O’ZBEKISTON RESPUBLIKASI OLIY VA O’RTA MAXSUS TA’LIM VAZIRLIGI

TERMIZ DAVLAT UNIVERSITETI

TABIIY FANLAR FAKUL’TETI

BIOLOGIYA KAFEDRASI

BIOLOGIYADA MATEMATIK MODELLASHTIRISH VA STASTISTIK USULLAR

fanidan

MA’RUZA MATNI

Tayyorladi: b.f.n. A. Begmatov

Termiz - 2017

1-MA'RUZA
MAVZU: BIOLOGIYADA MATEMATIK MODELLASHTIRISH VA STASTISTIK USULLAR FANIGA KIRISH. MATEMATIK USULLARNI BIOLOGIYADA TUTGAN O'RNI. BELGILAR TURLARI VA BIOLOGIK O'ZGARUVCHANLIK.

Reja:

1. Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar fanini mazmuni.
2. Fanning ehtimollar nazariyasi bilan aloqadorligi.

Tayanch iboralar: *matematik usullar, tajriba, variasion statistika, ehtimollar nazariyasi, o'lchash texnikasi*

1.1. Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar fanini mazmuni.

1. Tabiat va jamiyatda ro'y beradigan barcha jarayonlar juda ko'p sondagi sabablar (faktorlar) o'zaro bir-biriga ta'sir qiladi. Bunday jarayonlarni o'rganish va natijada ularni boshqarish uchun bu faktorlarni har biri ushbu jarayonda qanday rol o'ynashini o'rganish zarur. Buning uchun yetarli sonda kuzatishlar va tajribalar o'tkazish va bu kuzatishlar natijalarini miqdoriy baholarda ifodalanadi. Ushbu miqdoriy baholar (sonlar)ni o'rganishda matematik usullardan (metodlardan) foydalaniladi.

Ba'zi faktorlar jarayon uchun katta ta'sir ko'rsatsa, ba'zilari sezilarli ta'sir qilmaydi. Shuning uchun kuzatilayotgan jarayonni o'rganshida asosiy faktorlar (belgilar) qaralib,asosiy bo'lmagan (kam ta'sirli) beligilar e'tiborga olinmaydi. O'zaro ta'sir qiladigan belgilarning o'zaro tasirini matematik usullar yordamida o'rganish uchun bu belgilarni sonlar yordamida ifodalashni bilish zarur. Bunday miqdor (son) larni olish uchun yetarlicha sondagi kuzatishlarni o'tkazish kerak. Demak, kuzatish-har qanday tajriba yoki tekshirishning muhim bo'g'inidir.

Lekin, har qanday tajriba ham bizni qiziqtirayotgan belgini sof holda (juda aniq) ajratib olishga imkon bermaydi.

Masalan, biror ximik reaksiyani o'rganayotganimizda hyech qachon sof holdagi moddalar bilan ish ko'rolmaymiz. Demak, har bir kuzatish natijasida asosiy belgining ko'psondagi qo'shimcha belgilar (ta'sirlar) bilan o'zaro aloqador holdagi natijalarni olamiz. Ana shularni hisobga olib, kuzatish natijalari tasodifiy bo'lib, ma'lum xatoliklarga ega bo'ladi, deb ayta olamiz.

Yuqorida aytilgandek, kuzatish (tajriba) natijalarida tasodifiy xatolikalar (siljishlar)ga yo'l qo'yiladi. Tasodifiy xatoliklar nazariyasini o'rganuvchi fan matematik statistikadir.

Statistika so'zi lotincha bo'lib, holat, vaziyat degan ma'noni anglatadi. Statistika tabiatda va jamiyatda bo'ladigan ommaviy hodisalarni o'rganadi. Matematik statistikaning vazifasi statistik (kuzatish natijalari) ma'lumotlarni to'plash, ularni tahlil qilish va shu asosda ba'zi bir hulosalar chiqarishdan iboratdir.

Matematik statistikaning asosiy masalalaridan biri-nisbatan kam sondagi kuzatishlar yoki tajribalar o'tkazish yordamida ommaviy hodisalar yoki jarayonlarni o'rganish metodlarini ishlab chiqishdan iborat. Bu metodlar ilmiy jaxatdan asoslangan bo'lib, o'zining nazariyalariga ega va bu nazariya tanlanmalar nazariyasi deyiladi.

Ushbu nazariyaning asosiy tushunchalari, masalalari, qonuniyatlari bilan kelgusida batafsil tanishib chiqamiz.

Matematik statistikada qo'llaniladigan metodlar ilmiy jihatdan qanday asoslanadi?

Bu o'rinda matematik statistika ehtimollar nazariyasi deb nomlanadigan fanga asoslanadi.

2. Ommaviy tasodifiy hodisalarning qonuniyatlarini o'rganuvchi fan ehtimollar nazariyasi deyiladi.

Yetarli sondagi kuzatishlar (tajribalar) asosida olingan ma'lumotlarni to'plash, tahlil qilish va tegishli xulosalar chiqarishda ehtimollar nazariyasini tadbiq qilish (qo'llash) matematik statistika (variasion statistika) deyiladi.

Kuzatish natijalaridagi siljishlar (xatoliklar)ning tegishli qonuniyatlari hozirgi kunda yetarli darajada o'rganilgan, ko'p sondagi jadvallar tuzilgan.

1.2. Fanning ehtimollar nazariyasi bilan aloqadorligi.

Matematik statistikaning asosiy masalalaridan biri kuzatish natijalarini taxlil qilishda yo'l qo'yilgan xatoliklarni ma'lum darajada ishonchliligini baholashdan iborat.

Ehtimollar nazariyasi o'rganilayotgan hodisaning tasodifiy ekanligini xisobga oladi, lekin bu hodisa qaysi sohaga (fizika, biologiya, demografiya va boshqalar) tegishli ekanligini xisobga olmaydi.

Ehtimollar nazariyasi matematik statistikaning asosiy apparatigina bo'lib qolmay, bunidan tashqari uning metodlarining ommaviy xizmat ko'rsatish nazariyasida, ishonchlilik nazariyasida, nazariy fizikada, biologiyada, geografiyada matematik lingvistikada, ishlab chiqarishni rejalashtirish va optimal boshqarishda, texnologik jarayonlarni tahlil qilishda, maqsulotlarning sifatini nazorat qilishda va boshqa maqsadlarda qo'llaniladi. Ehtimollar nazariyasining elementlari XVII asr o'rtalaridan vujudga kela boshlagan.

O'zbekistonimizda ham ehtimollar nazariyasi va matematik mtatistika maktabi mavjud va butun dunyoda mashxurdir. Ushbu maktabning vujudga kelishi V. I. Romanovskiy va uning shogirdlari (T.A.Sarimsoqov, S.H.Sirojddinov va boshqalar) nomi bilan bog'liq.

Hozirgi zamon biologiyasi, asosan, eksperimental fandir. O'lchash texnikasi va biologik tajriba metodlari takomillashib bormoqda. Bir xil kurinishdagi individlardan iborat to'plamning o'zida ularning xususiyatlari g'oyat o'zgaruvchan bo'ladi. Shuning uchun biologiyada matematik (variatson) statistika metodlarini qo'llash katta ahmiyatiga egadir.

Adabiotlar ro'yxati:

1.Abdushukurov A.A. Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika. Universitet, 2010, 164 bet.
2.Sultonova M.M. Variasion statistika. Toshkent, O'qituvchi, 1977.
3.Lakin G.F. Biometriya. Moskva, 1980 g.
4.I.I.Bavrin Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika M. «Vыsshaya shkola», 2005 g.
5.V.Ye.Gmurman. Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika. – Toshkent: «O'qituvchi», 1977 y.
6.Rokiskiy P.F. Osnovы variasionnoy statistiki. Minsk, 1961 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Biometriya fanining maqsadi va vazifalari
2. Biometriya fanining o'rganish ob'ektlari
3. Biometrik uullar
4. Biometriyaning biologiyadagi o'rni.

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Statistik to'plam		sifat tarkibi bir jinsli bo'lib, bir belgiga tegishli bo'lgan o'zgaruvchi qiymatlar to'plami
Varianta		statistik to'plamga kiruvchi alohida birliklar yoki o'zgarayotgan belgining mumkin bo'lgan qiymatlari.
To'plam hajmi		statistik to'plamga kiruvchi variantalar soni
Statistik kompleks		statistik to'plam bir necha belgilardan iborat bo'lishi birnecha xil guruxlardan tarkib topishi va ular 1 ta komplesga birlashtirilishi mumkin.
Bosh to'plam		baholanadigan barcha tarkibiy qismlar to'plami

Keyslar banki

Keys 1. Biometriya fanining matematik fanlar bilan bog'liqligi va biologiyada tutgan o'rni. Biometric usullardan foydalanib qayta ishlash.

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).

• bometriya fani imkoniyatlaridan kelib chiqib bir nechta usulda matematik ishlanmalarni taqdim eting (individual holda).

Nazorat savollari

1. Biometriyaning ob'ekti nima?
2. Biologiya va matematik statistikaning bog'likligini izohlang?
3. Biometriyaning boshqa fanlar bilan bog'liqligi.
4. Biologik ko''rsatkichlarning turlari: Sifat va miq'dor ko''rsatkichlariga misollar keltiring.
5.Tanlanma hajmi va variantalarga misollar keltiring

Test savollari

1. "Biometriya" atamasi fanga kim tomonidan kiritilgan?
   a. F. Golton
   b. A. Ketle
   c. K. Pirson
   d. R.A. Fisher
2. Biometriya faniga asos solgan olim?
   a. A. Ketle
   b. K. Pirson
   c. V. Iogansen
   d. Puasson
3.Berilgan to'plamga tegishli variantlarning takroriyligi ko'rsatilgan va tartiblashtirilgan taqsimlanish qatori ..... deb ataladi?
   a. Variasion qator
   b. Chastota
   c. Varianta
   d. Bosh to'plam
4.Tenglama hajmi 40-dan ortiq bo'lsa, u qanday ataladi?
   a. Katta tanlanma
   b. Kichik tanlanma
   c. Bosh to'plam
   d. Dispersiya
5. Dala sharoitida olib borilgan tajriba natijalarining ishonchli bo'lishi uchun nechta metodik boskichlar bo'lishi kerak?
   a. 2 ta
   b. 3 ta
   c. 4 ta
   d. 6 ta

2-MA'RUZA
MAVZU: BOSH VA TANLANMA TO'PLAM. TANLANMANING REPREZENTATIVLIGI. VARIASION QATOR

Reja:

1. Statistik to'plam. Variantalar.
2. Bosh va tanlanma to'plam. Tanlanma turlari.
3. Variantalarni guruhlash. Variasion qator.

Tayanch iboralar: *Statistik to'plam, variantlar, sifat tarkibi, tasodifiy miqdor*

2.1.Statistik to'plam. Variantlar.

Biologiyada tadqiqotchi,asosan, sifat tarkibi bir jinsli bo'lgan to'plam bilan ish ko'radi. Jonli organizmning rivojlanishi juda ko'p va deyarli turlicha bo'lgan ichki va tashqi sharoitlar bilan beligilanadi; biror ikkita individ uchun bu shart-sharoitlar bir xil bo'lmaydi. Shu sababli

individlarning son yoki sifat belgilari o'rganilayotganda bir emas, balki bir qator qiymatlar hosil bo'ladi.

Misol. 1-jadvalda M. Ulug'bek nomidagi Milliy universiteti darvinizm va genetika kafedrasining tajriba stansiyasida ma'lum nav g'o'za ustida o'tkazilgan 10 ta tajribada olingan hosil (harbir g'o'zada g hisobida) keltirilgan.

1-jadval

Tajribalar nomeri	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Hosil	42,6	60,2	64,0	65,6	68,0	63,7	44,0	41,0	47,4	59,5

Bu misolda tajribadan tajribaga o'tganda turli qiymatga ega bo'lgan miqdorni ko'ramiz. Agar har bir tajribaning barcha shart-sharoitlari bir xil bo'lganda bu miqdor o'zgarmasligi kerak edi. Haqiqatda esa tajriba sharoitlarining bir-biriga mumkin qadar o'xshashligi saqlangan bo'lsa ham, tekshirilayotgan miqdorga ta'sir etuvchi turli tasodifiy faktorlar natijasida hosil tajribadan tajribaga o'tkanda o'zgaradi.

Sifat tarkibi nisbatan bir jinsli bo'lib, bir belgiga tegishli bo'lgan o'zgaruvchi qiymatlar to'plami statistik to'plam deyiladi. Statistik to'plamining har bir elementi varianta deyiladi. To'plamdagi variantlar soni esa to'plamning hajmi deyiladi.
Masalan,1-jadvaldagi to'plamning hajmi 10 ga teng. Odatda, variantlar
$X_1, X_2, ..., X_n$ harflar bilan belgilanadi: bu yerda $X_{\kappa}^{x_{\kappa}}$ variantdagi K indeks variantning tartib nomeri (raqami)ni bildiradi.

Ko'p tasodifiy sababalar ta'sirida o'zgarib, turli qiymatlar qabul qilishi mumkin bo'lgan X miqdor tasodifiy miqdor deb ataladi. Variantlar X tasodifiy miqdorning son qiymatlaridan iboratdir.

Belgilar ikki xil-sifat va son belgilariga ajraladi. Bir-birdan sifati bilan farq qiladigan variantlar sifat variantlari deyiladi. **Masalan,** uy xayvonlari to'plamini tusi bo'yicha xarakterlayotgan bo'lsak, u vaqtda har bir varianta oldindan qabul qilingan: qora, malla, qora-chipor, qora-malla va xo kazo tuslarga mos sifat xarakteristikasini qabul qilishi kerak.

Variantlar orasidagi farq son bilan ham ifodalanishi mumkin. Masalan, urug'ning og'irligi, sutdagi yog' miqdori-foyizi, bug'doy donlari uzunligi, bog'dagi daraxtlar soni va boshqalar son variantlarga misol bo'ladi. Son variantlar ikki xil-diskret (uzlukli) va uzliksiz bo'ladi. Disket holda variantlar orasidagi farq butun sonlar bilan ifodalanadi. Masalan, bog'dagi daraxtlar soni, guldagi barglar soni, turli hayvonlar umurtqa pog'onalari soni va xo kazo. Uzluksiz holda variantlar orasidagi farq istalgancha kichik songa teng bo'lishi mumkin. Masalan, 1-jadvalda berilgan har bir g'o'zadan olingan paxta hosili uzliksiz variantga misol bo'ladi.

1.2. Bosh va tanlanma to'plam. Tanlanma turilari. . Aytaylik, paxtazordagi hali ochilmagan ko'saklarning o'rtacha og'irligini aniqlash kerak bo'lsin. Talab etilgan o'rtacha og'irligini bilash uchun daladagi hamma ko'saklarni yig'ib olish va ularni tortish lozim, lekin bu bilan katta daladagi hosilni isrof qilgan bo'lar edik. Bunday hollarda ko'saklarning bir qisminigina yig'ib olib, ularning o'rtacha og'irligini bilgan holda butun daladagi ko'saklarning o'rtacha og'irligi to'g'risida fikr yuritish mumkin. Tekshirishning bunday usuli tanlanma usul, o'lchash uchun yig'ib olingan ko'saklar tanlanma to'plam yoki oddiy qilib **tanlanma** deyiladi. Paxtazordagi hamma ko'saklar to'plami esa **bosh to'plam** deyiladi.

Bosh to'plamdagi hamma elementlar soni shu to'plamning hajmi deyiladi: uni N harfi bilan belgilaymiz.

Tanlanma to'plamdagi hamma elementlar soni tanlanmaning hajmi deyiladi; uni n harfi bilan belgilanadi.

Tanlanmalar hosil qilish usuli bo'yicha takror va takrormas (notakror) tanlanmalarga bo'linadi. Agar tanlanmaning elementlari bosh to'plamdan tanlangan elementni yana bosh

to'plamga qaytarish yo'li bilan ajratilsa, bunday tanlanma **takror tanlanma** deyiladi. Bunda har bir tanlangan element keyingi tanlashda takror chiqishi mumkin. Agar tanlanma elementlarni bosh to'plamga, qaytarmasdan uning elementlari bosh to'plamdan ajratilsa, bunday tanlanma **takrormas** tanlanma deyiladi. Bosh to'plam to'g'risida tanlanma to'plamga asoslanib to'laroq muhokama yurutish uchun uni mumkin qadar bosh to'plamga "o'xshash" qilib tanlab olinadi.

Bosh to'plamdagi nisbatni yetarlicha aniq takrorlovchi tanlanma **reprezentativ** deyiladi. Tekshirish natijasida biz bosh to'plamdagi belgilarning sanog'ini va nisbatini bila olmaymiz. Shuning uchun reprezentativ tanlanma hosil qilishda biz uni tasodifiy tanlanma qilib tuzamiz, ya'ni uni shunday usul bilan tanlab olamizki, bu usul tekshiriladigan belgiga hyech qanday ta'sir qilmaydi va boshto'plamning har bir elementi tenlanmada bir xil imkoniyat bilan qatnashishi ta'minlanadi. Bunday holda tekshiriladigan belgilarning tanlanmadagi nisbatlari bosh to'plamdagi mos nisbatlarni aniqroq ko'rsatadi, va demak, tanlanma repezentativ bo'ladi.

Tanlanma to'plamga asoslanib, bosh to'plam to'g'risida qanchalik to'liq muhokama yuritish mumkinligi masalasi biologik statistikaning eng muhim nazariy va amaliy masalalaridan biridir. Biz kelgusida asosan tanlanma to'plamlar bilan ish ko'ramiz va ularni, qisqacha, to'plam deb yuritamiz.

1.3. Variantlarni guruhlash. Variasion qator. Tajriba o'tkazayotgan shaxs, ya'ni statist ishlab chiqarish kerak bo'lgan "xom" material-tanlanma to'plam qanday hosil qilingan bo'lsa, shunday holda yozilgan qator $X_1,X_2,...,X_P$ qiymatlardan iborat bo'ladi; bu to'plamda hyech qanday tartib yo'q. Birinchi vazifa shu $X_1,X_2,...,X_P$ variantalar orasida tartib o'rnatishdan iborat. Agar berilgan $X_1,X_2,...,X_P$ variantalarni ortib yoki kamayib borish tartibida, masalan, bunday yozsak,

$$X_1^* \leq X_2^* \leq ... \leq X_P^*$$

Bu **variasion qator** deyiladi.

Misol. Pillalarning uzunligini o'lchashda quyidagi qiymatlar (sm hisobida) hosil bo'lgan:

3,30 3,40 3,25 3,40 3,60 3,45 3,43 3,50 3,35 3,55.

Bunga mos variasion qator kuyidagi ko'rinishda bo'ladi:

3,25 3,30 3,35 3,40 3,43 3,45 3,50 3,55 3,60.

Varintalarning soni nisbatan kam bo'lgandagina bunday tartibga solib yozish mumkin.

Tahlil qilishi lozim bo'lgan to'plamda (tanlanmada) variantalar soni ko'p bo'lganda esa ularni guruhlarga ajratib, so'ngra jadval yoki qator ko'rinishida yoziladi. Shundagina olingan ma'lumotlarni oson ishlab chiqarish va o'rganilayotgan to'plamni to'la xarakterlovchi statistik to'plamni ishlab chiqish usuli o'rganilayotgan belgilarning variasion xarakteriga bog'liq bo'ladi.

Statistikada guruhlash masalasi juda katta ahamiyatga ega, chunki belgilarni xato guruhlash tekshirilayotgan to'plam haqida noto'g'ri xulosaga olib kelishi mumkin.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokatskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Statistik to'plamning xusisiyatlari
2. Variantlarni guruhlash.
3. Tanlanma turlari.

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Bosh to'plam		baholanadigan barcha tarkibiy qismlar to'plami
Takror tanlanma		agar tanlanmani elementlari bosh to'plamdan tanlangan elementni yana bosh to'plamga qaytarilsa
Takrormas tanlanma		bosh to'plam qaytarilmasa.

Reprezentativ tanlanma		to'plamdagi nisbatni yetarlicha yetarlicha aniq takrorlovchi tanlanma.
Variosion qator		tarkiblashtirilgan to'plamda yoki variantalar qatorida variantalarning chastotalari ham ko'rsatilsa bu variosion qator deyiladi.

Keyslar banki

Keys 1. Bosh to'plam va tanlanma to'plamni qanday farqli va o'xshashlik xususiatlari mavjud. O'simlik jamoalaridan foydalanib misollar kelniring

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:
• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).
• Bosh va tanlanma to'plamni farqli va o'xshashlik tomonini yoriting (individual holda).

Nazorat savollari

1. Statistik to'plam va varianta nima?
2. To'plamning hajmi nima?
3. Tasodifiy miqdor deb nimaga aytiladi?
4. Son va sifat belgilari bo'yicha variantalarga misol keltiring.
5. Bosh va tanlanma to'plam.
6. To'plamning hajmi, takror tanlanma, takrormas tanlanma, reprezentativ tanlanmani tushuntiring.

Test savollari

1. guruxlar soni qanday bo'lgani maqul?
a. tok
b. luft
c. a, v
d. sondan katta
2. paxtazordagi xamma ko'saklar to'plami nima deyiladi?
a. bosh to'plam
b. bosh tanlama
c. takroriy tanlama
d. elementor tanlama
3. bosh tuplash nisbatdan yetarlicha aniq takrorlovchi tanlanma nima deyiladi?
a. bosh to'plam
b. reprezentativ tanlanma
c. takroriy to'plam
d. elementor tanlama

3-MA'RUZA
MAVZU: STATISTIK TANLANMALARNI GRAFIKDA TASVIRLASH. EMPIRIK TAQSIMOT FUNKSIYA VA UNING GRAFIGI

Reja:

1. Sifat va son bo'yicha variasiyada berilganlarni guruhlash
2. Yig'ilgan va nisbiy chastotalar.
3. Taqsimotlarni grafik tasvirlash. Poligon va gistogramma.
4.Empirik taqsimot funksiyasi

Tayanch iboralar: *diskret o'zgaruvchi, to'plam, yig'ilgan chastotalar, nisbiy chastotalari*

3.1. Sifat va son bo'yicha variasiyada berilganlarni guruhlash. Son bo'yicha variasiyada berilganlarni guruhlash. Belgi diskret o'zgaruvchi bo'lsa, u holda to'plamdagi (tanlanmadagi)

variantalarning turli qiymatlarini o'sish tarkibida yozib, ulardan har birining takrorlanishi sonini ko'rsatishi yetarlidir. Bu amalda qanday bajarilishini quyidagi misolda ko'ramiz.

Misol. 3-jadvalda O'zbekiston Respublikasi milliy Unversiteti darvinizim va genetika kafedrasining tajriba stansiyasida ma'lum navli 60 tup g'o'zaning asosiy poyasidagi bo'g'inlar sonini hisoblash natijasi keltirilgan:

3-jadval

12	12	12	10	13	11	14	11	11	11
12	11	11	11	12	11	13	11	10	12
11	12	13	13	11	12	12	12	13	13
11	13	15	13	14	13	13	14	13	12
12	13	11	14	11	12	13	13	12	13
13	12	12	14	14	12	11	12	12	12

Ko'ramizki eng kichik bo'g'inlar soni 10, eng kattasi 15, shuning uchun uch ustunga ega bo'lgan jadval tuzamiz (4-jadval)

4-jadval

Qiy-matlar	Variantalarni guruhlarga ajratish																				Qiymatlar soni
10								1			1										2
11				1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1			15
12	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	20
13			1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1			16
14							1	1	1	1	1	1									6
15									1												1

Berilgan to'plamdagi qiymatlarni bir chekkadan ko'zdan kechirib, ikkinchi usutnni to'ldiramiz. Masalan 3-jadvalda birinchi bo'lib 12 soni uchraydi, shuning uchun 4-jadvalning ikkinchi ustunida 12 qiymatning to'g'risiga bitta chiziq chizamiz; ikkinchi bo'lib yana 12 soni uchraydi; 12 qiymatining to'g'risiga yana bitta chiziq chizamiz va ho kazo. Natijada 5-jadval hosil bo'ladi.

5-jadval

G'o'zaning asosiy poyadagi bo'g'inlar soni (X_i)	10	11	12	13	14	15	Jami
Bo'g'inlar soni X_i bo'lgan ho'zalar soni (n_i)	2	15	20	16	6	1	60

Variasion qator-belgining (ortishi yoki kamayishi bo'yicha) tartibga solingan turli qiymatlari va ularning mos chastotalari (takrorlanishlari soni n_i) qatori ushbu

$$x_1, x_2, \ldots, x_k$$
$$n_1, n_2, \ldots, n_k$$

ko'rinishda yoziladi.

Masalan, 5-jadval variasion qatorga misol bo'laoladi.

3.2. Yig'ilgan va nisbiy chastotalar. Variasion qatordagi chastotalar ushbu to'plamda alohida variantalarni necha marta uchrashini ko'rsatadi. Jumladan, 5-jadvaldan asosiy poyasida bo'g'inlar soni 10 ta bo'lgan ho'zalar soni 2 ta, bo'g'inlari 11 ta bo'lgan g'o'zalar soni 15 ta va ho kazo, ekanligi ko'rinadi.

Endi bunday savolni qo'yish mumkin: bo'g'inlari 10 tadan kam g'o'zalar soni qancha? Bunday g'o'zalar yo'q (0); bo'g'inlari 11 tadan kam g'o'zalar soni qancha? Bo'g'inlar 10 ta va undan kam bo'lgan g'o'zlar soni 2 ta; bo'g'inlari 12 tadan kam g'o'zalar soni qancha? Bo'g'inlar 10 ta va 11 ta g'o'zalar soni 2+15=17 ta; bu jarayonni davom ettirib 0,2,17,37,53,59,60 sonlarini hosil qilamiz. Bu sonlarni **yig'ilgan chastotalar** deyiladi.

Yig'ilgan chastotalar berilgan to'plamning biror variantadan kichik bo'lgan elementlari sonini xaraktrilaydi.

Belgining turli qiymatlari chastotalarining tanlanma hajmiga nisbati shu **belgining nisbiy sanoqlari** yoki **nisbiy chastotalari** deyiladi.

Masalan, ushbu

$$x_i:\ x_1, x_2, \ldots, x_k$$
$$n_i:\ n_1, n_2, \ldots, n_k$$

variasion qator berilgan, shu bilan birga $n_1+n_2+\ldots n_k= n$ bo'lsin, u vaqtda

$$W_1= \frac{n_1}{n}, W_2 = \frac{n_2}{n}, \ldots, W_K = \frac{n_K}{n}$$

nisbatlar belgining tegishli qiymatlariga mos bo'lgan nisbiy chastotalarni tashkil qiladi. Natijada quyidagi jadvalga ega bo'lamiz:

$$x_i:\ x_1,\ x_2, \ldots,\ x_k$$
$$w_i:\ w_1,\ w_2, \ldots,\ w_k \qquad \text{(A)}$$

Berilgan belgining turli qiymatlari va ularga mos nisbiy chastotalardan tuzilgan (A) jadval shu belgining **statistik** yoki **emprik taqsimoti** deyiladi.

