7-MAVZU: MA’LUMOTLARGA STATISTIK ISHLOV BERISH. 1-QISM
LECTURE 7. STATISTICAL PROCESSING OF DATA. PART 1

Reja:

1. **O’lchash natijalarining statistik ko’rsatkichlari**
2. **Ma’lumotlarga ishlov berish izchilligi**
3. **Qiymatlarning statistik tahlili**
4. **Styudent mezoni yordamida ahamiyatga egalikni tekshirish.**
5. **Bog’liqlik va uning parametrlarini aniqlash.**
6. **Korrelyatsiya koeffitsienti va korrelyatsion munosabatlarni aniqlash.**

Tayanch iboralar:

Tasodif, diskret, taqsimot poligoni, tajriba, empiric egri chiziq, statistika, Pirson mezoni, taqsimot qonuniyatlari, Styudent mezoni, korrelyatsiya koef-fitsienti.

Ma’ruza maqsadi: *Tadqiqotlar natijasida olingan statistik ma’lumotlarni tart-ibga solish, ularni tahlil qilish uchun ishlov berish usullarini o`rgatish.*

1. O’LCHASH NATIJALARINING STATISTIK KO’RSATKICHLARI

Tasodifiy kattalikning taqsimlanishi

Tasodifiy tabiatga ega jarayonlarni o’rganish uchun matematik apparat sifati-da ehtimollar nazariyasi va matematik statistikadan foydalaniladi. Tajriba vaštida turli šiymatlarni olishi mumkin bo’lgan kattalik tasodifiy kattalik deyiladi. Tasodi-fiy kattalikning u yoki bu šiymatlarga ega bo’lishi ehtimolini matematik statistika usullariga asoslanib anišlanadi. Faqat ayrim qiymatlarni oladigan tasodifiy kattalik <u>diskret</u> deb ataladi. Ma’lum oralikdagi istalgan qiymatni oladigan tasodifiy kat-talik <u>uzluksiz</u> deyiladi [1].

Diskret tasodifiy kattalikka misol qilib, mashinaning ishlamay qolishlari sonini, uzluksiz tasodifiy kattalikka misol qilib detallarning yeyilish tezligini ko'rsatish mumkin.

x_i tasodifiy kattalikning har bir qiymatiga bu qiymatni tajribada takrorlanish chastotasi m_i mos keladi. Bu yerda: i - oraliqning tartib raqami [2]. Tajribalarning umumiy soni

$$N = \sum_{i=1}^{n} m_i \qquad (2.1)$$

Ushbu $\omega_i = \dfrac{m_i}{n}$ nisbat takrorlanuvchanlik yoki tasodifiy kattalikning i-qiymatini paydo bo'lish nisbiy chastotasidir. Uzluksiz tasodifiy kattaliklar uchun chastota m_i va tasodifiy kattalik qiymatini qandaydir qiymatlar oralig'iga tushish takrorlanuvchanligi ω_i aniqlanadi.

Yetarlicha katta miqdorda tajribalar (kuzatuvlar) o'tkazilganda yig'ilgan chastotalar bo'yicha statistik funktsiya qiymatini aniqlash va yig'ilgan takrorlanuvchanlik poligonidan iborat statistik taqsimot funktsiyasi F(x) grafigini qurish mumkin. Uzluksiz tasodifiy kattalik takrorlanuvchanligining taqsimlanishini gistogramma (zinasimon ko'pburchak) bilan tasvirlanadi. Gistogramma ushbu tartibda quriladi.

Olingan va tartibga solinmagan barcha tajriba ma'lumotlari variatsion qator deyiladi. Ular ichidan eng katta (x_{max}) va eng kichik (x_{min}) qiymatlar tanlab olinadi. Abtsissa o'qi bo'ylab tasodifiy kattalikning tajribada olingan barcha oralig'i (x_{max}-x_{min}) birlik ihtiyoriy ayrim Δx oraliqlarga bo'linadi. Masalan, oraliqlar o'lchamlari kattaligi jihatidan teng bo'lganda, $\Delta x=(x_{max}-x_{min})/r$ bo'ladi. Bu yerda: r - oraliqlar soni (r = 4 log n munosabatdan foydalanish tavsiya qilinadi) [3].

