиш объекти ва субъекти

Статистик кузатиш - бу ўрганилаётган ҳодисалар ҳақида маълумотларни жараёнидир	оммавий бош-ланғич тўплаш
--	---------------------------

Оммавий жараёнларни статистика жиҳатидан ўрганиш, яъни бир турли ҳодисалар ва уларнинг белгилари орасидаги боғланишларни миқдорий ифодалаб уларнинг тўпларида намоён бўладиган статистик қонуниятларни аниқлаш учун дастлаб улар ҳақида, ўрганилаётган объектлар тўғрисида бошланғич маълумотлар ёки бошқа сўз билан айтганда хом статистик материалларни тўплаш керак. Мана шу жараён статистик кузатиш

деб аталади.

Кузатиш сўзи қуйидаги луғавий маънога эга:

- 1) бирор нарса (предмет, объект)ни билиш, аниқлаш мақсадида синчиклаб кўздан кечириш;
- 2) бирор нарса ёки кимсани зимдан қараб текшириб туриш, таъқиб қилиш;
- 3) воқеаларни ўрганиш, текшириш, бирор нарса ёки мақсадни назарда тутиш.

Статистик кузатиш оммавий ҳодисаларни, жараёнларни синчиклаб текшириш учун улар ҳақида бошланғич материалларни тўплашдир. У ўрганилаётган объектларни ва уларнинг унсурларини ҳисобга олиш билан боғлиқ. Ҳисоб – бу бирор предмет миқдорини санаб ёки ўлчаб аниқлаш, бирор кимса ёки нарса мавжуд миқдорини белгилаш учун махсус ҳужжатда у ҳақидаги маълумотларни қайд қилиш.

Статистик кузатиш ҳўжалик ва турмуш воқеаларининг ҳисобига асосланади. Турли шаклдаги корхоналар ва уларнинг уюшмаларида ҳўжалик воқеалари бухгалтерия ва оператив техника ҳисобларида қайд қилинади. Статистик кузатиш кўпинча ана шу ҳисоб турлари маълумотларига таянади. Шу билан бирга айрим иқтисодий, ишлаб чиқариш масалаларини ўрганиш учун бевосита кузатиш ҳам амалга оширилади.

Статистик кузатиш ва унинг натижасида тўпланадиган маълумотлар учта талабга жавоб бериши керак, яъни: 1) аниқлик ва тўғрилиқ; 2) тўлалик ва ҳар тарафламалик; 3) Таққосламалик, солиштирмалик.

Иқтисодий маълумотларнинг таққосламалигини таъминлаш учун миллий ва халқаро стандартларни (андозаларни) ишлаб чиқиш ва уларга тўла амал қилиш муҳим роль ўйнайди. Миллий стандартлар мамлакат миқёсида объектларни таснифлаш, кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблаш, маълумотларни қайд қилиш жараёнида риоя қилиниши зарур бўлган талаблар, тартиб қоидалар, концепциялар мажмуасидир. Улар одатда халқаро стандартларга асосланади. Халқаро андозалар деганда ўрганилаётган ҳодисаларни таснифлашда, статистик кўрсаткичларни тузиш ва ҳисоблашда, маълумотларни қайд қилиш ва олиш жараёнида бутун дунё миқёсида ёки маълум мамлакатлар бирлашмаси чегарасида қўллаш учун тавсия этиладиган умумий тартиб қоидалар, талаблар, концепциялар мажмуаси тушинилади. Миллий стандартларга риоя қилиш мажбурийдир.

2.3. Статистик кузатишни тайёрлаш услубияти

Турмушимизда, кундалик ҳаётимизда у ёки бу масалани ечишни кўзлаб қиладиган ҳар бир хатти-ҳаракатимиздан олдин нима учун, нима, ким, қандай қилиб, қанча ва қаерда деган саволларга дуч келамиз ва уларга жавоб ахтарамиз. Бундай савол статистик кузатишларни ташкил этишда ҳам туғилади ва ўз ечимини кутади.

Статистик кузатишда нима учун деган саволга кузатиш мақсади ва вазифалари, нима деган саволга эса кузатиш объекти, унинг бирлиги ва дастури, статистик формулярлар ва уларни тузиш учун йўриқномалар жавоб беради. Ким? кузатиш субъекти, қачон? деганда кузатиш вақти, қаерда деганда кузатиш жойи, қандай қилиб деганда кузатиш усуллари ва турлари, қанча деганда кузатиш белгиларининг миқдорий ифодаланиши назарда тутилади. Булар статистик кузатишнинг дастурий-услубий ва ташкилий унсурларини ташкил этади (2.4-тарх).

Кузатиш объекти - бу ўрганилаётган ҳодисалар ва жараёнлар, яъни корхоналар ва ташкилотлар, хўжаликлар, кишилар, оилалар, уй хўжаликлари, ва ҳоказоларни уларнинг фаолияти жиҳатидан қаралган тўплами. Уларнинг муҳим белгилари ҳақида маълумотлар тўпланади ва улар асосида тўпламни таърифлайдиган умумлаштирувчи кўрсаткичлар ҳисобланади. Кузатиш объектининг аниқ миқёсини, кўламини белгилаётганда вақт, фазо, моддий тузилиш ва ўлчов бирлиги жиҳатидан унинг ўлчамларини аниқлашимиз лозим.

Кузатиш субъекти - бу ўрганилаётган ҳоди-салар ҳақидаги маълумотларни қайд қилувчи ва тўпловчи юридик ёки жисмоний шахс

Кузатиш объекти билан бир қаторда унинг субъекти мавжуд. Кузатиш субъекти деб ўрганилаётган ҳодисалар ҳақидаги маълумотларни қайд қиладиган ва тўплайдиган юридик ёки жисмоний шахслар юритилади. Микроиқтисодий статистикада, масалан, кузатиш субъекти - бу ҳар бир корхона, ташкилот ва муассаса. Хўжалик юритувчи субъект сифатида улар ўз фаолиятларидаги ҳодисаларни қайд қилади, маълумотлар тўплайди. Макроиқтисодий статистикада эса статистика ташкилотлари кузатиш субъектидир. Махсус статистик текшириш ва рўйхатларда улар бошланғич маълумотларни қайд қилади ва тўплайди. Ҳисоботда эса бошланғич маълумотларни қайд қилиш ва корхона миқёсида умумлаштириб тақдим этиш айрим хўжалик юритувчи субъектлар вазифаси бўлса, уларни қабул қилиб олиш ва ўз ҳудуди чегарасида умумлаштириш билан статистика ташкилотлари шуғулланади. Бу ҳолда хўжалик юритувчи субъектлар, яъни корхоналар, фирмалар, ташкилотлар ва муассасалар ҳисобот бирликлари деб аталади.

Кузатиш бирлиги деганда, кузатилаётган объектнинг мустақил бўлинмас таркибий унсури, бирлиги тушунилади. Кузатиш жараёнида унинг муҳим белгилари ҳақида маълумотлар олинади. Масалан, саноат фаолияти текширилаётганда ҳар бир корхона ва фирма, қишлоқ хўжалигини ўрганилаётганда ҳар бир ширкат хўжалиги, деҳқон ва фермер хўжалиги кузатиш бирлиги ҳисобланади.

Айрим масалаларни кузатишда кузатиш бирлиги билан бирга ҳисоб бирлиги ҳам белгиланади. Масалан, чорва рўйхатида ҳар бир мол тури ҳақида, асбоб-ускуналар рўйхатида эса ҳар бир машина, станок ва бошқа асбоб-ускуналар ҳақида, кўп йиллик дарахтлар рўйхатида ҳар бир дарахт тури ҳақида батафсил маълумотлар тўпланади. Бу ҳолда хўжалик, корхона кузатиш бирлиги бўлса, унинг ўрганилаётган ҳар бир предмети ҳисоб бирлигидир.

Кузатиш дастури (программаси) деб ўрганилаётган ҳодиса, объект ҳақида маълумот тўпланадиган белгилар рўйхати юритилади. Бошқачароқ айтганда, кузатиш дастури кузатиш жараёнида жавоблар

олиниши лозим бўлган саволлар тўплами (рўйхати)дир. У қанчалик тўғри тузилса, текшириш натижалари шунчалик яхши чиқади.

Йўриқнома кузатиш дастурида кўзланган белгиларни бир хил ташкил этиш ва тушунишни таъминлаш мақсадида тузилади. Унда кузатиш мақсади ва вазифалари, унинг объекти ва бирлиги, маълумотни қаердан ва кимдан олиш, кузатиш муддати, ҳужжатларни расмийлаштириш тартиби, маълумотлар тегишли бўлган давр (ҳисобот даври) кўрсаткичларни ҳисоблаш тартиби ва шунга ўхшаш кузатилаётган объект билан бевосита боғлиқ бўлган масалалар ёритилади. Йўриқномалар одатда кўп мутахассислар иштирокида пухта тузилади.

Йўриқнома ҳар бир статистик формуляр учун алоҳида тузилади. Кузатиш маълумотлари қайд қилинадиган ҳужжат статистик формуляр деб аталади. У ҳар хил ном билан юритилади, жумладан ҳисобот формаси, рўйхатга олиш варақаси, сўроқнома (анкета), табел, накладной, йўл варақаси ва ҳоказолар.

Статистик формуляр икки хил бўлади:

- 1) якка предметли формуляр.
- 2) кўп предметли формуляр.

Кузатиш жойи деганда макон ёки бошқа сўз билан айтганда ўрганилаётган ҳодиса рўй бераётган жой тушунилади.

Ҳисоботда, асбоб-ускуналар рўйхатида ва бошқа иқтисодий ресурсларни ҳар хил шакл ва усулларда кузатишда корхона, ташкилот ва муассаса жойлашган жой кузатиш жойи ҳисобланади.

Умуман кенг маънода қаралганда, кузатиш вақти ҳодисани ўрганиш давридир, яъни уни текшириш бошлангандан, то маълумотларни олиш нихоясига етгунча ўтган вақт оралиғи (давр)дир. Бу ҳолда у маълумотлар тегишли бўлган вақтни ҳам, уларни тўплаш вақтини ҳам ўз ичига олади. Статистик кузатиш тор мазмунга эга бўлиб, фақат маълумотларни тўплаш жараёнини англатгани учун, унинг вақти деганда мазкур ишни (маълумотлар тўплаш)ни бажариш учун белгиланган вақт оралиғи тушунилади. У ҳодисани ўрганиш, рўёбга чиқиш даврини яъни у ҳақидаги маълумотлар тегишли бўлган вақт оралиғини ўз ичига олмайди. Ҳисоботда бу вақт оралиғи ҳисобот даври деб аталади. Ҳисобот даври унинг биринчи куни 00 соатдан бошлаб то охири куни 24 00 соатгача ўтган вақт узунлиги билан ўлчанади. Ҳодисалар ҳолатини, мавжуд сонини аниқлашда бундай даврни белгилаб бўлмайди, чунки унинг давомида, ҳодиса ҳолатида, демак мавжуд сониди катта ўзгаришлар содир бўлиши мумкин. Шунинг учун бу ҳолда суратга олиш жараёнида қўлланиладиган усулдан фойдаланиш керак. Маълумки, сурат фотоаппарат объективи очилиш омида (пайтида) фотообъект (масалан, бирор кимса) эга бўлган қиёфани акс эттиради. Ҳодисалар ҳолати устидан статистик кузатиш ташкил этиш учун ҳам шундай қайд қилиш пайтини белгилаш лозим. Бу эса муайян фурсатда мавжуд бўлган ҳодисалар сони ва тузилишини аниқлаш имконини беради.

Ҳодисани ҳисобга олиш, қайд қилиш тенглаштирилган бундай пайт кескин фурсат (критик момент) деб аталади. Аҳоли рўйхатида ва бошқа тез ҳаракатчан ҳодисалар рўйхатида ҳамда уларнинг жорий ҳисоби асосида мавжуд сони аниқланаётганда кескин фурсат белгиланади. 1989 йил аҳоли рўйхатида кескин фурсат килиб 11 январдан 12 январга ўтар кечаси 24⁰⁰ соат белгиланган эди. Айнан шу фурсатда яшаш жойида мавжуд бўлган шахслар рўйхатга олинди, яъни 12 январ 00 соатгача туғилган болалар рўйхатга олинган, ундан кейин туғилганлар эса рўйхатга олинмаган, шу вақтгача ўлган шахслар рўйхатдан ўтмаган, олдин ўлганлар эса мавжуд аҳоли сифатида рўйхатга олинган.

Кузатишни ўтказиш бир қатор тайёргарлик ва ташкилий ишларни бажариш билан боғлиқдир. Биринчидан, кузатиладиган бирликларнинг тахминий рўйхати тузилади ва кузатиш жойлари белгиланади. Масалан, аҳолини рўйхатга олиш учун даставвал аҳоли яшайдиган пунктлар, шаҳарларда эса бундан ташқари уй дафтари тартибга солинади. Булар рўйхат ўтказилаётганда кузатиш бирликларини тушириб қолдирмаслик ва рўйхат ўтказиш учун зарур маблағлар миқдорини ва кадрлар сонини аниқлаш учун керак. Иккинчидан, кузатиш формулярлари, бланкалар, варақалар, уларни тузиш йўриқномалари тайёрланади ва жойларга етарли миқдорда тарқатилади. Учунчидан, кузатиладиган макон ҳудуди участкалар (қисмлар)га бўлинади, керакли кадрлар сони ва аниқ шахслар

белгиланади. Тўртинчидан, кузатишга жалб қилинган маъсул шахслар билан махсус машғулотлар олиб борилади.

2.4. Статистик кузатиш турлари

Қандай қилиб? деган савол статистик кузатиш усуллари ва турларини аниқ белгилашни талаб қилади. Ҳодисаларни қайд қилиш вақти, бошланғич маълумотларни олиш усули, кузатиш бирликларини ўз ичига қамраб олиши ва ташкилий жиҳатдан статистик кузатиш қуйидаги турларга бўлинади (2.8- тарх).

Ташкилий ва молиялаштириш жиҳатидан статистик кузатишларни тўртта турга бўлиш мумкин: 1) статистик ҳисобот; 2) махсус доимий текширишлар; 3) рўйхатлар; 4) бизнес текширишлар. Улар кейинги маърузада ёритилади.

Воқеалар содир бўлишини қайд қилиш вақтига қараб статистик кузатиш уч турга ажралади: 1) узлуксиз (жорий) кузатиш; 2) фурсатли кузатиш; 3) бир йўла кузатиш.

Узлуксиз кузатишда воқеа (ҳодиса) содир бўлиши биланоқ, яъни ўша дамнинг ўзида қайд қилинади. Масалан, туғилиш, ўлиш, никоҳдан ўтиш ва ажралишларни фуқаролик ҳолатини қайд қилиш органларида ва қишлоқ йиғинларида қайд қилиш, яратилган маҳсулотларни бошланғич ҳужжатларда ҳисобга олиш, ишчи ва ходимларнинг ишга чиқишини табел ҳисобида қайд қилиш ва ҳ.к.

Фурсатли даврий кузатиш деганда воқеа содир бўлгандан сўнг маълум вақт ўтганда уни қайд қилиш ва кузатишларни тенг вақт оралиғида такрорлаб туриш тушунилади. Масалан, ҳар ўн йилда аҳоли рўйхатини ўтказиш, талабалар ўзлаштириш даражасини ҳар ярим йилда рейтинг баллари орқали баҳолаш.

Бир йўла кузатиш қандайдир масалани ечиш мақсадида зарурият туғилган ҳолларда турличаъло муддатларда қайта амалга оширилиб турилади. Бундай кузатишга уй-жой фонди рўйхати, кўп йиллик мевали дарахтлар рўйхати, табиий офат натижасида кўрилган зарарларни баҳолаш ишлари мисол бўла олади. Ўрганилаётган тўплам бирликларини ўз ичига қамраб олишига қараб статистик кузатиш ёппасига кузатиш ва қисман кузатишга ажратилади.

Кузатиш	-	бу
тўпламнинг		ҳамма
бирликлари		ҳақида
маълумот тўплаш.		

кузатишга мисол бўла олади.

Ёппасига кузатишда тўплам барча бирликлари ҳақидаги зарурий маълумотлар тўпланади. Статистик ҳисобот шу тарзда ташкил этилади. Уни барча хўжалик юритувчи субъектлар тузади ва статистика ташкилотларига тақдим этади. Аҳоли рўйхати, экин майдонларининг якуний ҳисоби, чорва рўйхатлари ҳам ёппасига

2.5. Ҳисобот, махсус кузатиш, бизнес текширишлар ва рўйхатлар

Ҳисобот - корхона ва ташкилотлар фаолияти ҳақидаги маълумотларни мунтазам равишда белгиланган тартибда ва вақтда олишни таъминловчи кузатиш туридир	Ҳисобот корхона ва ташкилотлар фаолияти ҳақидаги маълумотларни узлуксиз, белгилаб қўйилган тартибда ва вақтда тўплашнинг муҳим йўли (шакли)дир. “Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистикаси ҳақидаги” қонунга мувофиқ республика ҳудудида жойлашган ва юридик шахс мақомига эга бўлган барча корхоналар ва ташкилотлар, уларнинг мулкӣ ва ташкилий-ҳуқуқӣ шаклидан қатъий назар, ўз фаолияти ҳақида аниқ ва тўла маълумотларни белгиланган дастурда, тартибда ва муддатда тегишли давлат статистика ташкилотларига
---	---

тақдим этишга мажбурдир.

Жорий махсус статистик текширишлар деганда статистик ташкилотлар томонидан махсус респондентларни ёллаб ўрганилаётган ҳодиса, жараён ҳақидаги бошланғич маълумотларни мунтазам ёки вақтма-вақт қайд қилиб тўплаш тушунилади. Бундай кузатишга уй хўжаликлари бюджети статистикаси, истеъмол баҳолари статистикаси, уюлмаган савдо статистикаси, деҳқон хўжалиги (фермер хўжалиги билан аралаштириб юборманг!) статистикаси ва ҳ.к. мисол бўлиши мумкин.

Бизнес-текширишлар бозор иқтисодиётига хос бўлган статистик кузатишдир. Уларнинг асосий мақсади тадбиркорларнинг иқтисодий фаолиятини ўрганишдан иборат. Жорий махсус текширишлардан фарqli ўларoқ, бизнес текширишлар тадбиркорлардан интервью олиш, олдин тайёрланган саволларга ёзма ёки oғзаки жавобларни махсус саволномаларда қайд қилишга асосланади. Уларнинг ўзига хос хусусияти шундаки, саволномалар комплекс характерга эга бўлиб, ўзарo боғланган бир-бирини тўлдирувчи саволлардан, уларнинг маълум масалага оид мажмуаларидан ташкил топади, натижада иқтисодий фаолликни ҳар тарафлама ёритиш имконини беради.

Жорий махсус текширишлар ва бизнес текширишлар маълум масалаларни ўрганишда қўлланади. Бундан ташқари, рўйхатлар ҳам статистик кузатишнинг муҳим ташкилий йўли сифатида қўлланиш соҳаларига эга.

2.6. Статистик кузатиш хатолари ва уларни аниқлаш йўллари

Кузатиш хатолари- бу маълумотларни тўплаш жараёнига хос хатолардир
--

Ҳар қандай кузатиш, қанчалик яхши ташкил этилиб амалга оширилмасин, хатолардан холи бўлмайди. Маълумотларни тўплаш жараёнида йўл қўйилган хатолар кузатиш хатолари деб аталади. Жуда катта аниқликка эга бўлган ўлчов воситалари ёрдамида бажариладиган бир предметли кузатишларда ҳам хатолар бўлади. Кузатиш хатолари икки турга бўлинади: а) мунтазам хатолар ва б) тасодифий хатолар.

Мунтазам хатолар ўз навбатида икки хил бўлади: а) ўлчов хатолари ва б) хусусий хатолар яъни кузатувчи шахс хатолари.

Қисман кузатишларда воқеаларни ҳисобга олиш жараёнида қайд қилиш ва арифметик хатолар билан бир қаторда мунтазам хатолар ҳам учрайди. Улар ғаразли ва ғаразсиз бўлади. Ғаразли хатолар бирор мақсадни кўзлайди. Беғараз хатолар эса кузатиш услубини, айниқса дастурни ва йўриқномаларни умумий кўринишда мужмал баён этилишдан ва кузатувчиларнинг ишни осонлаштириш учун белгиланган тартибдан қисман четланишидан келиб чиқади. Шу билан бирга қисман кузатишларда хусусий хатолар мавжуд, улар репрезентативлик хатолари номи билан юритилади.

Репрезентативлик хатоси деганда танлама кузатиш натижасида тўпланган маълумотларга асосланиб аниқланган умумлаштирувчи кўрсаткичларни текшираётган бош тўпламнинг айнан шундай ҳақиқий кўрсаткичларидан фарқи тушунилади.

Асосий тушунча ва атамалар

Статистик текшириш

Статистик маълумотларни аниқлиги, тўлалиги ва таққосламалиги

Тижорат сири ва статистик материалларни конфиденциаллиги

Статистик йилнома

Ўзбекистон Республикаси Давлат Статистика Қўмитаси

Идоравий статистика

Халқаро статистика

Халқаро статистика стандартлари

Миллий статистика стандартлари

Кузатиш

Ҳисоб (учет)

Статистик кузатиш объекти ва бирлиги, субъекти

Ҳисоб ва ҳисобот бирлиги

Кузатиш дастури

Статистик формуляр

Йўриқнома

Статистик кузатиш вақти ва ҳисобот даври

Кузатиш муддати ва кескин фурсат

Кузатиш жойи

Сўроқлаш
Хужжатли кузатиш
Респондент
Ёппасига кузатиш
Қисман кузатиш
Саволнома (анкета)
монографик тасвирлаш
Асосий масссивни кузатиш
Танлама кузатиш
Статистик ҳисобот
Рўйхатлар ва цензлар
Махсус статистик текширишлар
Бизнес текшириш
Тасодифий хато
Қайд қилиш хатоси
Мунтазам хато
Репрезентативлик хатоси
Ташқи текшириш
Ички текшириш
Арифметик назорат
Мантиқий назорат

Қисқача хулосалар

Статистик кузатиш статистик текширишнинг биринчи босқичидир. У тасвирий статистиканинг асоси, оммавий ҳодиса ва жараёнларни ўрганишнинг энг муҳим ва маъсулиятли даври ҳисобланади, чунки текширишнинг пировард натижаси авваломбор кузатиш жараёнида тўпланган маълумотларга боғлиқ. Аниқлик, тўлалик ва таққосламалик статистик кузатишнинг асосий илмий принциплари ва қонунидир. Статистик кузатиш ҳисобдан, оддий бир предметли кузатишдан кўп жиҳатлари билан фарқ қилади. Статистик кузатиш ҳар доим оммвий характерга эга, унинг объекти бўлиб оммавий ҳодиса ва жараёнлар хизмат қилади. Ҳисоб эса ҳар бир ҳодисани қайд этади, у яккалантириш, ёлғизлантириш характерига эга. Ёлғиз ҳодиса ҳисоб ва бир предметли кузатишнинг объекти ҳисобланади. Статистик кузатиш ҳисобни, оддий бевосита кузатишни ўз ичига олади, чунки айрим ҳодисаларни қайд қилиш йўли билан уларнинг тўплами ҳақида маълумотлар олинади. Бу ҳолда айрим ҳодиса статистик кузатиш объектининг бирлиги ҳисобланади. Статистик кузатиш қатор дастурий-услубий ва ташкилий масалаларни илмий асосда ечишни талаб қилади. У ҳаққоний маълумотлар етказиб бериши учун кузатиш объекти ва бирлиги тўғри аниқланиши, чегараланиши, унинг дастури, ҳужжати (статистик формуляри) ва йўриқномаси тўғри тузилиши, вақти ва жойи тўғри белгиланиши керак. Бошқа масалалар, чунончи кузатиш усули ва тури, шакли, йўллари ва ҳоказолар ҳам илмий асосда ечилиши лозим. Тўғри, илмий асосда деганда зикр этилган масалаларни ечиш жараёнида кузатилаётган ҳодисаларнинг моҳиятига ички боғланишларига, ривожланиш қонун ва қонуниятларига таяниш зарурлиги назарда тутилади. Маълумки, улар тегишли назарий фанлар предмети ҳисобланади, масалан иқтисодий ҳодисалар моҳиятини, уларнинг муҳим хусусиятларини, ички боғланишларини, ривожланиш қонуниятларини ёритиш иқтисодий назария ва бошқа иқтисодий фанлар предметиدير. Тарихий манбалар асосида у ёки бу даврга тегишли буюмлар, уларнинг хусусиятлари ва ўзаро боғланишларини аниқлаш, турли жойларда изланишлар ўтказиб, ҳар хил буюмлар ёки уларнинг парчаларини топиш, топилмаларнинг хусусиятларини аниқлаш ва модуллар ясаш ва ҳоказолар - буларнинг ҳаммаси археология фанининг предмети ҳисобланади. Бундай назарий таълимотларни билмасдан, уларга таянмасдан статистик кузатиш объекти ва бирлиги, унинг дастурини мувоффақиятли аниқлаш ва бошқа услубий ва ташкилий масалаларни салгина бўлсада тўғри ечиш мумкин эмас. Шу мунособат билан кузатишнинг дастурий-услубий масалалари билан ким статистикми

ёки бошқа тегишли соҳа мутахассислари шуғулланиши керак деган савол туғилади. Бу принципиал масалалардир, чунки унинг ечилишига қараб соҳа ва тармоқ статистикаларининг тузилиши ва дастури, уларда ёритиладиган масалалар кўлами белгиланади. Статистика оммавий ҳодисаларни миқдор сифат аниқлигини ўрганувчи фан экан, дастлаб у текширилаётган ҳодиса ҳақидаги тушунчалар ва категорияларни адекват (унга мос) статистик шаклларга айлантириши лозим, сўнгра кузатишни ва текширишни амалга ошириши мумкин. Бошни танадан ажратиб бўлмаганидек, статистик шаклларни яъни ҳодисаларнинг миқдорий ифодаланишини уларни моҳиятидан ажратиб бўлмайди. Назарий фанлар ҳодисаларнинг сифат томонларини ўрганиш жараёнида уларнинг миқдор томонларини ҳам ҳисобга олади. Худди шунингдек, статистика ҳам ҳодисаларни миқдоран ўргана туриб, уларнинг сифатига таянади.

Шундай қилиб, кузатишнинг дастурий ва услубий масалалари билан назарий фанлар таълимотига таяниб, статистик шуғулланиши лозим. Бу ишга тегишли соҳа мутахассислари ва назарий олимларини жалб этиш яхши самара беради.

Статистик кузатиш уч босқичга эга: 1) кузатишни тайёрлаш; 2) уни амалга ошириш; 3) кузатиш материалларини қабул қилиш. Улар ўзаро боғланган бўлиб, маълум масалаларни ечади. Ҳамма босқичларда кузатиш натижасида тўпланадиган маълумотларнинг ҳаққонийлигини таъминловчи тадбир-чоралар амалга оширилиши керак. Агарда биринчи босқичда ечимлар қабул қилиш жараёнида назарий адекватликни таъминлаш тадбир-чоралари кўрилса, иккинчи босқичда уларга қатъий риоя қилиш устидан узликсиз назорат олиб борилади, учинчи босқичда эса кузатиш материалларини ҳар тарафлама текшириш йўли билан улардаги хатолар аниқланади ва бартараф этиш тадбир - чоралари амалга оширилади.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Ўзбекистонда давлат статистикаси қандай ташкил этилган?
2. Давлат статистика қўмитасининг бурч ва вазифалари нималардан иборат ва у қандай тузилган?
3. Идора статистикаси нима, у қандай ишлар билан шуғулланади?
4. Кузатиш мақсади ва вазифалари деганда нималар тушунилади?
5. Кузатиш объекти нима ва у қандай тартибда чегараланади?
6. Кузатиш бирлиги нима? Ҳисоб бирлиги-чи?
7. Кузатиш субъекти нима?
8. Ценз, миллий стандартлар ва халқаро стандартлар нима, қандай мақсадларни улар кўзлайди?
9. Кузатиш формуляри нима ва унинг қандай турлари бор?
10. Йўриқнома нима ва у нима учун тузилади?
11. Кузатиш вақти ва жойи деганда нима тушунилади ва қандай тартибда улар аниқланади;
12. Кузатиш муддати ва кескин фурсат нима ва улар қандай мақсадларни кўзлайди?
13. Статистик кузатиш ҳисобдан ва оддий предметли кузатишлардан қандай фарқ қилади?
14. Воқеаларни қайд қилиш вақтига қараб статистик кузатишлар қандай Турларга бўлинади, уларни мазмуни нималардан иборат?
15. Ҳодисаларни ҳисобга олиш усули жиҳатидан статистик кузатиш қандай турларга бўлинади?
16. Ёппасига кузатиш нима ва қандай турларга бўлинади?
17. Қисман кузатиш нима? Монографик тасвирлаш-чи, асосий массивни кузатиш-чи, саволнома орқали кузатиш-чи; танлама кузатиш-чи?
18. Ўзбекистон республикасида олий таълимни қайта қуриш масалаларини ўрганиш мақсадида статистик кузатишни ўтказиш кўзланган. Кузатиш объекти нима ва уни қандай тартибда чегаралайсиз; кузатиш ва ҳисоб бирлиги нима ва уни қандай аниқлайсиз. Кузатиш дастурида қандай саволларни кўзлаш маъқул. Қандай статистик формулярдан сиз фойдаланган бўлар эдингиз. Йўриқнома тузиш керакми, нималарни унда акс эттириш керак?
19. Термиз давлат университетининг 2007 йилдаги асосий фаолият турларини ўрганиш учун статистик кузатиш ташкил этиш керак. Кузатиш объекти қилиб нималар олинади, кузатиш бирлиги-чи? Кузатиш дастурини тузиш учун энг муҳим белгилар қилиб нималарни олиш керак. Университет қошидаги гимназия, коллеж ва лицейларни ҳам кузатиш объекти таркибига киритиш керакми?

20. Университетда яхши ўзлаштириш даражасига эришган ихтисосликни аниқлаш учун статистик кузатиш ўтказиш керак. Кузатиш объекти ва бирлиги қилиб нимани оласиз? Ҳисоб бирлиги қилиб-чи? Кузатишни қандай турда ва усулда ўтказиш маъқул. Унинг дастури ва статистик формулярини тузинг. Йўриқнома тузасизми? Нималарни унда акс эттирасиз.
21. Сиз аъзо бўлган академ гуруҳдаги талабалар бир ҳафталик вақт фондидан қандай фойдаланаётгани ҳақида статистик кузатиш ўтказиш керак. Кузатишни қандай турда ва усулда олиб бориш маъқул. Кузатиш вақти қилиб қайси ҳафтани белгилаш лозим. Кузатиш дастурини тузинг ва курсдошларингиз билан муҳокама қилинг. Тўпланадиган маълумотларни ҳаққонийлигини таъминлаш учун тадбир - чоралар белгиланг. Ўз академ гуруҳингизда бундай кузатишни ўтказиб, илмий иш ёзинг. Олинган натижаларни барча ўқув юрти талабаларига тадбиқ қилиб бўладими, факультетга-чи, ихтисосликка-чи;
22. Аҳоли рўйхати нима, сўнги ўзбекистон аҳолиси қачон рўйхатга олинган, бу рўйхат қандай тартибда амалга оширилган, унинг дастурида қандай саволлар кўзланган;
23. Микрофирмалар ва кичик корхоналар ҳисоботи қандай мақсадларни кўзлайди, кузатиш объекти ва бирлиги қандай тартибда белгиланган, бу ҳисоботни барча саноат корхоналари тузиши керакми, ҳисобот дастурида қандай асосий кўрсаткичлар гуруҳи кўзланган;
24. Статистик ҳисобот нима, қандай турлари мавжуд;
25. Рўйхат нима, қай тартибда унинг дастурий-услубий ва ташкилий масалалари ечилади;
26. Махсус статистик текшириш ҳақида нималарни биласиз;
27. Бизнес-текширишлар нима? Собиқ совет ҳокимияти даврида бундай текширишлар ўтказилганми? Нима учун ўтказилган ёки ўтказилмаган?
28. Статистик кузатишнинг қандай босқичлари бор, маълумотларнинг ҳаққонийлигини таъминлаш учун уларда қандай тадбир-чоралар кўзланади;
29. Кузатиш маълумотларида қандай хатолар бўлиши мумкин, улар қай тартибда аниқланади. Хатоларни бартараф қилиш учун қандай тадбир - чораларни амалга ошириш керак;
30. Талабалар статистика фанини ўзлаштириш даражаси ва унга таъсир этувчи омилларни танлама усулда ўрганиш учун статистик кузатиш ўтказиш керак. Талабаларни танлаб оламизми ёки академ гуруҳларни-ми? Бундай кузатиш объекти ва бирлиги родини нима ўйнайди; кузатиш дастурида қандай саволларни кўзлаш маъқул. Тузган дастурингиз асосида ўз академ гуруҳингизда кузатиш ўтказа оласизми? Мумкин бўлса ўтказинг, натижаларини эса талабалар мажлисида ва илмий талабалр теварагида муҳокама қилинг.

Асосий адабиётлар

1. Деев Г., Крутова Т. Метод основного массива в статистических наблюдениях. Вестник статистики, 1992, №5, 39-43 б.
2. Деев Г., Мухин П. Несплошное статистическое наблюдение. Вестник статистики, 1966, №3, 21-27 б.
3. Елисеева И.И. Моя профессия - статистик. М.: Финанс и статистика, 1992
4. “Давлат статистика ҳисоботини тақдим этиш тартибини бузганлик учун жавобгарлик ҳақида” Ўзбекистон Республикаси вазирлар Маҳкамасининг қарори.
5. Петер фон дер Липпе. Экономическая статистика. Издатель. Федеральное статистическое управление Германии, Йена, 1995, 15-52 б.
6. О.Моргенштерн. О точности экономико- статистических наблюдений. М.: статистика, 1968
7. А.Г.Здравомежлов. Методология и процедура социологических исследований. М.: Мысль, 1969
8. Ўзбекистон Республикаси “Давлат статистикаси ҳақида”ги Қонуни, ноябр 2002 йил.
9. “Ўзбекистон Республикаси Давлат статистика қўмитаси фаолиятини ташкил этиш ҳақида”ги Ўзбекистон Республикаси Вазирлар Маҳкамасининг 8 январ 2003 йил 8 – сонли қарори.
10. Ўзбекистон Республикаси Давлат статистика қўмитаси ҳақида Низом. 8 январ 2003 йил 8 – сонли Вазирлар Маҳкамасининг қарори билан тасдиқланган.

III боб. СТАТИСТИК КЎРСАТКИЧЛАР

3.1. Статистик кўрсаткичларнинг мазмуни ва аҳамияти

Кўрсаткич сўзи қуйидаги луғавий маъноларга эга: 1) кўрсатиш учун хизмат қилувчи ёзув, ишора; 2) бирор нарсанинг ривож, даражаси, ишнинг бориши, бажарилиши ва шу кабиларни билдирувчи белги ёки нарсаси.

Фалсафий жиҳатдан статистик кўрсаткич ўрганилаётган ҳодиса ва жараённинг (ёки хоссаларнинг) меъёридир. Ҳодисанинг сифати билан миқдорининг ўзаро боғлиқлиги, ажралмас бирлиги унинг меъёри деб аталади. «Меъёр - деб изоҳлайди буюк файласуф олим Гегель - сифат аниқлигига эга бўлган миқдор..., у маълум миқдорки, у билан бирор муайян нарсаси боғланган». Статистик кўрсаткичлар меъёр эканлигига ишора қилиб, Гегель ёзган эди: «Статистикада қўлланиладиган сонлар фақат ўзларининг сифат натижалари билангина қизиқарлидир. Қуруқ рақамлар билан ишлаш ... оддий қизиқувчанлик предмети ҳисобланади ва у на назарий, на амалий жиҳатдан диққатга сазавор эмас».³

Статистик кўрсаткич - бу оммавий ҳодиса ва жараённинг меъёри, яъни унинг сифат ва миқдор бирлигини ифодалаш шакли (тасвирномаси)

Статистик кўрсаткичлар деб маълум макон ва замон шароитида оммавий ҳодиса ва жараёнларнинг ҳолатини, ривожланишини, тузилишини, ўзаро боғланишларини ифодаловчи меъёрлар юритилади.

Статистик кўрсаткичлар тизими - бу ўзаро боғланган кўрсаткичлар мажмуасидир

Статистик кўрсаткичлар тизими деганда оммавий жараёнларни ва уларнинг белгиларини ўзаро боғланишда акс эттирувчи бир-бири билан боғланган кўрсаткичлар мажмуаси тушунилади.

3.2. Статистик кўрсаткичларнинг турлари ва уларни таснифлаш

Статистика ўрганадиган оммавий ҳодиса ва жараёнлар ранг-баранглиги билан ажралиб туради. Уларнинг белгилари ҳам турли-тумандир. Шунинг учун сон-саноксиз статистик кўрсаткичлар мавжуд, уларнинг турлари ҳам кўп. Ўз-ўзидан равшанки, уларни бирма-бир қараб чиқиб бўлмайди. Шу сабабли статистик кўрсаткичларни умумлаштириш, маълум тартибга солиш, муҳим томонларига қараб таснифлаш зарурияти туғилади. 3.2-тархда бундай таснифлаш келтирилган.

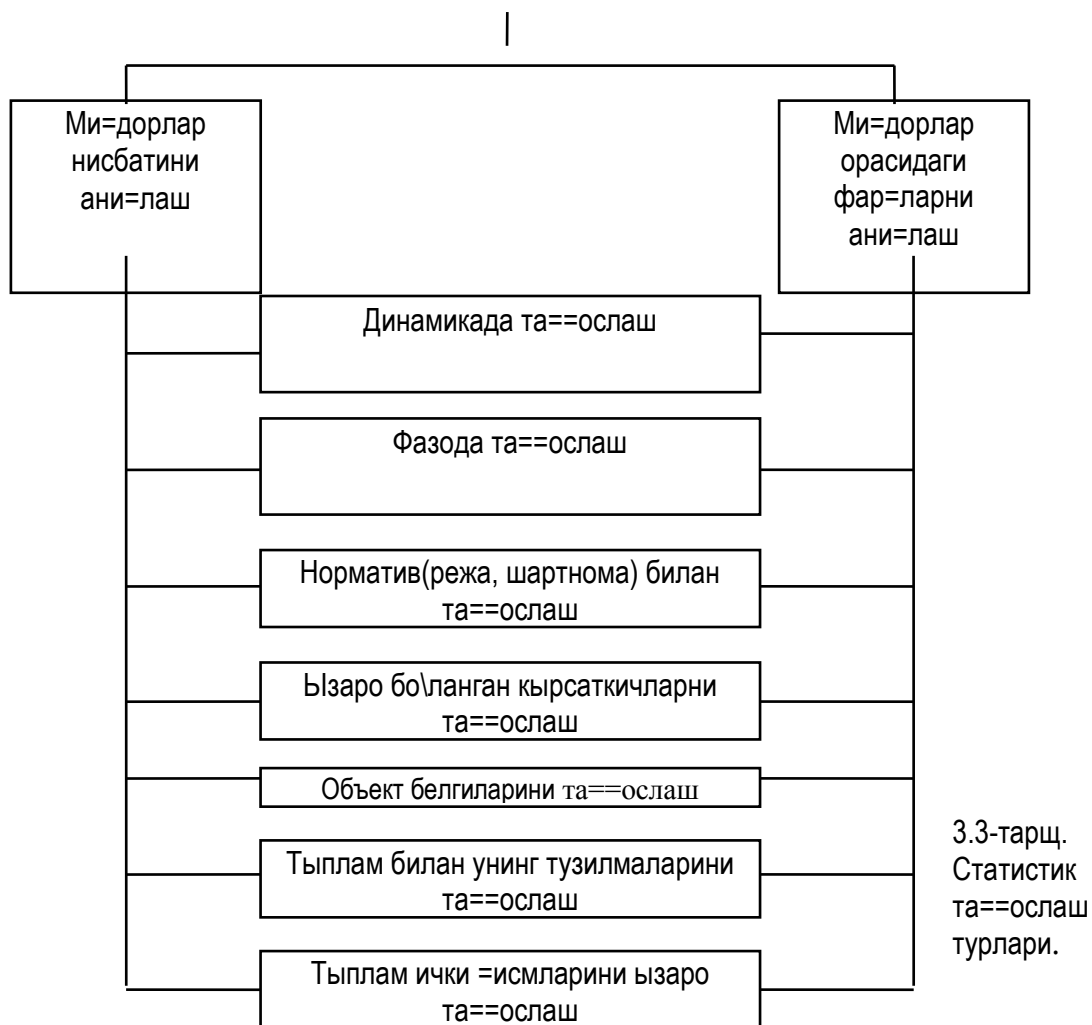
3.3. Мутлоқ ва нисбий кўрсаткичлар

Мутлоқ кўрсаткичлар ўрганилаётган ҳодисалар ва уларнинг белгиларини бир хиллигини, монандлигини, ўхшашлигини ифодалайди. Улар ҳодисалар ва уларнинг белгиларининг кўлами, сони, ҳажми, даражаси макон ва замонда тақсимланиш шаклида намоён бўлади. Мутлоқ миқдорлар ҳодисалар тўплами ёки бир бутун қисмини таърифлашига қараб макро ва микро кўрсаткичларга, олиш усулига асосан оқим ва заҳиравий кўрсаткичларга бўлинади. Оқим кўрсаткичлари маълум давр давомида содир бўлган ҳодисаларнинг абсолют миқдорини таърифлайди, заҳиравий кўрсаткичлар эса уларнинг муайян ҳолатини, айти фурсатда мавжуд бўлган миқдорини аниқлайди.

Абсолют миқдорлар натура ва шартли натура бирликларида ва пулда ифодаланади.

Мутлоқ миқдорлар ўрганилаётган воқелик қандай тезликда ривожланаётганлигини, унинг такрорланиш интенсивлигини аниқламайди. Бунинг учун нисбий миқдорлар қўлланади. Улар қиёсий таҳлилни чуқурлаштириш ва тафаккуримизни бойитиш учун хизмат қилади. Таққослаш статистик кўрсаткичларни шакллантиришнинг муҳим усулидир. У солиштирилаётган ҳодисалар ва белгиларнинг ўхшашлик томонлари ва фарқларини аниқлаш имконини беради. Таққослашнинг турли йўллари ва шакллари мавжуд (3.3-тарх).

Статистик таққослаш турлари



Демак, статистик таққослашлар турли миқдорларни (кўрсаткичларни) бир-бири билан айирма ёки нисбат шаклида солиштиришни билдиради, яъни:

$$\Delta K_1 - K_0 \quad (3.1)$$

$$T K_1 / K_0 \quad (3.2)$$

Бу ерда K_1 - таққосланувчи кўрсаткич, K_0 - таққословчи кўрсаткич Δ айириш натижасида олинган янги кўрсаткич, T - бўлиш натижасида олинган янги кўрсаткич.

Айирмалар шаклидаги (3.1) таққослаш натижаси (Δ) номли кўрсаткич бўлиб, у ўрганилаётган ҳодиса миқдорлари ўлчов бирлигида ифодаланади. У бир ҳодиса иккинчисига нисбатан мутлоқ ўлчамда қанчага катта-кичиклигини белгилайди. Нисбий (3.2) таққослаш натижаси (T) номсиз (абстракт мавҳум) кўрсаткич бўлиб, ҳодисанинг сифат моҳиятини назардан соқит қилади. У жараён тезлигини, интенсивлигини акс эттиради. Бундай тартибдаги (3.2) таққослаш натижалари нисбий статистик кўрсаткичлар деб аталади. Бу ҳолда таққосланувчи (бўлинувчи) кўрсаткич (K_1) жорий миқдор, таққословчи (бўлувчи) кўрсаткич (K_0) эса заминий миқдор деб номланади.

Нисбий кўрсаткичлар ҳар хил шаклларда ифодаланади.

Нисбий кўрсаткичларни турли тартибда таққослаш йўли билан олиш мумкин.

Биринчи тартибли таққослашларда бевосита ҳодисалар, уларнинг белги қийматлари таққосланган бўлса, иккинчи тартибли статистик таққослашлар биринчи тартибли таққослаш натижаларига асосланади, яъни бу ҳолда улар бир-бири билан солиштирилади. Иккинчи тартибли таққослашлар натижасида вужудга келадиган нисбий кўрсаткичлар оммавий ҳодиса ривожланиш жараёнларининг янги қирраларини очиш, таҳлилни чуқурлаштириб воқеликнинг ич-ичидаги мунособатларни ўрганиш учун хизмат қилади. Иккиламчи тартибли таққослашлар қуйидаги шаклларда амалга оширилиши мумкин:

$$T_{\Delta y} \text{ қ } \Delta y_{i\text{қ}1} / \Delta y_i \quad T_{\Delta} \text{ қ } (y_{i\text{қ}1} - y_i) / (y_i - y_{i-1}) \quad (3.3)$$

$$T_{\Delta i} \text{ қ } \Delta T_{i\text{қ}1} / \Delta T_i \text{ қ } (T_{i\text{қ}1} / T_i) / (T_i / T_{i-1}) \quad (3.4)$$

$$T_{\Delta y / \Delta T} \text{ қ } \left\{ (y_{i\text{қ}1} - y_i) / (y_i - y_{i-1}) \right\} / y_i / y_{i-1} \quad (3.5)$$

$$K_c \text{ қ } (\Theta_i - \Theta_{i-1}) / (P_i - P_{i-1}) \quad (3.6)$$

$$K_f \text{ қ } (\Theta_i / P_i) / (\Theta_{i-1} / P_{i-1}) \quad (3.7)$$

$$K_z \text{ қ } \left\{ (\Theta_i - \Theta_{i-1}) / (P_i - P_{i-1}) \right\} : (\Theta_i - P_{i-1}) \quad (3.8)$$

Бу ерда y_i - жорий давр кўрсаткичи.

y_{i-1} - олдинги давр кўрсаткичи.

$y_{i\text{қ}1}$ - кейинги давр кўрсаткичи.

Θ_i ва Θ_{i-1} - жорий ва ўтган даврда олинган иқтисодий эффект (самара, натижа).

P_i ва P_{i-1} - тегишли даврларда ишлатилган ресурслар.

Δ - ўзгариш аломати.

(3.3), (3.4) ва (3.5) шаклларидаги таққослашлар натижасида ривожланиш тезлигининг жадаллашиш суратлари деб аталувчи нисбий кўрсаткичлар олинади.

(3.6), (3.7) ва (3.8) кўринишидаги таққослашлар ўрганилаётган ҳодисалар ўртасида сабаб-оқибат боғланишлар мавжудлигини таҳлил қилишда қўлланади. Жумладан, бозор тараққиётини иқтисодий таҳлил қилишда ишлатиладиган чегаравий мойиллик кўрсаткичлари (3.6) типдаги таққослашга асосланади. Масалан, истеъмол қилиш ёки жамғариш учун чегаравий мойиллик коэффициентлари қуйидагича ҳисобланади:

$$K_c \text{ қ } \Delta C / \Delta GDP \text{ қ } (C_i - C_{i-1}) / (GDP_i - GDP_{i-1})$$

$$K_i \text{ қ } \Delta I / \Delta GDP \text{ қ } (I_i - I_{i-1}) / (GDP_i - GDP_{i-1})$$

Бу ерда K_c ва K_i истеъмолга ва жамғаришга чегаравий мойиллик кўрсаткичлари;

C_i ва C_{i-1} - жорий ва ўтган даврдаги пировард истеъмол учун ишлатилган товар ва хизматлар ҳажми;

I_i ва I_{i-1} - тегишли даврларда реал активларни жамғариш учун инвестициялар;

GDP_i ва GDP_{i-1} - тегишли даврларда яратилган ялпи ички маҳсулот;

Δ - ўзгаришни ифодаловчи белги.

