МАВЗУ. ЭКОНОМЕТРИК МОДЕЛЛАРНИНГ СИФАТИНИ БАҲОЛАШ

1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичи.
2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини аппроксимация хатолиги, Фишер мезони ёрдамида баҳолаш.
3. Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида «Энг кичик квадратлар усулининг» бажарилиш шартлари текшириш.
4. Гомоскедатлик ва гетероскедатликни аниқлаш учун тестлар.

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

1. Эконометрик моделларнинг иқтисодий таҳлилида верификация босқичи.

Эконометрик моделлашнинг учинчи босқичи –**верификация қилиш.**Тузилган моделни аҳамияти тўртта йўналиш бўйича текширилади:
- моделнинг сифати кўпликдаги корреляция коэффициенти ва детерминация коэффициенти ёрдамида баҳоланади;
- моделнинг аҳамияти аппроксимация хатолиги ва Фишер мезони ёрдамида баҳоланади;
- моделнинг параметрларини ишончлилиги Стьюдент мезони бўйича баҳоланади;
- Дарбин-Уотсон мезони ёрдамида «Энгкичик квадратлар усулининг» бажарилиш шартларитекширилади.

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

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

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

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

2. Эконометрик моделлар сифати ва аҳамиятини аппроксимация хатолиги, Фишер мезони ёрдамида баҳолаш

Аппроксимация хатолиги

$$\varepsilon = \frac{1}{n}\sum\left|\frac{y_i - \hat{y}}{y_i}\right| * 100\% \qquad (12.1)$$

n - кузатувлар сони
y - асосий омилни ҳақиқий қийматлари

ŷ - асосий омилни текисланган қийматлари

Аппроксимация хатолиги 10% гача қабул қилинади.

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

$$z = \frac{1}{2}\ln\left(\frac{1+r}{1-r}\right). \qquad (12.2)$$

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

$$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n-3}}. \qquad (12.3)$$

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

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

$$F_{хис} = \frac{R^2(n-m-1)}{(1-R^2)m} \qquad (12.4)$$

n- кузатувлар сони

m - моделдаги таъсир этувчи омиллар сони

R- кўп омилли корреляция коэффициенти.

Ҳисобланган Фишер мезони жадвалдаги қиймати билан солиштирилади.[1] Жадвалдаги Фишер коэффициентини топиш учун ***k1***катор ва ***k2*** устунни аниқлаш зарур ***k1=n-m-1*** ва ***k2=m***. Агар :

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

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

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

Ҳозирги вақтда автокорреляция мавжудлигини текширишда Дарбин – Уотсон мезони қўлланади:

$$DW = \frac{\sum_{i=1}^{n-1}\left(Y_i - Y_{i-1}\right)^2}{\sum_{i=1}^{n-1} Y_i^2} \qquad (12.5)$$

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

---

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

[2]Gujarati D.N. Basic Econometrics. McGraw-Hill, 4th edition, 2003 (Gu),Inc.p. 472

(минус ишорага эга) бўлса, у ҳолда мезон қийматлари 2–4 орасида ётади, демак, текшириш учун DW'=4- DW қийматларини аниқлаш керак

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

$$r_a(x\text{исоб}) = \frac{\sum z_t z_{t+1}}{\sum z_t^2} \qquad (12.6)$$

бунда: z_t - қолдиқ миқдор.

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

$$V = \sqrt{\frac{\sum\left(\frac{y-\hat{\bar{y}}}{\bar{y}}\bullet 100\right)^2}{n}} \qquad (12.7)$$

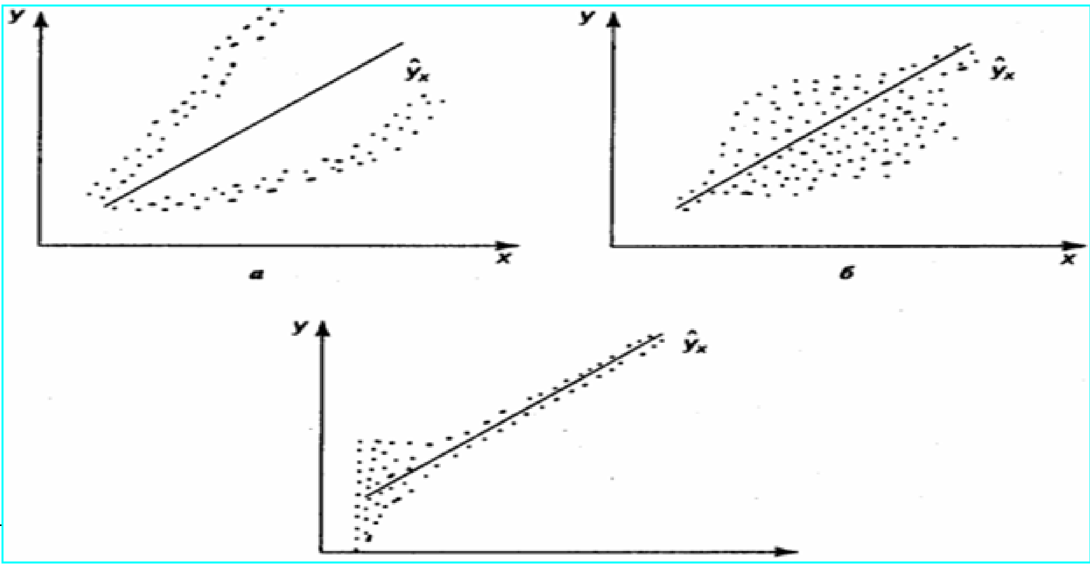
4. Гомоскедастлик ва гетероскедастликни аниқлаш учун тестлар