Keyin har bir oraliqga tushgan natijalar soni m_i sanab chiqiladi. Har bir oraliq uchun takror-lanuvchanlik ω_i hisoblab topiladi. So'ngra birlik oraliqlarda, maydoni tasodifiy kattalikning shu oraliqga tushish takrorlanuvchanligiga teng bo'lgan, to'g'ri to'rtburchaklar quriladi. Gistogrammada oraliq ordinatlari o'rta nuqtalarini birlashtirib taqsimot poligoni hosil qilinadi. Taqsimot poligonini empirik taqsimlanish egri chizig'i deb ham aytiladi.

Tajriba yoki kuzatuv natijasida olingan tasodifiy kattalikning empirik taqsimlanishi eng yaqin kelgan nazariy taqsimlanish bilan approksimatsiyalanadi.

2. MA'LUMOTLARGA ISHLOV BERISH IZCHILLIGI

Tajriba ma'lumotlari quyidagi izchillikda qayta ishlanadi [4].

1. Tajriba ma'lumotlari asosida empirik egri chiziq yasaladi.
2. Empirik taqsimlanish parametrlari aniqlanadi.
3. Empirik egri chiziqning ko'rinishidan kelib chiqib, taqsimlanish funktsiyasi zichligi haqida bitta yoki bir nechta nazariy taxmin ilgari suriladi.
4. Empirik egri chiziq qabul qilingan taxmin asosida to'g'rilanib, taqsimlanishning nazariy egri chizig'i quriladi.
5. Empirik va nazariy egri chiziqlar moslik mezonlariga ko'ra taqqoslanadi.
6. Mazkur taqsimlanish uchun zichlik funktsiyasi uzil-kesil tanlab olinadi.

Matematik statistikadan faqat tasodifiy kattaliklar statistik turg'unlikka ega bo'lgan holdagina statistik modelni shakllantiruvchi matematik apparat sifatida foydalanish mumkin.

Odatda, statistik turg'unlik, N tajribalar soni oshganda A hodisaning sodir bo'lish nisbiy chastotasi (takrorlanuvchanligi) qandaydir A hodisaning ehtimolligi deb ataluvchi R(A) qiymatga yaqin bo'lib qolishi bilan tasdiqlanadi, ya'ni

$$\lim_{N\to\infty}\frac{m_A}{N}=P(A) \qquad (2.2)$$

bu yerda: m_A – qandaydir tajribani N marta takrorlaganda A hodisaning sodir bo'lish soni.

Biroq, statistik turg'unlikni tajribada bu tarzda tekshirib bo'lmaydi, chunki birinchidan tajriba o'tkazganda N ni cheksizlikkacha oshirib bo'lmaydi, ikkinchi-dan ko'pincha tajriba o'tkazuvchiga R(A) kattaligi noma'lum bo'ladi. SHuning uchun statistik turg'unlikni tekshirishning mumkin bo'lgan usullardan biri, avvaldan belgilangan, tajribalarning bir qismi bo'yicha hisoblangan A hodisaning nisbiy chastotasini, tajribalarnig barcha majmuasi bo'yicha aniqlangan A hodisaning chastotasiga taqqoslashdan iborat bo'ladi [5].

Statistik turg'unlik ikki sababga ko'ra tasdiqlanmasligi mumkin:

1) Xomash'yo sifatini o'zgarib turishi va texnologiya buzilishlari sababli, ishlab chiqarishda mahsulot sifati o'zgarib turadi;
2) Barcha sinalayotgan ob'ektlar uchun tajriba sharoitlarining bir xilligi ta'minlanmagan.

Tanlanmadagi alohida, keskin ajralib turuvchi kuzatuvlarni ajratishning turli statistik usullari va o'zgaruvchan sharoitlarda olingan turli tanlamalarning bir jinsliligini tahlil qilish usullari mavjud. Bir jinslilikni tahlili turli tanlamalarni keyinchalik ishlov berish uchun bitta umumiy tanlamaga birlashtirish mumkinligini aniqlash maqsadida o'tkaziladi.

3. QIYMATLARNING STATISTIK TAHLILI.

Tajriba natijalarining qabul qilingan dastlabki taxminga mos kelishi haqidagi ma'lumotlarni, ularni statistik qayta ishlash natijasida olinadi. Statistik mezonlar (masalan, Pirson mezoni) yordamida qabul qilingan taqsimot shaklining to'g'riligi, korrelyatsiyalash koeffitsienti, chiziqli bog'lanishlar va boshqalar tekshirib ko'riladi.