Масалан, 1999 йил Ўзбекистон ялпи ички маҳсулоти 2048,4 млрд. сўм, шу жумладан пировард истеъмол фонди 1725,5 млрд. сўм ва жамғарма фонди - 313,0 млрд сўмни ташқил этган, 1998 йилда эса бу кўрсаткичлар тегишли тартибда 1416,2 млрд сўм,. Шу жумладан 1182,9 млрд сўм ва 109,4 млрд сўм бўлган, бундан:

$$K_c \text{ қ } (1725,5 - 1182,9) / (2048,4 - 1416,2) \text{ қ } 542,6/632,2 \text{ қ } 0,86.$$

$$K_i \text{ қ } (313,0 - 209,4) / (2048,4 - 1416,2) \text{ қ } 3,6/632,2 \text{ қ } 0,06$$

Макроиқтисодий ва молиявий коэффициентлар бозор иқтисодиёти ривожланишини таҳлил қилишда муҳим қурол ҳисобланади. Улар (3,7) типдаги таққослашга асосланади. Ва ниҳоят, бозор иқтисодиёти ҳодислари ўртасидаги сабаб-оқибат мунособатларни таҳлил қилишда эластиклик кўрсаткичлари муҳим роль ўйнайди. Уларнинг заминиди (3,8) типдаги таққослашлар ётади.

3.4. Нисбий кўрсаткичларнинг таснифи

Нисбий миқдорларнинг мазмуни, яъни воқеликнинг қандай томонини таърифлаши ва ҳисоблаш усулига қараб уларни қуйидаги тасниф гуруҳларига ажратиш мумкин (3,5-тарҳ).

Биринчи гуруҳ нисбий кўрсаткичлари мураккаб объект ёки тўпламнинг тузилиши ва унинг

фарқларини умумлаштириб таърифлайди. Тузилиш нисбий миқдорлари айрим унсур (қисм)ларнинг

умумий тўпламдаги (мураккаб объект ҳажмидаги) салмоғи ёки ҳиссаси қандай эканлигини аниқлайди.

Бунинг учун айрим унсур (қисм) ҳажми умумий тўплам ҳажми билан таққосланади, яъни:

$$S_i \text{ қ } n_i / \sum n_i \text{ Бу ҳолда } \sum S_i \text{ қ } 1.$$

Тузилиш ва унинг фарқларини таърифловчи кўрсаткичлар қаторига қуйидагилар ҳам киради:

а) координация нисбий миқдорлари: улар айрим унсур (қисм)ларнинг бир-бирига нисбатини таърифлайди, яъни:

$$K_i \text{ қ } n_i / n_{i-1} \text{ қ } S_i / S_{i-1}$$

K_i - координация нисбий миқдорлари (бир унсурни иккинчисига нисбати);

б) тўплам тузилишининг мураккаблик даражасини, ҳиссаларнинг нотекислик даражасини таърифловчи ўртача абсолют ва ўртача квадратик тафовут кўрсаткичлари ҳамда уларнинг нисбий кўрсаткичлари, яъни:

$$d_i \text{ қ } \sum (\bar{S}_i - S_i) / N; \quad \sigma_s \text{ қ } \sqrt{\sum (S_i - \bar{S}_i)^2 / N};$$

$$d_{ds} \text{ қ } d_s / S_0; \quad V_{ds} \text{ қ } d_s / S; \quad \bar{S}_i$$

Бу ерда:

d_s - ҳиссаларнинг ўртача абсолют тафовути.

σ_s қ ҳиссаларнинг ўртача квадратик тафовутлари.

V_{ds} қ ўртача абсолют тафовутнинг нисбий кўрсаткичи.

V_{Gs} қ ўртача квадратик тафовутнинг нисбий кўрсаткичи.

$\bar{S}_i$ - ўртача ҳисса даражаси, яъни $\bar{S}_i \text{ қ } \sum S_i / N$

N - тўплам ҳажми, яъни $N \text{ қ } \sum n_i$;

в) икки тўплам тузилишидаги фарқларни умумлаштириб таърифловчи кўрсаткичлар, масалан

$$K_{sA-sB} \text{ қ } \sqrt{\sum (S_{iA} - S_{iB})^2 / \sum (S_{iA}^2 \text{ қ } S_{iB}^2)};$$

Бу ерда: S_{iA} - А тўпламдаги айрим унсур(бўлак)лар ҳиссаси;

S_{iB} - Б тўпламдаги айрим унсур(бўлак)лар ҳиссаси;

Динамика	нисбий
кўрсаткичлари - бу турли вақт	
даврларига	тегишли
кўрсаткичлар	нисбати
ҳосиласидир.	

Нисбий кўрсаткичларнинг иккинчи гуруҳи ўрганилаётган ҳодиса ва жараённинг динамикасини, вақт бўйича ўзгаришини таърифлайди. Улар жорий даврдаги ҳодиса кўрсаткичини ўтган даврдаги миқдорига бўлиши йўли билан аниқланади ва одатда фоизда ҳисобланиб, **ўсиш суръатлари** деб аталади. Агар даврлар сони уч ва ундан ортиқ бўлса, уларни ҳисоблаётганда таққослаш асосини ўзгармас ёки ўзгарувчан кўринишда олиш мумкин. Биринчи

ҳолда ҳамма даврлар кўрсаткичлари бир давр (заминий давр), масалан, бошланғич давр кўрсаткичи билан таққосланади. Олинган натижалар **заминий ўсиш суръатлари** деб номланади. Иккинчи ҳолда ҳар бир кейин келадиган давр кўрсаткич ўзидан олдинги давр кўрсаткичи билан солиштирилади. Олинган нисбий миқдорлар **занжирсимон ўсиш суръатлари** деб аталади. Агарда таққосланувчи давр кўрсаткичини $-Y_i$, бошланғич давр кўрсаткичини $-Y_0$

ва олдинги давр кўрсаткичини $-Y_{i-1}$ деб белгиласак, у ҳолда занжирсимон ўсиш суръати($T_{зан}$)

$$T_{зан} \text{ қ } Y_i * 100 / Y_{i-1}$$

заминий ўсиш суръати ($T_{зам}$) эса

$$T_{зам} \text{ қ } Y_i * 100 / Y_0$$

Ўрганилаётган ҳодисалар динамикасини таърифловчи нисбий кўрсаткичлар гуруҳига ўсиш суръатларидан ташқари яна қўшимча ўсиш суръатлари, Тренд тенгламаларининг кўрсаткичлари (озод

ҳадлар ва регрессия ва корреляция коэффициентлари), динамикада тебранувчанлик ва барқарорлик кўрсаткичлари, динамик индекслар ва ҳ.к. киради.

Нисбий миқдорларнинг учинчи гуруҳи ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни ёки ҳамда ҳодисанинг омил (сабаб) белгилари билан натижавий (оқибат) белгилар ўртасидаги боғланишларни таърифлайди. Улар, масалан, бозор баҳолари билан таклиф ва талаб ҳажми, истеъмол ва жамғарма билан товар ва хизматларни ишлаб чиқариш, меҳнат унумдорлиги билан маҳсулот ҳажми, даромадлар билан меҳнат унумдорлиги, сарфланган ўғитлар билан ҳосилдорлик ва ҳ.к. боғланишларни тавсифлайди. Ушбу гуруҳ кўрсаткичлари қаторига чегаравий мойиллик ва эластиклик коэффициентлари, корреляция ва детерминация коэффициентлари, баланс тузилмаларининг нисбий кўрсаткичлари, аналитик индекслар киради.

Нисбий кўрсаткичларнинг яна бир катта гуруҳи ҳодиса ва жараёнларни фазода олиб таққослаш натижалари бўлиб, турли мамлакатлар, минтақалар, маъмурий-ҳудудий бўлинмалар, ташкилий-ҳуқуқий тузилмалар ва объектларга тегишли мазмундош статистик кўрсаткичларнинг ўзаро нисбатларини тавсифлайди. Мазкур гуруҳ кўрсаткичларини қисқача қилиб фазовий (ҳудудий) таққослаш нисбий кўрсаткичлари деб аташ мумкин.

Нисбий кўрсаткичларни бошқа гуруҳи бир объект (ҳодиса) га тегишли турли белгиларнинг ўзаро нисбатларини таърифлайди. Одатда улар интенсивлик нисбий кўрсаткичлари деб юритилади ва ўрганилаётган объектларнинг иккиламчи белгиларини умумлаштиради. Айрим ҳолларда бу белгиларни сифат белгилари деб ҳам аташади. Меҳнат унумдорлиги даражаси, иқтисодий ўсиш даражаси, аҳоли зичлиги, моддий ва табиий ресурслардан фойдаланиш самарадорлиги (маҳсулдорлиги) ва ҳоказо сифат белгиларини ўлчаш учун тўғри ва тескари кўрсаткичлардан фойдаланамиз.

Ва ниҳоят, нисбий кўрсаткичларнинг алоҳида гуруҳини буюртма ва бошқа шартномаларни, режаларни, нормаларни бажариш даражасини таърифловчи кўрсаткичлар ташкил этади. Улар ҳақиқатда ишлаб чиқарилган ёки етказиб берилган маҳсулот (иш, хизмат) ҳажмини шартномада, режада, нормада кўзланган миқдори билан таққослаб аниқланади.

3.5. Нисбий миқдорлар орасидаги боғланишлар.

Табиат ва турмушимиздаги ҳодисалар, объектив воқеаликлар ўзаро алоқадорликка, ўзаро боғлиқликка эга. Ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишлар нисбий кўрсаткич турлари ўртасида ҳам намоён бўлади. Маърузада улар батафсил баён этилади.

3.6. Бозор иқтисодиёти жараёнларини таҳлил қилиш халқаро стандарт кўрсаткичлари

Халқаро статистик ташкилотлар, масалан, Халқаро Валюта Фонди ва Жаҳон банки бўлимлари томонидан ишлаб чиқилган иқтисодий ривожланаётган ва бозор иқтисодиётига ўтаётган мамлакатларда иқтисодий юксалишни таъминлашга кўмаклашиш лойиҳалари ва докладларида ҳар хил мутлақ ва нисбий кўрсаткичлар қўлланилади ва шу билан бирга уларнинг моҳияти, функцияси ва ҳисоблаш услубиятига оид умумий тартиб-қоидалар баён этилади. Улар халқаро стандарт статистик иқтисодий кўрсаткичлар тизимининг асосини ташкил этади.

Барча нисбий кўрсаткичлар, яъни бир миқдорни иккинчисга бўлишдан олинган натижалар, уларнинг турлари ва мазмунидан қатъий назар, коэффициентлар деб юритилади. Коэффициентларни қўллаш ва талқин этиш халқаро стандарт талаблари сифатида қуйидагилар тавсия этилади:

-коэффициентлар бўлинувчи ва бўлувчи миқдорларга боғлиқ бўлгани учун уларнинг хусусиятлари ва мазмунини ҳисобга олиб талқин этилиши зарур;

-алоҳида олинган коэффициент ҳақиқий манзарани тўлиқ тасвирлашга қодир эмас, чунки иқтисодий жараёнлар мураккаб характерга эга. Шу сабабли иқтисодий таҳлилда коэффициентлар тизими қўлланилиши керак;

-иқтисодий коэффициентлар таққослама бўлиши учун уларнинг асослари яъни солиштирилаётган миқдорлар таққослама фаолият турларига тегишли бўлиши зарур.

Моҳияти, функцияси ва ҳисоблаш услуби жиҳатидан коэффициентлар уч тоифага ажралади:

-ўртача мойиллик коэффициентлари;

- чегаравий мойиллик кўрсаткичлари;
- эластиклик кўрсаткичлари.

3.6. Ўртача мойиллик кўрсаткичлари

Бу кўрсаткичлар иқтисодий субъектларнинг у ёки бу иқтисодий фаолият ёки ҳодисаларни амалга ошириш учун қанчалик мойил эканлигини таърифлайди. Улар одатда айрим ҳодиса ёки фаолият тури натижасини барча ҳодисалар ёки фаолият турларининг умумий якуни билан солиштиришдан ҳосил бўлади ва, демак, ундаги ҳиссани аниқлайди. Масалан, мамлакат ялпи ички маҳсулотида саноат ёки қишлоқ хўжалигининг ҳиссаси бунга мисол бўла олади. Бу кўрсаткични ҳисоблаётганда миллий иқтисодиёт ёки тармоқнинг хусусиятларини эътиборга олиш керак. Агарда унда якка ҳокимлик сингари салбий иқтисодий воқеа ўрин олса, у ўртача мойиллик коэффиценти шаклланишига ҳам кучли таъсир этади. Масалан, Саудия Арабистони иқтисодиётида нефт қазиб олиш катта ўрин эгаллайди ва унинг ҳажми йил сайин тебраниб туради. Шунинг учун халқаро стандарт мазкур мамлакат ялпи ички маҳсулотида саноат маҳсулотининг ҳиссасини аниқлаётганда нефт қазиб олишни (саноат қўшилган қийматида ҳам, ялпи ички маҳсулот умумий қийматида ҳам) ҳисобга олмасликни тавсия этади. Ўзбекистон саноати ва миллий иқтисодиётида пахта тозалаш саноати худди шунга ўхшаш мавқеъга эга. Республика қишлоқ хўжалигида пахта якка ҳокимлигини бартараф қилиш мақсадида унинг экин майдони кейинги йилларда анча қисқартирилди. Натижада пахта тозалаш саноати ривожланиши сусайди, бу эса ялпи ички маҳсулот таркибий тузилишига бесўз таъсир қилади. Шу сабабли Ўзбекистон иқтисодиёти саноат фаолиятига ёки қишлоқ хўжалигига ўртача мойиллик коэффицентларини пахта тозалаш саноатини ҳисобга олмасдан аниқлаш халқаро стандартларга мувофиқ бўлади.

Ўртача мойиллик коэффицентлари реал иқтисодиёт натижаларини, талаб ва таклиф тузилишини, макро даражада молиявий фаолият ва банклар фаолияти натижаларини, давлат бюджети даромадлари ва харажатларини, пул муомалаларини таҳлил қилишда кенг қўлланади. Улар ёрдамида ялпи ички маҳсулот тармоқий тузилиши, пировард истеъмол турлари жиҳатидан талаб тузилиши, хўжалик юритувчи субъектлар ва аҳоли солиқлар тўлашга мойиллиги, давлат бюджетининг турли харажатларга ва тақчилликка мойиллиги, тижорат банклари ва корхоналарнинг қарзларни тўлови ва ликвидликка мойиллиги ва бошқа масалалар тадқиқ этилади.

Бу тоифадаги кўрсаткичлар сифатида энг муҳимлари сифатида қуйидаги коэффицентларни кўрсатиш мумкин:

1. Истемолга ўртача мойиллик коэффиценти ялпи ички маҳсулотда пировард истеъмол ҳиссасини аниқлайди.

2. Жамғарма ўртача мойиллик коэффиценти, ялпи ички маҳсулотда капитал (сармоя) жамғариш ҳиссасини кўрсатади. Экспорт ва импорт баланслашган ҳолатда бу кўрсаткич истеъмолга ўртача мойиллик даражасини биргача (100 фоизгача) тўлдирмаси ҳисобланади.

3. Хўжалик юритувчи субъектлар ва аҳолининг солиқлар тўлашга ўртача мойиллик коэффиценти, ялпи ички маҳсулотга нисбатан солиқ тўловлари (ёки бюджет даромадлари) неча фоизни ташкил этишини кўрсатади.

4. Давлат бюджетининг харажатларга ўртача мойиллик коэффиценти, бюджет харажатлари ялпи ички маҳсулотга нисбатан қанча фоиз ташкил этишини белгилайди.

5. Давлат бюджетининг тақчилликка ўртача мойиллик коэффиценти, бюджет тақчилликка қанчалик мойиллигини таърифлайди. Бюджет умумий харажатлари билан даромадлари орасидаги фарқни ялпи ички маҳсулотга бўлишдан бу кўрсаткич ҳосил бўлади.

6. Мамлакат молия-кредит тизимининг ишчанликка ўртача мойиллик коэффиценти, йил охирига бўлган M_2 -пул агрегатининг ялпи ички маҳсулотга нисбатидан ҳосил бўлади. M_2 пул агрегати иқтисодий муомаладаги нақд пуллар, нодавлат сектори томонидан банк тизимига қўйилган йўқлаб олинувчи депозитлар ва муддатли ҳамда жамғарма депозитларни ўз ичига олади. Ликвидликка мойиллик коэффицент тез сурутлар билан ортса, ликвидлик ҳаддан ташқари кўп барпо этилиши натижасида иқтисодиётга инфляцион босим кучайишидан дарак беради.

7. Экспортлаштиришга ўртача мойиллик коэффиценти, иқтисодиётнинг товар ва хизматларни бошқа мамлакатларга сотишга мойиллик даражасини кўрсатади ва экспорт ҳажмини ялпи ички маҳсулот билан солиштиришдан ҳосил бўлади.

8. Импортлаштиришга ўртача мойиллик коэффиценти, иқтисодиётнинг товар ва хизматларни чет элдан келтиришга мойиллик даражасини аниқлайди, импорт ҳажмини ялпи ички маҳсулот билан таққослаш натижасидир.

Импортлаштиришга мойиллик коэффиценти экспортлаштиришга мойиллик коэффиценти билан таққослама бўлиши учун, уларни ҳисоблашда экспорт ва импорт ҳажми бир хил баҳоларда, масалан ФОБда ифодаланиши керак.

3.7. Асосий атама ва тушунчалар

Сифат ва миқдор	Тузилиш нисбий кўрсаткичлари
Ҳодиса хусусияти ва ўзгарувчан белги	Ўзаро боғланиш нисбий кўрсаткичлари
Ўзлуксиз ўзгарувчан ва тадрижий ўзгарувчан белги	Фазовий таққослаш нисбий кўрсаткичлари
Меъёр ва статистик кўрсаткич	Интенсивлик нисбий кўрсаткичлари
Мутлақ кўрсаткичлар	Шартнома (режа, норма)ни бажариш нисбий кўрсаткичлари
Нисбий кўрсаткичлар	Макро ва микроиқтисодий кўрсаткичлар
Таққослаш ва солиштириш	Иқтисодий коэффицентлар
Статистик кўрсаткичлар тизими	Ўртача мойиллик кўрсаткичлари
Тўғри ва тескари кўрсаткичлар	Чегаравий мойиллик кўрсаткичлари
Динамика нисбий кўрсаткичлари	Эластиклик кўрсаткичлари

Қисқача хулосалар

Статистик кўрсаткичлар оммавий ҳодиса ва жараёнлар ҳақида ахборотлар беради, уларнинг истиқбол дастурларини ишлаб чиқиш учун замин яратади ва уларни амалга ошириш устидан кучли қурол ҳисобланади. Улуғ немис ёзувчиси, шоири ва мутафаккири И.В.Гёте абадий кўз юмишидан икки йил олдин ўз котибаси Эккерманн билан суҳбатда: «Айтмишларки, сонлар гўё оламни бошқаради. Аммо аминманки, сонлар олам қандай бошқарилаётганини ўргатади»¹, - деган эди. Россияда биринчи маротаба чоп этилган статистика дарслигининг муаллифи К.Ф.Герман (1762-1838) ўз китобида ёзган эди: «Статистика яхшилиқни ҳам, ёмонлиқни ҳам ошкор этувчи даракчи ва ҳукуматни назоратчисидир». Ҳақиқатда ҳам сафсатавоз нутқлар ёки реклама хабарларига таяниб эмас, балки ишончли аниқ статистик кўрсаткичларга асосланиб, халқ айрим раҳбарларнинг фаолиятини баҳолаши мумкин ва керак.

Илмий билишда ва амалий фаолиятда статистик кўрсаткичлар қўйидаги функцияларни бажаради:

-ўрганилаётган ҳодиса ва жараёнларни миқдорий ифодалаш ва баҳолаш, яъни ўлчаш функцияси;

-уларнинг муҳим томонларига эътиборни жалб қилиш, юзаки томонларини соқит қилиш, яъни умумлаштириш функцияси;

-ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни тавсифлаш ва қонуниятларни миқдорий ифодалаш, яъни аналитик функция;

-ахборотларни оммалаштириш, яъни реклама функцияси;

Статистик кўрсаткичлар ранг-баранг бўлиб улар ўрганилаётган ҳодиса ёки жараённинг турли жиҳатларини таърифлайди. Ҳеч қайси кўрсаткич тури устиворликка эга эмас, унинг плюси ва минуси мавжуд. Шу сабабли иқтисодий-ижтимоий таҳлилда барча кўрсаткичлар мажмуи, уларнинг тизими қўлланилиши керак.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Ҳодисанинг сифати ва миқдори деганда нималар тушунилади?

2. Статистик кўрсаткич нима, илмий билишда ва амалий фаолиятда у қандай аҳамиятга эга?
3. Статистик кўрсаткич билан ҳодиса белгиси ўртасида қандай муносабат мавжуд?
4. Статистик кўрсаткич қандай унсурларга эга, унинг сифат томони нима, миқдор томони-чи?
5. Кўрсаткич тегишли макон ва замонда қандай мақсад учун хизмат қилади?
6. Статистик кўрсаткичларнинг қандай турлари бор?
7. Мутлақ миқдор деганда нима тушунилади?
8. Мутлақ миқдорларнинг қандай турларини биласиз?
9. Мутлақ миқдорлар қандай шаклларда (ўлчов бирликларида) ифодаланади?
10. Шартли ўлчов бирликлари нима ва қачон қўлланади?
11. Нима учун бозор иқтисодиёти шароитида статистик кўрсаткичларни пулда (қийматда) ифодалаш керак?
12. Аёллар, эркеклар ва болалар пойафзалларини, кўйлақларини, костюмлари ва бошқа буюмларини доналаб ҳисоблаб бўладими? Агарда бўлса, бундай ўлчаш қандай камчиликларга эга?
13. Билим даражангизни қандай кўрсаткичлар ёрдамида ўлчаш мумкин?
14. Нима учун ишлаб чиқилган чит ва бошқа газмол турлари погонметр ва жисмоний метрда ўлчанади?
15. Қайси ҳолда машинасозлик маҳсулотлари жисмоний бирликларда ва қайси пайтда оғирлик бирлигида ўлчанади?
16. Қандай мақсад кўзланганда барча буюмлар оғирлик бирликларида ўлчанади ва нима учун турли ўлчов бирликларида ҳисобланади?
17. Аҳоли рўйхатида Сизнинг ёшингиз қайси ўлчов бирлигида қайд қилинади?
18. Ҳамёнингизда 3000 сўм бор, йил бошига нисбатан истеъмол баҳолари 60% ошган. Реал қийматда ҳамёнингиздаги пул неча сўм?
19. Сиз ўтган ойда 1-кун 4 соат, 2-кун 10 соат, 3-кун 6 соат ўқигансиз, бошқа кунлари касал бўлиб ўқишга келмагансиз. Қанча одам-соат, одам-кун ва одам-ой ўқишда бўлгансиз?
20. Ширкат хўжалигида 5та 6 қаторли, 8та 4 қаторли ва 3та 2 қаторли пахта териш машиналари бор, пахта экин майдони 500 га. Хўжалик терим машиналари билан қандай таъминланган?
21. Нисбий миқдорлар нима ва улар қандай ифодаланади? Фоиз билан коэффициент, фоиз билан промилле ўртасида қанча фарқ бор?
22. Таққослаш деганда нима тушунилади, унинг қандай турлари мавжуд?
23. Нисбий миқдорларнинг қандай турларини биласиз?
24. Ўртача истеъмолга мойиллик нима? Қандай нисбий миқдор турига мисол бўла олади?
25. Чегаравий истеъмолга мойиллик нима? У қандай ҳисобланади?
26. Истеъмол билан даромад орасида қандай эластиклик мавжуд? Бу кўрсаткич қандай ҳисобланади?
27. Нисбий кўрсаткич турлари орасида қандай ўзаро боғланишлар бор?
28. Таклиф эгри чизиғи асосида қандай нисбий миқдор ётади ва у қандай тартибда ҳисобланади?
29. Группангизга икки талаба қўшилиши натижасида аъзолар сони 10% ошган. Аълочилар сони 20% кўпайиб, уларнинг гурпуадаги салмоғи 40%га етган. Ўтган йили аълочилар сони қанча бўлган ва гурпуада неча фоизни ташкил этган?
30. Университет талабалари сони 5% ошган ҳолда президент стипендиатлари 20% кўпайган. Уларнинг салмоғи неча фоизга ошган?
31. Асосий фондлар 5% ошгани ҳолда ишлаб чиқарилган маҳсулот 4% камайган. Фонд қайтими қандай ўзгарган?

Асосий адабиётлар

1. Плошко Б.Г. Группировка и системѹ статистических показателей. М.: Статистика, 1971.
2. Суслов И.П. Теория статистических показателей. М.: Статистика, 1975.

3. И.П.Суслов, М.И.Тураева. Методология статистических сравнений. М.: Статистика, 1980.
4. Суслов И.П. Основы теории достоверности статистических показателей. М.: Новосибирск, Наука, 1979.
5. Бендина Н.В. Экономическая статистика. Конспект лекции. М.: Изд. Прелор, 1999.
6. Апарин Н.С., Зоварина Е.С., Рябушкин Б.Т. К вопросу о концепции и содержании систем статистических показателей для анализа социально-экономического развития России и ее регионов. Вопросы статистики, 1999, №7.

IV бoб. СТАТИСТИК МАЪЛУМОТЛАРНИ ТАҚДИМ ЭТИШ УСУЛЛАРИ. ЖАДВАЛЛАР ВА ГРАФИКЛАР

Статистик маълумотларни шундай тақдим этиш керакки, улардан фойдаланиш қулай бўлсин, уларни ўқиш ва тушуниш осон бўлсин. Уларни тақдим этишнинг энг камида 3 та усули мавжуд: матнда сўз билан баён этиш, жадвал зуҳурида ва графиклар орқали тасвирлаш.

Маълумотларни сўз билан матнда баён этиш кўринишда яхши йўлга ўхшаб туюлса ҳам, аммо субъектнинг маҳоратига, маълумотларни талқин қилишдаги ўзига хосликка боғлиқ. Бундан ташқари, бу ҳолда уларни ҳар тарафлама тушуниш, боғланишларини пайқаш бирмунча оғирлашади.

4.1. Статистик жадваллар

Жадвал статистик маълумотларни яққол, ихчам ва умумлаш-тириб тақдим этиш усулидир

Статистик ахборотларни жадвалда ифодалаш сўз билан баён этишга қараганда ўрганилаётган воқеаларни равшан ва жозибали қилиб тасвирлайди.

Статистикадаги жадваллар логарифмлик, карра ва бошқа жадваллардан тубдан фарқ қилади. Улар ижтимоий - иқтисодий ҳаётимиз, турмушимизнинг турли томонларини таърифловчи кўрсаткичларни яққол ва ихчам шаклда, ўзаро боғланишда ифодалаб, умумий ва ўзига хос хусусиятларини ойдинлаштиради.

Жадваллар ётиқ ва тик тўғри чизиқлар кесилмаларидан тузилган геометрик шакл бўлиб, қатор ва устунлардан таркиб топади. Уларда ўрганилаётган объектлар ва уларнинг кўрсаткичлари жойлаштирилади. Ҳар бир қатор ва устун ўз номига, жадвал эса умумий сарлавҳаларга эга бўлиб, булар жадвалнинг асосий унсурлари ҳисобланади.

Агарда жадвал қаторлари ва устунлари ўз номларига ҳамда умумий сарлавҳага эга бўлиб, сонлар билан тўлдирилмаган бўлса, у жадвал макети деб аталади. Ҳар бир жадвал қисқа, аниқ ва тушунарли, шу билан бирга маълумотлар маъносини ойдинлаштирадиган сарлавҳага эга бўлиши керак.

Ҳар бир статистик жадвалнинг эгаси ва кесими мавжуддир. Ҳар хил кўрсаткичлар орқали таърифланаётган статистик тўплам жадвалнинг эгаси, кўрсаткичлар эса жадвалнинг кесими ҳисобланади. Жадвалнинг эгаси, одатда, жадвалнинг чап қисмида, кесими эса ўнг томонида бўлади. Лекин улар аксинча жойланиши ҳам мумкин.

4.2. Жадвал турлари ва тузиш қоидалари

Иқтисодий изланишларда статистик жадвалларнинг ҳар хил турлари қўлланилади. Эганинг тузилишига қараб статистик жадваллар уч турга бўлинади: оддий, группавий ва комбинацион.

Оддий статистик жадвалнинг эгасида статистик кузатишга жалб қилинган объектларнинг номлари ёки маълумотлар тегишли даврлар ёзилган бўлади. Оддий жадвал деб ўрганилаётган объектлар ва уларнинг кўрсаткичлари бирма-бир рўйхат кўринишида ёзилган жадвалга айтилади.

Группавий жадвал деганда ўрганилаётган объектларни бир белги асосида гуруҳлаш натижаларини ифодаладиган жадвал назарда тутилади.

Жадвалнинг эга қисмида ўрганилаётган объектнинг муҳим бир белгиси бўйича группалаш амалга оширилган бўлса, бундай жадвал группавий жадвал дейилади.

Комбинацион жадвал – бу эга қисмида объектларни иккита ва ундан ортиқ белгилари асосида гуруҳлаш натижаларини акс эттирадиган жадвалдир

Воқеа ва ҳодисалар икки ва ундан ортиқ белгиси асосида гуруҳларга ажратилиб ҳам ўрганилади. Бунинг учун, аввал ўрганилаётган ҳодиса тўплами бир белгиси бўйича, кейин ҳар қайси гуруҳ бошқа белги бўйича кичик гуруҳчаларга ажратилади. Бундай гуруҳлаш натижалари асосида комбинацион жадваллар тузилади. Статистик жадвал ихчам ва кўримли чиқиши учун, уни тузишда қуйидаги қоида ва тартибларга амал қилиш керак:

1. Жадваллар ҳажми катта бўлмаслиги керак. Мураккаб тўпламларни ўрганишда жадвал ҳажмини кенгайтирмасдан, яхшиси икки ва ундан ортиқ ўзаро боғланган жадваллар тузиш керак. Жадваллар аниқ, тушунарли ва ўқишга осон кўринишда тузилиши керак.

2. Жадвалнинг умумий номи ундаги эга ва кесимлар мазмунини ифодалаши лозим, уни қисқартириб ёзиш мумкин эмас.

3. Жадвалда бир-бири билан боғлиқ кўрсаткичлар бирин-кетин, соддан мураккабга ўсиб бориш тартибида жойлаштирилиши лозим.

4. Жадвалдаги маълумотлар мазмунини англаш осон бўлиши учун уларни бир хил аниқлик даражаси билан бутунлаштириб, каттароқ сонлар орқали ифодалаш лозим.

5. Шартли белгилашларга катта эътибор бериш керак. Зарур бўлганда айрим кўрсаткичлар ёнига юлдузча ёки рақамлар қўйилиб, уларни қаердан ёки қандай ҳисоблаб олинганлиги илова тарзида берилиши керак.

6. Ҳодиса содир бўлганлиги тўғрисида маълумотлар бўлмаса, жадвалда шу кўрсаткич ўрнига “маълумот йўқ” ёки нуқталар (...) қўйилади, агарда ҳодиса умуман содир бўлмаган бўлса, тире (-) белгиси билан ифодаланади. Жадвалларни тузиш техникаси яхши эгалланса, уларни ўқиш ва тушуниш иши анча осонлашади.

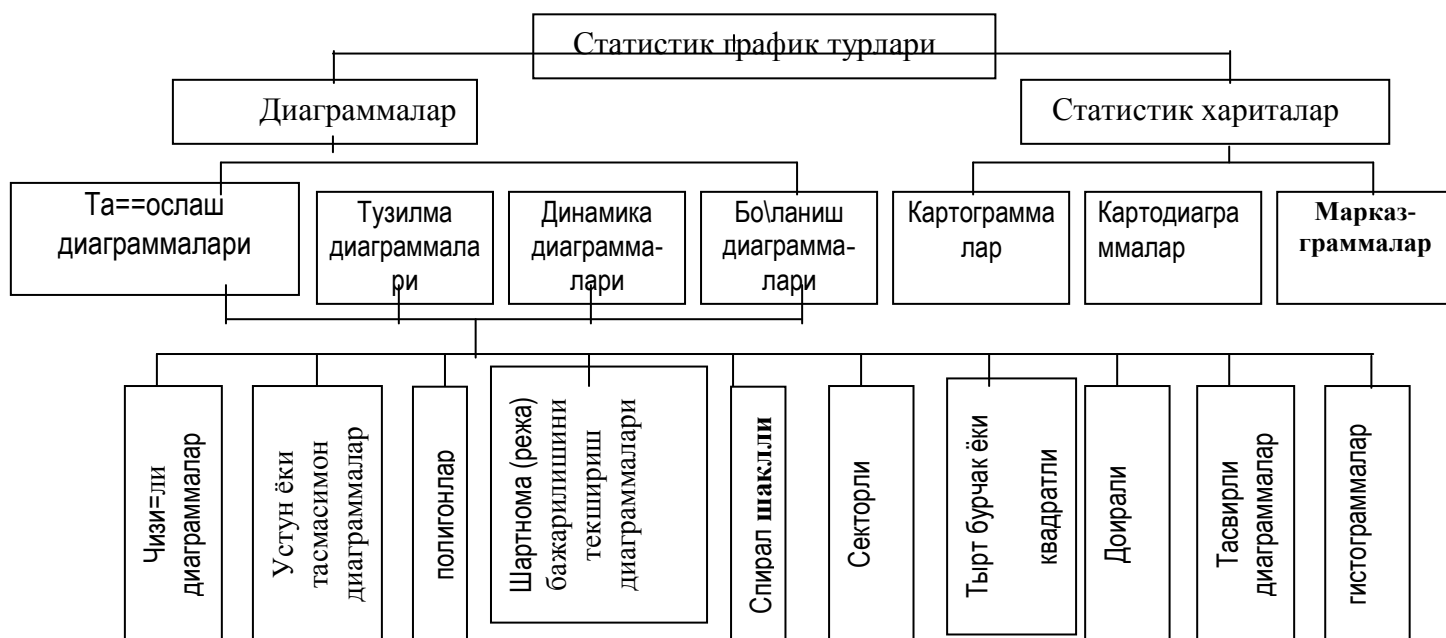
4.3. Графиклар ҳақида тушунча, статистикада уларнинг роли ва аҳамияти

Статистик маълумотларни кенг омма учун тушунарли, таъсирчан, диққатга сазовор ва лўнда қилиб баён этиш жуда муҳимдир. График усули ана шу мақсад учун хизмат қилиб, амалда кенг қўлланади.

Статистикада графиклар деганда ижтимоий ҳаёт ҳақидаги маълумотларни шартли олинган меъёрда тузилувчи ҳар хил геометрик шакл ва чизиқлар, предметларнинг тасвирлари (суратлари) ҳамда географик хариталарда нишонланган шартли белгилар ёрдамида тасвирлаш тушунилади. Улар кишининг диққатини ўзига тез жалб этиш билан бирга маълумотларни эсда яхшироқ сақлаш, тўлароқ ва чуқурроқ тасаввур қилишга имкон беради.

4.4. Графикларнинг турлари ва асосий элементлари

Графиклар тузилиш шакли ва қандай жараёнларни тасвирлаши жиҳатидан ҳар хил турларга, таснифий гуруҳларга бўлинади. Қуйида уларнинг турлари тасвирланган.



4.1-тарҳ. Статистик график турлари.

Диаграмма деганда статистик маълумотларни геометрик шакллар ёрдамида тасвирлаш тушунилади. Агар маълумотлар шартли белгиларни географик карталарга тушириш йўли билан тасвирланса, бундай графиклар картограммалар деб аталади. Картодиаграммалар диаграмма ва картограммаларнинг аралашмасидан ташкил топади. Бу ҳолда географик карталар ҳодисаларнинг ҳудудий тақсимланишига қараб контурларга (бўлақларга) бўлинади ва уларда маълумотларни тасвирловчи диаграммалар келтирилади. Картограмма ва картодиаграммалар ҳодисаларнинг маконда (территорияда) жойланишини тасвирлашда қўлланади.

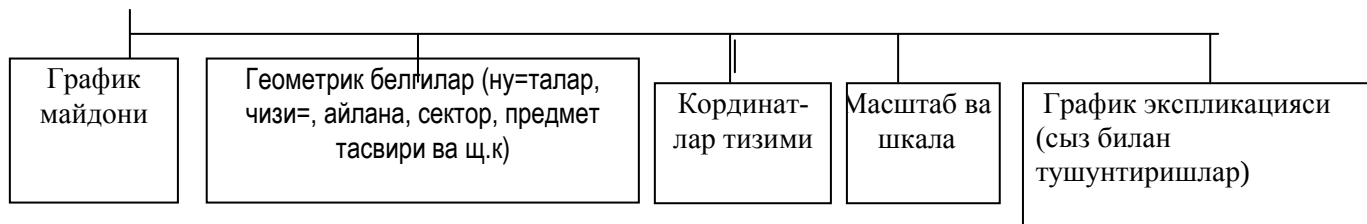
Статистик маълумотларни графикларда тасвирлаш учун аввало масштаб қабул қилинади ва унга қараб шкала тузилади.

Масштаб деб сонлар билан ифодаланган кўрсаткичларни текисликдаги тасвирий нисбатларга айлантирувчи шартли меъёрга айтилади. У ўрганилаётган ҳодисанинг қандай миқдори текисликдаги чизиқнинг битта бирлигига тенг деб шартли равишда қабул қилинганлигини билдиради.

Шкала деганда шундай чизиқ тушуниладики, унинг айрим нуқталари тасвирланаётган ҳодисанинг маълум миқдорларига тенг бўлади ва, демак, шу миқдор деб ўқилиши мумкин.

Қуйида статистик графикларнинг таркибий элементлари тасвирланган (4.4-тарҳ).

**Статистик график таркибий
элементлари**



4.4-тарҳ. Статистик графикнинг таркибий элементлари.

Энди энг муҳим диаграммаларни чизиш тартиби билан амалий дарсларда танишиб чиқилади.

Асосий тушунчалар ва атамалар

Статистик жадвал

Жадвал эгаси ва кесими

Жадвал моҳияти

Жадвал оддий

Жадвал гуруҳий

Жадвал комбинацион

Жадвал тузиш қоидалари

Статистик графиклар

График унсурлари

Масштаб ва шкала

Диаграмма устун ва тасма шакли

Диаграмма синиқ чизиқли

Диаграмма бурамали(спералли)

Диаграмма секторли

Диаграмма юзали

Диаграмма қиёфали

Харитограмма, харитодиограмма ва марказграмма.

Қисқача хулосалар

Статистик маълумотлар жонсиз сонлар устуни ва қаторлари бўлиб, уларнинг орқасида яшириниб ётган ҳодисаларни билиш, улар ўртасидаги ўзаро алоқаларни англаш ва ривожланиш қонуниятларини аниқлаш маълумотлардан фойдаланувчи шахсларнинг уларни ўқий олиш, сонлар тилини билиш қобилиятига боғлиқ. Статистиканинг вазифаси эса уларга барча қулай шароитларни туғдириб қўмаклашишдан иборат.

Бозорда ўз молини харидоргир қилиб курсатиш мақсадида сотувчи уни тўла маънода товар қилиб эътироф этишга, яъни барча олий томонларини курсатишга интилганидек, статистик ҳам ўз фаолиятининг маҳсули бўлмиш маълумотларни яққол, кўркам, жозибали қилиб, барча мантикий-мазмуний томонларини ойдинлаштириб тақдим этиши керак.

Шу мақсад учун статистик маълумотларни жадваллар шаклида ифодалаш ва графикда тасвирлаш хизмат қилади.

Жадваллар статистик маълумотларни ихчам шаклда, ўзига хос хусусият ва боғланишларни яққол қилиб тақдим этиш имкониятини берса, статистик графиклар уларни кўркам, жозибали, ўзига тортувчан, ўзаро нисбатлари, ўхшашлик ва фарқларини кўзга илинарли қилиб тасвирлайди. Натижада сон тилини билиш, уларни ўқиш ва талқин этиш осонлашади.

Жадвал ва графикларни тузиш санъатдир, аммо самарали илмий восита сифатида улар хизмат қилиши учун бу санъатдан тўғри фойдалана билиш лозим. Сонлар билан ишлашни билмайдиган шахсларга улар, қанчалик яхши ишлов берилган бўлмасин, жуда оз маъно касб этади ёки бутунлай ҳеч нарсани аңлатмаслиги мумкин.

Статистик маълумотларни тасвирловчи диаграмма ва чизмаларга назар ташлаш улар устида фикрлашга қараганда нафақат осон ва қулай, балки шу билан бирга тафсилотларни ёзма ёки оғзаки баён қилишга нисбатан кўпроқ таассурот қолдиради. Кузатувчи ўзининг кўриб сезиш қобилиятидан фойдаланиб шакллардаги, ташқи қиёфадаги ва жисмоний катталиклардаги ўхшашлик ва фарқларни тезроқ илғаб олади, икир-чикирларидан эса четланади. Аммо диаграмма ва тасвирлар ёрдамида статистик маълумотларни соддалаштириш ва юзакилаштиришнинг маълум чегараси (оптимал меъёри) мавжуд. Бу меъёр графикларда ифодаланган тасвирий мутаносибликлар ҳақиқий маълумотларда кузатиладиган нисбатлар ва хусусиятларга қанчалик мос келиши билан белгиланади.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Статистик жадваллар деганда нимани тушунасиш? Улар сўз билан баён этишга қараганда афзалликларга эгами?
2. Статистик жадвал қандай унсурлардан таркиб топган? Унинг эга ва кесими деганда нима тушунилади? Жадвал макети деганда-чи?
3. Статистик жадвалларнинг қандай турларини биласиз?
4. Оддий жадваллар нима? Групповий-чи? Комбинацион жадвал-чи?
5. Талабалар давомати қайд қилинадиган журнал қандай жадвал турига мисол бўлади? Имтиҳон дафтарчангиз-чи? Рейтинг баллари журналичи? Имтиҳон қайдномаси-чи?
6. Курсдошларингиз ўзлаштириши билан давомати ўртасидаги боғланиш натижалари келтирилган жадвал қайси жадвал турига мисол бўлади?
7. Курсдошларингиз фанларни ўзлаштириш жараёнини тасвирлайдиган комбинацион жадвал макетини тузинг?
8. Комбинацион жадвал группавий жадвалга нисбатан қандай афзалликларга ва нуқсонларга эга?
9. Ўзбекистонда бозор иқтисодиёти шаклланиш жараёнини тасвирлаш учун оддий, группавий ва комбинацион жадвал макетларини тузинг.
10. Ўзбекистон Республикасининг 2002 йилда ижтимоий-иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари деган статистик йилномада келтирилган жадваллардан қайсилари оддий, группавий ва комбинацион жадвалларга мисол бўлади.
11. Группангизда 20 талаба бўлиб, 11 киши қизлар, 9 киши ўғил болалар, қизлар орасида аълочилар 7 та, ўғил болалар ичида эса 3 та, ўғил болалар ичида 40%и дарсларга ёмон қатнашган, қизлар орасида эса 15%, бунинг устига ёмон қатнашганлар ичида 50% ўғил бола ва 10% қиз бола йил давомида мустақил ўз устида кам ишлаган. Бу маълумотларни жадвал шаклида баён этинг.
12. Юқоридаги (11чи) маълумотлар асосида турли диаграммалар тузинг.
13. Статистик графиклар деганда нима тушунасиш?
14. График унсурларини санаб чиқинг ва уларнинг функциясини тушунтириб беринг.
15. Графиклар қандай турларга ажралади?
16. Ходимлар сонининг вақт бўйича ўзгариш кўрсаткичлари қандай диаграммалар ёрдамида тасвирланади? Уларнинг тузилиш-чи? Улар орасида ўзаро боғланиш-чи?
17. Аҳоли жон бошига пахта ва дон ишлаб чиқариш ҳажмини мамлакатлараро, вилоятлараро ва хўжаликлараро таққослаш учун қандай диаграмма туридан фойдаланиш мумкин?
18. Чизиқли диаграммаларнинг қандай турлари мавжуд ва улар қандай тартибда тузилади? Бу диаграммалар ёрдамида қандай жараёнларни тасвирлаш мумкин?
19. Устун (ёки тасма) шаклли диаграммалар қандай тартибда тузилади? Улар ёрдамида қандай жараёнларни тасвирлаш мумкин?
20. Секторли диаграммаларни тузиш тартибини бир мисолда тушунтириб беринг. Улар ёрдамида қандай жараёнлар тасвирлайсиз?
21. Доира ва квадрат шаклли диаграммалар қачон қўлланади? Уларни тузиш тартибини бир мисолда тушунтириб беринг.
22. Иқтисодий назариядан сизга маълум бўлган Лоренц эгри чизиғи қандай диаграмма турига мисол бўлади? Уни тузиш тартибини биласизми?
23. Ўзбекистон аҳолисининг жинси-ёши бўйича тақсимотини қандай диаграмма шаклида тасвирлаш мумкин? Аҳоли жинси-ёши пирамидасини чиза оласизми?
24. Тасвирли диаграммалар қандай тартибда тузилади? Рекламаларда улар қўлланиладими?
25. Харитаграмма ва харитадиаграмма нима ва қандай мақсадда тузилади?
26. Марказграма нима, у харитаграммдан қандай фарқ қилади?
27. Юқоридаги пункт маълумотларини турли диаграммалар оркали тасвирланг.

28. Ўзбекистон Республикасининг 2000 йилда ижтимоий- иқтисодий ривожланишининг асосий кўрсаткичлари деган статистик тўпламда вилоятлар бўйича чорвачилик маҳсулотлари етиштириш (гўшт,сут ва тухум) ҳажми кўрсатилган (38 ва 39 бетлар). Уларни хоритаграмма ва хоритадиограмма шаклида тасвирланг.

Асосий адабиётлар

1. Д.Ф.Лифшиц. Статистические таблицы. М.: Госстатиздат, 1968.
2. Герчук Я.П. Графические методъ в статистике. М.: Статистика, 1968.
3. Герчук Я.П. Графики в математико-статистическом анализе. М.: Статистика, 1972.
4. Теория статистики. Под.ред. Р.А.Шмайловой. М.: Финанс и статистика, 1998.

II-ҚИСМ. АНАЛИТИК СТАТИСТИКА

V боб. СТАТИСТИК ТАСНИФЛАШ ВА ГУРУҲЛАШ УСЛУБИЯТИ

5.1. Статистик таснифлашнинг моҳияти ва аҳамияти

òàãèøèè áúèèøè íóíèí, íàðèæààà òëàðíëíà òóçèèèøè àà òóíóíèýðèàðííë àíëķèàè íëíàéíèç.

Āóðóùèàøíëíā àùàìèýðè øóíāāèè, ó ìàúëóííòèàðíë óíóíèàðòèðèø ðà òāíāāáóð ķèèèø ó÷óí èð÷àì, ýķķíë øàèèāā òàķāèì ýòèøíë òàúíëíèāèāè. Áóíāāì òàðķàðè, āóðóùèàø ìàúëóííòèàðíāà òóðèè æèùàòāāì èøëíā āàðèø àà òàùèèè ķèèèø ó÷óí āñíñ ýðàòāāè. Áóíëíā ó÷óí āóðóùèàðíë áóíā ýòèø āāèāèñì ùè āāèāèèàðííë òàíèàø, òóçèèāāèāāì āóðóùèàð ñííè àà òëàðíëíā ÷āāàðàèàðèíè àíëķèàø èèíèè òàðòèā-ķíèāāèàðíāà òàýíèø èāðàè. Ñòàðèñòèèà òóíāāè ìñìñ òëííòèèàðíë ýðàòāāì, ùëàð ìçíäà éíā āñíñèèëàðí òóèèāāāèèàðíāì èāíðàð (5.1-òàððù).