Nisbiy chastotalar yig'indisi birga teng: $W_1+W_2+\ldots+W_k =$

$$\frac{n_1}{n} + \frac{n_2}{n} + \ldots + \frac{n_K}{n} = \frac{n_1 + n_2 + \ldots + n_\kappa}{n} = \frac{n}{n} = 1$$

5-jadvalda berilgan variasion qator uchun statistik taqsimot quyidagicha yoziladi:

$$X_i\ 10,\ 11\ \ 12\ \ 13\ \ 14\ \ 15$$
$$W_i\ \frac{2}{60}\ \frac{15}{60}\ \frac{20}{60}\ \frac{16}{60}\ \frac{6}{60}\ \frac{1}{60}$$

yoki

$$X_i\ 10,\ 11\ \ 12\ \ 13\ \ 14\ \ 15$$
$$W_i\ \frac{1}{30}\ \frac{1}{4}\ \frac{1}{3}\ \frac{4}{15}\ \frac{1}{10}\ \frac{1}{60}$$

Uzluksiz o'zgaruvchan variantlarda to'plamdagi hamma variantalarni ma'lum sondagi guruppalarga ajratiladi, so'ngra esa har bir guruhga kirgan variantalar soni hisoblanadi. Natijada variasion qator jadval ko'rinishda hosil bo'ladi, lekin takrorlanishlar soni ayrim, alohida olingan variantga tegishli bo'lmasdan, balki guruhga tegishli bo'ladi, ya'ni guruhning takrorlanish soni bo'ladi.

Masalan, berilgan katta yoshdagi erkak ishchilarning bo'yiga kura taqsimlanishi uzluksiz variantaga misol bo'la oladi (6-jadval). Bunday variasion qator **intervalli variasion qator** deyiladi. (A.I.Karasev)

-jadval

Bo'yi (sm hisobida)	Erkaklar soni, n_i	Bo'yi (sm hisobida)	Erkaklar soni, n_i
143-146	1	167-170	170
146-149	2	170-173	120
149-152	8	173-176	64
152-155	26	176-179	28
155-158	65	179-182	10
158-161	120	182-185	3
161-164	181	185-188	1
164-167	201	Jami	1000

Guruhlar sonini tanlashda (bu sonni K harfi bilan belgilaymiz), odatda, quyidagi mulohazalarga amal qilishadi;

1) Guruhlar soni toq bo'lgani maqul;
2) To'plamning hajmi katta bo'lganda (n>100) guruhlar soni katta (masalan 9,11,13) bo'lgani, hajmi kichik bo'lganda kichik (Masalan 5,7, 9 ta) bo'lgani ma'qul. Shuni aytish kerakki, to'plamni necha guruhga ajratishgina emas, balki birinchi guruhning chegaralari qanday aniqlashishga ham ahamiyat berish zarur. Guruh oralig'i (kengligi)ni katta olmaslik kerakki, eng kichik varianta shu guruhning taxminan o'rtasiga to'g'ri kelsin.

Guruhlar oralig'i (kengligi) va ular chegaralarining joylashishi masalalasining hal etilishini biz 6-jadvalda berilgan to'plam misolida ko'ramiz. Guruhlarning kengligi ΔX hamma guruhlar uchun bir xil bo'ladi va u eng katta va eng kichik variantalar ayirmasini guruhlar soniga nisbati bilan aniqlanadi. 6-jadvaldagi misolimizda

X_{max} = 187 va X_{min} = 142; guruhlari soni k =15 deb olingan (n = 1000 >100); bu holda

$$\Delta X = \frac{X_{ьфч} - X_{\min}}{15} = \frac{187-142}{15} = \frac{45}{15} = 3$$

Ko'pincha X_{max} -X_{min} ayirma guruhlar soni k ga qoldiqsiz bo'linmaydi (bizning misolimizda ΔX = 3 butun son). Bunday hollarda guruh kengligini ortishi tomonga yaxlitlanadi, chunki aks holda variasiya oralig'ining umumiy kegligi kamaygan bo'lar edi, va demak, variantlarning chetki qiymatlari unga kirmay qolar edi. Kengaytirishni shunday bajarish, qiymatlarining bittasi ham guruhlarning chegarasiga tushmasin.

Taqsimot jadvali tuzilayotganda har bir guruh uchun yo guruhning o'rtasi (masalan, qo'rilayotgan misolda 144;147;150;... va ho kazo; 6-jadval), yoki guruhlarning chegaralari (masalan, 143;146;149;... va ho kazo.; 6-jadval) ko'rsatiladi.

6- jadvaldagi misol bo'yicha taqsimot jadvalini tuziamiz (-jadval).

-jadval

Guruhning o'rtasi	Takrorlanish soni	Guruhning o'rtasi	Takrorlanish soni
144	1	168	170
147	2	171	120
150	8	174	64
153	26	177	28
156	65	180	10
159	120	183	3
162	181	186	1
165	201	Jami	1000

To'plamni guruhlarga ajratish urganilayotgan belgining faqat diskret yoki uzliksiz o'zgaruvchanligiga emas, balki to'plamning (tanlanmaning) hajmiga ham bog'liq bo'ladi.

Misol. Ma'lum nav paxta 60 tup g'o'zasining balandligi (sm) 30 dan 53 gacha o'zgargan (8-jadval).

8-jadval

35	38	30	32	37	38	44	34	39	42
37	41	35	32	38	36	41	38	44	45
40	40	42	45	35	42	48	50	45	43
36	45	45	38	48	45	45	47	45	49
46	48	42	53	45	40	45	50	45	50
45	45	45	44	49	45	42	42	40	40

Agar bu to'plamni variantalarning qiymatlariga, ya'ni 30,31 va ho kazo, ko'ra guruhlarga ajratsak, u vaqtda 23 ta (53-30=23) guruh hosil bo'ladi va qator cho'zilib ketib, uni ko'zdan kechirish qiyinlashadi. Shuning uchun berilgan to'plamni variantalarning birnecha qiymatlarini o'z ichiga olgan, masalan, 30-32, 33-35 va h. k. Guruhlarga ajratish qulaydir. Shunday qilsak, 8-jadvalni ushbu 9-jadval kurinishida yozish mumkin.

9-jadval

Guruhlar	30-32	33-35	36-38	39-41	42-44	45-47	48-50	51-53
Takrorlanish soni	3	4	9	8	10	17	8	1

3.3. Taqsimotlarni grafik tasvirlash. Poligon va gistogramma. To'plamda variantalar guruhlarga ajratilgandan so'ng, taqsimotning harakteri ozmi-ko'pmi oydinlashadi. Lekin taqsimotni grafik tasvirlanganda uning xarakteri yana ham yaqqollashadi.

Taqsimotni grafik tasvirlash usullari ichida juda ko'p qo'llanadigan tasvirlash usullari ichida juda ko'p qo'llanadigan ikki tasini: poligon va gistogramma yasashni ko'rib chiqamiz.

A. Gistogramma yasash. Abssissalar o'qiga guruhlarning chegaralari qo'yiladi va har bir guruhda uni asos qilib, sathi shu gurhning takrorlanishiga teng bo'lgan to'g'ri turtburchak chiziladi. Gistogramma yasash uchun har bir guruhning takrorlanishini guruhning kengligiga (oralig'ga) bo'lib hosil bo'lgan sonni to'rburchakning balandligi qilib olish kerak. Guruhlarning kengligi bir xil bo'lganda to'g'ri to'rtburchaklarning balandliklari (n_i/h – chastotalar zichligi) mos takrorlanishlarga proporsional bo'ladi. Gistogrammani yasash usulidan uning to'liq sathi birga tengligi kelib chiqadi.

Misol sifatida 9-jadvalda berilgan taьsimot uchun 3-chizmada gistogramma yasalgan.

B. Poligon yasash. Gistogramma yasashda bir guruhga kirgan hamma qiymatlar tekis taqsimlangan deb hisoblangan bo'lsa, poligon yasashda ularning hammasi shu gruppaning o'rtasiga to'plangan deb hisoblanadi.

Masalan, 9 jadvalda 36-38 guruhga 9 tup g'o'za balandliklari tegishlidir. Ularning barchasi 37 sm balandlikka ega deb hisoblaymiz. Boshqa guruhlarda ham o'rtalarini olmiz. Abssissasi har bir guruhning o'rtasiga, ordinatasi esa shu guruhning takrorlanishiga proporsional bo'lgan (Ni(ΔX) nuqtalar topiladi va bu nuqtalar to'g'ri chiziq kesmalari bilan tutashtiriladi. 4-chizimada 9-jadvalda berilgan 60 tup g'o'za balandligi taqsimotning poligoni yasalgan.

3.4.Empirik taqsimot funksiyasi

1. To'plam variantalarining bir qismi (ulushi) X ning qiymatidan kichik, qolganlari esa undan katta yoki unga teng bo'ladi. Shuning uchun har bir X ga yig'ilgan nisbiy chastotalar mos keladi; ularni F_n (X) orqali belgilaymiz X ning o'zgarishi bilan yig'ilgan nisbiy chastotalarning qiymatlari ham o'zgaradi. Shuning uchun F_n (X) ni X ning funksiyasi deb hisoblaymiz.

Variantalarning X sondan kichik bo'lgan qiymatlarining nisbiy chastotasi **<u>emprik taqsimot funksiyasi</u>** deyiladi.

Ya'ni

$$F_n(X) = \frac{m(X\angle x}{n} = \frac{m(x)}{n},$$

Bu yerda T (X) ifoda X dan kichik bo'lgan variantalar soni, n-to'plam (tanlanma) hajmi.

Misol. 5-jadvalda berilgan taqsimot uchun emprik taqsimot funksiyasini toping.

Yechish. X ning - ~ dan 10 gacha (10 son ham kiradi) bo'lgan barcha qiymatlari uchun izlanayotgan emprik taqsimot funksiyasi nolga teng. Avval uning x=10 da nolga tengligini kuraylik. Ta'rifga ko'ra

$$F_n(10) = \frac{m(10)}{60},$$

Bu yerda m(10)-asosiy poyasida bo'g'inlari 10 tadan kam bo'lgan g'o'zalar soni. Ko'rgan misolimizda asosiy poyasida bo'g'inlari 10 tadan kam g'o'zalar yo'q edi, ya'ni m(10) =0. demak, X ning X ≤10 bo'lgan hamma qiymatlari uchun ham
$F_n(10) = 0$,

Endi x $10 < X \leq 11$ tengsizlikni qanoatlantirisin.
Masalan, X=10,1 ni olaylik, u holda

$$F_n(10,1) = \frac{m(10,1)}{60},$$

Bu yerda m(10,1) asosiy navdadagi bo'g'inlar soni 10,1 tadan kam bo'lgan g'o'zalar sonini ifodalaydi. Bunga 10 ta bo'g'inli g'o'zalar soni kiradi. Shuning uchun

$$F_n(10,1) = \frac{2}{60} = \frac{1}{30} \approx 0{,}033.$$

X ning olingan tengsizlikni qanoatlantiruvchi boshqa har qanday qiymatlari uchun ham $F_n(X)$ ning 0,033 ga tengligini shunga o'xshash ko'rsatish mumkin.

X endi $11 < X \leq 12$ tengsizlikni qanoatlantiradi deb faraz qilamiz. Masalan, X=(12) ni olaylik, u holda F(12)= m(12) 160, bu yerda M(12)-asosiy poyasida bo'g'inlari 12 tadan 10 ta bo'g'in bo'lgan g'o'zalar soni. Ko'rgan misolimizo'da asosiy poyasida 10 ta bo'g'in bo'lgan g'o'zalar soni 2 ta, asosiy poyasida 11 ta bo'g'in bo'lgan g'o'zalar soni 15 ta edi. Demak,

$$F_n(12) = \frac{2+15}{60} = \frac{17}{60} \approx 0{,}28.$$

X ning $11 < X \leq 12$ negsizlikni qanoatlantiruvchi boshqa har qanday qiymatlari uchun ham $F_n(12) \approx 0{,}28$.

Shunga o'xshash mulohaza yuritib va yig'ilgan chastotalarni hisoblab, x ning har qanday qiymati uchun izlanayotgan emprik taqsimot funksiyasining qiymatlarini topamiz. Natijada izlanayotgan emprik taqimat funksiyasining quyidagi ifodasini hosil qilamiz:

$$F_n(X) = \begin{cases} 0, \text{ agar } -\infty < X \leq 10 \text{ bo'lsa,} \\ \frac{2}{60} \approx 0{,}033, \text{ agar } 10 < X \leq 11 \text{ .. ,} \\ \frac{17}{60} \approx 0{,}28, \text{ agar } 11 < X \leq 12. \text{ .. ,} \\ \frac{37}{60} \approx 0{,}61, \text{ agar } 1 < X \leq 13. \text{ .. ,} \\ \frac{53}{60} \approx 0{,}8, \text{ agar } 13 < X \leq 14. \text{ .. ,} \\ \frac{59}{60} \approx 0{,}98, \text{ agar } 14 < X \leq 15. \text{ .. ,} \\ 1, \text{ agar } 15 < X \leq +\infty \text{ . .. ,} \end{cases}$$

To'g'ri burchakli koordinatalar sistemasida bu funnksiyaning grafigini yasaymiz (1-chizma)

1-chizma

Endi intervalli variasion qatorlar uchun emprik taqsimot funksiyalarini qanday topishni ko'raylik.

Misol. 6 – jadvalda berilgan ma'lumotlar bo'yicha erkaklar bo'ylarining emprik taqsimot funksiyasini toping.

Yechish. Izlanayotgan taqsimot funksiyasi x ning-∞ dan 143 gacha bo'lgan qiymatlarida o ga teng.

Masalan $F_n(143)=0$, chunki bo'yi 143 sm dan kichik erkaklar soni nolga teng.

Kiyin biz X=146 uchun emprik taqsimot funksiyasining qiymatini topishimiz mukin, lekin 143-146 sm oraliqning birarta ham nuqtalari uchun uni topa olmaymiz. Haqiqatan ham, masalan, X=145 sm bo'lsin, u vaqtda

$F_n(145) = m(145)/1000$, bu yerda m (145) – bo'yi 145 sm dan kichik bo'lgan erkaklar soni. Lekin birinchi intervalga kiritilgan erkaklarning bo'yi qanchaligini bilmaymiz, shuning uchun m (145) ning qiymatini ko'rsata olmaymiz. Demak, $F_n(145)$ ning qiymatini bilmaymiz. Ammo X=146 sm da

$F_n(146)= 1/1000=0{,}001$ ga egamiz, chunki m(146) =1.

Argumentning keyingi qiymatlari uchun ham emprik taqsimot funksiyaning qiymatlari shunga o'xshash topiladi.

Masalan, X =149 da

$$F_n(149) = \frac{m(149)}{1000} = \frac{1+2}{1000} = 0{,}003$$

bo'ladi, chunki m(149) =3; X=152 da

$$F_n(152) = \frac{m(152)}{1000} = \frac{1+2+8}{1000} = 0{,}011$$

ni hosil qilamiz, xuddi shunga o'hshash

$F_n(155) = m(155)/1000=0{,}037$ va ho kazo.

Natijada izlanayotgan $F_n(X)$ emprik taqsimot funksiyasi qiymatlarining quyidagi jadvalini hosil qilamiz:

X:- ∞ < X ≤ 143 146 148 152 155 158 161 164 167 170 173

$F_n(X)$ 0 0,001 0,003 0,011 0,037 0,102 0,222 0,403 0,604 0,774 0,894

Davomi

X: 176 179 182 185 188 ≤ X < + ∞

$F_n(X)$: 0,958 0,986 0,996 0,999 1

Hosil bo'lgan funksiyaning grafigini yasashimiz mumkin. (2-chizma)

Amaliy tatbiqlar $F_n(X)$

emprik taqsimot

funksiyasi

$$\lim_{h \to 0} \frac{F_n(X+h) - F_n(X)}{h} = F_n(X) = f_n(X)$$

hosilaga ega bo'lgan hol ayniqsa muhim.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.

2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.

3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.

4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. yig'ilgan chastotalarni yoriting
2. Gistogramma yasash.

3. Polygon yasash.
4. Emprik taqsimot funksiyasi

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Chastota		har variantaningto'plamdagi ulushi.
Gistogramma		variasion qatorning diagrammalar ko'rinishida ifodalanishi.
Poligon		kordinatalar sistemasida absissa o'qiga sinfiy variantalarning qiymatlari ordinata o'qiga esa chastotalar qo'yilib kesishuv nuqtalari tutashtiriladi.

Keyslar banki

Keys 1. Poligon va gistogrammani farqi. Nima uchun grafik tasvirlar tadqiqotlarda qullaniladi

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).

• bir to'plamdan foydalanib grafik tasvirlarni yasang (individual holda).

Nazorat savollari

1. Sifat va son variatsiyalariga misollar keltiring.
3. Tanlanmaning yig'ilgan chastotalari qanday hosil qilinadi?
4. Nisbiy sanoqlari yoki nisbiy chastotalari nima?
5. Tanlanmaning statistik yoki empirik taqsimoti nima?.
6. Qanday holatlarda intervalli variatsion qatorlar tuziladi?
7. Statistik yoki emprik taqsimoti nima?

Test savollari

1. variantlarning x sonidan kichik bo'lgan qiymatlarning nisbiy chastotasi qanday funksiya deyiladi?

a. yempirik taqsimot funktsiyasi
b. bosh to'plam
c. elementor to'plam
d. biologik to'plam

2. v bu qanday koeffisenti deyiladi?

a. bosh to'planma
b. takroriy to'plam
c. bosh to'plam
d. variatsiya koefekti

3. a1, a2,,,,,,,al xodisalardan ushbular qanday gruppadan tashkil topgan?

a. to'g'ri javob yo'q
b. umumiy xodisani
c. to'liqsiz guppasini
d. xodisalarning to'liq gruppasini

4.gruppa xajmi qanday xarf bilan belgilanadi?

a. a xarfi
b. n xarfi
c. m xarfi
d. x1 xarfi

5. tanlanma xajmi qanday xarf bilan belgilanadi?
a. paxtazorni xamma kusaklar to'plami
b. to'plamdagi xamma elemnntlar soni
c. bosh to'plamdagi nisbatni yetarlicha aniq takrorlash
d. a va b javoblar to'g'ri

6. emferik taqsimot funksiyasi ifodasi qaysi variantda to'g'ri ko'rsatilgan?

a. $F_N(x) = \frac{m|x}{N}$:

b. x1, yoki x2,,,,,, xk
c. nl n2,,,,,,,,nk
d. w2 q-wk q

4-MA'RUZA
Mavzu: STATISTIK XARAKTERISTIKALAR. STATISTIK KO'RSATKICHLAR: O'RTACHA VA UNING XOSSALARI

Reja:

1. Statistik jadvallar.
2. O'rtacha qiymat.
3. Arifmetik va geometrik o'rtacha qiymatlar.

Tayanch iboralar: *emprik taqsimot funksiyasi, statistik jadvallar, korrelyasion jadvallar, o'rtacha qiymatlarni qo'shish*

4.1. Statistik jadvallar.

Berilgan statistik to'plamlarni guruhlarga ajratish natijasida yuqoridagi jadvallar hosil bo'ldi. Bunday jadvallar statistik jadvalllar deyiladi. Statistik jadvallar ko'pincha o'rganilayotgan belgining o'zgarish xarakterinb yaqqol tasavvur etishga yordam beradi va turli statistik ko'rsatkichlarni hisoblash texnikasini soddalashtirish imkonini beradi.

To'plamning (taklanmaning) o'rganilmoqchi bo'lgan xususiyatlariga qarab, statistbk jadvallar turili ko'rinishda bo'ladi. Bunday jadvallar to'plam elementlarining bir yoki bir necha o'zaro bog'liq bo'lmagan yoki o'zaro bog'liq bo'lgan belgilari bo'yicha taqsimlanishini ifodalovchi ma'lumotlarni o'z ichiga olishi mumkin. Misollar keltirasiz.

-jadvalda Beloserkovskaya navli kuzgi bo'hdoy urug'li sorti 500 ta boshog'ining og'irligi bo'yicha taqsimlanishi berilgan (uzliksiz o'zgaruvchanlik).

-jadval

1 boshoq urug'ining og'iriligi (mg hisobida)											
401-500	501-600	601-700	701-800	801-900	901-1000	1001-1100	1101-1200	1201-1300	1301-1400	1401-1500	Jami
8	16	32	49	84	126	75	45	34	20	11	500

L-13 nav paxta 60 tup g'o'zasidagi birinchi hosil shoxi joylashgan bo'g'in (h_s donalarda) bo'yicha taqsimlanishi (diskret o'zgaruvchanlik) (-jadval)

-jadval

Birinchi hosil shoxi joylashgan bo'g'in						
5	6	7	8	9	10	Jami
4	9	20	16	10	1	60

Sifat belgilarining taqsimlanishi bir necha belgi uchun -jadval ko'rinishida va ikkita belgi (al'ternativ o'zgaruvchanlik) uchun – jadval ko'rinishda tasvirlangan.

-jadval

Qizil rangli		**Oq rangli**		**Jami**				
Serqiltiq	Qiltiqsiz	Serqiltiq	Qiltiqsiz	Qizil	Oq	Serqiltiq	Qiltiqsiz	Boshoqla-rning jami
506	1912	216	698	2418	914	722	2610	3332

Jo'hori urug'ining endosperma rangi bo'yicha taqsimlanishi (-jadval)

-jadval

Oq	Sariq	Jami
206	33	239

To'plam (tanlanma)ning bir vaqtda ikki belgi bo'yicha taqsimlanishini tassirlovchi statistik jadvallar **korrelyasion jadvallar** deb ataladi
(-jadval)

-jadval

X / U	1,45	1,50	1,55	1,60	1,65	1,70	1,75	1,80	1,85	1,90	n_u
3,20	1	-	1	-	1	-	-	-	-	-	3
3,25	-	-	1	1	-	-	-	-	-	-	2
3,30	1	1	3	1	1	1	-	-	-	-	8
3,35	-	-	5	3	4	4	1	-	-	-	17
3,40	-	1	5	8	3	4	3	-	-	-	24
3,45	-	-	-	-	6	5	2	-	-	1	14
3,50	-	-	-	2	1	3	3	1	1	-	11
3,55	-	-	-	-	-	2	1	1	-	-	7
3,60	-	-	-	1	2	2	1	2	1	-	9
3,65	-	-	-	-	1	1	2	-	1	-	5
n_x	2	2	15	16	22	22	13	4	3	1	100=n

Jadvalda vertikalbo'yicha pilla bo'yining uzunligiga ko'ra taqsimlanishi, gorizantal bo'yicha esa pilla enining uzunligiga ko'ra taqsimlanishi ko'rsatilgan (14-jadval).

Bir to'plam namunalaridagi biror belgining ma'lum bir vaqt oralig'ida, ya'ni dinamikada ko'risatuvchi jadvallar xronologik jadvallar deyiladi. Voronejskaya 76 jo'xori o'simligi poyasining 50 marta o'lchashdagi o'rtacha uzunligining har 10 kunlikda o'sishi (sm hisobida):

15-jadval

Kuzatishlar kuni	18.VI	28 VI	8. VII	18. VII	28. VIII	7. VIII
Uzunligi	10	29	55	110	124	129

4.2. O'rtacha qiymatlar. Statistik hisobning asosiy masalalaridan biri parametrlar deb ataladigan va variasion qatorning xususiyatlarini yetarli darajada ifodalab beradigan xarakteristikalarni aniqlashdan iborat. Variasion qatorlar quyidagilarga asosan bir –biridan farq qilishi mumkin:

1. beligining atrofida ko'pchilik variantlar to'plangan qiymati bo'yicha. Belgining bu qiymati to'plamida (tanlanmada) belgining rivojlanish darajasini, qatorning markaziy tendensiyasini, ya'ni qatorning o'ziga xosligini aks ettiradi;

2. variantalarning qator markaziy tendensiyasini aks ettiruvchi qiymat atrofida o'zgaruvchanlik darajasi, ya'ni o'sha qiymatdan farq qilish (chetlanish) darajasi bo'yicha.

Birinchi guruhga turli "o'rtacha qiymatlar": arifmetik o'rtacha qiymat, geometirik o'rtacha qiymat, moda, medianalar kiradi; Ikkinchi guruhga: abeolyut o'rtacha farq (xatolik), o'rtacha kvadratik farq, dispersiya, variasiya va asimmetriya koeffesiyentlari kiradi.

Biz bu bobda statistik xarakteristikalarning eng ko'p qo'llanadaganlari bilan tanishamiz.

1. Arifmetik va geometrik o'rtacha qiymatlar.

1) O'rtacha qiymatlar orasida eng muhimi arifmetik o'rtacha qiymat (miqdor)dir. Arifmetik o'rtacha qiymatni oddiy va vazniy (vazn bilan olingan) o'rtacha arifmetik qiymatlarga ajratiladi. Masalan, aytaylik, 5 ta bir xil kattalikdagi yer maydonidan gektaridan 32,28,30,31,33 sentnerdan paxta hosil yig'ib olingan bo'lsin. Bu holda o'rtacha hosil oddiy arifmetik o'rtacha qiymat bo'lib,

$$\frac{1}{5}(32+28+30+31+33)=\frac{154}{5}=30{,}8 \text{ s. ga teng bo'ladi.}$$

Umuman, agar P ta kuzatishda X miqdor uchun $X_1, X_2, \ldots, X_p$ qiymatlarni hosil qilgan bo'lsak, ularning ushbu

$$X=\frac{X_1+X_2+\cdots+X_{\Pi}}{\Pi} \qquad (1)$$

o'rtacha qiymati **oddiy arifmetik o'rtacha qiymat** bo'ladi.

2) -jadvalda har bir gektar yerdan olingan paxta hosili taqsimoti (S. Hisobida) berilgan.

