

**УЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ ОЛИЙ ВА
УРТА МАХСУС ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ**
**Бухоро озик-овкат ва енгил саноат технологияси
институти**

**«Информацион ва педагогик
технологиялар» кафедраси**

Маърузани тузувчи: катта уқитувчи ЮНУСОВА М.Д.

**«Тажриба маълумотларини статистик кайта
ишлаш» фанидан**

МАЪРУЗА МАТНЛАРИ

**«Касбий таълим» факультетининг «МААТ» мутахассислиги
талабалари учун (IV – уқув семестри)**

Б У Х О Р О - 2002

Мазкур «Тажриба маълумотларини кайта ишлаш» фанидан маърузалар матни «Касбий таълим» факультети «МААТ» мутахассислиги талабалари учун мулжалланган. Маъруза матни 40 соатлик маъруза дарсига мулжалланган.

Маърузани тузувчи: «Информацион ва педагогик технологиялар» кафедраси катта уқитувчиси ЮНУСОВА М.Д.

Такризчилар: Бух ТИ «Информацион ва педагогик технологиялар» кафедраси доценти Убайдуллаева Д.Р.

2002 йил 28 августда «Информацион ва педагогик технологиялар» кафедраси 1-сон мажлисида муҳокама килинди ва маъқулланди.

Институт Уқув услубий кенгашида тасдиқланди. (Баён № ____ 2002 й)

АННОТАЦИЯ

Мазкур фан «Муаллимчилик, информатика ва ахборот технологиялари» мутахассислиги талабаларига утилади. Фаннинг асосий маълумотлари 40 соатлик дарсга мулжалланган маъруза матнларида берилган. Маъруза матнлари уз ичига ўчта катта мавзунини олган.

1. Мавзу «Тажрибалар ва улар тугрисидаги умумий маълумотлар» хакида. Бу мавзуга 4 та маъруза киради.

2. «Тажриба маълумотларини дастлабки кайта ишлаш мақсадлари ва босқичлари» мавзусида эмпирик таксимотнинг статистик курсаткичлари, купол хатоларни саралаш, таксимот нормаллиги башоратини текшириш, таксимотни нормал қуринишга келтириш тугрисида гап боради.

3. Мавзу «Боглиқликларнинг регрессияли-корреляцияли тахлили»га бағишланган.

Хар бир маъруза бошида маъруза режаси, матн охирида эса шу маърузага тегишли таянч иборалар ва назорат саволлари берилган. Бундан ташқари маъруза матнлари сунгида мавзуларни ўзлаштириш билан боглиқ бўлган 11 та илова жадваллар ва маърузаларни ўзишда фойдаланилган адабиётлар рўйхати келтирилган.

МАЪРУЗА МАВЗУЛАРИ РЕЖАСИ

I мавзу : Тажрибалар ва улар тугрисида умумий маълумотлар

1 – маъруза. Илмий тажрибаларнинг умумий тавсифи ва синфлари

2 – маъруза. Тажриба маълумотларини кайта ишлашнинг режимлари ва асосий боскичлари.

3 – маъруза. Асосий статистик усуллар тугрисида умумий маълумотлар. Дастлабки кайта ишлашнинг асосий масалалари.

II мавзу. Тажриба маълумотларини дастлабки кайта ишлаш мақсадлари.

4 – маъруза. Эмпирик таксимотнинг статистик курсаткичлари

5-маъруза. Купол хатоларни саралаш

6 – маъруза. Таксимот нормаллиги башоратини текшириш

7 – маъруза. Таксимотни нормал куринишга келтириш

III мавзу. Богликларнинг регрессияли-корреляцияли тахлили.

8-маъруза. Курсаткичларнинг богликлик турлари.

9- маъруза. Регрессияли корреляцияли тахлилнинг асосий тушунчалари.

10-маъруза. Чизикли интерполяция. Богликлик регрессия тенгламасини тузиш.

11-маъруза. Жуфт корреляция коэффициенти ва корреляция нисбати.

12-маъруза. Энг кичик квадратлар усули.

13-маъруза. Регрессия коэффициентларининг ҳаққонийлигини баҳолаш.

14-маъруза. Оптимал богликлик тенгламасини танлаш.

15-маъруза. Куп факторли тупламлар.

16-маъруза. Жуфт корреляция коэффициентлари матрицаси

17-маъруза. Туплам регрессияси тенгламасини тузиш.

18-маъруза. Хусусий корреляция ва туплам корреляцияли богликликларни баҳолаш.

19-маъруза. Ранглар корреляцияси.

20-маъруза. Атрибутив курсаткичлар уртасида богликлик зичлигини аниклаш.

I МАВЗУ :

ТАЖРИБАЛАР ВА УЛАР ТУГРИСИДА УМУМИЙ МАЪЛУМОТЛАР **1 – Маъруза. ИЛМИЙ ТАЖРИБАЛАРНИНГ УМУМИЙ ТАВСИФИ ВА** **СИНФЛАРИ**

Маъруза режаси :

1. Тажрибаларни утказиш сохалари.
2. Тажриба моделини ишлатиш максадлари.
3. Тажрибани бажариш тартиби.
4. Тажрибаларни утказиш тартиблари.
5. Урганилаётган объект турига кура тажриба турлари.
6. Тажриба турларини утказиш шароитлари.
7. Тажрибаларни синфларга булиш белгилари.
8. Кенг ва тор маънода тажриба натижасининг моҳияти.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Тажрибалар фақат табиий ва техник фанларнинг ҳамма сохалари бўйича янги билимлар олишнинг қувватли воситаси бўлиб қолмасдан балки, иқтисод, социология, сиёсат, ҳарбий ишда, ишлаб чиқаришни ривожлантиришда ва янги техникадан фойдаланишни такомиллаштиришда ҳам зарурий шарт бўлиб ҳисобланади.

Уларнинг салмоги тухтовсиз устб бормокда, тажрибаларни бажаришга борган сари илмий ва мухандис – техник ходимларнинг кенг доираси тортилиб бормокда.

Хар кандай тажрибанинг асосий боскичларидан бири тажриба маълумотларини кайта ишлашдир. Бу боскич урганилаётган объект ёки ходисанинг математик моделини тузишга қаратилган. Тажриба максадига қура (тадқиқот, бошқариш, назорат) бу модел ҳар хил йуналишларда ишлатилиши мумкин (предмет мазмуний таҳлилида, физик, эконометрик ва бошқа моделларни тузишда, объект ёки ходиса ҳолатини прогноз қилишда, уни бошқариш ёки параметрларини оптималлашда, ҳолат ёки иш бажариш қобилиятини назорат қилишда ва бошқаларда).

Кейинги йилларда тажриба утказувчиларнинг маълумотларни кайта ишлашнинг статистик усуллари урганиш ва уларни кенг қўллашга эътиборлари ошди. Бу бир томондан тажрибалар утказиш сифати ва тежамлилигига бўлган талабнинг ўсишига боғлиқ бўлса, иккинчи томондан шахсий компьютерларнинг қўлайлиги билан уларнинг тажриба воситалари, ўлчов тизимларига ялпи қўллаш имкониятининг пайдо бўлишига боғлиқ.

Ҳар бир тажриба ўқ қисмдан иборат: урганилаётган ходиса (жараён, объект), шароит ва тажрибани утказиш имкониятлари. Тажрибалар бир неча боскичларда олиб борилади:

- тадқиқ қилинаётган жараёнга предмет – мазмуний урганиш ва мавжуд ахборотлар асосида уни математик ифодалаш, тажрибани утказишнинг шартлари ва воситаларини таҳлил қилиш ҳамда аниқлаш;
- тажрибани утказиш ва урганилаётган объектнинг қўзғатишни энг самарали режимда олиб боришни таъминлайдиган шароит яратиш;
- тажриба натижаларини йиғиш, қўйилган утказиш ва математик қайта ишлаш, қайта ишлаш натижаларини керакли қўйилишда тавсия этиш;
- тажриба натижаларини батафсил таҳлил қилиш ва тушунтириш;

- тажриба натижаларини куллаш, объект ҳолати тугрисида қарор қабул қилиш, моделни прогноз, бошқариш ёки оптимизация ҳамда бошқаларда куллаш.

Урганилаётган объект (ҳодиса) турига қура тажрибалар бир неча синфларга бўлинади: физик, муҳандислик, тиббий, биологик, иқтисодий, социологик ва бошқалар. Физик ва муҳандислик тажрибаларини утқазиларнинг умумий масалалари энг чуқур ишлаб чиқилган. Бу тажрибаларда қури бераётган жараёнларнинг табиий ва сунъий физик объектлари (қурилмалари) урганилади. Қоидага қура уларни утқазилда тадқиқотчи бошланғич шароитларда физик микдорларни улчаларни бир неча марта такрорларлар, қиритилувчи узғарувчиларнинг қерақли қийматларини беришлар, уларни қенг соҳада узғартиришлар, шу вақтда боғлиқлиғи урганилмаётган қурсатқичларни олиб ташларлар еки, ақсинча, қиритишлар мумкин. Бошқа синф масалаларида шунга ухшаш имқониятлар қегараланган. Хусусан, эқонометрик тажрибаларга тажриба маълумотларининг қичик ҳажми, шунга ухшаш шароитларда тажрибаларни такрорларлар имқониятининг йуқлиғи, қатта микдордағи бошқариб ва назорат қилиб бўлмайдиган факторларнинг таъсири ҳосдиқ. Шунга қарамай, физик ва муҳандислик тажрибаларини утқазилда ишлатиладиган баъзи бир усуллар, масалан, маълумотларни статистик қайта ишларлар, техник бўлмаган масалаларда ҳам муваффақият билан қулланилишлар мумкин.

Тажрибаларни қуйидағи белгиларига қура синфларга бўлиш мумкин:

- тажрибанинг бевосита ишлатилаетган объектга, яъни янғи ахборот олинишлар қерақ бўлган объектга нисбатан яқинлик даражасига қура (табиий, қурғазмалар ёки полигонлар, моделлар, ҳисобларлар тажрибаларлар);
- утқазиллар мақсадларига (тадқиқот, синов ёки назорат, бошқариш-оптималларлар, йуналтиришлар) қура;
- тажрибаларни утқазиллар шароитларига таъсир даражасига қура (пассив ва актив тажрибаларлар);
- инсоннинг иштирок этишлар даражасига қура (автоматлаштирилмаган - тажрибаларларни утқазиллар шароитларни узғартирувчи ва яратувчи, тажриба

маълумотларини йиғиш ва қайта ишлашда қўлловчи, автоматик, автоматлаштирилган воситалар).

Кенг маънода тажриба натижалари бўлиб тажриба маълумотларини (тажрибаларнинг боришида олинadиган бевосита улчаш натижаларини) назарий таҳлиллаш, тадқиқотчини қизиқтирувчи ходисаларни айтиб беришга имкон берувчи сабаб – оқибат боғлиқликлари ва қонунларини урнатиш, уларнинг керакли ёки энг яхши йўналишларда бориши учун шароитларни (таъсирларни) танлаш ҳисобланади.

Тор маънода тажриба натижаси бўлиб жараён ёки ходиса узгарувчилари уртасидаги функционал ёки тасодифий боғлиқликларни урнатувчи математик моделни яратиш тушунилади. Айнан ана шу натижага эришиш учун яхши ишлаб чиқилган маълумотларни қайта ишлашнинг статистик усуллари хизмат қилади. Тажриба бориши натижасида олинган модел фан шу соҳасининг ривожланишига таъсир этувчи зарурий, лекин етарли бўлмаган шартидир. Бу фанларнинг нотехник тармоқларига алоҳида даражада тегишлидир. Хар хил микдорлар ёки жараёнлар уртасида аниқланган статистик алоқалар сабаб боғлиқликларига мос келмаслиги мумкин. Қўзатилаётган микдорлар уртасидаги сабаб муносабатларининг борлиги тунрисидаги масала тадқиқотчи томонидан тажрибани предмет – мазмуний таҳлил асосида ҳал қилиниши керак.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР:

Тажриба.

Тадқиқотчи.

Тажриба объекти, ходисаси, жараёни.

Тажриба маълумотлари.

Тажриба маълумотларини статистик қайта ишлаш

Тажриба натижаси.

Математик модел.

Тажрибани утказиш имкониятлари

Тажриба шароити.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Тажрибалар қаерларда ва нима мақсадларда утказилади?
2. Тажрибаларни утказишга нима учун эътибор ушиб бормокда?

3. Тажриба маълумотларини қайта ишлаш боскичида эътибор нимага қаратилган?
4. Тажриба модели нима максадда ишлатилади?
5. Тажриба қандай қисмлардан иборат?
6. Тажриба қандай тартибда утказилади?
7. Урганилаётган объект турига қура тажриба қандай турларга бўлинади?.
8. Тажриба турларини утказишнинг қандай шароитлари бор?
9. Тажрибаларни синфларга бўлишнинг қандай белгилари мавжуд?
10. Кенг ва тор маънода тажриба натижасининг моҳияти нимадан иборат?
11. Микдорлар уртасидаги сабаб муносабатларининг борлиги қандай ҳал қилинади?

2 – маъруза ТАЖРИБА МАЪЛУМОТЛАРИНИ КАЙТА ИШЛАШНИНГ РЕЖИМЛАРИ ВА АСОСИЙ БОСКИЧЛАРИ.

Маъруза режаси :

1. Тажриба маълумотларини кайта ишлашнинг асосий вазифалари ва боскичлари.
2. Тажриба натижаларини статистик кайта ишлаш режимлари.
3. Маълумотларни статистик кайта ишлаш усуллари танлаш шартлари.
4. Маълумотларни статистик кайта ишлаш воситаларини танлаш шартлари.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Замонавий тажриба утказувчи эга булиши керак булган воситалар ичида маълумотларни тахлил килиш ва кайта ишлашнинг статистик усуллари алохида урин тутди. Бу хар кандай ихтиёрий, етарли даражада мураккаб булган тажриба натижасини тажриба маълумотларини кайта ишламасдан туриб олиб булмаслигини билдиради.

Тажриба маълумотларини кайта ишлашнинг асосий вазифалари ва боскичлари куйидагилар:

1. Тажрибани мазмунли тахлил этиш, тажриба маълумотлари манбаининг дастлабки эхтимоллик моделини тузиш (тадқиқот объекти, воситалари, тажриба утказиш шароитлари моделлари).

2. Тажриба режасини тузиш, хусусан, эрки узгарувчи кийматларини аниклаш, тест сигналларини танлаш, кузатиш хажмини баҳолаш, шунингдек тажриба маълумотларини статистик кайта ишлашнинг усулларини танлаш.
3. Бавосита тажрибаларни утказиш, тажриба маълумотларини йиғиш, уларни руйхатдан утказиш ва ЭХМ га киритиш.
4. Дастлабки статистик кайта ишлаш. Бу боскич биринчи навбатда тадқиқот объекти стохастик моделини тузиш учун танланган статистик усул асосида ётган шартларни текширишга, шунингдек, зарур бўлганда, дастлабки моделни тахрирлаш ва ечимни узгантиришга қаратилган.

Дастлабки кайта ишлаш вақтида, одатда, хусусий масалалар ечилади: кузатилаётган микдор ва бошқаларнинг ҳатоликлари ва чегарадан чикувчи улчамлари йукотилади, таҳлил қилинади, тушириб қолдирилган улчамлар тикланади, улчов маълумотлари зичланади (бир жинслик текширилади, бир улчамлилар бирлаштирилади, маълумотлар гуруҳланади, улчанаётган маълумот параметрлари баҳоланади), тақсимот қонунлари тадқиқ қилинади.

1. Тажриба маълумотларини кейинги статистик таҳлил қилишнинг батафсил режасини ишлаб чиқиш.
2. Тадқиқот объектининг моделини тузишга ва унинг сифатини статистик таҳлил қилишга қаратилган тажриба маълумотларини хусусий статистик кайта ишлаш (иккиламчи, тула, натижавий кайта ишлаш). Баъзан шу босқичнинг узида, масалан, объектга оптимал бошқарувчи таъсирни аниқлашда, унинг ҳолатини экстраполяция қилишда тузилган моделни ишлатиш масаласи ечилади.
3. Тажриба натижаларини расмий – мантикий ва мазмуний тушунтириш, тажрибани давом эттириш ёки тугатиш тугрисида қарор қабул қилиш, тадқиқот натижаларини яқунлаш.

Тажриба натижаларини статистик кайта ишлаш икки асосий режимда амалга оширилиши мумкин.

Биринчи режимда аввал тажриба маълумотлари тула хажмда йигилади ва руйхатдан утказилади, шундан кейингина қайта ишланади, бу тула (белгиланган) хажмни танлаш буйича ахборотларни қайта ишлаш дейилади. Маълумотларни таҳлил қилиш статистик усуллариининг ҳаммасидан фойдаланиш имкониятиниининг борлиги, натижада улардан энг куп тула тажриба ахборотининг олиш мумкинлиги бу режимнинг афзаллиги булиб ҳисобланади. Лекин бундай қайта ишлашга кетадиган вақт истеъмолчини каноатлантирмаслиги, бундан ташқари уни амалга оширишда ЭХМ хотираси сигимига каттик талабнинг қуйилиши, тажрибанинги боришини умуман бошқариб бўлмаслиги мумкин.

Қайта ишлашнинг иккинчи режимда кузатишлар уларни олиб бориш билан параллел утказилади. Қайта ишлашнинг бу тури маълумотларни кетма – кет қайта ишлаш билан ушиб бораётган хажмини танлаш дейилади. Бу режимда хотира сигимига талаблар сезиларли камаяди, тажриба натижаларини экспресс таҳлил қилиш ва унинг боришини тезкор бошқариш имкониятлари тугилади. Қоида буйича, фақат шундай – вақтнинг “реал” масштаблари деб аталувчи холидагина маълумотларни қайта ишлашни амалга ошириш мумкин бўлади. Қайта ишлашнинг бу режими рекуррент алгоритмларни қуллашга асосланган. Тадқиқот объекти тугрисидаги бошлангич ахборот хажмига каттик боғлиқлиги ходисанинги энг аниқроқ моделини ҳосил қилиш максатида статистик таҳлил қилиш усуллариини узгартириш имкониятларининг камлаги бу режимнинг камчилиги булиб ҳисобланади.

Маълумотларни статистик қайта ишлаш усуллариини танлашда ишлатилаётган ҳисоблаш алгоритмларининг самарадорлигини таҳлил қилиш зарур. Бунда алгоритмнинг сифати олинаётган ечимнинг турғунлиги ва аниқлиги, хотиранинги зарурий сигими ва ҳисоб воситаларининг тезкорлиги , алгоритмнинг универсаллиги ва бошқалар билан тавсифланиши мумкин.

Мухим статистик усулларни (регрессияли, дисперсияли, факторли) амалга оширишда ишлатиладиган ҳисоблаш алгоритмларининг асосини чизикли тенгламалар системасини ечиш усуллари ташкил қилади. Ишлаб чиқиладиган

ёки ишлатилаётган алгоритмлар ва ҳисоблаш дастурларини асосли танлаш ёки уларнинг имкониятларни баҳолаш учун уларнинг моҳияти кучли ва кучсиз томонлари тугрисида тасаввурга эга бўлиши керак.

Одатда ҳар хил синфлардаги замонавий ЭХМлар тажриба натижаларини статистик қайта ишлашнинг ҳамма асосий масалаларини ечишга имкон берадиган ва тегишли ҳисоблаш процедураларини амалга оширадиган етарли даражадаги тула дастур таъминотига эга. Шунинг учун куп ҳолларда тадқиқотчига, утказилаётган тажрибада маълумотларни қайта ишлашнинг дастурини тула ишлаб чиқишга зарурият бўлмайди, бунда малакали дастурчи маълум дастурни ишлаб чиқиши ва фойдаланувчи шу стандарт ички дастурга мурожаат этиши етарли. Лекин статистик ва ҳисоблаш процедураларидан, уларнинг моҳияти ва имкониятларини тушунмасдан кур – курона фойдаланиш мавҳум натижаларги олиб келиши ва бу самарали усулларнинг аҳамиятини камайтириши мумкин.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР:

Маълумотларни таҳлил килиш.

Маълумотларни статистик кайта ишлаш.

Эхтимоллик моделлари.

Тажриба режаси.

Тажриба маълумотлари йигиш, руйхатдан утказиш, бирламчи (дастлабки) кайта ишлаш.

Хусусий статистик кайта ишлаш.

Кайта ишлаш режимлари.

Кайта ишлаш алгоритмлари.

Хисоблаш дастурлари.

Замонавий ЭХМлар.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Тажриба маълумотларини таҳлил килиш ва статистик кайта ишлаш усулининг ахамияти.
2. Тажриба маълумотларини кайта ишлашнинг асосий вазифалари ва боскичлари нималардан иборат?
3. Тажриба натижаларини статистик кайта ишлашнинг кандай режимлари мавжуд?
4. Маълумотларни статистик кайта ишлаш усулларини танлашнинг кандай шартлари бор?
5. Маълумотларни статистик кайта ишлашда қайси воситалар танланади?
6. Тажриба маълумотларини кайта ишлашда ҳисоблаш алгоритмлари ва дастур таъминоти кандай роль уйнайди?

3 – маъруза. АСОСИЙ СТАТИСТИК УСУЛЛАР ТУГРИСИДА УМУМИЙ МАЪЛУМОТЛАР. ДАСТЛАБКИ КАЙТА ИШЛАШНИНГ АСОСИЙ МАСАЛАЛАРИ.

Маъруза режаси:

1. Математик статистиканинг асосий қисмига таянган усуллар тугрисида умумий маълумотлар.
2. Корреляцияли таҳлил ҳақида умумий тушунчалар.
3. Дисперсион таҳлил ҳақида умумий тушунчалар.
4. Регрессияли таҳлил ҳақида умумий тушунчалар.
5. Факторли таҳлил ҳақида умумий тушунчалар.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Тажриба маълумотларини қайта ишлаш масалаларини ечишда математик статистиканинг икки асосий қисмига таянган усуллардан фойдаланилади. Бу усулларга тажриба моделини баён этишда ишлатиладиган номаълум параметрларни статистик боҳолаш назарияси ва таҳлил қилинаётган моделнинг табиати ёки параметрлари ҳақидаги статистик башоратларни текшириш назарияси қиради.

Тажриба маълумотларини кайта ишлашда, энг биринчи навбатда, муҳандислик ва физик тажрибаларда кенг қулланиладиган қуп улчовли статистик таҳлилнинг асосий усуллари:

- корреляцияли таҳлил;
- дисперсион таҳлил;
- регрессияли таҳлил;
- факторли таҳлил қиради.

Корреляцияли таҳлил.

Бу таҳлилнинг моҳияти икки ва ундан ортиқ тасодифий миқдорлар уртасидаги боғлиқлик эҳтимоллиги (одатда қизикли) даражасини аниқлашдан иборат. Бундай тасодифий миқдорлар тупламага бошланғич эркли узгарувчилар, шунингдек натижавий (эрксиз) узгарувчи қиради. Охири ҳолда корреляцияли таҳлил натижавий факторга энг салмоқли таъсир этувчи факторлар ёки регрессорларни (регрессияли моделда) танлаб олишга имкон беради. Танланган миқдорлар кейинги таҳлилда, хусусан, регрессияли таҳлил утқизишда ишлатилади. Корреляцияли таҳлил узгарувчилар уртасидаги олдиндан номаълум бўлган сабаб-натижа боғлиқликларини аниқлашга ёрдам беради. Бунда узгарувчилар уртасидаги корреляциянинг борлиги сабаб боғлиқликлари мавжудлигининг факат зарурий, лекин етарли бўлмаган шартидар.

Тасодифий миқдорлар уртасидаги қизикли боғлиқлик мавжудлиги эҳтимолини корреляция коэффиценти ёки корреляция нисбати курсатади. Маълумотларнинг таксимот қонунига боғлиқ равишда бу курсаткичларни аниқлашнинг ҳар хил усуллари бор. Тажриба маълумотларини қайта ишлаш масалаларига нисбатан корреляцияли таҳлил дастлабки қайта ишлаш босқичида ишлатилади.

Дисперсион таҳлил.

Бу усул (усуллар гуруҳи) сифат факторларига боғлиқ бўлган тажриба натижаларини қайта ишлашда ва факторларнинг қузатиш натижаларига таъсир қучини баҳолашда ишлатилади. Унинг моҳияти натижавий узгарувчи

дисперсиясини хар бири у, ёки бу факторнинг шу узгарувчига таъсирини тавсифловчи бир нечта эркин таъкил этувчиларига ажратишдан иборатдир. Бу узгарувчиларни таккослаш факторлар таъсир кучини бахолашга имкон беради.

Мухандислик ва физик тажрибаларни утказишда дисперсион тахлил одатда буйсунувчи рол уйнайди. У, масалан, бошлангич кайта ишлаш боскичида тажриба маълумотларининг бир жинслилиги тугрисидаги башоратни, регрессияли тахлилда эса, хосил булган моделнинг хакконийлигини текширишда ишлатилади.

Регрессияли тахлил.

Бу тахлил усуллари микдорий натижавий ва фактор узгарувчиларни богловчи моделнинг параметри хамда таснифини урнатишга, шунингдек унинг тажриба маълумотлари билан мос келиш даражасини бахолашга ердам беради. Статистик тахлилнинг умумий куриниши кузатилаётган ва натижавий узгарувчилар микдорий булган холда тажрибанинг бош масаласини ечишга имкон беради ва бу маънода шу турдаги тажриба маълумотларини кайта ишлашда асосий булиб хисобланади.