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

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

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

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



12.1.-расм.Гетероскедастлик ҳолатлари[3]

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

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

$Y = f(X_1, U)$ ёки $Y = f(X_{1,} X_2, ...X_n, U)$, кўринишда бўлади.

«У» ўзгарувчи қуйидаги стохастик хусусиятларга эга бўлган ҳато сифатида намоён бўлади:

-эҳтимолий меъёрий тақсимотга эга бўлади;

-нолли ўртачага эга;

-чекли дисперсияга эга;

-ўлчаш ҳатоси ҳисобланади.

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

$$\begin{aligned} Y &= a_0 + a_1 X + W \\ W &= U + V \end{aligned} \qquad (12.8)$$

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

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

Кўп омилли ҳолатда: $Y = a_{0i} + a_{1i} X_i + U_i$, a_0 ва a_1 коэффитциентларни қуйидаги шартлардан келиб чиққан ҳолда аниқлаш мумкин:

$$E(U) = 0, i \in N$$

$$E(U_i U_j) = \begin{cases} 0 & \text{агар } i \neq j, \quad i,j \in N \\ \sigma_u^2 & \text{агар } i = j, \quad i,j \in N \end{cases} \qquad (12.9)$$

Содда иқтисодий моделларни кўриб чиқишда бу масалани стандарт усули ёрдамида ечиш мумкин. Энг кичик квадрат усули классик ҳисобланади. Лекин нисбатан мураккаброқ вазиятларда мураккаб эконометрик моделни кўриб чиқишда мураккаб техника йўллардан фойдаланган холда янги усулларни ишлаб чиқиш зарур.

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

Оддий чизиқли регрессион моделнинг тўлиқ спетсификацияси регрессион тенгламадан ва 5 та бирламчи йўл қўйишлардан ташкил топган.

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

Демак:Биринчи тахмин: ε_i - меъёрий тақсимланган.

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

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

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

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

Учинчи тахмин: Гомоскедиклик

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \qquad (12.10)$$

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

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \; i \neq j \qquad (12.11)$$

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

Биринчи ва тўртинчи тахмин биргаликда эҳтимоллик нуқтаи-назаридан, тақсимот ҳатолари боғлиқ эмас дейиш имконини беради. Шунинг учун ε_1, ε_2,...ε_n ўзгарувчини ўхшаш ва эркин тақсимланиши сифатида қаралиши мумкин. $E(\varepsilon_i)=0$ бўлгани учун

$$Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon)^2 \qquad (12.12)$$

Бундан

$$Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \qquad (12.13)$$

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

$$E(\varepsilon_i, X_j) = X_j E(\varepsilon_i) = 0 \qquad (12.14)$$

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

$$(\frac{1}{n})\sum_{n=1}(X_i - X)^2, \qquad (12.15)$$

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

Тўғри, амалиётда кўрсатилган таҳминларни мутлоқ мавжудлигига аниқ эришиш қийин, лекин биз агар бу таҳминларга таҳминан амал қилинса қониқиш ҳосил қиламиз. Юқорида келтириб ўтилган таҳминлар классик чизиқли регрессион модел тузиш, регресия параметларини ҳисоблаш учун зарур.

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

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

$$E(Y_i) = E(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) = \alpha + \beta X_i \qquad (12.16)$$

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

Кейин Y_i вариация бўлмиш

$$Var(Y_i) = E[Y_i - E(Y_i)]^2 = E[(\alpha + \beta X_i + \varepsilon_i) - (\alpha + \beta X_i)]^2 = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (12.17)$$

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

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

$$\widehat{Y}_i = \widehat{\alpha} + \widehat{\beta} X_i \qquad (12.18)$$

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

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

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

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

Назорат учун саволлар

1. Автокорреляция қачон вужудга келади?
2. Автокорреляцияни неча хил усул ёрдамида бартараф этиш мумкин?
3. Эконометрик моделни реал ўрганилаётган жараёнга мос келишини қайси мезон ёрдамида аниқлаш мумкин?
4. Эконометрик моделдаги параметрлардан бирортаси ишончсиз бўлса, уни нима қиилиш мумкин?
5. Дарбин-Уотсон мезони қиймати қайси оралиқда ўзгаради?

