

XALQARO NORDIK UNIVERSITETI

Iqtisodiyot va pedagogika fakulteti, Iqtisodiyot va biznesni boshqarish kafedrası

Fan o'qituvchisi: Sabirov Xasan Nusratovich

Mavzu: EKONOMETRIK MODELLARNI BAHOLASH

Reja:

- 1. Ekonometrik modellarning iqtisodiy tahlilida verifikatsiya bosqichining ahamiyati.**
- 2. Ekonometrik modellar sifati va ahamiyatini mezonlar bo'yicha baholash.**
- 3. Regressiya tenglamaning parametrlarni baholarining xususiyatlari.**

Ekonometrik modellarning iqtisodiy tahlilida verifikatsiya bosqichining ahamiyati

Ekonometrik modellarning iqtisodiy tahlilida verifikatsiya bosqichining ahamiyati identifikatsiya qilish bosqichidan keyin quyidagi savollar tug'iladi: Tuzilgan modeli maqsadga muvofiqmi, ya'ni uning prognozlash va imitatsion hisoblar uchun ishlatilishi kutilayotgan natijalar haqiqatga adekvatli natijalarni beradimi. Tuzilgan modelga asoslangan prognozlash va imitatsion hisoblarning aniqligi nimadan iborat? Ushbu savollarga javob olish ekonometrik modelning verifikatsiya muammosi mazmunidir. Verifikatsiya usullari gipotezalarning statistik tekshiruv va statistik baholashning turli usullarining aniqlik xususiyatlarini statistik tahlil qilishga asoslangan. Bu, shuningdek, ekonometrik modellarda qo'llaniladigan verifikatsiya bosqichida retrospektiv hisoblash tamoyilini ta'kidlash lozim.

Tamoyilini mohiyati bo'yicha dastlabki statistik ma'lumotlar ikki qismga bo'linadi: haqiqiy, ma'lumotlar qoldig'ini tashkil topgan kuzatuvlar va ko'riklar

namunadagi ba'zi tashkil topgan ta'lim majmui: Bundan tashqari qadamlar ta'lim namuna uchun spetsifikatsiya va identfikatsiya amalga oshiriladi. Olingan model misol ekzogen o'zgaruvchilarni barpo etilgan va (ilgari orqaga) endogen o'zgaruvchilarni olingan model qadriyatlarini o'rganib etiladi. ko'rib chiqish namunasi haqiqiy qadriyatlar bilan mos keladigan model bilan ushbu qadriyatlar solishtirish model topilmalar haqiqatga va aniqlik malakasi tahlil qilish bizga beradi. Tahlil qilinayotgan qatorlar dinamikasi har doim anchagina uzunroq qatorlarning tanlamasi hisoblanadi. Shuning uchun korrelyatsion-regerssion tahlil asosida olingan ekonometrik modellarning ishonchliligini har tomonlama tekshirish va baholash lozim. Tuzilgan ekonometrik modelning ahamiyatligi, ishonchliligi va keyinchalik bashoratlashda qo'llash mumkinligi quyidagi mezonlar asosida baholanadi:

1. Ekonometrik modellarni ahamiyatini Fisher mezonini va approksimatsiya xatoligi yordamida baholash.
2. Ekonometrik modellar sifatini ko'p omilli korrelyatsiya koeffitsienti va determinatsiya koeffitsienti yordamida baholash.
3. Ekonometrik model parametrlarini Styudent mezonini yordamida baholash.
4. Qatorlarda qoldiq avtokorrelyatsiyani Darbin-Uotson mezonini bo'yicha baholash.

Ekonometrik modellar sifati va ahamiyatini mezonlar bo'yicha baholash

Regressiya tenglamasi sifatini baholashda F-Fisher mezonidan foydalaniladi. Olingan regressiya tenglamasining sifatini baholash dispersion tahlil qilish usullariga asoslangan. Natijaviy ko'rsatkich y_i ning qiymatlari ikkita y_i va e_i komponentlarning yig'indisi sifatida ifodalanishi mumkin

$$y_i = y_i + e_i \quad (1)$$

Kattalik $y_i = a + b \cdot x_i$ kuzatuv i uchun y ning hisoblangan qiymati. Qoldiq e_i natijaviy ko'rsatkich u ning kuzatiladigan va hisoblangan qiymatlari orasidagi farq yoki regressiya tenglamasi yordamida tushuntirilmagan u o'zgaruvchining qismi.