Факторли тахлил.

Бу тахлил узаро кучли коррелирланган ва моделда ишлатилаётган “ташки” факторлар ва оз сондаги “ички” факторлар билан алмаштирилиши кераклиги ёки керакмаслигини аниклайди. Бу “ички” факторларни улчаш кийин ёки мумкин эмас, лекин улар “ташки” факторларнинг табиатини шу билан натижавий узгарувчилар табиатини аниклайди. Факторли тахлил, маълум маънода, башоратларнинг гипотетик моделлари, улар структураларининг пайдо булиши манбаи булиб хисобланади. Факторли тахлил узгарувчиларнинг узаро богликлик структурасини олдиндан билмасдан ёки у тугрида хеч кандай бошлангич маълумотга эга булмасдан туриб богликликнинг структураси тугрисидаги башоратларни олдинга суриш имконини беради. Бу структура кузатишлар натижасидан аникланади. Олинган башоратлар кейинги

тажрибаларнинг олиб борилиши билан текширилади Реал мавжуд булган богликликларни етарли аникликда такрорловчи ва аник акс эттирувчи оддий структурани топиш факторли тахлилнинг асосий вазифасидир.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР:

Корреляцияли тахлил.

Дисперсион тахлил.

Регрессияли тахлил.

Факторли тахлил.

Эрки ва эрксиз узгарувчилар.

Корреляция коэффицieti.

Натижавий ва фактор узгарувчиларни богловчи модел.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ.

1. Тажриба маълумотларини кайта ишлаш математик статистика асосий кисмининг кандай усулларига таянган?
2. Куп улчовли статистик тахлилнинг кандай асосий усуллари мавжуд?
3. Корреляцияли тахлилнинг мохияти нимада?
4. Дисперсион тахлилда нима ишлар килинади?
5. Регрессияли тахлил нима билан шугулланади?
6. Факторли тахлилнинг мохияти нимада?

II МАВЗУ.

ТАЖРИБА МАЪЛУМОТЛАРИНИ ДАСТЛАБКИ КАЙТА ИШЛАШ МАКСАДЛАРИ.

Эмпирик боғлиқликларни тузишда статистик усуллардан самарали фойдаланиш учун тажриба маълумотлари ёки кузатиш натижаларини олдиндан статистик кайта ишлаш зарур.

Курсаткич кийматларини улчаш ёки бошқа сабаблар натижасида пайдо булган купол хатолар, шубхали кийматлардан халос булиш маълумотларни дастлабки кайта ишлашнинг асосий мазмунини ташкил килади.

Улчам натижалари тахсимотининг нормал тахсимот конунига мос келишини текшириш дастлабки кайта ишлашнинг яна бир муҳим моментиدير. Агар бу башоратни куллаб булмаса, унда тажриба маълумотлари кандай тахсимот конунига мос келишини аниқлаш ва, агар бу мумкин булса, бу тахсимотни нормал курунишга келтириш керак. Шу ишларни бажаргандан кейингина эмпирик формулалар тузишга утиш мумкин.

4 – маъруза. ЭМПИРИК ТАКСИМОТНИНГ СТАТИСТИК КУРСАТКИЧЛАРИ

Маъруза режаси:

1. Тажриба маълумотларини дастлабки кайта ишлаш мақсадлари.
2. Урта кийматни ҳисоблаш тартиби.
3. Урта кийматдан берилган киймат фарқини ҳисоблаш тартиби.
4. Дисперсия (иккинчи марказий моментни)ни ҳисоблаш тартиби.
5. Урта квадратик фарқланишни ҳисоблаш тартиби.
6. Ихтиерий тартибли моментларни ҳисоблаш тартиби.
7. Вариация коэффицентини ҳисоблаш тартиби.
8. Статистик курсаткичларни амалий мисолни ечишда куллаб курсатиш.
9. Тенгмас узокликдаги улчам натижалари учун статистик курсаткичларни ҳисоблаш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Бундан кейин ҳамма вақт узлуксиз тақсимланган тасодифий миқдорлар тугрисида гап боришини таъкидлаймиз.

Тасодифий миқдор $X_1, X_2, \dots, X_n$ кузатишларининг чекли катори берилган бўлсин. Кузатилаётган курсаткичнинг **урта кийматини** қуйидаги формула билан ҳисоблаш керак:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad i = 1, \bar{n} \quad (4.1)$$

$\bar{X}$ – эмпирик ёки танлама урта кийматни билдиради. Бу курсаткичдан фойдаланиб, ҳар бир кузатишнинг **урта кийматдан фарқини** (D_i) топиш мумкин:

$$d_1 = x_1 - \bar{x}, \quad (4.2)$$

Қуйидаги миқдор **дисперсия** ёки эмпирик тақсимотнинг **иккинчи марказий моменти** дейилади:

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \quad (4.3)$$

$$S^2 = m_2,$$

Бир улчамли эмпирик тақсимотда **ихтиёрий тартибли момент** деб, кузатиш натижаларининг ихтиёрий сондан k -даражалари фарқлар: йигиндисининг туплам ҳажми (n) га бўлинган киймати тушунилади:

$$m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - c)^k, \quad (4.4)$$

бу ерда сонлар натурал каторининг ихтиёрий кийматини қабул қилиши мумкин. Агар $C=0$ булса, **момент бошлангич** дейилади. **Биринчи тартибли бошлангич момент** X танлама урта кийматга тенг. Ҳақиқатдан ҳам X ни қуйидаги формуладан топиш мумкин:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - 0)^1, \quad (4.5)$$

бу формула (1.1) формулага тенг қучли, $C = \bar{X}$ да, юқорида айтганимиздек, **момент маркази** булади. **Биринчи марказий момент**:

$$m_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^1 = 0, \quad (4.6)$$

Иккинчи марказий момент (4.3) формула еки

$$m_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \quad (4.7)$$

Эмпирик таксимотнинг S^2 дисперсиясини ифодалайди. δ^2 уша назарий таксимот дисперсиясини баҳолашни қуйидаги формула орқали топиш мумкин:

$$S = \sqrt{S^2}; \quad (4.8)$$

$$\bar{S} = \sqrt{\bar{S}^2}, \quad (4.9)$$

бошқа моментлардан **учинчи ва туртинчи моментлар** купрок ишлатилади:

$$m_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3, \quad (4.10)$$

$$m_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4 \quad (4.11)$$

V **вариация коэффицентининг** танлама киймати кузатилаётган тасодикий микдор нисбий узғариши меъёри булиб, қуйидаги формула билан ҳисобланади:

$$v = \bar{S} / \bar{x}. \quad (4.12)$$

Вариация коэффиценти % ларда ҳам ҳисобланиши мумкин:

$$V = \frac{\bar{S}}{\bar{X}} 100\%, \quad (4.13)$$

Таксимот катталиклари танлов кийматларининг танлов туплами тасодикий булгандагина маънога эга булади. Одатда амалиётда $X_1, X_2, \dots, X_n$ тасодикий микдорлар ва уларнинг урта кийматдан фарқи улчов хатоликлари

“табиат хатолик”лари ва х.к.лар таъсирида булади. Уз навбатида, хатоликлар куп факторлар таъсири натижасидир.

Кургазмали мисол сифатида $\bar{X}, S, \bar{S}$ моментлар ва V ни йигирма ёшлик учинчи курс гурух талабаларининг буйини улчаш натижаларини ҳисоблаш билан курсатиш мумкин. Ҳисоблашларни жадвал шаклида (1.1 жадвал) олиб бориш кулай. Одатда математик статистикада ҳамма ҳисоблашлар жадвал курунишида олиб борилади, чунки бу усул кулай, кургазмали, шархлаш ва ҳар бир боскичда ҳисоблашларни текшириш имконини беради.

4.1.жадвал

N п/п	Рост, см	d_i , см	d_i^2	№ п/п	Рост, см	d_i , см	d_i^2
1	2	3	4	5	6	7	8
1	183	+7,34	53,88	31	172	-3,66	13,40
2	170	-5,66	32,04	32	176	+0,34	0,12
3	176	+0,34	0,12	33	167	-8,66	74,99
4	178	+2,34	5,48	34	166	-9,66	93,32
5	176	+0,34	0,12	35	180	+4,34	18,84
6	180	+4,34	18,84	36	183	+7,34	53,88
7	176	+0,34	0,12	37	176	+0,34	0,12
8	185	+9,34	87,23	38	182	+6,34	40,19
9	184	+8,34	69,56	39	178	+2,34	5,48
10	174	-1,66	2,75	40	172	-3,66	13,40
11	168	-7,66	58,68	41	185	+9,34	87,23
12	174	1,66	2,75	42	183	+7,34	53,88
13	189	+13,34	177,95	43	175	-0,66	0,43
14	172	-3,66	13,39	44	174	-1,66	2,75
15	175	-0,66	0,43	45	180	+4,34	18,84
16	167	8,66	74,99	46	166	-9,66	93,32
17	179	+3,34	11,16	47	169	-6,66	44,36
18	176	+0,34	0,12	48	171	4,66	21,71
19	169	-6,66	44,35	49	178	+2,34	5,48
20	178	+2,34	5,48	50	169	-6,66	44,36
21	169	-6,66	44,35	51	170	-5,66	32,04
22	171	-4,66	21,72	52	179	+3,34	11,16
23	170	5,66	32,04	53	171	-4,66	21,72
24	177	+1,34	1,79	54	178	+2,34	5,48
25	176	+0,34	0,12	55	173	-2,66	7,07
26	179	+3,34	11,16	56	177	+1,34	1,79
27	174	-1,66	2,75	Σ	9837	+0,04	1695,90
28	176	+0,34	0,12				
29	188	+12,34	152,27				
30	178	+2,34	5,48				

Маъруза тингловчи жамоани ҳосил қилишда талабаларнинг буйи ҳисобга олинмайди, шунинг учун танловни тасодифий дейиш мумкин. Бу ҳолда купол хато махсус солдат полкларини ташкил қилишда танлов катталикларини

хисоблашда учраши мумкин эди. (3) ва (7) устунлар йигиндиси назарий жихатдан нолга тенг булиши керак (1-тартибли марказий момент), бу эса хисоблашлар тугрилигини текшириш учун оралик боскич булиб хизмат килади. Лекин икки хонали аниклик билан хисобланганда хамма вақт, хисоблашнинг маълум коидаларига (яхлитлаш) риоя килинган булса ҳам, катта булмаган богликмаслик учрайди. 56 талабадан тузилган гурух талабасининг уртача буйи 175,66 см га тенг.

Юкорида айтилган 4.1 жадвал буйича топилган туплам курсаткичларини хисоблаш натижалари 4.2 жадвалда келтирилган.

4.2 жадвал

Таксимотнинг танлов курсаткичлари

$\bar{X}$	S	$\bar{S}$	m_1	m_2	m_3	m_4	V%
175,66	5,50	5,55	+0.04≈0	30,28	45,14	2356,27	3,00

Бу жадвалда урта киймат $\bar{X}$, урта квадратик фаркланишлар S ва $\bar{S}$ туртта моментлар ва V вариация коэффиценти кийматлари келтирилган. Назарий нормал таксимот учун ток моментлар киймати нолга тенг.

4.2 – жадвалдан куришиб турибдики, кузатилаётган курсаткич узгариши нисбий курсаткичи унчалик катта эмас. Туплам хажми усса, V кийматнинг ҳам усишини кутиш мумкин. Амалиётда V нинг катта кийматларини, шу жумладан 33% дан катта кийматларини ҳам учратиш мумкин.

Юкорида айтилганларнинг хаммаси тенг узокликдаги улчамларга ва кузатишларга, яъни нормал таксимот конунига буйсунувчи факат тасодифий хатоликларга эга булган улчамларга тегишли.

Амалиётда, кандайдир курсаткични купрок ишончлирок аниклаш учун турлича келиб чиккан, хар хил асбоблар ва усуллар билан бажарилган улчамларни туплашга тугри келади. Бу холда улчамнинг тасодифий хатоликлардан ташкари мунтазам хатоликлар ҳам булади. Бундай улчам хатоликлари тенгмас узокликдаги улчамлар дейилади.

Агар тенгмас узокликдаги улчам натижалари $X_1, X_2, \dots, X_n$ булса, уларни тенг узокликдаги ва улчаш аниклиги бир хил булган кисмлар учун урта

кийматлар деб ҳисоблаб, асосий танлов курсаткичларини куйидаги формулалар оркали топиш мумкин:

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n m_i x_i, \quad (4.1a)$$

$$\bar{S} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n m_i (x_i - \bar{X})^2}, \quad (4.4a)$$

бу ерда $N = \sum_{i=1}^n m_i$, улчамлар учун унинг салмоги тушунчасини куллаб, бу

формулаларни куйидагича ёзамиз:

$$\bar{X} = \frac{w_1 x_1 + w_2 x_2 + \dots + w_n x_n}{w_1 + w_2 + \dots + w_n} = \frac{1}{w} \sum_{i=1}^n w_i x_i, \quad (4.1 б)$$

бу ерда $w = \sum_{i=1}^n w_i$,

$$\bar{S} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n w_i (x_i - \bar{X})^2}{w(n-1)}}, \quad (4.2 б)$$

бу ерда $w_i = \frac{m_i}{S_i^2}$, $S_i^2 = \frac{1}{m_i - 1} \sum_{j=1}^{m_i} (x_{ij} - x_i)^2$, $i = \overline{1, n}, j = \overline{1, m_i}$

$X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ij}, \dots, X_{imi}$ i -қисмда X_i урта қийматга тенг булган улчам натижалари.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Маълумотларни статистик қайта ишлаш.

Урта қиймат.

Урта қийматдан фаркланиш.

Дисперсия.

Урта квадратик фаркланиш.

Ихтиерий тартибли моментлар.

Вариация коэффиценти.

Тенгмас узокликдаги натижалар учун статистик курсаткичлар.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ.

1. Тажриба маълумотларини дастлабки қайта ишлаш мақсадлари нимадан иборат?
2. Урта қиймат каерларда ишлатилади ва уни ҳисоблаш тартиби?
3. Урта қиймат кандай топилади?
4. Дисперсияни (иккинчи марказий моментни) ҳисоблаш формуласи ва унинг ишлатилиши?
5. Урта квадратик фаркланиш кандай ҳисобланади?
6. Ихтиерий тартибли моментларнинг мохияти нимада ва уларни ҳисоблаш формулалари?
7. Вариация коэффиценти нима мақсадда ишлатилади?

5-маъруза. КУПОЛ ХАТОЛАРНИ САРАЛАШ

Маъруза режаси:

1. Купол хатоларнинг пайдо булиш сабаблари.
2. Максимал нисбий фаркланишни ҳисоблашнинг биринчи усули.
3. Максимал нисбий фаркланишни ҳисоблашнинг иккинчи усули.
4. Стъудент таксимот усули.
5. Купол хатоларни саралашни амалий мисолда бажариш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Дастлабки тажриба маълумотлари, одатда, сифатига кура бир жинсли булмайдилар. Тажриба маълумотларини ялпи улчашда йул куйилиши мумкин булган кичик хатоликлар билан бир каторда, купинча кузатувчининг эътиборсизлиги, улчов асбобларининг носозлиги, ЭХМга нотугри киритилиши ва бошқалар натижасида купол хатоларга йул куйилади. Шунинг учун маълумотлар сифатини тахлил килмасдан, чегарадан четга чикувчи миқдорларнинг кейинги кайта ишлаш натижаларига таъсирини камайтириш еки уларни умуман олиб ташламасдан иш олиб борилса, урганилаётган объект еки ходиса тугрисида сохта хулосаларга келиш мумкин.

Купол хатоларни саралашнинг ҳар хил усуллари бор. Шулардан энг оддийлари билан танишамиз. Агар тажриба туплам натижалари катта булмаса ($n \leq 25$), унда **максимал нисбий фаркланишни** ҳисоблаш усулидан фойдаланиш мумкин.

$$|X_i - \bar{X}| / \bar{S} \leq \tau_{1-p}, \quad (5.1)$$

бу ерда X_i – тупламининг чекка (энг катта ёки энг кичик) элементи, бу элементга нисбатан $\bar{X}$ ва $\bar{S}$ лар ҳисобланади.

$\tau_{1-p} - \tau$ кийматининг $g=1-p$ ишончлилик эҳтимоллиги билан ҳисобланган жадвал киймати.

Шундай қилиб, гайри табиий кийматни ажратиш учун

$$\tau = |x_i - \bar{x}| / \bar{S}, \quad (5.2)$$

ҳисобланади, кейин у τ_{1-p} жадвал киймат билан таққосланади:

$$\tau \leq \tau_{1-p}, \quad (5.3)$$

Агар бу тенгсизлик бажарилса, урганилаётган кузатиш киймати тупламдан олиб ташланмайди, акс ҳолда, у тупламдан чиқариб ташланади. У, ёки бу кузатиш ёки кузатишлар тупламдан чиқариб ташлангач, эмпирик тақсимотнинг курсаткичлари қайтадан қискарилган туплам учун ҳисобланади.

τ статистика тақсимоти квантиллари $P=0,10$; $P=0,05$; $P=0,025$; $P=0,01$; киймат ёки $1 - P = q = 0,90$; $0,95$; $0,975$; $0,99$ эҳтимоллик ишонч даражаларида услубий қулланманинг 1-иловасида берилган. Амалиётда эса одатда $P=0,05$ киймат даражаси ишлатилади (натижа 95 % ишончлилик эҳтимоллиги билан олинади).

Саралаш жараёнини навбатдаги максимал нисбий фаркланишнинг абсолют киймати бўйича ҳам такрорлаш мумкин, лекин бунда $\bar{X}$ ва $\bar{S}$ ларни янги $n-1$ ҳажм туплам учун олдиндан қайтадан ҳисоблаб чиқариш зарур.

Кичик туплам учун купол хатоларни саралашнинг бошқа усулини
курамиз. Бунинг учун қуйидагини ҳисоблаймиз

$$\tau' = \frac{|x_i - \bar{x}|}{\sqrt{(n-1)/n \cdot \bar{S}}}, \quad (5.4)$$

Хосил булган натижа услубий кулланманинг 2-иловасидан (n ва 1- P га мос килиб) олинган мезон киймати билан таккосланади. (5.4) формулага (5.2) формула билан таккослаб, $1/\sqrt{(n-1)/n}$ аникловчи коэффициент киритилган.

Купол хатоларни саралашни катта туплам учун ҳам олиб бориш мумкин. Амалий максадларда купрок **Стьюдент таксимоти жадвали**дан фойдаланиш мумкин. Стьюдент таксимоти нормал таксимот билан боглик булган таксимотлар гурухига киради.

Маълумки, τ_p (P-нормаллаштирилган танлов фаркланишининг фоиз нуктаси) - Стьюдент таксимотининг мезон нукталари $\tau_{p,n-2}$ оркали ифодаланади.

$$\tau_{(p,n)} = \frac{t_{(p,n-2)} \sqrt{n-1}}{\sqrt{n-2 + (t_{(p,n-2)})^2}}, \quad (5.5)$$

Шуни ҳисобга олиб, катта тупламлар учун улчам купол хатоликларни саралашда қуйидаги жараёни тавсия қилиш мумкин:

1) 4.1-жадвалдан катта фаркланишга эга булган кузатиш танланади:
 $189.00 - 175.66 = 13.34$;

2) (5.2) –формула буйича

$$\tau = |X_i - \bar{X}| / \bar{S} = 13.34 / 5.55 = 2.40, \quad \text{хисобланади.}$$

3) 3-илова буйича Стьюдент t–таксимотининг фоиз нукталари $t_{(p,n-2)}$ топилади:

$$t_{(5\%,54)} = 1.6735; \quad t_{(0.1\%,54)} = 3.2574,$$

4) (5.5) формула буйича тегишли нукталар $\tau_{(5\%,56)} = 1.647$; $\tau_{(0.1\%,56)} = 3.005$ хисобланади.

$\tau = 2.40$ киймат иккита жадвал мезон кийматлари уртасида жойлашган:
 $1.647 < 2.40 < 3.005$. Бундай ҳолда ажратилган курсаткични эҳтиётлик билан тупламдан чиқариш, яхшиси эса буни умуман қилмаслик керак.

Фараз киламиз, 4.1-жадвални кучиришда хакикатдан ҳам купол хатога йул куйилди; масалан, 13-сатрда 189 см урнига 289 см (бундай баландликда инсон одатда булмайди) ёзилди. Бунда $\tau = (289.00 - 175.66) / 5.55 = 113.34 / 5.55 = 20.42$. Нисбий фаркланишнинг олинган киймати сузсиз жадвал мезон кийматидан (Рнинг ихтиёрий сонида) $\tau_{p,n}$ катта, демак, бундай кузатиш купол хато сифатида хисобдан чиқарилиши керак. Юкоридаги мисолдан куришиб турибдики, максимал нисбий фаркланишларни хисоблаш жараенида уни уч гуруҳга булиш мумкин:

$$1) \tau \leq \tau_{(5\%,n)}; 2) \tau_{(5\%,n)} < \tau < \tau_{(0.1\%,n)}; 3) \tau > \tau_{(0.1\%,n)},$$

Биринчи гуруҳга кирувчи кузатишларни, зинхор хисобдан чиқариш мумкин эмас.

Иккинчи гуруҳ кузатишларини, агар бу жараён фойдасига тажриба утказувчининг бошқа фикрлари ҳам булса (масалан, урганилаётган ходисанинг физик, химик ва бошқа хусусиятларини урганиш натижасида килинган хулосалар), саралаш мумкин.

Учинчи гуруҳ кузатишларида эса ҳамма вақт шубхали элементларни тупламдан чиқариш керак.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР

Купол хатолар.

Максимал нисбий фаркланиш.

Жадвал киймат.

Эмпирик таксимот курсаткичлари.

Кискартирилган туплам.

Урта киймат .

Урта квадратик фаркланиш.

Мезон киймат.

Стъюдент таксимот жадвали.

Стъюдент таксимоти мезон нукталари.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Купол хатолар кандай пайдо булади?
2. Тажриба туплами 25 дан кичик булган холларда купол хатолар кандай усуллар билан аникланади?
3. Максимал нисбий фаркланиш усулининг мохияти нимада?
4. Кичик тупламлар учун купол хатони аниклашнинг жадвал киймати билан таккослаш усулининг мохияти нимада?
5. Катта тупламлар учун купол хатони саралашнинг Стъюдент таксимот жадвалидан фойдаланиш тартиби кандай?

6 – маъруза. ТАКСИМОТ НОРМАЛЛИГИ БАШОРАТИНИ ТЕКШИРИШ

Маъруза режаси.

1. Таксимот нормаллигини урта абсолют фаркни хисоблаб аниклаш усули.
2. Вариация фаркланиши усули.
3. Ассимметрия ва эксцесс усули.
4. Стандарт нормал таксимот усули.
5. Колмагоров-Смирнов мезони усули.
6. Усулларни танлаш мезонлари.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Унча катта булмаган ($n < 120$) танлама тупламлар учун таксимот нормаллигини текширишда куйидаги оддий тавсиялар берилади. Бунинг учун куйидаги формула буйича урта абсолют фаркни (УАФ) хисоблаш керак:

$$УАФ = \sum |x_i - \bar{x}| / n, \quad (6.1)$$

Такрибан нормал таксимотга эга булган туплам учун куйидаги ифода тугриkdir:

$$|УАФ / \bar{S} - 0,7979| < 0,4 / \sqrt{n}, \quad (6.2)$$

4.1-жадвал кийматларига кура

$$УАФ = \sum |x_i - \bar{X}| / 4 = 247 / 56 = 4,41,$$

Бу кийматларни (6.2) га куямиз:

$$|4,41/5,55 - 0,7979| < 0,4/\sqrt{56}; 0,0032 < 0,0535,$$

Демак, 1.1-жадвал танлама туплам маълумотларининг нормаллиги тугрисидаги башорат тасдикланади.

УАФ дан фойдаланиб, шунингдек 95% ишончлилик эхтимоллиги билан μ ни $\bar{X} : \mu = \bar{x} \pm 0,35 \cdot 4,41$ буйича баҳолаш мумкин, 0,35 коэффициент $n=56$ ва $p=0,95$ кийматларда 4-илова жадвалдан олинади.

Шундай қилиб, қурилган мисолда $\mu = 175,66 \pm 1,54(\text{см})$. Бу маълумотга кура катта тупламда йигирма ёшлик йигитларнинг уртача ёши 174,12 дан 177,20 см гача булади.

Танлама туплам элементлари $3 < n < 1000$ булган ҳол учун таксимот нормаллигини R вариация фаркланишидан фойдаланиб, нисбатан тез текшириш усули билан бажариш мумкин.

Бунда R/S нисбати ҳисобланади ва бу нисбат илова 5 да келтирилган критик юкори ва қуйи чегаралари билан таккосланади.

Агар R/S қуйи чегарадан кичик ёки юкори чегарадан катта булса, нормал таксимот йук. Айниқса бу шарт $P=0,10$ (10% аҳамият даражаси)да бажарилиши муҳимдир. Қурилган мисолда $R/S = 23/5,55 = 4,144$. $N = 56$ ва $P=0,10$ курсатилган жадвал буйича юкори ва қуйи чегара мос равишда 4,03 ва 5,23 га, яъни $4,03 < 4,144 < 5,23$ га тенг. Демак, таксимотнинг нормаллиги бу мезон буйича ҳам тасдикланади.