Тестлар

1. Фишер мезони қуйидагини кўрсатади:

a) Омиллар орасидаги боғланиш зичлигини;
b) *Олинган моделнинг ўрганилаётган жараёнга мослигини;
c) Олинган моделдаги коэффициентларнинг аҳамиятлилигини;
d) Корреляция коэффициентининг ишончлилигини.

2. Дарбин-Уотсон мезони нимани кўрсатади?

a) Регрессия тенгламасининг реал жараёнга мос келишини;
b) Омиллар регрессион моделга тўғри киритилганлигини;
c) *Натижавий омил қаторида автокорреляция мавжудлигини;
d) Натижавий омил қаторида авторегрессиянинг мавжудлигини.

3. Стьюдент мезони қайси жараённи аниқлайди?
a) Омиллар орасидаги боғланиш зичлигини;
b) Олинган моделнинг ўрганилаётган жараёнга мослигини;
c) *Олинган моделдаги коэффициентларнинг аҳамиятлилигини, d) Корреляция коэффициентининг ишончлилигини.
4. Регрессия моделидаги коэффициентлар аҳамиятли дейилади, агар:
a) *Стьюдент мезонининг ҳисобланган қиймати жадвалдаги қийматидан катта бўлса;
b) Стьюдент мезонининг ҳисобланган қиймати жадвалдаги қийматидан кичик бўлса;
c) Стьюдент мезонининг ҳисобланган қиймати жадвалдаги қийматига тенг бўлса;
d) Стьюдент мезонининг ҳисобланган қиймати 0 га тенг бўлса.
5. Кўп омилли чизиқли боғланишни кўрсатинг:
a) $Y_x = a_0 + a_1 X$;
b) $*Y_x = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + ... + a_n X_n$;
c) $Y_x = a_0 + a_1 X^2$;
d) $Y_x = a_0 + a_1^X$.
6. Тўпламли корреляция коэффициентини аниқловчи бандни кўрсатинг:
a) $* R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}}$;
b) $R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2}{1 - r_{x_1x_2}^2}}$;
c) $R_{yx_j} = \sqrt{\frac{2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2}}$;
d) $R_{yx_j} = \sqrt{\frac{r_{yx_1}^2 + r_{yx_2}^2 - 2r_{yx_1} r_{yx_2} r_{x_1x_2}}{1}}$.
7. Фишер мезонини аниқловчи формула келтирилган бандни кўрсатинг:
a) $* F = \frac{R^2}{1 - R^2} * \frac{n - m - 1}{m}$;
b) $F = \frac{R^2}{1 - R^2}$;
c) $F = \frac{R^2}{1 - R^2} * m$;
d) $F = \frac{1}{1 - R^2} * \frac{n - m - 1}{m}$.
8. Фишер мезонининг ҳисобланган қиймати жадвалдаги қийматидан катта бўлса:
a) *Регрессия тенгламаси реал ўрганилаётган иқтисодий жараёнга мосдейилади;
b) Динамик қаторлар 10% гача хатолик билан текисланган дейилади;
c) Регрессия тенгламасининг коэффициентлари аҳамиятли дейилади;
d) Корреляция коэффициенти ишончли дейилади.
9. Стьюдент мезонининг ҳисобланган қиймати жадвалдаги қийматидан катта бўлса:
a) Регрессия тенгламаси реал ўрганилаётган иқтисодий жараёнга мосдейилади;
b) Динамик қаторлар 10% гача хатолик билан текисланган дейилади;
c) *Регрессия тенгламасининг коэффициентлари аҳамиятли дейилади;
d) Корреляция коэффициенти ишончли дейилади.
10. Аппроксимация хатосини аниқловчи бандни кўрсатинг:

a) $*\varepsilon = \frac{1}{n}\sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right| *100\%$;

b) $\varepsilon = \frac{1}{n}\sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right|$;

c) $\varepsilon = \sum \left| \frac{Y_i - \bar{Y}}{Y_i} \right| *100\%$;

d) $\varepsilon = \frac{1}{n}\sum \left| \frac{\bar{Y}}{Y_i} \right| *100\%$.

11. Моделни иденцификациялаш-бу:

*a) *Моделнинг параметрларни статистик баҳолаш*
b) Моделнинг маълумотлар аниқлигини текшириш
c) Моделнинг шаклини, тузилишини ва унинг боғланишлар шаклини таърифлаш
d) Керакли статистик маълумотларни йиғиш

12. Моделни верификациялаш-бу:

*a) *Моделнинг маълумотлар аниқлигини текшириш*
b) Керакли статистик маълумотларни йиғиш
c) Моделнинг шаклини, тузили-шини ва унинг боғланишлар шак-лини таърифлаш
d) Моделнинг параметрларни статистик баҳолаш

13. Энг кичик квадратлар усули қуйидаги формула билан ифодаланади:

a) $*S = \sum \left(Y - \bar{Y}_t\right)^2 \to \min$

b) $S = \sum \left(\bar{Y}_t - Y\right)^2 \to \min$

c) $S = \sum \left(Y - \bar{Y}_t\right)^2 \to \max$

d) $S = \sum \left(Y + \bar{Y}_t\right)^2$