1-formuladan o'zgaruvchining kuzatilgan qiymatlari $D(y)$ dispersiyaning, uning hisoblangan qiymatlari $D(\hat{y})$ ning va $D(e)$ qoldiqlari (qoldiq dispersiyalar $D_{qoldiq} = D(e)$) o'rtasidagi quyidagi munosabati kelib chiqadi:

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

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

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

bo'lsa quyidagi ko'rinishda bo'ladi:

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

O'zgaruvchi y ning ta'riflangan qismi $D(\hat{y})$ ning umumiy dispersiyasi $D(y)$ ga munosabati:

$$R^2 = \frac{D(\hat{y})}{D(y)} \quad \text{yoki} \quad R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

determinatsiya koeffitsienti deb ataladi va regressiya tenglamasi sifati yoki bog'lanish modelini xarakterlash uchun ishlatiladi. Ushbu (3) munosabati quyidagi shaklda ifodalanishi mumkin:

$$R^2 = 1 - \frac{D_{qoldiq}}{D(y)} \quad \text{yoki} \quad R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (4)$$

Determinatsiya koeffitsienti 0 va 1 oralig'ida o'zgaradi.

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

Determinatsiya koeffitsienti R^2 natijaviy ko'rsatkich y ning dispersiyasining qancha qismi regressiya tenglamasi bilan izohlanganligini ko'rsatadi. Masalan, $R^2 = 0,56$ bo'lsa regressiya tenglamasi natijaviy ko'rsatkich dispersiyasini 56% tashkil qilganini ko'rsatadi.

R^2 qanchalik katta bo'lsa, natijaviy ko'rsatkich y ning dispersiyasi regressiya tenglamasidan kelib chiqadi va regressiya tenglamasi dastlabki ma'lumotni yaxshiroq ta'riflaydi. y va x o'rtasidagi munosabatlar bo'lmasa, determinatsiya koeffitsient R^2 nolga yaqin bo'ladi. Shunday qilib, regressiya tenglamasining sifatini (aniqligini) baholash uchun determinatsiya koeffitsient R^2 dan foydalanish mumkin.

Quyidagi savol tug'iladi: R^2 ning qaysi qiymatlari uchun regressiya tenglamasi statistika jihatidan ahamiyatsiz deb hisoblanadigan bo'lib, uni tahlil qilishda asossiz deb biladi. Bu savolga Fisherning F –mezonida javob berilgan.

Quyidagi belgilashlarni kiritamiz:

$TSS = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ - chetlanish kvadratlarning to'liq yig'indisi;

$ESS = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$ - chetlanish kvadratlarning tushuntirilgan yig'indisi;

$RSS = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2$ - chetlanish kvadratlarning tushuntirilmagan yig'indisi.

Ma'lumki,

$$F = \frac{\frac{ESS}{k}}{\frac{RSS}{n-m-1}} \quad (5)$$

bu yerda k -regressiya tenglamasining bog'liq bo'lmagan o'zgaruvchilar soni (juft regresiya uchun $k = 1$), ya'ni normal taqsimlangan xatolik uchun ε_i Fisherning F-statistikasi (Fisher qonuniga muvofiq taqsimlangan tasodifiy miqdor) $k_1 = k$, $k_2 = n - k - 1$ erkinlik darajalari bilan.

Fisherning F-mezoniga ko'ra, regressiya tenglamasining statistik ahamiyatsizligi (ya'ni F qiymatining noldan statistik jihatdan ahamiyatsiz farqligi) haqida H_0 «nollik» gipoteza. Bu gipoteza $F > F_{jad}$ shartni qondirganda rad etilmoqda, bu yerda F_{jad} Fisher F-mezonining jadvalidan α darajaga ega bo'lgan va $k_1 = k$, $k_2 = n - k - 1$ erkinlik darajalari bilan aniqlanadi.

Statistik gipotezalarda ahamiyatlilik darajasi (α belgisi) to'g'ri gipotezani rad etish ehtimoli deb ataladi (bu birinchi turdagi xatolik). Ahamiyatlilik darajasi α odatda 0,05 va 0,01 qiymatlarni qabul qiladi, bu esa birinchi turdagi xatolarning 5% va 1% gacha bo'lish ehtimoliga to'g'ri keladi.