Асимметрия ва эксцесс курсаткичларининг тахлили эмпирик таксимотнинг нормал таксимотга яқинлиги тугрисидаги баъзи бир тасаввурларни беради. 4.2-жадвалнинг маълумотларидан фойдаланиб, асимметрия курсаткичларини қуйидаги формула буйича ҳисоблаш мумкин:

$$g_1 = m_3 / m_2^{3/2}, \quad (6.3)$$

Симметрик таксимотлар учун $m_3=0$ ва $g_1=0$. Нормал таксимот учун $m_3 / m_2^2 = 3$

Эмпирик таксимот ва нормал таксимотни таккослашни кулайлаштириш учун эксцесс курсаткичи сифатида

$$g_2 = m_4 / m_2^3 - 3, \quad (6.4)$$

кабул килинади. Курилайтган мисолда $g_1 = m_3 / m_2^{3/2} = 45,14/166,62 \neq 0$, Демак, баъзи бир асимметрия

$$g_2 = m_4 / m_2^3 - 3 = 2356,27/916,88 - 3 = 2,57 - 3 = 0,43 < 0, \text{ уз урнига эга булади.}$$

Шунингдек катта булмаган эксцесс ҳам булади.

Асимметрия ва эксцесс учун силжиш бахолар куйидаги формулалардан топилади:

$$G_1 = \frac{\sqrt{n(n-1)}}{n-2} g_1, \quad (6.5)$$

$$G_2 = \frac{(n-1)}{(n-2)(n-3)} [(n+1)g_1 + 6], \quad (6.6)$$

$$\text{Бу холда } G_1 = 0,28; G_2 = -0,35,$$

Таксимот нормаллигини текшириш учун шунингдек асимметрия ва эксцесс курсаткичлари учун урта квадратик фаркланишни ҳам хисоблаш керак.

$$S_{G_1} = \sqrt{\frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)}}, \quad (6.7)$$

$$S_{G_2} = \sqrt{\frac{24n(n-1)^2}{(n-3)(n-2)(n+3)(n+5)}}, \quad (6.8)$$

$$S_{G_1} = 0,32; S_{G_2} = 0,63 \text{ га эгамиз.}$$

Агар

$$|G_1| \leq 3 \cdot S_{G_1}, \quad (6.9)$$

$$|G_2| \leq 5 \cdot S_{G_2}, \quad (6.10)$$

шарт бажарилса тадқиқ қилинаётган таксимот нормаллиги тугрисидаги башорат қабул қилиниши мумкин. Бу мисолда $0,28 < 0,96$ ва $0,35 < 3,15$, демак, курсатилган шартларнинг бажарилиши таксимот нормаллиги тугрисидаги башоратни қабул қилиш мумкинлигини билдиради.

Таксимот нормалигини χ^2 -мезон буйича текшириш усулини кураимиз. χ^2 -мезоннинг кулланилиши стандарт-нормал таксимот деб аталувчи хоссани куллашни назарда тутлади. Эгри чизикнинг стандарт нормал таксимот тенгламаси куйидаги курунишга эга:

$$y = f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} \cong 0,4e^{-z^2/2}, \quad (6.11),$$

бу ерда $z = (x - \mu) / g$.

Эгри чизик стандарт нормал таксимот ординатаси жадвал кийматлари хисобланган ва илова 6-да келтирилган.

Хисоблашлар 6.1-жадвал маълумотларидан фойдаланиб, жадвал шаклида бажарилади.

Жадвал 6.1

Бошлангич маълумотлар массивини синфларга булиш, частоталарни хисоблаш.

№	Синфлар	Оралик уртаси	Частоталар		
			Абсолют	Нисбий	Нисбий тупланган
1	165 дан 169 гача	167	5	0.089	0.089
2	169 дан 173 гача	171	13	0.232	0.321
3	173 дан 177 гача	175	15	0.268	0.589
4	177 дан 181 гача	179	14	0.250	0.839
5	181 дан 185 гача	183	5	0.089	0.928
6	185 дан 189 гача	187	4	0.072	1.000

Хисоблашлар услубиёти ва натижаси 6.2-жадвалда берилган. Бу жадвалда χ^2 кийматлар

$$\hat{\chi}^2 = \Sigma(B - E)^2 / 2, \quad (6.12)$$

формула буйича хисобланган, бу ерда В – кузатилаётган частота (6.1-жадвал), Е - стандарт нормал таксимот буйича кутиладиган частота.

6.2-жадвал

χ^2 мезонни хисоблаш жараёни

Синф N	X	ораликлар B	X^2	Bx	BX^2	$\bar{X}$	$\bar{X} - \bar{X}$	$\frac{ X - \bar{X} }{\sqrt{S}}$	F(z) ордината	F(z)k	E	B-E	$(B-E)^2$	$(B-E)^2/E$
1	167	5	27889	835	139445	-8.93	1.66	0.1006	4.18	4.18	4.18	0.82	0.67	0.16
2	171	13	28241	2223	380133	-4.93	0.91	0.2637	10.97	10.97	10.97	2.03	4.12	0.38
3	175	15	30625	2625	459375	-0.93	0.17	0.3932	16.37	16.37	16.37	-1.37	1.88	0.11
4	179	14	32041	2506	448574	3.07	0.57	0.3391	14.11	14.11	14.11	-0.11	0.01	0.0007
5	183	5	33489	915	167445	7.07	1.31	0.1691	7.03	9.06	9.06	-0.06	0.004	0.0004
6	187	4	34969	748	139876	11.07	2.05	0.0488	2/03					
Σ		56			1734848	9852								0.651

6.2-жадвалда $\hat{\chi}^2$ мезон 0,651 га тенг. Озод даражалар сони $\gamma = n_{\text{синф}} - 1 - 2$, чунки $\bar{X}$ ва $\bar{S}$ икки параметр бахоланаяпти. ($n_{\text{синф}}$ – ораликлар сони); Илова 8 дан жадвал кийматини топамиз:

$$\chi^2_{(x;10)} = 4,605 \gg 0,651 = \hat{\chi}^2,$$

Шундай килиб, кузатилаётган частоталар нормал таксимланганлиги тугрисидаги башорат 10% даражада кабул килинади.

6.2-жадвал маълумотларидан таксимотнинг нормаллиги тугрисидаги башоратни Колмогоров-Смирнов (К-С) мезони ёрдамида текшириш учун ҳам фойдаланамиз, бунинг учун куйидагини хисоблаймиз:

$$\hat{D} = \frac{\max |F_B - F_E|}{n}, \quad (6.13)$$

бу ерда, F_B -жамланган кузатилаётган частота; F_E -жамланган кутилаётган частота.

Хисоблашлар 6.3-жадвалда келтирилган. B ва E учун маълумотлар 6.3-жадвалда 6.2-жадвалдан олинган F_6 ва $F_E - B$ ва E частоталарнинг тупланишидан хосил килинган. Шундан кейин, $F_B - F_E$ нинг максимал киймати танланади ва у буйича Колмогоров– Смирновнинг $\hat{D}$ мезони хисобланади. Хосил булган киймат илова 9 ($\hat{D} \leq D^T$) – жадвалидан олинган критик киймати билан таккосланади. $D_{(56;0,10)} = 0,167 \gg 0,005 = \hat{D}$ га эгамиз, яъни юкорида килинган

хулосани килиш мумкин: нормал таксимот башорати катъий 10% ли даражада кабул килинади.

6.3-жадвал

К-С мезонини хисоблаш натижалари

B	5	13	15	14	5	4
E	4,18	10,97	16,37	14,11	7,03	2,03
F_B	5	18	33	47	52	56
F_E	4,18	15,15	31,52	45,63	52,66	54,69
$ F_B - F_E $	0,82	2,85	1,48	1,37	0,66	1,31

$$\hat{D} = 2,85/56 = 0,05,$$

Нормал таксимотни текширишнинг энг куп ишлатиладиган усуллари мана шулардан иборат. Бу усулларни қандай ишлатиш мумкин ва у, ёки бу ҳоллардан қайси пайтда фойдаланиш мумкин?

Асимметрия ва эксцесс курсаткичлари бўйича таксимот нормаллигини текшириш моментлардан фойдаланишни жуда яхши курсатган, шунингдек у ЭХМ да хисоблашда жуда қулай.

К-С мезони бўйича текшириш жуда оз ҳолларда ишлатилади.

Амалий кулланишларда (айниқса кичик ЭХМ лардан фойдаланишда) асосан икки усул - вариация фаркланиши ва χ^2 мезон бўйича хисоблаш ишлатилади, жумладан, биринчиси «тез», иккинчиси батафсил текширишда.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР

Урта абсолют фарк.

Вариация фаркланиши.

Эксцесс курсаткичи.

Ассимметрия ва эксцесс учун силжиш бахолари.

χ^2 - мезони.

Стандарт нормал таксимот тенгламаси.

Кузатилаётган частота.

Кутиладиган частота.

Колмагоров-Смирнов мезони.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Таксимот нормаллигини урта абсолют фаркни ҳисоблаб аниклаш усули қандай бажарилади?
2. Вариация фаркланиши усулининг моҳияти нимада?
3. Ассимметрия ва эксцесс усулини тушунтиринг.
4. Стандарт нормал таксимот усули қандай бажарилади?
5. Колмагоров-Смирнов мезони усулининг моҳияти?
6. Қайси мезонларга қура таксимотни нормал қурилишга келтириш усуллари танланади?

7 – маъруза. ТАКСИМОТНИ НОРМАЛ КУРИНИШГА КЕЛТИРИШ

Маъруза режаси:

1. Таксимот полигони тушунчаси.
2. Таксимот гистограммаси тушунчаси.
3. Логарифмик таксимот тушунчаси.
4. $X' = \lg x$ шакл алмаштириш мохияти.
5. $X' = 1/x$ шакл алмаштириш мохияти.
6. $X' = 1/\sqrt{x}$ шакл алмаштириш мохияти.
7. $X' = x^a$ шакл алмаштириш мохияти.
8. Сонли мисолда ассимметрик таксимотни нормалга келтириш.
9. Шакл алмаштирилган маълумотларнинг нормаллиги мезонини куллаш.

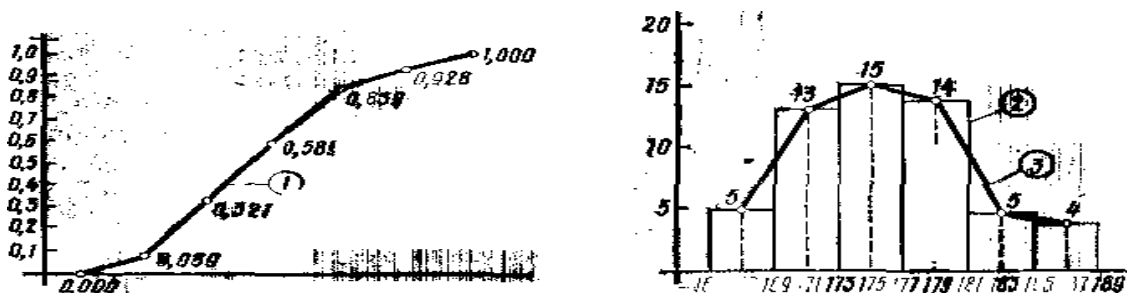
Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Агар тадқиқотчи юқоридаги усуллардан фойдаланиб, таксимотнинг нормаллиги тугрисидаги башоратни қабул қилолмаслигига ишонч ҳосил қилган бўлса ҳам, мавжуд усуллар ёрдамида бошланғич қийматларни шундай узгартириши мумкинки, уларнинг таксимоти нормал қонунга бўйсунадиган бўлади. Бунда, сунгги натижа олингандан кейин, тесқари шакл алмаштиришни бажариш кераклигини эсдан чиқармаслик керак.

Шакл алмаштириш ишини бошлашда 1-расмда келтирилган таксимотнинг полигон ва гистограммаси катта ёрдам бериши мумкин. Тиббиёт, биология, материалшунослик, иктисод ва билимларнинг бошқа тармоклари кузатиш натижаларини кайта ишлашда полигоннинг кескин чап ва ёйик унги тармогига эга булган логарифмик нормал таксимот учрайди (полигон асимметрик).

1-расм. Частоталар таксимотининг график тасвири:



1-кумулятив чизик, 2-таксимот гистограммаси, 3-таксимот полигони.

Математик статистикада логарифмик нормал таксимот катта роль уйнайди, чунки улар кузатишларни кайта ишлаш амалиётида тез-тез учраб туради ва у кузатишларни осонлик билан нормал таксимотга келтиради. Тажриба утказувчи учун логарифмик нормал таксимланган тажриба кузатишларини дастлабки шакл алмаштиришни бажармасдан туриб регрессияли тахлилдан утказиши кечириларли хол булмас эди.

Бошлангич кийматларни логарифмлашда таксимот эгри чизигининг унги тармоги кескин чузилади ва таксимот тахминан нормал тавсифни олади.

Агар $X' = \lg X$ шакл алмаштиришда 0 ва 1 уртасида жойлашган кийматлар хосил булса, унда, хисоблашларни кулайлаш ва манфий параметрлар хосил булишининг олдини олиш мақсадида, янги хосил булган кийматларни, ҳамма ракамлари бирдан катта булиши учун, мос даражадаги 10 га купайтириш, яъни $X'' = \lg X \cdot 10^a$ шакл алмаштиришни бажариш керак.

Бир учли асимметрик таксимот купинча $X' = \lg(X \neq a)$ шакл алмаштириш билан нормал курунишга келтирилади. Хусусий холларда бошқа шакл алмаштиришларни ҳам куллаш мумкин:

1) тескари микдор

$$X' = 1/X, \quad (7.1)$$

2) квадрат илдизларнинг тескари киймати

$$X' = 1/\sqrt{X}, \quad (7.2)$$

«Тескари микдор» энг «кучли» шакл алмаштириш хисобланади. Ундан кейин «квадрат илдизларининг тескари киймати» ва логарифмик шакл алмаштириш келади.

Унг томонга силжиган таксимотни нормаллаштириш учун тригонометрик, шунингдек, $X' = X^a$ шакл алмаштиришлар бажариш керак. Бунда меъерли холда $a=1,5$ ва унг томонга кучли силжиган холда $a=2$ киймат кабул килинади.

2-расм. Логарифмик-нормал таксимот полигони (сунъий олинган мисол учун).

Сонли мисолда кандай килиб асимметрик таксимотни нормалга келтиришни курамиз. Куйидаги келтирилган мисол одатдаги «миллиметровка» ёрдамида олинган.

2-расмда келтирилган таксимот эгри чизиги кескин кутарилган чап ва ёйик унг тармокка эга. Бундай таксимотнинг нормалдан фарк килишини кутиш мумкин. Бу фикрни 2-расмдаги эгри чизик ординаталарини стандарт нормал таксимот ординаталари билан, χ^2 мезон ёрдамида, таккослаб, текшириш мумкин.

7.1–жадвалнинг 3-устунида 2-расмдаги эгри чизик частоталарига аник мос тушувчи частоталар келтирилган.

Хисоб натижалари буйича олинган микдор $X^2 = 2086 > X^2_{(10,0,10)} \geq 15,987$, бундан тадқиқ қилинаётган таксимот нормал эмаслиги келиб чиқади. Озод даражалар сони $\gamma = 13 - 2 = 10$, чунки учта охириги синф бирлаштирилган (в—4) бундан ташқари 7.1–жадвал маълумотлари буйича вариация коэффиценти

хисобланади: $\vartheta = 38\% > 3\%$, бу таксимотнинг логарифмик нормал эканлигини курсатади.

Шакл алмаштириш ишини бажариш учун маълумотлар жамоаси тулик таркиби буйича ёзилади ва ҳар бир кузатиш $x^1 = \lg x$ логарифмик шакл алмаштириш ёрдамида узгартирилади. Хисоблашларнинг қулайлиги учун ҳосил бўлган натижалар 100 га қупайтирилади. Бу ишлар 7.2 – жадвалда келтирилган.

Янги кийматлар 160 дан 226 гача узгаради. Бу соҳани 15 та янги синфларга бўламиз ва янги ҳосил бўлган частоталар учун таксимотнинг нормаллиги тугрисидаги башоратни текширамиз. 7.3–жадвалдаги частоталарнинг таксимоти деярли симметрик эканлигини бир қарашда аниқлаш мумкин.

7.1-жадвал

Шакли алмаштирилмаган маълумотлар учун нормаллик башоратини текшириш.

Синф N	Синф лар	B частоталар	X ораликлар уртаси	X^2	Bx	BX^2	$X - \bar{X}$	$(X - \bar{X})^2$	F(z) ординагари	F(z)k	E	B-E	$(B-E)^2$	$(B-E)^2/E$
1	40-50	14	45,0	2025,00	630	28350,00	-47,17	1,35	0,1604	6,32	6,32	7,68	59,04	9,35
2	50-60	15	55,0	3025,00	825	45375,00	-37,17	1,06	0,2275	8,96	8,96	6,04	36,49	4,07
3	60-70	16	65,0	4225,00	1040	67600,00	-27,17	0,78	0,2943	11,59	11,59	4,41	19,45	1,68
4	70-80	15	75,0	5625,00	1125	84375,00	-17,17	0,49	0,3538	13,93	13,93	1,07	1,14	0,08
5	80-90	14	85,0	7225,00	1190	101150,00	-7,17	0,20	0,391	15,40	15,40	-1,40	1,95	0,13
6	90-100	12	95,0	9025,00	1140	108300,00	2,83	0,08	0,3977	15,66	15,66	-3,66	13,41	0,86
7	100-110	11	105,0	11025,00	1155	121275,00	12,83	0,37	0,3725	14,67	14,67	-3,67	13,46	0,92
8	110-120	10	115,0	13225,00	1150	132250,00	22,83	0,65	0,323	12,72	12,72	-2,72	7,40	0,58
9	120-130	8	125,0	15625,00	1000	125000,00	32,83	0,94	0,2565	10,10	10,10	-2,10	4,41	0,44
10	130-140	7	135,0	18225,00	945	127575,00	42,83	1,22	0,1895	7,46	7,46	-0,46	0,21	0,03
11	140-150	6	145,0	21025,00	870	126150,00	52,83	1,51	0,1276	5,02	5,02	0,98	0,95	0,19
12	150-160	4	155,0	24025,00	620	96100,00	62,83	1,79	0,0804	3,17	3,17	0,83	0,70	0,22
13	160-170	3	165,0	27225,00	495	81675,00	72,83	2,08	0,0459	1,81	3,25	-0,25	0,06	0,02
14	170-180	2	175,0	30625,00	350	61250,00	82,83	2,36	0,0246	0,97				
15	180-190	1	185,0	34225,00	185	34225,00	92,83	2,65	0,0119	0,47				
Σ		138			12720	1340650							$\hat{\chi}^2 = 20,86$	

Маълумотлар шаклини алмаштириш.

№	x	$X'=\lg x$	$X'=x'100$	№	x	$X'=\lg x$	$X'=x'100$	№	x	$X'=\lg x$	$X'=x'100$	№	x	$X'=\lg x$	$X'=x'100$	№	x	$X'=\lg x$	$X'=x'100$
1	40	1,60206	160,21	31	60	1,77815	177,82	61	80	1,90309	190,31	91	104	2,01703	201,70	121	137	2,13672	213,67
2	41	1,61278	161,28	32	61	1,78533	178,53	62	81	1,90849	190,85	92	105	2,02119	202,12	122	139	2,14301	214,30
3	41	1,61278	161,28	33	62	1,79239	179,24	63	81	1,90849	190,85	93	106	2,02531	202,53	123	140	2,14613	214,61
4	42	1,62325	162,32	34	62	1,79239	179,24	64	82	1,91381	191,38	94	106	2,02531	202,53	124	143	2,15534	215,53
5	43	1,63347	163,35	35	63	1,79934	179,93	65	83	1,91908	191,91	95	107	2,02938	202,94	125	144	2,15836	215,84
6	44	1,64345	164,35	36	63	1,79934	179,93	66	83	1,91908	191,91	96	108	2,03342	203,34	126	146	2,16435	216,44
7	44	1,64345	164,35	37	64	1,80618	180,62	67	84	1,92428	192,43	97	109	2,03743	203,74	127	147	2,16732	216,73
8	45	1,65321	165,32	38	65	1,81291	181,29	68	85	1,92942	192,94	98	110	2,04139	204,14	128	149	2,17319	217,32
9	46	1,66276	166,28	39	66	1,81954	181,95	69	85	1,92942	192,94	99	111	2,04532	204,53	129	151	2,17898	217,90
10	47	1,67210	167,21	40	66	1,81954	181,95	70	86	1,93450	193,45	100	112	2,04922	204,92	130	155	2,19033	219,03
11	48	1,68124	168,12	41	67	1,82607	182,61	71	86	1,93450	193,45	101	113	2,05308	205,31	131	157	2,19590	219,59
12	48	1,68124	168,12	42	68	1,83251	183,25	72	87	1,93952	193,95	102	114	2,05690	205,69	132	158	2,19866	219,87
13	49	1,69020	169,02	43	68	1,83251	183,25	73	88	1,94448	194,45	103	115	2,06070	206,07	133	162	2,20952	220,95
14	49	1,69020	169,02	44	69	1,83885	183,88	74	89	1,94939	194,94	104	116	2,06446	206,45	134	166	2,22011	222,01
15	50	1,69897	169,90	45	69	1,83885	183,88	75	90	1,95424	195,42	105	117	2,06819	206,82	135	168	2,22531	222,53
16	51	1,70757	170,76	46	70	1,84510	184,51	76	91	1,95904	195,90	106	118	2,07188	207,19	136	174	2,24055	224,05
17	51	1,70757	170,76	47	71	1,85126	185,13	77	92	1,96379	196,38	107	119	2,07555	207,55	137	177	2,24797	224,80
18	52	1,71600	171,60	48	71	1,85126	185,13	78	93	1,96848	196,85	108	120	2,07918	207,92	138	186	2,26951	226,95
19	52	1,71600	171,60	49	72	1,85733	185,73	79	93	1,96848	196,85	109	121	2,08279	208,28				
20	53	1,72428	172,43	50	73	1,86332	186,33	80	94	1,97313	197,31	110	123	2,08991	208,99				
21	54	1,73239	173,24	51	73	1,86332	186,33	81	95	1,97772	197,77	111	124	2,09342	209,34				
22	54	1,73239	173,24	52	74	1,86923	186,92	82	96	1,98227	198,23	112	125	2,09691	209,69				
23	55	1,74036	174,04	53	75	1,87506	187,51	83	97	1,98677	198,68	113	127	2,10380	210,38				
24	56	1,74819	174,82	54	76	1,88081	188,08	84	97	1,98677	198,68	114	128	2,10721	210,72				
25	57	1,75587	175,59	55	76	1,88081	188,08	85	98	1,99123	199,12	115	129	2,11059	211,06				
26	57	1,75587	175,59	56	77	1,88649	188,65	86	99	1,99564	199,56	116	130	2,11394	211,39				
27	58	1,76343	176,34	57	78	1,89209	189,21	87	100	2,00000	200,00	117	131	2,11727	211,73				
28	59	1,77085	177,09	58	78	1,89209	189,21	88	101	2,00432	200,43	118	133	2,12385	212,39				
29	59	1,77085	177,09	59	79	1,89763	189,76	89	102	2,00860	200,86	119	134	2,12710	212,71				
30	60	1,77815	177,82	60	79	1,89763	189,76	90	103	2,01284	201,28	120	136	2,13354	213,35				

7.3-жадвал.

$X'' = \ln x \cdot 100$ формула буйича шакли алмаштирилган маълумотларнинг нормаллиги
башоратини текшириш.

№	Синф- лар	B	X	X^2	Bx	BX^2	$\bar{X}$	$\bar{X}S$	F(z) ордината	$F(z)k$	E	B-E	$(B-E)^2$	$(B-E)^2/E$
1	160,0- 164,4	7	162,2	26308,84	1135,4	184161,88	-30,83	1,83	0,0748	2,70	2,70	4,30	18,50	6,86
2	164,4- 168,8	5	166,6	27755,56	833,0	138777,80	-26,43	1,57	0,1163	4,20	4,20	0,80	0,65	0,15
3	168,8- 173,2	8	171,0	29241,00	1368,0	233928,00	-22,03	1,31	0,1691	6,10	6,10	1,90	3,61	0,59
4	173,2- 177,6	9	175,4	30765,16	1578,6	276886,44	-17,63	1,05	0,2299	8,29	8,29	0,71	0,50	0,06
5	177,6- 182,0	11	179,8	32328,04	1977,8	355608,44	-13,23	0,79	0,292	10,54	10,54	0,46	0,22	0,02
6	182,0- 186,4	11	184,2	33929,64	2026,2	373226,04	-8,83	0,52	0,3485	12,57	12,57	-1,57	2,48	0,20
7	186,4- 190,8	10	188,6	35569,96	1886,0	355699,60	-4,43	0,26	0,3857	13,92	13,92	-3,92	15,34	1,10
8	190,8- 195,2	13	193,0	37249,00	2509,0	484237,00	-0,03	0,00	0,3989	14,39	14,39	-1,39	1,94	0,13
9	195,2- 199,6	12	197,4	38966,76	2368,8	467601,12	4,37	0,26	0,3857	13,92	13,92	-1,92	3,67	0,26
10	199,6- 204,0	11	201,8	40723,24	2219,8	447955,64	8,77	0,52	0,3485	12,57	12,57	-1,57	2,48	0,20
11	204,0- 208,4	12	206,2	42518,44	2474,4	510221,28	13,17	0,78	0,2943	10,62	10,62	1,38	1,91	0,18
12	208,4- 212,8	10	210,6	44352,36	2106,0	443523,60	17,57	1,04	0,2323	8,38	8,38	1,62	2,62	0,31
13	212,8- 217,2	8	215,0	46225,00	1720,0	369800,00	21,97	1,31	0,1691	6,10	6,10	1,90	3,61	0,59
14	217,2- 221,6	6	219,4	48136,36	1316,4	288818,16	26,37	1,57	0,1163	4,20	4,20	1,80	3,25	0,78
15	221,6- 226,0	5	223,8	50086,44	1119,0	250432,20	30,77	1,83	0,0748	2,70	2,70	2,30	5,30	1,96
Σ		138			26638,4	518087,20								13,40

$$\bar{x} = \sum Bx / n = 193,03; \quad k = nb / \bar{S} = 36,08; \quad b = 4,4; \quad n = 138; \quad v = 16,83 / 193,03 = 8,7\%;$$

$$\bar{S} = \sqrt{(5180874,2 - 1142060,55) / 137} = 16,83.$$

Чап тармок сезиларли даражада «чузилган» ва таксимот маркази унғ томонга кучган.