-jadval

Bunda 28 s hosil 2 marta, 29 s hosil 5 marta kuzatilgan va ho kazo.

x_i	n_i	$x_i\ n_i$	x_i-a	$n_i(x_i$-a)
28	2	56	-2	-4
29	5	145	-1	-5
30	8	240	0	0
31	4	124	1	4
32	3	96	2	6
Jami	22	661		-9 +10

Bu holda o'rtacha hosil vazniy arifmetik o'rtacha qiymat bo'lib, ushbu ko'rinishda ifodalanadi:

$$X=\frac{2*28+5*29+8*30+4*31+3\cdot 32}{22}=\frac{56+145+240+124+96}{22}=\frac{661}{22}=30{,}05.$$

Umuman, agar X miqdorning S ta qiymati

$$X_1,\ X_2,\ X_3,\ldots,X_s$$

qiymati mos tartibda

$$P_1,\ P_2,..,P_s$$

martadan kuzatilgan bo'lsa, vazni o'rtacha qiymatning umumiy ifodasi

$$\bar{X} = \frac{n_1x_1 + n_2x_2 + \ldots + n_sx_s}{n_1 + n_2 + \ldots + n_s} = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_ix_i}{\sum_{i=1}^{n} n_i} \qquad (2)$$

Bo'ladi, bunda P_1, P_2,..,P_s sonlar vaznlar deb ataladi, Σ-yig'indi belgisidir.

4.3. Arifmetik va geometrik o'rtacha qiymatlar. Arifmetik o'rtacha qiymatni (2) formula bilan hisoblash har doim ham qulay bo'lavermaydi, chunki bu vevosita hisoblash usuli bo'lib, unga ko'p mehnat va vaqt talab etiladi.
Statiktikada umumiy g'oya va qoidlar bilan bir qatorda tajribadan olingan materiallarni tez va sodda hisoblash usullari ham muhim rol o'ynaydi. Statistikada bir qancha tez va sodda hisoblash usullari bor. Shulardan shartli variantalar deb ataluvchi usulni keltiramiz. (2) ifoda orifmetik o'rtacha qiymat uchun qanday qiymat bersa,

$$\bar{X} = a + \frac{\sum_{i=1}^{s} n_i(X_i - a)}{\sum_{i=1}^{s} n_i} \qquad (3)$$

Ifoda ham shu qiymatni berishni ko'rsatish qiyin emas. Bunda a sifatida tanlanmadagi ixtiyoriy varianta olinadi (a son hisob boshi yoki yolg'on nol deb ham ataladi).

a ni shunday tanlab olish kerakki, X_1-a, X_2-a,.. ayirmalar mumkir qadar kichik bo'lsin. Masalan, 16-jadvalda a=30 deb olamiz; mos X_i-a ayirma va uning takrorlanuvchisonga ko'paytmasi n_i (**X_i-a)** jadvalning 4 va 5-ustunlariga joylashgan. Shu bilan birga 5-ustunning 3-satrdan pastda musbat sonlar joylashadi. Bu holda (3) tenglikka muvafiq

$$X = 30 + \frac{-9+10}{22} = 30 + \frac{1}{22} = 30{,}05$$

Ni hosil qilamiz.

5. to'plam oralig'i h ga teng bo'lgan guruhlarga ajratilgan bo'lsin. Masalan, 6- jadvalda (11-bet) guruhlar oralig'i h=3 sm. Xisob boshi takrorlashi (variantalari soni) eng ko'p bo'lgan guruhning o'rtasiga joylashtiramiz va hamma guruhlarni o'sish tartibida nomerlaymiz. 6-jadvalda hisob boshini (164-167) oraliqdagi guruhga joylashtiramiz. Bir guruhga kirgan har bir variantaning qiymati shu guruhning o'rtasiga teng deb hisoblaymiz. Natijada 17-jadval hosil bo'ladi.

Masalan, nolinchi guruhning o'rtasi G'_0 bo'lsin (bizning misolda g'_0=165,5), u vaqtda k-nomerli guruhning shrtacha qiymati $g'_k = g'_0 + k*h$ bo'ladi. Agar shartli variantali K-guruhga n_K ta varianta to'g'ri kelsa, barcha variantalar soni esa P bo'lsa, u holda ularning o'rtacha qiymati

$$\bar{X} = \frac{1}{n}\sum_k n_k z_k = \frac{1}{n}\sum_k (z_o + kh)*n_k = z_o + \frac{h}{n}\sum_k kn_k = z_o + k*h \qquad (4)$$

bo'ladi.

-jadval

x_k	144,5	147,5	150,5	153,5	156,5	159,5	162,5	165,5	168,5	171,5	174,5	177,5	180,5	183,5	186,5	Jami
n_k	1	2	8	26	65	120	181	201	170	120	64	28	10	3	1	1000
k	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	

(4) formuladan ko'ramizki, $\bar{X}$ ni topish uchun k ning o'rtacha qiymati $\bar{K}$ ni topish yetarli, $\bar{X}$ ni hisoblashdan ko'ra, $\bar{K}$ ni hisoblash oson, chunki:

A) odata p_k son qanchalik katta (misolimizda n_o=201) bo'lsa k ning shunchalik kichik qiymatga ko'paytiriladi;

B) hisoblashda k ning absolyut qiymati teng, lekin ishoralari turlicha bo'lgan qiymatlari p_k larga ko'paytirib, so'ng qo'shilishi mumukin.

Masalan , 6-jadvalda (17-jadval) berilgan ma'lumotlar uchun arifmetik o'rta qiymatni hisoblaymiz:

$$\bar{X} = 165{,}5 + \frac{3}{1000}(-7*1 - 6*2 - 5*8 - 4*26 - 3*65 - 2*120 - 1*181 + 0*201 + 1*170 + 2*120 + 3*64 +$$

$$4*28 + 5*10 + 6*3 + 7*1) = 165{,}5 + \frac{3}{1000}(-779 + 789) = 165{,}5 + \frac{3}{1000}*10 = 165{,}5 + 0{,}03 = 165{,}53$$

hisoblashda xatoga yo'l qo'ymaslik uchun hisob boshini boshqa guruhga ko'chirib, arifmetik o'rtacha qiymatni yana shu formula bilan hisoblab chiqish kerak. Masalan, bizning misol uchun hisob boshini (161-164) oraliqdagi guruhga joylashtirsak, u vaqtda Z_o=162,5 bo'ladi; kerakli hisoblashlarni bajarib, ularni 18-jadvalda keltiramiz:

-jadval

Guruh o'rtasi	144,5	147,5	150,5	153,5	156,5	159,5	162,5	165,5	168,5	171,5	174,5	177,5	180,5	183,5	186,5	**Jami**
K	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
n_k	1	2	8	26	65	120	181	201	170	120	64	28	10	3	1	**1000**
K·n_k	-6	-10	-32	-78	-130	-120	0	201	340	360	256	140	60	21	8	**-420 +1386**

$$\bar{X} = 162{,}5 + \frac{3`}{1000}(-420 + 1386) = 162{,}5 + \frac{3}{1000}*966 = 162{,}5 + \frac{2898}{1000} = 162{,}5 + 2{,}89 = 165{,}398.$$

$$\bar{X} = 165{,}398.$$

Endi arifmetik o'rta qiymatning eng sodda hosslarini ko'rib o'taylik.

1^0. Kuzatilgan qiymatlar bilan ularning vazniy o'rtacha qiymati orasidagi ayirmalarning vazniy yig'indisi nolga teng:

$$\Sigma n_j(X_j - \bar{X}) = 0$$

Isbot.

$$\Sigma n_i(X_j - \bar{X}) =$$

$$= \underset{i}{E} n_j X_j - \sum_j n_j \bar{X} = \sum_j n_j x_j - \bar{X}\sum_j n_j = \sum n_j x_j - \frac{\sum_j n_j x_j}{n} * n = \sum_j n_j x_j - \sum_j n_j x_j = 0.$$

Bu xossani 17-18 jadvaldagi misolimizga tadbiq qilaylik.

$\sum_j n_j(X_j - \bar{X}) = 1*(144{,}5 - 165{,}53)$+2*(147,5-165,53)+8*(150,5-165,53)+26*(153,5-165,53)+65(156,5-165,53)+120*(159,5-165,53)+181*(162,5-165,53)+170(168,5-165,53)+120(171,5-165,53)+64(174,5-165,53)+28(177,5-165,53)+10(180,5-165,53)+3(183,5-165,53)+(186,5-165,53)=-36,06-21-120-312-58,695-723,6-548,43+504,9+716,4+574,08+335,16+149,7+53,91+20,97=-2348,04+2355,12=7,08

Hisoblash ishlaridagi xatoliklar tufayli qisman farq kelib chiqdi.

2^0. har qanday X≠X qiymat uchun

$$\sum_j n_j(X_j - \bar{X})^2 < \Sigma n_j(X_j - X)^2$$

Tengsizligi o'rinlidir.

Isbot.

$$\sum n_j(X_j - X_j)^2 = \sum_j h_j(X_j - \bar{X})^2 + 2(\bar{X} - X) * \sum_j n_j(X_j - \bar{X}) + n(\bar{X} - X)^2 = \sum_j n_j(X_{j-} \bar{X})^2 + n(\bar{X} - X)^2.$$

Bundan $$\sum_j n_j(X_j - X)^2 > \sum_j n_j(X_j - \bar{X})^2.$$

Bu xossa arifmetik o'rtacha qiymatga alohida ahamiyat kasb etadi.

3) **o'rtacha qiymatlarni qo'shish.** Agar biz n_1, n_2, n_3 ta kuzatishlarga mos uchta X_1, X_2, X_3 o'rtacha qiymatni hosil qilsak, $n1+n2+n_3$ ta kuzatishlar uchun $\bar{X}$ o'rtacha qiymatni

$$\bar{X} = \frac{n_1 \bar{X} + n_2 \bar{X}_2 + n_3 \bar{x}_3}{n_1 + n_2 + n_3}$$

Tenglikka muvofiq topamiz.

Masalan, viloyatdagi 10 ta jamoa xo'jaligi ma'lum bir nav paxtadan gektariga o'rtacha $\bar{X} = 40$ s dan hosil olgan bo'lsin; shu viloyatdagi 5 ta boshqa jamoa xo'jaliklari shu navli paxtadan gektariga o'rtacha $\bar{X}_2 = 35$ s dan hosil olgan bo'lsin. Barcha 15 ta jamoa xo'jaligida gektariga olingan hosilning o'rtacha miqtori qanday?

Bu holda jamlangan yoki vazniy o'rtacha qiymat quyidagicha aniqlanadi:

$$\bar{X} = \frac{10 \cdot 40 + 5 \cdot 35}{10 + 5} = \frac{400 + 175}{15} = 38{,}33 \quad \text{s}$$

4) geometrik o'rtacha qiymat. Biologik va qishloq xo'jalik tadqiqotlarida ko'pincha u yoki bu belgining vaqtga ko'ra o'sishlari o'rganiladi; masalan, poya balandligining, barg yuzining, o'simlik hayotining turli davrlardagi o'zgarishlari. Ba'zan, o'rganilayotgan belgining kuzatilayotgan ayrim teng davralarda o'rtacha o'sish so'ratini yoki butun o'sish davrida o'rtacha suratini aniqlash zarur bo'lib qoladi. Bunday hollardaarifmetik o'rtacha qiymatdan foydalanish noqulay bo'ladi. Quyidagi formula bo'yicha **geometrik o'rtacha qiymatini** hisoblanadi:

$$\bar{X}_{геом} = \sqrt[n]{x_i x_2 \ldots x_n} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^{n} X_{i,}} \qquad (5)$$

Bu yerda $X_1, X_2, \ldots, X_n$ –ayrim davrlardagi o'sishlar, $\prod_{i=1}^{n} X_{i,}$ -barcha ayrim o'sishlarning ko'paymasi, n-davrlar soni. N > 2 bo'lganda, logarifmlardan foydalanish qulaydir. U vaqtda (5) formula quyidagi ko'rinishga keladi:

$$\lg \bar{X}_{geom} = \frac{1}{n}(\lg X_1 + \lg X_2 + \ldots + \lg X_{n),} \qquad (5)$$

so'ngi $\lg \bar{X}_{geom}$ ning qiymatini potensirlash bilan $\bar{X}_{geom}$ aniqlanadi.

Misol. Jo'xori poyasining o'n kunliklarda o'sish suratini o'rganish maqsadida Voronej-76 navining 50 o'simligi o'lchangan. Darvlar bo'yicha o'rtacha balandlik quyidagicha bo'lgan (sm hisobida).

10,29,55,110,124,129. har o'n kunlikdagi o'sish sur'atini ikkita ketma-ket kuzatilgan balandliklarni nisbati deb olish mumkin. Ular mos ravishda 2,90;1,90,2,00;1,13;1,04 ga teng. Bu miqdorlarning arifmetik o'rtacha qiymati 1,79 ga teng; shu son o'rtacha o'sishni ifodalaydi, ya'ni o'nkunlikda poyaning bilandligi o'rtacha 1,79 marta kattalashdi. Buni tekshirish uchun birinchi kuzatishdan keyin nechta kuzatish o'tkazilgan bo'lsa, 10 ni shuncha marta ketma-ket 1,79 ga ko'paytiramiz. Agar arifmetik o'rtacha qiymat o'rtacha, o'sishni to'g'ri aks ettirsa, ko'paytma so'nggi qiymatga, ya'ni 129 sm ga teng bo'lishi kerak. Hisoblashlar ko'rsatadi:

$$10 \cdot 1{,}79 \cdot 1{,}79 \cdot 1{,}79 \cdot 1{,}79 \cdot 1{,}79 = 183 \text{ cm.}$$

So'nggi kuzatishning hisoblangan qiymati va haqiqiy qiymatning to'g'ri kelmasligi arifmetik o'rtacha qiymat o'rtacha o'sishini xarakterlish uchun yetarli emasligini ko'rsatadi.

Endi o'sishlarning geometrik o'rtacha qiymatini (5^1) formula bo'yicha hisoblaymiz:

$$\text{Lg } \bar{X}_{geom} = \frac{1}{5}(\lg 2{,}90 + \lg 1{,}90 + \lg 2{,}00 + \lg 1{,}13 + \lg 1{,}04) = \frac{1{,}1122}{5} = 0{,}2224$$

$$\bar{X}_{geom} = 1{,}67$$

Tekshirishi: 10·1,67·1,67·1,67·1,67·1,67=130 sm. hisoblab chiqilgan (130 sm) va haqiqiy (129 sm) natijalar orasidagi bir oz farq oraliq hisoblashlarni 0,01 gacha yaxlitlash natijasidir.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Statistik jadvallar
2. Oddiy arifmetik o'rtacha qiymat
3. O'rtacha qiymatlarni qo'shish
4. Geometrik o'rtacha qiymat.

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Oddiy jadval		bir belgisi bo'yicha tuzilsa.
Oddiy arifmetik o'rtacha		variantalar bir marta takrorlanganda yoki takrorlanish soni barcha variantalar uchun bir xil bo'lganda qo'llaniladi
Vazniy o'rtacha		variantalarning chastotalari teng bo'lmagan xollarda
Geometrik o'rtacha kattaliklar		og'irlik va tana ulchovli belgilarni o'rganishda qo'llaniladi.

Keyslar banki

Keys 1. Oddiy arifmetik o'rtacha qiymat va Geometrik o'rtacha qiymatning farqi

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).

• Oddiy arifmetik o'rtacha qiymat va geometrik o'rtacha qiymatni topish (individual holda).

Nazorat savollari

1. Tanlanmani son va sifat belgilari bo'yicha statistik jadvallar tuzing

2. Ma’lum to‘plam ma’lumotlariga asoslanib xronologik jadval tuzing.
3. Variatsion qatorlarni bir-biridan farq qilishining o‘ziga xosligini tushuntiring.
4. O‘rtacha qiymat nima? Ularni hisoblash formulalari.
5. Oddiy va vazniy arifmetik qiymatlarga misollar keltiring.
6. Tarqoqlik va o‘zgaruvchanlik o‘lchovi nima?

Test savollari

1. statistik to’plamda sifat tarkibi……bo’ladi?
a. bir jinsli, bir belgiga tegishli.
b. ko’p jinsli bir belgiga tegishli.
c. bir jinsli ko’p belgiga tegishli.
d. ko’p jinsli, ko’p belgiga tegishli.
2.biologik miqdori va xarakteri qanday o’rganiladi?
a. xarakteristikalarni xisoblash bilan.
b. qo’shish bilan.
c. statistik bilan,
d. miqdorga bo’g’liq.

5-MA’RUZA
MAVZU: DISPERSIYA, STANDART XATOLIK VA UNI HISOBLASH FORMULALARI. VARIASIYA KOEFFISIYENTI. MEDIANA MODA, ASIMMETRIYA VA EKCTCES KOEFFISIYENTI. STATISTIC KO’RSATKICHLAR XATOLIGI

Reja:
1. Tarqoqlik va o’zgaruvchanlik o’lchovi, o’rtacha kvadratik farq (xatolik), dispersiya.
2. Variasiya koeffisiyenti.

Tayanch iboralar: *o’rtacha kvadratik xatosi, ozodlik darajalari, variasiya yoki o’zgaruvchanlik koeffisiyenti.*

5.1. Tarqoqlik va o’zgaruvchanlik o’lchovi. o’rtacha kvadratik farq (xatolik), dispersiya.

Arifmetik o’rtacha qiymat o’rganilayotgan to’plam uchun belgining qaysi qiymati eng harakterli ekanini ko’rsatadi. Lekin uning o’zi to’plamni xarakterlash uchun hali yetarli emas, chunki to’plamning hadlari orasidagi har xillik, ya’ni o’zguruvchanlikning mavjudligi to’plamning asosiy xususiyatidir.

To’plamdagi biror belgining o’zgaruvchanligini hisoblash biologiyada juda katta ahamiyatga ega, chunki o’simliklar yoki organizmlar to’plamida har xil o’zgaruvchanlik oqibatida organizmlar orasidagi farqni, ularning irsiy tabiatlarini va ular yetishtirigan shart-sharoitlarni aks ettiradi. Ikkita to’plamni ulardagi o’zgaruvchanlikni baholamasdan taqqoslash mumkin emas. Masalan, bir fermadagi ikki guruh sigirlardan sog’ib olingan o’rtacha sut miqdori bir-biriga juda yaqin bo’lishi mumkin, lekin bir guruhdagi har bir sigirdan sog’ib olinadigan sut miqdori bir-biridan ancha katta farq qilishi, boshqasida esa sigirlardan sog’ib olingan sut miqdori bir-biridan uncha katta farq qilmaydigan bo’lishi ham mumkin.

Shu sababali to’plamning hadlari orasidagi o’zgaruvchanlikni xarakterlovchi shunday ko’rsatkich kiritshi kerakki, u hamma variantalarning o’zgariishini umumlashtirsin.

Biz to’plamda biror belginig to’plamlari o’sha belgini o’rtacha qiymati atrofida ozmi-ko’pmi tarqoq bo’lishi mumkinligini ko’rdik. Bu tarqoqlik belgining qanchalik o’zgaruvchanligini ko’rsatadi. $X_1, X_2, .., X_p$ qiymatlarning har biri $\bar{X}$ dan musbat yoki manfiy songa farq qiladi. Tarqoqlik odatda belgining kuzatilgan qiymatlari bilan ularning o’rtacha qiymati orasidagi farqlar (chetlanishlar ($X_i - \bar{X}$) lar) kvadratlari yig’inlisi yoki o’rtacha kvadratik farq (xatolik) dan olingan kvadrat ildiz bilan o’lchanadi. Masalan, agar X miqdor uchun X=2,3,4,5,6 qiymatlarni mos tartibda N_x=3,7,10,8,2 marta kuzatgan bo’lsak, u holda X ning o’rtacha kvadratik farqi (xatoligi)

$$\frac{3(2-\bar{x})^2+7(3-\bar{x})^2+10(4-\bar{x})^2+8(5-\bar{x})^2+2(6-\bar{x})^2}{3+7+10+8+2}$$

ga teng bo'ladi. Buni hisoblash uchun $\bar{X}$ o'rtacha qiymatni bilish zarur. U ushbu

$\bar{X}$ =(3·2+7·3+10·4+8·5+2·6)/30=119/30 qiymatga ega.

$\bar{X}$ ning bu qiymatini yuqorida yozilgan ifodagi qo'yib, biz X ning o'rtacha kvadratik farqini topamiz:

$$\frac{3(-1{,}97)^2+7(-0{,}97)^2+10(0{,}03)^2+8\cdot(1{,}03)^2+2\cdot(2{,}03)^2}{30}=\frac{34{,}9670}{30}=1{,}1656.$$

X miqdorning o'rtacha kvadratik farqi disperiya deyiladi va G^2 orqali belgilanadi. Bizning misolda G^2=1,1656.

Dispersiyadan musbat ishora bilan olingan kvadrat ildiz **taqsimotning standarti yoki o'rtacha kvadratik xatosi** deyilib, u G orqali belgilanadi. Bizning misolda

$$G=\sqrt{1{,}1656}=1{,}08$$

Dispersiya va standartrning umumiy formulalari quyidagicha bo'ladi:

$$G^2=\frac{n_1(X_1-\bar{X})^2+n_2(X_2-\bar{X})^2+...+n_s(X_s-\bar{X})^2}{n_1+n_2+...+n_s}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i(X_i-\bar{X})^2, \qquad (8)$$

$$G=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{s}n_j(X_j-\bar{X})^2} \qquad (9)$$

Hisoblashlarni osonlashtirish maqsadida dispersiya ifodaisni boshqacha ko'rinishda yozamiz:

$(X_i-\bar{X})^2=X_j^2-2X_i\bar{X}+\bar{X}+\bar{X}^2$ bo'lganligi uchun

$$G^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i(X_j-\bar{X})^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_ix_i^2-2\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_ix_i\bar{x}+\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i\bar{x}^2,$$

lekin

$$2\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i\cdot x_i\bar{x}=2\bar{X}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i\cdot x_i=2\bar{X}\cdot\bar{X}=2\bar{X}^2,$$

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i\cdot\bar{x}^2=\bar{X}^2\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i=\bar{X}^2\cdot\frac{1}{n}\cdot n=\bar{X}^2.$$

Shunga asosan,

$$G^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_i(X_i-\bar{X})^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s}n_ix_i^2-\bar{X}^2. \qquad (10)$$

$G^2\geq O$ ekanligidan $\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{s}n_ix_i^2\geq\bar{X}^2$. G ni hisoblashda (10) formuladan foydalanamiz. Misol siftida yuqorida keltirilgan taqsimot uchun G= 1,08 ni (10) formula yordamida hisoblab ko'raylik:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s} n_i x_i^2 = \frac{1}{30}(3\cdot 2^2 + 7\cdot 3^2 + 10\cdot 4^2 + 8\cdot 5^2 + 2\cdot 6^2) = \frac{12+63+160+200+72}{30} = \frac{507}{30} = 16{,}9.$$

$$G^2 = 16{,}9 - 3{,}97^2 = 16{,}9 - 15{,}7609 = 1{,}1391. \bar{X} = 119/30 \approx 3{,}97.$$

Hisoblash ishlarida ba'zi sonlar yaxlitlandi, shuning uchun bu natija yuqoridagi natijadan ozgina farq qildi.

Bosh to'plamning (tanlanmaning) dispersiyasi shu bosh to'plamdan olingan tanlanmaning dispersiyadan $\frac{n}{n-1}$ marta kattaligi nazariy statistikadan ma'lum. Shuning uchun (8) formulani $\frac{n}{n-1}$ ga ko'paytirib "tuzatma" kiritiladi. Natijada (8) va (9) formulalar quyidagi ko'rinishga ega bo'ladi:

$$G^2 = \frac{n}{n-1}\cdot\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{s} n_i (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{s} n_i (X_i - \bar{X})^2 \qquad (11)$$

$$G = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{s} n_i (X_i - \bar{X})^2} \qquad (12)$$

n-1 miqdor **ozodlik darajalari** soni (aniqrog'i, variasiyalar ozodlik darajalari soni) deb ataladi va G (nyu) harifi bilan belgilandi.

Agar n ta kuzatishdan olingan $X_1, X_2, .., X_p$ qator ma'lum bo'lsa, arifmetik o'rtacha qiymat uning uchun umumiy xarakteristika ekanligini yuqorida ko'rib o'tdik. Qatorning har bir alohida hadining qiymatini qanday aniqlash mumkin degan savol tug'iladi. Agar qator uchun $\bar{X}$ ma'lum bo'lsa, har bir hadni qatorning o'rtacha qiymati va qolgan hadlarning yig'indisi orqali ifolash mumkin, ya'ni qatorning bittadan boshqa barcha hadlari har qanday qiymat olishi mumkin. Bunday hollarda bitta varianta ozodlik darajasiga ega emas deb ataladi. n katta bo'lganda maxrajda n yoki n-1 bo'lishi dispersiya va standartni hisoblash natijalariga tasir ыilmaydi n kichik bo'lganda farqi sezilarli bo'ladi.

Uzliksiz o'zgaruvchan belgilarning asosiy xarakteristkalari (parametrlari) bo'lgan arifmetik o'rtacha qiymat va zrtacha kvadratik farq "diskretlashtirilgan" taqsimotlarda hisoblanadi. Buning uchun guruh ichidagi o'zgaruvchanlik xususiyatlarini hisobga olmasdan, biz chastotalarni guruhlarning o'rtasidagi qiymatlargagina tegishli deb hisoblab, uzliksiz varasion qatorni diskret qatorga aylantiramiz; buning natijasida taqsimotning chin xarakteri buziladi. Bu xatoni yo'qotish maqsadida ingliz olimi Sheppard hisoblab chiqilgan G^2 qiymatni $h^2/12$ ga ko'paytirish kerakligini ko'rsatdi.

-jadvalda berilgan taqsimot uchun Sheppard tuzatmasi

$$\frac{h^2}{12} = \frac{100^2}{12} = \frac{10000}{12} = 833{,}33$$

Ga teng, ya'ni yetarli darajada katta.

Agar to'plam (tanlanma) hajmi uncha katta bo'lmasa (n < 500), Sheppard tuzatmasi kirtilmasa ham bo'ladi.

Endi dispersiya va standart (o'rtacha kvadratik xatolik) ning eng muhim xossalarini keltiramiz:

1) dispersiya va standartning ikkalasi ham tarqoqlik yoki o'zgaruvchanlik o'lchovidir: biror miqdorning dispersiyasi yoki standarti qancha katta bo'lsa, uning arifmetik o'rtacha qiymati

atrofidagi qiymatlari shuncha tarqoqdir, ya'ni u shuncha o'zgaruvchandir. Dispersiya yoki standartning kichikligi miqdorning tarqoqlik va o'zgaruvchanligi kamligini bildiradi;
2) standart qaysi miqdor uchun hisoblangan bo'lsa, o'sha miqdor o'lchovida bo'ladi. Masalan, 19-jadvalda berilgan taqsimot mg da bo'lib, uning standarti ham mg da olinadi.