Ahamiyatga egalikni χ^2 mezon yordamida tekshirib ko'rish [6].

Olingan ma'lumotlarni, qabul qilingan analitik masalan, normal taqsimlanishga mos kelishi haqidagi oldinga surilgan taxminning to'g'riligi, statistik χ^2 mezon yordamida tekshiriladi. Har xil sharoitlarda olingan ikki guruh ma'lumotlar, bir xil tarqalish funktsiyasiga ega, bitta to'plamga tegishli bo'lishi mumkin. Masalan, Pirson χ^2 mezoni yordamida, taqsimlanish parametrlarini hisoblash orqali, analitik aniqlangan va tajriba ma’lumotlariga ko’ra olingan statistik taqsimlanish-larning mos kelishini tekshirib ko’rish mumkin. Pirson bo’yicha χ^2 taqsimlanish, analitik va statistik taqsimlanishlar orasidagi farq o’lchovi bo’lib, tajribalarni soni va taqsimlanish funktsiyasiga amaliy jihatdan bog’liq bo’lmaydi, balki r oraliqlar (razryadlar) soniga bog’liqdir. Butun sonlar bilan ishlash va hisoblarni oson bo’lishi uchun χ^2 ushbu formulada aniqlanadi:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{r} \frac{(n_i - pn_i)^2}{np_i}. \qquad (2.3)$$

bu yerda: n_i - *i*-oraliqdagi qiymatlar soni; p_i - *i*-oraliqdagi analitik ehtimollik; $n = \sum_{i=1}^{r} n_i$ - mustaqil tajribalarning umumiy soni.

χ^2 taqsimlanish erkinlik darajasi soniga, kuzatishlarning mustaqil guruhlari soniga bog’liq bo’ladi. Erkinlik darajasi soni oraliqlar soni r minus tajriba ma’lumotlari takrorlanishiga qo’yilgan mustaqil shartlar soniga teng bo’ladi. Hamma xolatlarda $\sum_{i=1}^{r} p_i = 1$ bo’lishi talab etiladi [7].

Agar analitik taqsimlanishlarni, analitik va statistik o’rtacha qiymatlar mos tushadigan qilib, tanlansa, $\sum x_i p_i^* = m^*$ bo’lishi kerak. Agar analitik va statistik dispersiyalar ham mos kelishi talab etilsa, $\sum (x_i - m^*)^2 p_i = D^*$ bo’lishi kerak.

Agar qo’yilgan bog’lanishlar soni s bo’lsa (ushbu xolda bog’lanishning uchta turi sanab o’tilgan), erkinlik darajasi miqdori f=r-s. Normal taqsimlanish parametrlarini aniqlashda $m=m^*$; $D=D^*$ shartlaridan kelib chiqiladi.

χ^2 taqsimlanish uchun maxsus jadvallar tuzilgan bo’lib, ulardan χ^2 ning har bir qiymati va erkinlik darajasi f soni uchun, farq ehtimolligi p ni sof tasodifiy sabablarga asoslanib topish mumkin. p katta qiymatida farq ehtimolligi statistik va analitik taqsimlanishlar orasida tasodifiy bo’ladi. Agar p ehtimollik juda kichik bo’lsa, taqsimlanishdagi tasodifiylik ehtimoli ham statistik va analitik taqsimlan-ishlar orasida kichik, ular bir-biri bilan to’g’ri kelmaydi; ushbu farqlar tasodifiy emas. p ning kichik ehtimolligida taxmin maqbul emas, agar p ehtimollik nisbatan katta bo’lsa, taxminni tajriba natijalariga qarshi deb bo’lmaydi. Bu esa taxminni xaqqoniyligini ifodalamaydi. Ehtimollikning p qiymati bo'yicha taxminni yo'qqa chiqaradigan tavsiya berib bo'lmaydi.

χ^2 mezonni qo'llaganda kuzatishlar soni n_i ni alohida oraliqlarda 5 tadan kam olmaslik tavsiya qilinadi. Kichik qiymatlarda oraliqlarni yaxshisi birlashtirgan ma'qul [8].