Āóðóùèàø āāèāèèàðè ķèèèā èúçèàíāāì ìàķñāā àà āàçèðàèàð íóķòàè ìàçàðèāāì íóùèì āāèāèèàð ýúíè ùðāāíèèā, òāāì ùíāèñāèàðíëíā òóā āíñèàíèøèàðèíè èðíāāèíā÷è āāèāèèàð ìèèññì èāðàè. Øó àèèāì àèðāā āóðóùèàøíë èííèðāð øàðíèòāā ìíñèàøòèðèø, ýúíè øàðíèò ùçāāðèøèāā òāðāā āóðóùèàøíë òóñèàíòèðèā, òíëíā āāèāèèàðèíè ùçāāðòèðèø - àèð øàðíèòāā āóðóùèàðíë àèð āāèāè āñíñèāā òóçèā, èèèèí÷è øàðíèòāā āíðķà óíāā ìíñ èāèāāèāāì āāèāèèàðíāà òàýíèø çàððð.

Āèðèì āóðóùèàð ó÷óí ùèñíāèàíāāèāāì óíóíèè èúðñàòèè÷èàð òèíèè àà āàðķàðíð áúèèøèíè òàúíëíèàø ó÷óí ùàð àèð āóðóùāā òāāèøèè àèðèèèèàð ñííè àòàðèè ìèķāíðāā (5 àèðèèèèāāì èāì áúèìāñèèāè) áúèèøè èāðàè, ÷óíèè áó ùíèāā òíóíèè èúðñàòèè÷èàðāā òāñíāèðèñ èó÷èàð òàúñèðè ùçàðí ķèðķèèāāè àà ķííóíèýð, òèíèè ðñçàò ýðèèðíķ ìàìí, í áúèāāè.

Āóðóùèàð ñííè èúí - āàðèàíòèè á÷èì òāñíñèāā āāèāèèàíèøè èāðàè.

Āóðóùèàð ñííèíè òúñðè āāèāèèàø āóðóùèàø ñāìāðāèè áúèèøè ó÷óí íóùèì āàðíāāèð. Áó ìāñāèàíè èúíāāðèàíòèèè ķíèāāāā òàýíèā ā÷èø ýíā ýðèè èúè ùèñíāèàíāāè.

Āèðèì āàðñèèèèāðāā⁴ āóðóùèàð ñííèíè Ā.Ā. Ñòàðæāññ òíðíóèāñè $K = 1 + 3.32 \lg N = 1 + 1.44 \ln N$ àà Ā. Áðóèñ ùàìāā í. Ēàðóçāðñ òíðíóèāñè $K_5 \lg N$ (áó āðāā: $\lg$ - ùíèèè èíāāðèðì, $\ln$ - ìàðóðāè èíāāðèðì, N - āāðèèāāì òúíèàì àèðèèèèāð ñííè, K - āóðóùèàð ñííè) ðāāìèāā àíëķèàø òāāñèý ýòèèāāì. Āìíí áó òíðíóèāèāð āàðèàòèí òāðíðèàðíè òóçèø ó÷óí ùíèæāèèāíāāì áúèèā, òëàðāāì òúíèàì àèðèèèèāð ñííè 100 āāì èúíðíķ $N > 100$ àà āóðóùèàø àèð āāèāè āñíñèāā òóçèèāāíāā òíèāāèàíèø íóíèí. Òíðíóèāèāðāāì òíèāāèàíèø ó÷óí ýíā àèð øàðð- àèðèì àèðèèèèāðāā āóðóùèàø āāèāèèè ðíñ òçāñğí ùçāāðóā÷āì ķèèìāðèàðāā ýāā áúèèøè èāðàè.

Āóðóùèàð òāèèèèèíèíā ÷āāàðāñè ìāñāèāñèāā èāèñāè, óíè èèèè øàèèāā ā÷èø íóíèí: àèðè - ùàììā āóðóùèàð ó÷óí òāèèèçñì òāíā ìèķāíðāā āāèāèèāø, èèèèí÷èñè - óíè òāíāìāñ øàèèāā, èúíāèèā ùè ìçèèā èāèóā÷è ìèķāíðèàðāā èðíāāèø. Āèðèí÷è ùíèāā āóðóù òāèèèè òóèèāāè òíðíóèā ðāāìèāā àíëķèàíāāè:

$$i = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{K}$$

Āó āðāā: $X_{\max}$ - āóðóùèàø āāèāèèèíèíèíā ýíā èàðòā ķèèìāðè;

$X_{\min}$ - óíëíā ýíā èè÷èè ķèèìāðè, K - òóçèèāāèāāì āóðóùèàð ñííè.

Āóðóùèàð òāèèèèè òāíā áúèìāāāì øàèèāā āāèāèèāíā, òāāíāā òëàðíè òāíā ìèķāíðāā àèðèèèèāð àèèāì òúèāèèðèø àññì ðñðāð ùèñíāèàíāāè. Áó ùíèāā āāðèèāāì òúíèàì āóðóùèàðāā òāíā ñííāā àèðèèèèāðíè òàķñèìèèàø èúèè àèèāì āæðàðèèāāè, ýúíè $m \propto N:k$

Øó āðāā: m - ùàðāèð āóðóùāā òāāèøèè àèðèèèèāð ñííè;

N - óíóíèè òúíèàì àèðèèèèāðè ñííè;

k - òóçèèāāèāāì āóðóùèàð ñííè.

Áóíëíā ó÷óí āāñðèāā òúíèàì àèðèèèèāðè āóðóùèàø āāèāèèèíèíèā ķèèìāðèàðè āñíñèāā ðāñæèāøðèðèèāāè, ýúíè òàðòèā ñííè áúèè÷ā òëàðíëíā òāðíðè (ðúèðàðè) òóçèèāāè, ñúíāðā ùàð « m » òà àèðèèèèāð ñāìāèèā, òëàðāāì àèðèí÷è, èāèèì èèèèí÷è àà ù.è. āóðóùèàð òóçèèāāè.

⁴ Ē.Āððóëëàè. Ñòàòíñòíķāñíğ ùññññ ñāçāñññ. Ò.: Ĭñ=ìññññ, 1993, 47-ðèò
 Òóķíñ Ģ.Φ. Òíòèñòñññ. Ò.: Ĭññññ ðñòā, 1973, 19-ðèò.

$$K_{\sigma} = \frac{\sigma_d}{d} \text{ бу ерда: } \bar{d} = \frac{\sum d_i}{K}.$$

Εύτι υέ-ίάεε οάνιέοεάοιέιά γία ίάάεε όνόεε ούιέαι άέδεεεεάδελé εύι υέ-ίάεε υδδά-ά ιέκρίδεάδ άνίηεάά άóδóυεάδεδ.

Εύτι υέ-ίάεε υδδά-ά ιέκρίδ άάά υαδ άέδ ούιέαι άέδεεάε ό-όί όιέιά άέδ ούάά микдорий άάεεεεάδελéιά άνίηεάά υέñíáεáíááí υδδά-ά έúδñáòéé- άòáεááé. Óóδéé άάεεεεάδ άάνίεpò κέéíáòéáδελé κúδéá áúéíáááíé ό-όί άάñòéáá óéáδíéíá íéñáéé κέéíáòéáδé áíεκéáíááé. Ñúíáδá, ááδ-ά άάéáééáδ ό-όί υέñíáéáíááí íéñáéé έúδñáòéé-éáδ κúδééááé άá íáδéæááá υαδ άέδ άέδééé ό-όί εύι υέ-ίάεε υδδά-ά ιέκρίδ άíεκéáíááé, ýúíé:

$$\bar{\theta} = \frac{\sum_{j=1}^k \theta_{ij}}{K} = \sum_{j=1}^K \left(\frac{x_{ij}}{x_j} \right) / K$$

Άό áδää: θ - άέδééé ό-όί εύι υέ-ίάεε υδδά-ά έúδñáòéé-; x_{ij} - í-άέδééé ό-όί x_i άάéáéñéíéíá κέéíáδé; $x_j - x_j$ άάéáéíéíá υδδά-ά ούιέαι (,έé ñóáíááδò) áúéé-ά κέéíáδé; K - άάéáééáδ ñííé; j - άάéáé άάδóéά ñííé (íñíáδé); i - ούιέαι άέδééáéíéíá άάδóéά ñííé (íñíáδé).

Εύτι υέ-ίάεε οάνιέοεάοιέιά άνίηεéδík όνόéé ééáñòáδ òáυééééáéδ. Óνόéé íñíé éíáééç-á the cluster ñúçéíéíá ééáéçéááí éáééá -ékááé. Άό ñúç ñéíð,áóδóυ, ούάά íáúíñéáá ýáá. Έéáñòáδ ñúçé íáòáíáòééáááé «òúíéáí» òóóóí-áñéáá íáúíñíáééδ, -óíéé айрим синфлар òákàò άέδ òéé úíáéñáларíé (íáòáíáòééááá ñííéáδ íéááíé éááé) ýç ичига олади, áñí íáòáíáòééááááé òúíéáíááí òáδκéé úéáδík улар áúð áúééðé íóíééí ýíáñ.

Έéáñòáδ òáυééé υαδ άέδ ééáñòáδää òááéðéé άέδééééáδíé óéáδíéíá άέδ ούάά ááéáééáδéáá, κé,òáñéáá úððáðééé íáú,ðéга κáδáá áíεκéáðáá άνίñéáíááé. Άóíááí άέδééééáδ (íáúáéòéáδ) íðáñéáááé «íáñíòá» òóóóí-áñé éáééá -ékááé áá ó κé,ðáéáδ (íáúáéòéáδ) áúéé-á ááδ-ά úðááíééá,òááí ááéáééáδ κέéíáòéáδελéíá òáδκéáδé áééáí υέ-áíááé. Íóáéýí íáñíðá íáú,ðé òóδéé éúééáδ áééáí áíεκéáíéðé íóíééí. Íáàòáá «ááéééá íáñíðáñé» ááá áòáéóá-é όνόéé κúééáíááé.

5.6. Έééééáí-é áóδóύéáð

Ñòáòéñòéé áóδóύéáðíéíá ðκíðéáááé òóδéáδé ááñòéááéé υαδ άέδ íáúáéòáá òááéðéé íáúéóíñðéáδ άνίñéáá áíáéáá íðéðééááé. Øóíéíá ό-όί άέδéáí-é áóδóύéáð ááá ððéðééááé. Έáééí áóíááé άέδéáí-é áóδóύéáðéáδ áééáí άέδ κáðíðáá óéáδíéíá íáðéæáéáδéíé κáéðá éðéáð éúéé áééáí òóçééááéááí éééééáí-é áóδóύéáð υáí íááæóááéδ. Άό όνόéáá íáàòáá άέδéáí-é áóδóύéáð íáðéæáéáδé íáκñáááá íóáíðεκ áúéíáñá, ,éé óéáδíé òákκíñéáð íáκñááéáá íñéáððéðéð çáδóðáðé òóñééááíáá íóðíæááð κéééíááé. Έééééáí-é áóδóύéáð éééé éúéé áééáí áíáéáá íðéðééááé.:

- 1) άέδéáí-é áóδóύéáð íðáééκéáδéíé ιò-áíéáððéðéá íáκñáááá íóáíðεκéáððéðéð;
- 2) òíóíéé ééñéíáéáá íéñááòáí áέδéí áóδóύéáðíéíá ñáéííñéíé éððéñíñéáððéðéð.

Άνίñéé áòáíáéáδ άá òóóóí-áéáδ

Òáñíéòéáð áá óíéíá áέδééáé
Òáñíéòéáð íáúáéòé áá ñóáúáéòé
Òáñíéòéáð òóδéáδé
Òáñáð
Έáðáððéýáéé òóçééíá
Òáñíéòéááé- áá óíéíá òóδéáδé

Έκòéñíáé,ò ñáéòíðé áá òáðííñé
Òáεκ òúæáééáéíéíá άνίñéé òáðíñκéáðé
Άνίñéé áéðéáéáδ òáñíéòéááé-é
Έáñá òáñíéòéááé-é
Úçááééñóíí íóéé-éééé ðáéééáðé òáñíéòéááé-é
Άóδóύéáð áá óíéíá ááéáéñé

Āōđōūēàø áāēāē āā āōđōū īðāēēēēēēē
 èððēñīñēàððēðēð
 Īāāēē āā íðāēēēāā āōđōūēàø
 Êūī ūē÷īāēē āōđōūēàø āā óíēīā óñōēēāðē
 Āāēēēēā īāñīðāñē āā ēēāñōāð
 Êēēēēāī÷ē āōđōūēàø.

1. Taníeðëàð íeìà àà íeìà ó-óí ììààèé ùíàèñà àà ààðà, íeàðíé ùðààíèðàà óíé kùèèàð èàðàé?
2. Taníeðëàð kàíààé èèíèé àà àìàèèé àùàìèyòàà yāà?
3. Xàììà òàíeàðàà ùàm íáúáèòèàðíé òàñíeðëàð àìàèàà ìðèðèèààèìé?
4. Taníeðëàð àéðāíeìà ñòàðèñòèèèàðíeìā ààçèòāñèìé ,èé òāāèðèé ìðāāìāò ìòààðāññèñèàðèíeìā-ìé?
5. Taníeðëàðíeìā kàíààé òóðèàðè àà óñóèèàðè ìāāæóā?
6. Φαñāò íeìà? Èàðàðòèyāèé òóçèèà--è?
7. Taníeðëàð íáúáèòè àāāāíðà íeìà òóðóíèèààè, óíeìā àéðèèèè àāāāíā--è?
8. Taníeðëàð ñóáúáèòè íeìà?
9. Còàðèñòèé áóðóúèàð àāāāíāà íeìà òóðóíèèààè, ó kàíààé àùàìèyòàà yāà?

10. Γόδούεαш κῖεääεäðē ääãáíäâ ìèìεεäð òóðóíεεäâē?
11. Ûçáäēēñóíí àúíεēñéíε æéíñē- ,ðē áúéē÷à òàκῖεìεäâēíäēç, áó òàñíεðēäðíε ,εē äóðóúεäðíε?
12. Êē÷εē, ùðòà÷à äâ εäòòà εíððííäεäðíε àíεκῖíä÷ε òáíçεäð (íεκáíðíí ääēäēεäð äéēäí) ääēäēεäâ κúεēēäáí, áó òàñíεðēäðíε ,εē äóðóúεäð-ìε?
13. 2000 ειλ ìàúεóííðεäðē àñíñεäâ Ûçáäēēñóííäâ òàíεēÿò κεēóä÷ε ñóáúäεðεäð êē÷εē, ùðòà÷à äâ εäòòà εíððííäεäðäâ òàκῖεìεäíäâí. Áó äóðóúεäðíε ,εē òàñíεðēäðíε?
14. Õēíñíäēē äóðóúεäð ìèìä? Áíäēððēē äóðóúεäð÷ε, òóçεēìäâēē äóðóúεäð÷ε?
15. Õàκῖεìíò (äâðēäòēíí) κàðíðεäð äéēäí òóçεēìäâēē äóðóúεäð ìðàñεäâ òàðç áíðíε? áúēñà ìèìεäðäâí εáíðäò?
16. Γόδούεäð ääēäēñē ìèìä äâ ó κáíäâē òàððεäââ ñäéēäâ ìεèíäâē?
17. Γόδούεäð ñííε κáíäâē àíεκῖεìäâē, äóðóúεäð ìðäēεçε÷ε?
18. Γόδóúεäðíεíä εēíεē κῖεäâεäðē ìèìεäðäâí εáíðäò?
19. Õäâēē äâ ìóðäēēäâ äóðóúεäð ìèìä, áεð ùē÷íäēē äâ εúíí ùē÷íäēē÷ε?
20. Kúíí ùē÷íäēē äóðóúεäðíεíä κáíäâē òñóēεäðéíε äéēäñēç?
21. Bēðēäí÷ε äâ εēēēēäí÷ε äóðóúεäð ìèìä?
22. Íεēēēäí÷ε äóðóúεäðíεíä κáíäâē òñóēεäðéíε äéēäñēç?
23. Γόδóúεäð òñóēēíεíä ñòàðēñðēē ìàçíóíε äâ àúàìεÿðéíε êó÷äéððēð ò÷óí óíε κáíäâē εúēēäð äéēäí òàēííεēēäððēðéì ìóíεéí?
24. Kóðñáíðεäðéíäεçíεíä ñòàðēñðēēäââí äéēēí ääðäæäεäðéíε ùðäâíεð ò÷óí òεäðíε κáíäâē ääēäēεäð àñíñεäâ äóðóúεäð ìóíεéí, ùäð áεð äóðóúíε κáíäâē εúðñàðēē÷εäð äéēäí òàúðēðεäð ìóíεéí?
25. Ûçáäēēñóííäâ áíçíð εκðēñíäē,ðē àñíñεäðéíε ääðíí ÿðεð æäðä,íεíε κáíäâē äóðóúεäðεäð ,ðäâìεäâ ùðäâíεð ìóíεéí?
26. Õēäεäðäâ «κáéíííä äâ εäēéí» ìóííñäâäòεäðéíε ùðäâíεð ò÷óí κáíäâē äóðóúεäðεäðäâí òíεäâεäíεð ìóíεéí?
27. Tàēäâäεäð äàκò φονδιδαν òíεäâεäíεð äéēäí òàíεäðíε ùçεäððēðēð æäðä,íε ìðàñεäââē áíñεäíεðεäðíε äóðóúεäð òñóēē ,ðäâìεäâ ùðäâíεä áúēäâéíε; áúēñà κáíäâē äóðóúεäðεäð àìäēä ìðēðēð êäðäē?
28. Ûçáäēēñóííäâ κεðēíç òúæäēēäē ðēáíæäíεðεäâ фермер òúæäēēēεäðéíεíä ñíñéíε ùðäâíεð ò÷óí κáíäâē äóðóúεäðεäðäâí òíεäâεäíεð ìóíεéí?
29. Ûçáäēēñóíí ìεēēē εκðēñíäē,ðéíεíä òàðàκçε,ðεäâ òεæíðäò äáíεäðéíεíä ðíεéíε ùðäâíεð ò÷óí κáíäâē äóðóúεäðεäðäâí òíεäâεäíεð ìóíεéí?
30. Ûçáäēēñóííäâ òäēäâ äâ òäēēēð κííóíεäðí κáíäâē ìàíí,í áúēä,òäâíεíε òàúēēē κεēēð ò÷óí äóðóúεäð òñóēēäâí òíεäâεäíεä áúēäâéíε, äääðäâ áúēñà, κáíäâē äóðóúεäðεäðíε òóçεð ìáúκóē ääâ ùēñíäēäēñēç?

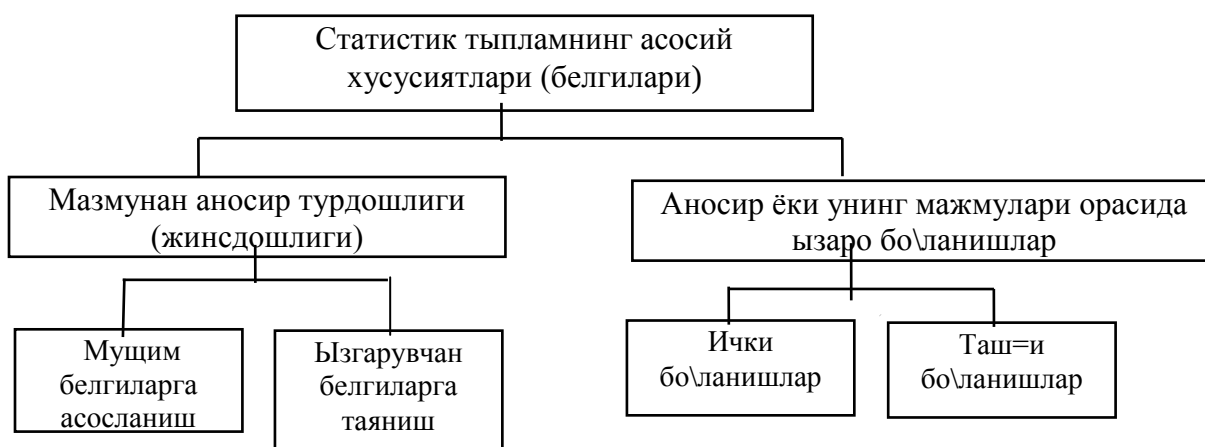
Асосий адабиётлар

1. Ìēíðκí Á.Ã. Äðóííεðíäēä è ñεñòáíÿ ñòàðēñðē÷äñēēð ñíεäçäðäēäē. Ì.: Ñòàðēñðēēä, 1971.
2. Ìðēēí Á.Ã. Äðóííεðíäēä ä ñíðεäēúíí-ÿéíñíε÷äñēēð εññεäâíäâíεÿò. Ì.: Õéíáíñÿ è ñòàðēñðēēä, 1985.
3. Ìáíäâēú Ê.Ã. Êεäñòäðñÿé áíäēēç. Ì.: Õéíáíñÿ è ñòàðēñðēēä, 1988.
4. Àðēðē À. Ýéçáí Ñ. Ñòàðēñðē÷äñēēé áíäēēç. Ìñäðíä ñ εññíεúçíäâíεäí ÝÁÌ. Ìäð ñ áíäē. Ì.: ìεð, 1982.
5. Áíðñéíä Ê.Ñ. Ìäðíäÿ - äēäíðēòíÿ - ìðíäðäíÿ ìíñíäðííäí ñòàðēñðē÷äñēñíäí áíäēēçä Ì.: Õéíáíñÿ è ñòàðēñðēēä, 1986.
6. Ã.Õ. Õ,áíðíä-Ääÿÿáíä Ñòàðēñðē÷äñēēä ìäðíäÿ ä äððáíñíäēē Ì.: Äÿñðäÿ ðéíεä, 1987.

VI боб. СТАТИСТИК ТЎПЛАМ, ТАҚСИМОТ ҚАТОРЛАРИ ВА УЛАРНИНГ ТАСВИРИЙ ПАРАМЕТРЛАРИ

6.1. Статистик тўплам мазмуни ва хусусиятлари

Кузатиш натижасида тўпланган маълумотлар одатда ҳар хил объектларга ёки уларнинг тўпламларига тегишли бўлади. Аммо ҳар қандай бирликлар мажмуи статистик тўплам бўла олмайди. Бунинг учун улар маълум хоссаларга, хусусиятларга эга бўлиши керак. Статистик тўпламнинг асосий хислатлари ва белгилар қуйидагилардан иборат (6.1-тарҳ).



6.1-тарҳ. Статистик тўпламнинг асосий хусусиятлари.

Статистик тўплам деганда маълум умумий шароитлар нуқтаи назардан биргаликда ўрганиш учун бирлаштириб қараладиган, айрим-айрим ҳолда бир-биридан фарқ қилувчи, аммо сифат мазмуни

жиҳатидан бир хил (турдош) ва ўзаро боғланган, умумий қонуниятга бўйсунадиган бирликлар мажмуаси тушунилади.

6.2. Тўплам бирлиги ва унинг белгилари

Тўплам бирликлари-бу статистик тўпламни бунёд этувчи унсурлардир.

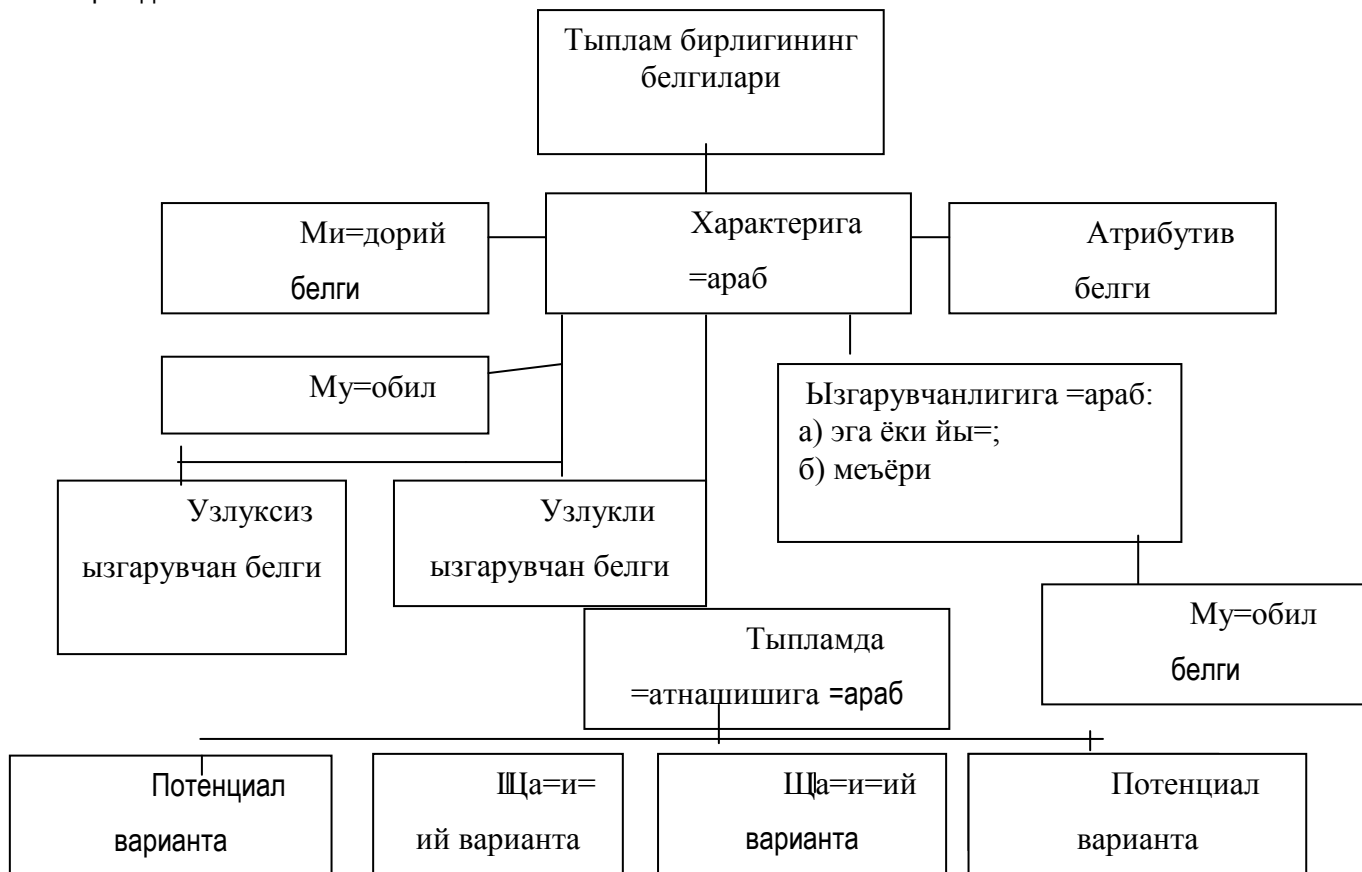
Статистика ўрганадиган тўпламни бунёд этувчи унсурлар унинг бирликлари деб аталади. Тўплам тузиш, демак, уни таркибига кирувчи бирликларни аниқлашдир. Бу жараёнда иккита масала ечилади: биринчидан, бирлик таърифланади, яъни уларни бир-биридан ва бошқа бирликлардан ажратувчи чегаралар белгиланади; иккинчидан мазкур статистик тўплам таркибига кирадиган ва кирмайдиган бирликлар аниқланади.

Тўплам бирлиги турли белгиларга эга. Уларнинг асосий турлари қуйидагилардан иборат (6.2-тарҳ).

Белги - бу тўплам бирлигининг аломатлари, хислати ва ҳ.к.

Ҳар қандай тўплам бирлиги ўзига хос аломатлар, хислатлар, хоссалар мажмуи билан характерланади ва улар унинг белгилари деб аталади. Статистик тўпламлар муҳим белгилар асосида тузилади. Улар айрим бирликларда турли шаклларда намоён бўлади, натижада бирликлар бир-биридан фарқ

қилади.



6.2-тарҳ. Тўплам бирлиги белгиларининг турлари.

Вариацион белги	-
бирликдан-бирликка	
фарқланувчи белгидир.	
Атрибутив белги	- бу
мазмунан бир	- биридан
фарқланувчи белги,	
миқдорий белги эса	-
қийматга эга бўлувчи, сон	
билан ифодаланувчи белги.	

Бундай белгилар вариацион белгилар деб аталади. Белгилар сўз билан ёки сон билан ифодаланиши мумкин. Биринчи ҳолда атрибутив (сифат) белгилар, иккинчисида - миқдорий белгилар деб юритилади. Атрибутив белгилар тўплам таркибига кирувчи бирликларни аниқлашга бевосита алоқадор бўлган белгилардир. Бундай белгиларнинг ўзгарувчанлиги бирликларни муқобил ҳолатда талқин этганда кўзга ташланади.

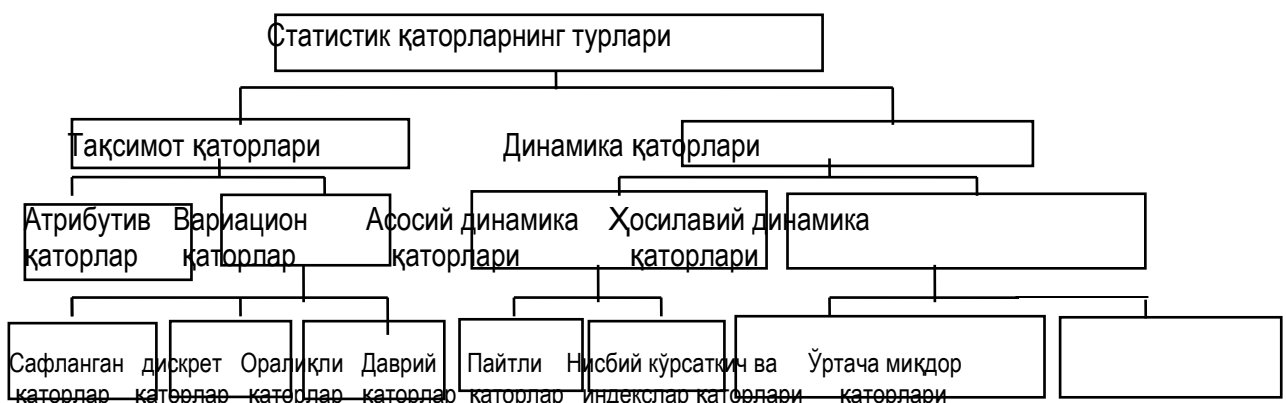
Миқдорий белгилар ҳамма тўплам бирликлари учун тенг бўлиши, бир сон билан ифодаланиши мумкин. Маслан, барча автомашиналар тўртта ғилдиракка эга, бир хил маркали машиналар мотори одатда тенг қувватга эга. Одамларнинг сезиш, кўриш, ҳид билиш, ишлаш ва ҳаракат қилиш органлари сон жиҳатдан тенг ва ҳ.к. Бундай миқдорий белгилар статистик тўплам тузиш учун асос бўла олмайди. Аксарият, миқдорий белгилар тўплам бирликларида турлича ифодаланади, бир-биридан фарқланади, вариацияга (ўзгарувчанликка) эга. Автомашиналар босиб ўтган йўл, бажарган иш (ташиган юк ҳажми), корхоналар ишлаб чиқарган маҳсулот ҳажми, уларда ишлаётган ишчилар сони ва ҳ.к. бундай миқдорий белгиларга мисол бўла олади. Айнан шундай бирликдан бирликка ўзгарувчанликка эга бўладиган белгилар асосида статистик тўплам тузилади. Улар статистиканинг ўрганиш предмети ҳисобланади. Миқдорий белгилар узлуксиз ўзгарувчанликка ёки тадрижий (даражама-бадаража) ўзгарувчанликка эга бўлиши мумкин. Бу ҳол жараённинг табиатидан келиб чиқади.

6.3. Вариацион қаторлар ва уларнинг турлари

Статистик тўплам - бу, турли шакллардаги статистик қаторлардир.

Энг оддий бошланғич қаторлар бевосита кузатиш жараёнида вужудга келади. Бундай қаторлар тартибга эга бўлмасдан, қайд қилишдаги ҳолатга асосланади. Одатда тўплам бирликлари маълум белгилар асосида сафлаб, таснифлаб, гуруҳлаб тартибга солинади.

Бундай тартибланган статистик тўплам статистик қаторлар деб аталади, чунки улар сонлар қатори (кетма - кетлиги) билан таърифланади. Статистик қаторлар турли шаклларда ва йўллар билан тузилади. Уларни қуйидаги турларга бўлиш мумкин (5.3-тарх).



6.3- тарх. Статистик қаторларнинг турлари.

Ўрганилаётган объектларни таснифлаш усулига қараб статистик қаторлар икки туркумга ажралади: бири-тақсимот қаторлари, иккинчиси- динамика қаторлари.

Статистик тўплам бирликларини маълум ҳолатга (пайтга) нисбатан ёки вақт оралиғи давомида кузатиб, уларни бирор белги асосида таснифлаш натижаси **тақсимот қаторлари** деб юритилади.

Статистик тўплам бирликларини узоқ вақт давомида кузатиб, даврлар ёки вақт пайтлари бўйича таснифлаш мумкин. Бу ҳолда вужудга келадиган қатор **динамика қатори** деб аталади, чунки у ўрганилаётган жараён динамикасини тасвирлайди.

Динамика қатори – бу ҳодисани вақт бўйича ўзгаришини кўрсатувчи сонлар қаторидир.

Тақсимот қаторининг асосий унсури варианта, динамика қаториники эса даража деб юритилади. Демак, тақсимот қаторлари-бу, вариантлар кетма-кетлиги бўлса, динамика қаторлари вақт оралиқларига тегишли даражалар кетма-кетликларидир.

Тўплам бирликларини таснифлаш асоси қилиб қандай белги олинишига қараб тақсимот қаторлари икки турга ажралади. Бундай белги сифатида атрибутив яъни мазмунан фарқланувчи белгилар олинса, ҳосил бўлган тақсимот қаторлари атрибутив қаторлар деб юритилади.

Вариацион қаторлар миқдорий белгилар асосида тузилади.
--

Тўплам бирликларини миқдорий белгиларига қараб таснифлаш натижасида ҳосил бўлган тақсимот қаторлари вариацион қаторлар деб аталади.

6.3.1. Сафланган қаторлар

Вариацион қаторларнинг энг содда шакли сафланган (бўйсираланган, ранжирланган) қаторлардир. Айрим миқдорий белгилар асосида статистик тўплам белгиларини бўйсиралаш йўли билан кўпаяувчи ёки камаювчи шаклда тузилган қаторлар сафланган қаторлар деб аталади.

6.3.2. Дискрет қаторлар

Агарда сафланган қатор таянчи бўлиб тадрижан, даражама - бадаража, узуқ-узуқ ўзгарувчи белги хизмат қилса ва унинг айрим миқдорий қийматлари тез-тез такрорланиб турса, уларни санаб, муайян вариантнинг вариантлар сонини, сиғим ҳажмини, вазнини аниқлаш мумкин. Натижада сафланган қаторга қараганда вариантларнинг умумий сони қисқаради ва ҳар бири бир қанча бирликларни қамраб олувчи гуруҳ мақомини олади.

Дискрет қаторлар тўплам бирликларини узуқли ўзгарувчи белги асосида гуруҳлаш натижасидир.

Бундай икки унсурдан ташкил топган тақсимотлар дискрет вариацион қаторлар деб аталади.

6.3.3. Оралиқли вариацион қаторлар

Чексиз ўзгарувчан белгига таянган қатор унсурларини каттароқ миқдорий ўлчамларда ифодалаш учун тўплам бирликларини муайян белгига қараб тенг катталиқдаги оралиқларга бўлиш жоиздир.

Оралиқли вариацион қатор-бу тўплам бирлик-ларини гуруҳларга, оралиқларга тақсимлашдир.
--

Натижада оралиқли вариацион қатор ҳосил бўлади.

6.3.4. Оралиқ сони ва кенглигини аниқлаш

Оралиқли вариацион қаторлар тузиш жараёнида бир қатор муаммолар пайдо бўлади. Энг асосий муаммо оралиқлар (таснифий гуруҳлар) сони ва чегарасини аниқлашдир.

Бу масалани ечиш текширишда кўзланган мақсад ва тўпланган материалларнинг

хусусиятларига боғлиқ.

Текшириш қуйидаги мақсадларни кўзлайди:

- бошланғич маълумотларда бевосита кўз илғамай яшириниб ётган, табиатан оммавий жараёнга хос бўлиб унинг ўзгарувчанлиги (тебранувчанлиги) да юзага чиқувчи қонуният ва хусусиятларни тақсимот қаторлари ёрдамида ойдинлаштириш, яққол ва жозибали қилиб тасвирлаш;

- тақсимот қаторларини қайта ишлаш йўли билан турли умумлаштирувчи кўрсаткичлар олиш ва улардан фойдаланиб ўрганилаётган жараёнларни ҳар тарафлама чуқур таҳлил қилиш.

Махсус адабиётда вариацион қатор оралиқларининг максимал ёки минимал сонини аниқлаш учун турли мезонлар таклиф этилган, уларнинг кўпчилиги етарли даражада аниқлик билан ўртача кўрсаткичларни ҳисоблаш ва шу билан бирга кўримли вариацион қаторлар тузиш имконини беради. Америка статистиги Стержесс (Sturgess, 1926) қуйидаги мезонни таклиф этган:

$$K \leq 1\text{Қ}3.32 \log N \text{ қ } 1\text{Қ}1.441 \ln N \quad (6.1)$$

Бу ерда K - тақсимот оралиқларининг минимал сони;

N - тўплам ҳажми (бирликлар сони);

$\log$ - ўнли логарифм;

$\ln$ - натурал логарифм.

K . Брукс ва H . Карузес томонидан таклиф этилган қуйидаги формула Стержесс мезонига яқин натижа беради:

$$K \leq 5 \log N \quad (6.2)$$

Ўзгарувчан белгининг энг катта ва энг кичик қийматлари ўртасидаги фарқ (вариация кенглиги)

ни оралиқлар (гурӯҳлар) сонига бўлсак, оралиқ кенглигининг қиймати келиб чиқади. Бу ҳолда

Стержесс мезони

$$i = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{k} = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{1 + 3.32 * \log N} = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{1 + 1.441 * \log N} \quad (6.3)$$

K . Брукс ва H . Карузес мезони

$$i = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{k} = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{5 * \log n} \quad (6.4)$$

6.4. Вариацион қаторларни графикларда тасвирлаш

Вариацион қатор ва унинг хусусиятларини таҳлил қилишда график орқали тасвирлаш муҳим рол ўйнайди. Оралиқли қаторлар гистограмма (грекча «**histon**» - тўқима, «**gramma**» - чизик) шаклида тасвирланади.

Дискрет вариацион қаторлар тақсимот полигони (грекча «**poly**» - кўп, «**sonia**» - бурчак) орқали тасвирланади.

Оралиқли вариацион қатор гистограммаси устунларида ўрта нуқталарни белгилаб, уларни эгри чизик орқали ўзаро бирлаштириш йўли билан бундай қаторлар тасвирини полигон шаклига келтириш мумкин.

6.7. Вариацион қаторнинг тақсимот параметрлари

Тақсимот қаторлари ўрганилаётган статистик тўплам ҳақида тўла тасаввур беради. Аммо бу тасаввур одатда ҳаддан ташқари муфассаллашган бўлиб, кўпдан-кўп икир-чикирларга, майда-чуйда тавсилотларга эга бўлади. Натижада тўпламнинг асосий хоссаларини илғаб олиш мушкуллашади. Шу муносабат билан уларни бир нечагина миқдорлар билан ифодалаш масаласи туғилади. Бу эса тақсимот қаторларини қисқартириб, умумий ҳолда таърифлаш имкониятини беради. Бундай миқдорлар статистик тўпламнинг тасвирий параметрлари ёки тақсимот қаторларининг умумлаштирувчи кўрсаткичлари деб аталади.

Параметр грекча сўз («**parametrom**») бўлиб, ўлчаб берувчи деган луғавий маънога эга. Статистикада ҳар хил тўпламларни таърифловчи параметрларни аниқлаш деганда тақсимот қаторларининг шундай меъёрий ўлчовлари, кўрсаткичлари назарда тутиладики, уларни солиштириш бу статистик тўпламларни таққослаш йўли билан бирдай оқибатга олиб келади.

Статистик тўпламларни таққослаш уларнинг бирликларини текислаб, орасидаги фарқларни йўқотиб, тўпламларни умумлаштириб таърифлайдиган параметрлардан фойдаланишни талаб этади. Шундай қилиб, турли статистик тўпламларни таққослаш уларнинг ўртача кўрсаткичларини ҳисоблаш ва қўллашни тақозо этади. Бу ўртача миқдорлар тақсимот қаторларининг асосий параметрларидан бири ҳисобланади. Аммо қаторни ҳар тарафлама ўрганиш учун бошқа параметрларни ҳам билиш ва қўллаш зарур.

Асосий атама ва тушунчалар

Статистик тўплам аносири (элементлари) ва хоссалари;

мазмунан аносир жинсдошлиги;
аносир ички боғланишлари;
аносир ташқи боғланишлари;
вариантлар ва вариантлар;
миқдорий белги;
атрибутив белги;
муқобил белги;
узлуксиз ўзгарувчан белги;
тадрижий (узлукли) ўзгарувчан белги;
статистик қаторлар;
тақсимот қаторлари;
динамика қаторлари;
сафланган вариацион қаторлар;

оралиқли вариацион қаторлар;
дискрет вариацион қаторлар;
кумулятив вариацион қаторлар;
оралиқ (гурӯҳлар) сони;
оралиқ кенглиги;
Стержесс формуласи;
К.Брукс ва Н.Карузес формуласи;
Тенг кенгли оралиқ;
Тенгмас кенгли оралиқ;
Тақсимот зичлиги;
Гистограмма;
Полигон;
Кумулята;
Тақсимот эгри чизиғи;
Тақсимот қаторининг тасвирий параметрлари;

Қисқача хулосалар

Оммавий ҳодиса ва жараёнлар тўплам сифатида статистик текшириш босқичларида турли жиҳатдан қаралади. Статистик кузатиш босқичида улар кузатиш объекти, яъни мустақил бирликлар тўплами деб қаралади. Бу ҳолда ўрганилаётган объектни ёндош объектлардан фарқловчи хоссаларни аниқлаш, уларнинг бирликларни тўғри таърифлаш ва маълумотлар тўпланиши зарур бўлган белгилар рўйхатини илмий асослаш муҳим аҳамият касб этади. Аммо статистик кузатиш босқичида тўплам тузилишига эътибор берилмайди.

Тўпланган маълумотларга ишлов бериш, уларни маълум тартибга келтириш ва таҳлил қилиш босқичида тўпламнинг тузилиши, қандай унсурларни (элементларни), бирликларни қамраб олиши энг муҳим масала ҳисобланади, чунки ҳодисалар ва жараёнларнинг хусусиятлари ва қонуниятлари уларнинг ривожланиш даражасига, бу жиҳатдан бир жинслигига, турдошлигига боғлиқдир. Шунинг учун статистик таҳлил босқичида статистик тўпламнинг илмий асосда таърифлаш ва шакллантириш жуда катта аҳамиятга эга. Статистик тўпламни таърифлаш - бу, унинг моҳиятини ёритиш, ҳодисаларни,

тўплам бирликларини сифат жиҳатдан, ички ва ташқи боғланишлар нуқтаи назаридан таҳлил этишдир.

Статистик тўпламлар алоҳида-алоҳида олиб қаралганда бир-биридан фарқ қилса ҳам, аммо сифатан (моҳиятан) жинсдош ва ўзаро узвий боғланган, умумий қонуниятларга бўйсунувчи бирликлар (ҳодисалар) мажмуасидир. Булар тўпламни бунёд этувчи унсурлар, унинг бирликлари деб аталади. Ҳодисаларнинг жинсдошлиги уларнинг муҳим ички белгилари ва улар ўртасидаги ўзаро алоқалар билан белгиланади. Бу масала ҳодисаларнинг ўзаро ташқи алоқаларига ҳам боғлиқдир. Шунинг учун бир жиҳатдан жинсдош, бир турли ҳисобланган бирликлар, бошқа ҳодиса ёки хоссалар нуқтаи назаридан ҳар хил моҳиятли бўлиши мумкин. Ҳодисалар айрим хоссаларининг ривожланиш даражаси жиҳатидан ҳам фарқ қилади. Демак, турдош хосса бўйича тузилган тўплам бошқа белгилар асосида шаклланган тўпламлардан ташкил топиши мумкин. Шу сабабли жинсдош, бир турли деган иборалар нисбий тушунчалар ҳисобланади.

Статистик тўплам тузиш, демак, унинг таркибий қисмларини, бирликларини аниқлашдир. Бу жараёнда иккита масала ечилади: биринчидан, бирликлар аниқ таърифланади, уларнинг моҳияти ёритилади, бошқа ёндош бирликлардан ажратувчи чегаралари белгиланади; иккинчидан муайян тўпламга мансуб ва мансуб бўлмаган бирликлар аниқланади. Бу ҳолда масала маълум белги ёки белгига қараб ечилади ва статистик қаторлар яратилади. Демак, статистик тўплам статистик қаторларда ўзининг аниқ ифодасини топади.

Шундай қилиб, статистик тўпламни таърифлашда ўрганилаётган ҳодисаларга сифат, моҳият жиҳатидан ёндашилса, статистик қаторларни белгилашда эса улар миқдор томонидан қаралади. Ҳодисалар миқдорини уларни айна ҳолатда ёки маълум вақт оралиғида кузатиб аниқлаш мумкин. Шунга қараб статистик қаторлар тақсимот ва динамика қаторларига бўлинади. Тақсимот қаторлари эса ҳодисаларни оддий сафланган қаторлари кўринишида, миқдорий ёки атрибутив белгилари асосида гуруҳларга тақсимланган шаклларда бўлиши мумкин. Вариацион қаторлари эса , ўз навбатида, узлуксиз ёки узлукли ўзгарувчан белгиларга қараб тузилиб дискрет ва оралиқли қаторларга бўлинади.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Статистик тўплам деганда нима тушунилади, тўплам бирлиги деганда-чи?
2. Статистик тўплам қандай хоссаларга, хусусиятларга эга?
3. Тўплам бирликларининг жинсдошлиги, бир турлиги нима асосида белгиланади?
4. Жинсдошлик нима учун нисбий тушунча ҳисобланади?
5. Статистик тўпламларда намоён бўладиган қонуниятлар қандай қонуниятлар деб аталади ва улар нимани ифодалайди?
6. Статистик тўпламларда намоён бўладиган қонуниятлар динамик қонуниятлардан нима билан фарқ қилади?
7. Статистик қатор деганда нима тушунилади?
8. Статистик қаторларнинг қандай турлари мавжуд?
9. Иқтисодий ҳодисаларнинг жинсдошлиги нима билан аниқланади?
10. Миллий иқтисодиёт ишлаб чиқариш муносабатларининг характери жиҳатидан жинсдошми?
11. Камбағаллик ва қашшоқлик нима? Уни қандай аниқлаш мумкин?
12. Бозор шароитида ижтимоий ҳодисаларнинг сифати, моҳияти ёритиладими ёки шакллари ва улар ўртасидаги боғланишларми?
13. Ҳодисаларнинг ички ва ташқи боғланишлари деганда нима тушунилади? Ташқи алоқалар, ўзаро нисбатлар орқали ҳодисанинг жинсдошлигини аниқлаб бўлладими? Бир мисолда тушунтириб беринг.
14. Ҳар қандай қаторни статистик қатор деб бўладими? Статистик қатор хусусиятлари нималардан иборат?
15. Миқдорий белги нима? Уни муқобил ҳолда ифодалаб бўллади-ми?
16. Атрибутив белги нима? Унинг ўзгарувчанлиги қандай ифодаланади?
17. Муқобил белги нима? У қандай ифодаланади?