3) Har qanday $X \neq \bar{X}$ *учун* $- \Gamma^2 = \frac{1}{n}\sum_j n_j (X_j - \bar{X})^2 < \frac{1}{n}\sum_j n_j (X_j - X)^2$ bo'ladi. Bu o'rtachaqiymatning 2-xossasidan kelib chiqadi.
4) Despersiyalarni qo'shish. Masalan, agar bitta bosh to'plamdan n_1, n_2,n_3 hajmli 3 ta tanlanma to'plam olingan bo'lsa, u holda n $=n_1+ n_2+n_3$ hajimli tanlanmaning G^2 dispersiyasi quyidagicha topiladi:

$$G^2 = \frac{n_1 g_1^2 + n_2 g_2^2 + n_3 g_3^2}{n} + \frac{n_1(\bar{X}_1 - \bar{X} + n_2(\bar{X}_2 - \bar{X}) + n_3(\bar{X}_3 - \bar{X})}{n}$$

bunda $\bar{X}$ jami n ta kuzatishining o'rtacha qiymati, ya'ni

$$\bar{X} = \frac{n_1 \bar{x}_1 + n_2 \bar{x}_2 + n_3 \bar{x}3}{n_1 + n_2 + n_3}$$

Boshqacha aytganda, umumiy G_2^2 dispersiya xususiy dispersiyalarning vazniy o'rtacha qiymati bilan xususiy $\bar{X}_1, X_2, \bar{X}_3$ o'rtacha qiymatlarini umumiy o'rtacha qiymat ($\bar{X}$) "atrofidagi dispersiyasi" yig'indisiga tengdir.

Bu xossa bir necha bir jinsli tanlanmalarni bir to'plamga birlashtirganimizda dispersiyaning qanday o'zgarishini ko'rsatadi.

5.2. Variasiya yoki o'zgaruvchanlik koeffisiyenti. Faqat G o'rtacha kvadratik og'ish (xatolik) ning o'zi o'rganlayotgan miqdorning o'zgaruvchanligini to'liq xarakaterlab bera olmaydi. Haqiqatan ham, o'rtacha uzunligi 5,4 mm bo'lgan bug'doy donlari uchun G=1,8 mm standart variantalarning anchagina tarqoq ekanligini bildirsa, o'rtacha uzunligi 129 mm bo'lgan badringlari uchun esa o'sha G=1,8 mm qiymat uzunligini ko'rsatadi. Shu sababli ushbu formula orqali nisbiy o'rtacha farq (xatolik) tushunchasi kiritiladi:

$$V = \frac{\Gamma}{\bar{X}} \qquad (13)$$

Foyizda ifodalanadigan bu miqdor **<u>variatsiya</u>** (o'zgaruvchanlik) **koeffisiyenti** deb ataladi.

<u>Misol.</u> O'rta Osiyo ipakchilik ilmiy tekshirish institutidan olingan ma'lumotlarga asosan 100 ta pilla bo'yining o'rtacha uzunligi $\bar{X}$ =3,43 sm, uning standarti G_x=0,1073 sm, ularning o'rtacha eni $\bar{У} = 1{,}65 см$, uning standarti G_u=0,1024 sm. Ularning variasiya koeffisiyenti

$$v_1 = \frac{\Gamma \bar{x}}{\bar{x}} \cdot 100\% = \frac{0{,}1073}{3{,}43} \cdot 100\% \approx 3{,}1\%,$$

$$v_2 = \frac{\Gamma_y}{y} \cdot 100\% = \frac{0{,}1024}{1{,}65} \cdot 100\% = 6{,}2\%$$

bo'ladi.

Variasiya koyeffisinti hadlari turli o'lcham birligiga ega bo'lgan to'plamlarning o'zgaruvchanligini taqqoslashga ham imkoniyat beradi, chunki u taqqoslanadigan miqdorlarning o'lcham birligiga bog'liq bo'lmagan nisbiy sondir.

Masalan., ma'lumotlarga ko'ra sog'di sigirlarning o'rtacha og'irligi (vazni) $\bar{X} = 400$ kg, uning standarti G_x=48 kg ga teng, sigirlarning sutidagi yog'ning o'rtacha foyizi $\bar{y}$ =4 %, uning standarti G_u =0,2 %. Biz

$$V_x = \frac{G_x}{\bar{X}} \cdot 100 = \frac{48}{400} \cdot 100 = 12\% \text{ва} V_y = \frac{G_y}{\bar{y}} \cdot 100 = \frac{0,2}{4} \cdot 100 = 5\%$$

Ekanligini topib sigirlarning og'irligi va ularning sutidagi yog'ning o'zgaruvchanliklarini taqqoslay olamiz: yog' o'zgaruvchanligi og'irlik o'zgaruvchanligidan kam.

5) **Mediana**. Variasion qator elementlarining soni toq bo'lsa, variasion qatorning o'rtasida joylashgan had (varianta) **mediana** deyiladi va u Me simvol orqali belgilanadi.

Masalan, 16,19,21,26,27,31,32,35,39,41,45,47,48 taqsimot uchun 32 varianta mediana bo'ladi.

Endi variantalar soni juft bo'lsin. Masalan, quyidagi variasion qator berilgan bo'lsin: 21,25,28,32,34,35,39,42,46,54,54,58, u vaqtda ta'rifga ko'ra

Me= $\frac{1}{2}(35+39) = 37$ bo'ladi.

Agar to'plamning hajmi katta bo'lsa, avval uni guruhlarga ajratiladi, so'ngra yig'ilgan takrorlanishlar qatori tuziladi va mediona quyidagi formula bo'yicha hisoblanadi:

$$\text{Me} = X_0 + h\frac{S_1 - S_2}{\int} \qquad (6)$$

Bu yerda X_0 –kuzatishlar natijalarining yarmi joylashgan guruhning quyi chegarasi; h –oraliqning qiymati; S_1-qator umumiy sonining yarmi; S_2-mediona joylashgan guruhdan oldingi guruhning yig'ilgan takrorlanishi; f –mediona joylashgan guruhning takrorlanishi.

<u>Misol.</u> Kuzgi bug'doy boshoqlaridagi donlarining og'irligi (mg hisobida) bo'yicha taqsimoti (19-jadval) uchun medianani hisoblang.

19-jadval

Guruxlar / Takrorlanishlar	401-500	501-600	601-700	701-800	801-900	901-1000	1001-1100	1101-1200	1201-1300	1301-1400	1401-1500
Haqiqiy	8	16	32	49	84	126	75	45	34	20	11
Yig'ilgan	8	24	56	105	189	315	390	435	469	489	500

Ushbu jadval va (6) formuladan foydalanib topamiz:

$$M_e = 901 + 100\frac{250 - 189}{126} = 948,4mg$$

6. **Moda**. Berilgan variasion qatorda o'rganilayotgan belgining eng ko'p uchraydigan qiymati **moda** deyiladi va M_o simvoli bilan belgilanadi. Masalan, 11 nafar bolaning bo'yi o'lchanganda quyidagi natijalar olingan bo'lsin (sm hisobida):

127,127,128,128,128,129,130,131,132,134,136.

Bu qatorda modda 128 ekanligini ko'ramiz.

Uzliksiz variasion qatorlarda moda, odatda, variantalar soni eng ko'p bo'lgan guruhda bo'ladi. Bu guruh **modal guruh** deb ataladi. Eng qo'pol xisoblashda moda sifatida modal guruhning o'rtasini olish mumkin.

Guruh ichida kuzatishlar tekis taqsimlanmagan bo'lishi mumkin, shuning uchun modaning qiymatini hisoblaganda quyidagi formula yaxshiroq natija beradi:

$$M_o = X_m + h \cdot \frac{n_m - n_{m-1}}{(n_m - n_{m-1}) + (n_m - n_{m+1})}, \qquad (7)$$

Bu yerda X_m-modal guruppaning quyi chegarasi, h-guruh oralig'i, P_m,P_{m-1},P_{m+1}-modal guruh va unga chap va o'ngdan qo'shni guruhlarning takrorlanishlari.

(7) formuladan foydalansak, 19-jadvalda berilgan taqsimotning modasi quyidagicha hisoblandi:

$$M_o = 901 + 100 \cdot \frac{126-84}{(126-84)+(126-75)} = 901 + 100 \cdot \frac{42}{42+51} = 901 + \frac{4200}{93} = 901 + 45{,}16 = 946{,}16.$$

$$M_o = 946{,}16.$$

11.2.Variasiya koeffisentining xatosi. Asimmetriya va ekssess koeffisentining xatosi.

Variasiya koeffisentining o'rtacha xatosi quyidagi taqribiy formula bo'yicha aniqlanadi:

$$m_v \approx \frac{V}{\sqrt{2n}} \sqrt{1 + 2\left(\frac{V}{100}\right)^2} \qquad (67)$$

n katta son bo'lganda soddaroq formuladan foydalaniladi:

$$m_v = V / \sqrt{2n} \quad (68)$$

Bu miqdorning muqarrarlik o'lchovi $t = V/m_v \geq 3$ bo'ladi. masalan, II bobda ko'rilgan misolda O'rta Osiyo ipakchilik ilmiy tekshirish institutida olingan ma'lumotlarga asosan 100 dona pilla enining variasiya koeffisenti 6,2% ga teng bo'ldi. Bu ko'rsatkichning statistik xatosi

$$m_v = 6{,}2 / \sqrt{2 \cdot 100} = 6{,}2 / 1{,}42 \cdot 10 \approx 0{,}43\,\%$$

bo'ladi. Demak, bosh to'plamning variasiya koeffisenti 6,2% - 3 · 0,43% dan 6,2% + 3 · 0,43% gacha yoki 6,2% ± 1,29% orasida bo'ladi. Bu misol uchun muqarrarlik o'lchovi (kriteriysi) t=6,2/0,43≈14,4 bo'ladi.

Asimmetriya va ekssess koeffisentlarining xatosi.

Asimmetriya va ekssess koeffisentlarining o'rtacha xatosi quyidagi taqribiy

$$m_{As} = \sqrt{\frac{6}{n}} \qquad (69)$$

yoki

$$m_{As} = \sqrt{\frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)}} \qquad (70)$$

formula bo'yicha aniqroq topiladi.

Ekssess koeffisentining o'rtacha xatosi quyidagi

$$m_{Ex} = 2\sqrt{\frac{6}{n}} \text{ yoki } m_{Ex} = \sqrt{\frac{24}{n}} \text{ yoki } m_{Ex} = \sqrt{\frac{24n(n-1)}{(n-3)(n-2)(n+3)(n+5)}} \quad (71)$$

Masalan, 20 dona ma'lum nav pillaning og'irligi uchun asimmetriya koeffisenti As=0,8111 ga teng bo'ldi. O'rtacha hatoni topamiz:

$$m_{As} = \sqrt{\frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)}} = \sqrt{\frac{6 \cdot 20 \cdot 19}{18 \cdot 21 \cdot 23}} = \sqrt{\frac{380}{1449}} \approx \frac{19{,}5}{38} \approx 0{,}5$$

Bu misol uchun muqarrarlik kriteriysi t=0,8111/0,5≈1.6 bo'ladi. muqarrarlik kriteriysi t≈1,6<3 demak, 20 kuzatishdan iborat bo'lgan tanlanma bosh to'plamning asimmetriya koefffisentini to'g'ri aks ettirmaydi.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Dispersiya
2. Variasiya yoki o'zgaruvchanlik koeffisiyenti.
3. Mediana.
4. Moda.

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Mediana		variasion qator elementlarining soni toq bo'lsa variasion qatorning o'rtasida joylashgan xadga aytiladi.
Moda		berilgan variasion qatorda o'rganilayotgan belgining eng ko'p uchraydigan qiymati

Keyslar banki

Keys 1. Mediana va modani aniqlash usullarini o'rganish.
Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:
• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).
• Mediana va modani aniqlang (individual holda).

Nazorat savollari

1. Arifmetik o'rtacha qiymat, dispersiya va asimmetriya koeffitsientlarini hisoblash formulalarini yozing.
2. Qanday kattaliklarga o'zgaruvchi ob'yektlarning statistik harakteristikalari deyiladi?
3. O'rtacha kattalik tushunchasini tushuntiring.
4. O'rtacha kattalik tushunchasini biometrik analizdagi roli.
5. O'rtacha arifmetik kattalik tushunchasini tushuntiring.
6. O'rtacha garmonik kattalik tushunchasini tushuntiring.
7. O'rtacha kvadratik kattalik tushunchasini tushuntiring.
8. O'rtacha kubik kattalik tushunchasini tushuntiring.
9. Ushbu to'plamda keltirilgan ma'lumotlarga asoslanib, arifmetik o'rtacha qiymat, dispersiya va asimmetriya koeffitsientlarini hisoblang.

Test savollari

1. Mediana deb nimaga aytiladi?
   a. variasion qator elementlarining soni toq bo'lsa, qatorning o'rtasida joylashgan xad mediana deyladi.
   b. variasion qator elementlarining soni toq bo'lsa
   c. a va b javoblar to'g'ri.
   d. a javob to'g'ri.
2. Moda nima?
   a. berilgan variant qatorning o'rganilayotgan belgining eng kam uchrashi.
   b. umuman uchramaydigan belgi.
   c. berilgan variant qatorning o'rganilayotgan belgining eng ko'p uchrashi.
   d. b va s javoblar to'g'ri.

6- MA'RUZA
MAVZU: EHTIMOLLAR NAZARIYASI ELEMENTLARI: STOXASTIK TAJRIBA, TASODIFIY HODISA VA UNING EHTIMOLI, EHTIMOLNI HISOBLASH USULLARI.

Reja

1. Hodisa ehtimolining statistik ta'rifi.
2. Tasodifiy miqdor va uning taqsimot qonuni.
3. Tasodifiy miqdorning sonli xarakteristikalari.

Tayanch iboralar: *hodisa, statistik ehtimoli, tasodifiy miqdor*

6.1. Hodisa ehtimolning statistik ta'rifi. Hodisa ehtimolining klassik ta'rifi va R (A) = m/n formuladan tajribalarning mumkin bo'lgan natijalari faqat teng imkoniyatli bo'lgandagina ehtimollarni bevosita hisoblash mumkin. Lekin amalda biz teng imkoniyatli hollarni ajratib ular orasidan tekshirilayotgan hodisaga qulaylik beruvchi hamma hollarni doimo ham hisoblab olmaymiz. Bunday vaziyatlarda hodisa ehtimolini qanday hisoblash kerak?

Bu muammoga javob berish uchun hodisa ehtimolining statistik ta'rifiga asoslaniladi. Buning sababi shundaki, dearli barcha tajribalar kuzatish va o'lchashlarni o'z ichiga oladi; ularni izohlashda ehtimollar nazariyasi va statistikadan foydalarish mumkin.

Amalda, ehtimol tushunchasini hodisaning nisbiy chastotasi bilan bog'laymiz. Tajribalar soni yetarlicha katta bo'lganda ko'p hodisalarning nisbiy chastotasi ma'lum qonuniyatga ega bo'ladi va biror o'zgarmas son atrofida tebranib turadi. Bu qonuniyatni birinchi marotaba XVIII asr boshlarida Ya. Bernulli isbotlab bergan.

Agar biror A hodisa ustida o'tkazilgan yetarlicha ko'p sondagi takror tajribalarda hodisaning nisbiy chastotasi biror o'zgarmas son atrofida tebranib turganligi sezilgan bo'lsa, u vaqtda A hodisa taqriban o'zining nibiy chastotasiga teng bo'lgan R(A) ehtimolga ega bo'ladi, ya'ni R(A) = m/n.

Statistik kuzatishlarda hodisaning ehtimoli va uning nisbiy chastotasi orasidagi bunday bog'lanish ko'p amaliy masalalarni hal qilishda ehtimol tushunchasidan foydalanishga imkon beradi. Nisbiy chastotani hodisaning **statistik ehtimoli** deyiladi.

Misollar. 1) Shoxsiz buzoq tug'ilishi ehtimolini baholash uchun tayin bir podada yoki zotda oldin shoxli va shoxsiz tug'ilgan hayvonlar sonini bilsh kerak. Masalan. Tayin bir zotda keyingi bir necha yilda tug'ilgan 55000 buzoqning 110 tasi shoxsiz bo'lsa, shu zotli sigirdan shoxsiz buzoq tug'ilshi ehtimoli R=110/5500=0,002 bo'ladi. Shoxli buzoq tug'ilishi ehtimoli esa
q =1-p = 1-0,002 = 0,998 bo'ladi.

2) Ko'p turli xayvonlarda erkak va urg'ochi zotlar tug'ilishi soni deyarli teng bo'ladi. Bu esa har bir 100 nasldan o'rtacha 50 tasi urg'ochi, 50 tasi erkak tug'iladi, demakdir; bundan urg'ochi hayvon tug'ilishi ehtimoli R=50/100=0,5 ekanligi kelib chiqadi.

6.2. Tasodifiy miqdor va uning taqsimot qonuni. Berilgan shart-sharoitlarda tasodifiy holatlarga bog'liq ravishda u yoki bu son qiymatlarni qabul qiladigan o'zgaruvchi miqdor **tasodifiy miqdor** deyiladi.

Misol. 1) 1 - yanvarda Qo'qonda tug'ilgan o'g'ilbolalar soni; 2) g'o'za tupidagi gullagan ko'saklar soni; 3) paxta tolasi uzunligi va xokazo.

Chekli (ba'zi cheksiz) sondagi X_1, X_2, ..., X_p qiymatlar qabul qiladigan tasodifiy miqdor diskret tasodifiy miqdor deyiladi. Masalan, quyon bolalari soni, qishda qor yoqqan kunlar soni va xokazo.

O'zi o'zgaradigan oraliqdagi har qanday sonli qiymatlarni qabul qila oladigan T. M. uzuliksiz tasdifiy miqdor deyiladi. Masalan, bug'doy hosildorligi, paxta tolasi uzunligi, odam bo'yining uzunligi va x. K. Uzluksiz T.M qiymatlari soni cheksiz to'plamni, masalan, to'g'ri chiziq yoki biror (a,v) oraliqni tashkil etadi.

Diskret T.M qiymatlari va bu qiymatlarni qabul qilish ehtimollari berilgan bo'lsa, diskret T.M ning taqsimoti (taqsimot qonuni) berilgan deyiladi. Biror tajribada X diskret T,M X_1, X_2, ...,

X_p qiymatlarni $R_1, R_2, ..., R_p$ ehtimollari bilan qabul qilgan bo'lsin: $R(X=X_i) = P_i$ bu holda X diskret T.M ning taqsimoti quyidagicha bo'ladi:

X: $X_1, X_2, X_3 ..., X_p$
R(X): $R_1, R_2, R_3 ..., R_p$ q (1)

X t.m tajribada o'zining qiymatlaridan birortasini albatta qabul qiladi. Shuning uchun

$$R(\text{yoki } X=X_1, \text{ yoki } X=X_2,..,\text{yoki } X=X_n) = \sum_{i=1}^{n} P(X_i = \sum_{i=1}^{n} P_i = 1.$$

Masalan, X diskret t.m. quyidagi taqsimot qonuni bilan berilgan bo'lsin:

X:	2	4	5	6	$\sum_{i=1}^{4} P_i = 0{,}3 + 0{,}1 + 0{,}2 + 0{,}4 = 1.$
$\bar{P}$:	0,3	0,1	0,2	0,4	

Uzluksiz tasodifiy miqdorlar uchun (1) ko'rinishdagi jadval yordamida xarakteristika tuzish mumkin emas. Ehtimollar nazariyasida turli xarakterdagi t.m. ni yagona usul bilan ta'riflash maqsadida t.m. ning taqsimot funksiyasi tushunchasi kiritiladi.

X tasodifiy miqdorning integral taqsimot qonuni yoki integral taqsimot funksiyasi deb X < x tengsizlikning ehtimoliga aytiladi va

$$R(X < x) = F(X)$$

deb bergilanadi (bu yerda x-haqiqiy son). Taqsimot funksiyasining α(X) = F(X) hosilasi (agar u mavjud bo'lsa) differensial taqsimot funksiyasi (taqsimot zichligi) yoki ehtimolning zichligi (zichlik funksiyasi) deyiladi.

α(X) dx ko'paytma t.m ning d(x) elementar sohadagi qiymatini qabul qilish ehtimolini ifodalaydi. Zichlik funksiyasining grafigi ehtimollarning taqsimot egri chizig'i deyiladi. Taqsimotning zichligi faqat uzluksiz t.m. lar uchun mavjuddir.

6.3.Tasodifiy miqdorning sonli xarakteristikalari. Diskret t.m. ning o'rtacha qiymati-matematik kutilishi deb bu t.m. ning qiymatlarini ularning mos ehtimollariga ko'paytmalari yig'indisiga aytiladi va quyidagicha belgianadi:

$$M(X) = \sum_{i=1}^{n} P_i X_i$$

N ta tajribada X t.m $X_1, X_2,...,X_k$ qiymatlarni mos ravshida $N_1, N_2,...,N_k$ marta qabul qilgan bo'lsin, $N_1,+N_2+...+N_k=N$. U vaqtda X ning arifmetik o'rtacha qiymati

$$\bar{X} = \frac{X_1 N_1 + X_2 N_2 + ... + X_k N_k}{n} = X_1 \frac{n_1}{n} + X_2 \frac{n_2}{n} + ... + X_k \frac{n_k}{n} = \sum_{i=1}^{k} X_i W_i$$

Bo'ladi, bu yerda W_i son $X=X_i$ hodisaning nisbiy chastotasi. Lekin ko'p sonli natijalarda $W_i=P_i$. Shuning uchun

$$\bar{X} = \sum_{i=1}^{n} X_i W_i = \sum_{i=1}^{n} X_i P_i = M(X).$$

Shunday qilib, N yetarli katta bo'lganida matematik kutilish kuzatilagan qiymatlarning arifmetik o'rtacha qiymatiga yaqin bo'ladi. Shuning uchun ham, M(X) ni ko'pincha tasodifiy miqdorining o'rtacha qiymati deb ataladi.

f(X) zichlik funksiyaga ega bo'lgan x uzluksiz t.m. uchun matematik kutilish endi yig'indi bilan emas, balki integral orqali aniqlanadi:

$$M(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx.$$

Bu integral ma'nlga ega bo'lsa (absalyut yaqinlashsa), biz o'rtacha qiymat mavjud deymiz.

X t.m ning matematik kutilishidan farqi kvadratining matematik kutilishi uning dispersiyasi deyiladi va quyidagicha belgilanadi.

$$D(X) = M\{[X-M(X)]^2\}$$

Dispersiya uchun $D(X) = M(X^2) - [M(X)]^2$ tenglikni isbotlash qiyin emas.

Tasadifiy miqdor taqsimotining asosiy xossalarini ta'riflash uchun nazariy boshlang'ich va markaziy momentlardan ham foydalaniladi. Tasodifiy miqdor k-darajasining matematik kutilishi, ya'ni $M(X^k)$ ni k-tartibli boshlang'ich moment deyiladi.

Jumladan, M(X) matematik kutilish birinchi tartibli boshlang'ich moment bo'ladi. $M(X^k) = V_k$ deb belgilaymiz, u vaqtda $M(X^k) = V_1$ bo'ladi.

$M[X-M(X)]^k$ miqdor X t.m. ning k-tarkibli markaziy momenti deyiladi, uni M_k orqali belgilaymiz:

$$M_k = M[X-M(X)]^k$$

Ikkinchi tartibli markaziy moment dispersiyadir. K-tartibli markaziy momentni boshlang'ich momentlar orqali ifodalash mumkin. Jumladan,

$$M_3 = V_3 - 3V_1V_2 + 2V_1^3,\ M_2 = V_2 - V_1^2 \text{ va x.k}$$

M_3 uchunchi tartibli markaziy moment taqsimot asimmetriyasining xarakteristikasi uchun, ya'ni taqsimotning simmetriyadan chetlanishini baholash uchun xizmat qiladi.

Turli taqsimotlarning asimmetriyasini solishtirish uchun

$$A_s = \frac{M_3}{G^3} -$$

o'lchamsiz asimmetriya koeffisiyentidan foydalaniladi.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Hodisa ehtimolining statistik ta'rifi.
2.Tasodifiy miqdorning sonli xarakteristikalari.

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
statistik ehtimoli		Statistik kuzatishlarda hodisaning ehtimoli va uning nisbiy chastotasi orasidagi bunday bog'lanish ko'p amaliy masalalarni hal qilishda ehtimol tushunchasidan foydalanishga imkon beradi.
Hodisa ehtimolning statistik ta'rifi.		Hodisa ehtimolining klassik ta'rifi va R (A) = m/n formuladan tajribalarning mumkin bo'lgan natijalari faqat teng imkoniyatli bo'lgandagina ehtimollarni bevosita hisoblash mumkin.

Keyslar banki

Keys 1. Ehtimollar nazariyasining biologiyadagi o'rni

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).

• tirik organizmdagi ehtimol tushunchasi (individual holda).

Nazorat savollari

1. Variatsiyani harakterli tomonini tushuntiring.
2. Tasodifiy hodisa deganda nimani tushunasiz?
3. Tasodifiy hodisa ehtimolligini hisoblash formulasini tushuntiring.
4. Aprior ehtimollik tushunchasini tushuntiring.
5. Aposterior ehtimollik tushunchasini tushuntiring.
6. Statistik ehtimollik tushunchasini tushuntiring.

Test savollari

1. A- hodisaning ehtimolligini hisoblash formulasi?
   a. P (A) = m/n
   b. n = p * m
   c. P(A) = n(A) / m(A)
   d. P(A) = m * n

2.Ozodlik darajasini topish formulasi?
   a. n-1
   b. n+1
   c. n^2
   d. 1/n

3.Tanlanma hajmi n = 10 bo'lsa, u qanday ataladi?
   a. Kichik tanlanma
   b. Katta tanlanma
   c. Bosh to'plam
   d. Dispersiya

7-MA'RUZA

MAVZU: TASODIFIY MIQDOR VA UNING TAQSIMOT QONUNI TUSHUNCHASI. TAQSIMOT FUNKSIYA. BINOMIAL VA PAUSSON TAQSIMOTLARI. NORMAL QONUN VA «PLYUS – MINUS 3 σ» QOIDASI

Reja:

1. Asimmetriya koeffisiyenti.
2. Statistik momentlar
3. Tanlanmaning o'rtacha qiymati, dispersiyasi va asimmitriya koeffisiyentini hisoblashning sodda usullari.
4. Normal qonun va «plyus – minus 3 σ» qoidasi

Tayanch iboralar: *asimmetrik taqsimotlar, statistik momentlar., dispersiyasi va asimmetriya koeffeisiyentini hisoblashning sodda usullari.*

7.1. Asimmetriya koeffesiyenti.

Arifmetik o'rtacha qiymat va o'rtacha kvadratik farq (xatolik) variantalarning arifmetik o'rtacha qiymatga nisbatan guruhlarga qanday taqsimlanishi haqida hyech qanday ma'lumot bermaydi. Ammo variasion qatorning tuzulishi haqidagi ma'lumot hodisaning biometrik muhim elementini tashkil etadi.