χ^2 mezon yordamida ikki yoki undan ko'p voqealar guruhini bitta to'plamga kirishini tekshirib ko'rish mumkin. Masalan, korxonaning ikki guruh avtomobillari har xil sharoitlarda ishlamoqda. Qandaydir yo'l bosib o'tilgach, birinchi guruhning n_1 avtomobillarini, va 2-guruhning n_2 avtomobillarini ta'mirlashga to'g'ri keldi. Ta'mirlashdagi avtomobillar soni doimiy va $(n_1 + n_2)/2$ ga teng. Har xil sharoitlarda ishlovchi turli guruhdagi avtomobillarni ta'mirlashga bir xil tushishini, ya'ni $n_1 = n_2 = (n_1 + n_2)/2$ bo'lishini tekshirib ko'rish kerak.

Bu yerda biz faqat bitta sonni tanlaganimiz uchun bitta erkinlik darajasiga ega bo'lamiz. χ^2 kattaligi ushbu formuladan aniqlanadi:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{2} \frac{(n_i - m)^2}{m} \qquad (2.4)$$

bu yerda: n_i - xodisalarning kuzatiladigan soni (n_1 yoki n_2); m - yuritilgan taxmin bo'yicha ushbu xodisalar sonining matematik kutilmasi.

Berilgan ushbu misol uchun n_i n_1 yoki n_2 ga teng; $m=(n_1+n_2)/2$. 5% li ahamiyatlilik darajasida (ehtimollik p=0,05) shubha tug'ilishi mumkin hisoblanadi, 7% liligida - natija xaqiqatga yaqin, agar $n_1 = 5$ va $n_2 = 9$ bo'lsa m=7

$$\chi^2=(5-9)^2/7+(9-7)^2/7=8/7\approx1,14.$$

Jadvaldan f=1, $\chi^2=1.14$; ehtimollik p>0,2 bo'lganda gipoteza maqbul, n_1 va n_2 ning boshqa qiymatlarda p ehtimollik 5% gacha tushsa, yuritilgan gipoteza shubhalidir. χ^2 qiymati n_1 yoki $n_2 \geq 5$ bo'lganda aniqlanadi.

4. STYUDENT MEZONI YORDAMIDA AHAMIYATGA EGALIKNI TEKSHIRISH.

Ahamiyatga egalikni tekshirishning boshqa statistik usullaridan Syudent mezoni ishlatiladi. Ko'proq bu mezon ikki tanlanmani o'rtacha bir to'plamga kirishi taxminini tekshirish uchun ishlatiladi. Ushbu usulni diskret bo'lmagan hodisalar uchun qo'llaniladi. Masalan, birinchi motor bo'yinchalarining o'rtacha yeyilishi 0,12 mm; ikkinchisiniki 0,13 mm. Ikkita o'rtacha qiymat o'rtasidagi farq bor yo'qligini aniqlash lozim. Mezon ushbu formuladan aniqlanadi [9]:

$$t = \frac{m_1 + m_2}{\sigma^* \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}, \text{ chunki } \sigma^2_m = \sigma^2_1/n_1 + \sigma^2_2/n_2 \quad (2.5)$$

bu yerda: m_1 ;m_2 - tegishli ravishda birinchi va ikkinchi motor bo'yinchalarining yeyilishi; n_1; n_2 - tegishli ravishda 1- va 2- motordagi o'lchangan bo'yinchalar soni; σ^*- ikkala motorning birgalikdagi bo'yinchalari yeyilishining o'rtacha kvadratik chetlanishi; (n_1 +n_2 -2) - yuritilgan taxmin uchun erkinlik darajasi soni.

Agar o'rtacha qiymatlar aynan bitta to'plamga kirsa, ma'lum bo'lgan erkinlik darajasi soni va t mezon kattaligi uchun, jadvaldan t mezonning shu yoki katta qiymatini yuzaga kelishi ehtimolligi topiladi. Yuqoridagidek, 0,01 ehtimollikda ushbu ikki tanlanmalar xar xil to'plamlarga kiradi; 0,001 va kichik qiymatlarda - shakllantirilgan taxminning to'liq xatoligi ko'rinib turadi.

Ikki o'zgaruvchi orasidagi bog'liqlik borligini korrelyatsiyalash koeffitsienti qiymatiga ko'ra, regression taxlil yordamida, F-taqsimlanish va boshqa matematik usullarni qo'llab tekshirib ko'riladi. Qabul qilingan tenglamaning tajriba qiymatlar bilan mos tushishining Fisher mezoni yordamida tekshirib ko'riladi. Ta'kidlash lozimki, statistik taxlil, taxlil qilishning boshlang'ich bosqichidir, bunda yuritilgan taxmin sinchiklab tekshiriladi, yoki rad etiladi.