F qiymatini R^2 determinatsiya koeffitsienti bo'yicha ifodalanishi mumkin:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k - 1}{k}$$

Masalan 30 ta kuzatuvlar bo'yicha qo'yidagi regressiya tenglamasi olingan.

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

Uning muhimligini $\alpha = 0,05$ ahamiyatligi darajasida tekshirish kerak. $k = 1$ ni hisobga olgan holda F-statistikasining qiymatini aniqlaylik

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

Fisherning F- kriteriyasi jadvali buycha:

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

$F_{jad} = 4,2$. $F = 42 > F_{jad} = 4,2$ bo'lgani uchun regressiya tenglamaning statistik ahamiyatligi to'g'risida xulosa qilishimiz mumkin.

Approksimatsiya xatoligi – bu nazariy y ning haqiqiy Y qiymatlaridan o'rtacha nisbiy chetlanishi:

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

bu yerda n - kuzatuvlar soni

y_i - asosiy omilni haqiqiy qiymatlari

\hat{y} - asosiy omilni tekislangan nazariy qiymatlari

Agar ε qiymat 10-12 foizdan oshmasa, tuzilgan regressiya tenglamasi qoniqarli deb hisoblanadi.

Darbin–Uotson mezoni Darbina-Uotson mezoni yoki d – mezoni (qoldiqlarning bog'liq bo'lmaganligi xossasi ya'ni avtokorrelyatsiya avjud emasligi).

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

bu yerda e_i =yhaq-yhis

dw – mezoni $0 \leq d \leq 4$ oraliqda yotadi.

Agar $dw < 2$ bo'lsa, qoldiqlar qatori ijobiy avtokorrelyatsiyaga ega va agar $dw > 2$ bo'lsa salbiy avtokorrelyatsiyaga ega. dw – mezoni 4ga yaqin bo'lsa salbiy avtokorrelyatsiyani mavjudligini bildiradi. dw – mezoni 0 ga yaqin bo'lsa ijobiy avtokorrelyatsiya mavjudligini bildiradi. Darbin-Uotsonning kritik nuktalarini taqsimlash jadvallari mavjud.

Unda berilgan α statistik ahamiyatligi qiymat darajasi, n kuzatilishlar soni va omilli o'zgaruvchilar soni uchun 2ta kattaliklar aniqlaydi: d_1 quyi chegara va d_2 yuqorichegara. Hisoblangan kattaligi d ushbu ikki qiymatlar bilan taqqoslanadi. Quyidagi xolatlar bo'lishi mumkun:

$0 \leq d \leq d_1$ - ijobiy avtokorrelyatsiya mavjud;

$d_1 \leq d \leq d_2$ - noaniqlik holati va qoldiqlar qatorni qo'shimcha tekshirishni talab qilinadi;

$d_2 \leq d \leq 2$ avtokorrelyatsiya mavjud emas;

Agar $d > 2$ bo'lsa unda $d^* = 4 - d$ kattaligini kiritamiz va d kabi tekshiruvni amalga oshiramiz, bunda $0 \leq d^* < d_1$ bo'lsa salbiy avtokorrelyatsiya mavjud bo'ladi.

Regressiya tenglamaning parametrlarni baholarining xususiyatlari

Chiziqli bir omilli model qurishda uning ayrim kamchiliklariga e'tiborni qaratmoq lozim. Modelni jarayonning bitta omil yordamida, u hatto hal qiluvchi omil bo'lgan taqdirda ham haqqoniy yoritib berish mumkin emas. Masalan, paxta xom ashyosini yalpi yig'ib olishni o'rganishda asosiy omil sifatida hosildorlikni olish mumkin, lekin sinchiklab o'rganish natijasida yer miqdori va sifati, o'g'itlar (ularni miqdori, sifati, quritish muddati), sug'orish xarakter tartibi va boshqa omillarni ham e'tiborga olish zarur.

Shunday qilib, «asosiy» omillar miqdori cheksiz o'zgarishi mumkin. Bunday masalarni hal etish bir omilli modeldan ko'p omilligacha o'tishni taqozo etadi. Ammo bu ham funktsiyaga asosiy omillardan tashqari yana ko'p sonli ikkinchi darajali omillar ta'sir qilishi hisobiga hisoblashda hatolik bo'lishini rad etmaydi. Ko'pincha ularning ta'siri sezilarsiz va qarama-qarshi xarakterga ega. Ushbu omillarning barcha samarasi, ham musbat ham manfiy qiymatlarni qabul qiluvchi Y tasodifiy o'zgaruvchi bilan baholanadi. Chiziqli bog'liqlik:

$Y = f(X_1, U)$ yoki $Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n, U)$ ko'rinishda bo'ladi.