Шакли алмаштирилган маълумотлар таксимотнинг нормаллигини текшириш жараени 7.3-жадвалда келтирилган. Бу жадвалда хосил булган

микдор $\hat{\chi}_v^2 = 12,38, < \chi_{(18,0.10)}^2 = 18,549$ (8-илова), демак, шакл алмаштирилган маълумотлар учун нормаллик хақидаги башорат тасдикланади. Вариация коэффициенти, шакл алмаштирилгандан сунг, 38 дан 8,7% гача тушди.

Шундай килиб, нормал таксимот конунига буйсунмайдиган маълумотларни, шакл алмаштириш бажариб, нормалга айлантиришни кургазмали килиб курсатдик.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Кумулятив чизик.

Гистограмма.

Полигон.

Нормал таксимот.

Нормалмас (ассимметрия) таксимоти.

Логарифмик нормал таксимот (ассимметрик полигон).

Симметрик таксимот.

Логарифмик таксимот тушунчаси.

$X' = \lg x$ шакл алмаштириш.

$X' = 1/x$ шакл алмаштириш

$X' = 1/\sqrt{x}$ шакл алмаштириш.

$X' = x^a$ шакл алмаштириш.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Нормал таксимот кандай таксимот?
2. Таксимот полигони ва гистограммаси нима?
3. Логарифмик таксимотнинг мохияти?
4. Кайси холларда $X' = \lg x$ шакл алмаштириш бажарилади?
5. Кайси холларда $X' = 1/x$ шакл алмаштириш бажарилади?
6. Кайси холларда $X' = 1/\sqrt{x}$ шакл алмаштириш бажарилади?
7. Кайси холларда $X' = x^a$ шакл алмаштириш бажарилади?
8. Шакл алмаштирилган маълумотларнинг нормаллиги мезони кандай кулланилади?

III МАВЗУ.

БОГЛИКЛАРНИНГ РЕГРЕССИЯЛИ-КОРРЕЛЯЦИЯЛИ ТАХЛИЛИ.

8-маъруза. КУРСАТКИЧЛАРНИНГ БОГЛИКЛИК ТУРЛАРИ.

Маъруза режаси.

1. Бир ва куп факторли богкликлар.
2. Функционал богкликлар.
3. Корреляцияли богкликлар.
4. Тугри ва тескари богкликлар.
5. Тугри чизикли ва эгри чизикли богкликлар.
6. Богкликларни аниклашнинг назарий усули.
7. Богкликларни корреляция майдони ердамида аниклаш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Ходисаларнинг умумий богкликлиги сабабли дуне уларнинг тартибсиз тупламидан эмас, балки харакат ва ривожланишнинг ягона конуний жараенидан иборатдир.

Ходиса белгилари ва уларнинг уртасида богкликлар хар хил булиши мумкин.

Кандайдир фактор курсаткичлар таъсирида ҳосил буладиган боғлиқликлар шартли-факторли дейилади. Таъсир этувчи факторларнинг сонига кура бир факторли ва куп факторли боғлиқликлар мавжуд. Бир факторли боғлиқликларда натижавий курсаткичнинг узгариши факат битта фактор таъсирида урганилади, куп факторли боғлиқликларда натижавий курсаткичга икки ва ундан ортиқ фактор таъсир килади деб олинади.

Функционал ва корреляцияли боғлиқликлар ҳам мавжуд. Функционал боғлиқликларда фактор курсаткичининг бир бирликка узгариши натижавий курсаткичнинг маълум бир кийматга узгаришига олиб келади, масалан, айлана радиуси узунлигини 1 смга усиши билан айлана узунлиги ҳамма вақт 6,28 см га усади, чунки $u = 2\pi R$ формула билан ҳисобланади. Функционал боғлиқликлар тула тупламларда еки унинг ҳар бир бирлигида учраши мумкин.

Ижтимоий ҳодисаларда функционал боғлиқликлар оз учрайди. Функционал боғлиқликни схемали равишда $y_i = f(x_i)$ формула билан бериш мумкин. Бунда y_i – натижавий курсаткич; x_i – фактор курсаткич; $f(x_i)$ – бу курсаткичларнинг маълум функционал боғлиқлигини билдиради.

Фактор курсаткич битта булмаслиги мумкин, лекин бир еки бир нечта фактор курсаткичлар натижавий курсаткичнинг ҳажмини аниклаши керак. Шунинг учун функционал боғлиқликлар тула, аниқ, «каттик» боғлиқликлар дейилади.

Корреляцияли боғлиқликлар шундай боғлиқликларки, бунда таъсир этувчи факторнинг бир хил кийматида натижавий факторнинг бир нечта ҳар хил кийматлари мос келади. Лекин бунда фактор курсаткичнинг маълум бир кийматга узгаришига натижавий факторнинг уртача узгариши мос келади. Масалан, бир хил иш стажига эга булган ишчиларда иш ҳаки ҳар хил булади. Шунга карамай, стажнинг бир йилга усиши билан туплам буйича уртача ойлик иш ҳаки ҳам усади, деб айтиш мумкин. Корреляцияли боғлиқлик тупламнинг ҳар бир бирлигида эмас, балки уртача бутун тупламда намоён булиши мумкин. У ижтимоий ҳодисаларнинг купчилигига ҳос булган статистик қонуниятларда кузатилади.

Корреляцияли богликларнинг мавжудлиги ҳар хил куч ва ҳар хил йуналишда таъсир этувчи куплаб тасодифий шароит ва сабаблардан ташкил булган жараёнларга тегишлидир. Шу сабабли бундай богликликлар куп кийматли дейилади. Одатда, фактор узгарувчиларнинг тула руйхати ҳам, уларнинг натижавий факторга таъсир механизми ҳам маълум булмайди. Шунинг учун корреляцияли богликликлар тахминий, катъиймас, туламас богликликлар деб ҳисобланади.

Корреляцияли богликликларни $y_i = \varphi(x_i) + \varepsilon_i$ формула билан езиш мумкин, бу ерда $\varphi(x_i)$ - маълум, ҳисобга олинган бир еки бир нечта факторлар таъсирида ҳосил булган натижавий курсаткичнинг узгармас қисмидир. ε_i - иккинчи даражали, тасодифий факторлар таъсирида ҳосил булган натижавий факторнинг қисмидир.

Корреляцияли богликликлар ҳар хил зичлик даражасида булиши мумкин. Агар X фактор курсаткич кийматида бир-бирига яқин, натижавий фактор (Y) нинг урта киймати атрофида зич жойлашган кийматлари мос келса, богликлик зич булади. Агар Y фактор киймати, X факторнинг бирхил кийматидан, бир-биридан анча фаркланса, богликлик суст булади. Демак, богликлик зичлиги X нинг маълум бир кийматида Y кийматларнинг бир-биридан фаркланиш зичлигига боглик булади.

Функционал ва корреляцияли богликлик уртасида аниқ бир чегара йук, улар бир-бирига утиб туриши мумкин. Худди шу нарсани фактор ва натижавий курсаткичларга ҳам тегишли қилиб айтиш мумкин. Ҳақиқатдан ҳам бирор бир функционал богликликни урганишда ахборотнинг қандайдир бир қисми етарли булмаса, у корреляцияли богликликка айланади. Уз навбатида корреляцияли богликлик, X курсаткичнинг алоҳида (шунингдек, урта) кийматларини Y нинг урта киймати билан боглагани учун, тула тупламга нисбатан функционал леб қаралиши мумкин, чунки урта кийматлар тасодифий эмас. Шундай қилиб, узаро боглик курсаткичларнинг аниқ бир кийматлари эмас, балки урта кийматлари корреляцияланса, корреляцияли богликлик ташқаридан қараганда функционал булади.

Умумий йуналишига кура богликликлар тугри ва тескари булиши мумкин. тугри богликликларда Х курсаткичининг усиши (камайтиши) билан У курсаткич ҳам усади (камаяди). Агар Х нинг усиши (камайтиши) билан У курсаткич камайтса (усса), богликлик тескари булади.

Богликликлар тугри чизикли ва эгри чизикли булиши мумкин. тугри чизикли богликликда богликлик тугри чизик тенгламаси билан ифодаланади, эгри чизикли богликликда эса богликлик кандайдир бир эгри чизикнинг (чизиклидан бошка) тенгламаси билан ифодаланади.

Богликликлар кандай аникланади?

Куп богликликлар бевосита назарий тахлил оркали урнатилади, яъни бунда олдиндан шаклланган кандайдир тушунчалар олинади ва улар мантикан таккосланиб, тушунча, категория, конунлар куринишидаги янги қоидалар чикарилади. Масалан, меҳнат унумдорлигининг усиши билан таннархнинг пасайишини назарий исботлаш мумкин.

Лекин, амалиетда шундай ходисалар ҳам учрайдики, улардан богликликлар борлигига назарий тахлил жавоб бера олмай қолади. Бу ҳол ходисаларда богликлик йуклигига гувоҳлик бермайди, балки уларда мавжуд богликликлар шунчалик мураккабки, уларни ҳозирги замон билим даражасида мантикан фикрлаб, аниклаш кийин еки умуман мумкин эмас. Бундай ҳолларда богликликларни ҳақиқий маълумотларни тахлил асосида аниқловчи статистика ердамга келади.

Корреляцияли богликликларнинг мавжудлиги ва узғаришини аниқловчи куплаб усуллар ишлаб чиқилган. Дастлаб эмпирик маълумотлар уртасида богликлик борлигини графиклар (корреляция майдони еки эмпирик богликлик чизиги) ердамида аниклаш мумкин.

Корреляция майдони катта ҳажмда бўлмаган туплам ичида богликлик борлигини ифодалашда ишлатилади. Соатбай иш ҳақининг ишлаб чиқариш стажига богликлигини мисол тариқасида 10 та ишчидан иборат гуруҳ мисолида курамир:

Иш стажи	2	4	7	10	11	13	14	17	22	28
Соатбай иш хаки	0,62	0,68	0,88	0,84	0,82	0,95	1,01	0,93	1,02	1,05

Тугри чизикли координаталар системасида корреляция майдонини ҳосил киламиз. Бунинг учун абцисса укида ишчиларнинг иш стажи йилларда, ордината укида уларнинг ойлик маошлари белгиланади. Ҳосил булган майдондаги нукталарнинг жойлашиши иш стажига боглик равишда ойлик иш хакининг усишини курсатади.

Богликликнинг эмпирик (регрессия) чизиги гуруҳларга ажратилган тупламлардаги богликликларни ифодалашда чизилади. Бунда фактор курсаткич интервалларда, натижавий курсаткич эса урта кийматлар еки туплам ичидаги гуруҳлар учун ҳисобланган нисбий курсаткичларда олинади. Шу курсаткичларга кура 200 тадан ишчи учун богликлик графигини куйидаги жадвал кийматларидан фойдаланиб, чизиш мумкин.

Стажига кура ишчилар гуруҳи	0-6	6-12	12-18	18-24	24-30
Уртача соатбай иш хаки	0,65	0,84	0,96	1,03	1,06

Абсцисса укида ишчилар гуруҳининг урта киймати, ордината укида уртача соатбай иш хаки кийматлари белгиланади. Белгиланган нукталар туташтирилиб, эгри чизик ҳосил килинади. Ҳосил булган эгри чизик эмпирик регрессия чизиги дейилади. У фактор ва натижавий курсаткичлар уртасида мавжуд богликликни аниқ курсатабди.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Шартли-факторли боғлиқлик.

Бир ва куп факторли боғлиқликлар.

Функционал боғлиқликлар.

Корреляцияли боғлиқликлар.

Тугри ва тескари боғлиқликлар.

Тугри чизикли ва эгри чизикли боғлиқликлар.

Боғлиқликларни аниқлашнинг назарий усули.

Боғлиқликларни корреляция майдони ердамида аниқлаш.

Боғлиқликнинг назарий тахлили.

Боғлиқликнинг график тахлили.

Корреляция майдони.

Эмпирик боғлиқлик (регрессия) чизиги.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ.

1. Бир ва куп факторли боғлиқликлар қандай боғлиқликлар?
2. Функционал боғлиқликнинг моҳияти нимада?
3. Корреляцияли боғлиқликлар нимани билдиради?
4. Корреляцияли боғлиқликлар қандай жараёнларга тегишли?
5. Корреляцияли боғлиқликлар қандай зичликда бўлади?
6. Корреляцияли ва функционал боғлиқликнинг бир-биридан фарқлаш мумкинми?
7. Тугри ва тескари боғлиқликларни қандай тушунасиш?
8. Тугри чизикли ва қандай эгри чизикли боғлиқликлар бор?
9. Боғлиқликларни назарий усул билан қандай аниқлаш мумкин?
10. Корреляция майдони тушунчаси нимадан иборат?

9-маъруза. РЕГРЕССИЯЛИ КОРРЕЛЯЦИЯЛИ ТАХЛИЛНИНГ АСОСИЙ ТУШУНЧАЛАРИ.

Маъруза режаси.

1. Регрессияли тахлил тугрисида маълумот.
2. Корреляцияли тахлил тугрисида маълумот.
3. Корреляцияли тахлилни куллаш шароитлари.
4. Корреляцияли тахлил боскичлари.
5. Назарий тахлил боскичлари.
6. Факторларни танлаш боскичи.
7. Маълумотларни йигиш ва тайерлаш боскичи.
8. Богликлик моделини тузиш боскичи.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Регрессияли-корреляцияли тахлил хамрох вариациянинг тадқиқи асосланган.

Регрессияли-корреляцияли тахлил асосида фактор курсаткичининг натижавий курсаткичга таъсир даражаси (кучи) улчанади, корреляцияли богликлик зичлигининг ягона улчами ва урганилаётган факторнинг

(факторларнинг) натижавий курсаткич умумий узгаришига таъсири урнатилади. Агар катъий ендашилса, регрессияли-корреляцияли тахлилни регрессияли ва корреляцияли тахлилга ажратиш керак. Регрессияли тахлил фактор ва натижавий курсаткичлар уртасидаги аник богликликнинг тенгламасини тузиш ва баҳолаш масалаларини ечади. Корреляцияли тахлилда эса бу масалаларга яна факторлар нинг умумий натижадаги ролини, курсаткичлар уртасидаги богликлик зичлигини тадқиқ қилишга тегишли яна бир канча масалалар қушилади. Регрессияли тахлил тасодифий ва тасодифий булмаган узгарувчилар уртасидаги богликликларни тадқиқ қилишга қуллаш учун ишлаб чиқилган. Корреляцияли тахлил эса тасодифий узгарувчилар уртасидаги богликликларни тадқиқ қилишга мослаштирилган. Бундан кейин корреляцияли-регрессияли тахлил, ягона, бутун деб қаралиб, корреляцияли тахлил деб айтилади.

Корреляцияли тахлилни қуллаш бир қатор шароитнинг булишини талаб қилади. Улардан асосийлари қуйидагилар:

- тупламнинг алохида бирликларининг тасодифий булиши ва бир-бирига боглик булмаслиги;
- алохида факторларнинг барқарорлиги ва бир-бирига богликмаслиги;
- фактор курсаткичларнинг узгаришида натижавий курсаткич дисперсиясининг доимийлиги;
- курсаткичлар таксимотининг нормаллиги.

Корреляцияли тахлил жараенида айтиб утилган талабларнинг ҳаммаси ҳам катъий бажарилмаслиги мумкин. Шунга қарамасдан, корреляцияли ҳисоб натижалари одатда тула қаноатланарли бўлади.

Корреляцияли тахлил бир қатор босқичларни утади. Улардан асосийлар:

1. Олдиндан назарий тахлил қилиш.
2. Тадқиқот объектини аниқлаш ва факторларни танлаш.
3. Маълумотларни йиғиш ва тайерлаш.
4. Богликлик моделини (регрессия тенгламасини) тузиш.
5. Богликлик зичлиги курсаткичларини ҳисоблаш.

Бу боскичларни бир факторли жуфт корреляция мисолида курамиз. Жуфт корреляция жуфт курсаткич – натижавий ва бир фактор уртасидаги богликликни урганади.

Дастлабки назарий тахлил боскичи.

Бу боскичда энг олдин тадкикот килиниши керак булган объект билан умумий танишилади ва куйилган максаддан келиб чикиб, тадкикот вазифалари аникланади. Шундан кейин урганилаётган ходисаларда факторли богликлик булиши мумкинлиги аникланади. Баъзи пайтларда бошлангич маълумотларни дастлабки урганиш у, еки бу богликликнинг борлигини курсатади, уларнинг чукур тахлили эса буни тасдикламайди. Бундай сохта богликлик бир катор холларда келиб чиқиш мумкин, масалан, динамик каторнинг бир-бирига якин жойлашган еки аралаш даражалари уртасида богликлик хамма вақт зич, чунки таккосланувчи даражалар куп холларда битта сабабдан келиб чикиб, аникланади (бундай ходисалар автокорреляция дейилади). Икки еки ундан ортик курсаткичларнинг битта сабабга богликлари сохта корреляцияни келтириб чикаради.

Масалан, ишлаб чиқариш корхонасининг куп иктисодий курсаткичлари корхонанинг катталигига боглик булади: корхонада асосий фондлар ва ишчилар канчалик куп булса, шунчалик куп махсулот ишлаб чиқарилади, ойлик иш хаки, фойда ва х.к. шунча куп булади. Бундай богликликлар хамрох богликликларга киради. Бевосита корреляцияли тахлил назарияси эса факторли корреляцияли богликликларни аниқлашда кулланилади.

Тадкикотчи назарий жихатдан булиши мумкин булган номаълум богликликларни урганиш билан бир каторда, масалани олдиндан урганиш тартибида хали номаълум, назарий жихатдан аниқмас богликликларни излаш билан хам шугулланади.

Тадкикот объектини аниқлаш, факторларни танлаш.

Куйилган вазифалардан келиб чикиб, тадкикот объекти – корреляцияли тахлил килиниши керак булган фазо ва вақтдаги чекли ходисалар аникланади. Объект билан бир вақтда кузатиш бирликлари танланади:

Бошка статистик курсаткичлар каби корреляция курсаткичлари бир жинсли туплам чегарасида хисобланиши керак. Шунинг учун хар хил тупламлар ичида бир жинслиларни ажратиб олиш тадқиқотчининг муҳим вазифаси хисобланади. Тупламнинг бир жинслилиги (бир хиллиги) социал, техник-иктисодий, технологик булиши мумкин. Ечиладиган масалалар ва тадқиқот объектига мос равишда туплам бирликлари аниқланади.

Натижавий ва таъсир этувчи факторларни танлаш корреляцияли таҳлилнинг муҳим вазифасидир. Жуфт корреляцияда бундай танлаш етарли даражада оддийдир, у бевосита тадқиқотчи олдига қуйилган масаладан келиб чиқади. Ҳақиқатдан ҳам жамоа ҳужалиги махсулотининг ҳажми ва таннархи уртасидаги боғлиқликни урганишда маълумотларни булимлар ва фермалар бўйича олиш мумкин эмас, чунки уларда махсулотни ишлаб чиқаришга буладиган ҳамма харажатлар узининг тула аксини топмайди; курсаткичларни бутун жамоа бўйича олиб урганишгина тугри бўлиб хисобланади. Жараенларни урганишда тажриба бирликлари шундай олинishi керакки, унда тасодифлар етарли даражада камайтирилган булиши керак.

Маълумотларни йиғиш ва тайерлаш.

Корреляцияли таҳлил учун тажриба, кузатиш натижалари, шунингдек хисоб-статистик, режа, меъёрий ахборотлар, анкета маълумотларни ва бошка манбалардан олинadиган маълумотлар тупланилади ҳамда ишлатилади.

Йиғилган маълумотлар текширилади ва хар хил нуктаи назардан, энг биринчи навбатда, бир хил сифатлилик, ишончлилик ва корреляцияли таҳлил олдига қуйилган талаб ва чекликларга мос келиш нуктаи назаридан, баҳоланади. Кейин маълумотнинг таккосланиш имконияти текширилади. Хар хил турдаги, ишончсиз, таккослаш мумкин булмаган маълумотлар кейинги таҳлилдан чиқариб ташланади. Ва, ниҳоят, мавжуд маълумотларнинг тулалиги баҳоланади. Хар эҳтимолга қарши маълумот тасодифий булмаслиги, ҳамма саволга жавоб бериши еки бир хил ва етарли даражада катта ҳажмда булиши керак. Бунда бутун туплам (тажрибалар сони) бўйичагина эмас, балки унда ажратилган гуруҳларнинг сони бўйича ҳам ахборот етарли булиши керак. Бу гуруҳлар

буйича хисобланган урта микдор курсаткичларнинг кийматларига тасодифий кийматларнинг таъсири сезилмаслиги учун зарурдир. Санаб утиладиган талабларга жавоб берадиган ахборотлар корреляцияли тахлил учун ишлатилиши мумкин.

Богликлик моделини (регрессия тенгламасини) тузиш.

Корреляцияли модель тузишнинг мухим муаммоси натижавий ва фактор курсаткич (курсаткичлар) уртасидаги богликлик механизмини акс эттирувчи аналитик функция турини аниклашдир. Маълум богликликни у, еки бу тенглама билан курсатиш учун тадқиқотчи кейинчалик тасдиқланиши еки инкор килиниши мумкин булган ишчи башоратни олдинга суради.

Эгри чизик тури назарий тахлил ва бошлангич эмпирик маълумотларни урганиш асосида танланади. Назарий тахлил одатдаги маълум илмий тушунчаларни таккослаш (хар кандай назарий тахлилнинг узаги шунда) билан бир каторда олдинги тадқиқот натижаларини, мутахассисларнинг эксперт бахоларидан фойдаланишни ҳам уз ичига олади. Эмпирик йул мавжуд бошлангич маълумотларни корреляция майдони ва регрессиянинг эмпирик чизигини тузиш йули билан урганишдан, шунингдек параллел каторларни тахлил килиб, бунинг натижасида курсаткичларнинг жуфт кийматлари (усувчи ва камаювчи абсолют фарклар, доимий ва узгарувчи нисбий усишлар ва х.к.) уртасидаги фаркларни тадқиқ килишдан иборатдир.

Эмпирик маълумотларни урганиш богликлик борлигини тасдиқлайди еки инкор килади, унинг куринишига йулланма беради. Масалан, натижавий курсаткич фактор курсаткич билан таккосланганда бир хил тезликда усса, богликлик тугри чизикли, бир хил суръатларда усса экспоненциал ва хоказо бўлади.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Регрессияли тахлил.

Корреляцияли тахлил.

Тахлилни куллаш шароитлари.

Тахлил боскичлари.

Факторларни танлаш.

Маълумотларни йиғиш ва тайерлаш.

Богликлик модели.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Регрессияли тахлилнинг моҳияти нимада?
2. Корреляцияли тахлилда нима ишлар қилинади?
3. Корреляцияли тахлилни куллаш учун қандай шароитлари керак?.
4. Корреляцияли тахлил боскичлари нимадан иборат?
5. Назарий тахлил боскичлари нимадан иборат?
6. Факторларни танлаш босқичида нималар қилинади?
7. Маълумотларни йиғиш ва тайерлаш босқичи уз ичига нималарни олади?
8. Богликлик моделини тузиш босқичи нимадан иборат?

10 – маъруза. ЧИЗИКЛИ ИНТЕРПОЛЯЦИЯ. БОГЛИКЛИК РЕГРЕССИЯ ТЕНГЛАМАСИНИ ТУЗИШ.

Маъруза режаси:

1. Тажриба натижаларини график тасвирлаш.
2. График гурухлари.
3. Эмпирик богликлик функцияларининг турлари.
4. Богликлик турини танлашнинг интерполяция усули.
5. Интерполяция боскичлари.
6. Оралик нукталарни ҳисоблаш тартиби.
7. Оралик X кийматга мос келувчи Y функция кийматини ҳисоблаш тартиби.
8. Фаркланишлар кийматини ҳисоблаш тартиби.
9. Регрессия тенгламасини танлаш усули.