5. BOG'LIQLIK VA UNING PARAMETRLARINI ANIQLASH.

Ma'lum yoki olingan bog'liqliklarni amaliy qo'llash uchun parametrlarning sonli kattaliklarni aniqlash zarur. Tasodifiy kattalik taqsimlanish zichligi parametrlarini, korrelyatsiya koeffitsientlari va nisbatlarini aniqlash nisbatan oson, eng kichik kvadratlar usulida aniqlash esa murakkabroqdir (chiziqli, ayniqsa parabolik bog'liqliklik; qolgan bog'liqliklarni matematik o'zgartirishlar bilan sanab o'tilganlarning birortasiga olib kelinadi).

Taqsimlanish parametrlarni aniqlash.

Amaliyotda ba'zan, taqsimlanish qonunining turi oldindan ma'lum bo'lgan, 20-30 kuzatishlarning statistik ma'lumotlari bilan ishlashga to'g'ri keladi. Ushbu taqsimlanish uchun xech bo'lmaganda tasodifiy kattalikning asosiy sonli tavsiflarini; matematik kutilma va dispersiyani topish kerak. Tajribalarning chekli soni asosida hisoblangan parametr qiymati doimo tasodifiylik elementiga ega bo'ladi. Ushbu usulda parametr qiymatini topish parametrni baholash deyiladi. Baholashni shunday tanlash kerakki, bunda xatoliklar imkon darajasida minimal bo'lishi lozim. Minimal xatolikka tajribalar soni ortganda a parametrga intiluvchi a^* baholash ega bo'ladi, a^* parametr "a" o'rnida ishlatilganda oshish yoki kamayish tomoniga siljiydigan muntazam xatoliklar bermaydi, ya'ni $M[a^*]=a$ shart bajariladi, boshqa baholashlarga ko'ra eng kichik dispersiyaga ega bo'ladi [10].

$$D[a^*]=\min. \qquad (2.6)$$

Demak, tarkibiy, aralashmagan va samarali baholash minimal xatolikka ega bo'ladi. Amaliyotda bunga har doim ham erishib bo'lmaydi va xatoliklarga yo'l qo'yiladi. Mustaqil tajribalarda x tasodifiy kattalik, m matematik kutilma va D dispersiyasi noma'lum bo'lgan, olingan x_1 , x_2 , x_3 , ..., x_n qiymatlar bilan chegaralangan xajmdagi statistik ma'lumotni qayta ishlashda, bu parametrlarni aniqlash uchun yaqinlash-tirilgan qiymatlar (baholashlar) dan foydalanish zarur. Birlik o’lchashning kvadrat chetlanishi: $\sigma^* = \sqrt{D^*}$, o’rtacha qiymatlarning esa: $\sigma_m^* = \frac{\sigma^*}{\sqrt{n}}$; bu yerda: n - o’lchashlar soni.

Matematik statistikada m^* va D^* baholashlarning aniqligi haqida berilgan ishonchli ehtimollikda ishonarli interval kattaligiga ko’ra fikr yuritiladi. O`lchashlarning berilgan soni uchun ishonarli darajani β=0,9 yoki 0,95 deb qabul qilib, Styudent koeffitsienti $t_{\beta n}$ aniqlanadi, uning yordamida esa xatolik kattaligi $\Delta m = t_{\beta n}\, \sigma_m$ ham aniqlanadi.

O`rtacha kattalik va o’rtacha kvadratik chetlanishlar qiymati oxirida ushbu ko’rinishga keladi:

$$m \pm \Delta m = m \pm t_{\beta n}\sigma_m; \quad \sigma \pm \Delta\sigma = \sigma \pm t_{\beta n}\cdot\sigma_\sigma. \qquad (2.7)$$

6. KORRELYATSIYA KOEFFITSIENTI VA KORRELYATSION MUNOSABATLARNI ANIQLASH.

Olingan to’g’ri chiziqli bog’liqlikka ega bo’lgan ma’lumotlarning moslanish darajasini korrellyatsiya koeffitsienti yordamida baholanadi [11]:

$$r = \frac{K^*_{xy}}{\sigma^*_x \sigma^*_y} \qquad (2.8)$$

bu yerda: K^*_{xy} - statistik korrelyatsiya momenti;

σ^*_x, σ^*_y - x va y kattaliklarning o’rtacha kvadratik chetlanishi.