18. Узлукли ва узлуксиз ўзгарувчан белги нима?
19. Тақсимот қатори деганда қандай қатор тушунилади? Варианта ва вариант нима? Улар ўртасидаги фарқни мисоллар билан тушунтириб беринг.
20. Сафланган қатор нима? У қандай тузилади? Унинг вариантаси ва вариантларини мисолларда тушунтириб беринг.
21. Дискрет қатор нима? У қандай тартибда тузилади? Аҳолининг ёши бўйича тақсимооти дискрет қаторга мисол бўла оладими? Кўчадан ўтаётган машиналар қатори-чи?
22. Университет талабаларини академик гуруҳлар бўйича тақсимоотини оралиқли қатор деб бўладими?
23. Оралиқли қатор нима? У қандай тартибда тузилади? Унинг вариантаси қандай ифодаланади?
24. Қаторларнинг вариантлари қандай шаклларда ифодланади?
25. Сиз имтиҳон сессиясида фанлардан тест топшириб билим балларини тўплайсиз. Бу қандай қаторга мисол бўла олади?
26. Тақсимот зичлиги деганда нима тушунилади, у қандай аниқланади?
27. Тенг кенгликли оралиқлар сони қандай аниқланади? Тенгсиз-чи? Оралиқ кенглиги қандай шаклларда бўлади ва қандай тартибда аниқланади?
28. Гистограмма нима? Полигон-чи?
29. Нормал тақсимот нима? Унинг қонуни қандай ифодаланади?
30. Сигир подасининг бир ҳафтада бир сигирдан олинган сут ҳажми бўйича тақсимооти симметрик шаклга эга. Агарда бир сигирдан олинган сариёғ бўйича бу поданинг тақсимооти чап ёқлама оғувчанликка эга бўлса, сабабини тушунтириб беринг.
31. Аёллар одатда ёшини кичиклаштириб, эркаклар катталаштириб кўрсатишга ҳаракат қиладилар. Аҳоли рўйхати маълумотларига биноан аёл ва эркакларнинг ёши бўйича тақсимот шаклига бундай интилиш қандай таъсир кўрсатади?
32. Тангани 6, 10, 50, 100 марта чириллатиб тепага отиб ташланг. Ҳар гал герб томони тушишини қайд қилинг. Олинган натижа бўйича тақсимот қатори тузинг ва уни қиёсий таҳлил қилинг.
33. Талабаларни стипендияси бўйича тақсимот қатори тузиб бўладими? Бўлса, у қандай шаклга эга бўлади. Гуруҳингиз ва факультетингиз мисолида тузиб кўринг. Натижани диаграммада тасвирланг.

Асосий адабиётлар

1. И.Г.Венецкий. Вариационные ряды и их характеристики. М.: Статистика, 1970.
2. А.И.Ежов. Введение в ряды распределений. М.: Статистика, 1973.
3. М.М.Султанова. Вариационная статистика. Т.: Ўқитувчи, 1977.

VII боб. ЎРТАЧА МИҚДОРЛАР ВА ЎРТА ТУЗИЛМАВИЙ КЎРСАТКИЧЛАР

7.1. Ўртача миқдорларнинг моҳияти ва аҳамияти

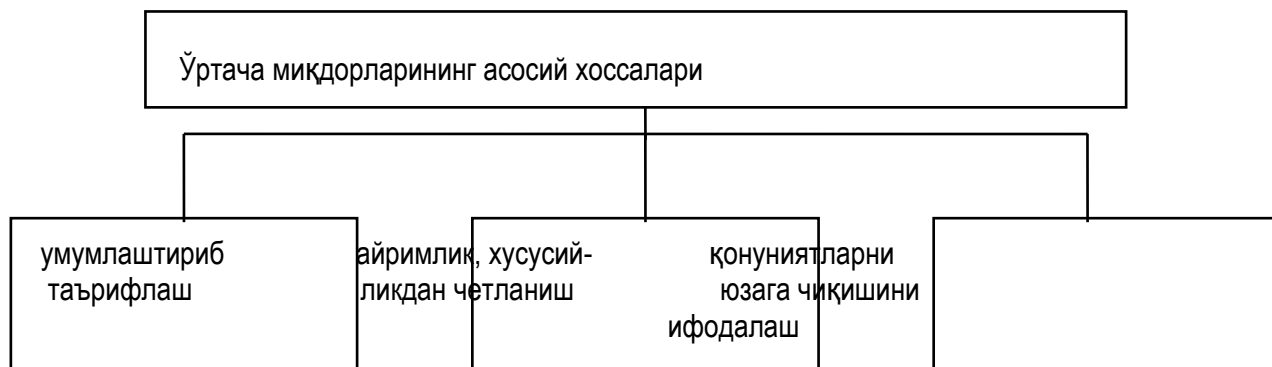
Умумий ҳолда ўртача миқдор тақсимот қаторини сиқиб ихчамлаш-тириш жараёнида олинган миқдордир. У қаторнинг катта ва кичик ҳадлари ўртасида ётади

Масалани соддалаштириш учун статистик қаторни ён бағридан сиқиб аста-секин ихчамлаштираётимиз, деб фараз қилайлик. Бу ҳолда унинг вариантлари орасидаги миқдорий фарқлар ёқала бориб, улар йириклашади, сони эса камаяди. Шунинг ҳисобига қатор вариантларининг сони кўпаяди. Ихчамлаштириш жараёнини давом эттираверсак, пировард натижада қатор вариантаси бир миқдор билан ифодаланади. Вариантлар сони эса бошланғич қаторнинг жамлама сонига тенг бўлади. Ана шу миқдор ушбу қаторнинг ўртача миқдоридир. У қаторнинг энг катта ва энг кичик миқдорлари ўртасида ётади. Бу ерда статистик қатор деганда соф математик қатор, яъни мусаффо сонлар қатори назарда тутилади. Бу сонлар на шароитга ва на бир-бирига боғлиқ, тўлиқ эркинликка эга.

Статистик қаторлар математик сонлар қаторидан тубдан фарқ қилади. Улар моддий дунё ҳодисаларини таърифловчи кўрсаткичлар қаторидир.

Шундай қилиб, ўрганилаётган статистик тўпламни ўзгарувчан белгилари бўйича умумлаштириб таърифлайдиган кўрсаткичлар ўртача миқдорлар деб аталади.

Ўртача миқдорлар вариацион қаторларнинг муҳим тасвирий параметри сифатида қуйидаги хоссаларга эга (7.1. тарх).



7.1-тарх. Ўртача миқдорларнинг муҳим хусусиятлари.

Ўртача миқдор ўзининг функцияларини тўла ва аниқ адо этиши учун қуйидаги шарт-шароитлар мавжуд бўлиши лозим:

- ўртача миқдори аниқланадиган тўплам бир жинсли, ҳажм жиҳатдан етарли сонда бўлиши керак.
- ўрганилаётган тўплам бирликларига тегишли белгининг миқдорий қийматлари бўйича уларнинг тақсимои етарли даражада ҳодисага хос объектив тақсимот қонунияти билан ҳамоҳанг ва мос шаклда бўлиши зарур. Бу талаб катта сонлар қонуни амал қилишидан келиб чиқади.

7.2. Ўртача миқдор турлари ва уларни ҳисоблаш тартиби

Статистикада ўртача миқдорларнинг хилма-хил турлари ва шакллари мавжуд. Чунончи, агрегат (нозоҳир шаклли) ўртача, ўртача арифметик, ўртача геометрик, ўртача квадратик, ўртача кубик, ўртача хронологик ва ҳ.к. шулар жумласидандир. Булар билан бир қаторда тақсимот қаторларида ўртачага ўхшаш функцияни бажарувчи ўрта миқдорлар (варианта қийматлари) ҳам бор. Булар мода, медиана ва турли квантилллардан таркиб топади. Улар қаторнинг тартибли ёки даврий ўрта ҳадлари (миқдорлари) деб аталади.

Арифметик ўртача миқдор ўртачаларнинг энг содда ва амалиётда жуда кенг қўлланадиган туридир. У ўрганилаётган белги тўплам бирликларида эга бўладиган айрим миқдорий қийматларини қўшишдан олинадиган умумий ҳосилага (йиғиндига) ҳамда бирликлар сонига асосланади. Агарда

ўртача арифметик миқдорни вариацион қатор нуқтаи назаридан қарасак, у қатор вариантасининг шундай ўртача қийматики, уни ҳисоблашда вариантлар қийматларининг умумий йиғиндиси ўзгармас миқдор деб қаралади ва вариантлар сонига нисбатан пропорционал тақсимланган деб талқин этилади. Шу сабабли ўртача арифметик миқдорнинг тақсимот қаторидаги ўрни айрим варианта қийматлари ундан тенг икки ёқлама тафовутда бўлиши билан белгиланади.

Ўртача арифметик миқдор оддий ва тортилган шаклларга эга.

Оддий арифметик ўртача ўрганилаётган белгининг айрим миқдорларини (яъни қатор вариантлари қийматларини) бир-бирига қўшиб, олинган йиғиндини уларнинг сонига (яъни қатор вариантлари сонига) бўлиш йўли билан аниқланади:

$$\bar{X}_{од.ариф} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n}{N} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{N} \quad (7.1)$$

Бу ерда: $\sum$ - йиғинди белгисидир.

X – ўрганилаётган белгининг айрим қийматлар (қатор вариантлари)

N – уларнинг сони (қатор вариантлари сони)

Тортилган арифметик ўртача

Тортилган арифметик ўртача – ўрталаштирилаётган миқдорларни уларнинг тўпلامда учрашиш сони билан тортиб олиб ҳисобланган ўртачадир.

Агар X белгининг n миқдорлари

$x_1, x_2, \dots, x_n$ ёки $x_i (i = \overline{1, n})$

мос тартибда

$f_1, f_2, \dots, f_n$ ёки $f_i (i = \overline{1, n})$

мартадан кузатилган бўлса, ўртача арифметик миқдорнинг умумий ифодаси

$$\bar{X}_{торт.ариф} = \frac{f_1 x_1 + f_2 x_2 + \dots + f_n x_n}{f_1 + f_2 + \dots + f_n} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i x_i}{\sum_{i=1}^n f_i} \quad (7.2)$$

бўлади. Бу **тортилган арифметик ўртача** формуласидир, бунда f_i - ўртачанинг вазни деб аталади.

Айрим ҳолларда ўртача миқдорлар оралиқли қаторлар учун гуруҳий ва умумий ўртачаларни аниқлаш йўли билан, шунингдек нисбий миқдорлар асосида ҳам ҳисобланиши мумкин.

Бунинг учун дастлаб ҳар бир оралиқли гуруҳ учун унинг қуйи ва юқори чегаралари йиғиндисининг ярмига тенг қилиб гуруҳий ўртачалар ҳисобланади, сўнгра умуман қатор учун умумий ўртача аниқланади.

Нисбий миқдорлар қатори учун ўртачани аниқлаш масаласига келсак, у ҳолда ўртача миқдор мазмунан ўрталаштирилаётган нисбий миқдорлар сингари мантиқий тузилишга эга деб қаралгандагина бу масала тўғри ечилиши мумкин.

7.3. Арифметик ўртача хоссалари

Арифметик ўртача бир қатор хусусиятларга эга:

1. Белгининг айрим миқдорлари (қатор вариантларининг айрим қийматлари) билан уларнинг арифметик ўртача даражалари ўртасидаги фарқлар йиғиндиси доимо 0 га тенг, яъни:

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = 0.$$

Белгининг айрим миқдорлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги фарқларнинг квадратлари йиғиндиси минимал қийматга эга, яъни $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \min$ ёки $\sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{x})^2 = \min$.

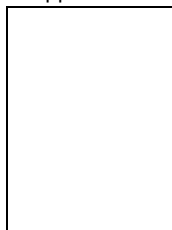
3. Агар белгининг ҳар бир қийматини ўзгармас ихтиёрий сонга бўлинса (ёки кўпайтирилса), у ҳолда арифметик ўртача қиймати шу сон марта камаяди (ёки кўпаяди):

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

4. Агар белгининг ҳар бир қийматидан ўзгармас ихтиёрий сон айрилса, ёки қўшилса, у ҳолда арифметик ўртача қиймати ҳам шу сонга камаяди ёки кўпаяди.

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - c) f_i}{\sum_{i=1}^n f_i} = \bar{x} - c.$$

5. Агар ўртача арифметик вазн қийматларини ўзгармас ихтиёрий сонга бўлинса, (ёки кўпайтирилса) у ҳолда ўртача қиймати ўзгармайди.



6. Белгининг икки ва ундан ортиқ тўпламлар бўйича ўртача қийматларнинг йиғиндиси унинг умумий жамлама тўплам бўйича ўртача қийматига тенг:

$$\overline{x_i + x_j} = \overline{x_i} + \overline{x_j}.$$

7.4. Геометрик ўртача миқдор

Геометрик ўртача деб шундай илмий қоидага асосланган ўртачага айтиладики, у билан ўрталаштирилаётган миқдорларни алмаштириш натижасида бу миқдорларнинг ўзаро кўпайтмалари натижаси ўзгармаслиги ва тўплам бирликлари бўйича геометрик прогрессия бўйича тақсим-ланиши зарур.

Ассиметрик, айниқса, кучли оғишган (ёки чўққилашган, бўйига чўзилган) тақсимот қаторларида геометрик ўртачани қўллаш асослироқдир. Ижтимоий-иқтисодий ҳаётда кўпчилик ҳодисалар ана шундай шаклдаги тақсимотга эга.

Геометрик ўртача $X_{\text{геом}}$ n - қатор ҳадларининг ўзаро кўпайтмасини n даражали илдиз остидан чиқариш ҳосиласидир, яъни

$$\bar{x}_{\text{геом}} = \sqrt[n]{x_1 * x_2 * x_3 \dots x_n} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n x_i}.$$

(7.3).

Бу ерда: $\prod_{i=1}^n i = (1 \div n)$ ҳадлар кўпайтмасини билдиради. Масалан, уйнинг эни 5 м, бўйи 11,4 м ва баландлиги 4 м десак, уй ҳажмининг томонининг ўртача узунлиги қанча?

$$\overline{x_{\text{геом}}} = \sqrt[3]{5 * 11,4 * 4} = \sqrt[3]{228} = 6,11 \text{ м.}$$

Яққол ифодаланган асимметрик тақсимотда (агарда у тасодиқ бўлмасдан, ҳодиса табиатидан келиб чиқса) арифметик ўртача доимо маълум даражада «сохта» ўртачадир.

Бундай шароитда геометрик ўртача тақсимотнинг марказий тенденциясини аниқ бир маънода ифодалайди. Белгининг тасодий ўзгарувчанлиги қонуний, барқарор фарқлар (масалан, тенг малакали ходимлар иш ҳақи ўртасидаги фарқлар) билан бирикиб кетиши натижасида асимметрик тақсимот таркиб топади, у логарифмли шкалага айлантирилганда «нормал» шаклни олади, яъни белги логарифмлари учун нормал тақсимот сифатига эга бўлади.

Бундай тақсимот қаторларининг табиати ва хусусиятлари геометрик ўртачада ўзининг аниқ ифодасини топади, чунки у қатор ҳадларининг логарифмлари асосланади. Ҳақиқатда ҳам (7.3) ифодани логарифмласак:

$$\lg \overline{x_{\text{геом}}} = \frac{\lg x_1 + \lg x_2 + \dots + \lg x_n}{n}. \quad (7.4).$$

Юқоридаги мисолимизда:

$$\lg \overline{x_{\text{геом}}} = \frac{\lg 5 + \lg 11,4 + \lg 4}{3} = 0,699 + 1,057 + 0,602$$

потенциалласак, $\overline{x_{\text{геом}}} = 6,11 \text{ м.}$

7.5. Нисбий ўзгаришлар учун геометрик ўртачани аниқлаш

Нисбий ўзгаришлар учун геометрик ўртача қуйидаги формула билан ифодаланади:

$$\overline{K}_{\text{геом}} = \sqrt[m]{K_1 * K_2 \dots K_m} = \sqrt[m]{\prod_{i=1}^m K_i} \quad (7.5)$$

ёки

$$\lg \overline{K}_{\text{геом}} = \frac{\lg K_1 + \lg K_2 + \dots + \lg K_m}{m}. \quad (7.5a)$$

Бу ерда:

K_i - динамика қаторларида давр сайин (занжирсимон) ўсиш коэффициентлари, вариацион қаторларда эса - ҳар бир ҳадни (варианта) ўзидан олдинги ҳадга (вариантага) нисбати;

Π - кўпайтириш аломати.

Мисол: Ўғит бериш миқдори қараб пахта ҳосилдорлиги қуйидагича ифодаланган.

7.1-жадвал

Ўғитлаштирилган майдонда пахта ҳосилдорлиги

Кўрсаткичлар	Ўғит солинмаган майдонда	Номига ўғит берилган	Нормадан озроқ берилган	Нормада берилган	Нормадан кўп берилган
Ҳосилдорлик (ц-га)	10	13	19,5	35,7	39,3
Ўзидан олдинги даражага нисбатан (K_i)	-	1,3	1,5	1,83	1,1

Ўғит берилган майдонларда ҳосилдорликнинг ўртача нисбий ўзгариши:

$$\begin{aligned}\bar{K}_{\text{геом}} &= \sqrt[m]{\prod_{i=1}^m K_m} = \sqrt[4]{1.3 * 1.5 * 1.83 * 1.1} = \frac{\log 1.3 + \log 1.5 + \log 1.83 + \log 1.1}{4} = \\ &= \frac{0.11394 + 0.17609 + 0.26245 + 0.04139}{4} = \frac{0.593871}{4} = 0.14847.\end{aligned}$$

Потенциаллаштиргандан сўнг

$$\bar{K}_{\text{геом}} = 1,408 \text{ ёки } 140,8 \%.$$

Демак, ўғитлаштирилган майдонларда ўғит бериш нормасини кўпайтириш ҳисобига пахта ҳосилдорлиги 1,41 марта ёки 41% га ошган.

7.6. Нисбий ўзгариш асосида геометрик ўртача даражасини аниқлаш

Вариацион қатор учун геометрик ўртача миқдорни нисбий ўзгаришлар орқали ҳам аниқлаш мумкин. Бунинг учун (7.3) формулага қуйидаги математик ўзгаришлар киритиш керак, натижада а)

$$\begin{aligned}\bar{X}_{\text{геом}} &= \sqrt[n]{X_1 * X_2 * \dots * X_n} = \sqrt[n]{X_1 * X_1 K_{2/1} * X_1 K_{2/1} K_{3/2} * \dots * X_1 K_{2/1} K_{3/2} * \dots * K_{n/n-1}} = \\ &= X_1 \sqrt[n]{K_{2/1}^{n-1} * K_{3/2}^{n-2} * K_{(n-2)/(n-1)}^2 * K_{n/(n-1)}}.\end{aligned}\quad (7.6)$$

Ўзидан олдинги ҳадларга нисбатан ҳисобланган нисбий ўзгаришлар занжирсимон коэффицентлар К (занжирсимон динамика нисбий миқдорларига ўхшаб!) бўлгани ва уларнинг сони (m) қатор ҳадлари сонидан (n) битта кам бўлгани учун пқмҚ1

$$\bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m+1]{K_1^m * K_2^{m-1} * K_3^{m-2} * \dots * K_m}$$

$$\begin{aligned}\bar{X}_{\text{геом}} &= \sqrt[n]{X_1 * X_2 * X_3 * \dots * X_n} = \sqrt[n]{X_1 * X_1 K_{2/1} * X_1 K_{3/1} * \dots * X_1 K_{(n-1)/1} * X_1 K_{n/1}} = \\ б) \quad &= X_1 * \sqrt[n]{K_{1(зам)} * K_{2(зам)} * K_{3(зам)} * \dots * K_{n-1(зам)} * K_{n(зам)}}\end{aligned}$$

Бошланғич қатор ҳадига нисбатан ҳисобланган нисбий ўзгаришлар заминий коэффицентлар $K_{зам}$ (ўзгармас асосли динамика нисбий миқдорларига ўхшаб!) бўлган ва уларнинг сони (m) қатор ҳадлари сонидан n битта кам бўлгани учун пқмҚ1

$$\bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m+1]{K_{1(зам)} * K_{2(зам)} * K_{m(зам)}}$$

ёки

$$\bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m+1]{\prod_{i=1}^m K_{i(зам)}}. \quad (7.8)$$

7.1-жадвал маълумотлари асосида ҳисобланган геометрик ўртача ҳосилдорлик

$$\bar{X}_{\text{геом}} = \sqrt[5]{10 * 13 * 19,5 * 35,7 * 39,3} = 20,44 / \text{га} \quad \text{тенг эди.}$$

7.6.а формула бўйича ҳисоблашни амалга оширсак,

$$\bar{X}_{\text{геом}} = 10 * \sqrt[5]{1,3^4 * 1,5^3 * 1,83^2 * 1,1}.$$

Логарифмласак,

$$\begin{aligned} \lg \bar{X}_{\text{геом}} &= 1 + \frac{4 * \lg 1.3 + 3 * \lg 1.5 + 2 * \lg 1.83 + \lg 1.1}{5} = \\ &= 1 + \frac{0.455772 + 0.528273 + 0.524902 + 0.041393}{5} = 1 + \frac{1.550340}{5} = 1.310068 \end{aligned}$$

Потенциаллаштирсак

$$\bar{X}_{\text{геом}} = 20,4 \text{ ц / га}.$$

Фақат ўғит берилган майдонлар учун геометрик ўртача ҳосилдорлик ҳисобласак

$$\begin{aligned} \bar{X}_{\text{геом}} &= 13 * \sqrt[4]{1,5^3 * 1,83^2 * 1,1} = \\ &= 1,11394 + \frac{3 * \lg 1.5 + 2 * \lg 1.83 + \lg 1.1}{4} = 1.11394 + \frac{1.094568}{4} = 1.38758. \end{aligned}$$

Потенциаллаштирсак $\bar{X}_{\text{геом}} = 24,4 \text{ ц / га}.$

Демак, ўғит берилган майдонларда ҳосилдорлик ўғит берилмаган майдонга нисбатан 2,44 марта юқори (24,4:10). Бу натижани олдинги ҳисоблаш натижасидан фарқ қилиши (1,41) нинг сабаби шундаки, олдин ўғит берилган майдонларда ўғит нормасини кўпайтириш ҳисобига олинган натижа (ҳосилдорликнинг ошиши) устида боради. Бу ерда эса бутун ўғит берилган майдонда ўғит берилмаган майдонга нисбатан ҳосилдорлик кўпайиши назарда тутилади. Демак, бу ҳолда ўғитнинг тўла самараси аниқланаяпти, ваҳоланки олдин эса қўшимча берилган ўғит самараси баҳоланган эди.

7.7. формула ҳам айнан шундай хулосага олиб келади. Бу формула бўйича ҳамма майдонларда ўртача ҳосилдорликни аниқлаш учун заминий (ўғит берилмаган майдонга нисбатан) ўшиш коэффициентларини аниқлаймиз: 13/10қ1,3 ; 19,5/10қ1,95 ; 35,7/10қ3,57 ; 39,3/10қ3,93.

$$\text{Натижада } \bar{X}_{\text{геом}} = X_1 * \sqrt[m+1]{\prod_{i=1}^m K_{i(\text{зам})}} = 10 * \sqrt[5]{1,3 * 1,95 * 3,57 * 3,93}.$$

Логарифмласак



Потенциаллаштирсак $\bar{X}_{\text{геом}} = 20,4 \text{ ц / га}.$

Фақат ўғит берилган майдонлар учун ўртача ҳосилдорликни (7.8) формула бўйича аниқлаш учун дастлаб оз ўғит берилган майдон ҳосилдорлиги (13 ц/га) нисбатан заминий ўзгариш коэффициентларини ҳисоблаб чиқиш керак, яъни 19,5/13қ1,5 ; 35,7/13қ2,746 ; 39,3/13қ3,02.

$$\text{Бу ҳолда } \bar{X}_{\text{геом}} = 13 * \sqrt[4]{1,5 * 2,746 * 3,02}.$$

Бундан

$$\begin{aligned} \lg \bar{X}_{\text{геом}} &= \lg 13 + \frac{\lg 1.5 + \lg 2.746 + \lg 3,02 + \lg 3,93}{4} = \\ &= 1.11394 + \frac{0.17109 + 0.43870 + 0.48001}{4} = 1.38764. \end{aligned}$$

Потенциаллаштирсак $\bar{X}_{\text{геом}} = 24,4 \text{ ц / га}.$

Геометрик ўртачани аниқлаш жараёнида қатор миқдорларини логарифмлаштириш натижасида турли катталиқдаги сонлар бир асосга (ўнли ёки натурал) келади. Шу билан бир вақтда бу жараёнда тақсимот ассимметриясида намоён бўлаётган ҳодиса сифатидаги фарқлар ҳам бир асосга, бошланғич таққослама ҳолатга келади, чунки улар бевосита ҳодиса миқдорларида, улар ўртасидаги фарқларда ўз ифодасини топади. Резинкани чўзиб қўйиб юборилганда у бошланғич ҳолатни олгани сингари миқдорий ўзгаришлар жамланиши натижасида юзага келадиган сифат ўзгаришларни ҳам тескари ҳаракатда қарасак, миқдорлар бошланғич асосга келтирилганда сифат ҳам дастлабки ҳолатга қайтади деган мантиқ геометрик ўртача моҳияти асосида ётади.

7.7. Гармоник ўртача миқдор

Гармоник ўртачада ўзгарувчи миқдорларнинг тескари қийматларининг йиғиндиси, яъни

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} = \text{const}, \quad \text{ўзгармас миқдор деб қаралади.}$$

Гармоник ўртача деб шундай ўртача миқдорга айтиладики, у билан ўзгарувчиларни алмаштираётганда уларнинг тескари қийматлари йиғиндиси ўзгармас миқдор деб қаралади.

Ўз-ўзидан равшанки, иқтисодий ҳодисалар учун ўртачани аниқлаётганда бу қоида ҳодисанинг иқтисодий моҳияти жиҳатидан асосланиши керак, албатта, акс ҳолда олинган ўртача миқдор ва унинг сифат асоси бир-бирига монанд бўлмай қолади.

Оддий гармоник ўртача:
$$\bar{X}_{\text{гарм}} = \frac{1_1 + 1_2 + \dots + 1_n}{\frac{1}{x_1} + \frac{1}{x_2} + \dots + \frac{1}{x_n}}$$

ёки қисқача:

$$\bar{X}_{\text{гарм}} = \frac{N}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}$$

Ўртача тортилган гармоник миқдор ўрталаштирилаётган миқдорлар ҳар хил вазнга (W_i) эга бўлган тақдирда қўлланилади ва қуйидагича ҳисобланади:

$$\bar{X}_{\text{гарм.торм.}} = \frac{w_1 + w_2 + w_3 + \dots + w_n}{\frac{w_1}{x_1} + \frac{w_2}{x_2} + \frac{w_3}{x_3} + \dots + \frac{w_n}{x_n}} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i}{\sum_{i=1}^n \frac{w_i}{x_i}};$$

Маълумки, ҳар қандай ўртача миқдор иккита кўрсаткичнинг бир-бирига бўлган нисбатидан юзага чиқади. Биринчи кўрсаткич ўрганилаётган белгининг умумий ҳажмини ифодаласа, иккинчи кўрсаткич бу белги соҳибининг сони (вазни, учрашиш тезлиги)ни белгилайди. Агар белгининг ҳажмини ифодаловчи маълумот (яъни нисбатнинг суръати) билан белгининг айрим даражалари маълум бўлса, у ҳолда ўртача миқдор ўртача гармоник формула ёрдамида ҳисобланади. Агар белгининг ҳажми ва тўплам сони маълум бўла туриб, айрим даражалари номаълум бўлса, у ҳолда агрегат ўртача формула қўлланади, яъни



Ва ниҳоят, тўплам қисмлари оралиқлари учун айрим вариантлар билан вариантлар (объектлар) сони маълум бўлса, у ҳолда арифметик ўртача ишлатилади.

Квадратик ўртача

Агарда белгининг айрим миқдорларини ўртача билан алмаштириш жараёнида уларнинг квадратлари йиғиндисини ўзгармас ҳолда сақлаш керак бўлса, у ҳолда бу ўртача квадратик ўртача деб айтилади, яъни

$$\bar{x} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n}} \quad (7.11)$$

$$\bar{x}_{\text{куб}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m x_i^3}{n}} \quad (7.12)$$

7.14. Тузилмавий ўрта кўрсаткичлар

Ўртача миқдор ўзгарувчан миқдорларнинг ўртача қийматидир. У тўплам учун хос бўлган умумий тенденцияни, қонуниятни ифодалаш билан бир қаторда белгининг айрим қийматларини ниқоблайди. Ваҳоланки, бозор иқтисодиёти ҳаётий масалаларни ечишда белгининг аниқ қийматларига таянишни тақозо этади. Масалан, кийим-кечак ва пойафзалга бўлган талаб уларнинг ўртача ўлчами билан эмас, балки ҳар бир ўлчамнинг аниқ сонига нисбатан белгиланади. Шунинг учун таклиф истиқболини белгилаш ҳам ана шундай маълумотларга асосланади. Автомашина учун бензинга, бутловчи қисмларга, балонларга бўлган талаб ҳам уларнинг ўртача белги қийматларига биноан эмас, балки уларнинг аниқ турларига қараб аниқланади. Таклиф ҳам шундай кўрсаткичларга асосланади.

Миллий валютани қадрсизланиши инфляциян жараён кечиши - бозор иқтисодиётининг йўлдоши ва хусусиятидир. Бу жараённи ўрганиш бозор баҳолари устидан мунтазам кузатиш олиб боришни талаб қилади. Аммо баҳолар учун кучли конъюктуравий тебраниш хос бўлиб, улар савдо шахобчалари, айрим сотувчилар ва олувчилар ва вақт сайин кенг кўламда ўзгариб туради. Айтиб бериш билан бир миқдордаги маҳсулот учун бозорда турли туман баҳолар кузатилади. Шу сабабли уларнинг ҳаммасини қайд қилиб бўлмайди, амалда ҳар бир маҳсулот учун бозорда энг кўп учрайдиган баҳо даражаси қайд қилинади, холос.

Тўпламлар тузилишидаги хусусиятларни ва қонуниятларни ойдинлаштириш, уларнинг бирликларини маълум оралиқда зичлашиб тўпланишини таҳлил қилиш ҳам ўртача миқдорлар билан бир қаторда тақсимот қаторларининг ўрта тузилмавий кўрсаткичлар деб номланувчи тавсифий параметрларини (миқдорларини) аниқлашни талаб қилади. Бундай кўрсаткичлар қаторига мода, медиана ва квантилилар киради.

Мода тўпламда энг кўп учрайдиган белги қийматидир.

Мода деб тўпламда энг кўп учрайдиган белги қийматига аталади. Дискрет қаторларда у энг кўп соҳиблар (варианталар) сонига эга бўлган варианта қиймати билан белгиланади.

Оралиқли қаторларда мода қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$\mu_0 = x_0 + \frac{f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}}{(f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}) + (f_{\mu_0} - f_{\mu_{0+1}})} i = x_0 + \frac{f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}}}{2f_{\mu_0} - f_{\mu_{0-1}} - f_{\mu_{0+1}}} i \quad (7.10)$$

Бу ерда μ_0 - мода;

x_0 - модал оралиқ (гурух) нинг қуйи чегараси;

f_{μ_0} - модал оралиқдаги бирликлар (вариантлар) сони;

$f_{\mu_{0-1}}$ - ундан олинган оралиқ (гурух) даги бирликлар сони;

$f_{\mu_{0+1}}$ - ундан кейинги оралиқдаги бирликлар сони.

7.16. Медиана

Медиана - бу тўпламни тенг икки қисмга бўлувчи белги қийматидир.

Медиана деганда тўпламни тенг иккига бўлувчи белгининг қиймати тушунилади. Сафланган қаторларда медиана ўртада жойлашган варианта қийматига тенг. Агарда сафланган қатор тоқ ҳадли бўлса, масалан, 9 ёки 15 ҳаддан иборат бўлса, у ҳолда 5-ҳад

ёки 8-ҳад медиана бўлади.

Тоқ оралиқли қаторларда медиана қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$\mu_e = x_0 + \frac{\frac{\sum_{j=1}^K f_j}{2} - f'_{\mu_e-1}}{f_{\mu_e}} i_{\mu_e} \quad (7.11)$$

Жуфт сонли оралиқли қаторларда эса:

$$\mu_{\text{Б}} = x_0 + \frac{\frac{\sum_{j=1}^K f_j + 1}{2} - f'_{\mu_{\text{Б}}-1}}{f_{\mu_{\text{Б}}}} i_{\mu_e}.$$

Бу ерда: μ_e -медиана;

x_0 -медиана бўлган оралиқ (гурух)нинг қуйи чегараси;

f_{μ_e-1} -медианадан олдинги оралиқ учун жамлама бирликлар сони;

f_{μ_e} -медиана бўлган оралиқдаги бирликлар сони;

i_{μ_e} -медиана оралиғининг катталиги;

K -оралиқлар (гурухлар) сони;

$\sum f_j$ -ҳамма гурухлардаги бирликларнинг жамлама сони.

Асосий атама ва тушунчалар

Ўртача миқдор	Ўртачаларнинг математик хоссалари
Умумлаштирувчи миқдор	Гармоник ўртача миқдор
Айримлик, хусусийликдан четланиш	Квадратик ўртача миқдор
Ўртачаларни қўллаш шарт-шароитлари	Кубик ўртача миқдор
Арифметик ўртача миқдор	Даражали ўртача миқдор
Оддий ўртача шакли	Ўртачаларнинг мажорантлиги
Тортилган ўртача шакли	Мода ва медиана
Геометрик ўртача миқдор	Квантилилар
Геометрик ўртача нисбий ўзгариш миқдори	Квартили ва квинтили
Геометрик ўртача даража	Децили ва перецентици
Нисбий ўзгариш асосида геометрик ўртачани аниқлаш	Медиана билан арифметик ўртача орасидаги ўзаро нисбат
Шартли момент ва биринчи момент	

Қисқача хулосалар

Ўртачалар тўплам тақсимоотида белги даражасини ёки бирликлар жойланиш марказини таърифловчи меъёрлардир. Улар статистик тўплам ва тақсимот қаторларини умумлаштириб тасвирлайди, айрим ўртачалаштирилаётган миқдорларга нисбатан у ёки бу томонга тафовутланиб, уларни бараварлаштиради, ҳодисаларнинг ривожланиш ва тақсимланиш қонуниятларини миқдоран ифодалайди.

Ўрталаштирувчи миқдорларнинг икки туркуми мавжуд: 1) ўртачалар; 2) тақсимот қаторининг ўрта кўрсаткичлари. Ўртачалар, ўз навбатида, ҳар хил турларга ва шаклларга бўлинади, жумладан арифметик ўртача, геометрик ўртача, гармоник ўртача, даражали ўртачалар ва ҳ.к. Тақсимот қаторининг ўрта (марказий) кўрсаткичлари ҳам бир қанча турларга эга: медиана, мода ва квантилилар шулар жумласидан ҳисобланади.

Ўртача миқдорларнинг энг содда ва амалиётда кўп қўлланадиган тури арифметик ўртачадир.

У сифат жиҳатидан аниқ мазмунга эга бўлган, муайян тўпلامي таърифловчи, иккита жамлама ўлчамларни таққослашга асосланади: бири қатор миқдорларининг йиғиндиси бўлиб тўплам бўйича белгининг умумий қийматини, иккинчиси уларнинг сонини яъни тўплам бирликлари сонини ифодалайди. Аммо тақсимотларнинг тузилиши ва қонуниятларини ўрганиш курили сифатида арифметик ўртача ўзининг умумлаштирувчи функциясини доимо мукамал адо этишга қодир эмас. Фақат нормал тақсимотлардагина бу функцияни у беками-кўст бажаради.

Лекин алҳақ воқелиқда, айниқса, ижтимоий-иқтисодий ҳаётда аксарият ҳодисалар ўнг ёқлама ассиметрик тақсимотларга эга, чунки улар биргина тасодифият гирдобиди шаклланмасдан, балки кўпдан кўп омилларни ўзаро ва шароит билан узвий бирикиши, бир-бирига ва оқибат жараёнига тўғри ва тескари алоқадорлиқда таъсири натижасида юзага чиқади. Тақсимот ассиметрияси қатор ҳадларининг бир-бири билан кетма-кет нисбатларида яққол кўзга ташланади. Бундай ўнг ёқлама ассиметрик тақсимотларда умумлаштирувчи функцияни геометрик ўртача арифметик ўртачага нисбати мукамалроқ бажаради.

Геометрик ўртача тақсимот миқдорларининг логарифмларига таянади. Маълумки, бу ҳолда катта ва кичик миқдорлар орасидаги фарқлар камаяди. Шу сабабли тўплам тақсимотида ўз ифодасини топган бошланғич сифат фарқлар ҳам уларни логарифмлаш натижасида сифат-миқдор жиҳатдан бир асосга, таққолама «нормал» ҳолатга келади. Демак, геометрик ўртача ассиметрик тақсимотларда, айниқса, ўнг ёқлама оғма шаклларда, қатор ўртача даражасини сифат жиҳатидан аниқроқ таърифлайди. Шундай қилиб, геометрик ўртача нафақат ўртача ўсиш суратларини ҳисоблашда балки тақсимот қаторларида уларнинг ўртача даражаларини аниқлашда кенг қўлланилиши лозим.

Ўртача миқдор ҳисоблаш жараёнини ўрталаштирилаётган миқдорларини уларнинг ўртача даражаси билан алмаштириш жараёни деб қараш мумкин. Ўз-ўзидан равшанки, бу жараёнда томонлар мувозанати ўзгармаслиги керак. Бунга маълум айният меъзони орқали эришиш мумкин, у ўртачани аниқловчи белги деб аталади. Арифметик ўртачада бундай меъзон функциясини қатор

миқдорларининг умумий йиғиндиси $(\sum_{i=1}^n X_i)$ геометрик ўртачада уларнинг умумий кўпайтма натижаси

$(\sum_{i=1}^n \prod_{i=1}^n X_i)$ гармоник ўртачада ўрталаштирилаётган миқдорларнинг тескари қийматларининг

йиғиндиси $(\sum_{i=1}^n X_i^{-1})$, квадратик ўртача уларнинг квадратлари йиғиндиси $(\sum_{i=1}^n X_i^2)$ ва умуман к-

даражали ўртачаларда ўрталаштирилаётган миқдорларнинг к-даражага кўтарилган қийматларининг

йиғиндиси $(\sum_{i=1}^n X_i^k)$ бажаради.

Ўртача шакли ва моҳиятини аниқловчи белги ёки меъзон ўрганилаётган ҳодисаларнинг сифатида, туб моҳиятига, ички хоссалари ва боғланишларига асосланиши керак.

Ўрганилаётган оммавий ҳодиса ёки жараёнларнинг ички хосса ва алоқалари аддитив боғланишга эга бўлиб, уларнинг оддий арифметик йиғиндисидан статистик тўплам шаклланган бўлса, тақсимот қатори эса муайян тўплам бирликларида у ёки бу белгининг намоён бўлиш миқдорларидан

тузилса, у ҳолда ушбу миқдорларнинг йиғиндиси $(\sum_{i=1}^n X_i)$ ўртача моҳиятини аниқловчи белги (мезон)

сифатида қаралиши керак. Бундай шароитда (яъни тўплам бирликлари сони ва уларда белгининг миқдорий қийматлари маълум бўлганда) арифметик ўртача қўлланади.

Агарда оммавий ҳодиса ёки жараённинг ички хоссалари ва алоқалари мультипликатив боғланишга эга бўлиб, улар мураккаб, кўп ўлчовли геометрик шаклга ўхшаш бир бутун тўплам шакллангирса, қатор миқдорларини эса муайян шакл ҳажмини белгиловчи томонлар (қирралар) ўлчовлари сифатида қараш учун объектив асос мавжуд бўлса, у ҳолда ягона тўпلامي тасвирловчи кўп

ўлчовли геометрик шаклнинг умумий ҳажми $(\sum_{i=1}^n \prod_{i=1}^n X_i)$ ўртачани аниқловчи белги ҳисобланади.

Ушбу мезон нақтаи назардан яъни умумий ҳажм ўзгармаслигини таъминлаб, тўплам бўйича белгининг

ўртача даражаси (тақсимотнинг ўртача миқдори) аниқланиши керак. Бу ҳолда геометрик ўртача қўлланади.

Оммавий ҳодиса ички ҳосса ва алоқалари аддитив боғланишга эга бўлсаю, аммо тўплам ҳажми ниқобланган шаклда яъни бирликлар йиғиндиси эмас, балки уларда ўрганилаётган белги оладиган миқдорий қийматлар йиғиндиси сифатида ифодаланса, тақсимот қатори эса ушбу миқдорлардан тузилса, у ҳолда ўртача моҳиятини аниқловчи белги сифатида ўрталаштирилаётган миқдорлар тескари қийматларнинг йиғиндисини қараш лозим. Бу ҳолда гармоник ўртача қўлланади, чунки ўртача тўплам ҳажмига нисбатан тўғри пропорционал, мазкур мезонга нисбатан эса тескари пропорционал боғланишга эга.

Тақсимот тузилиши ва қонуниятини ўрганишда жумладан эгилувчанлик, чўққиланиш ва бирликларни маълум оралиқларда тўпланиш даражасини таърифловчи ўртача миқдор билан бир қаторда медиана, мода ва квантилилар муҳим аҳамият касб этади.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Ўртача миқдор нима?
2. Ҳар бир курсдошингиз ёзги имтихон сессиясида барча фанлардан тўплаган баллари маълум. Ўртача гуруҳингиз бўйича бир талаба баллини қандай аниқлайсиз? Бу мисолда ёзги сессияда қишки сессияга нисбатан ҳар бир курсдошингиз тўплаган балларнинг ўсиш суратлари ҳам берилган бўлса, у ҳолда ўртача ўсиш суратини арифметик ўртача ёрдамида ҳисоблаб бўладими?
3. Геометрик ўртача нима? У қачон қўлланади. Тақсимот ўртача даражасини бу ўртача асосида аниқлаб бўладими?
4. Иккита аҳоли рўйхати якунларига асосланиб, ҳар бир вилоят ва республика бўйича ўтган даврнинг ўрта йили учун аҳоли сонини аниқлаб бўладими?
5. Асосий активлар йил бошига 300 млрд.сўм, йил охирига эса 30 млрд.сўм бўлган йил ўртасида уларнинг ҳажми қанча бўлган?
6. Йилига 36% даромадли қилиб банкка йил бошида 100, 200, 300 минг сўм қўйилган. Йил ўртасида (1 июль ҳолатида) бу мижозлар дафтарчасида ўртача қўйилма ҳажми қанча сўмни ташкил этади.
7. 1 йилда банкдан йилига 50% ли 50, 100, 200 млн.сўм кредит олинган. Йил охирида ўртача бир мижознинг қарзи қанча сўмни ташкил этади.
8. Гармоник ўртача нима ва қандай шароитда у қўлланади?
9. 13 та сонларнинг арифметик ўртачаси 10, 42 та сонларники эса 16. Бу мисолда 10 ва 16 гармоник ўртача ёрдамида билан аниқланган деб умумий ўртачани ҳисобланг.
10. Бошланғич натурал сонлар учун арифметик ўртача билан гармоник ўртачани ҳисобланг. Улардан қайси бири медианага тенг?
11. 1, 2, 4, 8, 16, ... , 2^n қатор учун арифметик, геометрик ва гармоник ўртачаларни ҳисобланг.
12. Бирор белги қийматлари 0, 1, 2, 3... биномиал тақсимот қатори билан ифодаланади:
 $q^n, nq^{n-1} * P, ((n(n-1)) / 1.2) * q^{n-2} p^2 ...$
бу ерда $q \neq 1$.
Бу белгининг арифметик ўртача қийматини аниқланг.
23. Ҳароратни Цельсия ёки Фаренгейт термометрлари ёрдамида ўлчаш, унинг арифметик ўртача даражасига таъсир этмаслигини асослаб беринг. Ҳароратни турли ўлчовларда ифодалаш геометрик ўртача даражага нима учун таъсир этади? Гармоник ўртачага таъсир этадими? (Эслатма: Фаренгейт термометри 212° бўлинган, Цельсия эса -100° , бунда $0^{\circ}\text{C} \neq 32^{\circ}\text{F}$ га мос келади, демак, $180^{\circ}\text{C} \neq 100^{\circ}\text{F}$ га тенгдир ёки $(5/9)^{\circ}\text{C} \neq 1^{\circ}\text{F}$ ёки $1^{\circ}\text{C} \neq (9/5)^{\circ}\text{F}$).

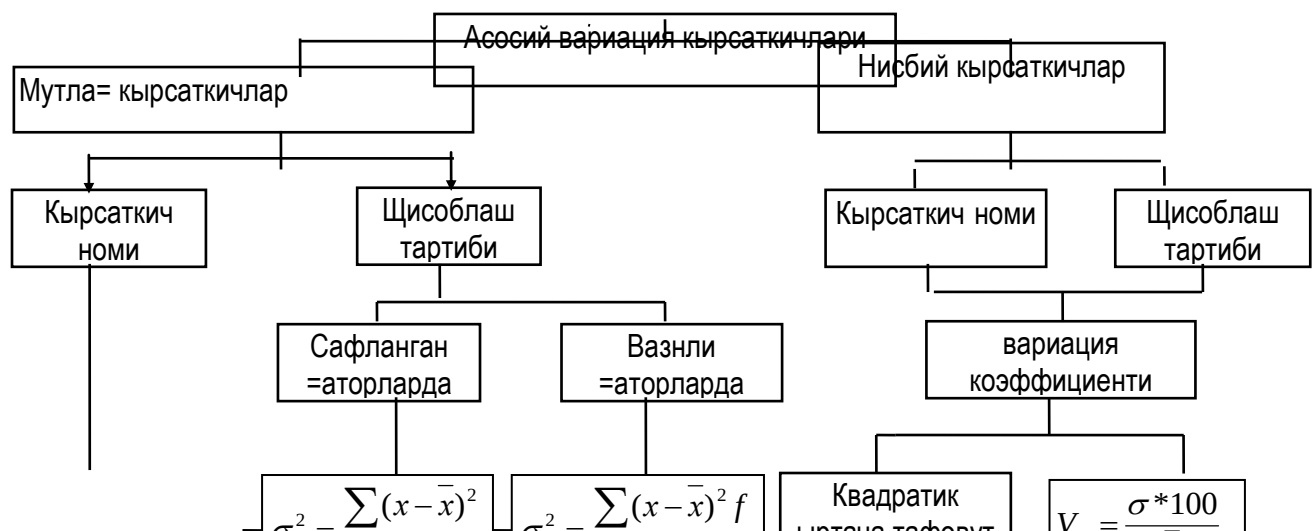
Асосий адабиётлар

1. И.И. Елисеева М.М. Юзбашев. Обхая теория статистици М.:Финансў и статистика , 1998 , 74-91 бетлар.
2. О.Ланге, А.Банасинский. Теория статистици. Перв.с польск. М.: Статистика, 1971, 125-155 бетлар.
3. Дж. Эдни Юл, М.дж Кендэл. Теория статистици. Перв.с англ. М.: Госстатиздат, 1960 , 135-159 бетлар.
4. К. Джини. Средние величинў. Перв.с италян. М.: Статистика, 1970.
5. Пасхавер И.С. Средние величинў в статистике. М.: Статистика, 1979.