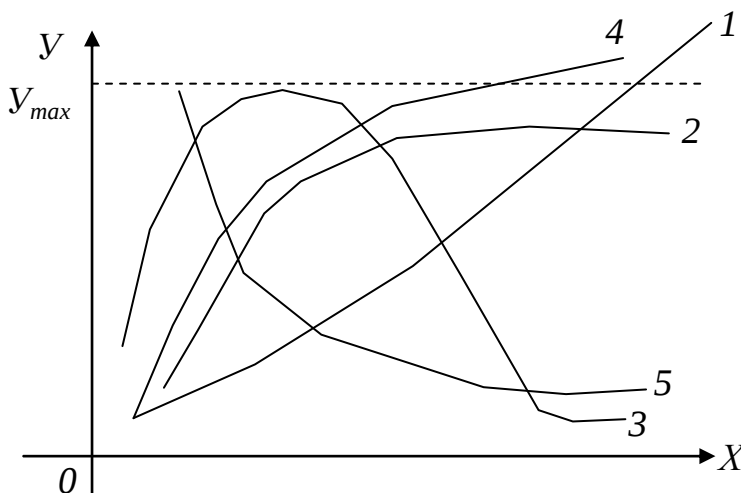
Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Хар хил катталиклар уртасидаги богликликни акс эттирувчи хамма графикларни шартли равишда беш гурухга булиш ва хар бир гурухга маълум маънода тавсиф бериш мумкин.

1 – чизикли богликлик, X узгариши билан Y доимо бир хил микдорда узгаради.

2 - X факторнинг усиши билан Y нинг баркарор булиши сезилади, графикдан куриниб турибдики, X нинг кандайдир



кийматидан кейин Y курсаткич X га боглик эмас;

3 - оптимал соха (Y_{max}) аник ифодаланган;

4 - богликлик чизикли эмас, лекин бир хил усувчи;

5 - тескари богликлик, X нинг куп булмаган усиши хам Y нинг энг интенсив ва доимий камайишини беради.

Тажриба натижаларининг эгри чизикларини тахлил килишда X -таъсир этувчи ва Y -натижавий факторларнинг узаро таъсиридан, урганилаётган жараённинг физик маъносини келтириб чикариш мухимдир.

Тажриба натижалари нукталарини график тасвирлашда вақтда, бу графикларнинг куриниши тугри чизик графигидан фарк килишини, богликликни график тасвирлаш хамма вақт хам боглик функциясини айта олмаслигини, (яъни богликлик даражалими, каср рационалми, логарифмикми ва хоказо) билиш мумкин. Бундай пайтда богликликни аниклашнинг куйидаги аналитик тахлил йулидан фойдаланилади.

« Y » - « X » узгарувчининг « a » ва « b » параметрли функцияси булсин, эмпирик богликликни куйидаги функциялар тупламидан танлаймиз:

1) $y = ax + b$ -чизикли функция;

- 2) $y = a \cdot x^b$ - даражали функция;
- 3) $y = a \cdot b^x$ - курсаткичли функция;
- 4) $y = \frac{a}{x} + b$ - гиперболик функция;
- 5) $y = \frac{1}{ax + b}$ - каср рационал функция;
- 6) $y = \frac{x}{ax + b}$ - каср рационал функция;
- 7) $y = a \lg x + b$ - логарифмик функция;

Тузилган графикни энг яхши ифодаловчи $y = f(x, a, b)$ боғликлик формуласини топиш учун куйидаги боскичларда ишлар бажарамиз:

- 1) Тажриба натижалари киймати келтирилган кесмада икки чекка нукталарни (x_1 ва x_n) танлаймиз ва куйидаги оралик кийматларни топамиз:

А) Ўрта арифметик

$$\bar{X}_{\text{арифметик}} = \frac{x_1 + x_n}{2},$$

$$\bar{Y}_{\text{арифметик}} = \frac{y_1 + y_n}{2}$$

б) Ўрта геометрик

$$\bar{X}_{\text{геометрик}} = \sqrt{x_1 \cdot x_n},$$

$$\bar{Y}_{\text{геометрик}} = \sqrt{y_1 \cdot y_n},$$

в) Ўрта аналитик

$$\bar{X}_{\text{гармоник}} = \frac{2 \cdot x_1 \cdot x_n}{x_1 + x_n},$$

$$\bar{Y}_{\text{гармоник}} = \frac{2 \cdot y_1 \cdot y_n}{y_1 + y_n},$$

2) Хисобланган « $\bar{X}$ » кийматларига мос келувчи « Y » функция кийматларини (Y^*) аниқлаймиз. Агар хисобланган $\bar{X}$ киймат берилган X кийматларининг бирортаси билан тенг тушса, шунга мос келувчи берилган киймат Y^* булади. Агар хисобланган $\bar{X}$ киймат таксимот кийматлари билан мос тушмаса, унда бу $\bar{X}$ ётган оралик нукталар (i ва $i+1$) аникланади: $X_i < \bar{X} < X_{i+1}$ ва Y^* интерполяция формуласи оркали топилади:

$$Y^* = Y_i + \frac{Y_i - Y_{i-1}}{X_i - X_{i-1}} (\bar{X} - X_i),$$

Y^* нинг мос равишда Y^* арифметик, Y^* геометрик, Y^* гармоник кийматлари аникланади.

1) Куийдаги фаркланишлар хисобланади:

$$\Delta_1 = |Y_{ap}^* - \bar{Y}_{ap}|, \quad \Delta_4 = |Y_{zap}^* - \bar{Y}_{ap}|,$$

$$\Delta_2 = |Y_{zao}^* - \bar{Y}_{zao}|, \quad \Delta_5 = |Y_{ap}^* - \bar{Y}_{zap}|,$$

$$\Delta_3 = |Y_{ap}^* - \bar{Y}_{zao}|, \quad \Delta_6 = |Y_{zap}^* - \bar{Y}_{zap}|, \quad \Delta_7 = |Y_{zao}^* - \bar{Y}_{ap}|$$

2) Хар бир Δ_k ($k=1,2,\dots,7$) маълум бир богликлик функциясига мос келади:

$$\Delta_1 \rightarrow y = ax + b, \quad \Delta_4 \rightarrow y = \frac{a}{x} + b,$$

$$\Delta_2 \rightarrow y = ax^b, \quad \Delta_5 \rightarrow y = \frac{1}{ax + b}, \quad \Delta_7 \rightarrow y = algx + b,$$

$$\Delta_3 \rightarrow y = ab^x, \quad \Delta_6 \rightarrow y = \frac{x}{ax + b},$$

Хисоблаб топилган Δ_k лардан энг кичиги аникланади. Энг кичик киймат қайси богликликка мос келса, шу богликлик тажриба натижалари таксимоти каторини ифодаловчи регрессия тенгламаси булади.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР

Тажриба натижаларининг графиги.

График гурухлари.

Тугри чизик функцияси.

Даражали функция.

Курсаткичли функция.

Гиперболик функция.

Рационал функция.

Логарифмик функция.

Эмпирик богликлик функциялари.

Богликликни танлашнинг интерполяция усули.

Интерполяция формуласи.

Оралик нукталарни хисоблаш.

Абсолют фаркланишлар.

Регрессия тенгламалари.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Тажриба натижалари графикда кандай тасвирланади?
2. Кандай график гурухлари мавжуд?
3. Эмпирик боғликлик функцияларининг кандай турлари бор?
4. Боғликлик турини танлашнинг интерполяция усули кандай боскичлардан иборат?
5. Интерполяция формуласи қурилиши кандай?
6. Оралик нуқталари кандай тартибда ҳисобланади?
7. Оралик X қийматга мос келувчи Y функция қиймати кандай ҳисобланади?
8. Неча хил фаркланишлар формуласи бор, уларнинг қурилиши?
9. Регрессия тенгламаси кандай танланади?

11 - маъруза. ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИЯ КОЭФФИЦИЕНТИ ВА КОРРЕЛЯЦИЯ НИСБАТИ.

Маъруза режаси:

1. X ва Y курсаткичлар уртасидаги боғлиқлик тушунчаси.
2. Корреляция нисбатининг моҳияти.
3. Корреляция коэффициентининг моҳияти.
4. Корреляция нисбати ва коэффициенти уртасидаги фарқ.
5. Корреляция коэффициентини баҳолаш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Боғлиқлик тенгламалари X ва Y курсаткичлар уртасидаги боғлиқликни математик нуқтаи назардан қўқ қам аниқликда ифодалайди, лекин улар курсаткичлар боғлиқлиги зичлигини ифодалай олмайдилар. Тугри, « b » параметр, маълум маънода, X ва Y уртасида муносабат урнатувчи бўлиб хизмат қилади. Лекин, у абсолют миқдорларда ифодаланади, шунинг учун уни шунга ухшаш курсаткичлар билан бошқа белгиларига қўқ, бошқа тенгламаларда таққослаш учун ишлатиб бўлмайди.

Боғлиқлик зичлигини баҳолаш учун нисбий курсаткич қерак. Бундай курсаткич бўлиб корреляция нисбати хизмат қилади.

Y ва X курсаткичларнинг боғлиқлигини корреляция нисбати белгилайди
Фактор дисперсиясининг умумий дисперсияга нисбати детерминация индекси

дейилади. Бу курсаткичдан илдиз чиқарилса, ҳосил бўлган микдор корреляция индекси еки корреляция нисбати дейилади:

$$\eta = \sqrt{\frac{S_{\bar{Y}X}^2}{S_Y^2}}, \quad \text{бу ерда } S_{\bar{Y}X}^2 = \frac{\sum (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 \cdot n_i}{n_i}, \quad S_Y^2 = \frac{\sum (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2}{n},$$

Корреляция нисбати 0 дан (боғлиқлик йук) 1 гача (функционал боғлиқлик) кийматлар қабул қилади. Боғлиқлик йуналиши (мусбат еки манфий) мазмунли таҳлил асосида урнатилади. Корреляция нисбатини ихтиерий шаклдаги боғлиқлик зичлигини улчаш учун куллаш мумкин.

Чизикли боғлиқлик зичлигини улчашда учун, мохиятига кура, корреляция нисбати билан бир хил, лекин шакли ҳар хил бўлган корреляция коэффиценти ишлатилади. Корреляция коэффиценти куйидаги формула билан ҳисобланади:

$$r = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 \sum (y_i - \bar{y})^2}}, \quad (11.1)$$

бу ерда $X_i, Y_i (i=1, 2, \dots, n)$ таксимот катори кийматлари.

$\bar{X}, \bar{Y}$ - урта арифметик кийматлар:

$$\bar{X}_i = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}; \quad \bar{Y}_i = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n},$$

Чизикли корреляция коэффиценти корреляция нисбатининг хусусий ҳолидир.

Корреляция коэффицентининг киймати ҳам корреляция нисбати каби -1 ва $+1$ чегарада бўлиши мумкин. Коэффициент ишораси курсаткичлар уртасида боғлиқликни тавсифлайди: « X » усиши (камайтиши) билан « Y » усса (камайтса), боғлиқлик мусбат; « X » усиши (камайтиши) билан « Y » камайтса (усса), боғлиқлик манфий.

Корреляция коэффиценти киймати канчалик $|1|$ га яқин бўлса, X ва Y уртасида кучли чизикли боғлиқлик бўлади; r нинг 0 га яқинлиги эса, X ва Y уртасида кучсиз чизикли боғлиқликни борлигини билдиради. $R=0$ бўлса, X ва Y уртасида чизикли боғлиқлик йук, лекин чизиклимас корреляцияли боғлиқлик бўлиши мумкин.

Ишчиларнинг меҳнат стажи ва соатбай иш ҳақи тугрисидаги масалада бу микдорлар ҳисобланганда $\eta = 0,876$ ва $r = 0,833$ булди. Бу кийматлар

урганилаётган курсаткичлар уртасидаги кучли богликликка борлигига гувоҳлик беради.

Корреляция нисбати ва чизикли корреляция коэффиценти квадратлари мос равишда 0,767 ва 0,779 га тенг. Бу соатбай иш хакига таъсир килувчи факторларнинг умумий йигиндисиди иш стажининг салмоғи 76,7 ва 77,9 % ни ташкил килишини билдиради.

Корреляция коэффиценти корреляцияли таҳлил учун энг салмоқли факторларни танлаб олишга имкон беради. Агар r микдор кичик булса, богликлик тенгламаси параметрларига катта эътибор беришнинг маъноси йук. Ва, аксинча, r нинг катта киймати (0,7 – 0,8 дан каттаси) богликлик тенгламасини урганиш ва амалий мақсадлар учун ишлатиш имконияти борлигини билдиради.

η ердамида ихтиерий курунишдаги богликлик улчанади, r ердамида эса факат тугри чизикли богликлик аникланади. Тугри чизикли богликликда r ва η ларнинг кийматлари мос тушади. Кийматларнинг мос келмаслиги урганилаётган факторлар уртасидаги богликлик чизиклимас эканлигини билдиради.

Ишчиларнинг меҳнат стажи ва соатбай иш хаки масаласида η ва r ларнинг кийматлари озгина булса ҳам бир-биридан фарк килади. Бу ишлаб чиқариш стажи ва сотабай иш хаки уртасидаги богликлик абсолют тугри чизикли эмаслигини билдиради.

η ва r кийматларнинг мос келмаслиги богликлик шаклини баҳолаш учун ишлатилади. Агар курсаткичлар уртасидаги фарк 0,1 дан ошмаса, корреляцияли богликликнинг тугри чизикли эканлиги хакидаги башоратни тасдиқланган, деб хисоблаш мумкин.

Агар фарк 0,1 дан катта булса, богликлик курунишини уйлаб куриш керак.

Корреляция коэффиценти нолдан фарк килишининг (яъни унинг тасодифий эмаслигини баҳолаш учун) асосий шarti:

$$|r| > 3 \cdot Sr, \quad (11.2)$$

$$Sr = \sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}, \quad (11.3)$$

Бу ерда Sr - корреляция коэффициентини хатоси.

r – корреляция коэффициентининг ҳаққоний мавжудлиги, α - аҳамият даражаси ва $(n-2)$ озод даражалар сонига боғлиқ.

Агар $r \geq r_{min}$ булса, икки курсаткич уртасидаги боғлиқликни ҳаққоний деб ҳисоблаш мумкин.

r_{min} – корреляция коэффициентининг, α аниқлик билан абсолют минимал, жадвал кийматлари:

$n - 2$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,01$
3	0,88	0,86
8	0,63	0,76
13	0,51	0,64
18	0,44	0,56

ТАҲНИЧ ИБОРАЛАР

X ва Y курсаткичлар уртасидаги боғлиқликлар.

Детерминация индекси, корреляция индекси.

Корреляция нисбати.

Корреляция коэффициентини.

Корреляция нисбати ва коэффициентини уртасидаги фарқ.

Корреляция коэффициентини, нисбатининг кийматлари.

Корреляция коэффициентини баҳолаш.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. X ва Y курсаткичлар уртасида қандай боғлиқликлар бўлади?
2. Корреляция нисбати қандай вазифани бажаради?
3. Корреляция коэффициентини нима учун ишлатилади?
4. Корреляция нисбати ва коэффициентини уртасида қандай фарқ бор?
5. Корреляция коэффициентини ва нисбати қандай кийматлар қабул қилади, бу кийматларнинг тахлили?
6. Корреляция коэффициентини қайси формулалар билан баҳоланади?

12 - маъруза. ЭНГ КИЧИК КВАДРАТЛАР УСУЛИ.

Маъруза режаси:

1. Энг кичик квадратлар усулининг мохияти.
2. a ва b коэффициентларни ҳисоблаш формуласини келтириб чиқариш.
3. Чизиклимас богликликларни чизикли богликликка айлантириш.
4. Чизикли регрессия тенгламасининг a ва b коэффициентларини топиш.
5. Даражали регрессия тенгламасининг a ва b коэффициентларини топиш.
6. Курсаткичли регрессия тенгламасининг a ва b коэффициентларини топиш.
7. Гиперболик регрессия тенгламасининг a ва b коэффициентларини топиш.
8. Рационал регрессия тенгламаларининг a ва b коэффициентларини топиш.
9. Логарифмик регрессия тенгламасининг a ва b коэффициентларини топиш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Тажриба натижалари кийматлари билан ҳисоблаб топилган кийматлар орасидаги фарқлар квадратларининг йигиндиси қайси эгри чизик тури учун жуда кичик сон бўлса, шу эгри чизик ҳосил бўлган тажриба кийматларини энг яхши силликлайди, яъни у шу жараенни энг яхши ифодалайди, деб ҳисоблаш энг кичик квадратлар усулининг мохиятини ташкил қилади. Унинг формуласи:

$$\varepsilon = \sum_{i=1}^n [y_i - y_{ixx}]^2 \longrightarrow \min, \quad (12.1.)$$

Бу ерда $y_{ixx} = f(a, b, x)$ - эмпирик эгри чизикни аниқловчи богликлик тури, ε - мусбат сон, шунинг учун унинг ҳеч бўлмаганда битта минимум киймати

булиши керак. Математик анализ курсидан маълумки, минимум мавжуд булишининг зарурий шarti куйидаги муносабатларнинг бажарилишидир:

$$\frac{\partial \varepsilon}{\partial a} = 0; \quad \frac{\partial \varepsilon}{\partial b} = 0$$

$y = ax + b$ чизикли функциянинг a ва b параметрларининг энг кичик квадратлар усулидан фойдаланиб топамиз:

$$y_{ixu} = ax_i + b, \quad (12.2)$$

(12.2.) – кийматни (12.1) га этиб куямиз:

$$\varepsilon = \sum [y_i - (ax_i + b)]^2 \longrightarrow \min, \quad (12.3)$$

Бу ерда: y_i – берилган кийматлар,

$ax_i + b$ ифода билан y нинг кийматлари хисобланади.

Бир неча узгарувчили функция экстремумини топишнинг зарурий шартидан фойдаланиб, куйидагини хосил киламиз:

$$\begin{cases} \frac{\partial}{\partial a} \sum_{i=1}^n (y_i - ax_i - b)^2 = 0 \\ \frac{\partial}{\partial b} \sum_{i=1}^n (y_i - ax_i - b)^2 = 0 \end{cases},$$

еки

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n 2(y_i - ax_i - b)(-x_i) = 0 \\ \sum_{i=1}^n 2(y_i - ax_i - b)(-1) = 0 \end{cases},$$

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n x_i y_i = a \sum_{i=1}^n x_i^2 + b \sum_{i=1}^n x_i \\ \sum_{i=1}^n y_i = a \sum_{i=1}^n x_i + nb \end{cases},$$

бу ерда n - тажрибалар сони.

Икки номаълумли (a ва b) икки чизикли тенгламалар иборат системаси хосил булди. Уни маълум усуллар (Гаусс, урнига куйиш, Крамер усули ва хоказо) билан ечиб, регрессия тенгламси коэффицентлари кийматларини топиш мумкин:

$$a = \frac{n \sum xy - \sum x \cdot \sum y}{n \sum x_i - (\sum x)^2}, \quad b = \frac{\sum y \sum x^2 - \sum xy \sum x}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}, \quad (12.4.)$$

Бу формулалар буйича, агар регрессия тенгламаси чизикли булса, $(y = ax + b)$ a ва b параметрларни топиш мумкин, чизиклимас богликликларда энг кичик квадратлар усули кулланилганда хосил булган тенгламалар системаси чизиклимас куринишни олади, уни ечиш эса катта кийинчиликларга боглик булади. Шунинг учун бундай холларда чизиклимас богликликлар чизикли богликликка келтирилади ва шундан кейин регрессия тенгламасининг шакли алмаштирилган коэффициентлари энг кичик квадратлар усули билан топилади.

Куйида чизиклимас богликларни чизиклига келтириш учун тавсия этиладиган шакл алмаштиришлар берилган: тенгламаларнинг хаммаси $z_i = cp_i + d$ куринишда хосил булсин. Бу ерда c ва d узгармаслар келтирилган чизикли богликлик коэффициентлари.

1. Чизикли богликлик.

$$y = ax + b; \quad z = y; \quad p = x; \quad c = a; \quad d = b$$

$$\text{хосил булган формула: } z = cp + d$$

2. Даражали богликлик:

$$y = a \cdot x^b \text{ фукцияни логарифмлаймиз:}$$

$$\ln y = \ln a + b \ln x; \quad z = \ln y; \quad p = \ln x; \quad c = b; \quad d = \ln a \quad \text{еки} \quad b = c;$$

$$a = e^d,$$

$$\text{хосил булган формула: } z = cp + d,$$

3. Курсаткичли богликлик

$$y = a \cdot b^x \text{ функцияни логарифмлаймиз } \ln y = \ln a + x \ln b; \quad z = \ln y; \quad p = x;$$

$$c = \ln b; \quad d = \ln a; \quad \text{ёки} \quad a = e^d; \quad b = e^c$$

$$\text{хосил булган формула: } z = cp + d$$

4. Гиперболик функция

$$y = \frac{a}{x} + b = a \cdot \frac{1}{x} + b; \quad z = y; \quad p = \frac{1}{x}; \quad c = a; \quad d = b$$

хосил булган формула: $z = cp + d$

5. Рационал функция

$$y = \frac{1}{ax+b}; \text{ бунга тескари функцияни езамиз. } \frac{1}{y} = ax+b; \quad z = \frac{1}{y};$$

$$p=x; \quad c=a; \quad d=b$$

хосил булган формула: $z = cp + d$

6. Рационал функция

$$y = \frac{x}{ax+b}; \quad \frac{x}{y} = ax+b; \quad z = \frac{x}{y}; \quad p=x; \quad c=a; \quad d=b$$

хосил булган формула: $z = cp + d$

7. Логарифмик функция

$$y = a \lg x + b; \quad z=y; \quad p = \lg x = \frac{\ln x}{\ln 10} \quad (\text{Паскал тилида стандарт } \lg x$$

функция йук) $c=a; \quad d=b$

хосил булган формула: $z = cp + d$

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР:

Энг кичик квадратлар усули.

Функция минимумини топиш.

Чизикли тенгламалар системасини ечиш.

$y = ax + b$ а ва b параметрларни топиш.

$y = a \cdot x^b$ а ва b параметрларни топиш.

$y = a \cdot b^x$ а ва b параметрларни топиш.

$y = \frac{a}{x} + b = a \cdot \frac{1}{x} + b$ а ва b параметрларни топиш.

$y = \frac{1}{ax+b}$ а ва b параметрларни топиш.

$y = \frac{x}{ax+b}$ а ва b параметрларни топиш.

$y = a \lg x + b$ а ва b параметрларни топиш.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Энг кичик квадратлар усулининг мохияти нимадан иборат?
2. Чизикли функция учун a ва b коэффициентлар қандай ҳисоблаб топилади?
3. Чизиклимас боғлиқликлар нима учун чизикли боғлиқликка айлантирилади?
4. Даражали регрессия тенгламаси қандай қилиб чизиклига айлантирилади?
5. Курсаткичли регрессия тенгламаси қандай қилиб чизиклига айлантирилади?
6. Гиперболик регрессия тенгламаси қандай қилиб чизиклига айлантирилади?
7. Рационал регрессия тенгламаси қандай қилиб чизиклига айлантирилади?
8. Логарифмик регрессия тенгламаси қандай қилиб чизиклига айлантирилади?

13 – маъруза. РЕГРЕССИЯ КОЭФФИЦИЕНТЛАРИНИНГ ХАККОНИЙЛИГИНИ БАХОЛАШ.

Маъруза режаси:

1. Регрессия тенгламаси коэффицентларининг тахлили.
2. Регрессия тенгламаси хатолигини топиш тартиби.
3. Регрессия тенгламаси коэффицентини бахолаш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Регрессия тенгламаси коэффицентларини (a ва b) куйидагича тахлил килиш мумкин:

a – «X» таъсир этувчи фактор 1 бирликка узгарганда «Y» натижавий курсаткич канчага узгаришини билдиради.

b - параметрни эса хамма вақт хам изохлаб бўлмайди, умуман, бу параметр, маълум маънода, моделда ҳисобга олинмаган факторлар таъсирини ифодалайди, деб ҳисоблашади.

Регрессия тенгламаси эмпирик (ҳисобланган) курсаткичлари уларга мос келувчи ҳақиқий параметрларнинг баҳоси бўлиб ҳисобланади ва тасодифий миқдор бўлгани учун статистик хатоликлар билан биргаликда келади.

Регрессия коэффицентини хатолиги куйидаги формула билан ҳисобланади:

$$S_{a(b)} = \frac{S_y}{S_x} \sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}} \quad (13.1)$$

бу ерда

$S_{a(b)}$ – стандарт хато (а еки b буйича) бахоси;

S_y – Y буйича дисперсия;

S_x - X буйича дисперсия

r – корреляция коэффиценти

n - кузатишлар сони

$$t_a = \frac{a}{S_a} \quad \text{еки} \quad t_b = \frac{b}{S_b}$$

Агар $|t_{a(b)}| > t_{\alpha}^{жс}, n-2$ булса, регрессия тенгламасининг тегишли коэффиценти ахамиятга эга деб хисобланади.

$t_{\alpha}^{жс}, n-2$ - α аниклик билан $n-2$ эркин даражалар сонида Стъудент мезони.