Korrelyatsiyalash koeffitsientini 0,3 va undan kichik kichik qiymatida bog’lanish zichligi kuchsiz; 0,3 dan 0,5 gacha - o’rtacha; 0,7 va undan katta qiymatlarida yuqori bo’lishi qabul qilingan. Regressiya, korrelyatsiya egri chiziqlari to’g’ri chiziqdan sezilarli farq qilganda, berilgan tanlanmalar uchun bog’lanish zichligini o’lchovi sifatida korrelyatsion munosabatlardan foydalaniladi:

$$\eta = \sqrt{\frac{m_\delta^2 \sigma}{\sigma^2}} \qquad (2.9)$$

bu yerda: m^2_δ - gruppalar orasidagi dispersiya;

σ^2 - umumiy dispersiya.

Umumiy dispersiya guruhlar orasidagi dispersiyalar natijasi m^2_δ va guruhlarning dispersiyalarining o'rtachasi m^2_σ yig'indisiga tengligidan kelib chiqib, guruhlar dispersiyalarining o'rtachasi ushbu formuladan aniqlanadi:

$$m^2 = \frac{\sum \sigma_i^2 n_i}{\sum n_i} \qquad (2.10)$$

bu yerda: σ^2_i - guruh dispersiyasi

Statistik ma'lumotlar uchun, masalan yeyilish bo'yicha:

$$\sigma_i^2 = \frac{\sum (\Delta S_k - m_i)^2 n_k}{\sum n_k} = \frac{\sum (\Delta S_k - m_i)^2 n_k}{n_i} \qquad (2.11)$$

bu yerda: ΔS_k - berilgan bosib o'tish yo'lidagi yoki bosib o'tish yo'li oraligidagi yeyilish miqdori; m_i - berilgan bosib o'tish yo'li oraligidagi yeyilishning o'rtacha miqdori; n_k - berilgan bosib o'tish yo'li oraligida yeyilish miqdori ΔS_1 , ΔS_2, ..., ΔS_n bo'ladigan detal, tutashmalar soni; n_i - berilgan bosib o'tish yo'li oraligiga ega bo'lgan detal, tutashmalar soni, $n_i = \Sigma n_k$

Guruhlar orasidagi dispersiya, kattaligi ma'lum m_i o'rtacha yeyilish qiymatlarida, bosib o'tishning har bir oraligi va m ning barcha i-guruhlari bo'yicha aniqlanadi:

$$m_\delta^2 = \frac{\sum (m_i - m)^2 n_i}{\sum n_i} \qquad (2.12)$$

bu yerda: $m = \frac{\sum m_i n_i}{\sum n_i}$ - bosib o'tish yo'lining barcha i - oraliqlardagi o'rtacha yeyilish.

Guruhlar orasidagi m^2_δ dispersiya omil belgisi (ko'rilayotgan misolda - bosib o'tilgan yo'l) hisobiga kelib chiqadigan tarqalishni tavsiflaydi.

Guruhlar orasidagi dispersiyadan tashqari, boshqa omillar hisobiga tarqalish ko'rsatkichi sifatida m^2_σ dispersiyani hisoblash mumkin (agar bosib o'tishdan tashqari boshqa omillar shunday nomlansa). Bu dispersiyani bosib o'tilgan yo'llar (bosib o'tilgan yo'l oraliqlari) guruhlari dispersiyasi ko'rsatkichlarining o'rtachasi sifatida aniqlash mumkin [12]:

$$m_{\sigma}^{2} = \frac{\sigma_1^2 n_1 + \sigma_2^2 n_2 + \cdots + \sigma_i^2 n_i}{\sum n_i} = \frac{\sum \sigma_i^2 n_i}{\sum n_i}. \qquad (2.13)$$

Keltirilgan uslubiyatni aniq misolda oson tushunish mumkin.