Y o'zgaruvchi quyidagi stoxastik xususiyatlarga ega bo'lgan xato sifatida namoyon bo'ladi:

- ehtimoliy me'yoriy taqsimotga ega bo'ladi;
- nolli o'rtachaga ega;
- chekli dispersiyaga ega;
- o'lchash hatosi hisoblanadi.

Statistik ma'lumot yig'ishda ko'p hollarda parametrning haqiqiy qiymatlari o'rniga yashirin hatoga ega o'lchamlar kiritiladi (ular ob'ektiv, sub'ektiv xarakterga ega bo'lishlari, o'lcham hisoblarining noaniqligi, noaniq hujjat aylanishi, alohida o'lchamlarini sub'ektiv bahosi va boshqalar). Barcha yuqorida sanab o'tilgan kamchiliklar o'lchash hatolarini tenglama hatolariga o'tishiga olib keladi, ya'ni:

$$Y = a_0 + a_1 X + W$$

$$W = U + V$$

bunda W-jami hato; U-stoxastik e'tiroz bildirish; V-o'lchash hatosi. Nisbatan oddiy bog'liqlik deb chiziqli bir omilli bog'liqlik yoki chiziqli ko'p omilli model, u tasodifiy hatoga nisbatan bir necha taxminlarni qabul qilganda hisoblanadi: o'rtacha nolga teng; dispersiya sust va asosiy omillarga bog'liq emas va tasodiy xatobir-biriga bog'liq emas.

Ko'p omilli holatda: $Y = a_{0i} + a_{1i}X_i + U_i$, a_0 va a_1 koeffitsientlarni quyidagi shartlardan kelib chiqqan holda aniqlash mumkin:

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

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

Sodda iqtisodiy modellarni ko'rib chiqishda bu masalani standart usuli yordamida yechish mumkin. Eng kichik kvadrat usuli klassik hisoblanadi. Lekin nisbatan murakkabroq vaziyatlarda murakkab ekonometrik modelni ko'rib chiqishda murakkab texnik yo'llardan foydalangan xolda yangi usullarni ishlab chiqish zarur.

Oddiy chiziqli regression modelning to'liq spetsifikatsiyasi regression tenglamadan va 5 ta birlamchi yo'l qo'yishlardan tashkil topgan. Shu yo'l qo'yishlarni ko'rib chiqamiz. Birinchi ikki taxmin shundan iboratki, X ning xar bir qiymati uchun ε xato nol qiymat atrofida me'yoriy taqsimlangan. Taxmin qilinadiki, ε_i uzluksiz kattalik hisoblanib, o'rtacha atrofida simmetrik taqsimlangan $-\infty$ dan $+\infty$ gacha o'zgaradi va uning taqsimlanishi 2 o'lcham o'rtacha va variatsiya yordamida aniqlanadi.

Demak:

Birinchi taxmin: ε_i - me'yoriy taqsimlangan.

Ikkinchi taxmin: - $E(e_i) = 0$ o'rtacha xatonolga teng.

Haqiqatda biz stoxastik hatoni har bir qiymatini, ko'pgina sabablar natijasi sifatida ko'rishimiz mumkinki, bunda har bir sabab bog'liq o'zgaruvchini, u deterministik hisoblanishi mumkin bo'lgan qiymatdan sezilarsiz tarzda og'diradi. Bunday ko'zdan kechirishda o'lchash hatosi o'xshashi bilan taqsimot hatosi to'g'ri va shuning uchun o'rtacha hatoni me'yoriyligini va nolga tengligi haqida taxminlar o'xshash.

Uchinchi taxmin gomoskediklikka tegishli bo'lib, u har bir xato σ^2 ning qiymati noma'lum bo'lgan bir xil variatsiyaga ekanligini anglatadi. Bu taxmin, masalan X ning katta qiymatlari uchun xatodispersiyasini imkoni, huddi kichik qiymatlardagi kabi degan tasdiq bilan kelishiladi. Yuqorida ko'rib o'tilgan ishlab chiqarish funksiyasida, bu taxminga asosan ishlab chiqarishdagi variatsiya ham, ish kuchi qiymatiga bog'liq emas.