VIII боб. ВАРИАЦИЯ КЎРСАТКИЧЛАРИ

8.1. Вариация моҳияти ва уни ўлчаш зарурияти

Тўпламда бирор белги қийматларининг вариацияси деганда айни замон ва макон шароитида белги миқдорларининг тўплам бирликлари бўйича фарқланиши, тебраниши (ўзгарувчанлиги) тушунилади. Тўплам бирликлари турли муҳитда ҳаракат қилади ва натижада вариация вужудга келади. Демак, вариация сабаби - шароитларнинг хилма-хиллиги, уларда кўпдан-кўп омил ва кучлар мавжудлиги ва турлича амал қилиб, натижага ҳар хил меъёردа таъсир этишидир.



Дисперсия – бу қатор
варианталари қийматлари
билан уларнинг арифметик
ортачаси орасидаги
аффовутлар квадратларидан
олинган арифметик
ортачадир.

Мутлаф дүтана тафовут (модуль d)	Виртача тафовут коэффиценти	
--	--------------------------------	--

Нимквартил
кенглик (квартил
тафовути- Q^x)

Мутла= ыртача
ыртача тафовут
= ыртача
коэффициенти

$$Q = \frac{(Q_3 - \mu_e) + (\mu_i - Q_1)}{2}$$

Квартил тафову
коэффициенти

Вариацион кенглик коэффициенти

*)Эслатма: ҳадлар сони тенг бўлмаган қаторларни қиёсий ўрганишда бу кўрсаткичлар қатор ҳадлари сонига бўлиниши лозим, яъни $Q/N, R/N$.

Ыртача квадрат
тафовут
(дисперсия) σ^2

Вариацион кенг-лик
тақсимот қато-рининг
энг катта ва энг кичик
вариан-талари
орасидаги фарқдир.

8.2. Вариацион кенглик

Вариация, яъни белги қийматларининг қатор марказий миқдорлари (белги даражаси) атрофида сочилиши (тарқоқлиги)нинг энг оддий меъёри вариацион кенгликдир (инглизча range). У ўрганилаётган белгининг энг катта ва энг кичик миқдорий қийматлари орасидаги фарқни белгилайди, яъни R қ $X_{\max} - X_{\min}$. Бу ерда $X_{\max}$ - белгининг энг катта қиймати(қатор ҳади), $X_{\min}$ - унинг энг кичик қиймати. Вариацион кенгликда тақсимотнинг ички шакли, яъни миқдорлар орасидаги тафовутлар акс этмайди. Симметрик қатор учун ҳам, асимметрик (оғма) қатор, масалан, J - симон тақсимот учун

ҳам вариация кенглиги бирор миқдорга тенг бўлиши мумкин, ваҳоланки бундай тақсимотлар тарқоқлик даражаси жиҳатидан бир-биридан одатда жиддий фарқ қилади.

8.3. Ўртача квадрат тафовут (дисперсия) ва квадратик ўртача тафовут

Ўртача квадрат тафовут ёки дисперсия белгининг айрим қийматлари билан уларнинг арифметик ўртачаси орасидаги тафовутлар квадратларидан ҳисобланган арифметик ўртачадир.

Бү кўрсаткич кўйидаги формулалар орқали ифодаланади:

Сафланган қаторларда
$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{N} \quad (8.1a)$$

$$\text{Вазнли (гуруҳланган) қаторларда } \sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 f_i}{\sum f_i} \quad (8.1.6)$$

бу ерда σ^2 - дисперсия

x_i - қатор вариантларининг қийматлари

$$\bar{x} - \text{вариантанинг арифметик ўртача қиймати, яъни «8.1.а» да } \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{N} \quad \text{«8.1.б»}$$

$$\text{да } \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i f_i}{\sum f_i}$$

f_i - вариантлар (бирликлар) сони.

Демак, дисперсияни қуйидаги формула ёрдамида ҳисоблаш мумкин.

$$\sigma_x^2 = \overline{x^2} - (\bar{x})^2 \quad (8.2)$$

8.4. Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут хоссалари

Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут алгебраик амалларни бажариш учун энг қулай ўзгарувчанлик меъеридир. Бу жиҳатдан у арифметик ўртачани эслатади.

Дисперсия ва квадратик ўртача тафовутларнинг энг муҳим хоссаларини кўриб чиқамиз.

1. σ_x^2 ва σ_x арифметик ўртача $\bar{x}$ нисбатан ҳисобланганда бу кўрсаткичлар ўзгарувчанликнинг энг кичик қийматли меъеридир, яъни $\sigma_x^2 \leq S_A^2$ бунда $A \neq \bar{x}$. Юқорида исботланганига кўра,

$$S_A^2 = \frac{\sum (X - A)^2}{N} = \sigma_x^2 + d^2.$$

Бу ерда: $d^2 = (\bar{x} - A)^2$. Демак, $S_A^2 \geq \sigma_x^2$, чунки $\sigma_x^2 = S_A^2 - d^2$

2. Қатор ҳадларини бирор A ўзгармас миқдорга камайтирсак (ёки кўпайтирсак), яъни $x - A$, бу ҳол дисперсия ва квадратик ўртача тафовутга таъсир этмайди, яъни янги $Ux - A$ қатор учун бундай кўрсаткич бошланғич қатор кўрсаткичларига тенг бўлади: $\sigma_y^2 = \sigma_x^2$

3. Қатор ҳадларини бирор ўзгармас миқдор k марта қисқартирилса (ёки кўпайтирилса), дисперсия k^2 марта, квадратик ўртача тафовут k марта озаяди (ёки ортади).

УқХ/К бўлса $\sigma_y^2 = \sigma_x^2 / K^2$, $\sigma_y = \sigma_x / K$

$$\sigma_x^2 = \frac{N_1(\sigma_1^2 + d_1^2) + N_2(\sigma_2^2 + d_2^2)}{N_1 + N_2} \quad (8.8)$$

6. N - биринчи натурал сонлар учун квадратик ўртача тафовутни аниқлаш ҳам амалий аҳамият касб этади. Алгебрадан⁵ маълумки, N - биринчи натурал сонлар йиғиндиси $N(N+1)/2$, уларнинг квадратларининг йиғиндиси эса $N(N+1)(2N+1)/6$ ифода билан аниқланади. Демак, биринчи натурал

⁵ В.Назаров, Б.Т.Тошпылатов, А.Д. Дисумбетов. Алгебра ва сонлар назарияси 1-қисм, Т.: Ўлитувчи, 1993, 68-бет.

сонлар ўртачаси: $N(N-1)/2 : N = (N-1)/2$ ва (8.4) формулага биноан уларнинг ўртача квадрат тафовути эса қуйидаги ифодага тенг:

$$\sigma^2 = \frac{(N-1)(2N-1)}{6} - \frac{(N-1)^2}{4} \quad \text{бундан} \\ \sigma^2 = \frac{(N^2 - 1)}{12}. \quad (8.12)$$

Бу формуладан фойдаланиш учун мисол қилиб белги даражаларини ўлчамасдан, тўпلام бирликларини бирор умумий хусусияти асосида сафлаб (ранжирлаб), сўнгра тартиб сонлари билан белгилаб чиқиш натижасида барпо бўладиган N - рангли қаторларни олиш мумкин.

8.5. Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут ҳисоблашнинг соддалаштирилган усуллари

Юқорида баён этилган дисперсия хоссаларига таяниб бу кўрсаткични, демак, квадратик ўртача тафовутни ҳам ҳисоблашни бир мунча соддалаштириш мумкин. Шундай йўллардан бири шартли момент усули деб аталади.

8.5.1. Шартли момент усули

Ўрганилаётган x_i қаторнинг ҳар бир ҳадидан A -ўзгармас миқдорни айтириб, олинган натижаларни бошқа K -ўзгармас миқдорга бўлсак, бошланғич x_i қатор ўрнига янги y_i қатор вужудга келади, яъни $y_i = (x_i - A) / K$. Агарда қатор тенг оралиқли вариантларга эга бўлса, A - константа қилиб қатор ўртасидаги ҳадни (вариантани), K - константа қилиб эса оралиқ кенглигини олиш керак, чунки бу ҳолда ҳисоблаш жуда соддалашади. Сўнгра янги y_i - қаторнинг варианты қийматлари ва уларнинг квадратларидан арифметик ўртачалар ҳисобланади:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{N} \quad \text{ёки} \quad \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i f_i}{\sum f_i} \quad \text{ва} \quad \overline{y^2} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2}{N} \quad \text{ёки} \quad \overline{y^2} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 f_i}{\sum f_i}$$

$$\text{натижада} \quad \sigma_y^2 = K^2 (\overline{y^2} - \bar{y}^2)$$

Бу кўрсаткич бошланғич ҳақиқий x_i - қатор дисперсиясини ҳам аниқлайди, чунки $\sigma_y^2 = \sigma_x^2$ ёки $\overline{y^2} - \bar{y}^2 = \overline{x^2} - \bar{x}^2$ (8.6).

8.6. Дисперсияларни қўшиш қоидаси ва ундан бозор ҳодисаларни таҳлил қилишда фойдаланиш йўллари

Шундай қилиб, умумий дисперсия ($\sigma_{x_i}^2$) ўртача жузъий дисперсия ($\overline{\delta_i^2}$) устига жузъий ўртачалар дисперсиясини ($\sigma_{x_i}^2$) қўшиш натижасидир. Бу дисперсияларни қўшиш қоидаси деб аталади. Унга биноан, умумий дисперсия иккита таркибий дисперсиялардан иборат бўлиб, бири тўпلام қисмлар ичидаги ўзгарувчанликни ўлчайди, иккинчиси эса - уларнинг жузъий ўртачалар орқали ифодаланган қисмлараро фарқларни (вариацияни) таърифлайди. Ҳар бир дисперсия моҳиятини қуйидаги мисолда ойдинлаштирамиз.

Агарда тўпلام бирликлари бирор муҳим белги асосида гуруҳланган бўлса, у ҳолда тақсимот қатори 3 турдаги дисперсиялар, яъни умумий дисперсия, гуруҳлараро дисперсия ва ички гуруҳий дисперсия билан таърифланади. Умумий дисперсия ҳамма омиллар таъсири остида ўрганилаётган белги қандай вариацияга эга эканлигини, гуруҳлараро дисперсия эса унинг қайси қисми гуруҳлаш белгисининг таъсири натижасида шаклланишини ўлчайди. Умумий ўзгарувчанликнинг қолган қисми бошқа барча омиллар ҳиссаси бўлиб, уни ички гуруҳий дисперсиялар аниқлайди. Натижада умумий дисперсия гуруҳлараро дисперсия билан ўртача ички дисперсиядан таркиб топади, яъни $\sigma_x^2 = \overline{\delta_{x_i}^2} + \sigma_{x_i}^2$.

бу ерда σ_x^2 - умумий дисперсия $\sigma_x^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{N}$ бунда $\bar{x} = \frac{\sum x}{N}$

$\sigma_{x_i}^2$ - гуруҳлараро дисперсия $\sigma_{x_i}^2 = \frac{\sum (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{N_i}$ бунда i - гуруҳлар сони $\bar{x}_i = \frac{\sum x_i}{N_i}$ ҳар бир

гуруҳ учун белгининг ўртача қиймати;

δ_i^2 - ўртача ички дисперсия $\delta_i^2 = \frac{\sum \delta_i^2 N_i}{\sum N_i}$ бунда $\delta_i^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x}_i)^2}{N_i}$

x -тўплам бўйича белгининг айрим қийматлари;

x_i - ҳар бир гуруҳ бўйича белгининг айрим қийматлари;

N_i - айрим гуруҳларга тегишли birlikлар сони;

N - тўплам бўйича birlikлар сони $N = \sum N_i$.

8.7. Муқобил (алтернатив) белги дисперсияси

Алтернатив - ўзаги латинча «alter» - иккитадан бирига асосланган - французча «alternative» сўз бўлиб, бир-бирини ўзаро инкор қилувчи имкониятлардан ёки йўллардан ҳар бири деган луғавий маънога эга. Алтернатив белги деб ўрганилаётган тўплам birlikларининг бир қисмида учрайдиган, бошқа қисмида эса учрамайдиган хоссалар аталади. Масалан, истеъмолчиларнинг бир қисми айни товарни истеъмол қилишга мойил, бошқа қисми мойил эмас.

Алтернатив белги қийматлари бундай хоссага эга бўлган birlikлар учун «1» (бир) барча эга бўлмаганлар учун эса «0» (ноль) деб ифодаланади. Умумий тўпламда алтернатив белги кузатилган birlikлар салмоғи «Р», кузатилмаганлари эса «q» орқали белгиланади, уларнинг йиғиндиси бирга тенг, яъни $p+q=1$ ⁶).

$$\bar{x} = \frac{\sum xf}{\sum f} = \frac{1f_1 + 0f_0}{f_1 + f_0} = 1p + 0q = p$$

Демак, алтернатив белгининг ўртача қиймати унга эга бўлган birlikларнинг тўпламдаги салмоғига тенгдир. Бу белги учун дисперсия

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= \frac{\sum (x - \bar{x})^2 f}{\sum f} = \sum (x - \bar{x})^2 d = (1 - p)^2 p + (0 - p)^2 q = p - 2p^2 + p^3 + p^2 q = p - 2p^2 + p^2(p + q) \\ &= p - 2p^2 + p^2 = \\ &= p - p^2 = p(1 - p) = pq \quad \text{демак, } \sigma_p^2 = pq \quad (8.16) \end{aligned}$$

Алтернатив белги дисперсиясининг максимал қиймати $p=0,5$ ва $q=0,5$ бўлганда тенг.

Вариацияни ўрганиш учун қуйидаги дисперсия турлари ҳисобланади ва таҳлил қилинади.

Салмоқнинг ички гуруҳий дисперсияси

$$\delta_p^2 = p_i(1 - p_i) = p_i q_i \quad (8.17)$$

Ички гуруҳий дисперсиялардан ўртача дисперсия

⁶ чунки $P=f_1/\sum f$ ва $q=f_0/\sum f$ былгани учун $p+q=f_1/\sum f + f_0/\sum f = \sum f/\sum f = 1$.

$$\overline{\delta_{p_i}^2} = \overline{p_i(1-p_i)} = \frac{\sum p_i q_i f_i}{\sum f_i} = \sum p_i(1-p_i^2) d_i = \overline{p_i q_i} \quad (8.17a)$$

Гуруҳлараро дисперсия

$$\sigma_{p_i}^2 = \frac{\sum (\overline{p_i} - \overline{p})^2 f_i}{\sum f_i} = \sum (p_i - \overline{p})^2 d_i \quad (8.18)$$

бу ерда: f_i - айрим гуруҳлардаги бирликлар сони;

$\overline{p_i}$ - айрим гуруҳларда ўрганилаётган белги салмоғи;

$\overline{p}$ - бутун тўплам бўйча ўрганилаётган белги салмоғи $\overline{p} = \frac{\sum p_i f_i}{\sum f_i} = \sum p_i d_i$

бу ерда $d_i = \frac{f_i}{\sum f_i}$

Умумий дисперсия $\sigma_p^2 = \overline{p(1-p)} = \overline{pq} = \overline{pq} \quad (8.19).$

Юқорида учта дисперсиялар ўзаро қуйидагича боғланган:

$$\sigma_p^2 = \overline{\delta_{p_i}^2} + \sigma_{p_i}^2$$

8.8. Ўртача абсолют тафовут (модул)

Бу ҳолда айрим тафовутлар ишорасига эътибор бермасдан, уларнинг йиғиндисини топамиз. Бундай «абсолют» тафовутларнинг арифметик ўртачаси абсолют (мутлақ) ўртача тафовут (инглизча mean deviation) деб аталади. Бу кўрсаткич қуйидаги шаклларга эга бўлади:

Сафланган қаторларда $\overline{d} = \frac{\sum |x - \overline{x}|}{N} \quad (8.20).$

Вазнли қаторларда $\overline{d} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x}) f_i}{\sum f_i} \quad (8.20a).$

Бу ерда d « d - модул» ёки инглизча «mod d » деб ўқилади. Қатор ҳадлари учун айрим тафовутлар уларнинг арифметик ўртача даражасига нисбатан аниқланганда квадратик ўртача тафовут минимал қийматга эга бўлганидек, абсолют ўртача тафовут ҳам минимал қийматга эга бўлади, агарда айрим тафовутлар медианага нисбатан аниқланса.

8.9. Квартил тафовути ёки нимквартил кенглик

Симметрик тақсимотда медиана биринчи ва учинчи кuartиллар орасидаги масофанинг ўртасида жойлашган нуқта бўлиб, бу масофани тенг икки қисмга бўлади, яъни $\mu_e - Q_1 = Q_3 - \mu_e$

Бу фарқ вариация меъёри сифатида талқин этилиши мумкин. Аммо тўла симметрик тақсимот ҳеч қачон бўлмагани учун вариация меъёри қилиб одатда учинчи кuartил билан медиана ва медиана билан биринчи кuartил ўртасидаги ярим фарқ қабул қилинади, яъни:

$$Q = \frac{(Q_3 - \mu_e) + (\mu_e - Q_1)}{2} = \frac{Q_3 - Q_1}{2} \quad (8.23).$$

Нимквартил кенглик тўпламнинг фақат марказий қисмига хос ўзарувчанликни таърифлайди, бошқа қисмларига тегишли вариацияни ҳисобга олмайди. Шунинг учун ҳам мисолимизда у абсолют ўртача тафовутга қараганда кичик қийматга эга бўлган.

8.10. Вариация коэффицентлари

Юқорида кўриб чиқилган барча вариация кўрсаткичлари ўрганилаётган белги ўлчанган ўлчов бирликларида ифодаланади. Аммо ўлчов бирликлари ҳар хил бўлган тўпламлар вариациясини бу кўрсаткичлар ёрдамида қиёслаб бўлмайди. Турли табиатга эга бўлган тўпламларга хос вариацияни ҳатто ўлчов бирликлари бир хил бўлса ҳам, улар асосида таққослаш мумкин эмас. Шу сабабли статистикада вариациянинг нисбий меъёрларидан фойдаланиш тавсия этилади. Квадратик ўртача тафовут, абсолют ўртача тафовут белги ўлчами билан ифодалангани учун уларни белги даражасининг бирор меъёрига бўлиш керак, масалан

$\bar{d}/\bar{x}$; $\bar{d}/\mu_0$; $\sigma/\bar{x}$. Натижада ҳосил бўлган кўрсаткичлар вариация кўрсаткичлари деб аталади. Юқоридаги ифодалардан охиргиси одатда фоизда ҳисобланади ва вариация коэффиценти деб аталади.

$$V = \frac{\sigma * 100}{\bar{x}}; \quad (8.24)$$

Бу ерда: $\bar{x}$ - белгининг арифметик ўртача қиймати;
 σ - ўртача квадратик тафовут.

Ўртача миқдор нолга яқин бўлганда бу (8.24) коэффицент бирмунча ишончсиз ҳисобланади.

8.11. Геометрик дисперсия

Одатда бизни абсолют эмас, балки нисбий тафовутлар қизиқтирганда геометрик ўртачадан фойдаланамиз. Маълумки, геометрик ўртачага нисбатан нисбий тафовутлар ҳисобланганда улар ўзаро ейишади. Шунинг учун вариация кўрсаткичлари ёрдамида нисбий тафовутларни ўлчаш зарур бўлганда улар геометрик ўртачага асосланади. Геометрик ўртача логарифми белги қийматларининг логарифмларига асосланган арифметик ўртача бўлгани учун дисперсия ҳам улар асосида ҳисобланади, яъни

$$\text{сафланган қаторларда } \log \sigma_{x_{geom}}^2 = \frac{\sum (\log x - \log \bar{x}_{geom})^2}{N} \quad (8.25).$$

$$\text{ваззли қаторларда } \log \sigma_{x_{geom}}^2 = \frac{\sum (\log x - \log \bar{x}_{geom})^2 f}{\sum f} \quad (8.25a).$$

Бу формулалар ёрдамида топилган дисперсия логарифмини антилогарифмлаш натижасида дисперсиянинг натурал қийати олинади, ундан эса квадратик ўртача тафовут ҳосил қилиш қийин эмас.

Моментлар тушунчаси механикадан олинган бўлиб, тақсимот қаторини таърифловчи муҳим кўрсаткич (параметр)лар ҳисобланади. Тўплам учун уч турли моментлар мавжуд:

- 1) оддий моментлар;
- 2) марказий моментлар;
- 3) шартли моментлар.

Оддий момент - бу координат бошланғич нуқтасига тегишли моментдир.
--

Координат бошланғич моментига тегишли моментлар оддий моментлар деб аталади. У ўзгарувчан белги қийматларини тегишли даражаларга кўтариш натижаларидан олинган ўртачадир. К-даражали ($K=0,1,2,3,\dots$) оддий моментни қуйидаги асосида аниқлаш мумкин:

$$\mu_K = \frac{f_1 x_1^k + f_2 x_2^k + \dots + f_s x_s^k}{f_1 + f_2 + \dots + f_s} = \frac{\sum_{i=1}^s x_i^k f_i}{\sum_{i=1}^s f_i} = \bar{x}^k \quad (8.30)$$

f_i -айрим гуруҳлардаги бирликлар сони;

x_i -ўзгарувчан белги қийматлари ёки оралиқли вариантларнинг ўртача қийматлари.

Демак, нол тартибли оддий момент бирга тенг $\bar{x}^0$ 1, биринчи тартибли момент арифметик ўртачага, иккинчи тартибли момент эса ўзгарувчан белги квадратларининг ўртача қийматига мос келади ва х.к.

Марказий момент - бу K-тартибли моментни арифметик ўртачага нисбатан қарашдир.

Марказий момент деб K-тартибли моментни арифметик ўртачага нисбатан олишга айтилади.

У қуйидаги формула ёрдамида ҳисобланади:

$$\bar{\mu}^K = \frac{\sum_{i=1}^s (x_i - \bar{x})^K f_i}{\sum f_i} \quad (8.31).$$

8.31 формулага асосан, нулинчи тартибли ($K=0$) марказий момент бирга тенг яъни $\bar{\mu}^0 = 1$ тенг, биринчи тартибли ($K=1$) марказий момент нолга тенг, (μ^0), иккинчи тартибли марказий момент ($K=2$) $\bar{\mu}^2$ тақсимот қаторининг дисперсиясидир:

$$\bar{\mu}^2 = \sigma^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2 f}{\sum f}.$$

Оддий ва марказий моментлар ўртасида маълум боғланиш мавжуд. Иккинчи тартибли марказий моментларни Ньютон биноми асосида ёйиш йўли билан уларни оддий моментлар орқали ифодалаш мумкин.

Маълумки, $\bar{\mu}^2 = \sigma^2 = \bar{X}^2 - (\bar{X})^2 = \mu_2 - \mu_1^2$ учинчи тартибли марказий моментлар эса оддий моментлар билан ифодаланганда, қуйидагича кўринишга эга:

$$\bar{\mu}^3 = \bar{X}^3 - 3\bar{X}^2\bar{X} + 2(\bar{X})^3$$

Тўртинчи тартибли марказий моментларни оддий моментларга келтириш натижаси қуйидаги шаклга эга бўлади:

$$\bar{\mu}^4 = \bar{X}^4 - 4\bar{X}^3\bar{X} + 6\bar{X}^2(\bar{X})^2 - 3(\bar{X})^4 \quad (8.32)$$

$$\sigma_{as} = \sqrt{\frac{6(n-1) * n}{(n-2) * (n+1) * (n+3)}} \quad (8.35)$$

$$\sigma_{ex} = \sqrt{\frac{24n(n-1)^2}{(n-3) * (n-2) * (n+3) * (n+5)}} \quad (8.36)$$

Агарда ўрганилаётган белги барча тўплам бирликлари ўртасида бир миқдорда (меъёрда) тақсимланган бўлса, вариацион қатор энг кичик қийматли ўзгарувчанликка эга бўлади.

Агарда ўрганилаётган белги тўла ҳажмда бир бирликда тўпланган бўлса, бундай тўплам тақсимоида вариация кўрсаткичлари энг катта чегаравий қийматга эга бўлади.

Абсолют ўртача тафовут ёки модул учун бу чегаравий даража:

$$d_{\max} = \frac{2\bar{x}(n-1)}{n} = \frac{2\bar{x}n}{n} - \frac{2\bar{x}}{n} = 2\bar{x} - \frac{2\bar{x}}{n} \quad (8.37)$$

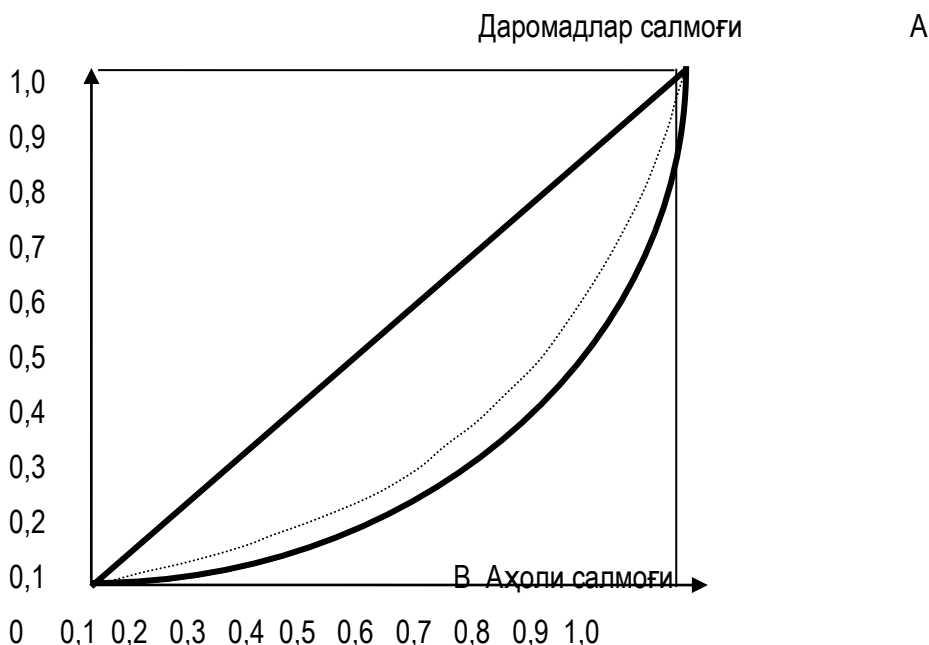
ва унинг вариация коэффиценти учун:

$$V_{d_{\max}} = \frac{d_{\max}}{\bar{x}} = 2 - \frac{2}{n} = \frac{2(n-1)}{n}; \quad (8.38)$$

Квадратик ўртача тафовут учун эса:

$$\sigma_{\max} = \sqrt{\frac{\bar{x}^2[(n-1)^2 + (n-1)]}{n}} = \bar{x}\sqrt{(n-1)}; \quad (8.39)$$

Аҳоли социал-иқтисодий табақаланиши Лоренц диаграммасида яққол тасвирий ифодасини топади. Бунинг учун координат тизимининг абсцисса ўқида аҳолининг жамғарма салмоқларини, ордината ўқида эса даромадларнинг жамғарма ҳиссаларини белгилаб чиқиб, уларнинг кесишган нуқталарини эгри чизиқ орқали бирлаштирамиз. Тақсимои қатъий бир текис бўлса, аҳоли ва даромадлар салмоқлари бир-бирига тенг бўлар эди, эгри чизиқ эса тўғри чизиққа айланиб квадратнинг диагонали бўлиб қоларди. Ҳақиқий эгри чизиқ диагоналдан пастки ўнг бурчак томонга яқинлашган сари тақсимои шунчалик нотекис ҳисобланади (8.2-графикка қаранг).



8.2-график. Лоренц диаграммаси.

Ҳақиқий ва назарий тақсимои чизиқлари концентрацияланиш эгри чизиғи ёки Лоренц эгри чизиғи деб аталади. Бир текис тақсимои чизиғи билан Лоренц эгри чизиғи орасидаги майдон концентрацияланиш меъёри бўлиб хизмат қила олади. Шунинг учун концентрацияланишнинг энг қулай

меъёри бўлиб текис тақсимот чизиғи билан Лоренц эгри чизиғи орасидаги майдон S_1 бўлмасдан, унинг ОАВ учбурчак майдони S билан аниқланадиган максимал миқдорига нисбати хизмат қилади, яъни

$$K \approx S_1 / S$$

Ўз-ўзидан равшанки максимал майдон S концентрацияланиш ҳажмини белгиловчи S_1 майдон билан концентрацияланиш эгри чизиғи остидаги S_2 майдондан ташкил топади, яъни $S \approx S_1 + S_2$; бундан

$$K \approx S_1 / (S_1 + S_2) \approx S_1 / (S - S_1) \quad (8.37)$$

Амалиётда S_2 майдон баҳоланади. Бунинг учун айрим гуруҳлардаги аҳоли сонини (салмоғи d_n) тегишли гуруҳнинг умумий даромаддаги жамғарма (кумулятив) салмоғига (d'_x) кўпайтириб, олинган натижалар қўшилади, яъни

$$S_2 \approx \sum d_n \cdot d'_x \quad (8.38)$$

Махсус адабиётда концентрацияланиш даражасини баҳолаш учун бошқа кўрсаткичлар таклиф этилган. Масалан, Италия математиги Жини концентрацияланиш даражасини қуйидаги формула ёрдамида баҳолашни тавсия этади.

$$G = 1 - 2 \sum_{i=1}^n d_{Hi} d'_{Xi} + \sum_{i=1}^n d_{Hi} d_{Xi} \quad (8.38).$$

Тақсимот нотекислик даражасини баҳолашда Герфиндал марказлаштириш коэффициентидан ҳам фойдаланиш мумкин:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i f_i}{\sum x_i f_i} \right)^2 = \sum_{i=1}^n (d_{Xi})^2$$

У ёки бу тармоққа муайян маҳсулот турини ишлаб чиқариш юқори даражали концентрациялаштириш кўрсаткич-ларига эга бўлса, бу бозорни монополлашиш эҳтимоли катта.

Қанчалик товар ассортиментлари турли туман бўлса, шунчалик ишлаб чиқаришни монополлаштириш имконияти, бошқа шароитлар тенг ҳолда, оз бўлади. Сифат вариацияси, миқдорий вариация каби, рақобатни енгиллаштиради. Ишлаб чиқаришни ихтисослаштиришнинг энг содда кўрсаткичи бўлиб яратилган маҳсулот ҳажмида айрим корхоналар

ҳиссаси ёки уларнинг умумий корхоналар сонидagi улуши хизмат қилади. Аммо бу масалада бошқа тақсимот кўрсаткичларини эътиборга олмаслик мумкин эмас. Шунинг учун корхона ва минтақаларни ихтисослаштириш даражасини кўп ўлчовли кўрсаткичлар асосида баҳолаш илмий жиҳатдан асосли ҳисобланади.

Ишлаб чиқаришни ихтисос-лашиш даражасининг асосий меъёри детерминация коэффици-циентларига асосланган кўп ўлчовли ўртача кўрсаткичдир.

Детерминация коэффициентлари ёрдамида олинган баллар объектив шароитга, берилган маълумотлардаги ахборотга таянади. Мисолимизда улар қуйидаги тартибда ҳисобланган. Туман хўжаликлари томонидан ҳисоботда келтирилган маълумотлар асосида жуфт детерминация коэффициентларини аниқлаб, энг кичик коэффициент ҳар бир белги бўйича 1 балл ва солиштирма нисбатлари эса тегишли

белги баллари деб қабул қилинган. Сўнгра улардан оддий ўртача арифметик даромад (балл) ҳисобланган.

Асосий тушунча ва атамалар

Вариация ва унинг кўрсаткичлари.
 Вариацион кенглик.
 Дисперсия (ўртача квадрат тафовут).
 Квадратик ўртача тафовут.
 Дисперсия ва квадратик ўртача тафовут хоссалари.
 Шартли момент усулда дисперсия ҳисоблаш.
 Йиғинди усулида арифметик ўртача ва дисперсия ҳисоблаш.
 Умумий дисперсия.
 Жузъий дисперсия.
 Қисмлараро (гуруҳлараро) дисперсия.
 Дисперсияларни қўшиш қондаси.
 Муқобил белги дисперсияси.
 Ўртача абсолют тафовут (модул).
 Нимквартил кенглик.
 Вариация коэффицентлари.
 Геометрик дисперсия.
 Асимметрия ва унинг кўрсаткичлари.
 Пирсон асимметрия коэффиценти.
 Тақсимот асимметриялиги коэффиценти.

Экссесс ва унинг коэффиценти.
 Момент ва унинг турлари.
 Оддий момент.
 Марказий момент.
 Шартли момент.
 Ўткир ва ясси учли тақсимот.
 Чап ва ўнг ёқлама оғишган тақсимот қатори.
 Асимметрия ва эксцесснинг квадратик ўртача хатоси.
 Вариация кўрсаткичларининг оптимал чегаралари.
 Концентрациялашиш коэффицентлари.
 Лоренц эгри чизиғи ёки диаграммаси.
 Э.Жини концентрацияланиш коэффиценти.
 Бозорни монополлаштириш кўрсаткичлари.
 Ишлаб чиқаришни ихтисослашиш кўрсаткичлари.

Қисқача хулосалар

Вариация моҳияти ва кўрсаткичлари аналитик статистикада энг муҳим ва бошланғич таянч бўлим ҳисобланади. Улар барча илмий муаммолар, статистик ечим ва қарорлар қабул қилиш асосида ётади. Вариация - статистик тўпланда содир бўладиган объектив миқдорий ва сифат ўзгаришлар натижасидир. У тўплам бирликлари бўйича ўрганилаётган белги ёки белгилар қийматларида кузатиладиган тебранувчанлик, ўзгарувчанликни билдиради.

Вариация даражаси мутлақ ва нисбий кўрсаткичлар тизими орқали ўлчанади. Унинг асосий меъёрлари бўлиб дисперсия ва квадратик ўртача тафовут, мутлақ ўртача тафовут, нимквартил кенглик, вариацион кенглик ва вариация коэффицентлари хизмат қилади. Булар ичида дисперсия ва квадратик ўртача тафовут ҳамда унинг вариация коэффиценти энг муҳим кўрсаткичлар ҳисобланади. Умумий дисперсия ўртача жузъий (ички гуруҳий) ва гуруҳлараро дисперсиялардан таркиб топади. Нисбий ўзгаришларни ўрганаётганда ва асимметрик тақсимотда вариация даражасини баҳолаётганда геометрик ўртачага нисбатан дисперсияни ҳисоблаш ўринли ҳисобланади.

Вариация кўрсаткичлари ўрганилаётган тўплам бўйича белги ўзгарувчанлик даражасини умумлаштириб таърифлайди. Аммо улар тақсимот тузилиши, унинг шакли ва ички хусусиятларни ёритиб бермайди. Бу мақсадлар учун асимметрия ва эксцесс кўрсаткичлари хизмат қилади. Улар учинчи ва тўртинчи тартибли марказий моментлар усулида ҳисобланади.

Бозор иқтисодиёти шароитида ишлаб чиқаришни концентрациялашиши ва ихтисослашиши, бозорни монополлашиши, капитални диверсификациялаштириш каби муҳим иқтисодий жараёнларни ўрганишда, жамият социал тузилишидаги ўзгаришлар, жумладан аҳолини ижтимоий-иқтисодий табақалашини ва кам даромадли қатламларини муҳофаза қилишга қаратилган давлат социал сиёсатини баҳолашда вариация кўрсаткичларидан кенг қўламда фойдаланиш зарур.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Вариация моҳияти нимадан иборат ва нима учун уни ўлчаш керак?

2. Асосий вариация кўрсаткичларини санаб чиқинг?
3. Қайси кўрсаткич энг муҳим ҳисобланади ва нима учун?
4. Дисперсия қандай ҳисобланади? У қандай афзалликлар ва нуқсонларга эга?
5. Квадратик ўртача тафовут қандай шаклларга эга, ҳар бирини ҳисоблаш тартибини бирма-бир кетма-кетликда баён этинг.
6. Квадратик ўртача тафовут мутлақ ўртача тафовут (модул)га нисбатан ҳар доим катта қийматга эга эканлигини исботлаб беринг.
7. Мутлақ ўртача тафовут қандай тартибда ҳисобланади? Нима учун у модул деб аталади?
8. Вариацион кенглик нима ва қандай тартибда ҳисобланади? У қандай нуқсонларга эга ва қандай шароитда қўлланади?
9. Нимквартил кенглик моҳиятини изоҳлаб беринг. У вариацион кенгликка нисбатан қандай афзалликларга эга?
10. Нимквартил кенгликни аниқлаш тартибини тушунтириб беринг.
11. Квадрат ва мутлақ ўртача тафовутлар бирдан арифметик ўртачадан катта бўлиши мумкинми? Фикрингизни исботлаб беринг.

Асосий адабиётлар

1. Дж.Эдни Юл, М.Дж.Кендэл. Теория статистики. М.: Госстатиздат, 1960, 120-200-бетлар.
2. И.И.Елисеева, М.М.Юзбашев. Обхоя теория статистики. М.: Финансў и статистика. 1998, 92-118-бетлар.
3. О.Ланге, А.Банасинский. Теория статистики. М.: Статистика, 1971, 155-184-бетлар.
4. Аганова Т.Н. Методў статистического изучения структурў сложнўх систем и ее изменения. М.: Финансў и статистика, 1996.

IX боб. ТАНЛАНМА ТЕКШИРИШ

9.1. Танланма кузатиш ҳақида умумий тушунча

Танланма - бу ўрганилаётган тўпладан сайлаб олинган бирликлар мажмуасидир, уларнинг ҳар бири ушбу тўпламнинг таркибий унсури.

Танланма - бу тўпладан сайлаб олинган маълум бирликлар сони бўлиб, унинг ҳар бири мазкур тўпламнинг унсуридир. Мустасно ҳол сифатида танланма бутун тўпламни ўз ичига олиши мумкин. Тажриба ва ҳис-туйғуларга асосланган умумий имон комилигига биноан, танланма доимо бошланғич тўплам ҳақида бирор нарса англатади.

Танланма текшириш назарияси бундай ва унга ўхшаш имон комилликка мантиқий асос яратади. Уларга мидорий ифода ҳам бағишлайди.

Танланма кузатиш - бу ўрганиладиган тўпладан етарли миқдорда бирликлар махсус йўллар билан танланиб, уларни кузатиш маълумотлари асосида бошланғич тўплам ҳақида қониқарли ахборот олиш имконини берувчи статистик текшириш усулидир.

Ўрганиладиган тўпладан етарли миқдорда бирликлар махсус йўллар билан танланиб, улар устида ўтказилган кузатиш маълумотлари асосида бошланғич тўплам ҳақида қониқарли ахборот олиш имконини берадиган усул танланма текшириш деб аталади.

Танланма текшириш умуман қуйидаги мақсадларни кўзлайди:

1) вақт ва маблағни тежаш. Агар танланма кузатишда бош тўпламнинг, масалан, фақат 2 фоиз бирликлари қатнашса, у ҳолда кузатиш ишларининг ҳажми 50 марта (100:2) камаяди, сарфланадиган вақт ва маблағ ҳам деярли шунча марта тежалади;

2) текшириш жараёнида сифати бузиладиган ёки фойдаланиш учун бутунлай яроқсиз шаклга келадиган предметлар (тўплам бирликлари) сонини қисқартириш.

3) кузатиш объектини кенгроқ ва тўлароқ ўрганиш.

Бу ҳолда бевосита текшириладиган тўплам ҳажми қисқариши ҳисобига кузатиш дастурини объектларнинг янги муҳим белгилари билан бойитиш ва ҳар бир бирлик ҳақида тўла ва батафсилроқ маълумотлар тўплаш имконияти туғилади.

4) Ёппасига кузатиш натижаларини назорат қилиш.

Танлама текшириш одатда сифатли ахборотлар билан таъминлайди. Чунки бу ҳолда малакали мутахассисларни жалб қилиш, уларни кузатиш ижроси сифатида пухта тайёрлаш ва синаш учун имконият ошади. Хўш, танланма кузатиш олдида қандай вазифалар туради?

Асосий вазифа шундан иборатки, кам куч ва маблағ сарфлаб, бош тўплам ҳақида иложи борица кўп ва сифатли ахборот олишдир. Бу, ўз навбатида, маълумотлар характери ва уларни олиш усуллариға боғлиқ.

Танланма кузатишда бизни кўпинча битта ёки бир нечта тўплам белгилари қизиқтиради.

Бундай ҳолларда бошланғич тўпламни таърифловчи барқарор кўрсаткичларни миқдорий баҳолаш билан чегараланамиз. Кўпинча танланма текшириш мана шундай ечимларни олиш билан якунланади.

Шу муносабат билан танланма текшириш назариясининг катта бўлими танланма асосида бош тўпламни таърифловчи барқарор кўрсаткичларни баҳолашга бағишланади. Танланма бўйича бош тўплам кўрсаткичларини баҳолаш усуллари кўп, улар бир-биридан яхши жиҳатларга эга. Бундай масалаларни тадқиқ қилиш билан баҳолаш назарияси шуғулланади. У баҳолашлар олдиға қўйиладиган талаб ва шартларни белгилайди, қандай шароитларда у ёки бу усулга устуворлик бериш масалаларини ечади, баҳолаш натижаларини қиёсий таҳлил қилади.

Демак, танланма текшириш маълумотлари асосида бошланғич тўплам ҳақидаги фикр юрийтиш қатъий аниқликка эга эмас, балки эҳтимолларға таянади.

Танланма текшириш назариясининг бошқа вазифаси бош тўплам кўрсаткичларини баҳолаш натижаларини ишончлилиқ даражасини иложи борица объектив ҳолда аниқлашдан иборат.

Танланмалар кичик ҳажмда бўлганда, уларни текшириш натижалариға асосланиб бошланғич тўпламда белгининг чин қиймати ётадиган тор чегараларни аниқлаш жуда қийин. Бу ҳолда текшириш вазифаси бошланғич тўпламдаги корреляция меъёрини белгилаш эмас, балки меъри қандай бўлишидан қатъий назар, тўпламда корреляция мавжудлиғи аниқми, бошқача айтганда, танламада кузатилган корреляция муҳимми деган масалани ойдинлаштиришдан иборат.

Шунинг учун кичик танланмаларға бағишланган кўпчилиқ текширишлар ўзига хос хусусиятға эга. Уларда статистик кўрсаткичларнинг аниқлилиғини баҳолаш, уларнинг муҳимлиғини аниқлаш асосий мақсад деб қаралади. Бундай баҳолашлар учун ишлаб чиқилган усуллар катта танламаларда ҳам қўлланиши мумкин ва ҳақиқатда тез-тез қўлланади.

9.2. Танланманинг репрезентативлиғи ва уни таъминлайдиган танлаш усуллари

Бош тўплам-бу ўрганиладиган кўп ҳажмли бирликлар мажмуасидир. Танланма тўплам ёки қисқача танланма - бош тўпламдан кузатиш учун танлаб олинган бирликлар йиғиндиси.

Танланма кузатиш маълумотлари билан бош тўпламни характерлаш уларнинг умумийлаштирувчи кўрсаткичлари орқали амалға оширилади. Бунинг учун танланма бош тўпламнинг барча муҳим хусусиятларини ўзида мужассамлаштирган бўлиши керак. Агар танланмада бош тўпламнинг муҳим хусусиятлари намоён бўлса, у репрезентатив дейилади.

Танланма қанчалиқ репрезентатив бўлишидан қатъи назар бош ва танланма кўрсаткичлар ўртасида доимо тафовутлар

бўлади. Чунки бош тўпلامда танланмага киритилмаган бошқа бирликлар ҳам бор. Ана шу тафовутлар танланманинг **репрезентативлик хатолари** дейилади. Репрезентативлик хатолари икки турга бўлинади:

- 1) тасодифий хатолар;
- 2) систематик (мунтазам) хатолар.

Кузатиш жараёнида кўрсаткичларнинг миқдорларини ўзгартириш кўзланмасдан, шунингдек, кузатиш усуллари ва асбобларининг камчиликлари билан боғлиқ бўлмаган ҳолда йўл қўйилган хатолар тасодифийдир. Катта сонлар қонунига биноан танланманинг миқдори ошган сари тасодифий хатолар камайиб боради.

Мунтазам хатолар ўз навбатида кўзланмаган ва кўзланган бўлиши мумкин. Ўлчаш асбобларининг ноаниқлигидан, танлаш ва кузатиш усуллариининг камчиликларидан кўзланмаган мунтазам хатолар келиб чиқади. Кузатиш натижаларини ўзгартириб кўрсатиш мақсадида қилинган хатолар кўзланган мунтазам хатолардир. Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулотларнинг сифатини ошириб кўрсатиш учун танланмада бош тўпلامга нисбатан сифатли маҳсулотларнинг салмоғини сунъий кўпайтириш натижасида мунтазам хато ҳосил бўлади.

Статистикада танланманинг репрезентативлигини таъминлайдиган турлича танлаш усуллари мавжуд бўлиб, улар аввало индивидуал ва сериялаб (ёки гуруҳлаб) танлашга бўлинади. Индивидуал танлашда бош тўпладан бирликлар алоҳида-алоҳида, сериялаб танлашда эса улар серияси (гуруҳи) билан олинади.

Бундан ташқари, танлаш усуллари бош тўпладан бирликларини (серияларини) танлаб олиш принципларига қараб тасодифий, механик ва комбинацион танлашларга бўлинади.

Бош тўпладан бирликлар тасодифий равишда олиниб танланма тузилса, у тасодифий танлаш дейилади.

Тасодифий танлаш **такрорланувчи** ёки **такрорланмайдиган** схемаларда ўтказилиши мумкин. Агар танлаб олинган бирлик (ёки серия) танланмага киритилганидан (яъни зарурий маълумотлар ёзиб олинганидан) кейин яна бош тўпلامга қайтарилса ва бундан кейинги танлаш жараёнларида тенг ҳуқуқда қатнашса, танлаш тартиби такрорланувчи деб аталади, аксинча, қайтарилмаса, такрорланмайдиган схема деб юритилади.

Бош тўпладан бирликлар (ёки сериялар) маълум оралиқларда танлаб олинса ва танланмага киритилса бундай усул **механик танлаш** деб аталади.