Masalan, l=10 dan 20000 km gacha yo'l bosib ishlagan 10 ta motor olindi, ulardan 4 ta motorda tsilindrlar yeyilishish 0 dan 0,10 mm gacha bo'lgan (o'rtacha 0,05 mm) va qolgan 6 tasida yeyilish 0,10 - 0,20 mm (o'rtacha 0,15 mm) bo'lgan, demak

$$m_i = \frac{\sum \Delta S_k n_k}{\sum n_k} = \frac{0{,}05 \cdot 4 + 0{,}15 \cdot 6}{10} = 0{,}11 \text{ mm},$$

bu yerda: ΔS_k - berilgan i-nchi bosib o'tish yo'li oraligidagi yeyilish kattaligi.

Hamma keltirilganlarni hisobga olib korrelyatsiya munosabatlari kattaligi aniqlanadi. Korrelyatsiya koeffitsientini aniqlik va ahamiyatga egalik nuqtai-nazaridan baholashda korrelyatsiya koeffitsientining o'rtacha xatoligi ishlatiladi:

$$\varepsilon_i = (1 - r^2) / \sqrt{n-1} \quad \text{n>100 bo'lganda}$$

Agar korrelyatsiyalash koeffitsienti 3 yoki undan ortiq marotaba o'zining xatoligidan oshib ketsa, ko'rilayotgan belgilar o'rtasida korrelyatsiya bog'liqligi mavjud bo'ladi.

Kichik sonli kuzatishlar uchun (n<100) da korrelyatsiya koeffitsientining hisoblash aniqliklari va ishonarli chegaralarini Fisherning maxsus jadvali yordamida aniqlanadi. Hisoblashlarda olingan korrelyatsiya koeffitsientini, erkinlik darajasi soni va p qiymatlilik miqdoriga bog'liq ravishda, jadvaldan tanlangan koeffitsient qiymati bilan solishtiriladi.

Agar korrelyatsiya koeffitsientining topilgan qiymati jadval qiymatidan katta bo'lib chiqsa, bog'lanish eichligini (ishonchliligini) qabul qilingan tekshirilayotgan belgilar orasidagi chiziqli bog'liqlikka ko'ra yetarli deb baholash mumkin. Agar olingan korrelyatsiya koeffitsienti qiymati jadval qiymatidan kichik bo'lsa, bu o'rganilayotgan belgilar orasida kuzatishlarning berilgan sonida ($n=f+2$), xatto $r>0,6$ bo'lganda ham, bog'lanish yo'qligini ko'rsatadi. Masalan, agar $f=0,25$ va $p=0,01$ bo'lganda korrelyatsiyaning jadval qiymati $r=0,487$; hisoblangan qiymati esa 0,538; bu tekshirilayotgan belgilar orasida kuzatishlarning berilgan sonida yetarlicha zich bog'lanish borligini ko'rsatadi.

FOYDALANILGAN ADABIYOTLAR:

REFERENCES:

1. Бородин В.Л., Вощинин П.А., Иванов А.З. и др. Статистические методы в инженерных исследованиях. -Москва: Высшая школа, 1983.
2. Венцель С.С. Теория вероятностей. - Москва: Наука, 1969.
3. Волков Е.А. Численные методы. -Москва, 1987. 248 с.
4. Марчук Г.И. Методы вычислительной математики. -Москва: 1980. - 536 с.
5. Теория прогнозирования и принятия решений. Под. ред. С.А.Саркисяна.-Москва: Высшая школа, 1977.-351 с
6. Рашидов Н.Р., Закин Х.Я. Основы научного исследования. -Ташкент: Ўқитувчи, 1979. -184 с.
7. Ермаков С.М., Михайлов Г.А. Статистическое моделирование. -Москва: Наука, 1982. 286 с.
8. Махкамов К.Х. Машиналар пухталиги. ўкув қўлланма. Тошкент, ТошДТУ, 1999. 96 б.
9. Основы научных исследований. Под. ред. Крутикова В.И. и Попова В.В. -Москва: "Высшая школа", 1989.
10. Klaus Hinkelmann, Ockar Kempthorne. Design and Analysis of Experiments. Volume 1. Introduction to Experimental Design. Wiley, 2008.
11. Klaus Hinkelmann, Ockar Kempthorne. Advanced Experimental Design. Volume 2. Introduction to Experimental Design. Wiley, 2005.
12. Авдонькин F.Н. Теоретические основы технической эксплуатации автомобилей. Москва: Транспорт, 1985. -215 с.

13.