Масалан:

$n-2$	α		
	0,10	0,05	0,01
3	2,35	3,18	5,84
8	1,86	2,31	3,36
13	1,77	2,16	3,0
18	1,73	2,10	2,88

Хосил булган регрессия тенгламаси ва унинг коэффицентилари ижобий баҳолангандан кейин шу тенглама буйича прогноз кийматларини хисоблаб топиш мумкин. Бунинг учун регрессия тенгламасидаги X узгарувчига тадқиқотчини кизиқтирган тегишли кийматлар берилади, а ва b коэффицентлар энг кичик квадратлар усули билан топилди. X нинг а, в коэффицентларининг қийматлари қуйидагича, тенглама буйича хисоблашлар олиб борилиб, тенгламанинг чап кисми - Y киймат аниқланади. Бу натижавий курсаткич -Y нинг X нинг тегишли мос кийматига мос прогноз киймати булиб хисобланади.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР

Регрессия тенгламасининг эмпирик кийматлари.

Регрессия тенгламаси коэффициентлари.

Регрессия тенгламаси хатолиги.

Регрессия тенгламаси коэффициентини баҳолаш.

Коэффициентларни баҳолашнинг Стъудент мезони.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Регрессия тенгламаси коэффициентларининг тахлили кандай?
2. Регрессия тенгламасининг хатолиги кандай топилади?
3. Регрессия тенгламаси коэффициентини баҳолаш кандай олиб борилади?
4. Регрессия тенгламасининг эмпирик кийматлари кандай ҳисобланади?
5. Коэффициентларни баҳолашнинг Стъудент мезонининг моҳияти нимада?

14 – маъруза. ОПТИМАЛ БОГЛИКЛИК ТЕНГЛАМАСИНИ ТАНЛАШ.

Маъруза режаси:

1. Урганилаётган курсаткичлар уртасида богликликни урнатиш.
2. Колдик дисперсиянинг мохияти.
3. Регрессия тенгламасининг тажриба натижаларига мос келиш даражасини Фишер мезони билан баҳолаш.
4. Регрессия тенгламасини аппроксимация хатолиги киймати билан баҳолаш.
5. Богликликнинг оптимал тенгламасини танлаш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Урганилаётган курсаткичлар уртасидаги богликликни факат олинган сонли кийматларга таянган холда урнатиш мумкин эмас. Тахлилни урганилаётган ходисалар мохиятини куриб чиқишдан, уларнинг табиатидан келиб чикувчи богликликни аниқлашдан бошлаш зарур. Шундагина тугри танланган ва тугри кулланилган математик ҳисоблар дастлабки утказилган назарий тахлил ҳулосаларини акс эттириши мумкин. Корреляция коэффицентини куллашда унга иккита урганилаётган курсаткич уртасидаги узаро богликликнинг катъий қонунияти гувоҳи деб қараш мумкин эмас. Корреляцияли богликлик сабаб-оқибат богликлгининг синоними эмас. У факат

икки курсаткич уртасидаги богликликни ёки бири курсаткич иккинчисининг сабаби эканлигини уйлаб куришга мажбур этади.

Тузилган ва ечилган моделларни (регрессия тенгламаларини) тушунтириш ва баҳолаш керак. Тенгламани умумий изохлаш ва баҳолашда энг аввал фактор курсаткич кийматлари буйича ҳосил килинган натижавий кийматларнинг мослиги урнатилади. Изохлаш жараенида тенгламадаги богликлик йуналишининг (b параметр ишораси) мос келиши текширилади.

Агар танланган тенгламанинг тугрилигига ишонч бўлмаса, унда текширишларни мавжуд моделларнинг ҳаммаси билан олиб бориш керак. Кайси моделда назарий даражаларнинг эмпириклардан (модуль буйича еки колдик дисперсия буйича) уртача фаркланиши кичик бўлса, шу модель ҳақиқатга якин деб ҳисобланади.

Колдик дисперсия тажриба натижаларининг ҳосил бўлган тенглама билан ифодалаш аниқлигини тавсифлайди:

$$S_0^2 = \frac{\sum (y_i - y_{x.i.})^2}{n - 2} \quad (7.1)$$

Регрессия тенгламасининг тажриба натижасига мос келишини Фишер мезони (F) асосида олиб бориш мумкин.

$$F = \frac{S_y^2}{S_0^2}$$

$$\text{бу ерда } S_y^2 = \frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{n - 1}; \quad \bar{y} = \frac{\sum y_i}{n}.$$

Агар $F > F_{\alpha}^{\text{жс}}, m_1, m_2$ бўлса, тенглама тажриба натижаларига мос келади дейилади. Бу ерда, $F_{\alpha}^{\text{жс}}, m_1, m_2$ - Фишернинг, α аниқликдан ($\alpha=0,05$ ёки $\alpha=0,01$) $m_1=n-1$ ва $m_2=n-2$ озод даражалар сони билан олинган, жадвал кийматини билдиради. Масалан:

$\alpha = 0,05$ юкори сатр, $\alpha = 0,01$ куйи сатр

K ₂	4	9	14	16	20
3	9,12 28,71				
8		3,63 6,72			
13			2,64 4,05		
15				2,38 3,49	
18					2,19 3,09

Регрессия тенгламасининг хакикатга якинлик даражасини бахолаш учун аппроксимациянинг уртача хатолиги (нисбий хатолик) курсаткичи ишлатилади.

$$\varepsilon_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|Y_i - Y_{i(x_{iiico})}|}{Y_i} \cdot 100, \quad k=1,2,\dots,7$$

Аппроксимация бир микдорларни еки геометрик шакллари бошқалари, оддийлари билан тахминий ифодаланишидир. Масалан, эгри чизиклар узунлигини хисоблашда, эгри чизиклар синик чизиклар билан аппроксимацияланади. Келтирилган формулада хисобланган назарий чизик ординаталарининг хакикий ординаталарига якинлашиш даражаси хисобланади.

Бу хатоликнинг критик даражаси тадқиқотчи томонидан унинг олдига қуйилган масаладан ва мавжуд маълумотлардан келиб чиқади (соатбай иш хаки ва иш стажи масаласида $\varepsilon = 6,5\%$). Хар хил моделлар буйича хисобланган ε ларни таккослашда, қайсиси энг кичик булса, шу модель уртача кам хатоликда жараенни ифодалайди деб хисобланади.

Тадқиқотчи курсаткичлар уртасидаги хамма маълум богликлик қуринишларини текшириб чиқмагунча, тажриба натижалари курсатиш аниқлиги нуктаи назаридан, танланган богликлик тури энг яхши эканлигига ишонч хосил қилмаслиги керак.

Одатда, ҳамма богликлик турлари буйича регрессия тенгламаларининг тажриба натижаларини кандай баҳолаши, тенглама коэффициентларининг ахамиятлилик даражаси аникланади. Шундан кейин нисбий (аппроксимация) хатолиги ҳисобланади. Колдик дисперсия ва нисбий хатоликнинг энг кичик кийматларига эга булган богликликлар энг яхши булиб ҳисобланади. Юқоридаги мезонларнинг ҳаммасини ҳисобга олиб аникланган регрессия тенгламаси оптимал богликлик формуласи булади.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Курсаткичлар уртасида богликлик тури.

Колдик дисперсия.

Фишер мезони.

Аппроксимация хатолиги.

Оптимал тенгламани танлаш.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Урганилаётган курсаткичлар уртасида богликлик кандай урнатилади?
2. Колдик дисперсиянинг моҳияти нимада?
3. Регрессия тенгламасининг тажриба натижаларига мос келиш даражаси Фишер мезони билан кандай баҳоланади?
4. Аппроксимация хатолигининг моҳияти нимада?
5. Богликликнинг оптимал тенгламаси қайси мезонларга қўра танланади?

15-майруза. КУП ФАКТОРЛИ ТУПЛАМЛАР.

Маъруза режаси:

1. Куп факторли богликлик тушунчаси.
2. Туплам корреляцияси мохияти.
3. Туплам богликликларини тахлил килиш тартиби.
4. Регрессия тенгламасини тузишда факторларни танлаш.
5. Максимал факторлар сонини камайтириш боскичлари.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Иктисодий ходисалар бир эмас, балки бир нечта сабаблар таъсирида хосил булади, шунинг учун корреляцияли тахлил амалиетида у, еки бу натижани аникловчи куплаб факторлар билан иш олиб боришга тугри келади. Бундан келиб чикиб, тадқиқотчиларга факат жуфт корреляция коэффиценти билангина эмас, балки бир катор факторларнинг натижавий факторга таъсирини урганувчи туплам корреляцияси билан ҳам иш олиб боришига тугри келади.

Жуфт корреляция коэффицентиға тегишли булган хамма хулоса ва коидалар туплам корреляциясига ҳам тегишлидир. Лекин унда куплаб мазмуний муаммолар мураккаблашади, тахлил математик апаратининг мураккаблиги

сезиларли даражада ошади. Туплам корреляция богликликларини урганиш жараенида тадқиқотчи тукнаш келадиган хусусиятларга тухтаймиз.

Туплам богликликларининг тахлилига утишда, биринчи навбатда объект ва кузатиш бирлигини аниқлаб олиш керак. Хусусан, моделга катор факторларнинг киритилиши кузатиш бирликларининг йириклашувига олиб келиши мумкин.

Масалан, техник-иктисодий богликликларни алохида иктисодий объектлар (агрегатлар, участкалар, цехлар) чегарасида урганиш мумкин, тадқиқотга рентабеллик сингари иктисодий курсаткични киритиш, йирикрок кузатиш бирлигига - камида корхонага - утишни талаб килади. Чунки корхона чегарасида махсулотни ишлаб чиқариш ва сотиш йили тугалланади, ва демак, рентабеллик намоен булади.

Туплам корреляцияси тахлили вақтида корреляцияли тахлил олдида турган маълум чекланишларнинг бажарилишига, шунингдек бошлангич маълумотларнинг бир хил сифатлилигига, ҳаққонийлигига, таккослаб булишига, тулаллигига эътибор бериш керак. Таҷриба урганилаётган маълумотлар тупламининг сони моделга киритилаётган факторлар сонидан камида 6-7 марта ошиши кераклигини курсатади.

Лекин туплам корреляция тахлилининг асосий мураккаблиги факторлар танлаш ва регрессия тенгламасини тузишдан иборат.

Ҳар тарафлама тахлил қилишдан олдин натижавий ва ҳар бир фактор бўйича X , S , S^2 , V ларни ҳисоблаш тавсия этилади. Микдорий фарқлар ва белгиларнинг вариациясини тавсифловчи бу оддий курсаткичлар мазмуний тахлилнинг ҳам, шунингдек ҳамма корреляцияли тадқиқни ҳам бутунисича малакали қилиб бажаришга имкон беради.

Тадқиқотчи масаланинг қуйилиши ва назарий фикрлардан қелиб чиқиб, мантикий мумкин бўлган богликликларни урнатади ва узаро боглик бўлган курсаткичларнинг максимал соҳасини аниқлайди. Бу доира натижавий белгига таъсир этувчи барча муҳим ва муҳим бўлмаган белгилар, факторларни уз ичига олади. Лекин моделга амалий жихатдан барча мавжуд белгиларни киритиш

мумкин эмас. Тахлил ва танлаш жараенида уларнинг доираси торайиб боради. Иш сунгида корреляция моделига энг мухим белгиларгина киритилади, иккинчи даражали белгиларни эса тадқиқотчи тадқиқотнинг кейинги босқичларида эътиборга олиши мумкин.

Корреляцияли боғлиқ булган факторларнинг максимал сонидан иборат булган тизимда энг биринчи навбатда олдиндан назарий фикрлаш оркали кам аҳамиятга эга, деб топилган факторлар, иккинчи навбатда, бошлангич маълумотларнинг ҳаққонийлигига етарли даражада ишончли булмаган факторлар, учинчи навбатда, зарурий ахборотнинг йуклиги туфайли микдор жихатдан улчаб булмайдиган белгилар (ер сифати, урмонлар, мол зотлари ва бошқалар) чиқарилади. Учинчи гуруҳ курсаткичлари, зарурият булганда, образларни урганиш усуллари еки уларнинг қийматларига баллар бериш йули билан сифат курсаткичларидан микдор курсаткичларига айлантирилади. Шунингдек системадан такрорланувчи фактор курсаткичларини, яъни тахлил қилинаётган жараеннинг битта хусусиятини акс эттирадиганларини чиқариш керак. Масалан, вақт сарфини ифодалаш учун моделга одам-кунлар еки одам-соат бирлигини киритиш етарли.

Шунингдек, камдан - кам ҳолларни ҳисобга олмасак, бир вақтда жамланган, комплекс факторлар ва уларнинг таркибий қисмларини тизимга қушиш мумкин эмас. Айтайлик, моделга ҳамма вақт йукотишлар белгиси киритилган булса, ҳар бир сабабга кура вақт йукотишларини алоҳида киритишга зарурият йук. Ҳар хил сабаб-оқибат даражаларида булганларида ҳам факторларнинг узига хос такрорланиши учраши мумкин. Масалан, саноат ишлаб чиқариши рентабеллик курсаткичини урганишда, унинг факторларидан бири сифатида маҳсулот таннархи олинган булса, хом-ашеларга булган харажатлар такрорланувчи фактор булади, чунки у рентабелликда таннарх оркали уз аксини топган.

Тизимдаги белгилар ичидан хом-ашега буладиган сарфлар сабаб-оқибат белгилари ичида анча қуйи даражада туради, шунинг учун у бу ерда керак эмас.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Жуфт корреляция коэффиценти

Туплам корреляцияси

Туплам боғлиқликлари

Объект ва кузатиш бирлиги

Кузатиш birlikларининг йириклашуви

Бошланғич маълумотларнинг бир хил сифатлилиги

Маълумотлар тупламининг сони

Туплам корреляцияси тахлили

Факторларни танлаш

Регрессия тенгламаси

Микдорий фарқлар

Курсаткичлар вариацияси

Мантикий боғлиқликлар

Курсаткичларнинг максимал доираси

Энг муҳим ва иккинчи даражали белгилар

Корреляцияли боғлиқликли факторлар

Кам аҳамиятли ва ҳаққонийлигига ишонч бўлмаган факторлар

Улчаб бўлмайдиган белгилар.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ.

1. Куп факторли боғлиқлик деганда нима тушунилади?
2. Туплам корреляцияси нимани билдиради?
3. Туплам корреляцияси боғлиқликларини урганишда тадқиқотчи тукнаш келадиган хусусиятлар нима?
4. Маълумотлар туплами сони моделдаги факторлар сонига нисбатан қандай бўлиши керак?
5. Туплам корреляцияси тахлилининг асосий мураккаблиги нимадан иборат?
6. Туплам корреляцияси тахлилида қандай курсаткичлар эътиборга олинади?
7. Математик моделга қандай курсаткичлар киритилади?

8. Факторларнинг сони кандай тартибда камайтиради?

16 – маъруза. ЖУФТ КОРРЕЛЯЦИЯ КОЭФФИЦИЕНТЛАРИ МАТРИЦАСИ

Маъруза режаси.

1. Биринчи тахлилдан колган факторларни тизимдан чиқариш тартиби.
2. Жуфт корреляция коэффициентларини матрицаси тушунчаси.
3. Жуфт корреляция коэффициентлари матрицасини тахлил қилиш.
4. Моделга киритиладиган факторлар учун янги базис ишлаб чиқиш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Тажриба шуни курсатадики, юқоридаги сабабларга кура факторларни тизимдан чиқарган вақтимизда ҳам, тизимда колган узаро боғлиқ факторларнинг сони куплигича қилиши ва уларнинг миқдорини қисқартиришни талаб қилиниши мумкин. Шу мақсадда колган факторларнинг натижавий курсаткича таъсири бор еки йуклиги ва уларнинг ичидан бир-бири билан зич боғланганлари аникланади. Бунинг учун регрессия коэффициентлари, жуфт корреляция коэффициентлари, уларнинг ишончлилиқ мезонлари ҳисобланади ва тахлил қилинади.

Куйилган масалани хал килиш учун, жуфт корреляция коэффициентлари матричасини тузиш мумкин. Матрицада хар бир факторнинг натижавий курсаткичга ва бошка факторларга боғликлик зичлиги курсатилади. Расмиятчиликни камайтириш максадида натижавий курсаткич Y ни X_0 билан, факторларни $X_1, X_2, \dots, X_n$ билан белгилаймиз. Шунда матрица куйидаги курунишга эга булади:

	X_0	X_1	...	X_n
X_0	1	R_{01}	...	R_{0n}
X_1	R_{10}	1	...	R_{1n}
X_2	R_{20}	R_{21}	...	R_{2n}
...	...	...	...	...
X_i	R_{i0}	R_{i1}	...	R_{in}
...	...	...	...	...
X_n	R_{n0}	R_{n1}	...	R_{nn}

Матрица асосий диагоналининг ҳамма элементлари ($r_{00}, r_{11}, \dots, r_{nn}$) бирга тенг, чунки айти белгиларнинг боғликлиги ҳамма вақт функционал, $r_{01} = r_{10}, r_{02} = r_{20}$ ва хоказо, бу тенглик хадлари эса симметрик матрица элементларидир ($r_{ij} = r_{ji}$).

Корреляция матричасида аввал натижавий курсаткич (X_0) ҳамма фактор курсаткичлар ($X_1, X_2, \dots, X_n$) билан таккосланади. Натижавий фактор билан боғликлиги нибатан катта булмаган факторлар кейинги тахлилдан чиқарилади.

Шундан кейин матрицадан юкори боғликлик даражаси билан узаро функционал корреляцияли боғлиқ булган факторлар аникланади ($r_{ij} \geq 0,7 \div 0,8$). Улар коллинеар факторлар деб аталади (мультиколлинеар). Мультиколлинеарлик купинча ишлаб чиқариш корхоналари фаолиятини моделирлашда учрайди. Бундай бир-бири билан асосий ва айланма фондлар, саноат ишлаб чиқариш корхоналари ходимлари сони ва шунга ухшаш курсаткичлар узаро катта боғликликда булади. Масалан, махсулот ишлаб

чикаришнинг ошиши учун асосий ва айланма фондлар, моддий фондлар ва ишчи кучлари ва х.к.лар уртасида маълум муносабатлар булиши керак, чунки битта ухшаш белгининг узгариши, коида буйича, деярли пропорционал равишда, бошкаси (бошкалари) ни узгартиради. Мультиколлинеарлик мавжудлигида, узаро боглик белгилар тизимидан натижавий курсаткичга таъсири камрок булган коллинеар факторлар чикариб ташланиши керак.

Натижавий курсаткич билан буш богланган, шунингдек такрорланувчи коллинеар факторлардан халос булингач, моделга киритиш учун энг мухим факторлар колади. Бу факторлар мутахассис - экспертларга бахолаш учун тавсия этилади. Колган факторлар доираси амалий жихатдан максадга мувофик, минимал, лекин куйилган масалани ечиш учун етарли булиши керак.

Белгилар тупламини урнатишда катта сондаги факторларнинг тахлили салмокли меҳнат сарфини талаб килади, масалан, уч факторлидан турт факторлига утилганда тахлилга сарфланадиган меҳнат хажми деярли 10 баравар ошади.

Моделга киритиш учун мулжалланган факторларни, имкон кадар, ягона базисга келтириш керак. Ягона базис (улчов бирлиги) ишлаб чикариш факторларини мантикий кушишини таъминлаш учун шароит яратади.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Туплам

Тизим

Узаро боғлиқ факторлар

Регрессия коэффиценти

Жуфт корреляция коэффиценти

Ишончилиқ мезони

Жуфт корреляция коэффиценти матрицаси

Факторларнинг боғлиқлик зичлиги

Матрица асосий диагонали элементлари

Симметрик матрица элементлари

Узаро функционал корреляцияли боғлиқ факторлар

Коллинеар (мультиколлинеар) факторлар

Буш боғланган факторлар

Такрорланувчи коллинеар факторлар

Энг муҳим факторлар

Мутахассис эксперт

Ягона базис

Мантикий кушиш учун шароит

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Колган факторларнинг бир-бири ва натижавий фактор билан зичлиги кандай аникланади?
2. Жуфт корреляция коэффицентларини матрицаси кандай вазифани бажаради?
3. Жуфт корреляция коэффицентлари матрицаси кандай таҳлил қилинади?
4. Коллинеар факторлар кандай факторлар?
5. Энг муҳим факторлар билан кандай иш олиб борилади?

17-маъруза. ТУПЛАМ РЕГРЕССИЯСИ ТЕНГЛАМАСИНИ ТУЗИШ.

Маъруза режаси:

1. Туплам регрессия тенгламасини тузиш учун бажариладиган ишлар тартиби.
2. Куп кадамли регрессияли тахлил.
3. Туплам моделлари курунишлари ва уларнинг тахлили.
4. Туплам моделлари параметрларини топиш.
5. Моделларни тузишни аниқ мисолда бажариб курсатиш.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Туплам корреляцияси тахлилининг кейинги босқичи - боғлиқлик модели еки туплам регрессияси тенгламасини тузиш. Бу учун белгилар уртасидаги боғлиқлик структурасини тадқиқ қилиш факторларни математик белгиларда езиш, улар билан бажарилиши мумкин бўлган амаллар руйхатини урнатиш, қабул қилинган шартларни математик тенгламалар курунишида ифодалаш зарур. Моделни унинг етарли даражада оддий ва курғазмалли бўлишидан келиб чиқиб ҳосил қилиш керак.

Туплам регрессия тенгламасини тузишда функция турини танлаш мухим ахамиятга эгадир. Модел математик ечимга эга булиши керак, бунинг учун эса уни маълум функцияларнинг бири сифатида ифодалаш керак. Жуфт корреляциядаги каби, функцияга курсатмани олдинги тажрибаларнинг, эксперт бахоларнинг мантикий тахлилидан, бошлангич эмпирик маълумотларни урганишдан хосил килиш мумкин. Лекин бу ерда ҳамма ишлар мураккаброк булади, чунки маълум даражада кургазмалийлик (масалан, графикли) булмайди, хар хил факторлар натижавий курсаткич билан турли хил боғланган ва х.к. булиши мумкин.

(Агар назарий тахлил ҳам, эмпирик маълумотлар ҳам функция тури тугрисидаги саволга жавоб бермаса, куп кадамли регрессияли тахлил деб аталувчи жараен кулланилиши мумкин. Унга кура тахлил номаълумлари биринчи даражали булган оддий функциядаги бошланади, у ифодаланишнинг хакконийлик даражаси (адекватлик) буйича бахоланади, бахоланиш коникарли булмаса, функция мураккаблаштирилади, тахлил давом эттирилади ва х.к.)

Туплам корреляция боғликликлари жуфт боғликликлари каби, куп холларда, чизикли турдаги еки логарифмлаш билан чизикли турга келтириладиган даражали функция куринишида ифодаланади. Айтилган моделларга куллаш мумкин булган корреляцияли тахлилнинг коникарли услуби ишлаб чикилган. Бу моделлар учун тенгламалар куйидагича:

а) чизикли турдаги модель:

$$y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n$$

б) даражали модель:

$$y = a_0x_1^{a_1} + x_{21}^{a_2} \cdot \dots \cdot x_n^n$$

Бу моделлардан биринчиси аддитив (яъни, хар бири натижавий курсаткичга мустакил таъсир этадиган ва шунинг учун йигинди кушилувчиси була оладиган) факторлардан ташкил топади. У аддитив модел булади. Иккинчи модель мультипликатив (натижавий курсаткичга биргаликда таъсир этадиган ва купайтманинг купайтувчилари була оладиган) факторларни уз ичига олади, у мультипликатив модель деб аталади.

Натижавий фактор (Y)нинг икки фактор (X_1 , X_2) га корреляцияли богликлигининг оддий чизикли тенгламасини куйидагича езиш мумкин:

$$\bar{Y}_{x_1x_2} = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$$

Бу тенглама параметрларини энг кичик квадратлар усули билан ҳосил килинган нормал тенгламалар системасидан топамиз:

$$\begin{cases} a_0n + a_1\sum x_1 + a_2\sum x_2 = \sum y \\ a_0\sum x_1 + a_1\sum x_1^2 + a_2\sum x_1x_2 = \sum yx_1, \\ a_0\sum x_2 + a_1\sum x_1x_2 + a_2\sum x_2^2 = \sum yx_2 \end{cases}$$

Бу системани ҳар хил усуллар билан, жумладан, жуфт корреляция коэффициентлари ва урта квадратик фаркланишлар орқали, ечиш мумкин:

$$a_0 = \bar{y} - a_1\bar{x}_1 - a_2\bar{x}_2,$$

$$a_1 = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2} \cdot \frac{S_y}{S_{x_1}}$$

$$a_2 = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_1} \cdot r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2} \cdot \frac{S_y}{S_{x_2}}$$

Бу формулалардан тегишли параметрларни ҳисоблаймиз ва 10 та ишчининг соатбай иш хаки (Y) ва икки фактор - ишлаб чиқариш стажи (X_1) ҳамда ишчиларнинг ёши (X_2) уртасидаги туплам корреляцияли богликлик тенгламасини тузамиз. Масаланинг олдинги баёнлари ишчиларнинг ёши тугрисидаги қушимча маълумот билан бойитилади. Формулалардан қурииб турибдики, a_0 , a_1 , a_2 параметрларни ҳисоблаш учун жуфт корреляция коэффициентларини, урта ва урта квадратик фаркланишларни топиш керак.

Аввал, тегишли урта ва урта квадратик фаркланишлар учта жуфт корреляция коэффициенти ҳисобланади.