“Eng kichik kvadratlar” usulining ekonometrik modellardagi parametrlarni baholashda qoldiqlar kvadratlari yig'indisining minimumga intilishiga asoslanadi. Shuning uchun regressiyaning qoldiq qiymatlarini ko'rib chiqish muhim ahmiyat kasb etadi.

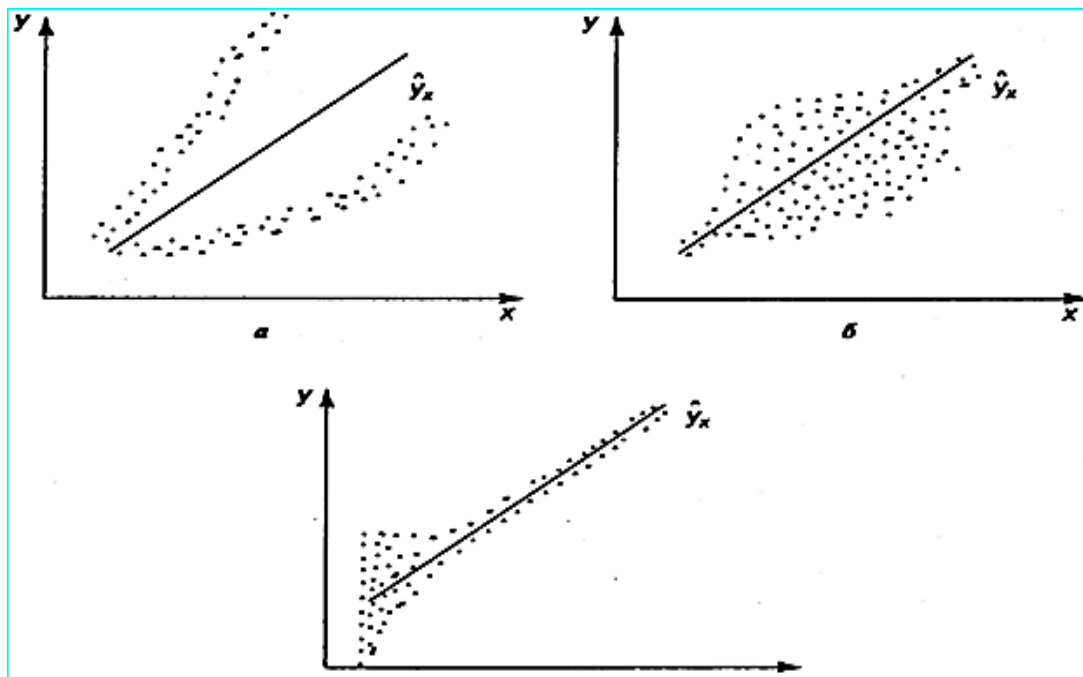
“Eng kichik kvadratlarining” uchinchi taxmini gomoskedatlikka tegishli bo'lib, u har bir X uchun qoldiqning dispersiyasi bir xil bo'lishi ekanligini anglatadi. Bu taxmin, masalan X ning katta qiymatlari uchun qoldiq dispersiyasini imkoni, huddi kichik qiymatlardagi kabi degan tasdiq bilan kelishiladi.

Uchinchi taxmin: Gomoskediklik

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

Gomoskedatlik sharti:

Agar yuqoridagi “Eng kichik kvadratlar” usulining qo'llanish sharti bajarilmasa, bunda geteroskedatlik holati hosil bo'ladi (1-rasm.). Geteroskedatlik regressiya tenglamasining parametrlari samaradorligini pasayishiga ta'sir qilmoqda.



1-rasm. Geteroskedatlik holatlari

To'rtinchi taxmin: qoldiqdagi avtokorrelyatsiya bilan bog'liq. Taxmin qilinadiki, hatolar orasida avtokorrelyatsiya yo'q, ya'ni avtokorrelyatsiya mavjud emas.