Biologik belgilarning ko'pchiligi normal qonun bo'yicha (bu qonunni kiyingi mavzularda ko'ramiz) taqsimlanishi ma'lum. Bunda varision qatorlarda variantalar guruhlarga arifmetik o'rta

qiymatning ikkala tomonida yetarli darajada tekkis taqsimlanadi: simmetrik taqsimotlarning (masalan narmal qonunning) moda, mediana va arifmetik o'rta qiymatlari bir-biriga teng, ya'ni bunday hollarda M_o=Me= $\bar{X}$ tenglik o'rinli bo'ladi. Ammo statistik amaliyotda **asimmetrik** (ya'ni simmetrik bo'lmagan) taqsimotlar ham uchrab turadi. Masalan, 20-jadvalda paxtaning ma'lum bir navi uchun tola uzunligining taqsimoti, 5- chizmada esa shu taqsimotning takrorlanishlar poligoni keltirilgan, takrorlanishlar (chastotalar) poligonining asimmetrikligi ko'zga tashlanib turibdi.

20-jadval

X_i MM	9	12	15	18	21	24	27	30	33	36	39
n_i	8	12	21	33	56	98	183	256	214	97	22

Taqsimot asimmetriyasini son jihatdan xarakterlovchi parametr topish kerak.
Miqdorning asimmetriyasini

$$\lambda = \frac{\bar{X} - Mo}{\Gamma}$$

orqali aniqlanadi. Bu miqdor taqsimotning asimmetrikligi (qiyshayganligi) deb ataladi. λ o'lchamsiz nisbiy miqdordir. Masalan, 20-jadvaldagi taqsimot uchun hisoblashlar quyidagilarni beradi:

$$\bar{X} = 28{,}68; \qquad G = 5{,}69 \text{ va } M_o = 30$$

$$\text{Demak,} \qquad \lambda = \frac{28{,}68 - 30}{5{,}69} = -0{,}23.$$

Agar $\bar{X} > M_o$ bo'lsa λ>O bo'lib, u vaqtda asimmetriya musbat hisoblanadi. Aks holda asimmetriya manfiy deb hisoblanadi. Takrorlanishlar musbat asimmetriyada taqsimotning ko'proq chap qismida to'planadi: bunday qatorning uchi chapga surilgan bo'ladi. Manfiy asimmetriyada, aksincha, variantalar qatorning o'ng qismida ko'proq to'planadi; bunday qatorning uchi o'nga surilgan bo'ladi. Modani aniq baholash qiyin bo'lgani uchun asimmetriyani baholash ancha ko'pol bo'lib chiqadi. Shuning uchun taqsimotning asimmetriyasini boshqa parametr bilan baholash afzalroq. Buning uchun o'rtacha kubik farqni hisoblaymiz:

$$\xi^3 = \frac{1}{n}\sum_i n_i (X_i - \bar{X}_i)^3$$

O'rtacha kubik farq (chetlanish, xatolik) umumiy holda noldan farqli bo'ladi. Taqsimot simmetrik bo'lganda $\Sigma n_i(X_i - \bar{X})^3 = 0$ bo'ladi. Taqsimot asimmetrik bo'lganda esa bu ko'rsatkich yo musbat yoki manfiy miqdorni beradi va bu miqdor asimmetriyaning o'lchovi bo'lib xizmat qiladi. λ miqdor kiritilgan holdagi kabi $\bar{\delta}^3$ miqdorni biror standartga nisbati olinadi; ko'rilayotgan holda parametr o'lchamsiz, nisbiy bo'lishi uchun shunday standart sifatida G ni emas, balki G^3 ni olish maquldir:

$$A_s = \frac{\bar{\delta}^3}{\Gamma^3} \qquad (14)$$

A_s parametr taqsimotning asimmetriya koeffisiyenti deb ataladi.

Simmetrik taqsimotlarda asimmetriya koyeffisenti nolga teng. Agar $A_s \leq 0{,}25$ bo'lsa, asimmetriya kam deb hisoblanadi. $A_s \geq 0{,}5$ da taqsimotning asimmetrikligi (nosimmetrikligi) ko'p bo'ladi. A_s koyeffisentning qiymati taqsimot grafigining asimmetriyaga qaraganda muhimroq

ko'rsat kichidir, chunki taqsimot grafigining formasi ma'lum darajada variantlarni guruhlarga ajratish usuliga bog'liq bo'ladi.

Biologik belgilarning ko'pchiligi ozmi-ko'pmi simmetrik taqsimlangan bo'ladi. Ho'sh, asimmetrik taqsimotlarga nimalar sabab bo'ladi? Bu sababalar ikki turda bo'lishi mumkin: texnikaviy va biologik sababalar, ya'ni asimmetriyaga hodisaning tabiatigina sabab bo'lmasligi balki mumkin.

Ma'lumki, "soxta" asimmetriya bilan birga tanlanma materialni guruhlashga bog'liq bo'lmagan taqsimotlar ham uchraydi. Kuzatishlar bunday obyektiv sabablarning ko'pligini ko'rsatadi. Masalan, taqsimot egri chizig'ining ikki uchliligi to'plam tarkibining bir jinsli emasligini, o'sha birgina tanlanmaga, turli navlarga, zotlarga yoki turlarga va hokazolarga tigishli bo'lgan biologik guruhlarning vakillari kirganligini ko'rsatadi. Asimmetriya berilgan to'plamdagi individlarning noqulay sharoitlardan va xokazolardan kelib chiqishi mumkin. Shunday qilib, asimmetriya turli tabiatga ega bo'lishi mumkin va uni biometrik ko'rsatkichlarga asosan tushuntirish har doim ham mumkin bo'lavermaydi.

7.2. Statistik momentlar. Yuqorida o'rtacha qiymat, dispersiya va asimmetriya koeffisiyentini hisoblashda

$$\bar{X} = \frac{1}{n}\sum n \cdot x_i, \bar{\xi}^2 = \frac{1}{n}\sum n_i (x_i - \bar{x})^2 \qquad (15)$$

$$\bar{\xi}^3 = \frac{1}{n}\sum n_i (X_i - \bar{X})^3 \qquad (16)$$

miqdorlardan foydalanishga to'g'ri keldi. Bu formulalarning hammasiga bitta umumiy

$$M_h = \frac{1}{n}\sum n_i (X_i - X)^h \qquad (17)$$

formulaning xususiy hollari sifatida qarash mumkin.

Haqiqatan ham h=1 va X=0 da $\bar{x}$ hosil bo'ladi; h=2 va X= $\bar{X}$ da $\bar{\xi}^2$ hosil bo'ladi; h=3 va X= $\bar{X}$ da $\bar{\xi}^3$ hosil bo'ladi. (17) miqdor (x_i,n_i) taqsimotning X ga nisbatan h-tartibli momenti deb ataladi.

Agar X=O deb olingan bo'lsa, u vaqtda moment boshlang'ich moment deb ataladi va α_h belgilanadi. Agar X sifatida taqsimot markazi $\bar{X}$ olingan bo'lsa, u vaqtda moment markaziy moment deb ataladi va uni m_h bilan belgilanadi. Demak, $\bar{X}$-birinchi tarkibli bolang'ich momentdir: $\bar{X} = M_1$; dispersiya yoki o'rtacha kvadratik farq ikkinchi tartibli markaziy momentdir: $G^2=M_2$;o'rtacha kubik farq uchunchi tartibli markaziy molintar: $\bar{\xi}^3 = M_3$. Asimmetriya koeffisiyenti esa quyidagicha yoziladi:

$$A_s = \frac{M_3}{G^3} = \frac{M_3}{\sqrt{M_2^3}} \qquad (18)$$

Berilgan taqsimotning markaziy va boshlang'ich momentlari orasidagi bog'lanishga qisqacha to'xtab o'taylik

$$G^2 = \bar{X}^2 - (\bar{X})^2 \qquad (19)$$

Ekanligidan $M_2=\alpha_2-\alpha_1^2$ (19[1])
Ko'rinishga keladi.

Xuddi shunga o'xshash kuyidagi formulalarni hosil qilish mumkin:

$$M_3=\alpha_3-3\alpha_1\alpha_2+2\alpha_1^3 \qquad (20)$$

$$M_4=\lambda_4-4\lambda_1\lambda_3+6\lambda_1^2\lambda_2-3\acute{a}_1^4, \qquad (21)$$

Bu yerda $\lambda_1=\frac{1}{n}\sum_i n_i x_i, \lambda_2=\frac{1}{n}\sum_i n_i x_i^2, \lambda_3=\frac{1}{n}\sum n_i x_i^3,$

$\lambda_4=\frac{1}{n}\sum_i n_i x_i^4$. oddiy almashtirishlar yordami bilan M_3 va M_4 ni tekshirish uchun $M_3=\alpha_3-3m_2\alpha_1-\alpha_1^3$,

$$M_4=\alpha_4-4m_3\alpha_1-6m_2\alpha_1^2-\lambda_1^4,$$

Formulalarni hosil qilish mumkin.

7.3. Tanlanmaning o'rtacha qiymati, dispersiyasi va asimmetriya koeffeisiyentini hisoblashning sodda usullari.

Tanlanma harakeristikalarini hisoblashning soddalashtirilgan usullari X_i variantalarni uncha katta bo'lmagan I_i butun sonlar-shartli variantalarga almashtirishga asoslangan. X_i boshlang'ich variantadan I_i shartli variantalarga o'tish ushbu

$$I_i=\frac{X_i-C}{h}$$

tenglik orqali amalga oshiriladi; bu yerda "S-soxta nol" (yangi hisob boshi), h-qadam, ya'ni ikkita qo'shni varianta orasidagi ayirma (ya'ngi masshtab birligi).

Agar variasion qator h qadam bilan teng uzoqlikda bo'lgan variantalardan tashkil topgan bo'lsa, u vaqtda shartli variantalar butun sonlardan iborat bo'lishini ko'rsatish mumkin. Soxta nol sifatida, odatda, takrorlanishi eng ko'p bo'lgan X_m varianta olinadi.

K-tartibli shartli statistik moment deb, shartli variantalar uchun hisoblangan

$$\alpha_\kappa^*=\frac{1}{n}\sum И_i^k n_i=\frac{1}{n}\sum\left(\frac{X_i-C}{h}\right)^k\cdot n_i$$

k-tartibli boshlang'ich momentni aytamiz. Bir xil tartibli boshlang'ich va shartli momentlar orasidagi bog'lanishni topamiz:

$$\lambda_k^*=\frac{1}{h^k}\cdot\frac{\sum(X_i-C)^k\cdot n_i}{h}=\frac{\lambda_k}{h^k}, \qquad (22)$$

Bundan $\alpha_k=\lambda_k^*\cdot h^k$
bo'ladi.

Shunday qilib, K-tartibli boshlang'ich statistik molinti topish uchun K-tartibli shartli momentni h^kga ko'paytirish kifoya. Jumladan,

$$\lambda_h^* h=\frac{1}{n}\sum\left(\frac{X_i-C}{h}\right)\cdot n_i=\frac{1}{n}\sum X_i N_i-C\frac{1}{n}\sum n_i=\bar{X}-C$$

Bundan, $\bar{X} = \lambda_1^* h + C$ (23)

Shunday qilib, tanlanma o'rtacha qiymatni topish uchun birinchi tartibli shartli momentni topib, uni h ga ko'paytirish va natijaga soxta nolni qo'shish kifoya.

Markaziy momentlarni bevosita hisoblash uzundan –uzoq bo'lgani uchun markaziy momentlarni boshlang'ich momentlar orqali ifodalovchi (19[1]), (20) va (21) formulalardan fiydalanishni oldin ko'rib o'tgan edik. Shu tengliklar va (22) munosabatdan foydalanib, markaziy momentlarni hisoblash uchun qulay bo'lgan ushbu

$$M_2=(\alpha_2^*-(\acute{a}_1^*)^2 h^2 \quad (24)$$

$$M_3=(\acute{a}_3^* - 3\acute{a}_2^*\acute{a}_1^* + 2(\acute{a}_1^*)^2)\cdot h^3 \quad (25)$$

Formulalarni hosil qilamiz.

Jumladan, tanlanma dispersiyani birinchi va ikkinchi tartibli shartli momentlar bo'yicha hisoblash uchun

$$G^2 = \left[\acute{a}_2^* - (\acute{a}_1^*)^2\right]h^2 \quad (26)$$

formulani hosil qilamiz.

Asimmetriya koyeffisentini hisoblash uchun esa

$$A_s = \frac{\left[\acute{a}_3^* - 3\acute{a}_2^*\cdot\acute{a}_1^* + 2(\acute{a}_1^*)^3\cdot h^3\right]}{G^3} \quad (27)$$

formulani hosil qilamiz.

Ko'paytma usul deb ataladigan bu usul teng uzoqlikda joylashgan variantalardan iborat variasion qatorning turli tartibli shartli momentlarini hisoblash uchun qulaydir.

Shartli momentlarni bilgan holda bizni qiziqtiruvchi boshlang'ich va markaziy statistik momentlarni hisoblash qiyin emas. Jumladan, ko'paytma usuli bilan tanlanmaning arifmetik o'rtacha qiymati, dispersiyasi va asimmetriya koeffisiyentini hisoblash qulay.

Quyidagi tartibda tuzulgan hisoblash jadvalidan foydalanish maqsadiga muvofiqdir:

1) variantalarni o'sish tartibida jadvalning birinchi ustuniga yoziladi:
2) variantalarning takrorlashlarini ikkinchi ustunga yoziladi; hamma takrorlanishlar jamlanadi va ularning jamini (tanlanmaning hajmi P ni) ustunning ostki katagiga yoziladi;
3) $И_i = \frac{1}{n}(X_i - C)$ shartli variantalarni uchinchi ustunga yoziladi, bunda S soxta nol sifatida eng ko'p takrorlangan varianta olinadi va ixtiyoriy ikkita qo'shni varianta orasidagi ayirma h deb olinadi; uchunchi ustun amalda bunday to'ldiriladi: engtakrorlangan varianta bo'lgan satrning katagida 0 yoziladi, nolning ustidagi kataklarga birin-ketin -1,-2,-3, va xokazo, nolning ostidagi kataklarga esa 1,2,3 va xokazo yoziladi.
4) Shartli variantalarni takrorlash sonlariga ko'paytiriladi va ularning n_i i_i ko'paytmalari to'rtinchi ustunga yoziladi; hosil bo'lgan hamma sonlarni ko'shib, ularning Σ n_i u_i^2 yig'indisi ustunning eng pastki katagiga yoziladi;
5) takrorlanish sonlarini shartli variantalarning kvadaratlariga ko'paytiriladi va n_i i_i^2 ko'paytmalar beshinchi ustunga yoziladi; hosil bo'lgan hamma sonlarni qo'shib, ularning Σ n_i u_i^2 yig'indisi ustunning eng pastki katagiga yoziladi;

6) oltinchi ustunni to'ldirish uchun 3 va 5 ustunlarning har bir satridagi sonlarni ko'paytirib chiqish qulaydir; hosil bo'lgan hamma sonlarni qo'shib, ularning $\Sigma\, n_i\, i_i^3$ yig'indisi ustunning eng pastki katagiga yoziladi;
7) 7-ustun hisoblashlarni

$$\sum_i n_i (И_i + 1)^3 = \sum_i n_i И_i^3 + 3\sum_i n_i, И_i^2 + 3\sum_i n_i u_i + n$$

ayniyat orqali tekshirish uchun xizmat qiladi.

Arifmetik o'rtacha qiymat, dispersiya va asimmetriya keltirilgan taqsimot misolida ko'rib o'taylik. Bu misolda soxta nol sifatida S =30 varantani olamiz; h qadam 3 ga teng. Natijada 21-hisoblash jadvalini hosil qilamiz.

Nazorat qilish:

$$\sum n_i u_i^3 + 3\sum n_i u_i^2 + 3\sum n_i u_i + n = -10968 + 3\cdot 3756 + 3$$
$$\cdot(-438) + 1000 = -14 \cdot \sum n_i (И_i + 1)^3 = -14.$$

Demak, hisoblashlar to'g'ri bajarilgan.

Shartli boshlang'ich momentlarni topish uchun hosil bo'lgan umumiy natajalarni to'plam hajmiga bo'lish kerak.

Misolimizda

$$á_1^* = \frac{-438}{1000} = -0{,}438; á_2^* = \frac{3756}{1000} = 3{,}756; á_3^* = \frac{-10968}{1000} = -10{,}968.$$

Endi (24) va (25) formulalar bo'yicha markaziy momentlarni topamiz.

$$M_2 = \left[3{,}756 - 0{,}438^2\right]\cdot 3^2 = 3{,}564 \cdot 9,$$

$$M_3 = \left[-10{,}968 + 3\cdot 3{,}756 \cdot 0{,}438 - 2\cdot 0{,}438^2\right]\cdot 3^3 \approx -6{,}20 \cdot 27,$$

-jadval

X_i	N_i	I_i	$I_i \cdot N_i$	$N_i \cdot I_i^2$	$N_i \cdot I_i^3$	$N_i (I_i+1)^3$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
9	8	-7	-56	392	-2744	-1728
12	12	-6	-72	432	-2592	-1500
15	21	-5	-105	525	-2625	-1344
18	33	-4	-132	528	-2112	-891
21	56	-3	-168	504	-1512	-448
24	98	-2	-196	392	-784	-98
27	183	-1	-183	183	-183	0
30	256	0	0	0	0	256
33	214	1	214	214	214	1712
36	97	2	194	388	776	2619
39	22	3	66	198	595	1408
-			-912 +474		-12552 +1585	-6009 +5995
jami	1000		-438	3756	-10968	-14

Nihoyat quyidagi natijalarga ega bo'lamiz:

$$\bar{X} = \alpha_1^* \cdot h + C = -0{,}438 \cdot 3 + 30 = -1{,}314 + 30 \approx 28{,}68MM$$

$$G^2 = M_2 = 3{,}564 \cdot 9 = 32{,}04MM^2$$

$$G = \sqrt{3{,}56 \cdot 3} = 1{,}89 \cdot 3 = 5{,}67MM$$

$$A_s = \frac{-6{,}20 \cdot 27}{3{,}564 \cdot 1{,}89 \cdot 27} = -0{,}92$$

Hisoblashning soddalashtirilgan usulini ko'rsatish maqsadida Beloserkavskaya 198 navli bug'doy boshog'i o'zagi uzunligining o'zgaruvchanligi natijasida boshoq o'zagining uzunligini sm hisobida ko'rsatuvchi quyidagi sonli qator hosil bo'lgan:

5,9	7,5	8,7	8,5	9,6	8,4	7,7	8,6	6,3	5,7	8,4	8,8	8,2	8,9	8,4	8,7
7,3	6,5	6,0	9,0	9,1	8,6	9,0	9,0	6,5	7,9	6,8	6,7	9,5	9,7	8,8	9,9
8,6	7,0	8,2	6,9	7,0	9,6	10,0	10,0	7,2	8,5	7,5	8,5	7,1	7,2	9,8	7,8
7,9	7,6	8,2	7,9	8,9	6,9	7,5	8,5	8,8	8,2	7,5	8,5	7,8	8,0	7,3	9,1
7,7	9,2	8,5	7,5	8,5	8,0	8,1	10,6	9,1	8,0	9,5	8,5	7,4	8,3	8,0	8,2

Hammasi bo'lib 80 ta varianta endi bu to'plamni guruhlarga ajratamiz. Bizning misolda X_{max} =10,6 va X_{min} =5,7. Guruhlar sonini K=10 deb olamizb u holda guruhlar oralig'i kengligi

$$\Delta X = \frac{10{,}6 - 5{,}7}{10} = \frac{4{,}9}{10} = 0{,}49 \approx 0{,}5CM$$

To'plamni guruhlarga ajratish natijasida 22-jadval hosil bo'ladi.

22-jadval

Guruhlarning chegaralari	Variantalarni gurhlarga tarqatish	Takrorlanish soni
5,65-6,15	111	3
6,15-6,65	111	3
6,65-7,15	1111 111	7
7,15-7,65	1111 1111 111	11
7,65-8,15	1111 1111 1111	12
8,15-8,65	1111 1111 1111 1111 1111	20
8,65-9,15	1111 1111 1111 1	13
9,15-9,65	1111 1	5
9,65-10,15	1111 1	5
10,15-10,65	1	1
Jami		80

Har bir guruh uchun uning o'rtacha qiymati olinib, 22-jadavaldan 23-jadval hosil qilinadi. -jadvalda berilgan taqsimot uchun arifmetik o'rtacha qiymat, dispersiya va asimmetriya koeffisiyentini ko'patma usulida hisoblaymiz. Soxta nol siftaida 8,4 sonini olamiz, h qadam 0,5 ga teng; natijada 24-hisoblash jadvalni hosil qilamiz.

-jadval

X_i	5,9	6,4	6,9	7,4	7,9	8,4	8,9	9,4	9,9	10,4	Jami
N_i	3	3	7	11	12	20	13	5	5	1	80

-jadval

X_i	N_i	I_i	$N_i \cdot I_i$	$N_i \cdot I_i^2$	$N_i \cdot I_i^3$	$N_i \cdot (I_2+1)^3$
1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
5,9	3	-5	-15	75	-375	-192
6,4	3	-4	-12	48	-192	-81
6,9	7	-3	-21	63	-189	-56
7,4	11	-2	-22	44	-88	-11
7,9	12	-1	-12	12	-12	0
8,4	20	0	0	0	0	20
8,9	13	1	13	13	13	104
9,4	5	2	10	20	40	135
9,9	5	3	15	45	135	320
10,4	1	4	4	16	64	125
-			82		856	340
+			42		252	704
Jami	80		-40	336	-604	364

Nazorat qilish:

$$\sum n_i И_i^3 + 3\sum n_i И_i^2 + 3\sum n_i И_i + n = -604 + 3\cdot 336 + 3\cdot(-40) + 80 = 364, \sum n_i (И_i + 1)^3 = 364.$$

Demak, hisoblashlar to'g'ri bajarilgan. Shartli boshlang'ich momentlarni topish uchun hosil bo'lgan umumiy natijalarni to'plam hajmiga bo'lish kerak:

$$\alpha_1^* = \frac{-40}{80} = -0{,}5, \alpha_2^* = \frac{336}{80} = 4{,}2, \alpha_3^* = \frac{-604}{80} = -7{,}55.$$

Enda ()24 va (25) formulalar bo'yicha markaziy momentlarni topamiz:

$$M_2 = \left[4{,}2 - 0{,}5^2\right]\cdot(0{,}5)^2 = 3{,}95\cdot 0{,}25 = 0{,}2875,$$

$$M_3 = \left[-7{,}55 + 3\cdot 4{,}2\cdot(-0{,}5) + 2(-0{,}5)^3\right]\cdot(0{,}5)^3 = -1{,}5\cdot(0{,}5)^3.$$

Nihoyat, quyidagi natijalarga ega bo'lamiz:

$$\bar{X} = \alpha_1^* \cdot h + C = -0{,}5\cdot 0{,}5 + 8{,}4 = -0{,}25 + 8{,}4 = 8{,}15 см$$

$$G^2 = M_2 = 3{,}95\cdot 0{,}25 = 0{,}2875$$

$$G = \sqrt{3{,}95\cdot 0{,}25} = 1{,}99\cdot 0{,}5 = 0{,}995 см$$

$$A_s = \frac{-1{,}5\cdot(0{,}5)^3}{3{,}95\cdot 0{,}25\sqrt{3{,}95\cdot 0{,}25}} = \frac{-1{,}5(0{,}5)^3}{3{,}95\cdot\sqrt{3{,}95}\cdot(0{,}5)^3} \approx \frac{-1{,}5}{3{,}95\cdot 1{,}99} = \frac{-1{,}5}{4{,}6605} \approx -0{,}32$$

7.4. Normal taqsimot qonuni va normal egri chiziq.

Ikki belgi orasidagi korrilyasion munosabatni o'rganishda bo'lishi mumkin bo'lgan boshqa munosabatlarning ta'siri hisobga olinmaydi deb faraz qilamiz. Masalan, agar hosilning temperatura sharoitlari bilan bog'lanishi o'rganilayotgan bo'lsa, u vaqtda barcha donlar uchun yoritish, namlik, donlarning bir hil navli bo'lishi, agrotexnika va h.k. bo'yicha bir xil sharoit yaratishga harakat

qilinadi. Agar X tasodifiy miqdor (o'zgaruvchan belgi)-∞ dan -∞ gacha bo'lagan qiymatlarni qabul qila olsa va uning zichlik funksiyasi

$$P_x = \frac{1}{G\sqrt{2\Pi}} e - \frac{(X-\bar{X})^2}{2G^2} = \frac{1}{\Gamma\sqrt{2\Pi}} e^{-\frac{(x-\bar{X}-)^2}{2\Pi^2}} \qquad (2)$$

Ko'rinishda aniqlansa, u normal taqsimot qonuniga ega deyiladi. (2) formulada $\bar{X}$ -tasodifiy miqdorning arifmetik o'rtacha qiymati (matematik kutilish); G-uning standarti (o'rtacha kvadratik farq), P-o'zgarmas son (3,1459..); ye =2,71828..

Normal taqsimot qonuni statistikada, jumladan, biologik statistikada muhim ahamiyatga ega, chunki uzliksiz o'zgaruvchanlik (variasiya) bilan xarakterlanadigan juda ko'p tajribaviy (emprik) taqosimotlar har biri umumiy yig'indiga nisbatan kichik bo'lgan ko'p sonli o'zaro bog'liq bo'lmagan tasadifiy miqdorlarning (faktorlarning) bir vaqtda ta'siriga asoslangan. A. M. Lyapunov teoremasiga asosan, agar biror t.m. ko'p sonli, o'zaro bog'liq bo'lmagan, har birining yig'idiga ta'siri juda kichik bo'lgan tasodifiy miqdorlarning yig'indisidan iborat bo'lsa, bunday tasodifiy miqdor normal taqsimotga bo'y sunadi. Qishloq xo'jalik va biologik obyektlarning ko'pchilik uzliksiz xarakterli o'zgaruvchan belgilari shu ko'rinishdagi taqsimotga ega.