1. r_{yx1} - жуфт корреляция коэффициенти бошлангич маълумотлар билан олдин ҳисобланган эди. Натижаларни қучириб езамиз:

$$\begin{aligned} \bar{x} &= 12,8 \text{ (} \varepsilon \text{);} & \bar{y} &= 0,88 \text{ (нул бир);} & \delta_{x1} &= 7,57 \text{ (} \varepsilon \text{)} \\ \delta_y &= 0,136 \text{ (нул бир);} & r_{yx1} &= 0,883 \end{aligned}$$

$$2. \quad x_2 = \frac{\sum x_2}{n} = \frac{312}{10} = 31,2 \quad (z),$$

$$y_{x_2} = \frac{\sum yx_2}{n} = \frac{284,03}{10} \approx 28,40,$$

$$\delta_{x_2} = \sqrt{\frac{\sum x_2^2}{n} - \bar{x}_2^2} = \sqrt{\frac{10532}{10} - (31,2)^2} = \sqrt{79,76} \approx 8,93 \quad (z)$$

$$r_{yx_2} = \frac{\bar{y}x_2 - \bar{y} \cdot \bar{x}_2}{\delta_y \cdot \delta_{x_2}} = \frac{28,4 - 0,88 \cdot 31,2}{0,136 \cdot 8,93} = \frac{0,94}{1,214} \approx 0,774$$

$$3. \quad \overline{x_1 x_2} = \frac{\sum x_1 x_2}{n} = \frac{4625}{10} = 462,5 ,$$

$$r_{x_1 x_2} = \frac{\overline{x_1 x_2} - \bar{x}_1 \cdot \bar{x}_2}{\delta_{x_1} \cdot \delta_{x_2}} = \frac{462,5 - 12,8 \cdot 31,2}{7,57 \cdot 8,93} = \frac{63,14}{67,69} \approx 0,934 ,$$

(X_1 ва X_2 коллинеар белгилар экан, шунинг учун мавжуд коидаларга кура улардан бири кейинги тахлилдан чиқарилиши керак. Бу ерда бу ишни қилмаймиз, чунки тахлил услуби 1 микдорга амалий жихатдан боғлиқ эмас).

Бундан

$$a_1 = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1 x_2}}{1 - r_{x_1 x_2}^2} \cdot \frac{\delta_y}{\delta_{x_1}} = \frac{0,883 - 0,774 \cdot 0,934}{1 - (0,934)^2} \cdot \frac{0,136}{7,57} = \frac{0,022}{0,969} \approx 0,023$$

$$a_2 = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_1} \cdot r_{x_1 x_2}}{1 - r_{x_1 x_2}^2} \cdot \frac{\delta_y}{\delta_{x_2}} = \frac{0,774 - 0,883 \cdot 0,934}{1 - (0,934)^2} \cdot \frac{0,136}{8,93} = \frac{-0,0069}{1,143} \approx -0,006$$

$$a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{x}_1 - a_2 \bar{x}_2 = 0,88 - 0,023 \cdot 12,8 - (-0,006 \cdot 31,2) = 0,88 - 0,294 + 0,187 = 0,773$$

Демак, ишлаб чиқариш стажи ва ишчиларнинг ёшига боғлиқ равишда соатбай иш хақи туплам корреляциясининг тенгламаси қуйидагича бўлади:

$$\bar{Y}_{X_1 X_2} = 0,773 + 0,023 X_1 - 0,006 X_2 ,$$

$a_1 = 0,023$ параметр ёш узгармас деб олинганда ишлаб чиқариш стажининг бир йилга ўсиши соатбай иш хақи ўртача 2,3 пул бирлигига ўсишини кўрсатади. $a_2 = -0,006$ параметр стаж узгармас деб олинганда ёшнинг бир йилга ўсиши соатбай иш хақи ўртача 0,6 пул бирлигига тушишини билдиради. a_0 параметрда маълум моделда ҳисобга олинмаган факторларнинг таъсири ўз аксини топади. Унга регрессиянинг қўш тенгламаларида мазмун жихатдан аҳамият берилмайди.

X_1 ва X_2 лар олдидаги коэффициентларга куп факторлар булган хол учун изох беришини умумлаштириб, куйидаги хулосага келамиз. Туплам чизикли богликлик тенгламаларида $a_0, a_1, \dots, a_n$ параметрлар i - факторнинг бошка факторларнинг узгаришига боглик булмаган холда бир бирликка усишида натижавий факторнинг уртача канчага усишини билдиради. a_i параметрни регрессиянинг хусусий коэффициентлари деб аташ мумкин.

10 та ишчи учун бир ва икки факторли моделларда a параметр микдорларининг мос келмаслигини (0,016 ва 0,023) куйидагича тушунтириш мумкин. Бир факторли моделда иш стажининг соатбай иш хакига таъсири ишчи ешининг манфий кийматида камайтирилган. Икки факторли моделда ишчиларнинг еши эътиборга олинмагани учун, стажининг бир йилга усиши иш хакининг уртача 1,6 эмас, балки 2,3 пул бирлигига усишига олиб келгандек туюлади.

Бошка суз билан айтганда стажнинг “соф” таъсири сезиларли узгарди. Улар моделга янги факторлар киритилса, яна кейинги узгаришларга учраши мумкин.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Туплам регрессияси тенгламаси

Факторларни математик белгиларда езиш.

Амаллар руйхатини урнатиш.

Функция турини танлаш.

Моделнинг математик ечимга эгалиги.

Факторларнинг натижавий курсаткич билан турли хил богликлиги

Куп кадамли регрессияли тахлил

Тенгламанинг хакконийлик даражаси

Чизикли турдаги модель

Даражали модель

Аддитив модель ва фактор

Мультипликатив фактор ва модель

Натижавий факторнинг икки факторга корреляцияли боғликлиги

Тенглама параметрларини энг кичик квадратлар усули билан топиш

Нормал тенгламалар системаси

Жуфт корреляция коэффиценти

Урта квадратик фаркланишлар

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Туплам регрессия тенгламасини тузиш учун кандай ишларни бажариш керак?
2. Куп кадамли регрессияли тахлилнинг мохияти нимада?
3. Туплам моделларининг курунишлари кандай ва тахлили кандай олиб борилади?
4. Аддитив ва мультипликатив моделлар кандай моделлар?
5. Туплам моделлари параметрларини топиш тартиби кандай?
6. Регрессия тенгламасини тузишнинг аниқ мисолда ечиш тартиби кандай булади?

18-маъруза. ХУСУСИЙ КОРРЕЛЯЦИЯ ВА ТУПЛАМ КОРРЕЛЯЦИЯЛИ БОГЛИКЛИКЛАРНИ БАХОЛАШ.

Маъруза режаси:

1. Хусусий корреляция мохияти
2. Хусусий корреляция коэффициентлари кийматлари соҳаси ва уни ҳисоблаш формуласи.
3. Хусусий корреляция коэффициентини ҳисоблашни мисолда бажариб курсатиш.
4. Туплам корреляциясининг чизикли коэффициенти ва назарий туплам корреляция нисбати мохияти ва формулалари.
5. Туплам регрессия тенгламасини баҳолаш тартиби.
6. Икки факторли модел параметрларини баҳолашнинг Стъюдент мезони.
7. Туплам регрессия тенгламаси параметрларининг мохияти.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Тула корреляция коэффициентлари (жуфт корреляция коэффициентлари) билан бир каторда хусусий корреляция коэффициентлари ҳам ишлатилади. Жуфт богликлик зичлиги курсаткичлари натижавий курсаткичга факат текширилатган факторнинг эмас, балки ҳисобга кирмаган, текширилатган факторга корреляцияли боглик булган факторларнинг таъсирини ҳам акс этади.

Хусусий корреляция коэффиценти текширилатган факторнинг натижавий факторга, моделга киритилган бошка факторларнинг ҳеч қандай таъсири йук, деб ҳисоблагандаги, таъсирини курсатади. Моделга киритилмаган факторларнинг таъсири эса урганилатган фактор билан биргаликда хусусий корреляция коэффицентида уз аксини топади. Хусусий корреляция коэффицентлари (урганувчи факторлар таъсири билан биргаликда) жуфт корреляция коэффицентлари каби -1 дан +1 гача қийматлар қабул қилади. Хусусий корреляция коэффицентларини ҳисоблаш тартиби шундан иборатки, бунда кетма-кет ҳар бир факторнинг таъсири бекор қилинади.

X_1 фактор билан натижавий курсаткич уртасидаги хусусий корреляция коэффиценти, X_2 факторнинг таъсири йук деб ҳисоблаганда, қуйидагича бўлади:

$$r_{yX_1 \cdot X_2} = \frac{r_{yX_1} - r_{yX_2} \cdot r_{X_1 X_2}}{\sqrt{(1 - r_{yX_2}^2) \cdot (1 - r_{X_1 X_2}^2)}},$$

Худди шу нарсани “У” билан “ X_2 ” уртасида ҳам езиш мумкин:

$$r_{yX_2 \cdot X_1} = \frac{r_{yX_2} - r_{yX_1} \cdot r_{X_1 X_2}}{\sqrt{(1 - r_{yX_1}^2) \cdot (1 - r_{X_1 X_2}^2)}},$$

Натижавий факторнинг таъсирини йук деб ҳисоблаб, таъсир этувчи факторларнинг узаро боғлиқлигини ҳисоблаш мумкин:

$$r_{X_1 X_2 \cdot Y} = \frac{r_{X_1 X_2} - r_{yX_1} \cdot r_{yX_2}}{\sqrt{(1 - r_{yX_1}^2) \cdot (1 - r_{yX_2}^2)}},$$

Қуриб турибмизки, хусусий корреляция коэффицентлари жуфт корреляция коэффицентлари асосида ҳисобланади. Мисол тариқасида уларнинг ҳисоблашларини олдинги маълумотларга қўлаймиз:

$$1) \ r_{yX_1 \cdot X_2} = \frac{r_{yX_1} - r_{yX_2} \cdot r_{X_1 X_2}}{\sqrt{(1 - r_{yX_2}^2) \cdot (1 - r_{X_1 X_2}^2)}} = \frac{0,883 - 0,774 \cdot 0,934}{\sqrt{(1 - 0,774^2)(1 - 0,934^2)}} = \frac{0,160}{0,226} \approx 0,708,$$

$$2) \ r_{yX_2 \cdot X_1} = \frac{r_{yX_2} - r_{yX_1} \cdot r_{X_1 X_2}}{\sqrt{(1 - r_{yX_1}^2) \cdot (1 - r_{X_1 X_2}^2)}} = \frac{0,774 - 0,883 \cdot 0,934}{\sqrt{(1 - 0,883^2)(1 - 0,934^2)}} = \frac{-0,051}{0,158} \approx -0,304,$$

$$3) \ r_{X_1 X_2 \cdot Y} = \frac{r_{X_1 X_2} - r_{yX_1} \cdot r_{yX_2}}{\sqrt{(1 - r_{yX_1}^2) \cdot (1 - r_{yX_2}^2)}} = \frac{0,934 - 0,883 \cdot 0,774}{\sqrt{(1 - 0,883^2)(1 - 0,774^2)}} = \frac{0,251}{0,297} \approx 0,845,$$

$r_{yx_1 \cdot x_2}$ - хусусий корреляция коэффиценти ишчи ешининг таъсири хисобга олинмаганда иш стажининг соатбай иш хакига таъсири, жуфт корреляция коэффиценти га нибатан (корреляция коэффиценти 0,883 киймат урнига 0,708 га тенг) кам. $r_{yx_2 \cdot x_1}$ - хусусий корреляция коэффиценти иш стажининг таъсири хисобга олинмаганда, ишчи ешининг соатбай иш хакига таъсири манфий булаётганини (мусбат 0,774 урнига, манфий - 0,304) курсатапти. Фактор курсаткичлар уртасидаги хусусий корреляция коэффиценти киймати, натижавий курсаткич таъсири йук, деб хисобланганда етарли даражада катта (0,845 ва 0,934), бу фактор курсаткичларнинг бир-бирига зич боғлиқ эканлигини курсатади.

Туплам корреляция боғлиқликлари бутунисича тавсифланиши мумкин. Зичликни баҳолаш учун туплам корреляциясининг чизикли коэффиценти ва назарий туплам корреляция нисбати кулланилади. Икки факторли моделга кулланилган жуфт корреляция коэффиценти оркали ифодаланган туплам корреляциясининг чизикли коэффиценти куйидагича булади:

$$R_{YX_1X_2} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} \cdot r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}},$$

Назарий туплам корреляция нисбати (корреляциянинг туплам индекси деб ҳам аталади) дисперсиялар оркали ифодаланади. Унинг икки факторли модел учун формуласи куйидагича:

$$\eta = \sqrt{1 - \frac{\sigma^2(y - \bar{y}_{x_1x_2})}{\sigma_y^2}},$$

R ва η олдинги маълумотларга куллаб хисоблаймиз.

$$\begin{aligned} R_{YX_1X_2} &= \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} \cdot r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}} = \sqrt{\frac{0,883^2 + 0,774^2 - 2 \cdot 0,883 \cdot 0,774 \cdot 0,934}{1 - 0,934^2}} = \\ &= \sqrt{\frac{0,103}{0,128}} = \sqrt{0,80} \approx 0,894 \end{aligned}$$

$$\eta_{YX_1X_2} = \sqrt{1 - \frac{\sigma^2(y - \bar{y}_{x_1x_2})}{\sigma_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{\sum (y - \bar{y}_{x_1x_2})^2 \cdot n}{\sigma_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{0,00436}{0,0186}} = \sqrt{0,783} \approx 0,885,$$

Туплам корреляциясининг чизикли коэффициентлари ва туплам корреляция нисбати кийматлари ҳам жуфт корреляция коэффициентлари кийматлари чегарасида узгаради ва уша маънога эга булади. Хусусий ҳолда, уларнинг квадрати ҳисобга олинган факторларнинг умумий йигиндисидagi салмоғини ифодалайди, деб ҳисобланади. Бу курсаткичлардан биринчиси факат тугри чизикли, иккинчиси ҳар қандай боғлиқликни улчайди.

Улар уртасидagi микдорий фарқларнинг борлигини (бизнинг мисолимизда урганилаётган боғлиқлик фарқланади $\eta - R \leq 0,1$) аҳамиятсиз деб қараш мумкин.

Ҳақиқатни қанчалик ифодалаши нуқтаи назаридан тузилган туплам регрессияси тенгламасини батафсил изохлаш ва баҳолаш мумкин. Энг биринчи навбатда ҳосил қилинган маълумотлар дастлабки назарий таҳлил натижасидagi башорат тасаввурларга мос қелаяптими - йукми, қуйилган сабаб-оқибат боғлиқликлари билинаётими, деган саволларга жавоб изланади. Мос қелишни баҳолаш учун, жуфт корреляция тадқиқотидаги қабил натижавий курсаткичнинг фактор курсаткичдан назарий қийматлар бўйича биринчи (модул бўйича) ва иккинчи даражали (қолдиқ дисперсия) уртача фарқланишини, шунингдек аппроксимациянинг уртача ҳатосини ҳисоблаш қерак.

Шундан кейин регрессия тенгламаси параметрларини ва улар мавжудлигининг зичлик курсаткичларини баҳолаш қерак.

Икки факторли моделда a_i ни t - Стьюдент мезони бўйича баҳолаш мумкин:

$$t_{a_1} = \frac{a_1 S_{x_1} \sqrt{1 - r_{x_1 x_2}^2} \cdot \sqrt{n - k - 1}}{S_y \sqrt{1 - R_{yx_1 x_2}^2}}$$

$$t_{a_2} = \frac{a_2 S_{x_2} \sqrt{1 - r_{x_1 x_2}^2} \cdot \sqrt{n - k - 1}}{S_y \sqrt{1 - R_{yx_1 x_2}^2}}$$

бу ерда: k - регрессия тенгламасидagi факторларнинг сони.

Боғлиқлик зичлиги курсаткичлари қуйидаги формулалар бўйича баҳоланади.

$$t_{a_1} = \frac{0,023 \cdot 7,57 \sqrt{1 - 0,934^2} \cdot \sqrt{10 - 2 - 1}}{0,136 \sqrt{1 - 0,894^2}} = \frac{0,023 \cdot 7,57 \cdot 0,36 \cdot 2,65}{0,136 \cdot 0,45} = \frac{0,165}{0,061} \approx 2,7$$

$$t_{a_2} = \frac{0,006 \cdot 8,93 \cdot 0,36 \cdot 2,65}{0,0061} = \frac{0,051}{0,061} \approx 0,84$$

$$t_R = \frac{0,894 \sqrt{7}}{1 - 0,894^2} = \frac{0,894 \cdot 2,65}{1 - 0,783} = \frac{2,34}{0,217} \approx 11,8$$

$$t_\eta = \frac{0,885 \cdot 2,65}{1 - 0,885^2} = \frac{2,34}{1 - 0,783} = \frac{2,34}{0,217} \approx 10,8$$

5% аникликда ва еттинчи озод даражаларда t мезоннинг жадвал киймати 2,365 га тенг. Демак, бизнинг мисолимизда, боғликлик зичлик курсаткичларини ахамиятли (t_k ва $t_\eta > t_{ж}$) деб хисоблаш мумкин, a_1 - параметр ахамиятли, a_2 тугрисида эса бу гапни айтиб булмайди, ($t_{a_2} < t$), бунга урганилаётган тупламнинг катта булмаганлиги (10 киши) сабаб булиши мумкин. Хакконий натижа олиш учун факторлар сонидан кузатишлар сони 6-7 марта катта булиши керак.

Туплам регрессияси тенгламасининг параметрлари хар хил кулланишларини топиши мумкин. Улар маълум максадда ходисаларни узгартириши, у еки бу жараенлари бошқариш куроли сифатида кулланилади. Масалан, тенглама параметрлари маълум булса, факторларнинг маълум кийматларини олдиндан айтиш, унга керакли йуналишда таъсир этиш мумкин. Хусусий холда, махсулот сифати ишлаб чиқариш ва техник параметрларини билиш асосида унинг истеъмол ва иктисодий тавсифларини башорат килиш мумкин. Бунда фактор курсаткичларнинг натижавий курсаткичнинг умумий узгаришига таъсирини ифодаловчи кисм тенгламада канча катт а булса, (y^2 , η^2 , R^2 боғликлик зичлигини ифодаловчи курсаткичлар квадратлари билан аникланади), у бошқариш учун шунчалик ярокли эканлигини эътиборга олиш керак.

Тенглама параметрларини оптимал режалар тузиш учун зарурий булган узига хос техник иктисодий меъерлар сифатида ишлатиш мумкин. Урганилаётган объектнинг режалаштириш даврида тадқиқотчи томонидан ривожлантириш шартларида мумкин булган узгаришларни хисобга олгандагина параметрларни бундай ишлатиш мумкин. Бир катор холларда боғликлик

тенгламаларини куллаш оптимал микдорларни бевосита ишлаб чиқаришда аниқлашга имконият беради.

Туплам регрессияси тенгламаларини ишлаб чиқариш объектив шароитларни баҳолашда ва бу асосда иқтисодий рағбатлантириш меъерларини ташкил этишда ишлатиш мумкин.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Тула корреляция коэффициентлари
Хусусий корреляция коэффициентлари
Жуфт боғлиқлик зичлиги
Текширилатган факторлар
Моделга киритилмаган факторлар
Таъсир этувчи факторларнинг узаро боғлиқлиги
Туплам корреляциясининг чизикли коэффициентлари
Назарий туплам корреляция нисбати
Корреляциянинг туплам индекси
Дисперсиялар
Назарий кийматлар
Биринчи (модуль бўйича) даражали урта фаркланишлар
Иккинчи (қолдиқ дисперсия бўйича) даражали уртача фаркланишлар
Аппроксимациянинг уртача хатолиги
Параметрларни Стюдент мезони бўйича баҳолаш
Боғлиқлик зичлигини ифодаловчи қўсаткичлар

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Хусусий корреляциянинг моҳияти нимадан иборат?
2. Хусусий корреляция коэффициентининг қандай кийматлар соҳаси мавжуд?
3. Хусусий корреляция коэффициентини ҳисоблаш формуласи?
4. Хусусий корреляция коэффициентини мисолда ҳисоблаб топиш қандай бўлади?
5. Туплам корреляциясининг чизикли коэффициентлари ва назарий туплам корреляция нисбати моҳияти ва формулалари нимадан иборат?
6. Туплам регрессия тенгламасини баҳолаш тартиби қандай олиб борилади?
7. Икки факторли модель параметрлари Стюдент мезони билан қандай баҳоланади?
8. Туплам регрессия тенгламаси параметрларининг моҳияти нимадан иборат?

19-маъруза. РАНГЛАР КОРРЕЛЯЦИЯСИ.

Маъруза режаси:

1. Ранглар корреляция коэффициентининг мохияти ва кулланилиш сохалари.
2. Спирмен коэффициентининг мохияти.
3. Ранглар корреляция коэффициентини хисоблашни сонли мисолда изохлаш.
4. Ранглар корреляция коэффициенти қабул қиладиган қийматлар соҳаси.
5. Ранглар корреляция коэффициентининг афзалликлари.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Агар бошлангич маълумотлар туплами катта бўлмаса, боғлиқлик зичлигини ранглар корреляция коэффициентини улчаш учун ранглар корреляция коэффициентини куллаш мумкин. Микдорий маълумотлар катта бўлмаган тупламларда тахминий тавсифга эга бўлса, еки ҳар хил рангларда берилган қиймат даражаларига (узлаштириш: аъло, яхши, ёмон ва х.к.; ранг: тук кук, кук, оч кук ва х.к.) эга бўлган ҳолларда ишлатиш тавсия этилади. Ранглар корреляциясини коэффициентлар катори мавжуд.

Грекча ρ ҳарфи билан белгиланадиган Спирмен коэффициенти энг кенг тарқалган. Унинг формуласи:

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)},$$

бу ерда n - такқосланадиган жуфтликлар сони;

d - икки катордаги ранглар уртасидаги фарк (тартиб номерли).

Ранглар корреляция коэффициентини ҳисоблаш услубини ижтимоий фанлар ва статистика бўйича (жадвалдаги 4 – устун) узлаштиришлар уртасидаги боғлиқликни урнатиш мисолида курсатамиз. Ҳисоблашларга бошлангич маълумотларда учрайдиган бир хил ранглар уларнинг урта арифметиги қуринишида киритилади. ρ ни ҳисоблашда керак буладиган d^2 нинг мос миқдорини ҳисоблашни жадвалда келтирамиз:

Ижт. фан- лар бўйича узлаш. уртача балл	Тартиб раками (ранг)	Ҳисоблаш даги тар- тиб раками (ранг)	Стат.фани бўйича уз- лаш. урта- ча бали	Тартиб раками (ранг)	Ҳисоб тартиб раками (ранг)	d	d^2
1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
3,0	1	1	3,0	1	1	0	0
3,6	2	2	3,5	2	2	0	0
3,8	3	3	4	3	3,5	-0,5	0,25
3,9	4	4	4,0	4	3,5	0,5	0,25
4,1	5	5	4,5	5	5,5	-0,5	0,25
4,3	6	6	4,5	6	5,5	0,5	0,25
5,0	7	7,5	5,0	7	7,5	0	0
5,0	8	7,5	5,0	8	7,5	0	0
						$\Sigma d^2 = 1,0$	

Бундан

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)} = 1 - \frac{6 \cdot 1}{8 \cdot (64 - 1)} = 1 - \frac{6}{504} = \frac{498}{504} = 0,988$$

Ҳосил булган корреляция коэффициентини қиймати 1 га жуда ҳам яқин. Бу амалиётдан келиб чиққан умумий хулосаларга, яъни статистика бўйича узлаштиришни ижтимоий фанлардан узлаштиришга чамбарчас боғлиқлигини тасдиқлайди.

Ранглар корреляция коэффиценти чизикли корреляция коэффиценти каби -1 дан $+1$ гача булган ораликдаги кийматларни кабул килади. ρ нинг маъноси худди R ники кабидир. Лекин чизиклига нисбатан ранг коэффиценти афзалликларга эга. У урганилаётган курсаткичларнинг ҳар қандай таксимот шаклида ҳисобланиши мумкин, R эса курсаткичларнинг нормал таксимотигагина мослаштирилган ва фақат шундагина яхши натижалар беради.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР

Богликлик зичлигини улчаш.

Ранглар корреляция коэффиценти.

Тахминий тавсифга эга миқдорий маълумотлар.

Ҳар хил киймат даражалари.

Ранглар корреляциясининг коэффицентлар катори.

Спирмен коэффиценти.

Таккосланадиган жуфтликлар сони.

Ранглар уртасидаги фан.

Ранг коэффиценти афзаллиги.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ

1. Ранглар корреляция коэффиценти нима учун кулланилади?
2. Спирмен коэффицентини ҳисоблаш формуласининг моҳияти?
3. Ранглар корреляция коэффицентини ҳисоблаш хусусий мисолда қандай тарзда олиб борилади?
4. Ранглар корреляция коэффиценти қандай кийматлар қабул қилади?
5. Ранглар корреляция коэффиценти қандай афзалликларга эга?

20-маъруза. АТРИБУТИВ КУРСАТКИЧЛАР УРТАСИДА БОГЛИКЛИК ЗИЧЛИГИНИ АНИКЛАШ.