Оралиқ кенглиги (i) бош тўплам ҳажмини (N) танланма ҳажмига (n) бўлиш йўли билан аниқланади, яъни

$$i = \frac{N}{n}$$

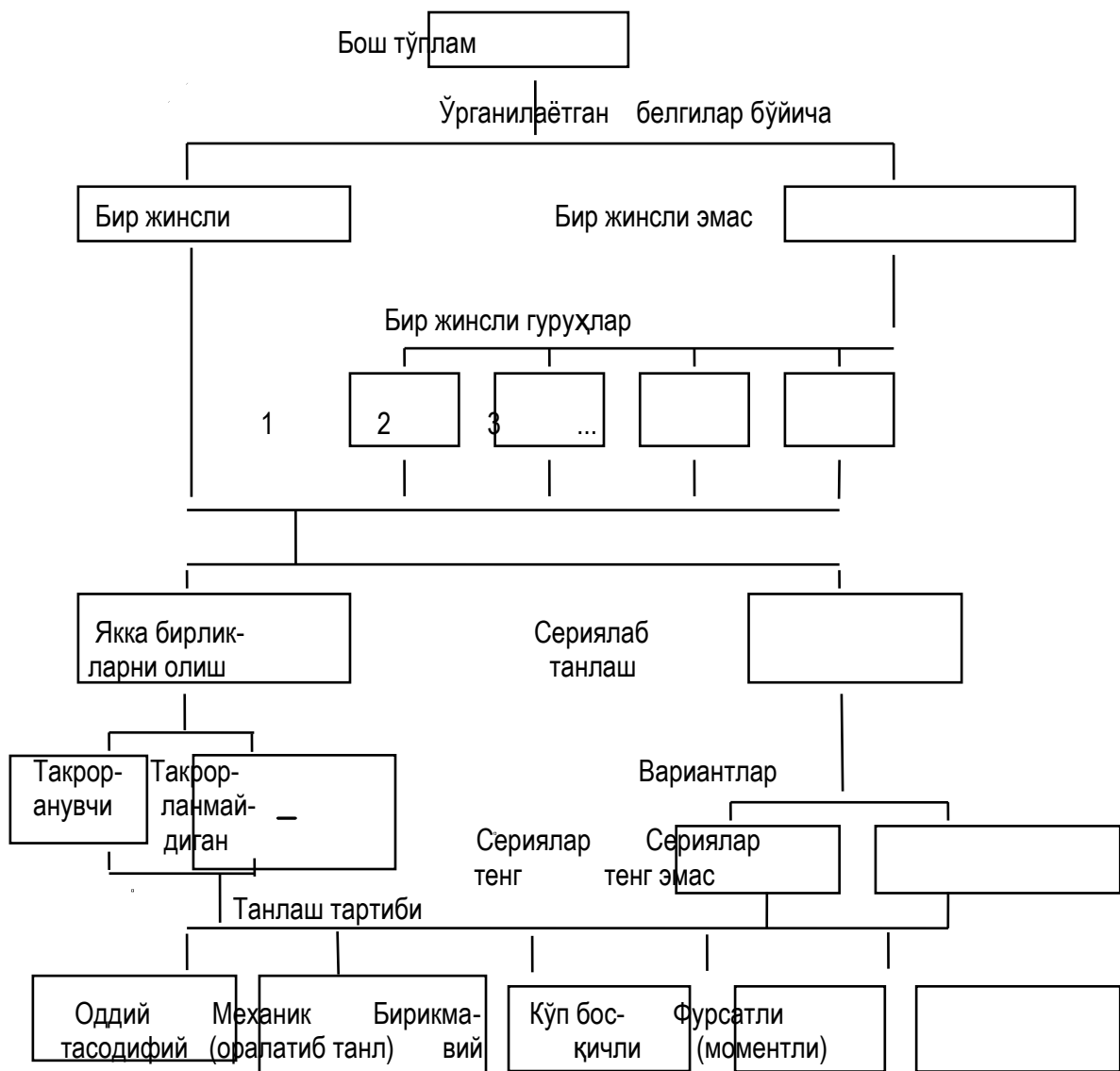
Типологик танлашда:

- 1) бош тўплам бир жинсли гуруҳларга ажратилади;
- 2) ҳар бир гуруҳнинг тўпламдаги салмоғи аниқланади;

- 3) ҳар бир гуруҳдан бирликлар уларнинг салмоғига пропорционал равишда тасодифий ёки механик усулда танланади.

Типологик танлаш-бу бош тўпламни муҳим гуруҳларга бўлиб, улар-нинг ҳар бири ичидан маълум бирликларни тасодифий ёки механик усулда танлаб олишдир.

Шундай қилиб, танлаш усуллари ўрганилаётган тўпламнинг тузилишига ва бирликлар сонига, танлаш тартиби ва шаклларига қараб турли кўринишларда қўлланилиши мумкин (9.1 тарх).



9.1-тарҳ. Танлаш усуллари ва уларнинг турлари ҳамда шакллари.

Ихтиёрий танлама кўрсаткич (a) хатосининг юқори чегараси (Δ_a) унинг ўртача хатоси (μ_a) билан ишонч коэффициентининг (t) кўпайтмасига тенг:

$$\Delta_a = t * \mu_a \quad (9.1)$$

Энди ишонч коэффициенти ва ўртача хатоларни аниқлаш усуллари билан танишиб чиқамиз.

Ишонч коэффициенти аниқлаш. $P(t)$ эҳтимол билан ишонч коэффициенти (t) ўртасидаги боғланиш ушбу интеграл билан ифодаланади:

$$P(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-t}^t e^{-\frac{z^2}{2}} dz. \quad (9.2)$$

Ишонч коэффициентининг берилган қийматлари учун эҳтимолларни ҳисоблаш жараёнини қулайлаштириш мақсадида улар ўртасидаги боғланишни характерлайдиган жадвал тузилган. Бу жадвал берилган ишонч коэффициентига кўра эҳтимолни ва аксинча исталган эҳтимолга мос келадиган ишонч коэффициентини аниқлаш имконини беради. Амалий ёки ўқув масалалари ечилганда ишонч коэффициентининг асосан қуйидаги қийматлари кенг қўлланилади:

t	1.00	1.96	2.00	2.58	3.00
P(t)	0.683	0.950	0.954	0.990	0.997

Танланма кўрсаткичнинг ўртача хатоси - бу бош тўпладан у ёки бу усулда кўп танламалар ташкил этиб, улар-нинг хатоларидан ҳисобланган ўртача хатодир.

Танланма кўрсаткичларнинг ўртача хатолари (μ) танлаш усуллари ва шаклларига қараб турлича аниқланади.

Танланма ўртача миқдорнинг ($\bar{x}$) ўртача квадратик хатоси (μ_x) танлаш усуллари ва шаклларига қараб қуйидагича ҳисобланади:

Тарти б рақам и	Танлаш усуллари ва уларнинг кўринишлари	Танлаш схемалари		
		Такроланувчи	Такрорланмайдиган	
1	Якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$	9.3
2	Якка тартибда механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$	9.4
3	Гуруҳлаб (типларга ажратиб) якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$	9.5
4	Гуруҳлаб ипларга ажратиб якка тартибда механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$	9.6
5	Сериялаб тасодифий танлаш	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{s}}$	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$	9.7
6	Сериялаб механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma_{\bar{x}}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$	9.8

Формулаларда фойдаланилган белгилар:

N, n - бош ва танланма тўплам бирликларининг сони;

S, s - бош ва танланма тўпламдаги сериялар сони;

σ^2 - танланма дисперсия;

σ^2 - ўртача ички гуруҳий дисперсия;

$\sigma_{x_i}^2$ - гуруҳлараро (сериялараро) дисперсия.

П.Л.Чебишев теоремаси тасдиқлайдики, P(t) эҳтимол билан ушбу тенгсизлик ўринли

$$|\tilde{x} - \bar{x}| \leq \Delta_{\bar{x}}.$$

Бундан қуйидаги тенгсизликлар келиб чиқади:

$$\bar{x} - \Delta_{\bar{x}} \leq \tilde{x} \leq \bar{x} + \Delta_{\bar{x}} \quad (9.10)$$

Демак, P(t) эҳтимол билан айтиш мумкинки, белгининг бош ўртача миқдори ($\tilde{x}$) ушбу $(\bar{x} - \Delta_{\bar{x}}, \bar{x} + \Delta_{\bar{x}})$ оралиқда ётади.

Ўрганилаётган белгига эга бўлган бирликларнинг (m) танланмадаги салмоғининг ($\omega = \frac{m}{n}$) ўртача хатоси (μ_p) танлаш усуллари ва схемаларига қараб қуйидагича аниқланади:

Тарти б рақам и	Танлаш усуллари ва уларнинг кўринишлари	Танлаш схемалари ⁷	
		Такроланувчи	Такрорланмайдиган
1	Якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n}}$	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
2	Якка тартибда механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
3	Типларга ажратиб (гуруҳлаб) якка тартибда тасодифий танлаш	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n}}$	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
4	Типларга ажратиб (гуруҳлаб) механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_p = \sqrt{\frac{\omega(1-\omega)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)^*}$
5	Сериялаб тасодифий танлаш	$\mu_p = \sqrt{\frac{\sigma_{\omega}^2}{s}}$	$\mu_p = \sqrt{\frac{\sigma_{\omega}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$
6	Сериялаб механик танлаш	Қўлланилмайди	$\mu_p = \sqrt{\frac{\sigma_{\omega}^2}{s} \left(1 - \frac{s-1}{S-1} \right)}$

Келтирилган формулаларда белгининг гуруҳлардаги салмоқларининг (ω_j) ўртачаси ($\bar{\omega}$) ва гуруҳлараро дисперсиядан (σ_{ω}^2) фойдаланилган, яъни:

$$\bar{\omega} = \frac{\sum \omega_j n_j}{\sum n_j},$$

$$\sigma_{\omega}^2 = w(1-w) = \frac{\sum (\bar{\omega}_j - \bar{\omega})^2 n_j}{\sum n_j}.$$

Энди танланма салмоқ (ω) ва унинг чегаравий ўртача хатосига ($\Delta_p = t^* \mu_p$) асосланиб, бош салмоқ (P) учун ишонч оралиғини аниқлаймиз.

П.Л.Чебишев теоремаси тасдиқлашича, $P(t)$ эҳтимол билан ушбу тенгсизлик ўринли

$$|P - \omega| \leq \Delta_p.$$

⁷ Назарий жиҳатдан формулада p – бош типламдаги белги салмоғи олинishi керак. Натижада альтернатив белги дисперсияси pq формула суръатида бўлади. Аммо бу кырсаткич номаълум бўлгани учун амалиётда танлама типлам альтернатив белги дисперсияси =ылланади. Худди шунга ыхшаб ыртача танлаш хатосини ани=лашда щам бош типлам дисперсиясига назарий жиҳатдан асосланиш керак. Аммо у номаълум бўлгани учун танланма дисперсия =ылланади.

Бундан

$$\omega - \Delta_p \leq P \leq \omega + \Delta_p$$

ёки

$$(\omega - \Delta_p) * 100\% \leq P(\%) \leq (\omega + \Delta_p) * 100\%$$

тенгсизликлар келиб чиқади.

Демак, $P(t)$ эҳтимол билан айтиш мумкин, белгининг бош салмоғи ушбу $(\omega - \Delta_p, \omega + \Delta_p)$ ёки $(\omega_{100} - \Delta_{P100}, \omega_{100} + \Delta_{P100})$ оралиқда ётади.

Одатда 30 тадан кам бирликларидан ($n < 30$) тузилган танланма кичик танланма деб юритилади.

Эслатма. Кичик танламанинг ўртача хатосини юқоридаги формулалар ёрдамида аниқлаш учун унинг дисперсияси қуйидагича ҳисобланади:

$$\sigma_{к.т.}^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1}$$

9.4. Танланманинг зарурий миқдорини аниқлаш

Танланма ўртача миқдор хатосининг чегарасига (Δ_x) асосланиб, тасодикий танлаш усули учун танланманинг зарурий миқдори қуйидагича аниқланади:

Танлаш такрорланувчи схемада ўтказилса,

$$t \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \Delta_{\bar{x}},$$

бундан

$$n \geq \frac{t^2 \sigma^2}{\Delta_{\bar{x}}^2}$$

Бу тенгсизликдан кўринадики, танланманинг миқдори камида

$$n = \frac{t^2 \sigma^2}{\Delta_{\bar{x}}^2}$$

бўлиши керак экан.

Танлаш такрорланмайдиган схемада ўтказилса,

$$n = \frac{t^2 \sigma^2 N}{\Delta_{\bar{x}}^2 N + t^2 \sigma^2}$$

2. Салмоқнинг хатосига (Δ_p) асосланиб, якка тартибда тасодикий танлаш усули учун танланманинг зарурий миқдори қуйидагича аниқланади:

(такрорланувчи) (9.13)

ва

$$n = \frac{t^2 \omega(1-\omega)N}{\Delta_p^2 N + t^2 \omega(1-\omega)} \quad (\text{такрорланмайдиган}) \quad (9.14)$$

9.5. Танланма кузатиш маълумотларини бош тўпламга тарқатиш

Танланма кузатиш маълумотлари бош тўпламга қуйидаги икки усул орқали тарқатилади.

1. Қайта ҳисоблаш усули. Фараз қилайлик, танланма кузатиш ўтказилиб бирор белгининг ўртача миқдори ($\bar{x}$) ва салмоғи (P) учун ишонч оралиқлари аниқланган:

$$\bar{x} - \Delta_x \leq \tilde{x} \leq \bar{x} + \Delta_x$$

ва

$$\omega - \Delta_p \leq P \leq \omega + \Delta_p.$$

Тенгсизликлар бош тўплам миқдорига (N) кўпайтирилса, белги қийматларининг (x) йиғиндиси ($\bar{x}N$) ва ўрганилаётган белгига эга бўлган бирликларнинг миқдори (PN) учун ишонч оралиқлари

$$\bar{x}N - \Delta_x N \leq \tilde{x}N \leq \bar{x}N + \Delta_x N$$

ва

$$\omega N - \Delta_p N \leq PN \leq \omega N + \Delta_p N$$

ҳосил бўлади.

Бу миқдорларнинг хатолари $P(t)$ эҳтимол билан мос равишда $\Delta_x N$ ва $\Delta_p N$ дан ошмайди.

2. Коэффициентлар усули. Баъзи ҳолларда ёппасига кузатиш маълумотлари танланма кузатиш методи билан текшириб кўрилади ва унга тегишли ўзгартиришлар киритилади.

9.9. Дисперсион таҳлил

Бизни қизиқтирувчи кўрсаткич ёки жараёнга таъсир этувчи омилларнинг ҳар бирининг таъсир улушини аниқлаш ёки уларнинг барчасини биргаликда таъсирини белгилаш - дисперсион таҳлил вазифаси ҳисобланади.

Бу таҳлил жараёнида белгининг ҳисобга олинган ва олинмаган хилма-хил омил ва кучлар таъсиридан келиб чиқадиган умумий дисперцияси (ўзгарувчанлигини), айрим омилларнинг хусусий дисперцияси яъни ўрганилаётган омиллар таъсири остида юзага келган ўзгарувчанлик ва қолдиқ дисперция, яъни номаълум сабабларга кўра рўй бераётган ўзгарувчанлик ҳақида ахборотлар ҳосил бўлади.

$$\text{Яъни } S^2 = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m (x_{ij} - \bar{x})^2; S_{\varphi}^2 = n \sum_{i=1}^n (\bar{x}_{\varphi_i} - \bar{x})^2; S_e^2 = S^2 - S_{\varphi}^2 = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x}_{\varphi})_i^2$$

Бу формулаларнинг махражида дисперсияларнинг эркин даражалар сони олинган бўлиб, уларни эътиборга олиш дисперсияларни таққослаб таҳлил қилишда ғоят муҳим рол ўйнайди.

Омил дисперсия билан қолдиқ дисперсия орасидаги фарқнинг характери ҳақидаги гипотеза F-Фишер мезони ёрдамида текширилади. $F_{\text{ҳақ}} > F_{\text{критик}}$ бўлса, бу фарқ муҳим деб топилиб, белгига омил шак-шубҳасиз таъсир этади деган хулосага келинади.

Агар X нинг кузатилган қийматларини нормал тақсимланган бирор бош тўпламдан олинган тасодифий танланма деб ҳисоблаш мумкин бўлса, у ҳолда σ_{φ}^2 ва δ^2 дисперсияларни Фишер F-мезони билан таққослаш мумкин.

F - мезоннинг ҳақиқий кузатиш маълумотлари асосида ҳисоблаб топилган қиймати дисперсияларнинг тегишли эркин даражалар сонлари билан қабул қилинган муҳимлик даражасида унинг критик қиймати билан таққосланади. Катта ва кичик дисперсияларнинг турли эркин даражалар сонлари ва 0,01, 0,05 ва 0,10 муҳимлилик даражалари учун F - мезон

критик қийматлари махсус «Фишер F критерийнинг қиймати» деган жадвалда келтирилади.

Агар қабул қилинган муҳимлилик даражасида F - мезоннинг ҳисоблаб топилган ҳақиқий қиймати жадвал қийматидан катта бўлса, яъни $F_{\text{ҳақ}} > F_{\text{жадвал}}$, у вақтда таққосланаётган омиллар дисперсияси ва қолдиқ дисперси орасидаги фарқ муҳим ҳисобланади, нол-гипотеза эса рад этилади. Агар $F_{\text{ҳақ}} < F_{\text{жадвал}}$ бўлса, улар орасидаги фарқ тасодифий деб топилади ва нол-гипотеза тасдиқланади.

Дисперсион таҳлил йўли билан икки ва ундан ортиқ омилларнинг натижаларга таъсирини ҳам баҳолаш мумкин. Бунинг асоси бўлиб иккита ва ундан ортиқ белгиларга қараб тузилган комбинацион гуруҳлаш хизмат қилади. Масалан, икки омилли дисперсион таҳлил қилиш учун умумий вариация 4 та таркибий қисмларга ажратилади:

$$\sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p \sum_{i=1}^{n_{jk}} (x_{ijk} - \bar{x})^2 = \sum_{j=1}^m (\bar{x}_j - \bar{x})^2 n_j + \sum_{k=1}^p (\bar{x}_k - \bar{x})^2 n_k + \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p (\bar{x}_{jk} - \bar{x}_j - \bar{x}_k - \bar{x})^2 n_{jk} + \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p \sum_{i=1}^{n_{jk}} (x_{ijk} - \bar{y}_{jk})^2 \quad (9.35)$$

Бу ерда: i - φ_1 омил - белги бўйича j гуруҳдаги ва φ_2 омил - белги k - гуруҳдаги бирлик тартиб сони; $j = \overline{1, m}$; $k = \overline{1, p}$;

$\bar{x}_{jk}$ - x - натижавий белгининг jk - гуруҳдаги ўртача қиймати; $j k$ - гуруҳ φ_1 омилнинг j қиймати ва φ_2 омилнинг k - қиймати бирикмаси асосида вужудга келади;

$\bar{x}_j$ - φ_1 омил - белги бўйича тузилган j - гуруҳда x - белгининг ўртача қиймати;

$\bar{x}_k$ - φ_2 омил - белги бўйича тузилган k - гуруҳда x - белгининг ўртача қиймати;

$\bar{x}$ - бутун танланма бўйича x - белгининг умумий ўртача қиймати;

n_{jk} - φ_1 омилнинг j - қиймати ва φ_2 - омилнинг k - қиймати бирикмасидан ҳосил бўлган гуруҳдаги бирликлар сони;

n_j - φ_1 омил-белги бўйича j - гуруҳдаги бирликлар сони;

n_k - φ_2 омил-белги бўйича k - гуруҳдаги бирликлар сони;

n - бирликларнинг умумий сони

$$n = \sum_{j=1}^m n_j = \sum_{k=1}^p n_k = \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^p n_{jk}$$

Ҳар бир фарқлар квадратларининг йиғиндиси учун эркин даражалар сони қуйидагича топилади:

$$v_{\varphi_1} = m - 1; \quad v_{\varphi_2} = p - 1; \quad v_{\varphi_1 \varphi_2} = (m - 1)(p - 1) = mp - m - p + 1,$$

барча омиллар дисперсияси учун

$$v_{\varphi_1 \text{ ҳақ.}} = v_{\varphi_1} + v_{\varphi_2} + v_{\varphi_1 \varphi_2} = mp - 1$$

ва умумий дисперсия учун:

$$v_1 \text{ қ н - } 1$$

қолдиқ дисперсия учун:

$$v_2 \text{ қ н - } mp.$$

Бу эркин даражалар сонларини ҳисобга олиб муҳимлик даражасини белгилаб F - мезоннинг критик қийматлари махсус жадвалдан белгиланади. Нол гипотезалар билдириб, уларни рад қилиш ёки қилмаслик масаласи $F_{\text{ҳақ}} > F_{\text{жадвал}}$ ёки $F_{\text{ҳақ}} < F_{\text{жадвал}}$ қараб ечилади.

F - мезон асосида регрессия тенгламасининг шакли, кўпомилли корреляцион таҳлилда у ёки бу ўзгарувчан миқдор (омил белги)нинг статистик муҳимлиги ҳақидаги ва бошқа масалалар ечилади.

Қисқача хулосалар

Танланма текшириш назарияси таҳлилий статистикада алоҳида ўрин эгаллайди ва турли амалиёт соҳаларида кенг қўлланади. Бозор иқтисодиёти муҳим ҳодиса ва жараёнларни ўрганишда бу услубдан фойдаланиш учун объектив шароит ва зарурият яратади.

Катта ҳажмли ёки умуман чексиз тўпламлар ҳақида кам меҳнат ва маблағ сарфлаб назарий ва амалий жиҳатдан қониқарли ахборотларни олиш йўли - бу танланма кузатишдир. Танланма маълумотлари асосида :

бош тўплам тақсимотлари аниқланади;

уларнинг характери ўрганилади ва турли эгри чизиқлар шаклида математик ифодаланади;

бош тўпламнинг барқарор кўрсаткичлари баҳоланади;

уларнинг ишончлилиқ даражаси иложи борица объектив белгиланади;

бош тўплам кўрсаткичлари ҳақидаги илмий гипотезалар ва ҳар хил экспериментал изланиш натижалари текширилади.

Бу масалаларни ечиш тартиби, йўллари ва усуллари танланма текшириш назариясида баён этилади.

Танланма асл маъноси билан тасодифий, маълум тартибда йўналтирилган ва аралашма-қуралашма бўлиши мумкин. Тасодифий танлаш алоҳида аҳамиятга сазовор бўлишининг сабаби шундаки, олинадиган натижалар эҳтимолий музокаралар шаклида баҳоланиши мумкин.

Кузатувчининг шахсий ҳоҳиши каби субъектив ҳолат мавжудлиги танланма силжиш ҳафв-хатарини туғдиради ва мунтазам хатога олиб келади, шунинг учун олдини олишга интилиш лозим.

Ҳар бир ҳолда танлаш усули ва техникасини қўллаш айни ҳолат шароитига ва маблағ ҳамда ресурслар билан таъминланишга боғлиқ. Агар танлаш тасодифий бўлмаса, у ҳолда ундан олинадиган бош тўпламни баҳолаш натижаларининг ишончлилиги маълум даража шахсий мулоҳазалар таъсирида бўлади.

Оддий танлаш шароитида ҳодисанинг танлама бўйича олинган нисбий сони ёки салмоғини бош тўплам учун баҳолаш сифатида қабул қилиш мумкин. Худди шунингдек, ўртача ва бошқа кўрсаткичларнинг танланма қийматлари уларнинг бош тўпламдаги қийматларининг баҳолари сифатида қабул қилиш мумкин.

Катта ҳажмли танланмаларда ҳодисанинг абсолют сони учун квадратик хато $\sigma = \sqrt{npq}$,

нисбий сони (ҳиссаси) эса $\mu = \sqrt{\frac{pq}{n}}$ ва ўртача миқдор учун $\mu_x = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$ формула орқали

аниқланади. Бу формулалар нормал тақсимланган бош тўплам учун ўринлидир. Аммо бош тўплам тақсимланиши нормал ҳолатдан кучли фарқ қилса, бу формулалардан фойдаланиш бир оз хатарлидир.

Кузатилган ҳодиса сони ёки кўрсаткич қиймати назарий кутилаётганидан фарқи 3 кара квадратик хатодан катта бўлиш эҳтимоли жуда кичикдир. Бунга асосан танланма текшириш натижаларига таяниб бош тўплам кўрсаткичлари ётадиган чегарани баҳолаш мумкин:

$$\bar{x} - \Delta_{\bar{x}} \leq \tilde{X} \leq \bar{x} + \Delta_{\bar{x}} \quad \text{ва} \quad w + \Delta_w \leq P \leq w + \Delta_w$$

Бу ерда: $\Delta_{\bar{x}} = t\mu$, t - эҳтимолли ишонч коэффициенти.

Кичик ҳажмли танланмаларда ($n < 30$) юқоридаги квадратик хато формулаларига тузатиш киритиш лозим. Бунинг учун танлама тўплам ҳажми n ўрнига $n - 1$ олиш керак, чунки танлама дисперсия бош дисперсиядан $n/n-1$ га фарқ қилади.

Илмий гипотезаларни текшириш танланма текшириш назариясига таянади ва турли мезонлар ёрдамида бажарилади.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Қисман кузатишнинг қандай турларини биласиз?
2. Танланма кузатиш нима? Бошқа қисман кузатиш турларидан нималар билан фарқ қилади?
3. Танланма текширишлар қандай мақсад ва вазифаларни кўзлайди?
4. Бозор иқтисодиёти шароитида қандай ҳодиса ва жараёнлар танланма кузатиш йўли билан ўрганилади? Мисоллар келтиринг.

5. Бош ва танланма тўплам деганда нимани тушунасиз? Улар қандай умумлаштирувчи кўрсаткичлар билан тавсифланади?
6. Репрезентативлик хатоси нима? У қайд қилиш хатосидан нималар билан фарқ қилади?
7. Репрезентативлик хатосининг қандай турларини биласиз? Улар орасидаги фарқларни тушунтириб беринг.
8. Танланма репрезентатив бўлиши қандай танлаш усуллари ёрдамида таъминланади?
9. Асл маънода тасодифий танлаш деганда нимани тушунасиз? У қандай йўллар билан амалга оширилади?
10. Сиз Университет талабалари статистика фанини ўзлаштириш даражасини баҳолаш мақсадида танланма кузатиш ўтказмоқчисиз. Бунинг учун талабаларни қандай тартибда танлаб оласиз? Математика ёки иқтисодий назарияни яхши биладиган талабаларни кўпроқ танлаб олиш мумкинми? Университетга кириш тест синовларида талабалардан энг юқори баллар олган талабаларни-чи?
11. Танланмага тушган ҳар бир талабани оғзаки сўроқ-жавоб йўли билан ўзлаштириш ҳақидаги маълумотларни тўплаш мумкинми? Бу ҳолда қандай хатоларга йўл қўйиш мумкин?
12. Бозор иқтисодиёти шароитида яширин иқтисодиёт билан шуғулланувчилар бўлиши шак-шубҳасиздир. Бу иқтисодиёт миқёсининг танланма усулда баҳолаб бўладими? Сиз бундай танланма кузатиш ташкил этиш йўллари ҳақида қандай фикрларни билдира оласиз?
13. Механик танлаш нима? Қандай ҳолларда унинг натижалари тасодифий танланмага мос келади ва қандай ҳолларда фарқ қилади?
14. Типларга (гурӯҳларга) ажратиб танлаш деганда нимани тушунасиз? Талабалар билим даражасини ўрганиш мақсадида бу усулдан қандай тартибда фойдаланиш мумкин ёки бутунлай мумкин эмасми?
15. Сериялаб танлаш деганда нимани тушунасиз? Қандай ҳолларда бу усулдан фойдаланиш мумкин?
16. Танланма кўрсаткичнинг квадратик хатоси ва қандай ишончли чегараларда бўлиши мумкинлиги қандай аниқланади?
17. Танланма нормал тақсимланишга эга деб қабул қилиб танланма ўртача бош тўплам ўртачасидан 2 карра эҳтимолли хатодан (0,67449 квадратик хатога тенг) катта бўлиш эҳтимоллини топинг.
18. 2000 йилда Андижон вилоятида танлаб олинган 1000 хонадонларда жон бошига даромадлар 111,9 минг сўм квадратик ўртача тафовут 44,4 минг сўм, истеъмол харажатлари 105,2 минг сўм σ қ 40,5 минг сўмни ташкил этган. Фарғона вилоятида эса танлаб олинган 800 хонадонларда бу кўрсаткичлар тегишли тартибда $\bar{x}_{даромад} = 105,1$; $\sigma = 52,5$; $\bar{x}_{истеъмол} = 95,1$; $\sigma = 44,5$ минг сўмдан иборат бўлган. Ўртача жон бошига даромадлар ва истеъмол харажатлари минтақадан минтақага ўзгаради деб фараз қилиш учун асос борми?
19. Қуйидаги вазиятлар учун танлаш хатолари бўлиши мумкин манбаларини кўрсатинг:
 - a) бир сават олмалардан юзида ётганларини олиб, танланма тўплам ҳосил қилдик;
 - b) ҳалтага қўл тиқиб, таваккалига 50 тача олдик;
 - c) телефон маълумномасини чамалаб очиб, соҳифада телефон рақамлари жойлашиш тартибида бир нечта тенг қийматли сонлар олдик;
 - d) газеталарда маҳсулотимиз ҳақида эълонлар чоп этиб, газетхонлар танланмаси барпо этдик;
 - e) шаҳар аҳолисини ўрганаётган тадқиқотчи 1) эрта тонгда, 2) туш пайтида, 3) кечқурун сўроқ-жавоб ўтказди, жавоб бермаган хонадонларни эътибордан ташқарида қолдирди;
 - f) худди шунга ўхшаш сўроқ-жавобни ҳар бир оила аъзосининг даромади ҳақида амалга оширдик;
 - g) худди шунга ўхшаш сўроқ-жавобни хонадонда бўлган аёл ва эркаклар, ёш болалар ёши ҳақида ҳам амалга оширдик;

- h) деҳқон бозорида баҳоларни қайд қилишни эрта тонгда, пешинда ва кечки томон ўтказдик.
24. Танланма тўплам ҳажми қандай аниқланади?
 25. Нима учун тасодифий танлаш танланма барпо этишда энг муҳим усул ҳисобланади?
 26. Кичик танланма деганда нимани тушунасиш? Унинг хатоси қандай топилади?
 27. Ўртачалар ҳақидаги нол-гипотеза нималарни англатади ва қандай тартибда баҳоланади? Мисоллар келтиринг.
 28. Дисперсион таҳлил нима ва у қандай мақсадлар учун хизмат қилади?

Асосий адабиётлар

1. И.И.Елисеева, М.М.Юзбашев. Обхая теория статистики. М.: Финансў и статистика, 1998.
2. Афифи А., Эйзен. Статистический анализ. Подход с использованием ЭВМ (Пер.с англ. Под ред. Г.П.Башина), М.: Мир, 1982.
3. Дружинин Н.К. Математическая статистика в экономике. М.: Статистика, 1971.
4. Йентс Ф. Вўборочнўй метод в переписях и обследованиях. М.: Статистика, 1965.
5. У.Кокрен. Методў вўборочного исследования. Перв. с англ. М.:Статистика, 1976.
6. Закс Л. Статистическое оценивание. Пер. с нем. М.: Статистика, 1976.
7. Э. Кейн. Экономическая статистика и эконометрия . Перв. с англ. М.: Статистика, 1977.
8. У.Дж.Рейхман. Применение статистики. Перв.с англ. М.: Статистика, 1969.
9. М.Л.Петрович, М.И.Давидович. Статистические оценивания и проверка гипотез на ЭВМ. М.: Финансў и статистика, 1989.
10. А.Хьютсон. Дисперсионнўй анализ. Перв. с англ. М.: Статистика ,1971.

Х боб. РЕГРЕССИОН ВА КОРРЕЛЯЦИОН ТАҲЛИЛ

10.1. Ўзаро боғланишлар ҳақида тушунча ва уларнинг турлари

Белгилар ўртасидаги боғланишлар характериға қараб икки турға бўлинади:

- 1) функционал боғланиш; 2.) корреляцион боғланиш.

Функционал боғланиш - бу шундай тўлиқ боғланишки, унда бир белги ёки белгилар ўзгариш қийматига ҳар доим натижанинг маълум меъёрида ўзгариши мос келади.

Корреляцион боғланиш - бу шундай тўлиқсиз боғланишки, унда омилларнинг ҳар бир қийматига турли замон ва макон шароитларида натижанинг ҳар хил қийматлари мос келади. Бу ҳолда омиллар тўлиқ сони номаълумдир.

Омил белгининг ҳар бир қийматига натижавий белгининг ҳар доим битта ёки бир неча аниқ қиймати мос келса, бундай муносабат функционал боғланиш дейилади. Функционал боғланишнинг муҳим хусусияти шундан иборатки, бунда барча омилларнинг тўлиқ рўйхатини ва уларнинг натижавий белги билан боғланишини тўла ифодаловчи тенгламани ёзиш мумкин.

Омилларнинг сонига қараб функционал боғланишлар бир ёки кўп омилли бўлади. Улардан ижтимоий фанларга нисбатан аниқ фанларда жуда кенг фойдаланилади, чунки функционал боғланишлар табиий ҳодисалар орасида кўп учрайди.

Омилларнинг ҳар бир қийматига турли замон ва макон шароитларида натижавий белгининг аниқ қийматлари эмас, балки ҳар хил қийматлари мос келадиган боғланиш корреляцион боғланиш ёки муносабат дейилади. Корреляцион боғланишнинг характерли хусусияти шундан иборатки, бунда

омилларнинг тўлиқ сони номаълум бўлади.

Корреляция сўзи латинча *correlation* сўзидан олинган бўлиб, ўзаро муносабат, мувофиқлик, боғлиқлик деган луғавий маънога эга. Бу атамани статистика фанига инглиз биолог ва статистик Френсис Гальто XIX-аср охирида киритган.

Бир белги X нинг ҳар бир қийматига иккинчи ўзгарувчан Y белгининг тақсимооти мос келса, бундай муносабат корреляцион боғланиш деб юритилади.

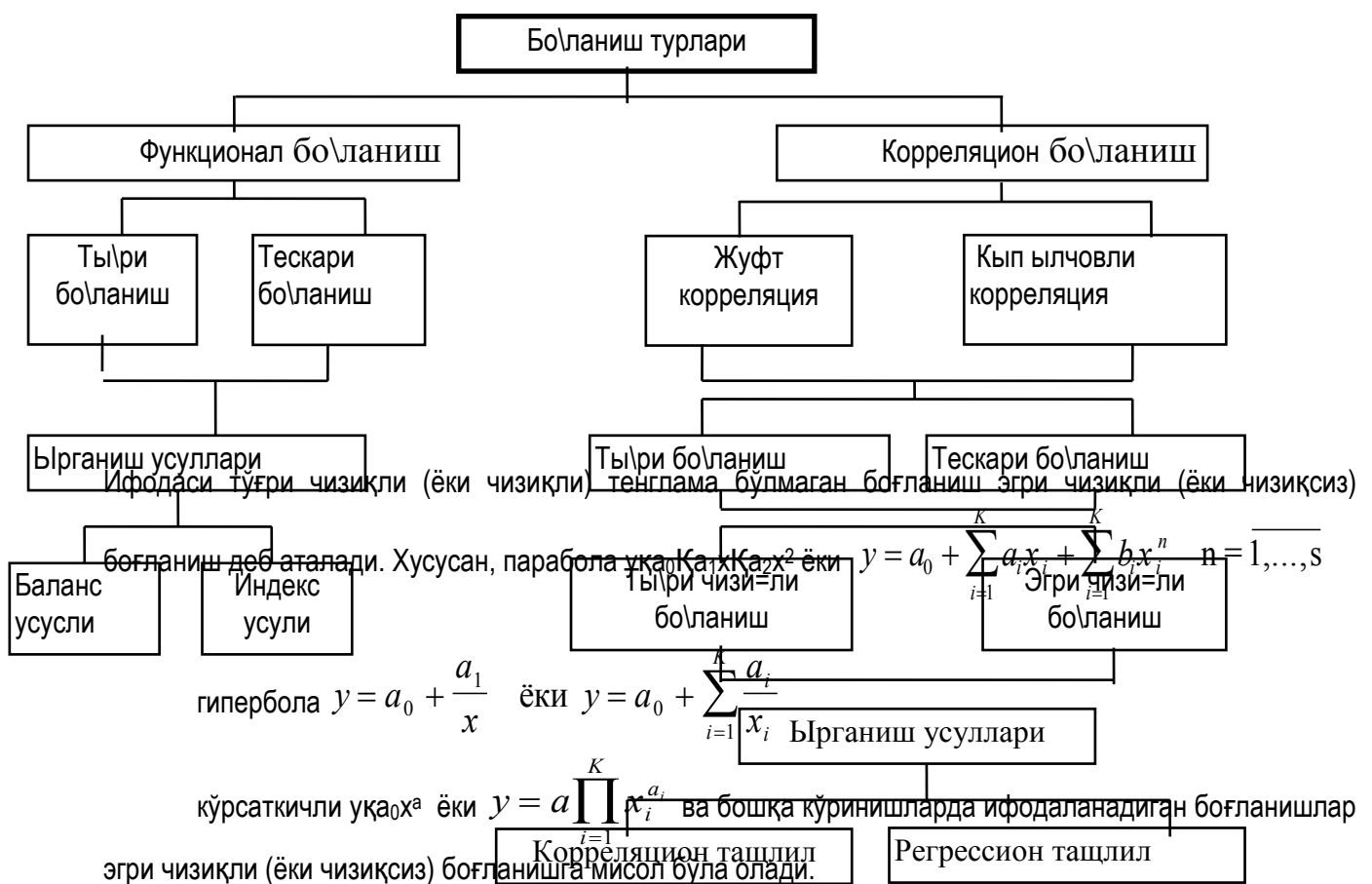
Ўрганилаётган тўплам тақсимооти нормал тақсимоотга мос ёки унга яқин шаклда бўлса, корреляцион жадвал ўртасида жойлашган X ва Y нинг жуфт қиймати одатда энг катта тақдорланиш сонига эга бўлади. Унга қараб жадвал тўртта катакларга бўлинади. Биринчи катак жадвалнинг чап томони юқори қисмида жойлашган X ва Y ларнинг қийматлари ва уларнинг тақдорланиш сонларидан таркиб топади. Ундан паст қисмда иккинчи, ўнг қисмда эса учинчи катаклар ўрнашади. Иккинчи катак X нинг катта қийматларига мос келадиган Y нинг нисбатан кичик қийматлари ва уларнинг жуфтлари учун тақдорланиш сонларини ўз ичига олади. Учинчи катак эса, аксинча, X нинг нисбатан кичик қийматларига мос келадиган Y нинг катта қийматлари ва уларни жуфтликда тақдорланиш сонларини қамраб олади. Ва ниҳоят, тўртинчи катак биринчи катакнинг қарама қарши ҳолати бўлиб, у X ва Y ларнинг ўзаро мос келадиган катта қийматлари ва уларни тақдорланиши сонларидан тузилади.

Ҳақиқий кузатилган X ва Y тақсимоотларининг мазкур катакларда жойлашишига қараб, улар орасида боғланиш бор ёки йўқлиги, мавжуд бўлса унинг характери ҳақида бошланғич умумий фикр юритиш мумкин. Масалан, ҳақиқий тақсимоот тақдорланиш сонлари барча катаклар бўйича бетартиб сочилиб ётса, X ва Y белгилар орасида боғланиш йўқлигидан дарак беради. Бошқа ҳолларда уларнинг катаклар бўйича жойланиши маълум тартибдаги оқимлар йўналишига эга бўлса, демак, X ва Y белгилар орасида боғланиш борлиги ҳақида тахмин қилиш ўринли бўлади.

Боғланиш ўзгариш йўналишларига қараб тўғри ёки тескари бўлади. Агар белгининг ортиши (ёки камайиши) билан натижавий белги ҳам ортиб (ёки камайиб) борса, улар ўртасидаги боғланиш тўғри боғланиш дейилади.

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 $y = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i X_i$ кўринишда бўлса, чизиқли боғланиш ёки хусусий ҳолда, омил битта бўлганда $y = a_0 + a_1 x$ тўғри чизиқли боғланиш дейилади.



Статистикада ўзаро боғланишларни ўрганиш учун махсус усуллардан фойдаланилади. Хусусан, функционал боғланишларни текшириш учун баланс ва индекслар методи, корреляцион боғланишларни ўрганиш учун эса параллел қаторлар, аналитик группалаш, дисперсион таҳлил ва регрессион таҳлил усуллари кенг қўлланилади.

10.2. Регрессион ва корреляцион таҳлил ва унинг вазифалари

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.

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

Корреляция коэффициентлари иккиёқлама характерга эга. Уларни ҳисоблаш натижасида олинган қийматларни X билан Y белгилар ёки, аксинча, Y билан X белгилар орасидаги боғланиш меъёри деб қараш мумкин.

Корреляцион боғланишни текширишда кўзланадиган иккинчи вазифа бир ҳодисанинг ўзгаришига қараб, иккинчи ҳодиса қанча миқдорда ўзгаришини аниқлашдан иборат. Афсуски, корреляцион таҳлил усули - корреляция коэффициентлари бу ҳақида фикр юритиш имконини бермайди. Регрессион таҳлил деб номланувчи бошқа усул мазкур мақсад учун хизмат қилади.

Регрессия сўзи латинча *regressio* сўзидан олинган бўлиб, орқага ҳаракатланиш деган луғавий маънога эга. Бу атамани статистикага кириб келиши ҳам корреляцион таҳлил асосчилари Ф.Гальтон ва К.Пирсон номлари билан боғлиқдир.

Регрессион таҳлил натижавий белгига таъсир этувчи омилларнинг самарадорлигини аниқлаб беради.

Регрессион таҳлил амалий масалаларни ечишда муҳим аҳамият касб этади. Y натижавий белгига таъсир этувчи белгиларнинг самарадорлигини амалий жиҳатдан етарли даражада аниқлик билан баҳолаш имконини беради. Шу билан бирга регрессион таҳлил ёрдамида иқтисодий ҳодисаларнинг келажак даврлар учун истиқбол миқдорларини баҳолаш ва уларнинг эҳтимол чегараларини аниқлаш мумкин.

Регрессион ва корреляцион таҳлилда боғланишнинг регрессия тенгламаси аниқланади ва Y маълум эҳтимол (ишонч даражаси) билан баҳоланади, сўнгра иқтисодий-статистик таҳлил қилинади. Шу сабабли ҳам регрессион ва корреляцион таҳлил қуйидаги 4 босқичдан иборат бўлади:

- 1) масала қўйилиши ва дастлабки таҳлил;
- 2) маълумотларни тўплаш ва уларни ўрганиб чиқиш;
- 3) боғланиш шакли ва регрессия тенгламасини аниқлаш;
- 4) регрессия тенгламасини баҳолаш ва таҳлил қилиш.

Тўғри чизиқли регрессия тенгламасининг $Y = a_0 + a_1 X$ параметрлари (a_0 , a_1) ўртача арифметик миқдорнинг қуйидаги хоссасига асосланиб «энг кичик квадратлар» усули билан топилади. Бундан регрессия тенгламасининг параметрларини аниқлаш учун қуйидаги нормал чизиқли тенгламалар тизими келиб чиқади:

$$\begin{aligned} na_0 + a_1 \sum x &= \sum y \\ a_0 \sum x + a_1 \sum x^2 &= \sum xy \end{aligned} \quad (10.1)$$

Бу ерда:

n - тўпламнинг ҳажми (бирликлар сони);

$x_1, x_2, \dots, x_n$ - омил белгининг ҳақиқий қийматлари;

$y_1, y_2, \dots, y_n$ - натижавий белгининг ҳақиқий қийматлари.

Системанинг параметрларга нисбатан умумий ечими ушбу кўринишда ёзилади:

$$a_0 = \frac{\sum y \cdot \sum x^2 - \sum xy \cdot \sum x}{n \sum x^2 - (\sum x)^2} \quad (10.2.)$$

$$a_1 = \frac{n \sum y - \sum x \sum y}{n \sum x^2 - (\sum x)^2} \quad (10.3.)$$

Регрессия коэффициентлари омил X белгининг самарадорлигини белгилайди.

Регрессия тенгламасида X -омил белги олдидаги a_1 коэффициент иқтисодий таҳлил учун катта аҳамиятга эга. Y регрессия коэффициентлари деб номланади ва X -омилнинг самарадорлигини кўрсатади: омил бир бирликка

ошганда натижа ўртача қанча миқдорга ошиши (ёки пасайиши)ни ифодалайди.

Боғланиш зичлигини баҳолашда ҳақиқатга қўпол яқинлашиш сифатида немис психатри Г.Т.Фехнер таклиф қилган меёрдан фойдаланиш мумкин. Бу кўрсаткич бир хил ишорали жуфт тафовутлар сони билан ҳар хил ишорали жуфт тафовутлар сони орасидаги айирмани бу сонларнинг йиғиндисига нисбати билан аниқланади:

$$K_{\text{Фехнер}} = \frac{\sum A - \sum B}{\sum A + \sum B} \quad (10.5)$$

Бу ерда $\sum A$ - бир хил ишорага эга бўлган $x - \bar{x}$ ва $y - \bar{y}$ айирмаларини умумий сони;

$\sum B$ - ҳар хил ишорали $x - \bar{x}$ ва $y - \bar{y}$ айирмаларини умумий сони.

Аммо Фехнер коэффициентини белгиларнинг ўртачадан тафовутларини ҳисобга олмайди, ваҳоланки улар турлича миқдорий ифодага эга бўлади. Тўғри чизиқли боғланишнинг зичлик даражаси корреляция коэффициентини билан баҳоланади:

$$\begin{aligned} r_{xy} &= \frac{\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x - \bar{x})^2 \sum (y - \bar{y})^2}} = \frac{[\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})]}{n \sigma_x \sigma_y} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \bar{y}}{\sigma_x \sigma_y} = \\ &= \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{\sqrt{[n \sum x^2 - (\sum x)^2] [n \sum y^2 - (\sum y)^2]}} \end{aligned} \quad (10.6)$$

Корреляция коэффициентини -1 билан Қ1 орасида ётади. Мусбат ишора тўғри боғланиш, манфий ишорада эса тескари боғланиш устида сўз боради.

Корреляция ва регрессия коэффициентлари орасидая қуйидагича ўзаро боғланиш мавжуд:

$$r_{xy} = a_1 \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \quad \text{ёки} \quad a_1 = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad (10.7)$$

Корреляция коэффициентининг квадрати детерминация коэффициентини деб аталади ва у натижавий белги умумий ўзгарувчанлигининг қайси қисми ўрганилаётган омил х ҳиссасига тўғри келишини кўрсатади.

10.4. Ранглар корреляция коэффициентини

Жуфт боғланиш зичлигини баҳолаш меёри сифатида англиз психатри Ч.Спирмен томонидан таклиф этилган ранглар корреляция коэффициентидан ҳам фойдаланиш мумкин. Ранглар - бу сарфланган қаторда тўплам бирликлари учун берилган тартиб рақамлари. Агар x ва y белгилар учун рангларни P_{x_i} , P_{y_i} орқали белгиласак, уларнинг корреляция коэффициентини (10.6) формулага биноан қуйидаги кўринишга эга:

$$r_{P_x P_y} = \frac{\sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \bar{P}_x)(P_{y_i} - \bar{P}_y)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (P_{x_i} - \bar{P}_x)^2 \sum_{i=1}^n (P_{y_i} - \bar{P}_y)^2}} \quad (10.8)$$

Бу ерда $\overline{P_x}$ ва $\overline{P_y}$ - $1 \dots n$ натурал сонлар қаторининг ўртача ранглари.

$$r_{P_x P_y} = \frac{\frac{(n^3 - n)}{12} - \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2}{2}}{\frac{n^3 - n}{2}} = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n^3 - n} \quad (10.9)$$

Бу ерда $d_i = P_{x_i} - P_{y_i}$ n - қатор ранглар сони.

Бу ифода Спирмен ранглар корреляция коэффиценти деб аталади.

Бу кўрсаткични афзаллик жиҳати шундан иборатки, сон билан ифодалаб бўлмайдиган белгилар учун ҳам сафланган қаторлар тузиш мумкин.