Misollar. Xayvonlar bo'yi, og'irligi ko'krak hajmi, o'simliklar balandligi, o'lchashlarning tasodifiy xatosi va shunga o'xshash juda ko'plab o'zluksiz miqdorlar normal taqsimot qonuniga bo'ysunadi.

Normal qonun zichlik funksiyasining grafigi 1- chizmada ko'rsatilgan AVS egri chiziqdan iborat. Bu egri chiziq normal yoki gauss egri chiziq deyiladi.

Normal taqsimotda arifmetik o'rtacha qiymat son jihatidan mediana va modaga teng. Bu egri chiziqning V uchi $\bar{X}$ = Mo = Me ga to'g'ri keladi. Taqsimotning o'rtasidan uzoqlashishi bilan egri chiziq pasayib boradi. X manfiy yoki mubat bo'lib cheksiz o'sganda, egri chiziq Ox o'qqa cheksiz yaqinlashib boradi: demak, umuman istalgancha katta farqlar (garchi ehtimoli haddan tashqari kichik bo'lsa ham) o'rinli bo'lishi mumkin. Egri chiziqning shakliga standartning qiymati katta ta'sir etadi. Bu ta'sirni 2-chizmadan ko'rish mumkin. Normal egri chiziq bilan chegaralangan yuza 1 ga teng.

Agar X tasadofiy miqdor normal qonun bo'yicha taqsimlangan bo'lsa, uholda.

$$ydx = \frac{1}{G\sqrt{2P}} \bar{E}^{\frac{(X-X)^2}{2G^2 dx}} = \frac{1}{\Gamma\sqrt{2\Pi}} e^{-\frac{(x-\bar{X})}{2\Gamma^2}} dx \qquad (3)$$

ifoda X ning x-$\frac{1}{2}dx$ va x+$\frac{1}{2}dx$ oraliqqa tushish ehtimoli bo'ladi, bu yerda dx juda kichik son deb hisoblinadi. Agar X miqdorning nisbiy chastotasi normal taqsimlangan bo'lsa, u holda X ning x-$\frac{1}{2}dx$ va x+$\frac{1}{2}dx$ oraliqdagi qiymatlarining N_x/N nisbiy chastotasi

$$\frac{n_x}{n} = \frac{1}{G\sqrt{2P}} E^{-} \frac{(X-\bar{X})}{2G^2} dx \qquad (4)$$

ga teng. Normallashgan chetlanish deb ataluvchi

$$t = \frac{X-\bar{X}}{G} \qquad (5)$$

ifodani kiritsak, u – vaqtda quyidagi taqribiy tenglikni yozish mumkin:

$$P(X_1 \le X \le X_2) = F(X_2) - F(X_1) \qquad (6)$$

Bu yerda $R(X_1 \le X \le X_2)$ ifoda X tasodifiy miqdorning $((X_1, X_2,)$ oraliqda bo'lish ehtimolini ifodalaydi; F(t) yozuv Laplas funksiyasi deb ataluvchi

$$F(t) = \frac{1}{\sqrt{2P}}\int_o^t E^{-z^2/2dz} = \frac{1}{\sqrt{2\Pi}}\int_0^t e^{-z^2/2}dt \qquad (7)$$

Integralni ifodalydi. Leplas funksiyasi quyidagi xossalrga ega:

$$1^0.F(0) = 0, \text{ya'ni } F(0) = \frac{1}{\sqrt{2\Pi}}\int_0^0 E^{-z^2/2}dz = 0;$$

$$2^0.\ F(+\infty) = \frac{1}{2}, \text{яъни} \Phi(+\infty) = \frac{1}{\sqrt{2\Pi}}\int_0^{+\infty} E^{-z2/2}dz = \frac{1}{2};$$

3^0. F(-t)=-F(t), ya'ni Laplas funksiyasi toq funksiyadir. Bu funksiya uchun (1)-(4) adabiyotlarda ilova sifatida qiymatlar jadvali berilgan. Masalan, (1) ning 1-jadvalida (6) tenglikda X_1=-3 va X_2=3 desak, u vaqtda (5) va (6) tenglikdan

$$P\left[\left(\bar{X} - 3G \le X \le (\bar{X} + 3G)\right)\right] \approx \Phi(3) - \Phi)(-3) = 2\Phi(3)$$

ni hosil qilamiz. Ilovadagi 1-jadvaldan F(3) =0,49865. Demak, 2F(3) =2·0,49865=0,9973, ya'ni

$$P(\bar{X} - 3G) \le X \le (X + \bar{3}G) \approx 0{,}9973 \approx 1.$$

Bu esa agar normal egri chiziq va abssissalar o'qi bilan chegaralangan yuzani 100% deb olsak, u vaqtda $\bar{X}$-3G dan $\bar{X}$+3G gacha oraliqqa yuzaning 99,7 % i to'g'ri kelishini bildiradi. Bu muhim xulosa variasion statistikada "uch sigma qoidasi" deb ataladi.

Misol. (6) tenglikda t_1=-1,t_2=1 deb olsak, u vaqtda (5) va (6) tengliklardan

$$P(\bar{X} - G \le X \le \bar{X} + G) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) = 2 \cdot 0{,}34134 = 0{,}6827,$$

Ya'ni ($\bar{X}$-G) ,ilan ($\bar{X}$+G) oralig'ida barcha variantalarning 0,6827 hissasi yoki 68,27 % i yotadi.

Shunga o'xshash, X_1=-2 va X_2=2 deb olinsa,

$$P(\bar{X} - 2G \le X \le \bar{X}2 + 2G) = \Phi(2) - \Phi(-2) = 2\Phi(2) = 2 \cdot 0{,}47725 = 0{,}9545,$$

Ya'ni $\bar{X}$-2G Bilan $\bar{X}$+2G
Oralig'ida barcha variantalarning 0,9545 hissasi yoki 95,45 % i yotadi.

Binomial taqsimot qonuni. Biror A hodisa har bir tajribada ro'y berishi yoki ro'y bermasiligi mumkin bo'lib, uning har bir tajribada ro'y berish ehtimoli R, ro'y bermaslik ehtimoli esa q bo'lsin. (o<r<1, q=1-p va p,q tajriba nomeriga bog'liq emas.)
N ta tajribada A ning m marta ro'y berish ehtimoli $P_m(m)$ deb belgilanib, bu ehtimollik

$$P_m(m) = c_n^m P^m q^{n-m} (m = 0,1,2,..,n) \qquad (8)$$

Bo'ladi. Bu yerda S_n^m =n!/m!(n-m)! Bo'lib, (8) ni quyidagiga yozish mumkin:

$$P_n(m) = \frac{ni}{mi(n-m)!} P^m q^{n-m} \qquad (9)$$

(9) formula

$$(q+p)^n = q^n + c_n{}^1 q^{n-1} p + C_n{}^2\, q^{n-2} p^2 + \ldots + C_n{}^m q^{n-m} p^m + \ldots + p^n$$

N'yuton binomining umumiy hadidan iborat. C_n^m koeffisiyentlar binomial koyeffisiyentlar deb ataladi. Shuning uchun (8) formula binomial taqsimot qonuni deb ataladi.

Masalan, A hadisaning ro'y berish ehtimoli R=$\frac{2}{3}$ bo'lsa, u holda q=1-p=1/3 va A ni n=7 ta tajribada m=4 marta takrorlanish ehtimoli

$$p_t(4) = C_7^4 P^4 q^{7-4} = \frac{71}{4131} \cdot (\frac{2}{3})^4 (\frac{1}{3})^3 = \frac{7 \cdot 6 \cdot 5}{1 \cdot 2 \cdot 3} \cdot \frac{24}{37} = \frac{35 \cdot 16}{2187} = \frac{560}{2187}.$$

N=7 ga mos binomial taqsimotni

$$(p+q)^7 = q^7 + 7pq^6 + 21p^2q^5 + 35p^3q^4 + 35p^4q^3 + 21p^5q^2 + 7p^6q + p^1$$

Teglikdan topishimiz mumkin, bunda ketma-ket hadlar tartib bilan A ning 7 ta tajribada 0,1,2,3,4,5,6,7 marta ro'y berish ehtimolilaridir. $p = \frac{2}{3}, q = \frac{1}{3}$ larni o'rniga qo'yib bu ehtimollarni hisoblash qiyin emas.

Binomial taqsimotning arifmetik o'rtacha qiymati $\bar{X} = np$ ga, standarti $G = \sqrt{npq}$ ga teng. Binomial taqsimot alternativ sxema, ya'ni belgi faqat ikkita qiymatga ega bo'ladigan diskret tasodifiy miqdorning taqsimotidir. Sifat belgilari taqsimoti binomial taqsimotdan iborat hollari biologiyada tez-tez uchrab turadi.

Ko'p hollarda tajribalar soni juda katta bo'ladi. Masalan, n=4000000, p=0,5 va m=2000000 bo'lsin. U vaqtda (8) ga asosan

$$P_n(m) = \frac{4000000!}{(2000000)^2} \cdot \frac{1}{2^{4000000}}$$

bo'ladi. Bu miqdorni hisoblash ancha qiyin. Bunday hollarda taqribiy formulalardan foydalaniladi. Masalan, p katta bo'lganda r ehtimol N ga bog'liq holda kichik (npq<25) bo'lsa, ushbu

$$P_n(m) \approx \frac{a^m}{m!} e^{-a}, m = 0,1,2,..,n \qquad (10)$$

Puasson taqsimot qonuni. Puasson formulasi ishlatiladi, bunda a=np, e=2,71828.. Agar 0<r<1 va prq≥25 bo'lsa, <u>Muavr – Laplas formulasi</u> deb ataluvchi

$$P_n(m) \approx \frac{1}{\sqrt{2\Pi npq}} E^{-\frac{(m-np)^2}{2npq}} \qquad (11)$$

formuladan foydalaniladi.

Agar $t = (m-np)/G = (m-np)/\sqrt{npq}$ deb belgilasak, (11) formulani quyidagicha yozish mumkin:

$P_n(m) = \frac{1}{G\sqrt{2\Pi}} E^{-t^{2/2}}, P_n(m) \approx \frac{\iota_t}{G}, \iota_t = \frac{1}{\sqrt{2\Pi}} E^{-t^{2/2}}$ bunda z_t miqdor t ning qiymatlari uchun (1)ning ilovasida berilgan II jadvaldan olinadi. Masalan, n=14,p=3/7 va m=8 bo'lsin.

Bu holda q=1-3/7=4/7, G=$\sqrt{npq} = \sqrt{14 \cdot \frac{3}{7} \cdot \frac{4}{7}} = \frac{2}{7}\sqrt{42} = 1{,}852, t = \frac{8 - 14 \cdot \frac{3}{7}}{1{,}852} = \frac{8-6}{1{,}852} = 1{,}08$

t=1,08 uchun Z_t= 0,2227. Demak, $P_{14}(8) = \frac{0{,}2227}{1{,}852} = 0{,}120.$

(9) tenglik bo'yicha hisoblash olingan songa yaqin sonni beradi:

$$P_{14}(8) = \frac{14!}{8!6!}(\frac{3}{7})^8(\frac{4}{7})^6 = 0{,}119.$$

Binomial taqsimotning grafigi siniq chiziq bo'ladi. Grafikning shakli n va r ning qiymatlariga, ya'ni tajribalar soniga va kuzatilayotgan hodisa ehtimolining qiymatiga bog'liq bo'ladi. R=q=0,5 bo'lganda binomial taqsimot va uning grafigi simmetrik bo'ladi. Agar r±q bo'lsa, binomial taqsimot asimmetrik bo'ladi. R va q larning qiymatlari orasidagi farq qancha katta bo'lsa, asimmetriya shunga ko'p bo'ladi. Lekin kuzatishlar soni P cheksiz ortishi bilan binomial egri chiziq normal taqsimot egri chizig'i bilan mos tushadi, ya'ni silliq simmetrik egri chiziqqa aylanadi.

3**.** Puasson taqsimot qonuni. Puasson taqsimot qonuni binomial taqsimot qonuni kabi diskret tasodifiy miqdorning taqsimot qonunidir. Alternativ o'zgaruvchan belgilardan birining paydo bo'lish ehtimoli juda kichik bo'lsa, ikkinchisininki birga yaqin bo'ladi; bu holda binomial taqsimot yaqqol ifodalangan asimmetrik bo'ladi. Shunday ehtimoli juda kichik, ya'ni kamdan-kam ro'y beradigan hodisalarning taqsimot qonuni Puasson taqsimot qonuni deyiladi va quyidagi formula bilan ifodalanadi:

$$P_m(a) = \frac{a^m}{m!}e^{-a},$$

bunda R_m (a) –kamdan –kam ro'y beradigan hodisaning takror tajribalar seriyasida m ta uchrushi ehtimoli; a=np. Masalan, berilgan shart-sharoitda a=2 da A hodisa ro'y bermaslik ehtimoli:

$$P_0 = \frac{2^0}{0!e^2} = 1/2{,}7183^2 = 1/7{,}389 = 0{,}1353.$$

A hodisaning uch marta ro'y berish ehtimoli

$$P_3 = 2^3/3!e^3 = 8/6\cdot(2{,}7183)^3 = 0{,}1805.$$

a va m ning turli qiymatlarida Rm (a) ehtimol uchun jadval tuzilgan. (1) ning ilovasida berilgan 3 jadvalda bu ehtimolning qiymatlari keltirilgan. Masalan, a=5, m=10 bo'lganda, jadvaldan R_m(a) =0,018133 ga, a=3, m=5 bo'lganda esa R_m(a) =0,100819 ni topamiz va x.k.

Biror belgining namoyon bo'lishi har doim juda kichik r ehtimoliga ega bo'lsa va tajribalar soni juda katta bo'lib, pr=a ko'paytma kichik son bo'lsa, bunday hollarda P uasson taqsimoti o'rinli bo'ladi. Biologiyada Puasson taqsimotini kamdan – kam kuzatiladaigan hodisalar qanoatlantiradi. Masalan, ekin ekilgan maydondagi begona o'tlar soni, turli zararkunandalar bilan zararlangan urug'liklar soni, mikroskopning ko'rish maydonida ma'lum turdagi bakteriyalar turkumi soni va x. k. lar bu taqsimot qonuniga bo'ysunadi. Puasson formulasi, ayniqsa, mikrobiologik tadqiqotlarda katta ahamiyatga ega.

Puasson taqsimotining o'rtacha qiymati va dispersiyasi bir-biriga tengligini ko'rsatishi mumkin. Demak, agar ketmaket butun son qiymatlar bilan berilgan biror taqsimot qonuni uchun o'rtacha qiymat va dispersiya bir-biridan juda kam farq qilsa, bu holda bunday taqsimot Puasson taqsimotiga yaqin bo'lishini kutish mumkin.

Normal qonun va «plyus – minus 3 » qoidasi. Agar X tasodifiy miqdor (o`zgaruvchan belgi)- $\infty$ dan $+\infty$ gacha bo`lgan hamma qiymatlarni qabul qila olsa va uning ehtimoli zichligi

$P_x = \frac{1}{\delta\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-\bar{x})^2}{2\delta^2}}$ formula bilan ifodalansa, u normal taqsimot qonuniga ega deyiladi. Bu formulada $\bar{x}$ - tasodifiy miqdorning arifmetik o`rtacha qiymati, $\delta$ - uning standarti, $\pi$ - o`zgarmas son (3,14159..); e- natural logarifm asosi (2,71828..) Normal taqsimot qonuni statistikada, jumladan, biologik statistikada muhim ahamiyatga ega, chunki uzluksiz variatsiya bilan xarakterlanuvchi juda ko`p empirik taqsimotlar normal taqsimotga yaqinlashadi. Bu taqsimot har biri umumiy yig`indiga nibatan kichik bo`lgan ko`p sonli o`zaro bog`liq balmagan omillarning bir

vaqtda ta'siriga asoslangan. A.M. Luyapunov teoremasiga asosan, agar biror tasodifiy miqdor ko`p sonli, o`zaro bog`liq balmagan, har birining yig`indiga ta'siri juda kichik bo`lgan tasodifiy miqdorlarning yig`indisidan iborat bo`lsa, bunday tasodifiy miqdor normal taqsimot qonuniga bo`y sinadi. Bu shart, ya'ni har biri umumiy yig`iindiga nisbatan kichik bo`lgan ko`p sonli omillarning bir vaqtda ta'sir etishi tabiatda ko`p uchraydi. Shuning uchun qishloq xujalik va biologik obektlarning ko`pchilik uzluksiz xarakterli o`zgaruvchan belgilari shu ko`rinishdagi taqsimotga ega. Masalan, hayvonlar bo`yi, og`irligi, ko`krak hajmi, o`simlik balandligi, turli ekin hosillari, paxta tolasi uzunligi, o`lchashlarning tasodifiy xatosi va shunga o`xshashlar normal taqsimot qonuniga bo`ysunadi. Shuning uchun normal taqsimot qonuni statistikaning asosiy qonunlaridan biridir.

$t = \frac{X - x}{\delta}$ normallashgan chetlanish deb ataladi.

$$P(x_1 \le X \le x_2) \approx [\Phi(x_2) - \Phi(x_1)]; \Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$ bu yerda

$P(x_1 \le X \le x_2)$ ifoda X tasodifiy miqdorni ($x_{1,} x_2$) oarliqda bo`lish ehtimolini ifodalaydi; Φ (t) simvold Laplas funktsiyasi ded ataladi. Bu funktsiya uchun tuzilgan 1-jadval ilovada berilgan. $x_1 = -3 вах_2 = +3$ desak, u vaqtda tenglikdan

$P\{(\bar{x} - 3\delta) \le X \le (x + 3\delta\} \approx [\phi(3) - \Phi(-3)] = 2\Phi$ ni hosil qilamiz. Ilovadagi I- jadvaldan Φ (3)=0,49865 Demak, 2Φ(3)=2x0,49865=0,9973

Shunday qilib, $P\{(\bar{x} - 3\delta) \le X \le (\bar{x} + 3\delta \approx 0{,}9973 \approx 1$ Bu esa agar nomal egri chiziq va abstsissalar o`qi bilan chegaralangan yuzni 100% deb olsak, u vaqtda $\bar{x} - 3\delta дан \bar{x} + 3\delta$ gacha oraliqda yuzning 99,7% i to`g`ri kelishini bildiradi. Biz uchun muhim bo`lgan bu xulosa biometriya «uch sigma qoidasi» deb ataladi.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Tanlanmaning o'rtacha qiymati, dispersiyasi va asimmetriya koeffeisiyentini hisoblashning sodda usullari.
2. Asimmetriya koeffesiyenti. .
3. Normal qonun va «plyus – minus 3 » qoidasi

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Statistik kompleks		statistik to'plam bir necha belgilardan iborat bo'lishi birnecha xil guruxlardan tarkib topishi va ular 1 ta komplesga birlashtirilishi mumkin
Geometrik o'rtacha kattaliklar		og'irlik va tana ulchovli belgilarni o'rganishda qo'llaniladi.
Kubik o'rtacha kattaliklar		belgi xajm ulchoviga ega bo'lganda qo'llaniladi.

Keyslar banki

Keys 1. Tanlanmaning o'rtacha qiymati, dispersiyasi va asimmitriya koeffisiyentini hisoblashning sodda usullari.

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).

• dispersiyasi va asimmitriya koeffisiyentini biologik obektlardagi o'rni eting (individual holda).

Nazorat savollari

1. Asimmetriya koeffisiyenti.
2.Statistik momentlar
3.Tanlanmaning o'rtacha qiymati, dispersiyasi va asimmitriya koeffisiyentini hisoblashning sodda usullari.
4.Normal qonun va «plyus – minus 3 » qoidasi

Test savollari

1. Mo = 3x -2Me formula bilan qanday ko'rsatkich hisoblanadi?
   a. Moda
   b. Mediana
   c. Regressiya
   d. O'rtacha

8-MA'RUZA
MAVZU: TASODIFIY MIQDORNING SONLI XARAKTERISTIKALARI. ULARNING XOSSALARI.

Reja:

1. Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasining tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasi bo'yicha baholash.
2. Baho aniqligi. Ishonchlilik ehtimoli.
3. Ishonchli oraliq.

Tayanch iboralar*: turg'unlik, ishonchlilik ehtimoli, ishonchli oraliq*

8.1. Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasining tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasi bo'yicha baholash.

Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati sifatida tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati $\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + .. + X_n)$ qabul qilinadi. Matematik statistikada $\bar{X}$ ning siljimagan, effektiv va asosli baho ekanligi isbot etiladi.

Aytilganlardan yana quyidagi kelib chiqadi: bitta bosh to'plamdan olingan yetarlicha katta hajmli bir necha tanlanma to'plamlarning arifmetik o'rtacha qiymatlari taqriban bir-biriga teng. Tanlamalar o'rtacha qiymatlarining turg'unlik xossasi ana shundan iboratdir. Tanlama to'plam dispersiyasi

$D_t = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2$ ni bosh to'plam dispersiyasining siljigan bahosi ekanligini, ya'ni tanlanma to'plam dispersiyasining matematik kutilishi

$$MD_t = \frac{n-1}{n} D_б^*$$

ga teng ekanligini isbotlash mumkin.
Tanlama to'plam dispersiyasini shunday "tuzatish" mumkinki, natijada uning matematik kutilishi bosh to'plam dispersiyasiga teng bo'ladi. Buning uchun D_T ni $\frac{n}{n-1}$ ga ko'paytirish kifoya. Shunday qilib, "tuzatilgan dispersiya" ni hosil qilamiz; uni odatda S^2 orqali belgilanadi:

$$S^2 = \frac{n}{n-1} D_T = \frac{n}{n-1} \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2$$

Demak, bosh to'plam dispersiyasining bahosi sifatida

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 \qquad (6_1)$$

Tuzatilgan "dispersiya" ni qabul qilamiz.
Bosh to'plamning o'rtacha kvadratik farqini baholash uchun dispersiyaning kvadrat ildiziga teng bo'lgan.

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2}$$

"tuzatilgan" o'rtacha kvadratik farqdan foydalaniladi.
Shuni aytish kerakki, tanlanma to'plamning hajmi n yetarli katta bo'lganda tanlanma va tuzatilgan dispersiyalar (D_T va S^2) deyarli teng ekanligini ko'rish qiyin emas. Shuning uchun n<30 bo'lganda amalda tuzatilgan dispersiyadan foydalaniladi.

8.2. Baho aniqligi. Ishonchlilik ehtimoli.

Tanlanma to'plam berilganlari bo'yicha topilgan Ǵ* statistik xarakteristika Ǵ noma'lum parametrning bahosi bo'lib xizmat qilsin. Ǵ ni o'zgarmas son deb hisoblaymiz (Ǵ tasoddifiy miqdor ham bo'lishi mumkin). | Ǵ- Ǵ *| ayirmaning absolyut qiymati qancha kichik bo'lsa, Ǵ * baho Ǵ parametrni shunchalik aniqroq ko'rsatishi ravshan.

Boshqacha so'z bilan aytganda, agar b>0 va | Ǵ- Ǵ *| <b bo'lsa, u vaqtda G qancha kichik bo'lsa, baho shuncha aniq bo'ladi. Shunday qilib, b musbat son bahoning aniqligini ko'rsatadi. Ammo statistik usullar Ǵ* baho | Ǵ- Ǵ *| <b tengsizlikni qanoatlantiradi deb uzil-kesil tasdiqlashga imkon bermaydi, faqatgina bu tengsizlik amalga oshishi mumkin bo'lgan ehtimol haqida gapirish mumkin. | Ǵ- Ǵ *| < b tengsizlikning amalga oshishi mumkin bo'lgan λ ehtimoli, ya'ni R(| Ǵ- Ǵ *| <b)= λ ehtimol Ǵ parametr Ǵ * bahosining <u>ishonchlilik ehtimoli</u> deyiladi.
Odatda bahoning ishonchlilik ehtimoli oldindan beriladi; shu bilan birga λ sifatida birga yaqin bo'lgan sonlar olinadi. Varision statistikada (mat. Statistikada) u yoki bu natijaning muhimligini 1 ga yaqin bo'lgan quyidagi uchta ehtimolning qiymatlari bo'yicha baholash qabul qilingan:
P_1=0,95 yoki 95 %, P_2=0,99 yoki 99% va P_3=0,999 yoki 99,9 %
Bu ehtimollar <u>ishonchlilik ehtimollari</u> degan nom olgan. P_1=0,05 yoki 5 %, P_2=0,01 yoki 1 % va P_3=0,001 yoki 0,1% ehtimolar esa <u>muhimlilik darajasi</u> degan nom olgan. Yuqoridagi ehtimollar P_{095} va P_{05}, va P_{099} va P_{01} h.k. simvolari bilan belgilanadi.

8.3. Ishonchlilik oraliq. Har bir ishonchlilik ehtimoliga (t) normalangan chetlanishning aniq qiymati mos kelishini ilovadagi 1- jadvaldan ([1] adabiyot) ko'rish mumkin. Masalan, P_1=0,95 ga t_1=1,96 , P_2=0,99 ga t_2=2,50 , P_3=0,999 ga t_3=3,30 mos keladi.

Faraz qilaylik, $|\acute{Ø} - \acute{Ø}^*| < b$ ning ehtimoli λ ga teng bo'lsin.

$$R[|\acute{Ø} - \acute{Ø}^*| < b] = \lambda$$

$|\acute{Ø} - \acute{Ø}^*| < b$ tengsizlikni unga teng kuchli

$$-b < \acute{Ø} - \acute{Ø}^* < b \text{ yoki } \acute{Ø} - b < \acute{Ø} < \acute{Ø}^* + b$$

Tengsizlik bilan almashtirib,

$$R[\acute{Ø}^* - b < \acute{Ø} < \acute{Ø}^* + b] = \lambda$$

ga ega bo'lamiz. Bu munosabatni bunday tushunish kerak: $(\acute{Ø}^* - b, \acute{Ø}^* + b)$ oraliqning $\acute{Ø}$ noma'lum parametrni o'z ichiga olish ehtimoli λ ga teng.

Noma'lum parametrni berilgan λ ishonchlilik ehtimoli bilan o'z ichiga olgan $(\acute{Ø}^* - b, \acute{Ø}^* + b)$ oraliq <u>ishonchli oraliq</u> deyiladi.

Ko'rish mumkinki, $(\acute{Ø}^* - b, \acute{Ø}^* + b)$ oraliq yoki interval tasoddifiy uchlarga (ularni <u>ishonchlilik chegaralari</u> deyiladi) ega. Haqiqatan, turli tanlanma to'plamlarda $\acute{Ø}^*$ ning turli qiymatlari hosil bo'ladi. Demak, tanlanmadan tanlanmaga o'tilganda ishonchli oraliqning uchlari ham o'zgarib boradi, ya'ni ishonchlilik chegaralarining o'zlari ham tasodifiy miqdordan (x_1, x_2....., x_n funksiyalaridan) iborat bo'ladi.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1.Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasining tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasi bo'yicha baholash.
2. Baho aniqligi. Ishonchlilik ehtimoli.
3. Ishonchli oraliq

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
P_1=0,05 yoki 5 %, P_2=0,01 yoki 1 % va P_3=0,001 yoki 0,1%		Ehtimolar esa muhimlilik darajasi degan nom olgan.