Маъруза режаси:

1. Атрибутив курсаткичлар уртасидаги богликлик зичлигининг мохияти.
2. Оддий икки атрибутив курсаткичларнинг зичлигини улчаш жадвали.
3. Ассоциация ва контингенция коэффицентлари мохияти.
4. Ассоциация ва контингенция коэффицентлари кабул киладиган кийматлар тахлили.
5. Пирсон ва Чупров коэффицентларининг мохияти.
6. ϕ^2 нинг киймати ва уни ҳисоблаш тартиби.

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
3. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
4. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.

Атрибутив курсаткичлар уртасидаги богликлик зичлигини ранг корреляция коэффицентидан ташқари махсус коэффицентлар ердамида ҳам ҳисоблаш мумкин. Бу улчам атрибутив курсаткичларнинг биргаликда пайдо булиш частотасини кузатишларга асосланган, бунда нисбий частота канча юқори булса, улар уртасидаги богликлик шунчалик кучли ҳисобланади.

Агар оддий икки атрибутив курсаткичнинг икки хил вариантга эга булган оддий холи берилган булса, маълумотларни куйидаги жадвалда ифодалаш мумкин:

Иккинчи курсаткич киймати	Биринчи курсаткич киймати		
	1 -	2 -	Жами
1-	a	b	a+b
2 -	c	d	c+d
Жами	a+c	b+d	N

Бу ерда a, b, c, d - таккосланадиган курсаткич частоталари, n – частоталарнинг умумий йигиндиси.

Мисол, икки курсаткичнинг - ишчиларнинг жинси ва ишлаб чиқариш нормасининг бажарилиш даражаси - мос келиши буйича маълумотлар жадвалда келтирилган:

Ишчи жинси буйича гурухлар	Меъерларни бажариш буйича гурухлар		
	Меъерни бажарувчилар	Меъерни бажармаганлар	Жами
Эркаклар	65	5	70
Аеллар	26	4	30
Жами	91	9	100

Бу жадвалда a = 65, c = 26, d = 4.

Икки вариантли икки атрибутив курсаткичлар уртасидаги богликлик зичлиги ассоциация (r_{ac}) ва контингенция ($r_{конт}$) коэффициентлари ердамида аникланади:

$$r_{ac} = \frac{ad - bc}{ad + bc}; \quad r_{конт} = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}},$$

бу коэффициентлар уз маъноси ва қабул қилиш мумкин булган сон кийматига кура чизикли ва ранг коэффициентларига ухшайди.

Бизнинг мисолларга кулласак:

$$r_{ac} = \frac{65 \cdot 4 - 26 \cdot 5}{65 \cdot 4 + 26 \cdot 5} = \frac{260 - 130}{260 + 130} = \frac{130}{390} = 0,333$$

$$r_{kont} = \frac{130}{\sqrt{70 \cdot 30 \cdot 91 \cdot 9}} = \frac{130}{1311} = 0,099$$

Олинган коэффицентлар, айникса, кейингиси ишчиларнинг жинси ва нормаларни бажариш уртасида буш богликлик тугрисида гувохлик бераяпти. Контингенция коэффиценти богликлик зичлиги тугрисидаги бахони анча эхтиеткорона бераяпти, у хамма вақт ассоциация коэффицентидан кичик булади.

Ассоциация ва контингенция коэффицентлари богликлик мавжудлиги тугрисида бахоланишимумкин. Етарли даражадаги катта хажмдаги ($n \geq 30$) туплам учун, агар коэффицентларнинг кийматлари мос равишда 0,5 ва 0,3 дан кичик булмаса, богликлик мавжуд, деб хисобланади. Агар коэффицентлар кийматлари 0,5 ва 0,3 дан кичик булса, богликлик маънога эга деб, қабул қилинади.

Икки вариантдан ортиқ вариантга эга булган курсаткичлар уртасида богликлик зичлигини улчаш учун Пирсон ($r_{\text{пирс}}$) ва Чупров ($r_{\text{чупров}}$) коэффицентлари кулланилади. Уларнинг формулалари

$$r_{\text{пирс}} = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1 + \varphi^2}}; \quad r_{\text{чупров}} = \sqrt{\frac{\varphi^2}{(\kappa_1 - 1)(\kappa_2 - 1)}},$$

бу ерда: κ_1 — комбинацион жадвалдаги урганилаётган маълумотлар жойлашган устунлар бўйича гуруҳлар сони; κ_2 - шу жадвалдаги сатрлар сони.

φ^2 нинг киймати қуйидаги баенда тушунтирилади:

100 талабанинг спорт билан шугулланиш ва узлаштириш даражаси бўйича богликлик зичлигини тадқиқ қиламиз. Маълумотлар жадвалда келтирилган:

Талабаларнинг спорт билан шугулланиш даражаси	Узлаштириш бўйича талабалар гуруҳи			
	Буш	Уртача	Яхши	Жами
Кам еки умуман шугулланмайдиган	2 (4) 0,4	13 (169) 3,07	- - -	15 - 3,47; 0,231
Меъер бўйича шугулланадиган	8 (6,4) 6,4	27 (729) 13,25	10 (100) 2,86	45 - 22,55; 0,502
Куп шугулланадиган	- - -	15 (225) 4,09	25 (625) 17,86	40 - 21,95 0,549
Жами	10	55	35	100; 1,282

ϕ^2 ни ҳисоблаш тартиби қуйидагича:

1. Хар бир катакнинг юкорисига частоталар езилади.
2. Частоталарнинг квадрати топилади, натижа улар остига, кавс ичига езилади.
3. Квадратга кутарилган частоталар тегишли устун жамисига булинади (масалан, 4:10, 169:55 ва хоказо), булинма хар бир катак пастига езилади.
4. Хар бир сатр бўйича ҳосил булган булинмалар кушилади, йигинди натижалари натижа устунда курсатилади ($0,4 + 3,04 = 3,47$ ва хоказо).
5. Натижа жадвалдаги йигиндилар шу катакларда езилган частоталарнинг мос йигиндисига булинади, ($3,47 : 15, 22,51 : 45, 21, 95 : 40$), булиш натижалари шу ерда, 4 – боскичда ҳисобланган йигинди енидан езилади.
6. Натижавий устундаги бу сонлар йигиндисидан (1,282) бир айриб ташланиб ϕ^2 ифодаланади:

$$\phi^2 = 1,282 - 1,000 - 0,282$$

Бизнинг жадвалда гуруҳлар сони устунлар бўйича (κ_1) 3 ҳам, сатрлар бўйича (κ_2) ҳам 3 га тенг.

Бу кийматларни юкорида айтилган коэффицентларни ҳисоблаш формуласига қуямиз:

$$r_{\text{пирс}} = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1 + \varphi^2}} = \sqrt{\frac{0,282}{1,282}} = \sqrt{0,22} \approx 0,470$$

$$r_{\text{чупров}} = \sqrt{\frac{\varphi^2}{(\kappa_1 - 1)(\kappa_2 - 1)}} = \sqrt{\frac{0,282}{(3-1)(3-1)}} = \sqrt{0,0705} \approx 0,265$$

Чупров коэффициент Пирсон коэффициентидан, контингенция коэффициент ассоциация коэффициентидан кичик булганчалик кам. Коэффициентларни хисоблаш натижалари спорт билан шугулланиш ва фанларни узлаштириш уртасида богликлик мавжудлигини курсатиб турибди.

ТАЯНЧ ИБОРАЛАР.

Атрибутив курсаткичлар.

Атрибутив курсаткичлар уртасидаги богликлик зичлиги.

Махсус коэффициентлар.

Атрибутив курсаткичларнинг биргаликда пайдо булиш частотаси.

Нисбий частота.

Таккосланадиган курсаткич частоталари.

Частоталарнинг умумий йигиндиси.

Ассоциация коэффициенти.

Контингенция коэффициенти.

Богликлик мавжудлиги киймати.

Богликликнинг маънога эга булмаслик киймати.

Пирсон коэффициенти.

Чупров коэффициенти.

φ^2 нинг киймати.

НАЗОРАТ САВОЛЛАРИ.

1. Атрибутив курсаткичлар уртасидаги богликлик зичлигининг мохияти нимада?
2. Оддий икки атрибутив курсаткичлар уртасидаги зичликни улчаш жадвалда кандай тушунтирилади?
3. Ассоциация ва контингенция коэффициентлари ердамида богликлик зичлиги кандай улчанади?
4. Ассоциация ва контингенция коэффициентларининг кийматларини кандай тахлил килиш мумкин?
5. Пирсон ва Чупров коэффициентлари қачон ишлатилади?
6. ϕ^2 нинг мохияти нимада ва уни ҳисоблаш тартиби кандай бажарилади?

ИЛОВАЛАР.

Илова 1.

τ_{1-p} максимал нисбий фаркланиш таксимотининг квантиллари.

N	Р аҳамият даражаси				n	Р аҳамият даражаси			
	0,10	0,05	0,025	0,01		0,10	0,05	0,025	0,01
3	1.41	1.41	1.41	1.41	15	2.33	2.49	2.64	2.80
4	1.65	1.69	1.71	1.72	16	2.35	2.52	2.67	2.84
5	1.79	1.87	1.92	1.96	17	2.38	2.55	2.70	2.87
6	1.89	2.00	2.07	2.13	18	2.40	2.58	2.73	2.90
7	1.97	2.09	2.18	2.27	19	2.43	2.60	2.75	2.93
8	2.04	2.17	2.27	2.37	20	2.45	2.62	2.78	2.96
9	2.10	2.24	2.35	2.46	21	2.47	2.64	2.80	2.98
10	2.15	2.29	2.41	2.54	22	2.49	2.66	2.82	3.01
11	2.19	2.34	2.47	2.61	23	2.50	2.68	2.84	3.03
12	2.23	2.39	2.52	2.66	24	2.52	2.70	2.86	3.05
13	2.26	2.43	2.56	2.71	25	2.54	2.72	2.88	3.07
14	2.30	2.46	2.60	2.76					

Илова 2.

τ'_{1-p} микдор таксимотининг квантиллари.

N	1-p=0.90, p=0.10	1-p=0.95, p=0.05	1-p=0.99, p=0.01
3	1.41	1.41	1.41
4	1.64	1.69	1.72
5	1.79	1.87	1.96
6	1.89	2.00	2.13
7	1.97	2.09	2.26
8	2.04	2.17	2.37
9	2.10	2.24	2.46
10	2.15	2.29	2.54

Илова 3.

Стъюдент таксимотининг фоиз нукталари.

$v \setminus P$	10%	5%	0.1%
1	3.0777	6.3138	318.3088
2	1.8856	2.9200	22.3271
3	1.6377	2.3534	10.2145
4	1.5332	2.1318	7.1732
5	1.4759	2.0150	5.8934
6	1.4398	1.9432	5.2076
7	1.4149	1.8946	4.7853
8	1.3968	1.8595	4.5008
9	1.3830	1.8331	4.2968
10	1.3722	1.8125	4.1437
11	1.3634	1.7959	4.0247
12	1.3562	1.7823	3.9296
13	1.3502	1.7709	3.8520
14	1.3450	1.7613	3.7874
15	1.3406	1.7530	3.7328
16	1.3368	1.7459	3.6862
17	1.3334	1.7396	3.6458
18	1.3304	1.7341	3.6105
19	1.3277	1.7291	3.5794
20	1.3253	1.7247	3.5518
21	1.3232	1.7207	3.5272
22	1.3212	1.7171	3.5050
23	1.3195	1.7139	3.4850
24	1.3178	1.7109	3.4668
25	1.3163	1.7081	3.4502

Илова 4.

Урта абсолют фаркланиш (УАФ) буйича урта кийматлар учун 95%ли ишонч чегараларини аниклаш коэффициентлари.

n	Коэффициент	N	Коэффициент	n	Коэффициент
2	12.71	9	1.00	20	0.60
3	3.45	10	0.93	25	0.53
4	2.16	11	0.87	30	0.48
5	1.66	12	0.82	40	0.41
6	1.40	13	0.78	60	0.33
7	1.21	14	0.75	120	0.23
8	1.09	15	0.71		

Илова 5.

R/S нисбатнинг критик чегаралари

Туп лам хаж ми	Куйи чегаралар		Юкори чегаралар	
	Хатолар эхтимоллиги			
	0.01	0.10	0.10	0.01
3	1.737	1.782	1.997	2.000
4	1.87	2.04	2.409	2.445
5	2.02	2.22	2.712	2.803
6	2.15	2.37	2.949	3.095
7	2.26	2.49	3.143	3.338
8	2.35	2.59	3.308	3.543
9	2.44	2.68	3.449	3.720
10	2.51	2.76	3.57	3.875
11	2.58	2.84	3.68	4.012
12	2.64	2.90	3.78	4.134

Илова 5.

R/S нисбатнинг критик чегаралари (давоми)

Туп лам хаж ми	Куйи чегаралар		Юкори чегаралар	
	Хатолар эхтимоллиги			
	0.01	0.10	0.10	0.01
13	2.70	2.96	3.87	4.244
14	2.75	3.02	3.95	4.34
15	2.80	3.07	4.02	4.44
16	2.84	3.12	4.09	4.52
17	2.88	3.17	4.15	4.60
18	2.92	3.21	4.21	4.67
19	2.96	3.25	4.27	4.74
20	2.99	3.29	4.32	4.80
25	3.15	3.45	4.53	5.06

Илова 6.

Стандарт эгри чизикнинг ординаталари (0.5 аниклик билан).

z	0.05	z	0.5	z	0.5	z	0.5
0.0	0.3984	0.0	0.3984	0.0	0.3984	0.0	0.3984
0.1	0.3945	1.1	0.2059	2.1	0.0396	3.1	0.0028
0.2	0.3867	1.2	0.1826	2.2	0.0317	3.2	0.0020
0.3	0.3752	1.3	0.1604	2.3	0.0252	3.3	0.0015
0.4	0.3605	1.4	0.1394	2.4	0.0198	3.4	0.0010
0.5	0.3429	1.5	0.1200	2.5	0.0154	3.5	0.0007
0.6	0.3230	1.6	0.1023	2.6	0.0119	3.6	0.0005
0.7	0.3011	1.7	0.0863	2.7	0.0091	3.7	0.0004
0.8	0.2780	1.8	0.0721	2.8	0.0069	3.8	0.0002
0.9	0.2541	1.9	0.0596	2.9	0.0051	3.9	0.0002
1.0	0.2299	2.0	0.0488	3.0	0.0038	4.0	0.0001

χ^2 таксимотнинг фоиз нукталари.

n \ P-1	99.9%	99%	90%
1	0.0157	0.0157	0.0158
2	0.0200	0.0201	0.211
3	0.0243	0.115	0.584
4	0.0908	0.297	1.064
5	0.210	0.554	1.610
6	0.381	0.872	2.204
7	0.598	1.239	2.833
8	0.857	1.646	3.490
9	1.153	2.088	4.168
10	1.479	2.558	4.865
11	1.834	3.053	5.578
12	2.214	3.571	6.304
13	2.617	4.107	7.042
14	3.041	4.660	7.790
15	3.483	5.229	8.547
16	3.942	5.812	9.312
17	4.416	6.408	10.085
18	4.905	7.015	10.865
19	5.407	7.633	11.651
20	5.921	8.260	12.443
21	6.447	8.897	13.240
22	6.983	9.542	14.041
23	7.589	10.196	14.848
24	8.085	10.856	15.659
25	8.649	11.524	16.473

Илова 8.

К-С –мезонининг критик кийматлари.

n	D _{0.10}	D _{0.05}	N	D _{0.10}	D _{0.05}	n	D _{0.10}	D _{0.05}
3	0.636	0.708	11	0.352	0.391	19	0.271	0.301
4	0.565	0.624	12	0.338	0.375	20	0.265	0.294
5	0.509	0.563	13	0.325	0.349	21	0.259	0.287
6	0.468	0.519	14	0.314	0.338	22	0.253	0.281
7	0.436	0.483	15	0.304	0.327	23	0.247	0.275
8	0.410	0.454	16	0.295	0.318	24	0.242	0.269
9	0.387	0.430	17	0.286	0.309	25	0.238	0.264
10	0.369	0.409	18	0.278	0.301			

Илова 9.

Корреляция коэффицентининг 0 га нисбатан ахамиятлилигини текшириш.

Озод даражалар сони	Икки томонлама мезон			Бир томонлама мезон		
	5%	1%	0.1%	5%	1%	0.1%
1	0.9969	A	B	0.9877	0.9995	C
2	0.9500	0.9900	0.9990	0.9000	0.9800	0.9980
3	0.8783	0.9587	0.9911	0.805	0.934	0.986
4	0.811	0.917	0.974	0.729	0.882	0.963
5	0.754	0.875	0.951	0.669	0.833	0.935
6	0.707	0.834	0.925	0.621	0.789	0.905
7	0.666	0.798	0.898	0.582	0.750	0.875
8	0.632	0.765	0.872	0.549	0.715	0.847
9	0.602	0.735	0.847	0.521	0.685	0.820
10	0.576	0.708	0.823	0.497	0.658	0.795
11	0.553	0.684	0.811	0.476	0.634	0.772
12	0.532	0.661	0.780	0.457	0.612	0.750

Илова 9.

(давоми)

Корреляция коэффициентининг 0 га нисбатан ахамиятлилигини текшириш.

Озод даражалар сони	Икки томонлама мезон			Бир томонлама мезон		
	5%	1%	0.1%	5%	1%	0.1%
13	0.514	0.641	0.760	0.441	0.592	0.730
14	0.497	0.623	0.742	0.426	0.574	0.711
15	0.482	0.606	0.725	0.412	0.558	0.694
16	0.468	0.590	0.708	0.400	0.543	0.678
17	0.456	0.575	0.693	0.389	0.529	0.662
18	0.444	0.561	0.679	0.378	0.516	0.648
19	0.433	0.549	0.665	0.369	0.503	0.635
20	0.423	0.537	0.652	0.360	0.492	0.622
21	0.413	0.526	0.640	0.352	0.482	0.610
22	0.404	0.515	0.629	0.344	0.472	0.599
23	0.396	0.505	0.618	0.337	0.462	0.588
24	0.388	0.496	0.607	0.330	0.453	0.578
25	0.381	0.487	0.594	0.232	0.445	0.568

A=0.999877; B=0.9999877; C=0.9999951

F-Фишер таксимотининг фоиз нукталари, P=10%.

$v_2 \backslash v_1$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	39.86 4	49.50 0	53.59 3	55.83 3	57.24 1	58.20 4	58.90 6	59.43 9	59.85 8	60.19 5
2	8.526 3	9.000 0	9.161 8	9.243 4	9.292 6	9.325 5	9.349 1	9.366 8	9.380 5	9.391 6
3	5.538 3	5.462 4	5.390 8	5.342 7	5.309 2	5.284 7	5.266 2	5.251 7	5.240 0	5.230 4
4	4.544 8	4.324 6	4.190 8	4.107 3	4.050 6	4.009 8	4.979 0	4.954 9	4.935 7	4.919 9
5	4.060 4	3.779 7	3.619 5	3.520 2	3.453 0	3.404 5	3.367 9	3.339 3	3.316 3	3.297 4
6	3.776 0	3.463 3	3.288 8	3.180 8	3.107 5	3.054 6	2.014 5	2.983 0	2.957 7	2.936 9
7	3.589 4	3.257 4	3.074 1	2.960 5	2.883 3	2.827 4	2.784 9	2.751 6	2.724 7	2.702 5
8	3.457 9	3.113 1	2.923 8	2.806 4	2.726 5	2.668 3	2.624 1	2.589 3	2.561 2	2.538 0
9	3.360 3	3.006 5	2.812 9	2.692 7	2.610 6	2.550 9	2.505 3	2.469 4	2.440 3	2.416 3
10	3.285 0	2.934 5	2.727 7	2.605 3	2.521 6	2.460 6	2.414 0	2.377 2	2.347 3	2.322 6

F-Фишер таксимотининг фоиз нукталари, P=5%.

$v_2 \backslash v_1$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	161.4 5	199.5 0	215.7 1	224.5 8	230.1 6	233.9 9	236.7 7	238.8 8	140.5 4	241.8 8
2	18.51 3	19.00 0	19.16 4	19.24 7	19.29 6	19.33 0	19.35 3	19.37 1	19.38 5	19.39 6
3	10.12 8	9.552 1	9.276 6	9.117 2	9.013 5	8.940 6	8.886 8	8.845 2	8.812 3	8.785 5
4	7.708 6	6.944 3	6.591 4	6.388 3	6.256 0	6.163 1	6.094 2	6.041 0	5.998 8	5.964 4
5	6.607 9	5.786 1	5.409 5	5.192 2	5.050 3	4.950 3	4.875 9	4.818 3	4.772 5	4.735 1
6	5.987 4	5.143 3	4.757 1	4.533 7	4.387 4	4.283 9	4.206 6	4.146 3	4.099 0	4.060 0
7	5.591 4	4.737 4	4.346 8	4.120 3	3.971 5	3.866 0	3.787 0	3.725 7	3.676 7	3.636 5
8	5.317 7	4.459 0	4.067 2	3.837 8	3.687 5	3.580 6	3.500 5	3.438 1	3.388 1	3.347 2
9	5.117 4	4.256 5	3.862 6	3.633 1	3.481 7	3.373 8	3.292 7	3.229 6	3.178 9	3.137 3
10	4.964 6	4.102 8	3.708 3	3.478 0	3.325 8	3.217 2	3.135 5	3.071 7	3.020 4	2.978 2

Илова 11.

Узгарувчиларнинг адабиётларда ва программада ёзилиш тартиби.

Адаби- ётда	Курсаткич маъноси	Програм- мада
$\bar{X}$	Х буйича урта арифметик киймат	XA
$\bar{Y}$	У буйича урта арифметик киймат	YA
d_i	Хар бир кийматнинг $\bar{X}$ дан фаркланиши	$U(I)$
S	Урта квадратик фаркланиш	$S1$
$\bar{S}$	Назарий урта квадратик фаркланиш	$S2$
S^2	Дисперсия	SD
$\bar{S}^2$	Назарий дисперсия	SX
$m_1, m_2,$ m_3, m_4	Марказий моментлар	$m1, m2$ $m3, m4$
V	Вариация коэффиценти	V
τ	Шубхали элементни аниклаш учун хисобланадиган киймат	T
τ_{1-p}	Жадвал киймати	$tg1$
$t_{(p,n)}$	$t_{(01,n)}$ хисобланадиган киймат	$tp01$
	$t_{(5,n)}$ хисобланадиган киймат	$tp5$
$t_{(p,n-2)}$	$t_{(01,n-2)}$ жадвал киймат	$T01$
	$t_{(5,n-2)}$ жадвал киймат	$T5$
q_1	Таксимот нормаллигини текширишда ишлатиладиган ёрдамчи микдорлар	$q1$
q_2	- « -	$q2$
G_1	- « -	$G11$
G_2	- « -	$G22$
S_{G_1}	- « -	$SG1$
S_{G_2}	- « -	$SG2$

Илова 11.

Узгарувчиларнинг адабиётларда ва программада ёзилиш тартиби. (давоми)

Адаби- ётда	Курсаткич маъноси	Програм- мада
y^*	Регрессия тенгламасини топишда ишлатиладиган микдорлар	$Y4$
	y^* (ариф., геом., гарм.)	
Δ_k	Фаркланишлар, $k=1,2,\dots,7$	$R(K)$
r_{xy}	Корреляция коэффиценти	r
S_r	Корреляция коэффиценти хатоси	SR
$t_{\phi ak}$	Корреляция коэффицентини текшириш мезони	tF
t_{st}	Стьюдентнинг корреляция коэффиценти учун жадвал киймати	tS
S_0^2	k-богланиш учун колдик дисперсия	$SKD(K)$
TR	Регрессия коэффицентларини баҳолаш учун хисобланган киймат	tR
E_k	k-богланиш буйича нисбий хатолик	$E(K)$
FM	k-богланиш буйича Фишер мезони	$FM(K)$
y_i	Натижавий курсаткичнинг белгиланган кийматлари	z_i
y_i	Натижавий курсаткичнинг хисобланган кийматлари	$\ddot{e}$
	Шубхали элемент бор-йуклигини билдирувчи мантикий киймат, $e=0$ - хато йук, $e\neq 0$ хато бор.	e
	Хато (шубхали) элемент киймати	$q0$
	Хатони кидириш – кидирмасликни билдирувчи мантикий киймат, $q=0$ - хато колдирилади, $q\neq 0$ хато чикарилади.	q

Адабиётлар:

1. Е.Н.Львовский «Статистические методы построения эмпирических формул», М., 1982.
2. Ю.П.Адлер, Е.В.Маркова, Ю.В.Грановский «Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий», 2-е изд., М., 1976.
3. С.А.Айвазян «Статистические исследования зависимостей. Применение методов корреляционного и регрессионного анализа при обработке результатов экспериментов», М., 1968.
4. Г.А.Алексеев «Объективные методы выравнивания и оптимизации корреляционных связей», Л., 1971.
5. И.П.Ашмарин и др. «Быстрые методы статистической обработки и планирования экспериментов», Л., 1975.
6. Й. Бард «Нелинейное оценивание параметров», М., 1979.
7. В.Н.Вапник «Восстановление зависимостей по эмпирическим данным», М., 1979.
8. В.К. Гришин «Статистические методы анализа и планирования экспериментов», М., 1975.
9. В.И.Денисов «Математическое обеспечение системы ЭВМ-экспериментатор», М., 1977.
10. Ю.М. Ермольев, И.И. Ляшко, В.С.Михалевич «Математические методы исследования операций», Киев, 1979.