10.5. Гуруҳланган маълумотлар асосида тўғри чизиқли регрессия тенгламасини аниқлаш

Ҳисоблаш ишларининг ҳажмини камайтириш мақсадида тўплам бирликлари омил (x) ва натижавий (y) белгилар бўйича комбинацион шаклда гуруҳланади ва натижада корреляцион жадвал ҳосил қилинади. Сўнгра унинг маълумотлари асосида регрессия тенгламасининг параметрлари аниқланади.

10.5-жадвал

Регрессия тенгламасини параметрларини аниқлаш учун керакли жамлама ахборотларни тайёрлаш

Пахта ҳосилдорлиги бўйича гуруҳлар,ц/га		20-26			26-32			32-38			жа-ми n _x	$\sum x n_x$	$\sum x^2 n_x$	Ҳамма С _и $\sum x y n_{yx}$
1 га минерал ўғит сарфи бўйича гуруҳлар	Оралиқ ўртача қиймати $\bar{y}$ $\bar{x}$	23			29			35						
	x y													
2-4	3	69			87			105			15	45	135	1125
			10			5			0					
				690			435			0				
4-6	5	115			145			175			30	150	750	4530
			2	230		20			8					
							2900			1400				
6-8	7	161			203			245			25	175	1225	5495
			0			15			10					
				0			3045			2450				
Жами	n_y	12			40			18			70	370	2110	11150
	$\sum y n_y$	276			1160			630			2066	-	-	-
	$\sum y^2 n_y$	6348			33640			22050			62038	-	-	-
	$\hat{y}_x$	26.11			29,09			32,07			29,4	-	-	-
	$\sum \hat{y}_x n_y$	313.32			1163,60			577,26			2054,18	-	-	-
	$\sum \hat{y}_x^2 n_x$	8180.79			33849,12			18512,73			60542,64	-	-	-

10.5-корреляцион жадвалда оралиқлар ўртачаларини белги вариантлари деб қабул қилиб, жадвалнинг ҳар бир катагида 3 та маълумот ёзамиз.

Чунончи, катакнинг ўртасида гуруҳ такрорланиш (хўжаликлар) сони n_{xy} , юқори чап бурчагида ху кўпайтма, пастки ўнг бурчагида эса уларнинг n_{xy} га кўпайтмаси $x n_{xy}$ кўрсатилади (хусусан 1-қатор ва 1-устунга мос келган катакда $n_{xy}=10$, $xu=3*23=69$, $x n_{xy}=69*10=690$). Булардан ташқари, жадвалда йиғинди ва кўпайтма кўринишида умумий ифодалар берилган. Масалан,

$$n x_1 = \sum n_{xy} = 10 + 5 + 0 = 15$$

$$n y_1 = \sum n_{yx} = 10 + 2 + 0 = 12$$

10.5-жадвал маълумотларига асосланиб регрессия тенгламасининг параметрлари бундай аниқланади:

$$a_0 = \frac{\sum y n_{xy} * \sum x^2 n_x - \sum \sum xy n_{xy} * \sum x n_x}{N \sum x^2 n_x - (\sum x n_x)^2} = \frac{2066 * 2110 - 11150 * 370}{70 * 2110 - 370 * 370} = 21,644; \quad (10.10)$$

$$a_1 = \frac{N \sum \sum xy n_{xy} - \sum y n_y * \sum x n_x}{N \sum x^2 n_x - (\sum x n_x)^2} = \frac{70 * 11150 - 2066 * 370}{70 * 2110 - 370 * 370} = 1.48 \quad (10.11)$$

$$\text{Демак, } \hat{y}_x = 21,644 + 1,489x$$

Группаланган маълумотлар бўйича регрессия тенгламаси параметрларини ҳисоблаш уларнинг аниқлик даражасини пасайтиради, чунки бунда белги қийматлари учун тақрибан оралиқлар ўртачаси олинади. Ўза минерал ўғитлар билан озиқлантирилмаганда хўжаликларда ўртача ҳосилдорлик 21,644 ц/га бўлиши мумкин эди. Ҳар гектар ўзага берилган қўшимча ўғит ҳосилдорликни ўртача 1.5 ц/га оширади.

10.6. Эгри чизиқли регрессия тенгламаларини аниқлаш

1. Омиллар ўртасидаги тескари корреляцион боғланишни гипербола кўринишида ифодалаш мумкин:

$$y \text{ қ } a_0 \text{ қ } a_1 / x$$

Агар регрессия коэффиценти a_1 мусбат ишорага эга бўлса, омил белги x қийматлари ошган сари натижавий белги кичиклаша боради ва шуниси эътиборлики, камайиш суръати доимо секинлашади ва $x \rightarrow \infty$ чексизликка интилганда натижавий белги ўртача қиймати a_0 тенг бўлади, яъни $\hat{y}_x = a_0$. Агар регрессия коэффиценти a_1 манфий ишорага эга бўлса, омил қиймати ошиши билан натижавий белги қийматлари катталашади, аммо ўсиш суръати секинлаша боради ва $x \rightarrow \infty$ $\bar{y}$ қ a_0 .

Гиперболоид регрессия тенгламаси $\hat{y}_x = a_0 + \frac{a_1}{x}$ даги $\frac{1}{x}$ ни z билан алмаштириб, уни тўғри чизиқли кўринишга келтириш мумкин. Натижада, кичик квадратлар усулига биноан, нормал тенгламалар қуйидаги шаклга эга бўлади:

$$\begin{matrix} na_1 \sum z \sum y \\ a_0 \sum z \sum y + \sum z \sum \frac{y}{x} \end{matrix} \quad \text{бундан}$$

$$a_0 = \frac{\sum y \sum z^2 - \sum y z \sum z}{n \sum z^2 - (\sum z)^2} \quad (10.12); \quad a_1 = \frac{n \sum y z - \sum y \cdot \sum z}{n \sum z^2 - (\sum z)^2} \quad (10.13).$$

Агар $z = \frac{1}{x}$ ни назарда тутсак,

$$a_0 = \frac{\sum y \sum \frac{1}{x^2} - \sum \frac{y}{x} \sum \frac{1}{x}}{n \sum \frac{1}{x^2} - (\sum \frac{1}{x})^2} \quad a_1 = \frac{n \sum \frac{y}{x} - \sum y \cdot \sum \frac{1}{x}}{n \sum \frac{1}{x^2} - (\sum \frac{1}{x})^2}$$

II. Регрессия тенгламаси парабола $\hat{y}_x = \alpha_0 + \alpha_1 x^2$ кўринишда ифода қилинса, худди юқоридагига ўхшаш x^2 қ z алмаштириш қўлланилиб, параметрларни аниқлаш формулалари ҳосил қилинади:

$$a_0 = \frac{\sum y \sum x^4 - \sum y x^2 \sum x^2}{n \sum x^4 - (\sum x^2)^2} \quad (10.14); \quad a_1 = \frac{n \sum y x^2 - \sum y \cdot \sum x^2}{n \sum x^4 - (\sum x^2)^2} \quad (10.15).$$

Иккинчи тартибли парабола шаклидаги регрессия тенглама қуйидаги кўринишга эга

$$\hat{Y}_x = \alpha + b_1 x + b_2 x^2 \quad (10.16)$$

Агар тўғри чизикли боғланишда омил ўзгарувчанлиги кўлами чегарасида унинг бир бирлигига нисбатан натижавий белги ўртача ўзгариши ўзгармас миқдор бўлса, параболаид корреляцияда эса Y - белги бир бирлигига нисбатан X белги ўзгариши омил қиймати ўзгариши билан бир меъёрга кетади. Оқибатда боғланиш хатто ўз ишорасини қарама-қаршисига алмаштириб, тўғри боғланишдан тескари ёки тескаридан тўғрига айланиши мумкин. Бундай хусусият кўпчилик тизимларга хосдир.

Иккинчи тартибли парабола учун, кичик квадратлар усулига биноан, нормал тенгламалар тизими қуйидагича:

$$\begin{cases} na + b_1 \sum x + b_2 \sum x^2 = \sum y \\ a \sum x + b_1 \sum x^2 + b_2 \sum x^3 = \sum yx \\ a \sum x^2 + b_1 \sum x^3 + b_2 \sum x^4 = \sum yx^2 \end{cases} \quad (10.17).$$

Гуруҳланган тўпламлар учун бу тенгламалар тизим:

$$\begin{cases} a \sum x_j + b_1 \sum x_j^2 f_j + b_2 \sum x_j^3 f_j = \sum y_j f_j \\ a \sum x_j^2 f_j + b_1 \sum x_j^3 f_j + b_2 \sum x_j^4 f_j = \sum y_j x_j f_j \\ a \sum x_j^3 f_j + b_1 \sum x_j^4 f_j + b_2 \sum x_j^5 f_j = \sum y_j x_j^2 f_j \end{cases} \quad \text{Бу ерда: } j = \overline{1, \dots, k}.$$

III. Регрессия тенгламасини кўрсаткичли функция кўринишда $\hat{Y}_x = a_0 x^{a_1}$ аниқлаш учун аввал уни логарифмлаб $\ln \hat{Y}_x = \ln a_0 + \ln x a_1$ сўнгра $\ln \hat{Y}_x = \hat{U}_z$, $\ln a_0 = b$, $\ln x = z$ алмаштиришлар ёрдамида чизикли тенглама ҳосил қилинади: $\hat{U}_z = b + a_1 z$. Юқоридаги формулаларга асосан a_1 ва b аниқлаб ва киритилган алмаштиришлардан фойдаланиб қуйидагини ёзиш мумкин:

$$b = \ln a_0 = \frac{\sum \ln y \sum (\ln x)^2 - \sum \ln y \cdot \ln x \sum \ln x}{n \sum (\ln x)^2 - (\sum \ln x)^2}; \quad (10.18),$$

$$a_1 = \frac{n \sum \ln y \ln x - \sum \ln y \sum \ln x}{n \sum (\ln x)^2 - (\sum \ln x)^2}; \quad (10.19)$$

Y ҳолда $a_0 = e^{\ln a_0}$

10.7. Бир омилли регрессия тенгламасини баҳолаш ва таҳлил қилиш.

Жуфт корреляция коэффициенти

Корреляцион боғланиш кучини баҳолашда корреляция индексидан фойдаланилади:

$$i = \sqrt{\frac{\sigma_{\hat{Y}_x}^2}{\sigma_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_y^2}} \quad 10.21$$

Бу коэффицентнинг квадрати детерминация индекси деб аталади.

Хусусан, боғланишнинг шакли тўғри чизикли бўлганда детерминация ва корреляция индекслари мос равишда чизикли детерминация ва корреляция коэффицентлари (r^2 ва r) деб юритилади.

Группаланган тўплам учун корреляция коэффициенти бундай ҳисобланади:

$$r = \frac{n \sum y x n_{yx} - \sum y n_y \sum x n_x}{\sqrt{[n \sum y^2 n_y - (\sum y n_y)^2][n \sum x^2 n_x - (\sum x n_x)^2]}} \quad 10.12$$

Корреляция коэффициентининг катталиги эса регрессия тенгламасининг функционал боғланишга яқинлигини кўрсатади. Бу ерда кузатилган тақсимоот белгилари орасида тўла адекват боғланиш мавжуд деб ҳисобланаётир. Аммо ҳаётда бундай тўлиқ мослик бўлмайди. Шу сабабли корреляция индекси билан корреляция коэффициенти орасидаги фарқ ҳақиқий боғланиш шакли қанчалик тўғри чиқиқли боғланишга мос келишини баҳолайди.

Аниқланган регрессия ва корреляция кўрсаткичлари ҳар доим моҳиятли бўлавермайди. Шунинг учун уларнинг моҳиятли эканлигини текшириб кўриш зарур. Регрессия ва корреляция кўрсаткичларининг моҳиятлиги Стъудент (t), Фишер (F) ва бошқа мезонлар ёрдамида баҳоланади.

Регрессиянинг чиқиқли тенгламаси параметрларининг моҳиятли эканлигини текширишда t - мезондан фойдаланилади. Бунинг учун ҳар бир параметрга мос келган t нинг ҳақиқий қийматлари қуйидаги формулалар билан ҳисобланади:

$$t_{a_0} = \frac{a_0 \sqrt{n-2}}{\delta_\varepsilon}, \quad t_{a_1} = \frac{a_1 \sigma_x \sqrt{n-2}}{\delta_\varepsilon} \quad (10.23)$$

Сўнгра t мезоннинг ҳисобланган ҳақиқий қийматлари $t_{\text{ҳақ}}$ унинг эркин даражалари сони $n - 2$ ва қабул қилинган моҳиятли даражаси α га мос келган назарий қиймати билан таққослаб кўрилади. Мезоннинг назарий қиймати ($t_{\text{жадв}}$) Стъудент тақсимооти жадвалидан аниқланади. Агар бирор параметр учун $t_{\text{ҳақ}} \geq t_{\text{жадв}}$ бўлса, у ҳолда шу параметр қабул қилинган даража билан моҳиятли ҳисобланади. Параметр хатосининг ўртачаси қуйидагича ҳисобланади:

$$\mu_{a_0} = \frac{\delta_\varepsilon}{\sqrt{n-2}}, \quad \mu_{a_1} = \frac{\delta_\varepsilon}{\sigma_x \sqrt{n-2}} \quad (10.25)$$

Корреляция индексининг моҳиятли эканлиги Фишер критерияси билан текширилади. Критериянинг $F_{\text{ҳақ}}$ ҳақиқий қиймати:

$$F_{\text{ҳақ}} = \frac{i^2}{1-i^2} - \frac{n-m}{m-1} \quad (10.26)$$

Бу ерда: n - тўплам сони; m - тенглама параметрлари сони.

тарзида аниқланиб, унинг жадвалдаги қиймати билан таққосланади.

Корреляция коэффициентининг моҳиятлилиқ даражасини Стъудент t - мезони билан ҳам текшириш мумкин. Агар ушбу тенгсизлик

$$t_{\text{ҳақ}} = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} \geq t_{\text{жадвал}} \quad (10.27)$$

ўринли бўлса, корреляция коэффициенти моҳиятли бўлади.

Тўпламнинг миқдори жуда кичик бўлганда корреляция индексининг аниқлигини ошириш учун қолдиқ дисперсияга қуйидагича тузатиш киритилади:

$$\delta_{\varepsilon_{\text{тузатилган}}}^2 = \frac{n}{n-m} \delta_\varepsilon^2 \quad (10.28)$$

бу ҳолда омилли дисперсия $\sigma_{\hat{y}_x}^2 = \sigma_y^2 - \delta_{\text{муз.}}$

Регрессия тенгламасини таҳлил қилишда натижавий белгининг омил белгига нисбатан эластиклик коэффициентида ҳам фойдаланилади. Эластиклик коэффициенти (Э) омил белгининг 1% ўзгариши билан натижавий белгининг ўртача неча фоиз ўзгаришини ифодалайди:

(10.29)

Бу ерда $\frac{\partial \hat{y}_x}{\partial x}$ регрессия тенгламасининг x бўйича хусусий ҳосиласи.

Формула кўрсатадики, умуман эластиклик коэффиценти ўзгарувчи миқдор бўлиб, унинг қиймати омил белгининг (x) қийматига қараб ўзгаради.

Чизиқли регрессия тенгламаси учун эластиклик коэффиценти

(10.20)

Фақат боғланишнинг кўрсаткичли функцияси $y = a_0 x^{a_1}$ учун эластиклик коэффициенти ўзгармас миқдор бўлади, яъни Эқа₁.

10.8. Кўп ўлчовли корреляция. Мухим ва моҳиятли омилларни танлаш

Корреляцион боғланишнинг хусусияти регрессия тенгламасида бир неча муҳим ва моҳиятли омиллар иштирок этишини тақозо қилади. Шунинг учун регрессия тенгламасига киритиладиган моҳиятли омилларни танлаш катта аҳамиятга эгадир.

Кўп омилли регрессия тенгламасида ўзаро кучли чиқиқли корреляцион боғланган омиллар бир вақтда иштирок этмаслиги керак. Чунки улар регрессия тенгламасида бир-бирини маълум даражада такрорлаб, натижада регрессия ва корреляция кўрсаткичларининг бузилишига сабабчи бўлади. Демак, танланган омиллар ичида ўзаро кучли чиқиқли корреляцион боғланишда бўлган омиллардан баъзиларини регрессия тенгламасига киритмаслик керак.

10.9. Кўп омили чизиқли регрессия тенгламасини аниқлаш

Кўп омили регрессиянинг чизиқли тенгламаси умумий кўринишда қуйидагича ёзилади:

$$\hat{y}_{1,2,\dots,k} = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n = a_0 + \sum_{j=1}^k a_jx_j. \quad (10.31)$$

Бу ерда:

$\hat{y}_{1,2,...,k}$ - натижавий белгининг ўзгарувчан ўртача миқдори бўлиб, унинг индекслари регрессия тенгламасига киритилган омилларнинг тартиб сонларини кўрсатади;

a_0 - 030д ҳад;

a_i - регрессия коэффициентлари.

Кўп омили регрессия тенгламасининг параметрлари «энг кичик квадратлар» усулига асосланиб ҳосил қилинадиган ушбу нормал тенгламалар системасининг ечимидир:

$$(10.32)$$

Нормал тенгламалар тизими чизиқли алгебранинг бирор усулини қўллаб ечилади ва номаълум ҳадлар топилади. Ечишни ШЭХМда бажариш учун махсус «Microstat», «Statgraphics» каби амалий дастурлар пакети яратилган.

Хусусий регрессия коэффициентлари a_j номли миқдорлардир, улар турли ўлчов бирликларда ифодаланади ва сифат (маъно) жиҳатидан ҳар хил омиллар таъсирини ўлчайди. Демак, улар бир бири билан таққослама эмас.

$$\beta_j = a_j \frac{\sigma_{x_j}}{\sigma_v} \quad (10.36)$$

x_j омилга тегишли β_j – коэффициент муайян омил вариациясининг натижавий белги **У** вариациясига таъсирини регрессия тенгламада кўзланган бошқа омиллар вариациясидан четланган (тозаланган) ҳолда ўлчовчи нисбий меъёр ҳисобланади. натижада кўп ўлчовли регрессия тенламаси қуйидаги шаклни олади:

Агар натижавий белги ва омиллар қийматларини стандартлашган масштабда олсак:

Ўз-ўзидан равшанки, мазкур тенгламанинг β_j - коэффициентларини аниқлаш учун қуйидаги нормал тенгламалар тизимини ечиш керак:

Кўп ўлчовли β - регрессия тенгламаси коэффицентларини натурал қийматларга (a_i) келтириш учун (10.39) формуладаги стандартлаштирилган регрессия коэффицентларидан уларнинг натурал қийматлари (a_i) ни қуйидагифодаларга асосланиб ҳисоблаш керак.

Хусусий регрессия коэффицентлари билан эластиклик коэффицентлари ўртасида қуйидаги ўзаро нисбат мавжуд.

$$\mathfrak{D}_j = a_j \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}} \quad (10.40)$$

ифодага тенг. Агар (10.36) дан a_j аниқлаб, $a_j = \frac{\beta_j \sigma_y}{\sigma_{x_j}}$ (10.40)га қўйсак $\Theta_j = \frac{\beta_j \sigma_y}{\sigma_{x_j}} \frac{\bar{x}_j}{\bar{y}} = \frac{\beta_j v_y}{v_{x_j}}$

(10.41). Бу ерда $V_y = \frac{\sigma_y}{\bar{y}}$ -натижавий белги вариация коэффициенти, $V_{x_j} = \frac{\sigma_{x_j}}{\bar{x}_j}$ - $j = \overline{1, \dots, k}$.

омил вариация коэффициенти ёки $\beta_j = \frac{\Theta_j V_{x_j}}{V_y}$ (10.36а) ёки $\frac{\beta_j}{\Theta_j} = \frac{V_{x_j}}{V_y}$.

10.9. Кўп ўлчовли ва хусусий корреляция коэффицентлари

Кўп омили регрессия тенгламасини баҳолаш натижавий белги (y) билан омиллар ($x_1, x_2, \dots, x_k$) ўртасидаги корреляцион боғланишнинг кучини ўлчаш ва тенгламага киритилган барча омилларнинг моҳиятли ёки моҳиятсизлигини аниқлашдан иборат. Корреляцион боғланишнинг кучини ўлчашда натижавий белгининг умумий (σ_0^2) омили ($\sigma_{01..k}^2$) ва қолдиқ $\delta_{0(12..k)}^2$ дисперсияларидан фойдаланилади.

$\sigma_{012..k}^2$ - омиллар дисперсияси.

$\delta_{0(12..k)}^2$ - қолдиқ дисперсия;

σ_0 - умумий дисперсия.

Дисперсия σ ишораларидаги нол «0» индекси натижавий белгини англатади (яъни y).

1,2,...,k қ j - ҳар бир ўрганилаётган (тенгламага киритилган) омилнинг тартиб сони. Демак, $\sigma_{012..k}$ j = 1,2,..., k омиллар дисперсияси. Қолдиқ дисперсия нишонига қавс «унинг ичида санаб ўтилган омиллардан ташқари» деган маънони билдиради ва қолдиқ дисперсияни омиллар дисперсиясидан фарқ қилиш учун ишлатилади.

Регрессия тенгламаси корреляцион боғланишни яхши ифода этса, натижавий белгининг ҳақиқий ва назарий қийматлари (Y ва $\hat{Y}_x$) ўртасидаги тафовутлар кам, яъни қолдиқ дисперсия кичик бўлиб, омиллар дисперсияси умумий дисперсияга яқинлашади. Шунинг учун бу дисперсиянинг умумий дисперсиядаги салмоғи

$$R_{012..k}^2 = \frac{\sigma_{012..k}^2}{\sigma_0^2} \quad (10.42)$$

корреляцион боғланиш кучини характерлайди. Мазкур нисбат кўпўлчовли (омилли) детерминация коэффицент деб аталади.

Кўп ўлчовли детерминация коэффицентини квадрат илдиз остида чиқариш натижасида кўпомили корреляция коэффиценти ҳосил бўлади, у ўрганилаётган омиллар билан натижавий белги орасидаги боғланишнинг зичлик даражасини ифодалайди:

$$R_{012..k} = \sqrt{\frac{\sigma_{012..k}^2}{\sigma_0^2}}. \quad (10.43)$$

x_k омилнинг хусусий детерминация коэффиценти.

$$r_{yx_k(123..k-1)}^2 = \frac{\sigma_{012..k-1k}^2 - \sigma_{012..k-1}^2}{\sigma_0^2 - \sigma_{012..k-1}^2} \quad (10.48)$$

$\delta^2_{012..k-1}$ хусусий детерминация коэффициенти янги x_k омил кўп ўлчовли регрессия тенгламасига киритилгандан сўнг унинг натижавий белгига таъсирини ўлчовчи шартли соф дисперсиянинг шунгача шаклланган қолдиқ дисперсиядаги ҳиссасини ўлчайди.

Хусусий детерминация коэффициентини квадрат илдиз остидан чиқариш натижасида хусусий корреляция коэффициенти ҳосил бўлади:

$$r_{yx_k(123..k-1)} = \sqrt{\frac{\sigma_{012..k-1k}^2 - \sigma_{012..k-1}^2}{\sigma_0^2 - \sigma_{012..k-1}^2}} \quad (10.49)$$

Барча кузатилаётган омилларни ҳисобга олувчи тенглама учун кўп ўлчовли детерминация коэффициенти:

$$R^2_{012..m-1,m,m+1...k} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}^{(i)}_{012..m-1,m,m+1...k} - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}.$$

Бунда кўп ўлчовли корреляция коэффициенти

$$R_{012..m-1,m,m+1...k} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \hat{y}^{(i)}_{012..m-1,m,m+1...k} - \bar{y}}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

10.10. Кўп ўлчовли регрессия тенгламаларини баҳолаш ва таҳлил қилиш

Юқорида кўп ўлчовли регрессия тенгламасини баҳолаш билан боғлиқ бўлган биринчи масала-детерминация ва корреляция коэффициентларини аниқлаш усулларини кўриб чиқдик. Бундай баҳолашнинг иккинчи масаласи регрессия тенгламаларини ечиш натижалари ва корреляция коэффициентларини эҳтимоллик жиҳатдан муҳимлиги, ишончлилигини аниқлашдан иборат. Бу масала жуфт регрессия тенгламаси ва корреляция коэффициентларини баҳолашдаги усуллар (10.6-бўлим) ёрдамида яъни t-Стюдент ва F-Фишер мезонларидан фойдаланиб ечилади.

$$t_j = \frac{\beta_j \sqrt{n-k-1}}{\sqrt{(1 - \sum \beta_j r_{0j}) C_{jj}}} \quad (10.51)$$

бу ерда $j = \overline{1...k}$ к-омиллар тартиб рақами, n-тўпلام ҳажми, к-омиллар сони, r_{0j} -ҳар бир омилнинг жуфт корреляция коэффициенти, «0»-натижавий белги индекси (нишони) c_{jj} -нормал тенгламалар тизимидаги коэффициентлардан тузилган матрицага $B=(b_{ej})$ тескари бўлган матрицанинг $B^{-1}=(C_{ej})$ диагональ элементи.

Кўп ўлчовли корреляция коэффициентининг ўртача хатоси қуйидаги формула бўйича аниқланади:

$$\sigma_R = \frac{1 - R^2}{\sqrt{n - k - 1}} \quad (10.54)$$

Унинг муҳимлигини аниқлаш учун Стъюдент t-мезонининг ҳақиқий қиймати ҳисобланади ва t-тақсимотнинг жадвалидаги критик қиймати билан таққосланади.

Кўп ўлчовли корреляция коэффиценти учун t-мезон бу коэффицентнинг ҳақиқий қийматини унинг ўртача ҳатосига бўлиши ҳосиласидир.

$$t_R = \frac{R}{\sigma_R} = \frac{R\sqrt{n-k-1}}{1-R^2}. \quad (10.55)$$

Агар мазкур корреляция коэффицентининг қиймати бирга яқин бўлса, унинг баҳолари тақсимоти нормал ёки Стъюдент тақсимотидан фарқ қилади, чунки у бир сони билан чегараланган. Бундай ҳолларда корреляция коэффицентларининг муҳимлиги /-Фишер мезони билан баҳоланади:

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} * \frac{n-k-1}{k}. \quad (10.56)$$

Бу ерда k - омиллар сони, K қ m-1 m – регрессия тенгламасидаги ҳадлар сони.

10.11. Бир ва кўп омилли боғланиш натижаларини таркибий қисмларга ажратиш усуллари

Жуфт регрессия коэффиценти соф омил самараси билан бир қаторда омилларнинг ўзаро бевосита ва билвосита таъсирида ҳосил бўлган самараларга ажратиш мумкин.

Кўп	ўлчовли
корреляция	умумий
натижасида	айрим
омиллар	ҳиссасини
ажратма	детерминация
коэффицентлари	
ёрдамида	аниқлаш
мумкин:	$d_j^2 = r_{oj}\beta_j$
Аммо бу усул камчилирга	эга.

Регрессия тенгламасига киритилган барча омиллар билан натижавий белги вариацияси орасидаги боғланиш умумий зичлигини таърифловчи кўрсаткичдан ташқари ҳар бир омил билан боғланиш зичлигини ўлчовчи кўрсаткичлар ҳам керак. Хусусий корреляция коэффицентлари бу вазифани бажарса ҳам, аммо улар ҳар хил асосларга - қолдиқ дисперсияларга нисбатан аниқланади, бу 10.48, 10.49, 10.49а формулалардан яққол кўриниб турибди. Умумий корреляция натижасини омиллар ҳиссасига ажратиш учун эса айрим омилларнинг натижавий белги умумий вариациясига таъсирини бир-биридан ажратилган ҳолда ўлчовчи кўрсаткичлар керак ва улар бир хил асосга нисбатан ҳисобланиши лозим. Бундай кўрсаткичлар қаторига омилнинг ажратма детерминация коэффицентини киритиш мумкин. Бу кўрсаткич муайян x_j омилнинг жуфт корреляция коэффицентини r_{yx_j} унинг β - коэффицентига кўпайтмасидан ҳосил бўлади ва уни d_j^2 билан белгиланади:

$$d_j^2 = r_{oj}\beta_j : \sum_{j=1}^k d_j^2 = R^2 \quad (10.61)$$

Омилларнинг ажратма детерминация коэффицентлари нуқсонлардан холи эмас. Бу кўрсаткичнинг асосий камчилиги шундан иборатки, у гетероген хусусиятга эга, яъни тузилиш жиҳатдан ҳар хил кўрсаткичларни бирлаштиради: жуфт корреляция коэффиценти омилнинг «лойқаланган» таъсирини ифодаласа, β -коэффицент эса унинг шартли соф таъсирини, яъни регрессия тенгламасига киритилган бошқа омиллар таъсиридан «тозаланган» натижани ўлчайди.

Ҳар бири алоҳида олиб қаралган омилларнинг натижавий белги «У» вариациясига таъсир қилиш жамлама ўлчами уларнинг β_j^2 -коэффициенти йиғиндиси яъни $\sum_{j=1}^K \beta_j^2$ билан ўлчанади, система самараси эса:

$$\eta_s = R^2 - \sum_{j=1}^K \beta_j^2 \quad (10.64)$$

10.12. Корреляцион - регрессион моделлардан иқтисодий таҳлил ва истиқболни баҳолашда фойдаланиш йўллари

Корреляцион-регрессион модел - бу ўрганилаётган ҳодисалар орасидаги боғланишни натижавий белги билан муҳим омиллар ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар орқали ифодалашдир.

Корреляцион - регрессион модел деб шундай регрессия тенгламасига айтиладики, у ўрганилаётган ҳодисалар орасидаги ўзаро боғланишларни натижавий белги билан муҳим омиллар ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар орқали ифодалаб беради. Унинг детерминация ва регрессия коэффициентлари моҳиятан боғланишнинг социал-иқтисодий табиати ҳақидаги илмий назарияга тўла

мос бўлиб, ишончли оралиқ эҳтимолига эга бўлади.

Корреляцион-регрессион моделларни тузиш учун статистика назарияси ва амалиёти томонидан қатор тавсиялар ишлаб чиқилган:

- омил сифатида олинадиган белгилар натижавий белги билан сабаб-оқибат боғланишда бўлиши керак;
- омил қилиб олинаётган белгилар натижавий белгининг таркибий элементи ёки унинг функцияси бўлмаслиги лозим;
- омил сифатида олинаётган белгилар бир бирини такрорламаслиги, яъни коллениеар бўлмаслиги керак (корреляция коэффициенти $>0,8$ бўлмаслиги шарт);
- натижавий белги қандай тўплам бирлигига тегишли бўлса, омил белгиларни ҳам унга нисбатан олиш маъқул;
- регрессия тенгламасига киритиладиган омиллар сони «m» тўплам бирликлар сони «n» дан кам бўлиши керак. Одатда, кўпўлчовли регрессия тенгламалари учун $m/n \geq 11$ бош компонентлар усули учун $m/n \geq 7$ тавсия этилади;

- регрессия тенгламасини математик ифодалаш шакли реал шароитда факторлар билан натижа орасидаги боғланиш табиатига тўла мос бўлиши, уйғунланиши лозим. Агар омиллар ва натижалар орасида аддитив боғланиш бўлиб, бирор омил бўлмаганда ҳам натижа рўёбга чиқаверса, тенглама

$\hat{Y}_{1...k} = a_0 + \sum_{j=1}^k a_j x_j$ шаклда, агар бирор омилсиз натижа юзага чиқа олмаса, тенглама мультипликатив

шаклда $\hat{Y}_{x_j} = a_0 \prod_{j=1}^k a_j x_j$ бўлиши лозим.

Истиқболни белгилаш учун корреляцион-регрессион моделдан фойдаланиш регрессия тенгламасига омил бирликларнинг башорат қилишда кутиладиган қийматларини қўйиб, натижавий белгининг башорий кўрсаткичларини ёки берилган эҳтимол билан улар ётадиган ишончли кенгликни ҳисоблашдан иборатдир. Тенгламани ҳисоблаш асоси бўлиб хизмат қилган ахборотда фактор белги эга бўлган қийматдан катта даражада фарқланувчи башарий қийматларини тенгламага қўйиш нотўғри бўлади, чунки омилнинг бошқа сифатга тегишли даражаларида тенглама параметрлари ўзгача қийматларга эга бўлиши мумкин.

Регрессия тенгламасига омилларнинг кутиладиган қийматларини қўйиб аниқланган прогноз (истикбол даража) нуқтали прогноз (истикболни баҳолаш) деб аталади. Бундай истикбол баҳолашнинг амалга ошиш эҳтимоли жуда кичикдир. Шунинг учун истикбол баҳолашни унинг ўртача хатосини ёки етарли даражада катта эҳтимол билан прогнознинг ишончли кенглиги (оралиғи)ни аниқлаш билан бирга олиб бориш керак. Омил белги қиймати X_k га тенг бўлганда регрессия чизиғининг бош тўпلامдаги ҳолатининг ўртача хатоси қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$M_{\hat{y}_{\bar{x}}} = \delta_{\text{колдик}} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_k - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (10.67)$$

бу ерда $M_{\hat{y}_{\bar{x}}}$ - регрессия чизиғининг бош тўпلامдаги ҳолатининг ўртача хатоси x_k га тенг бўлганда;

n -танланма ҳажми;

x_k - омилнинг кутиладиган қиймати;

$\delta_{\text{колдик}}$ -эркин даражалар сони билан бош тўпلامдаги регрессия чизиғи натижавий белги ўртача квадратик тафовутининг баҳоланиши, яъни:

$$\delta_{\text{колдик}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{x_i})^2}{n - m}}$$

m -тенглама параметрлари (коэффициентлари) сони.

Регрессия чизиғи истикболининг ишончли чегараларини аниқлаш учун унинг ўртача хатосини эркин даражалар сони $n-m$ ва ишончли эҳтимол 0,95 ($\alpha=0,05$) билан аниқланган t -Стъюдент мезонининг критик (жадвал) қийматига кўпайтириш керак $\Delta_{\text{прогноз}} = t_{\text{жад}} * M_{\hat{y}_{x_k}}$.

10.13. Атрибутив белгилар орасидаги боғланишларни ўлчаш усуллари

Юқорида (10.4-бўлимда) қўриб чиқилган Спирмен ранглар корреляция коэффициентидан ранжирлантириб бўладиган атрибутив белгилар орасидаги боғланишларни ўлчашда фойдаланиш мумкин.

Маълумки, алтернатив ҳолат атрибутив белгиларни юзага чиқиш шаклларида бири ҳисобланади. Агар алтернатив вариацияга эга бўлган белгилардан бири омил, иккинчиси оқибат бўлса, у ҳолда улар орасидаги боғланишни К.Пирсон томонидан таклиф этилган ассоциация коэффициенти орқали баҳолаш мумкин. Бу кўрсаткич қуйидаги ифода билан аниқланади:

$$K_{\text{ассоц}} = \frac{Aa * B\bar{b} - A\bar{b} * Ba}{\sqrt{\sum A \sum B \sum a \sum \bar{b}}} \quad (10.109)$$

Инглиз статистиклари Эдни Дж. Юл ва Морис Дж. Кендэл томонидан иккита муқобил сифат белгилар орасидаги боғланиш даражасини баҳолаш учун контингенция (лотинча сўз бўлиб бир хил тартибли маънога эга) коэффициенти таклиф этилган:

$$K_{\text{контингенция}} = \frac{Aa * B\bar{b} - A\bar{b} * Ba}{Aa * B\bar{b} + A\bar{b} * Ba} \quad (10.110)$$

Учта ва ундан ортиқ сифат белгилари орасидаги боғланишларни ўлчаш учун ҳам турли усуллар ишлаб чиқилган. Улардан бири Пирсон коэффициентини бўлиб, у иккита белги асосида бир нечта гуруҳлардан иборат бўлган тақсимотлар орасида боғланишни ўлчашда қўлланади:

$$C = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1 + \varphi^2}} \quad (10.111)$$

$$\text{Бу ерда } \varphi^2 = \left(\sum_{i=1}^{K_1} \sum_{j=1}^{K_2} \frac{f_{ij}^2}{f_i f_j} \right) - 1$$

K_1 ва K_2 - 1^{нчи} ва 2^{нчи} белги бўйича тузилган гуруҳлар.

f_{ij} - бир вақтда i нчи ҳам, j нчи ҳам гуруҳга тегишли бирликлар сони;

f_i - i нчи гуруҳга тегишли бирликлар сони;

f_j - j нчи гуруҳга мансуб бирликлар сони.

Асосий атама ва тушунчалар

Ўзаро боғланишлар.

Омил (сабабчи) белги ва натижавий белги.

Функционал боғланиш.

Корреляцион боғланиш.

Тўғри чизиқли ва эгри чизиқли боғланиш.

Корреляцион таҳлил.

Регрессион таҳлил.

Корреляцион-регрессион таҳлил босқичлари.

Адекват модел.

Жуфт корреляция.

Кўп ўлчовли корреляция.

Регрессия коэффициентини.

Фехнер корреляция коэффициентини.

Чизиқли корреляция коэффициентини.

Детерминация коэффициентини.

Ранглар корреляция коэффициентини.

Детерминация ва корреляция индекслари.

Регрессия тенгламаси параметрларининг ўртача хатоси.

Регрессия кўрсаткичлари моҳиятлилигининг Студент t-мезони.

Корреляция коэффициентини моҳиятлилигининг Фишер F-мезони.

Эластиклик коэффициентини.

Кўп ўлчовли регрессия.

Хусусий регрессия коэффициентини.

Стандартлашган регрессия кўрсаткичлари.

Кўп ўлчовли корреляция коэффициентини.

Хусусий корреляция коэффициентини.

Шартли соф регрессия тенгламаси.

Рекурент икки омилли корреляция коэффициентини.

Ажратма детерминация коэффициентлари.

Коллинеарлик.

Истиқболни нуқтали ва оралиқли баҳолаш.

Умумий омил ва бош компонент.

Омиллар юктамаси.

Редукцияланган корреляциялаш матрицаси.

Ассоциация коэффициентини.

Контингенция коэффициентини.

Қисқача хулосалар

Ижтимоий-иқтисодий ҳодисалар жуда мураккаб бўлиб, улар орасида кўпинча корреляцион боғланишлар мавжуд. Бир ўлчовли X белгининг ҳар бир қийматига бошқа ўзгарувчи Y тақсимооти мос келса, бундай боғланиш корреляция деб аталади.

Корреляцион таҳлилда ҳодисалар орасидаги боғланишнинг зичлик даражаси аниқланади. Y корреляция коэффициентларини ҳисоблаш, уларнинг муҳимлиги, ишончилигини баҳолашга асосланади. Корреляция коэффициентини икки ёқлама талқин этилиши мумкин: X ни Y билан боғланиш

зичлиги ёки У ни Х билан боғланиш зичлиги. Бу кўрсаткич фақат боғланиш кучини ўлчайди, аммо унинг сабабини ёритиб бермайди.

Регрессион таҳлил бир ҳодиса ўзгариши натижасида бошқа ҳодиса қанча миқдорга ўзгаришини ёритиб беради, яъни омиллар самарадорлигини аниқлаш имкониятини туғдиради. Бунинг учун омил белгилари ва натижавий белгини умумий иқтисодий сифат таҳлили асосида аниқлаш керак. Шунга қараб регрессия тенгламасини X ни Y бўйича ёки Y ни X бўйича тузиш масаласи ечилади, чунки регрессия коэффицентлари ҳар хил миқдорий қийматларга эга бўлади.

Иккита миқдорий белгилардан ҳар бири бирор аниқ қиймат билан таърифланадиган бирликлар мажмуаси жуфт белги бўйича ўзгарувчан тўплам деб аталади. Бундай тўплам тақсимоти стереограмма ёки тақсимот сирти ёрдамида тасвирланади. Гуруҳланмаган дастлабки маълумотлар эса корреляцион майдон кўринишида тасвирланади.

Жуфт белгиларга асосан тузилган тақсимот қаторларининг ўртача тўғри бурчакли координат ўқларида белгилар қийматларига мос равишда белгилаб чиқилган нуқталар шаклида тасвирлаш мумкин. Бу ҳолда корреляцион жадвал устунлари ва қаторларининг ўртача миқдорлари учун тасвирлар умуман иккита силлиқ эгри чизиқлар кўринишида бўлади. Бу эгрилар-регрессия чизиқлари, уларнинг тенгламалари эса регрессия тенгламалари деб аталади.

Корреляция коэффиценти -1 дан кичик Q_1 дан катта бўлиши мумкин эмас. Агар $r_{\pm 1}$ бўлса, миқдорий белгилар тўла корреляциялангандир (яъни функционал боғланган) ва тегишли жуфт x ва y қийматларига мос нуқталар бир тўғри чизиқда ётади. Агар $r_{<1}$ бўлса, белгилар тўлиқ тескари корреляция билан характерланади ва бир белгининг кичик қийматлари бошқасининг катта қийматларига мос келади. Агар $r_{>1}$ бўлса, белгилар тўлиқ тўғри корреляция билан характерланади ва бир белги катта қийматларига бошқа белгининг катта қийматлари мос келади.

Регрессия коэффиценти билан корреляция коэффиценти ўртасида қуйидаги муносабат мавжуд: X нинг Y бўйича чизиқли регрессия тенгламаси учун

$$b_1 = r \frac{\sigma_x}{\sigma_y} = \frac{P}{\sigma_y^2}$$

Y нинг X бўйича чизиқли регрессия тенгламаси учун

$$b_2 = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} = \frac{P}{\sigma_x^2}$$

Корреляция коэффицентининг квадрати детерминация коэффиценти деб аталади. Натижавий белги вариациясининг қандай -исми омил белги тебраниши билан тушунтирилишини таърифлайди. Корреляция кўрсаткичларини фақат вариация, ўртачадан тафовутланиш атамаси орқалигина талқин этиш мумкин. Уларнинг белгилар даражалари орасидаги боғланиш кўрсаткичлари сифатида талқин этиб бўлмайди.

Корреляцион-регрессион модел - бу ўрганилаётган ходисалар орасидаги ўзаро боғланишни натижавий белги билан муҳим омил белгилари ўртасидаги ишончли миқдорий нисбатлар билан ифодалашдир. Моделлаштириш жараёнида қуйидаги шарт-талабларни таъминлаш керак:

- омил белгилар натижавий белги билан сабаб-оқибат боғланишда бўлиши лозим;
- омил белгилар бир-бирини такрорламаслиги яъни коллинар бўлмаслиги, натижавий белгининг таркибий элементи ёки унинг функцияси бўлмаслиги керак;
- бир ёки ёнма-ён поғона даражасидаги омилларни моделга киритмаслик маъқул;
- натижавий белги қандай тўплам бирлигига нисбатан қараб олинган бўлса, омил

белгилар ҳам ўша бирликка нисбатан ифодаланиши лозим;

-регрессия тенгламасига киритиладиган омиллар сони (m) тўплам бирликлари сони (n) билан маълум нисбатда бўлиши керак (жумладан $\frac{n}{m} \geq 11$ омиллар таҳлилида бош компонентлар усулида

эса $\frac{n}{m} \geq 7$ бўлиши одатда тавсия этилади)

-регрессия тенгламасини математик ифодалаш шакли реал шароитда омиллар билан натижа орасидаги боғланиш табиатига тўла мос бўлиши керак. Бирор омил ёки омиллар тўдаси ҳаракатда бўлмаганда ҳам натижа шаклланиши мумкин бўлса, бундай шароитга табиатан аддитив боғланиш мос келади. Агарда омиллардан бирортаси бўлмаганда натижа билан якунланадиган жараён амалга ошиши мумкин бўлмаса, бундай шароитда мультипликатив боғланиш шаклини қўллаш асослироқ ҳисобланади.

Омиллар таҳлили усуллари корреляцион-регрессион таҳлил қилишни чегаралайдиган шарт-шароитларни (тўплам оз бирликлардан тузилган бўлишига қарамасдан кўп омилларни ҳисобга олиш, айрим белгилар коллинеар бўлиши) четлаб ўтиш имкониятини беради. Бу усуллар ўзаро боғланган белгиларни умумий омилларга бирлаштириб, уларнинг сонини тўплам бирликлари сони билан уйғунлаштиради.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. Ўзаро боғланишлар деганда нимани тушунасиш, уларни ўрганишдан мақсад нима?
2. Функционал боғланиш нима? Корреляцион боғланиш-чи?
3. Корреляцион муносабат қандай хоссаларга эга?
4. Боғланишларнинг қандай усулларини биласиз?
5. Тўғри ва эгри чизиқли боғланишлар деганда нимани тушунасиш? Мисолларда тушунтириб беринг.
6. Корреляцион таҳлил қандай мақсадни кўзлайди? Регрессион таҳлил-чи?
7. Корреляцион боғланишни моделлаштириш жараёни қандай босқичлардан таркиб топади? Ҳар бир босқичда қандай масалалар ва усуллар ёрдамида ечилади?
8. Адекват модел деганда нимани тушунасиш?
9. Жуфт корреляция нима? Кўп ўлчовли корреляция-чи?
10. Тўғри чизиқли регрессия деганда нимани тушунасиш? Тенгламаси қандай кўринишга эга ва ҳадлари (коэффициентлари) нимани англатади?
11. Тўғри чизиқли регрессия тенгламасини ечиш тартибини ва бунда кичик квадратлар усулининг ролини ёритиб беринг. Бу усул моҳиятини мисолда тушунтиринг.
12. Корреляцион жадвал деганда нимани тушунасиш? Уни тузиш тартибини тушунтириб беринг.
13. Эгри чизиқли регрессия деганда нимани тушунасиш? Унинг қандай шакллари мавжуд?
14. Эгри чизиқли регрессия тенгламаларини дастлаб тўғри чизиқли шаклга келтириш керак ва у қандай тартибда амалга оширилади?
15. Эгри чизиқли регрессия коэффициентлари қандай талқин этилади. Бундай тенгламалар экстримуми қандай аниқланади?
16. Корреляция коэффициенти деганда нимани тушунасиш? У қандай ҳисобланади?
17. Корреляция индекси (ёки назарий муносабати)нинг моҳиятини ёритиб беринг. У чизиқли корреляция коэффициентига тенг бўладими?
18. Корреляция коэффициенти билан регрессия коэффициенти ўртасида қандай нисбат мавжуд?
19. Эластиклик коэффициенти нимани англатади? У регрессия коэффициенти билан қандай боғланган?
20. Йил давомида мамлакат аҳолисининг гўшт маҳсулотига ўртача ойлик талаб 120 минг т, ўртача квадратик тафовути 6 минг т, 1 кг гўштнинг ўртача ойлик бозор баҳоси 1000 сўм, ўртача квадратик тафовути эса 250 сўм. Талаб билан бозор баҳоси орасидаги корреляция коэффициенти 0,85. Регрессия ва эластиклик коэффициентларини аниқланг. Регрессия тенгламасини миқдоран ифодаланг.
21. Мамлакатда ўртача ойлик гўшт ишлаб чиқариш ҳажми 130 минг т. ва унинг дисперсияси 100, 1 кг гўштнинг ўртача ойлик баҳоси 1200 сўм, ўртача квадратик тафовути эса 360 сўм. Таклиф билан

баҳо орасидаги корреляция коэффиценти 0,88. Регрессия ва эластиклик коэффицентларини топинг.