Keyslar banki

Keys 1. Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasining tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasi bo'yicha baholash.

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:
• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).
• Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasining tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasi bo'yicha baholash. (individual holda).

Nazorat savollari

1.Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasining tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasi bo'yicha baholash.
2. Baho aniqligi. Ishonchlilik ehtimoli.
3. Ishonchli oraliq.

Test savollari

1. statistik to‘plam necha belgiga xos bo‘ladi?
a. 2 xil (son va sifat)
b. 2 xil (diskret va uzluksiz)
c. 3 xil (son, sifat va miqdor)
d. 1 xil (faqat sifat belgisi)
2.Taqsimotning o‘rtacha kvadratik xatosi deb nimaga aytiladi.
a. dispersiyadan musbat ishora bilan olingan kvadrat ildiz
b. dispersiyadan manfiy ishora bilan olingan ayirma
c. dispersiya kvadrati
d. dispersiyaning yig‘indisi

9-MA’RUZA
MAVZU: BAHOLAR TURLARI. NOMA’LUM PARAMETRLARNI BAHOLASHNI ISHONCHLI ORALIQ USULI. NORMAL TAQSIMOT O’RTACHASINI BAHOLASH. BOSH TO’PLAM O’RTACHASI. IKKI TO’PLAM O’RTACHALARI, DISPERSIYALARI ORASIDAGI FARQ MUQARRARLIGINI BAHOLASH

Reja

1.Bosh to’plam o’rtachasi
2. Siljimagan, effektiv va asosli baholar
3. Ishonchlilik ehtimoli va ishonchlilik oralig’i.

Tayanch iboralar: *Statistik xato miqdori, tasodifiy miqdorlarning funksiyasi, effektiv baho, 0,95 ishonchlili*

9.1.Bosh to’plam o’rtachasi. Statistik xato miqdori bosh to’plamdan tasoddifiy tanlanma to’plamga kirgan kuzatishlar soniga bog’liq bo’ladi, shuning bilan birga kuzatishlar soni qancha katta bo’lsa, statistik xatolar shunga kichik bo’ladi va tanlanma to’plam materialida hosil qilingan ko’rsatkichlar bosh to’plam ko’rsatkichlariga shunchalik yaqinlashadi. Statistik xatoga o’rganilayotgan belgining o’zgaruvchanlik darajasi ham ta’sir etadi. Belgi qanchalik o’zgaruvchan bo’lsa, statistik xato miqdori ham shuncha katta bo’ladi.

Statistik xatolarini kamaytirishga harakat qilish kerak ya’ni shu xatolar kelib chiqadigan ko’rsatkichlarga ta’sir etish zarur; odatda tadqiqotchi ixtiyorida faqat tanlanma to’plamning berilganlari, masalan, son belgining n ta kuzatish natijasida olingan X_1, X_2,.....X_n qiymatlari bo’ladi. (bu yerda va keyin ham kuzatishlar o’zaro bog’liqsiz deb faraz qilinadi) va baholanadigan parametr shu berilganlar orqali ifodalanadi. x_1, x_2,.....x_n larni bog’liq bo’lmagan X_1, X_2,.....X_n. tasoddifiy miqdorlar sifatida qaraymiz. Nazariy taqsimot noma’lum parametrining statistik bahosini topish-kuzatilayotgan tasodifiy miqdorning shunday funksiyasini topish demakki, bu funksiya baholanadigan parametrning taqribiy qiymatini bersin. Masalan, normal taqsimotning o’rtacha qiymati sifatida ushbu

$$\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + .. + X_n}{n}$$

Funksiya xizmat qilishini ko’rsatish mumkin. Demak, nazariy taqsimot no’malum parametrning statistik bahosi deb kuzatilgan tasodifiy miqdorlarning funksiyasiga aytiladi.

9.2.Siljimagan, effektiv va asosli baholar. Baholanayotgan parametrlarga “yaxshi” yaqinlashuv berish uchun statistik baholar ayrim talablarni qanoatlantirish kerak, quyida shu talablarni keltiramiz.

Nazariy taqsimotning θ noma'lum parametrning statistik bahosi $\theta*$ bo'lsin. Hajmi n bo'lgan tanlanma bo'yicha θ^*_1 baho topilgan deb faraz qilamiz. Tajribani qaytaramiz va uning berilganlari bo'yicha θ^*_2 bahoni topamiz. Tajribani ko'p marta qaytarib, θ^*_1, θ^*_2 .., θ^*_k sonlarni hosil qilamiz; bu sonlar, umuman aytganda, turlicha bo'ladi. Shunday qilib, $\theta*$ bahoga tasodifiy miqdor sifatida, θ^*_1, θ^*_2 .., θ^*_k sonlarga esa uning bo'lishi mumkin bo'lgan qiymatlari sifatida qarash mumkin.

$\theta*_i$ baho θ ning taqribiy qiymatini ortig'i bilan beradi deb tassavvur qilsak, u vaqtda tanlanma to'plamning berilganlari bo'yicha topilgan har bir $\theta*_1$ (i=1,2,..k) son θning haqiqiy qiymatidan katta bo'ladi. Bu holda $\theta*$ tasodifiy miqdorning matematik kutilishi (o'rtachasi) ham θ dan katta, ya'ni $M(\theta^*)<\theta$ bo'lishi ravshan.

Agar $\theta*$ baho θ ning taqribiy qiymatini kami bilan bersa, u vaqtda $M(\theta)>\theta$ bo'ladi. Shunday qilib, $M(\theta*)\neq\theta$ bo'lgan statistik baho $\theta*$ dan foydalanish statistik xatoga olib kelgan bo'lur edi. Shu sababli $\theta*$ bahoning matematik kutilishi baholanayotgan parametrga teng bo'lishini talab etish tabiiydir. $M(\theta*)h\theta$ ning bajarilishini talab qilish, statistik xatoga yo'l quyiidan saqlaydi.

$M(\theta*)=\theta$ bo'lgan $\theta*$ statistik baho siljimagan baho deyiladi. $M(\theta*)\pm\theta$ bo'lgan $\theta*$ baho siljigan baho deyiladi.

Agar $\theta*$ ning dispersiyasi kichik bo'lishini talab qilsak, u vaqtda katta xatoga yo'l qo'yish imkoniyatini yo'qoladi, shu sababli statistik bahoga effektivlik talabi ham qo'yiladi. θ parametr uchun λ_1 va λ_2 baholar taklif etilgan deb faraz qilaylik. Agar

$$M(\lambda_1 - \theta)^2 < M(\lambda_2 - \theta)^2$$

Bo'lsa, u vaqtda $\lambda_1$baho λ_2 bahoga qaraganda effektivliroq deyiladi.

Berilgan n hajmli tanlanma to'plamda bo'lishi mumkin bo'lgan eng kichik dispersiyaga ega bo'lgan statistik baho effektiv baho deyiladi.

Katta hajimli tanlanma to'plamni qurishda statistik baholarga asosliliik talaba qo'yiladi. Agar kuzatishlar sonini cheksizlikka oshirganda $\lambda = \lambda(x_1,x_2,..,x_n)$ baho baholanayotgan Θ parametrga ehtimol bo'yicha yaqinlashsa, ya'ni har qanday $\Sigma>0$ uchun ushbu.

$$R(\lambda -01>\Sigma) \underset{n\to\infty}{\to} 0$$

munosabat o'rinli bo'lsa, u holda $\Sigma = \Sigma(x_1,x_2,..,x_n)$ baho Θ parametrning asosli bahosi deyiladi. Agar bahoning dispersiyasi $n\to\infty$ da nolga intilsa, bunday baho asosli bo'ladi.

2. Haqiqatga maksimal o'xshashlik usuli. Θ parametnga bog'liq bo'lgan f(X,Θ) funqsiya X tasodifiy miqdorning zichlik (differensial) funksiyasi bo'lsin. Tajribalardan olingan ma'lumotlarga asosan Θ noma'lum parametrni aniqlash talab etiladi.

O'tkazilgan n ta tajribada X tasodifiy miqdorning kuzatilgan qiymatlarini $X_1,X_2,..,X_n$ bilan belgilaymiz. Ushbu

$$L(X_1X_2,...,X_n,\theta) = f(X_1,\theta)f(X_2,\theta)...f(X_n,\theta) = \prod_{k=1}^{n} f(X_k,\theta) \qquad (1)$$

funksiya haqiqatga o'xshashlik funksiyasi deb ataladi.

Agar tasodifiy miqdor diskret bo'lsa va $g'_1,g'_2,..,g'_n$ qiymatlarni mos ravishda R_1,(Θ),R_2(Θ),..,R_p(Θ) $(\sum_{k=1}^{n} P_k(\theta)=1)$ ehtimollar bilan qabul qilsa, u vaqtda haqiqatga o'xshashlik funksiyasi $L(x_1, x_2, \dots x_n;0)=\prod^{n} Pk_i(0)$ (2)

ko'riniga ega, bu yerda ehtimollardagi indiyekslar $g'_{k1},g'_{k2},..,g'_{kn}$ qiymatlar kuzatilgannini ko'rsatadi.

Haqiqatga maksimal o'xshashlik usulida Θ parametrning bahosi sifatida Θ ning L funksiyaga maksimum qiymat beradigan qiymati olinadi, L va l_{nL} funksiyalar ekstremumga Θ ning bir xal qiymatlarida erishganliklari uchun Θ ning bu qiymatlari

$$\frac{\partial \ell nL}{\partial \theta} = 0 \qquad (3)$$

tenglamadan –haqiqatga o'xshashlik tenglamasidan aniqlanadi. Haqiqatga o'xshashlik tenglamasining har bir $\bar{\theta}$ yechimi haqiqatga maksimal o'xshash baho deb ataladi.

Θ_1 va Θ_2 ikki parametr bo'lgan holda ularning baholari birgalikda (sistema) yechilishi kerak bo'lgan quyidagi ikki

$$\frac{\partial \ell nL}{\partial \theta_1} = 0 \quad ва \quad \frac{\partial \ell nL}{\partial \theta_2} = 0$$

tenglamadan aniqlanadi. Haqiqatga maksimal o'xshashlik usuli murakkab bo'lgan tenglamalar sistemasini yechishga olib kelishiga qaramay, bu usul yordamida topilgan baho muhum xususiyatga ega: bu baho odatda boshqa baholarga nisbatan eng kichik dispersili, asosli bo'ladi.

Misollar. 1) X miqdor uchun $X_1, X_2, .., X_n$ tanlanmadan foydalanib, ushbu $R(X=x)=Ye^{-\lambda}\lambda^x/x!$ Puasson taqsimotidagi λ parametrni baxolash talab etiladi. Bu holda

$$L(X_1, X_2, .., X_n); \lambda) = \frac{E^{-\lambda}\lambda^{x1}}{X_1!} \cdot \frac{E^{-\lambda}\lambda^{x2}}{X_2!} \cdot \frac{E^{-\lambda}\lambda^{xn}}{X_n!} = \frac{E^{-\lambda}\lambda^{x1+x_2+..+x_n}}{X_1!X_2!...X_n!} = \frac{E^{-n\lambda}\lambda^{y}}{X_1!X_2!...X_n!},$$

Bu yerda $y = \sum_{i=1}^{n} X_i$

λ ni aniqlash uchun

$$\frac{\partial \ell nL}{\partial \lambda} = -n + \frac{y}{\lambda} = 0$$

tenglama hosil bo'ladi, bundan

$$\lambda = \frac{y}{n} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i = \bar{X}$$

Demak, mazkur holda λ parametrning bahosi $\bar{X}$, ya'ni arifmetik o'rtacha qiymat bo'lib chiqdi.

2) Normal taqsimot qonunining ikkala parametirini baholang.

Yechish. X normal taqsimlangan miqdorning berilgan $X_1, X_2, .., X_n$ qiymatlari bo'yicha shu qonunning norma'lum a va G paramertlarini baholash kerak. Bu holda

$$L(x_1, x_2, \ldots x_n; a, G) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\Pi G}}\right)^n E^{-\frac{1}{2G^2}\sum_{i=1}^{n}(x_i - a)^2},$$

$$\ell nL = -\frac{n}{2}\ell n2\Pi - \frac{n}{2}\ell nG^2 - \frac{2}{2G^2} \cdot \sum_{i=1}^{n}(X_i - a)^2$$

a va G ni baholash uchun tenglamalar bu holda quyidagicha bo'ladi:

$$\frac{\partial \ell nL}{\partial a} = \frac{1}{G^2}\sum_{i=1}^{n}(X_i - a) = 0, \frac{\partial \ell nL}{\partial G^2} = -\frac{n}{2G^2} + \frac{1}{2G^4}\sum_{i=1}^{n}(X_i - a)^2 = 0$$

Birinchi tenglamadan: $\bar{a} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i = \bar{X},$

Ikkinchi tanglamadan:

$$S^2 = \bar{G}^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2$$

Birinchi baho siljimagan, ikkinchisi esa, bizga ma'lumki, bir oz siljigan bo'ladi.

3.) X tasodifiy miqdor faqat ikkita: X=0 va X=1 qiymatlarni q va p=1-q ehtimollar bilan qabul qilsin. R ni baholanaligan Ө parametr sifatida qarab, (2) ga asosan

$$L(X_1, X_2,.., X_n, p) = \prod_{i-1}^{n} p^{xi}(1-p)^{1-xi} = p\sum_{i=1}^{n} X_i(1-p)^{n-\sum_{i=1}^{n} X_i} = p^m(1-p)^{n-m} \qquad (5)$$

ga ega bo'lamiz (X_i=O yoki X_i=1 qiymatlarni qabul qiladi). U holda lnL=mlnp+(n-m) ln (1-p). (5) ga binoan:

$$\frac{\partial \ell nL}{\partial p} = \frac{m}{n} - \frac{n-m}{1-p} = 0, \bar{P} = \frac{m}{n}$$

Bu baho (nisbiy chastota) r ehtimolining siljimagan, asosli va effektiv bahosi bo'ladi.

9.3.Ishonchlilik ehtimoli va ishonchlilik oralig'i. Statistik metodlar Ө* baho (Ө- Ө*) $<\delta$ (δ >0) tengsizlikni albatta qanoatlantiradi deb tasdiqlashga to'la imkon bermaydi, shu sababali bu tengsizlik amalga oshishi mumkin bo'lgan ehtimol haqida gapirish mumkin.

Agar R(|Ө- Ө*| <b) =V bo'lsa, u holda V ehtimol Ө parametr Ө* bahosining ishonchlilik ehtimoli deyiladi. Odatda bahoning ishonchlilik ehtimoli oldindan berilgan bo'ladi va birga yaqin qilib olinadi (masalan, V=0,85; V=0,95; V=0,998 va x. k.)

Aytaylik

R(|Ө- Ө*| <b) =V

bajarilgan bo'lsin, u holda bu ifoda

R(Ө*-b < Ө <Ө*+b) =V

Tenglik bilan teng kuchlidir, ya'ni (Ө*-b, Ө*+b) oraliqning Ө noma'lum parametrni o'z ichiga olish ehtimoli V ga teng.

Noma'lum Ө parametrni berilgan V ishonchlilik ehtimoli bilan o'z ichiga olgan (Ө*-b, Ө*+b) oraliq <u>ishonchlilik</u> <u>oralig'i</u> (<u>intervali</u>) deyiladi.

X tasodifiy miqdor, ya'ni kuzatilayotgan belgi normal qonun bo'yicha taqsimlangan bo'lsin. Bu taqsimotning a paremetri (a=MX) $S^2 = \frac{n}{n-1}G^2$ tuzatilagan tanlanma dispersiyasi ma'lum va noma'lum bo'lgan hollarda ishonchlilik oraliqlarini tuzamiz.

A. aytaylik S^2 ma'lum (G^2 ma'lum) bo'lsin, α parametr uchun ishonchlilik oralig'i tuzamiz. Ma'lumki, α parametrning bahosi sifatida tanlanma to'plamning $\bar{X}$ arifmetik o'rtacha qiymatini olamiz. Bu holda $\bar{X}$ o'rta arifmetik (a, $\frac{\Gamma^2}{n}$) –parametrli normal qonun bo'yicha taqsimlangan bo'ladi. Shuning uchun

$$R\left\{\frac{|(\bar{X}\ a\ |}{\frac{\Gamma}{\sqrt{n}}} < б\right\} = \frac{1}{\sqrt{2\Pi}}\int_{-б}^{б} E^{-u2/2du}$$

Ishonchlilik ehtimoli v berilsa normal qonun jadvali (1),(2),(3) larning ilovasidan) dan b_v ni shunday tanlaymizki.

$$V = \frac{1}{\sqrt{2П}} \int_{-б_v}^{б_v} E - И^{2/2du} = 2Ф(б_v), Ф(X) = \frac{1}{\sqrt{2П}} \int_0^x E^{-u2/2du} \qquad (6)$$

tenglik bajarilsin. U holda

$$\bar{X} - \frac{G}{\sqrt{N}} б_v < a < \bar{X} + \frac{\bar{G}}{\sqrt{n}} б_v \qquad (7)$$

oraliq α paramtr uchun ishonchililik ehtimoli v bo'lgan ishonchlilik oralig'i bo'ladi.

Misol. Bosh to'plamning normal taqsimlangan X belgisining noma'lum a matematik kutilishini 0,95 ishonchlilik bilan baholash uchun ishonchlilik oralig'ini toping. Bosh o'rtacha kvadratik chetlanish G=5, tanlanma o'rtacha qiymatini $\bar{X}$ =14 va tanlanma hajmi n=25 berilgan.

Yechish. (7) ko'rinishdagi ishonchlilik oralig'ini topish talab qilinmoqda. Bu yerda b_v dan boshqa barcha kattaliklar ma'lum. b_v ni $2F(b_v)=0,95$ =v tenglikdan $F(b_v)=0,475$ ni hosil qilamiz. F(X) laplas funkksiyasi jadvalidan ((1)-(3), ilovadan) $b_v=1,96$ ni topamiz. Bularni (7) ga qo'yib, izlanayotgan ishonchlilik oralig'ini hosil qilamiz:

$$14 - \frac{5}{\sqrt{25}} \cdot 1,96 < a < 4 + \frac{5}{\sqrt{25}} \cdot 1,96 ёки 12,04 < a < 15,96$$

B. Aytiaylik G^2 noma'lum bo'lsin, α ni baholaymiz. Buning uchun

$$\mathrm{T} = \frac{\bar{X} - a}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \qquad (8)$$

Tasodifiy miqdorlarni qaraymiz, bu yerda $S = \sqrt{\frac{n}{n-1} Г^2}$

Bu holda T t.m. ozodlik darajasi n-1 bo'lgan St'yudent qonunibo'yicha taqsimlangan tasodifiy miqdor bo'lib, uning zichlik funksiyasi

$$S(X,n) = \frac{Г(\frac{n}{2})}{\sqrt{П(n-1)} \cdot Г(\frac{n-1}{2})} (1 + \frac{X^2}{n-1})^{-\frac{n}{2}}$$

bo'ladi. S(X,n) funksiya juft bo'lgani uchun

$$P\{T < б_v\} = 2 \int_0^{б_v} S(t,n)dt = V$$

Demak, v ehtimol bilan

$$\bar{X} - б_v \frac{S}{\sqrt{n}} < a < \bar{X} + б_v \frac{S}{\sqrt{n}} \qquad (9)$$

bo'ladi.

<u>Misol</u>. Bosh to'plamdan n=10 hajmli tanlanma olingan:

Varianta X_i	-2	1	23	4	5
Chastota n_i	2	1	22	2	1

Bosh to'plamning normal taqsimlangan X belgisining (odamlarning bo'yi, paxta tolasining uzunligi va.h.k.) α matematik kutulishni tanlanma o'rtacha qiymati bo'yicha 0,95 ishonchlilik bilan ishonchli oraliq yordamida baholang.

Yechish. Ma'lumki, tanlanmaning o'rtacha qiymati $\bar{X}$ va tuzatilgan o'rtacha kvadratik og'ishi S mos ravishda ushbu formulalar bo'yicha hisoblanadi:

$$\bar{X} = \frac{1}{n}\sum_i N_i X_i, S = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_i n_i (X_i - \overset{2}{X})^2}$$

Bu formulalarga masalada berilganlarini qo'yib quyidagilarni hosil qilamiz:

$$\bar{X} = \frac{1}{10}(2\cdot(-2)+1\cdot 1+2\cdot 2+3\cdot 2+4\cdot 2+5\cdot 1) = \frac{20}{10} = 2, \bar{X} = 2$$

$$S = \sqrt{\frac{1}{9}\left[2\cdot(2--2)^2\right]+(1-2)^2+2\cdot(2-2)^2+2\cdot(3-2)^2+2\cdot(4-2)^2+(5-2)^2} =$$

$$\sqrt{\frac{1}{9}(32+1+2+8+9)} = \sqrt{\frac{52}{9}} = \frac{2}{3}\sqrt{13} = \frac{2}{3}3{,}6 = 2{,}4;.S = 2{,}4$$

Endi b_v ni aniqlaymiz. [3] ning 3-ilovasidagi jadvaldan foydalanib v=0,95 va n=10 bo'yicha b_v=2,26 ni topamiz.

Shunday qilib, $\bar{X}$ =2; b_v=2,26; S =2,4; n=10 larni (9) ishonchlilik oralig'iga qo'yib, izlanayotgan ishonchli oraliqni hosil qilamiz: 0,3 < α < 3,7.

Bu noma'lum α matematik kutulishni 0,95 ishonchlilik bilan qoplaydi.

Ekspremental ishlarda arifmetik o'rtacha qiymatlar (AO'Q) farqining xatosini aniqlash katta ahamiyatga ega, chunki ko'pgina tajribaning asosiy maqsadi nazorat va tajriba qilinadigan guruhlar obyektlarining AO'Q ko'rsatkichlarida farq bor-yo'qligini aniqlashdan iborat bo'ladi. shu bilan birga tajriba va kontrol obyektlarning AO'Q ko'rsatkichlari (miqdorlari) solishtiriladi va hosil bo'ladigan d= $\bar{x}_{taj} - \bar{x}_{kont}$ farq o'rganilayotgan ko'rsatkichlarda siljish bor-yo'qligini ko'rsatadi. Bu farqning muqarrarligini aniqlash uchun uning m_d xatosi miqdori quyidagi formula yordami bilan hisoblab chiqish talab etiladi:

$$m_d = \sqrt{m^2_{\bar{x}_1} + m^2_{\bar{x}_2}} \quad (78)$$

bu yerda $m_{\bar{x}_1}$ – birinchi tanlama to'plam (tajriba) AO'Q xatosi $m_{\bar{x}_2}$ ikkinch tanlanma to'plami (kontrol) AO'Q xatosi.

O'AQ orasidagi farqning muqarrarligini o'rganish uchun normallangan chetlanishdan foydalanish kerak. Normallangan chetlanish quyidagi ko'rinishni oladi:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{m_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}} \text{ yoki } t = \frac{d}{m_d}$$

Bu yerda t ***muqarrarlik kriteriysi*** deb ataladi. Bu kriteriyning qiymati [1] ilovadagi IV jadval bo'yicha qanaqa tanlama to'plam materiallari bilan ko'rilishiga bog'liq holda baholanadi. Qo'limizda jadval bo'lmagan holda uch sigma qoidasi asos qilib olinadi: agar farq o'z xatosidan dyarli uch marta ortiq bo'lsa, u 0,99 dan kichik bo'lmagan ehtimol bilan muqarrar bo'ladi.

Ammo yuqorida aytilganlarga ko'ra t ning bunday yuqori qiymatiga hyech qanday zarurat yo'q. Agar n>30 bo'lsa, u vaqtda t=2,58 kriteriy farqining 0,99 ehtimol bilan muqarrarligiga kafolat beradi.

1-misol. Ultrabinafsha nurlar bilan nurlantirilgan hayvonlar bir oy mobaynida 6,8±0,4 kg, nurlantirilmagan hayvonlar esa (har ikki guruhlar hajmi bir xilda) 5,2±0,3 kg semirgan. Nurlantirish og'irlikni qancha orttiradi? Hayvonlarning ikkala guruhlari orasida bog'lanish yo'q. Shuning uchun

$$m_d = \sqrt{m_{\bar{x}_1}^2 + m_{\bar{x}_2}^2} = \sqrt{0{,}4^2 + 0{,}3^2} = \sqrt{0{,}16 + 0{,}09} = \sqrt{0{,}25} = 0{,}5 \quad kg$$

bundan $d \pm m_d = (6{,}8 - 5{,}2) \pm 0{,}5$ kg = 1,6 ± 0,5 kg

demak, nurlanish effektning 99% ishonchli oralig'i (1,6 – 2,58 · 0,5; 1,6 + 2,58 · 0,5) yoki (0,3; 2,9) kg ni tashkil etadi.

Agar guruhlarning chastotalari turlicha bo'lsa, (78) formula quyidagi formula bilan almashtiriladi:

$$m_d = \sqrt{\frac{\Sigma(x_i - \bar{x})^2 + \Sigma(y_i - \bar{y})^2}{n_x + n_y - 2}\left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)} \qquad (79)$$

Bunda n_x va n_y birinchi va ikkinchi guruhlarning mos chastotalari. Bu formula orqali kiritilgan tuzatish (78) formulaga nisbatan odatda kichik bo'ladi; agar ikkala guruh chastotalari (5) unchalik kichik bo'lmasa, soddaroq bo'lgan (78) formuladan foydalanilsa ham bo'ladi. $n_x = n_y$ bo'lganda (79) formula (78) formulani beradi.

2 - misol. 50-jadvalda tajriba maydonlarida o'g'it solinib (X) o'g'it solinmasdan (Y) olingan guruh hosillari haqida ma'lumotlar keltirilgan va m_d ni topish talab qilinadi.