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

Bu taxmin shuni anglatadiki, agar bugun natijadagi ishlab chiqarish kutilgandan ko'p bo'lsa, bundan ertaga ishlab chiqarish ko'p (yoki kam) bo'ladi degan xulosaga kelish kerak emas. Birinchi va to'rtinchi taxmin birgalikda ehtimollik nuqtai-nazaridan, taqsimot hatolari bog'liq emas deyish imkonini beradi. Shuning uchun $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ o'zgaruvchini o'xshash va erkin taqsimlanishi sifatida qaralishi mumkin. $E(\varepsilon_i) = 0$ bo'lgani uchun:

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

Bundan

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

Beshinchi tahmin: X erkin o'zgaruvchi stoxastik emasligini tasdiqlaydi. Boshqacha qilib aytganda, X ning qiymatlari nazorat qilinadi yoki butunlay bashorat qilinadi. Bu taxminni muhim qo'llanilishi shundan iboratki, i va j ning barcha qiymatlari uchun:

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

Beshinchi taxmin: X qiymatlari stoxastik emas, ular tanlashda tanlov miqyosidan qat'iy nazar o'xshash

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

noldan farq qiladi va uning $n \rightarrow \infty$ limiti chekli son.

To'g'ri, amaliyotda ko'rsatilgan tahminlarni mutloq mavjudligiga aniq erishish qiyin, lekin biz agar bu tahminlarga tahminan amal qilinsa qoniqish hosil qilamiz. Yuqorida keltirib o'tilgan tahminlar klassik chiziqli regression model tuzish, regresiya parametrlarini hisoblash uchun zarur. Regression tenglama va besh taxmin bilan keltirilgan regression modelning to'liq spetsifikatsiyasidan so'ng, endi uni ayrim o'ziga hos tomonlarini ko'rib chiqamiz. Avvalombor, Y bog'liq o'zgaruvchining taqsimot ehtimoliga qaytamiz.

Y_i funksiyaning birinchi o'rtachasi, tenglamaning ikki qismini matematik kutilishi sifatida olinishi mumkin:

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

Bu, α va β parametrlar spetsifikatsiyasidan, X_i ning stoxastik emasligidan (bu berilgan son) va $e_i = 0$ o'rtachadan (ikkinchi taxmin) kelib chiqadi. Keyin Y_i variatsiya bo'lmish:

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

Har bir X bog'liq o'zgaruvchiga Y o'zgaruvchini o'rtacha qiymatini beruvchi tenglama regressiyaning empirik chizig'i deyiladi. Bu chiziqni ordinata bilan kesishishi, X ning nolga teng qiymatida Y bahosini o'lchaydigan α kattalikka mos keladi. β ning og'ishi, Y qiymatni X qiymatning har bir qo'shimcha birligiga og'ishdagi o'zgarishini o'lchaydi. Masalan, agar Y yalpi iste'mol, X yalpi daromad ko'rinishida bo'lsa, u holda β nolga teng daromadda iste'mol darajasining chegaraviy og'ishini namoyon qiladi. Bu o'lchamlar qiymatlari noma'lum bo'lgani uchun regressiyaning empirik chizig'i ma'lum emas. α va β ning o'lchamlari qiymatlarini hisoblab, regressiyaning nazariy chizig'ini olamiz. α va β ning qiymatlari $\hat{\alpha}$ va $\hat{\beta}$

hisoblangandek mos hisoblangan bo'lsa, mos xolda, bunda regressiyaning nazariy chizig'i quyidagi tenglama orqali berilgan:

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_i$$

bunda \hat{Y}_i – Y ning tekislangan qiymati. Barchasi bo'lmasa ham, ko'pchiligi Y empirik qiymatlar nazariy chiziqda yotmaydi, shuning uchun Y_i va \hat{Y}_i qiymatlar mos kelmaydi. Bu farq qoldiq deb ataladi va ε_i bilan belgilanadi. Shuning uchun quyidagi tenglamalar farqlanadi:

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

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

Nazorat uchun savollar

1. Avtokorrelyatsiya qachon vujudga keladi?
2. Avtokorrelyatsiyani necha xil usul yordamida bartaraf etish mumkin?
3. Ekonometrik modelni real o'rganilayotgan jarayonga mos kelishini qaysi mezon yordamida aniqlash mumkin?
4. Ekonometrik modeldagi parametrlardan birortasi ishonchsiz bo'lsa, uni nima qiilish mumkin?
5. Darbin-Uotson mezoni qiymati qaysi oraliqda o'zgaradi?
6. Bashorat modelini adekvatligini baholovchi mezonlari.
7. Omillarni tanlash va bosqichini asosiy shartlarini aytib bering.
8. Korrelyatsiya koeffitsientini mustahkamlashni aniqlashda Styudent mezonini qo'llanilishi.
9. Bashorat modelini tanlashda kandy mezonlar qo'llanadi?