18. Маркетинг текширишларига кўра пойафзал таклифи 1% ошганда бозор баҳоси 2% пасайиши аниқланган. Ўртача йиллик пойафзал ишлаб чиқариш хажми 72 млн.жуфт ва унинг ўртача квадратик тафовути 7 млн.жуфт, ўртача мойиллик баҳо (1 жуфт пойафзал баҳоси) 4500 сўм 30% вариация коэффиценти билан аниқланган бўлса, у ҳолда регрессия ва корреляция коэффицентлари қандай қийматга эга. Регрессия тенгламасини миқдоран ифодалаб кўринг.
19. Фехнер ва Спирмен корреляция коэффицентлари ҳақида нима дея оласиз?
20. Регрессия тенгламаси параметрларининг муҳимлиги (ишончлиги) қандай баҳоланади? Корреляция коэффиценти-чи?
21. Кўп ўлчовли корреляция моҳиятини ёритиб беринг? Чизиқли кўп ўлчовли регрессия тенгламаси қандай тузилади ва унинг номаълум ҳадлари қандай аниқланади?
22. Хусусий регрессия коэффицентлари нимани аниқлайди? β -коэффицент-чи?
23. Кўпўлчовли регрессия ва детерминация коэффиценти нимани ўлчайди? Хусусий корреляция коэффицентлари-чи?
24. Хусусий корреляция коэффиценти жуфт корреляция коэффицентидан нима билан фарқ қилади?
25. Жуфт корреляция коэффицентини қандай таркибий элементларга ажратиш мумкин?
26. Кўпўлчовли корреляцион таҳлилда умумий дисперсия айрим омиллар вариацияси билан тушунтириладиган қисмларга қандай ажратилади?
27. «Microstat» амалий дастурлар пакети ёрдамида қандай кўрсаткичлар олинади?
28. Омиллар таҳлили услубининг моҳияти нимадан иборат. Бош компонентлар усулини-чи?
29. Омиллар юклагани деганда нимани тушунасиз ва улар қандай тартибда аниқланади?

Асосий адабиётлар

1. С.А.Айвазян, В.М.Бухштабер, И.С.Енюков. Прикладная статистика. Раздел III. М.: «Финанс и статистика», 1989, 332-420 бетлар.
2. Справочник по прикладной статистике. Под.ред. Э.Ллойда, У.Лидермана. Пер.с англ. М.: «Финанс и статистика», 1989
3. Я.И. Лукомский. Теория корреляции и ее применение к анализу производства. М.: Госстатиздат, 1958
4. П.Благуш. Факторный анализ с обобщениями. Перевод с чешского. М.: «Финанс и статистика», 1989
5. В.Плюта. Сравнительный многомерный анализ в экономическом моделировании. Пер. с польск. М.: «Финанс и статистика», 1989
6. А.М. Дубров. Обработка статистических данных методом главных компонент. М.: Статистика, 1978
7. Ферстер Э., Ренц Б. Метод корреляционного и регрессионного анализа. Пер. с немец. М.: «Финанс и статистика», 1983
8. Куланчев А.П. Методы и средства анализа данных в среде Windows. Studio 6. М.: НПО информатика и компьютеры, 1996
9. М.М.Султанова. Вариацион статистика. Т.: Ўқитувчи, 1977
10. Математическая экономика на персональном компьютере. Под.ред. М.Кубонива. Перев. с японск. М.: «Финанс и статистика», 1991.

XI БОБ. Динамикани статистик ўрганиш усуллари

11.1. Динамика қаторлари, уларнинг таркибий унсурлари ва турлари

Динамика - ўсиш,
ривожланиш демакдир.

Динамика сўзи грекча “dynamikos” сўзидан олинган бўлиб, кучга тегишли, кучли деган луғавий мазмунга эга. Бу атама ҳаракат ҳолатини, ўсиш ёки ривожланишни англатади.

Ҳодисаларнинг вақт ичида ўзгариши статистикада динамика деб, шу жараёни таърифловчи кўрсаткичлар қатори эса динамика қаторлари деб юритилади.

Ҳодисаларнинг вақт давомида ўзгаришини таърифловчи статистик кўрсаткичлар қатори динамика қатори деб юритилади.

Динамика қаторлари икки унсурдан таркиб топади: бири вақт моментлари ёки даврлар санаси, иккинчиси - уларга тегишли кўрсаткичлар.

Ўрганилаётган ривожланиш вақтининг умумий узунлигини оралиқларга бўлиб қарасак, ҳар бир кесилиш нуқтаси момент (муайян он, пайт, фурсат) деб аталади, бир моментдан иккинчисигача ўтган вақт оралиғи (йил, квартал, ой, кун ва ҳ.к.) эса давр деб юритилади.

Ҳодиса меъёрини муайян моментга нисбатан белгиласак, у ҳолда унинг захираси, яъни шу он ҳолатига бўлган миқдори (сони ва ҳ.к.) аниқланади. Агар ҳодиса меъёрини маълум давр учун ўлчасак, у ҳолда унинг муайян вақт оралиғидаги оқими, яъни ушбу давр давомидаги умумий миқдори (ҳажми ва ҳ.к.) аниқланади.

Ўрганилаётган ҳодисанинг вақт моментларига ёки даврларга тегишли кўрсаткичлари қатор даражалари деб аталади ва "У" орқали белгиланади.

Ҳар бир динамика қатори бошланғич U_0 , охири U_n , муайян оралиқ U_i ва ўрта $\bar{U}$ даражаларга эга.

Динамика қатори қуйидагилар билан ҳарактерланади:

- узоқ муддатли ҳаракат йўналиши, яъни умумий асрий тенденция;
- қисқароқ даврларга хос циклик ёки локал ўзгаришлар;
- айрим йилларга тегишли тебранишлар ва мавсумий ўзгаришлар.

Статистикада динамика маълумотларини таркибий қисмларга (компонентларга) ажратиш ва ўлчаш усуллари ҳамда уларни ҳисобга олиб келажақда кутиладиган ривожланиш истиқболларини баҳолаш йўллари ишлаб чиқилган.

Динамика қатори-нинг кўрсаткичлари таққослама бўлиши керак.

Даставвал кўрсаткичларнинг таққосламалигини таъминлаш керак. Бунинг учун улар нафақат бир хил ўлчов бирликларида ва аниқлик даражасида ифодаланиши, балки шу билан бирга замон ва макон (жой) жиҳатидан таққослама бўлиши керак. Замон жиҳатидан таққосламалик деганда кўрсаткичлар тегишли вақт узунликлари тенг бўлиши билан бирга даврлар, айниқса, бошланғич ва охири давр бир-биридан тасодифан фарқ қилмаслиги, масалан, фавқулудда воқеаларга эга бўлмаслиги назарда тутилади. Макон жиҳатдан таққосламалик кўрсаткичлар тенг чегарали ҳудудларга тегишли бўлишини аниқлатади. Бундан ташқари, ўрганилаётган объектларни чегаралаш тартиби ва унинг бирликларини аниқлаш масаласи бир хил тарзда ечилиши керак. Кўрсаткичларни ҳисоблаш ҳам ягона усулга таяниши лозим.

11.2. Динамика қаторларини турлари

Маълум оралиқли моментларга нисбатан ҳисобланган ҳодиса миқдорларидан тузилган қатор **моментли динамика қатори** деб аталади. Агар бир моментдан иккинчисигача бўлган вақт оралиғини қисқартирсак, у ҳолда қатор даражалари ҳам ўзгаради.

1. Маълум вақт оралиқлари давомида кечган жараёнлар натижалари - оқимларни таърифловчи кўрсаткичлар қатори **даврий динамика қаторлари** деб аталади.

Динамика қаторларини моментли ёки даврий кўринишда тузиш ихтиёрий иш бўлмасдан, балки ўрганилаётган ҳодисанинг моҳиятига, унинг миқдорини аниқлаш усулига боғлиқдир.

Динамика қаторларини бошланғич мутлақ миқдорлар ва ҳосилавий кўрсаткичлар асосида тузиш мумкин. Ҳосилавий кўрсаткич қаторлари деганда мутлақ миқдорларни қайта ишлаш натижасида олинган нисбий ва ўртача миқдорлар асосида тузилган қаторлар тушунилади.

11.3. Динамика қаторларини таҳлил қилиш кўрсаткичлари

Динамика қаторларини таҳлил қилиш жараёнида бир қатор кўрсаткичлар ҳисобланади:

1) мутлақ қўшимча ўсиш (ёки камайиш);

2) ўсиш (ёки камайиш) коэффициенти ёки суръати;

Ўртача мутлақ қўшимча ўсиш занжирсимон мутлақ ўсишлардан оддий арифметик ўртача ҳисоблаш йўли билан аниқланади.

кўриб чиқамиз.

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

2. Ўсиш ёки камайиш коэффициенти ёки суръати ($K_{ў.к.}$) - ҳар қайси кейинги давр даражаси бошланғич ёки ўзидан олдинги давр даражасига нисбатан қанча мартаба ёки фоизга катта ёки кичик эканлигини ёки қанча фоиз ташкил этишини кўрсатади.

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

Иккинчи усулда ҳар бир кейинги давр даражасидан олдинги давр даражаси айирилиб, 100 га кўпайтирилади ва ўзидан олдинги йил даражасига бўлинади.

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

Сифат кўрсаткичларига асосланган динамика қаторларини таҳлил қилишда назарда тутиш керакки, улар қандай шаклда - тўғри ёки тескари кўринишда тузилишига қараб, юқорида зикр этилган аналитик кўрсаткичлар, масалан, ўсиш ва қўшимча ўсиш суръатлари турлича мантикий мазмунга эга бўлади ва бир бирига баробар бўлмайди. Бу ерда сифат кўрсаткичлари деганда миқдорий қиймати объект (предмет)нинг бирлигига нисбатан ҳисобланадиган ҳодиса

меъёри тушунилади. Улар ижтимоий-иқтисодий фаолият натижаларини, яъни мавжуд моддий, молиявий, табиий, меҳнат ресурсларидан фойдаланишни сифат жиҳатидан, самарадорлик нуқтаи назаридан баҳолаш имконини беради.

11.4. Динамика ўртача кўрсаткичларини ҳисоблаш йўллари

Ўртача динамика кўрсаткичлари нафақат қисқа ва узоқроқ даврларга хос умумий ёки локал тенденцияларни белгилаш учун зарур, балки шу билан бирга трендларнинг аналитик шаклларини аниқлаш ва вақт кенглиги турлича бўлган даврлар ичидаги суръатларини қиёсий ўрганиш учун тенги йўқ восита ҳисобланади. Бундай кўрсаткичлар сафи динамика қаторининг ўртача даражаси, ўртача мутлақ ўсиш (ёки камайиш) ва тезлашиш қиймати, ўртача ўсиш ва қўшимча ўсиш суръатлари, ўртача тезланиш суръатлари ва бошқа ўртача меъёрларни ўз ичига олади.

Динамика қаторининг характерини эътиборга олиб унинг ўртача даражаси ҳисобланади.

Даврий қаторларда у айрим даражалардан ўртача арифметик миқдор олиш йўли билан аниқланади.

Моментли динамика қаторларида ўртача даража махсус йўл билан аниқланади. Бунинг учун бошланғич ва энг сўнгги қатор даражалари ярим миқдорда қолганлари эса тўла ҳолда олиниб қўшилади, сўнггра ҳосил бўлган йиғинди даражалар сонига битта камига бўлинади, яъни:

$$\bar{y} = \frac{\frac{1}{2} y_1 + y_2 + y_3 + \dots + \frac{1}{2} y_n}{n - 1} = \frac{\frac{1}{2} (y_1 + y_n) + \sum_{i=2}^{n-1} y_i}{n - 1} \quad (11.5)$$

Бу формула моментли қаторнинг хронологик ўтачаси деб аталади.

Ўртача мутлақ қўшимча ўсиш занжирсимон мутлақ ўсишлардан оддий арифметик ўртача

аниқлаш натижасида ҳосил бўлади: $\bar{\Delta}_y = \frac{\sum \Delta y}{n} = \frac{y_n - y}{n}$

Ўртача мутлақ қўшимча ўсишни (11.6) формула ёрдамида ҳисоблаётганда шуни ҳисобга олиш керакки, бу формуладан даражалар кучли тебранишга эга бўлмаган тақдирда фойдаланиш мумкин. Агар уларда кучли тебраниш кузатилса, дастлаб тебранишлардан умумий тенденция (тренд)ни ажратиб олиш керак (ҳисоблаш тартиби 11.4 бўлимида баён этилади.)

Ўртача мутлақ тезланиш, ўртача мутлақ ўсишга ўхшаб, айрим даврлардаги мутлақ тезланиш миқдорлари йиғиндисини даврлар сонига бўлиш йўли билан аниқланади.

Динамика қаторларининг тенденцияларини аниқлаш ва уларни қиёсий таҳлил қилишда динамика ўртача суръатларини ҳисоблаш жуда муҳим аҳамият касб этади. Бу кўрсаткични топишнинг энг аниқ усули динамика қаторларини экспонентлар (кўрсаткичли функция $Y = fa^t$) бўйича текислаш натижаларига асосланади.

Динамика ўртача суръатлари турли усуллар ёрдамида аниқланади. Кўпинча геометрик ўртача қўлланади.

Қатор даражалари бир маром ва йўналишда ўзгарса, ўртача динамика суръати занжирсимон ўсиш суръатларидан геометрик ўртача ҳисоблаш йўли билан аниқланади:

$$\bar{K} = \sqrt[n]{K_1 \cdot K_2 \cdot \dots \cdot K_n} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n K_i} \quad (11.7)$$

Бу ерда: K_i - занжирсимон ўсиш суратлари;
 n - уларнинг сони.

Маълумки, занжирсимон ўсиш суръатлари кўпайтмаси заминий (базисли) ўсиш суръатига, яъни қаторнинг охириги даражасини бошланғич даражаси нисбатига тенг.

Аммо айрим ҳолларда ўртача ўсиш суръатини аниқлаш шарти (мезони) қилиб бошқа функционални олиш масаласи туғилади. Жумладан мавжуд шароит бундай мезон сифатида бирор даражага Y_k нисбатан қатор даражалари йиғиндисини $\sum Y_i$ қараш зарурлигини тақозо этиши мумкин. Бу ҳолда айрим даврлар учун ўша даражага нисбатан ҳисобланган ўсиш суръатларини $K_i = \frac{Y_i}{Y_k}$ ўртача

ўсиш суръати $\bar{K}$ билан алмаштириш натижасида ўртача шаклини белгиловчи функционал

$\bar{K} = f\left(\frac{\sum Y_i}{\sum Y_h}\right)$ константа, яъни ўзгармас миқдор бўлиши керак:

$$K_1 = \frac{Y_1}{Y_k}, K_2 = \frac{Y_2}{Y_k}, \dots, K_i = \frac{Y_i}{Y_k} \Rightarrow \bar{K}_i \text{ шароитда функционал } f\left(\frac{\sum Y_i}{Y_k}\right) - \text{константа } i = 1, m$$

Бу ерда: Y_k - таққослаш асоси қилиб олинган даража.

Масалан, беш йил давомида яратилган ялпи маҳсулот базис даражага (ўтган беш йиллик учун ўртача йиллик ишлаб чиқариш ҳажмига) нисбатан 800% ёки бшқача сўз билан айтганда, ўртача йиллик даража базис даражага нисбатан 160% (800%:5) ташкил этиши учун маҳсулот ишлаб чиқаришнинг ўртача йиллик суръати қандай бўлиши керак? Ушбу шартни қаноатлантирадиган ўртача ўсиш суръати m тартибли парабола тенгламаси орқали аниқланади. Шунинг учун уни парабологик ўртача ўсиш сурати деб юритилади. Махсус статистикага оид адабиётда парабологик ўртача ўсиш суратини аниқлаш учун қуйидаги тақрибий формула таклиф этилган:

$$\bar{K}_{\text{параб.}} = 1 + \frac{-3}{2(m-1)} + \sqrt{\frac{9}{4(m-1)^2} + \frac{6}{m(m-1)} \left(\frac{\sum_{i=1}^m y_i}{y_h} - m \right)}. \quad (11.9)$$

Бу ерда: m - қўшиладиган даражалар сони;
 Y_k - базис (заминий) даража.

Мисолимизда, $m\kappa 5 \quad \Sigma Y_i / Y_{\kappa} \kappa 800 \% \text{ ёки } 8.$

$$\overline{K}_{\text{параб.}} = 1 - \frac{3}{8} + \sqrt{\frac{9}{64} + \frac{1}{20}(8-5)} = 1 - 0,375 + \sqrt{0,1406 + 0,05 \cdot 3} = 1,16407 \approx 116,4\%.$$

Даражаси бўйича қаторларнинг тенглашиш муддатини ўртача ўсиш суръатлари асосида аниқлаш мумкин.

Бу ҳолда $Y_{2(0)} \cdot \overline{K}_2^n = Y_{1(0)} \cdot \overline{K}_1^n$ тенгликка эга бўламиз. Бу тенгликни логарифмласак, қуйидаги ифода ҳосил бўлади:

$$n \log \overline{K}_2 + \log Y_{2(0)} = n \log \overline{K}_1 + \log Y_{1(0)}$$

Бундан:

$$\begin{aligned} n(\log \overline{K}_2 - \log \overline{K}_1) &= \log Y_{1(0)} - \log Y_{2(0)} \\ n &= \frac{\log Y_{1(0)} - \log Y_{2(0)}}{\log \overline{K}_2 - \log \overline{K}_1} \end{aligned} \quad (11.10)$$

Амалда (11.10) формуладан фойдаланаётганда сурати ва маҳражидаги логарифмларнинг катта қийматидан кичиги айирилади. Масалан, биринчи қаторда $Y_{1(0)} = 600$; $\overline{K}_1 = 1,09$, иккинчи қаторда $Y_{2(0)} = 200$; $\overline{K}_2 = 1,2$ десак, у ҳолда

$$n = \frac{\log 600 - \log 200}{\log 1,2 - \log 1,09} = \frac{6,39693 - 5,29832}{0,18232 - 0,08618} = \frac{1,09862}{0,09614} = 11,43 \text{ йил.}$$

Демак, даражаси бўйича қаторлар 11.4 йилдан сўнг тенглашади ва бу даража 1598,44 тенг бўлади.

11.5. Динамика тенденцияларини аниқлаш усуллари

Инглиз тилида тенденция the trend деб аталади. Тенденция сўзи лотинча tandere сўзининг немисча tendenz талаффузидан олинган бўлиб, ҳаракат ёки фикрлар йўналиши, бирор ҳодиса ривожланишида кузатиладиган йўналиш, бирор кимса ёки нарсга хос майл, интилиш, мойиллик деган луғавий маъноларга эга.

Умуман тенденцияларни аниқлашнинг турли усуллари мавжуд. Улар орасида энг оддийси кўрсаткич даврини узайтиришдан иборат.

11.6. Кўрсаткич даврини узайтириш усули

Динамика тенденциясини аниқлашнинг энг содда усули қатор даражалари даврини узайтиришдир.

Бу ҳолда кетма-кет жойлашган қатор даражалри тенг сонда олиб қўшилади, натижада узунроқ даврларга тегишли даражалардан тузилган янги ихчамлашган қатор ҳосил бўлади.

Динамика тенденциясини қатор даражасининг даврини узайтириш йўли билан аниқлаш усули жиддий камчиликларга эга. Авваломбор, бу ҳолда бошланғич даражалар йўқолиб, уларнинг ўрнига янги узунроқ даврга тегишли даражалар ҳосил бўлади. Бу эса қутилмаган салбий оқибатларга олиб келиши мумкин. Бошланғич даражаларни қўшиш натижасида нафақат тасодифий ҳолат билан боғлиқ тебранишлар текисланади, балки шу билан бир қаторда уларнинг табиатига хос хусусиятлар ҳам “умумий қозонда” аралашиб кўринмай қолади. Ваҳоланки динамика қаторларини таҳлил қилишда кўзланган асосий мақсад динамикани шакллантирувчи асосий ички боғланиш ва хусусиятларни тасодифият таъсиридан “тозалаб” соф ҳолда кўрсатишдан иборатдир.

Демак, бу ҳолда даврали тебранишлар синусиода шаклида намоён бўлади. Улар гармоник тебранишлар бўлгани учун бу синусиодалар турли тартибли гармоникалар деб аталади. Тенгламада «к»-кўрсаткичи гармоникалар сонини белгилайди. Одатда Фурье қатори бўйича даражаларни текислашда бир нечта (4 тадан кўп эмас) гармоникалар ҳисобланади ва сўнгра қандай гармоникалар сониди қатор даражалари орасидаги тебранишлар даврийлиги энг яхши кўринишда намоён бўлиши аниқланади.

Фурье қатори бўйича текислашда даврли тебранишлар бир бирига устма-уст қўйилган бир неча синусоидалар йиғиндиси шаклида ифодаланади.

11.9. Динамика қаторларида автокорреляция аниқлаш усуллари

Динамика қаторларини 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.

Бу масала юқорида баён этилган тренд ҳисоблаш усуллари туб моҳияти ва негизини ташкил этади.

Иккинчи томондан, динамика қаторларини таҳлил қилиш жараёнида даражалар тебранувчанлигининг ўзини ўрганиш, статистик текшириш предмети сифатида қараш ҳам муҳим аҳамият касб этади.

Автокорреляция деб ҳақиқий қатор даражалари билан вақт бўйича бир ёки бир неча даврларга сурилган даражалар ўртасидаги корреляцияга айтилади. Уни ўлчаш ва ўрганиш назарий ва амалий аҳамиятга эга. Автокорреляцион таҳлил нафақат ўз – ўзидан илмий муаммо сифатида диққатга сазовор, балки шу билан бирга у қатор масалаларни ечиш учун замин яратади. Бундай таҳлил, биринчидан, қатор даражалари ўртасида боғланиш бор ёки йўқлигини, иккинчидан, боғланиш мавжуд бўлса, унинг зичлик даражаси ва муҳимлигини баҳолаш ва ниҳоят, учинчидан, кучли (муҳим) боғланиш ўртача қандай вақт давомида (даврлар мобайнида) намоён бўлаётганини аниқлаш имконини беради.

Даражалар ўртасида кучли ва муҳим боғланишлар мавжудлиги муайян динамика қаторига хос тренд типи ва унинг тенгламаси шаклини тўғри белгилаш учун асос туғдиради. Бундан ташқари, бу ҳолда даражалар тебранувчанлиги даврий шаклда бўлса, давр (цикл) ўртача муддати ёки узунлигини баҳолаш, сирғанчиқ ўртачалар ҳисобланаётганда эса таянч даражалар сони масаласини тўғри ечиш имкониятига эга бўлинади.

Иқтисодий ҳаётда шундай ҳодисалар ҳам тез – тез учрайдики, уларни юзага келтирувчи сабаблар олдинроқ юз бериб, оқибатлари эса маълум вақтдан сўнг рўёбга чиқади, яъни улар орасида узилиш, вакуумли муддат пайдо бўлади. Масалан, сармоя учун ажратилган маблағларни сарфлаш натижасида олдин ишлаб чиқариш объектлари яратилади, сўнгра улар ишга туширилиб аста – секин қувватлари ўзлаштирилади. Ўз – ўзидан равшанки, объектларни бунёд этиш ва ишга тушириш даврида ушбу сармоя даромад келтирмайди, қувватларни ўзлаштириш даврида эса оз даромад келтиради. Демак, капитал қўйилмалар амалга оширилгандан сўнг маълум вақт ўтгандан кейингина сармоядан лойиҳада кўзланган даромад тўла миқдорда олина бошланади. Шундай қилиб, сармояларни бунёд этиш билан улардан даромад олиш ўртасида маълум вақт жараёни кечади. Бу вақтни сармоя лаги деб аталади. Автокорреляцион таҳлил ҳодисалар динамикасига оид ўртача лаг муддатини белгилаш имконини беради. Натижада капитал қўйилмалар иқтисодий самарадорлигини тўғри, асосли баҳолаш учун шароит туғилади.

Қатор даражаларига асосан ноциклик автокорреляция коэффициенти қуйидаги формула ёрдамида аниқланади:

$$r_l = \frac{\overline{y_t \cdot y_{t+l}} - \bar{y}_t \cdot \bar{y}_{t+l}}{\sigma_{y_t} \cdot \sigma_{y_{t+l}}} \quad (11.17)$$

бу ерда:

$$\bar{y}_t = \frac{\sum_{t=1}^{N-l} \bar{y}_t}{N-l} ; \quad \sigma_{y_t} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t^2}{N-l} - \left(\frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t}{N-l} \right)^2} ;$$

$$\bar{y}_{t+l} = \frac{\sum_{t=l+1}^N \bar{y}_{t+l}}{N-l} ; \quad \sigma_{y_{t+l}} = \sqrt{\frac{\sum_{t=l+1}^N y_{t+l}^2}{N-l} - \left(\frac{\sum_{t=l+1}^N y_{t+l}}{N-l} \right)^2}$$

(11.17) формулага тегишли қийматларни қўйиб, алгебраик алмаштиришлар натижасида ноциклик автокорреляция коэффиценти қуйидаги ифода шаклини олади:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^{N-l} y_t y_{t+l} - \frac{1}{N-l} \sum_{t=1}^{N-l} y_t \sum_{t=1}^N y_{t+l}}{\sqrt{\left[\sum_{t=1}^{N-l} y_t^2 - \frac{1}{N-l} \left(\sum_{t=1}^{N-l} y_t \right)^2 \right] \left[\sum_{t=l+1}^N y_{t+l}^2 - \frac{1}{N-l} \left(\sum_{t=l+1}^N y_{t+l} \right)^2 \right]}}. \quad (11.18)$$

Циклик автокорреляция – бу $y_1, y_2, \dots, y_N$ қатори билан l даврга сурилиб бўш қолган даврлари эса бошланғич қаторнинг $y_1, y_2, \dots, y_l$ даражалари билан тўлдирилган қатор яъни $y_{l+1}, y_{l+2}, \dots, y_N, y_1, y_2, \dots, y_l$ ўртасидаги корреляциядир. Бу ҳолда:

$$\begin{cases} \sum_{t=1}^N y_{t(1)} = \sum_{t=1}^N y_{t(1)} \\ \sum_{t=1}^{N+l} y_{t(2)} = \sum_{t=l+1}^{N+l} y_{t(2)} \end{cases} \quad (11.19)$$

Бу ерда $y_{t(1)}$ - биринчи қатор даражалари

$y_{t(2)}$ - иккинчи қатор даражалари

Циклик автокорреляция коэффиценти қуйидаги шаклга эга:

$$r_l = \frac{\sum_{t=1}^N y_t y_{t+l} - \frac{\left(\sum_{t=1}^N y_t \right)^2}{N}}{\sum_{t=1}^N y_t^2 - \frac{\left(\sum_{t=1}^N y_t \right)^2}{N}} \quad (11.20)$$

Ҳозирги вақтда автокорреляция мавжудлигини текширишда Дарбин – Уотсон мезони қўлланади:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^{N-1} (y_{t+1} - y_t)^2}{\sum_{t=1}^N y_t^2} \quad (11.21)$$

D–мезон мумкин қийматлари 0–4 оралиқда ётади. Агар қаторда автокорреляция бўлмаса, унинг қийматлари 2 атрофида тебранади. Ҳисоблаб топилган ҳақиқий қийматлари жадвалдаги критик қиймат билан таққосланади. Агарда $D_{\text{ҳақ}} < D_L$ бўлса, қатор автокорреляцияга эга; $D_{\text{ҳақ}} > D_U$ бўлса у автокорреляцияга эга эмас; $D_L < D_{\text{ҳақ}} < D_U$ бўлса, текширишни давом эттириш лозим. Бу ерда D_L ва D_U – мезоннинг қуйи ва юқори чегаралари. Салбий автокорреляция мавжуд (r_1 минус ишорага эга) бўлса, у ҳолда мезон қийматлари 2–4 орасида ётади, демак, текшириш учун $D' = 4 - D$ қийматларини аниқлаш керак.

11.10. Динамика қаторлари корреляциясини ўлчаш усуллари

Жараёнлар ва кўрсаткичлар орасидаги боғланишнинг энг умумий тури стохастик боғланиш (эҳтимолли муносабат)дир. Унинг моҳияти шундан иборатки, бир ҳодиса X ўзгариши билан иккинчи ҳодиса Y нинг тақсимот шартли қонуни ўзгаради.

Биринчи ҳодиса X қийматлари ўзгарганда иккинчи ҳодисанинг Y шартли тақсимои ўзгармасдан олдинги ҳолатда қолса, бу улар орасида стохастик боғланиш йўқлигини англатади. Масалан, ишлаб чиқарилган маҳсулот динамика қаторини иш вақтидан фойдаланиш даражаси динамика қатори билан стохастик боғланган деб ҳисоблаш мумкин, чунки бу кўрсаткичлар кўп омилларга, жумладан меҳнатни ташкил этиш, ишчилар малакаси, хом ашё ва бошқа ресурслар билан таъминланиш ва ҳоказоларга боғлиқдир.

Корреляцион муносабат стохастик муносабатнинг бир, жузъий ҳолидир. Стохастик боғланиш йўқлиги корреляцион боғланиш ҳам йўқлигини билдиради, аммо бунга таяниб тескари фикр юритиш нотўғри бўлади.

Корреляцион таҳлил динамика қаторлари орасидаги боғланишни ўрганишда қўлланадиган усуллардан бири, бироқ у ягона усул эмас. Унинг ёрдамида фақат боғланиш зичлиги баҳоланади. Шу сабабли регрессион таҳлил ҳам эсдан чиқармаслик лозим, чунки у ҳодисалар орасидаги боғланишларни статистик таҳлил қилишда ишлатиладиган яна бир усул бўлиб, асосий мақсади боғланиш шакллари ўрганишдир. Регрессион таҳлил натижалари регрессия тенгламалари ва коэффициентларида миқдорий ифодаланади.

Шу билан бирга таҳлил қилинаётган маълумотлар корреляцион ва регрессион таҳлил заминиде ётган бошланғич талаб-шартларга тўла мувофиқ бўлиши зарур, уларни қондириши муҳим аҳамиятга эга. Бу масала ҳам даставвал ҳар тарафлама ўрганишни талаб қилади. Бу ерда қуйидаги талаб ва шартлар назарда тутилади:

- ўрганилаётган динамика қаторлари тренд ва автокорреляцияга эга бўлмаслиги;
- уларнинг кўрсаткичлари нормал тақсимот қонунига бўйсунуши;
- ҳар бир қатор даражалари эркин ўзгарувчи миқдорлар бўлиши лозим.

Агарда текшириш натижасида қаторда автокорреляция мавжудлиги исботланса, у тенденцияга ҳам эга бўлади. Бундай ҳолларда корреляцион ва регрессион таҳлилдан олдин қаторларни улардан холи қилиш зарур. Бунга уч йўл билан эришиш мумкин:

- биринчидан, давр сайин қатор даражаларининг мутлақ ўсиши (ёки камайиши)ни аниқлаш;
- иккинчидан, муайян қатор шароитга мос келадиган тренд тенгламасини тузиб, текисланган даражаларни аниқлаш, сўнгра ҳақиқий қийматлар фарқларини ёки қолдиқларини ҳисоблаш;
- учинчидан, регрессия тенгламасига омил қилиб вақтни (даврлар шартли белгисини) киритиш зарур.

Биринчи ва иккинчи ҳолда ҳосил бўлган қолдиқлар ёки қўшимча мутлақ ўсиш қийматларида автокорреляция йўқлигига ишонч ҳосил қилиш мақсадида бу қаторларни Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида текшириб кўриш айтиш мумкин. Маълумки, бу мезон занжирсимон мутлақ ўсиш қатори учун

$$D = \frac{\sum_{t=1}^n (\Delta_{t+1} - \Delta_t)^2}{\Delta_t^2} \quad (11.22)$$

Бу ерда:

$$\Delta_t = Y_{t+1} - Y_t \quad \text{ва} \quad \Delta_{t+1} = Y_{t+2} - Y_{t+1}$$

қолдиқлар қатори учун эса

$$D = \frac{\sum (d_{t+1} - d_t)^2}{d_t^2} \quad (11.23)$$

Бу ерда: $d_t = Y_t - \hat{Y}_t$; $d_{t+1} = Y_{t+1} - \hat{Y}_{t+1}$ $\hat{Y}_t = f(t)$

орқали аниқланади.

Сўнгра ҳисоблаш натижасида олинган мезон қиймати унинг критик қиймати билан таққосланади.

Агарда динамика қаторлари тенденцияга ёки автокорреляцияга эга бўлмаса, у ҳолда корреляцион таҳлил вариацион қаторларда қўлланидиган корреляция индексини ҳисоблашга асосланади:

$$I_r = \sqrt{\frac{\sigma_{Y_t}^2 - \delta_{Y_t}^2}{\sigma_{Y_t}^2}} = \sqrt{1 - \frac{\delta_{Y_t}^2}{\sigma_{Y_t}^2}} \quad (11.24)$$

Бу ерда: $\sigma_{Y_t}^2$ — Y_t - қатор дисперсияси.

$$\sigma_{Y_t}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n Y_t^2}{n} - \left(\frac{\sum_{t=1}^n Y_t}{n} \right)^2 = \frac{n \sum_{t=1}^n Y_t^2 - \left(\sum_{t=1}^n Y_t \right)^2}{n^2}$$

$\hat{Y}_{X_t}$ - Y_t қаторнинг X_t - қатор бўйича текисланган даражалари, яъни

$$\hat{Y}_{X_t} = f(X_t);$$

$\delta_{Y_t}^2$ - қолдиқ дисперсия, яъни

$$\delta_{Y_t}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_{X_t})^2}{n} = \frac{n \sum_{t=1}^n (Y_t^2 - (\sum \hat{Y}_{X_t})^2)}{n^2}$$

Маълумки, корреляция индекси боғланишнинг ҳар қандай шаклларида Y билан X қийматлари орасидаги боғланиш зичлик даражасини ифодалайди. Агарда Y_t ва X_t қаторлари орасидаги боғланиш тўғри чизиқли функция $y_t = f(x_t)$ шаклида бўлса, чизиқли корреляция коэффиценти ҳисобланади, чунки бу ҳолда корреляция индекси унга баробардир:

$$r_{Y_t X_t} = \frac{\overline{Y_t X_t} - \overline{Y_t} \overline{X_t}}{\sigma_{Y_t} * \sigma_{X_t}}$$

Таҳлил қилинаётган динамика қаторларида тенденция ёки автокорреляция мавжуд бўлса, а) ҳар бир қатор ҳақиқий даражаларидан тегишли вақт бўйича текисланган даражаларини айиришдан олинган қолдиқлар асосида корреляция коэффиценти ҳисобланади:

$$r_{d_{y_t} d_{x_t}} = \frac{\sum_{t=1}^n d_{y_t} d_{x_t}}{\sqrt{\sum_{t=1}^n d_{y_t}^2 \sum_{t=1}^n d_{x_t}^2}} \quad (11.25)$$

Бу ерда: $d_{y_t} = y_t - \hat{y}_t$ ва $d_{x_t} = x_t - \hat{x}_t$; $\hat{y}_t = f(t)$ ёки $\hat{x}_t = f(x_t)$ ёки б) ҳар бир қатор занжирсимон қўшимча мутлақ ўсиш қийматларига биноан бу коэффицент аниқланади:

$$r_{\Delta y_t \Delta x_t} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \Delta y_t \Delta x_t}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n-1} \Delta y_t^2 \sum_{t=1}^{n-1} \Delta x_t^2}} \quad (11.26)$$

Бу ерда: $\Delta y_t = y_{t+1} - y_t$ ва $\Delta x_t = x_{t+1} - x_t$. Сўнгра корреляция коэффицентининг муҳимлиги Стъудент t мезони ёрдамида текширилади.

$$t_{\text{хак.}} = \frac{r_{d_{x_t} d_{y_t}} \sqrt{n-2}}{1 - r_{d_{x_t} d_{y_t}}^2} \quad \text{ва} \quad t_{\text{хак.}} = \frac{r_{\Delta y_t \Delta x_t} \sqrt{n-2}}{1 - r_{\Delta y_t \Delta x_t}^2} \quad (11.27)$$

t - мезоннинг ҳақиқий қиймати 0,95 ёки 0,99 эҳтимоли ва эркин даражалар сони $n - 2$ билан аниқланган жадвалдаги критик қийматдан катта бўлиши керак, яъни $t_{\text{хак.}} > t_{\text{жадв.}}$.

Динамика қаторлари орасидаги корреляцияни ўрганишда регрессион таҳлил усули ҳам қўлланади. Боғланиш шаклини аниқлаётганда кўпинча қуйидаги функциялардан фойдаланилади:

тўғри чизиқли $y_t = a_0 + a_1 x_t \quad (11.28)$

иккинчи тартибли парабола $y_t = a_0 + a_1 x_t + a_2 x_t^2 \quad (11.29)$

гипербола $y_t = a_0 + a_1 \frac{1}{x_t} \quad (11.30)$

кўрсаткичли функция $y_t = a_0 a_1^{x_t} \quad (11.31)$

даражали функция $y_t = a_0 x_t^{a_1} \quad (11.32)$

Ушбу функцияларнинг номаълум ҳадлари кичик квадратлар усули ёрдамида аниқланади. Нормал тенгламалар тизими X -бобда кўриб чиқилган вариацион қатор тизимига жуда ўхшаш бўлиб, фақат таҳлил қилинаётган динамика қаторлари даражасига асосланиши билан фарқ қилади, холос.

Асосий тушунчалар ва атамалар

динамика	кўп қаррали сирғанчиқ ўртача
динамика қатори	тортилган сирғанчиқ ўртача
даврий қаторлар	тренд тенгламаси ва унинг шакллари
мутлақ ўсиш	автокорреляция
ўсиш коэффициенти ва суръати	дарбин-уотсон мезони
Қўшимча ўсиш коэффициенти ва суръати	истикбол даражасини аддитив баҳолаш
1% ўсиш мутлақ қиймати	истикбол даражасини эксплектив баҳолаш
хронологик ўртача миқдор	лаг
параболасимон ўртача ўсиш коэффициенти	сармоялар самарадорлиги кўрсаткичлари
Қисқа муддатли ва даврли тренд	нарх ва даромадларга нисбатан талаб
тасодифий тебраниш	эластиклигини регрессион таҳлили.
мавсумий тебраниш	
оддий сирғанчиқ ўртача	

Қисқача хулосалар

статистикада динамика тушунчаси вақтда (замонда) ҳодисалар ривожланиши маъносида қўлланади, бундай жараёни тасвирловчи кўрсаткичлар қатори эса динамика ёки вақт қаторлари деб юритилади.

концепциялар яъни фан категорияларига оидлиги жиҳатидан улар тақсимот қаторларининг бир туркуми (типи) бўлиб, статистик тўпламни вақт ўлчамлари бўйича тақсимлаш натижаларини ифодалайди.

динамика қаторлари вариацион қаторлар билан маълум даражада умумийликка эга ва у шундан иборатки, вариацион қатор вариантлари ҳар хил қийматлар олиб, бир-биридан фарқ қилгани каби динамика қатор даражалари (кўрсаткичлари) ҳам миқдоран турлича ифодаланиб, бир-биридан фарқланади. аммо бу юзаки умумийлик бўлиб, қаторларнинг ташқи қиёфасида намоён бўлади, холос.

ички табиати жиҳатидан эса динамика қаторлари вариацион қаторлардан тубдан фарқ қилади ва бу фарқ кўрсаткичларнинг вақт бўйича ўзгаришларини юзага келтирувчи асл сабаблар бутунлай бошқача моҳиятга эгалигида ўз ифодасини топади.

вариацион қатор вариантлари бир вақтда турли жойларда, бир-биридан ажралиб мустақил фаолият юритувчи субъектлар ҳаракатлари натижасида содир бўлган ҳодиса ва жараёнларни тавсифлайди. демак, улар туб маънода эркин ўзгарувчилар ҳисобланади ва нормал тақсимот қонунига бўйсунди.

динамика қатори кўрсаткичлари эса бир макон чегарасида турли вақт шароитларида юзага чиқадиган ҳодиса ва жараёнларни тавсифлайди. бу ҳолда ўзгарувчилар (қатор даражалари) бир-бири билан узвий боғланишда шаклланиши учун шароит туғилади. шу сабабли уларни эркин ўзгарувчилар деб ҳисоблаш учун асос йўқ. бу ҳол нафақат қатор кўрсаткичларини ўзаро боғланишда шаклланишига олиб келади, балки шу билан бир қаторда уларда умумий тенденциялар, автокорреляция ва мультиколлениеарлик ҳодисалар таркиб топишига сабаб бўлади. бундан ташқари, айрим даврлар шароитида ўзига хос хусусият ва аломатлар кузатилиши мумкинки, улар билан мавсумлар, давралар бўйича кўрсаткичлар ўзгариши, қисқа муддатли бошқа шаклдаги йўналишлар бўлиши эҳтимолини тушунтириш мумкин бўлади.

шундай қилиб, вариацион қатор вариантлари орасидаги ўзгарувчанлик тўла маънода вариация ҳисобланса, динамика қаторларига хос ўзгаришларни тебранувчанлик деб номлаш асослироқ бўлади.

динамика қаторларини тавсифлаш мақсадида уларнинг умумий турини тенденция, қисқа вақтли мунтазам ҳаракат, яъни локал йўналиш, мавсумий ва циклик (давралик) тебранишлар, ва ниҳоят, тасодифий унсурлардан таркибланган деб қараш мумкин. уларга мос равишда тебранувчанлик ҳам умумий, локаль яъни қисқа муддатли, мавсумий, цикли ва тасодифий тебранувчанликларни ўз ичига олади.

динамика қаторларини таҳлил қилиш, уларга хос тенденцияларни аниқлаш учун турли ўртача ва ҳосилавий кўрсаткичлар ва тренд тенгламалари хизмат қилади. Қисқа ва ўрта меёنли тенденцияларни ойдинлаштириш учун сирғанчиқ ўртача даражалар ҳисоблаш ёки тренд тенгламаларини тузиш кифоядир. Қатор жуфт даражалардан тузилган бўлса марказлаштирилган усулда сирғанчиқ ўртачаларни ҳисоблаш керак. агарда бу ўртача n-жуфт даражалар асосида ҳисобланса, у nҚ1 даражаларга асосан ҳисобланган хронологик ўртачага тенгдир.

Назорат ва муҳокама учун саволлар

1. статистикада динамика тушунчаси нимани англатади, динамика қатори-чи?
2. динамика қаторларининг қандай турларини биласиз? улар бир-биридан қандай жиҳатлари билан фарқ қилади?
3. момент (он, пайт) ва давр деганда нимани тушунаси?
4. динамика қаторлари вариацион қаторлардан қандай хусусиятлари ва аломатлари билан фарқ қилади?
5. вариация ва тебранувчанлик тушунчалари айният-ми? йўқ бўлса, сабабларини тушунтириб беринг.
6. умумий кўринишда динамик даражалари қандай таркибий унсурлар билан характерланади?
7. асрий ва локал тенденция деганда нимани тушунаси? Қисқа муддатли қаторларда айрим трендлар намоён бўладими?
8. циклик (даврий) тебранишлар нима? ҳар бир давра қандай босқичлардан таркиб топади?
9. мавсум тушунчаси нимани англатади, мавсумий тебранишлар-чи?
10. тасодифий тебранишлар деганда нимани тушунаси? уларни мавсумий ва даврий тебранишлардан қандай ажратиб олиш мумкин?
11. асрий тенденцияларни аниқлаш учун қайси усулларни қўллаш энг самарали натижа беради?
12. сирғанчиқ ўртача нима ва қачон қўлланади?
13. марказлаштирилган сирғанчиқ ўртача нима ва у қандай тартибда ҳисобланади?
14. тренд параметрлари нима мақсадда тузилади, уларнинг қандай шакллари биласиз ва қандай шароитларда улар қўлланади?
15. асрий тенденцияларни аниқлаш мақсадида қандай сирғанчиқ ўртача усули қўлланади ва нима учун уни тренд тенгламаси билан биргаликда қўллаш зарур?
16. динамик қаторларини таҳлил қилишда қандай кўрсаткичлар ҳисобланади?
17. автокорреляция нима ва у қандай таҳлил қилинади?
18. динамика қаторларида корреляцион-регрессион таҳлил усулларини қўллаш шарт-шароитларини тушунтириб беринг?
19. корреляцион-регрессион таҳлил натижалари асосида истиқболлар қандай тартибда аниқланади?
20. бозор шароитида инвестициялар самарадорлиги қандай кўрсаткичлар орқали баҳоланади ва уларни ҳисоблаш тартибини тушунтириб беринг.

Асосий адабиётлар

1. Т.Андерсон. статистический анализ временнѹх рядов. пер. с англ. м.: мир, 1976.
2. Герхард Тинтер. введение в эконометрию. пер. с нем. м.: статистика, 1965, 360 ст.
3. Н.Дрейнер, Г.Смит. прикладной регрессионный анализ. пер. с англ. м.: финансы и статистика, 1986.
4. Я.Ф.Вайну. корреляция рядов динамики. м.: статистика, 1977, 118 ст.
5. Хеннон Э. анализ временнѹх рядов. пер. с англ. м.: статистика, 1964.

Адабиётлар рўйхати

1. Каримов И.А. Иқтисодий эркинлаштириш ва ислохотларни чуқурлаштириш энг муҳим вазифамиз. Вазирлар Маҳкамасидаги маърузаси. -Т., 15.02.2000.

2. Каримов И.А. Иқтисодий ривожланиш ва иқтисодий ислохотларни чуқурлаштириш. Халқ сўзи. 2002 йил, 25 январ.
3. И.А.Каримов. 2003 йилнинг биринчи ярмида мамлакатимиз иқтисодиётини ҳамда ижтимоий соҳани ривожлантириш якунлари ва бу соҳаларда энг муҳим устувор йўналишлар бўйича амалга ошириладиган чора-тадбирлар ҳақида. Ўзбекистон Республикаси Президенти Ислон Каримовнинг Вазирлар Маҳкамасидаги маърузаси. “Ҳамкор”, 2003 йил, 24 июл.
4. “Давлат статистика ҳисоботини тақдим этиш тартибини бузганлик учун жавобгарлик ҳақида” Ўзбекистон Республикаси вазирлир Маҳкамасининг қарори.
5. Ўзбекистон Республикаси “Давлат статистикаси ҳақида”ги Қонуни, ноябр 2002 йил.
6. “Ўзбекистон Республикаси Давлат статистика қўмитаси фаолиятини ташкил этиш ҳақида”ги Ўзбекистон Республикаси Вазирлар Маҳкамасининг 8 январ 2003 йил 8 – сонли қарори.
7. Ўзбекистон Республикаси Давлат статистика қўмитаси ҳақида Низом. 8 январ 2003 йил 8-сонли Вазирлар Маҳкамасининг қарори билан тасдиқланган.
8. Н.М.Соатов. Статистика. -Т.: Ибн Сино, 2003 йил, б.754.
9. макроиқтисодий статистика. академик с.с./уломов таҳрири остида. -Т., 2000.
10. И.Г.Венецкий. Вариационные ряды и их характеристики. М.: Статистика, 1970.
11. А.И.Ежов. Введение в ряды распределений. М.: Статистика, 1973.
12. М.М.Султанова. Вариацион статистика. Т.: Ўқитувчи, 1977.
13. Т.Андерсон. статистический анализ временных рядов. пер. с англ. м.: мир, 1976.
14. И.И. Елисеева М.М. Юзбашев. Общая теория статистики М.:Финансы и статистика , 1998 , 74-91 бетлар.
15. О.Ланге, А.Банасиньский. теория статистики. перв.с польск. м.: статистика, 1971, 125-155 бетлар.
16. Дж.Эдн Юл, М.Дж.Кендэл. Теория статистики. М.: Госстатиздат, 1960, 120-200-бетлар.
17. Петер фон де Липпе. Экономическая статистика. Перев. с нем. Издат.: Федеральное статистическое управление Германии, Йена, 1995, 629 б.
18. Экономическая статистика. Учебник. Под.ред. Ю.Н.Иванова. -М.: Инфра, 1998, 480 б.