-jadval

X	35, 50 32,66 30,56 36,63 42,28 35,78 40,20	jami 252,61	o'rtachasi 36,08	Σ_i Σ_i^2 99,9
Y	46,38 41,36 52,20 46,20	186,14	46,53	59,0

(78) formulaga ko'ra

$$m_d = \sqrt{\frac{99{,}9}{6 \cdot 7}} + \sqrt{\frac{59{,}0}{3 \cdot 4}} = \sqrt{2{,}36 + 4{,}92} = 2{,}70$$

(79) formulaga ko'ra

$$m_d = \sqrt{\frac{99{,}9 + 59{,}0}{7 + 4 - 2} \cdot \frac{7 + 4}{7 \cdot 4}} = \sqrt{\frac{158{,}9 \cdot 11}{9 \cdot 28}} = \sqrt{6{,}94} = 2{,}64$$

O'rtacha qiymatlar farqi 46,53-36,09=10,44 kg bo'lganida o'g'it ta'siri uchun 99% ishonchli oraliq:

(10,44-2,58·2,64; 10,44+2,57·2,64) yoki (3,63; 17,25) kg bo'ladi

Bog'liq bo'lgan tanlanmalar uchun ikki tanlanmaning AO'Q orasidagi farq m_d xatosining formulasi murakkabroq ko'rinishiga ega bo'ldi:

$$m_d = \sqrt{m_{\bar{x}_1}^2 + m_{\bar{x}_2}^2 - 2m_{\bar{x}1} \cdot m_{\bar{x}2} \cdot \tau} \qquad (80)$$

Bunda $m_{\bar{x}_1}$ va $m_{\bar{x}_2}$ ikkita tanlanma to'plam bo'yicha AO'Q xatolari τ - ikki to'plam variantlari orasidagi korrolyasiya koeffisenti. Bu formulaga $2m_{\bar{x}_1} \cdot m_{\bar{x}_2} \cdot \tau$ ifodaning kiritilishi bog'liq bo'lgan tanlanma to'plamlar farqi xatosining ko'rsatkichini kamaytiradi, bu esa t muqarrarlik kriteriysini yuqoriroq beradi. Ammo τ ning qiymatini hisoblash imkoni bo'lmasa, bu holda bog'liq tanlama to'plamlar uchun ham $md = \sqrt{m_{\bar{x}_1}^2 + m_{\bar{x}_2}^2}$ formuladan foydalanish mumkinligini nazarda tutish lozim; lekin bu holda farq xatosining ko'rsatkichi bir oz oshirilgan bo'ladi, bu esa farqning muqarrarlik darajasini pasaytiradi.

3-misol. G'unijin sigirlarning sog'im suti o'rtacha o'z ona sigirlarining sutlariga nisbatan 500 kg ortiq, g'unajin sigirlar bilan ona sigirlar sog'im sutlarining bog'liqligini ko'rsatuvchi korrelyasiya koeffisiyenti esa τ=0,4 bo'lsin; u vaqtda bir buqadan urchigan ona sigirlarning g'unajin sigirlari mahsuldorligi oshadi degan seleksiya hulosasining muqarrarligini aniqlng.

51-jadvalni tuzamiz. Farqning xatosini topish formulasiga qiymatlarni qo'yamiz:

$$m_d = \sqrt{m_{\bar{x}_1}^2 + m_{\bar{x}_2}^2 - 2m_{\bar{x}_1} \cdot m_{\bar{x}_2} \cdot \tau} = \sqrt{50^2 + 40^2 - 2 \cdot 50 \cdot 40 \cdot 0{,}4} = \sqrt{2500} = 50kg$$

bundan $d \pm m_d = 500 \pm 50$; $t_d = \dfrac{500}{50} = 10$.

Bir-biri bilan bog'liq bo'lgan ikkita tanlanma to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati orasidagi farqning muqarrarligini aniqlash.

-jadval

Sigirlar guruhi	Solishtirilgan juftlar soni (n)	O'rtacha sog'im suti kg	S	$m_x = \dfrac{S}{\sqrt{n}}$
G'unajin sigirlar Ona sigirlar	100 100	4500 4000	500 400	50 40
		d=500 (farqi)		m_d=50

Muqarrarlik kriteriysining t=10 qiymati sinalayotgan buqa o'z naslining mahsuldorligini ona nasli mahsuldorligi darajasiga nisbatan o'rtacha 500 kg sutni oshirishini tamomila muqarrarligini ko'rsatadi.

Fiziologik va genetik tajribalarda ko'pincha uchrab turadigan kichik tanlanma to'plamlarda (n<30) farqning muqarrarligini aniqlash t ning yuqoriroq darajalarida amalga oshiriladi. Kichik sonli kuzatishlarda farqning muqarrarligini aniqlash metodi St'yudent va Fisher tomonidan ishlab chiqilgan bo'lib, bu metod eksperimental tadqiqotlarda statistik hisoblashlardan foydalanishni anchagina kamaytirishga imkon beradi. Shu maqsadda kuzatishning va ehtimolning turli darajalari uchun t ning muqarrarlik qiymatlari berilgan maxsus jadvaldan foydalaniladi ([1], ilovadagi V jadval). Bu jadvalning tuzilishidan ko'rinadiki, farqning muqarrarligini o'zaro bog'liq bo'lgan va bog'liq bo'lmagan tanlama to'plamlar uchun aniqlash mumkin.o'zaro bog'liq bo'lgan hol uchun unga so'nggi ustunda bog'liq tanlama to'plamga kirgan solishtirilayotgan n ta juftning soni haqida mahlumotlar keltirilgan, chapdagi so'nggi ustunda esa o'zaro bog'liq bo'lmagan tanlama to'plamlardagi solishtirilayotgan (n_1+n_2) kuzatishlar sonining yig'indisi haqidagi ma'lumotlar kiritilgan. Qolgan uchta ustun t muqarrarlik kriteriysi qiymatlari haqidagi ma'lumotlar bilan to'ldirilgan. Chapdan ikkinchi ustun t ning $\underline{P}$=0,997 ehtimolini yuqori darajadagi muqarrarlik qiymatini ko'rsatadi, chapdagi uchinchi ustun t ning $\underline{P}$=0,99 ehtimolini o'rtacha darajadagi muqarrarlik qiymatini beradi va undan keyingi ustun t ning dala va ishlab chiqarish tajribalarida foydalanilgan, $\underline{P}$=0,95 ehtimolini pastroq darajasiga mos kelgan qiymatini ko'rsatadi. Jadvaldan foydalanishni misolda ko'rib chiqamiz.

4-misol. Haroratning sigirlarning nafas olish tezligiga ta'sirini o'rganish bo'yicha fiziologik tajribalar shuni ko'rsatdiki, harorat 25^0S bo'lganda 1-minutda nafas olish xarakatlarining o'rtacha soni 45 ga teng, harorat 10^0S bo'lganda esa nafas olishlarning o'rtacha soni 30 gacha tushadi. Tajribalar 5 boshli sigirlar guruhida o'tkazilgan, ya'ni tanlanma to'plamlar o'zaro bog'liq va

korrelyasiya koeffisenti G=0,80. Ishlab chiqilgandan so'ng quyidagi statistik ma'lumotlar hosil bo'lgan (52-jadval).

Kichik sonli kuzatishlarda ikkita o'zaro bog'liq bo'lgan guruhning arifmetik o'rta qiymatlari orasidagi farqning muqarrarligini aniqlash.

-javal

Harorat farqi (S^0 da)	Guruhdagi hayvonlar soni	Nafas olishning o'rtacha soni, $\bar{x}$	Statistik xato m_d	Muqarrarlik kriteriysi (t)
25 10	5 5	45 30	3 4	15 7,5
		d= 15 (farqi)	$m_d = \sqrt{m_{\bar{x}_1}^2 + m_{\bar{x}_2}^2 - 2m_{\bar{x}_1} \cdot m_{\bar{x}_2} \cdot \tau} =$ $= \sqrt{3^2 + 4^2 - 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 0{,}8} =$ $= \sqrt{5{,}80} = 2{,}41$	

Ko'rilayotgan misoldagi solishtirilayotgan o'zaro bog'liq tanlanma to'plamlarda n=5+5=10. jadvalda o'ngdagi chetki ustundan n=5 qiymatini topamiz va satr bo'yicha t ning muqarrarlik qiymatini aniqlaymiz. Ehtimolning turli darajalari uchun y quyidagicha bo'lar ekan:

$\underline{P}$ =0,997 da t=7,58; P=0,99 da t=4,60; $\underline{P}$ =0,95 t=2,78

Biz hisoblab chiqqan AO'Qlarning farqi uchun t ning qiymati 6,2 ga teng. Demak AO'Q larning havo haroratining pasayishida nafas olish tezligininig o'rtacha farqi 15 ta nafas olish xarakatiga kamayishi kichik va o'rtacha darajadagi P=0,95, $\underline{P}$ =0,99 ehtimollarda muqarrar ekanki, bu shu tipdagi fiziologik tajribalarga qo'yilgan muqarrarlik talabi uchun tamomila yetarlidir.

Ikkita bog'liq bo'lmagan tanlanma to'plamlarning AO'Q orasidagi farqning muqarrarligi shunga o'xshash aniqlanadi. Bunga quyidagi misolni keltiramiz.

5-misol. Jersey va Ostfriz zotli sigirlarning kislorod is'temol qilishlaridagi farqni muqarrarligini aniqlang. Tajriba va uni statistik ishlab chiqish nitajasida quyidagi ma'lumotlar hosil qilingan (53-jadval).Kichik sonli kuzatishlarda ikkita bog'liq bo'lmagan guruh arifmetik o'rtacha qiymatlari orasidagi farqning muqarrarligini aniqlash.

53-jadval

Hayvonlar zoti	Hayvonlar	1 soatda kislorod is'temol qilishi (l/soat)	Xato, m	t
Jersiy Ostfriz	10 8	0,541 0,335	0,050 0,065	10,8 5,1
		D=0,206 (farqi)	0,082	2,5

Ikkila tanlanma to'plam chastotalarining yig'indisi $n=n_1+n_2=10+8=18$. bog'liq bo'lmagan tanlanma to'plamlar uchun chapdagi chetki ustundan olingan n ning shunday qiymatida t=3,70 (P=0,997 da) muqarrar miqdor; t=2,92 ($\underline{P}$ =0,95 da) muqarrar; t ning keltirilgan misolda hisoblab chiqilgan qiymati t=2,5. Demak, ishlab chiqarish sharoitlarida o'tkazilgan fiziologik tajribalar uchun bo'lgan ehtimolning kichik darajadagi ikki zot sigirlarda intensiv kislorod is'temol qilishda hosil bo'lgan farq statistik muqarrardir.

7. Dispersiyalar orasidagi farqning muqarrarligini baholash. Arifmetik o'rtacha qiymatlar orasida kuzatiladigan farqni baholash bilan bir qatorda tanlanma to'plamlarning berilganlarni solishtirish tahlili belgilar variasiyalarining ko'rsatkichlari asosida ham o'tkazish mumkin.

Avvalo, ozodlik darajasi soni tushunchasini kiritamiz. Biror parametrni topishda qatnashayotgan o'zaro bog'liq bo'lmagan miqdorlar soni shu parametrning ozodlik darajasi soni deyiladi va ν orqali belgilanadi. Ozodlik darajasi soni parametrni topishda qatnashadigan

miqdorlarning umumiy sonidan shu miqdorlarni bog'lovchi shartlar sonini ayirilganiga teng. Masalan, bizga n ta varianta berilgan bo'lsin

$X_1, X_2 \ldots, X_k$

$n_1, n_2 \ldots, n_k$

Dispersiya quyidagi $\Sigma_s n_s = \Sigma_I n_i (x_i - \bar{x}) = 0$

Bitta shartbilan bog'langan n ta ayirma bo'yicha hisoblanadi. Shuning uchun dispersiyaning ozodlik darajasi $\nu = n - 1$ bo'ladi, o'rtacha qiymatlar hyech qanday shartlar bilan bog'lanmagan n ta varianta bo'yicha hisoblanadi. Shuning uchun o'rtacha qiymatning ozodlik darajasi $\nu = n$ bo'ladi.

Normal taqsimot qonuni uchta $(n, \bar{x}, \sigma)$ parametr bilan xarakterlanadi. Shuning uchun normal taqsimot qonunining ozodlik darajasi $\nu = n - 3$ bo'ladi. Puasson taqsimot qonunining ham ikki parametr (n, p) bilan xarakterlanganligi uchun uning ozodlik darajasi $\nu = n - 2$ bo'ladi.

Tanlanma to'plam o'rtacha qiymatlarini solishtirish xollaridagi ayirmaning muqarrarlik kriteriysi

$$t = \frac{S_1 - S_2}{m_s} = \frac{d_s}{m_s} \qquad (81)$$

formula bo'yicha baholanadi. Bu yerda m_s quyidagi formula bo'yicha hisoblanadi:

$$m_s = \sqrt{\frac{S_1^2}{2n_1} + \frac{S_2^2}{2n_2}} \qquad (82)$$

S_1 va S_2 orasidagi farqni $t \geq 3$ da, odatdagidek muhim deb hisoblash mumkin. ammo bir qator nazariy mulohazalarga ko'ra variasiyalarni solishtirish va taqqoslayotganda guruhlar orasidagi farqning muqarrarligini aniqlash uchun F – kriteriy (Fisherning F - kriteriy) deb ataladigan anchagina aniq metoddan foydalaniladi. F – kriteriy sifatida kuzatilgan dispersiyaning ushbu

nisbati olinadi $F = S_1^2/S_2^2$ (83)

Katta dispersiya kasrning surati qilib olinadi. Shuning uchun $F \geq 1$. Agar F=1 bo'lsa, bu dispersiyalarning tengligini ko'rsatadi. $F \neq 1$ (F>1) bo'lganda dispersiyalar orasidagi farqni tasodifiy yoki tasodifiy emasligini baholash zarurati tug'iladi.

F miqdor qancha katta bo'lsa, dispersiyalar orasidagi farq shuncha ko'p bo'lishi, va aksincha, F ning qiymati 1 ga yaqin bo'lsa, solishtirilayotgan variasiyalar ko'rsatkichlari orasidagi farq shunchalik oz bo'ladi. F – kriteriyning qiymatlari muhsus jadvallar bo'yicha baholanadi: bu jadvallarda solishtirilayotgan guruhlarni hajmlari (bu guruhlar ozodlik darajalarining turli sonlari) hisobga olinadi va turli muhimlik darajalari qabul qilinadi. Bir oz qisqartirilgan ko'rinishda ular (0,05 muhimlik darajasi uchun) [1] ilovasidagi VI jadval va (0,01 muhimlik darajasi uchun) ilovadagi VII jadvalda berilgan. Agar F ning hosil bo'lgan miqdori qabul qilingan muhimlik darajasida jadval qiymatidan katta bo'lsa, u vaqtda dispersiyalar orasidagi farq muqarrar deb olinadi, agar F ning hosil bo'lgan miqdori jadval qiymatidan kichik bo'lsa, dispersiyalar orasidagi farqni tasodifiy, muhim emas deb hisoblash mumkin.

Statistikaning bir qator mahsus bo'limlarida, ayniqsa, dispersion analizda F katta ahamiyatga ega. Biz F - kriteriyning umumiy tushunchasi va muqarrarlikni baholash uchun ilovadagi ([1]) VI va VII jadvallardan foydalanish bilan cheklanamiz.

Misol. Paxtaning ikki navi (54-jadval) deyarli bir xil o'rtacha hosildorlikka ($\bar{x}$=20,4; $\bar{x}$=20,3 s/g) ega, lekin ulardan biriga (A navga) ob-havo sharoitlarining yildan-yilga o'zgarishi boshqasiga qaraganda kamroq ta'sir qiladi. S_1^2=16,9; S_2^2=4,92 deb olamiz, demak, $F = S_1^2/S_2^2$ =16,9/4,92=3,44 bo'ladi. suratning ozodlik darajsi soni ν =8-1=7, mahrajning ozodlik darajasi soni ν_2=8-1=7 [1]

ilovasidagi VI jadvaldan $F_{05}\left(\frac{7}{7}\right) = 3{,}44$ ekanini topamiz. Haqiqiy F=3,44 qiymat 5% li chegara qiymatidan kichik bo'lgani uchun dispersiyalar orasidagi farq tasodifiy ekan, muhim emas ekan.

-jadval

Yillar	Hosildorlik, (s, hisobida)	
1952	A - nav	V - nav
1953	18.3	16.8
1954	19.6	17.2
1955	22.1	23.7
1956	24.0	26.1
1957	17.2	15.4
1958	20.9	21.3
1959	19.3	17.4
	21.8	24.5
Jami	163.2	162.4
O'rtachasi	20.4	20.3
S	2.22	4.11

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vьısshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1.Statistik xato. Arifmetik o'rtacha qiymatning xatosi. O'rtacha kvadratik farqni xatosi.
2. Variasiya koeffisentining xatosi. Asimmetriya va ekssess koeffisentining xatosi.
3. Arifmetik o'rtacha qiymatning muqarrarligini kichik sonli kuzatishlarda Styudent usuli bo'yicha aniqlash.
4. Muqarrarlik kriteriysi
5. Ikkita bog'liq bo'lmagan tanlanma to'plamlarn
6. Ikki to'plam o'rtacha farqining xatosi. Dispersiyalar orasidagi farqning muqarrarligini baholash.

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Kubik o'rtacha kattaliklar		belgi xajm ulchoviga ega bo'lganda qo'llaniladi
Oddiy arifmetik o'rtacha		variantalar bir marta takrorlanganda yoki takrorlanish soni barcha variantalar uchun bir xil bo'lganda qo'llaniladi.

Keyslar banki

Keys 1. Ikki to'plam o'rtacha farqining xatosi.

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).
• Ikki to'plamning [ftosi. Shu to' plam o'rtacha farqining xatosi. (individual holda).

Nazorat savollari

1. Statistik xatolar.
2. Statistik xatolar va muqarrarlik o'lchov

Test savollari

1.To'plam xodisalarining bir vaqtda ikki belgiga bo'linishiga taqsimlanishini tasvirlovchi statistik jadval.

a. korrelyatsion jadval.
b. statistik jadval.
s. qo'shuv jadval.
d. hammasi to'g'ri.

2. Disprersiya nima?

a. x - o'rtacha kvadratik farqi.
b. u - o'rtacha kvadratik farqi.
s. x va u o'rtacha kvadratik farqi.
d. foizda ifodalanadigan miqdor.

10-MA'RUZA
MAVZU: KORRELYASIYA KOEFFISIYENTI VA UNING XOSSALARI. REGRESSIYA TUSHUNCHASI. REGRESSIYA KOEFFISIYENTLARI VA TENGLAMALARI.

Reja:

1. Korrelyasiya koeffisiyenti va uni hisoblash usullari.
2. Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblash formulalari.
3. Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblashning to'rt maydon usuli.

Tayanch iboralar: *Korelyasiya, musbat korrelyasiya, manfiy korrelyasiya, korrelyasiya koeffisiyenti*

10.1. Korrelyasiya koeffisiyenti va uni hisoblash usullari.

Korrelyasiya koeffisiyenti biologiyada keng ishlatiladigan statistik xarakteristika bo'lib, belgilar orasida to'g'ri chiziqli yoki shu tipga yaqin bo'lgan bog'lanishlarda qo'llaniladi. Egri chiziqli bog'lanishlarda esa korrelyasiya koeffesiyenti bog'lanish miqdorini kamaytirib ko'rsatishi mumkin yoki uni payqamasligi ham mumkin.

Umumiy holda korrelyasiya koeffisiyenti

$$\Gamma = \frac{\sum_i (X_i - \bar{X})(y_i - \bar{y})}{nG_x G_y} \qquad (43)$$

formula orqali ifodalanadi. (43) formulada $X_i - \bar{X}$ miqdor har bir o'rganilayotgan individning X qator bo'yicha taqsimlangan belgining $\bar{X}$ arifmetik o'rtacha qiymatdan farqini, y_i- $\bar{y}$ miqdor esa o'sha individning U qator bilan ifodalangan boshqa belgisining $\bar{y}$ arifmetik o'rtacha qiymatidan farqini ifodalaydi. Formulaning maxrajida esa ma'lum bo'lgan miqdorlar turibdi: G_x- qatorning X belgisi bo'yicha (yoki X qatorning) o'rtacha kvadratik farqi, G_u-U qatorning o'rtacha qvadratik farqi, n-individlar soni.

Korrelyasiya koeffisiyentining qiymatlari -1 bilan +1 orasida yotadi. Musbat korrelyasiyada belgilar orasidagi bog'lanish to'g'ri bo'ladi: belgilardan biri o'sganda boshqasi ham o'sadi. Manfiy korrelyasiyada belgilar oraisdagi bog'lanish teskari bo'ladi: belgilardan birining o'sishi mos ravishda boshqasining kamayishi bilan bog'langan bo'ladi. Sifat belgilarda manfiy korrelyasiya bir belgining qatnashishi ko'pincha boshqasining qatnashmasiligi bilan mos keladi, musbat korrelyasiya esa bir belgining qatnashishi boshqasining ham qatnashishi bilan mos keladi. Korrelyasiya koeffisiyenti G=O bo'lganda, X va U orasida to'g'ri chiziqli korrelyasion munosabat mavjud bo'lishi mumkin.

10.2.Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblash formulalari.

Korreliyasiya koeffisiyenti g ni (43) formulaga nisbatan osanroq hisoblashga imkon beradigan formulalar mavjud. Ch ni bevosita usul bilan, ya'ni X_i larning va ularga mos U_i larning qiymatlaridan bevosita foydalanish bilan hisoblash mumkin. Eng ko'p qo'llaniladigan formulalardan biri quyidagicha:

$$\Gamma = \frac{\sum_i (X_i - \bar{X})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i (X_i - \bar{X})^2 \sum_i (y_i - \bar{y})^2}} \qquad (44)$$

Bu formula (43) formulada G_i va G_i ning o'rniga ularniing

$$\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_i (X_i - \bar{X})^2} \text{ ва } \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$$

Ning qiymatlarini qo'yish bilan hosil qilinadi.

Ba'zan variantalarning arifmetik o'rtacha qiymatlaridan farqlari juda katta sonlar bilan ifodalanadi. U vaqtda boshqa formulalarni qo'llash mumkin, masalan,

$$G = \frac{\sum_i X_i y_i - n\bar{x}\bar{y}}{(\sum_i X_i^2 - n\bar{X}^2)(\sum_i y_i^2 - n\bar{y}^2)} \qquad (45)$$

$\bar{X}$ ва $\bar{y}$ ni ularning $\frac{1}{n}\sum X_i$ ва $\frac{1}{n}\sum Y_i$ ifodalari bilan almashtirib,

$$Ch = \frac{\sum_i X_i Y_i - \frac{1}{n}(\sum_i X_i)(\sum_i Y_i)}{\sqrt{(\sum_i X_i^2 - \frac{1}{n}(\sum_i X_i)^2)(\sum_i y_i^2 - \frac{1}{n}(\sum_i Y_i)^2)}} \qquad (46)$$

ni hosil qilamiz.

Misol. Buzoqchaning tug'ilishdagi X tirik og'irligi va U sutkalik semirishi orasidagi bog'lanish haqida 31-jadvalda berilgan ma'lumotlar bo'yicha korrelyasiya keeffisiyentini (45) yoki (46) formulalardan birini tatbiq etib topish mumkin.

31-jadval

X_i,kg	y_i, g	X_i^2	U_i^2	X_i , U_i
38,5	694	1482,25	481636	26719,0
46,0	901	2116,00	811801	41446,0
43,0	736	1849,00	541696	31648,0
43,0	1005	1849,00	1010025	43215,0
40,5	841	1640,25	707281	34060,5
44,0	743	1936,00	552049	32692,0

38,0	896	1444,00	802816	34048,0
35,0	863	1225,00	744769	30205,0
40,5	855	1640,00	731025	34627,5
54,0	830	2916,00	688900	44820,0
$\sum_i X_i = 422{,}5$	$\sum_i y_i = 8364$	$\sum_i X_i^2 = 18097{,}75$	$\sum_i y_i^2 = 7071998$	$\sum_i X_i y_i = 353481.0$

Masalan, g ni (46) formaula bo'yicha topish uchun quyidagilarni hisoblaymiz:

$$\sum_i X_i \cdot \sum_i y_i = 442{,}5 \cdot 8364 = 3533790. \frac{1}{n}\sum_i x_i \cdot \sum_i y_i = \frac{3533790}{10} = 353379,$$

$$\frac{(\sum X_i)^2}{n} = \frac{422{,}5^2}{10} = 17850{,}6, \frac{(\sum y_i)^2}{n} = \frac{8364^2}{10} = 6995649{,}6.$$

olingan miqdorni (46) formulaga qo'yib, quyidagini hosil qilamiz:

$$\mathrm{G} = \frac{353481 - 3533790}{\sqrt{(18097{,}75 - 17850{,}6)\cdot(7071998 - 6995649{,}6)}} = -0{,}023.$$

Ko'ramizki, X va U orasidagi bog'lanish katta emas ekan. Variantalar ko'p xonali yoki kasr qiymatli bo'lganda hisoblashlarni soddalashtirish uchun variantalarni A shartli O'rtacha qiymatdan Δ farqlari orqali ifodalaymiz. U vaqtda g ni hosblash formulasi quyidagicha bo'ladi:

$$\mathrm{g} = \frac{\sum \Delta_x \Delta_y - \frac{1}{n}\cdot \sum \Delta_x \cdot \sum \Delta_y}{\sqrt{\alpha_x \alpha_y}}, \qquad (47)$$

bunda $\Delta_x = (X - A_x)$, $\Delta_u = (u - A_u)$, $\alpha_x = \sum \Delta_x^2 - \frac{1}{n}(\sum \Delta_x)^2$ *ва* $\alpha_y = \sum \Delta_y^2 - \frac{1}{n}(\sum \Delta_y)^2$.

Misol. Ostfriz naslli sigirlarda X tirik og'irligi va sog'in davridagi U sut miqdori orasidagi munosabatni aniqlang (33-jadval).

Yechish. 32- jadval asosida quyidagilarni hosil qilamiz:

$$\alpha_x = \sum \Delta_x^2 - \frac{1}{n}(\sum \Delta_x)^2 = 8500 - 250 = 8250,$$

Og'irligi X, kg	Sog'in davrida bergan sut, U, kg	$\Delta_x = X - A_x$	$\Delta_y = y - A_y$	Δ^2_x	Δ^2_u	$\Delta_x \Delta_u$
450	2020	450-450=0	-20	0	400	0
420	2030	-30	-10	900	100	+300
470	2050	+20	+10	400	100	+200
400	2000	-50	-40	2500	1600	+2000
490	2090	+40	+50	1600	2500	+2000
410	2010	-30	-30	1600	900	+1200
480	2060	+30	+20	900	400	+600
440	2070	-10	+30	100	900	-300
460	2040	-10	0	100	0	0
430	2080	-20	+40	400	1600	-800
A_x=450 A_u=2040		$\Sigma\Delta_x$=-50	$\Sigma\Delta_u$=+50	$\Sigma\Delta_x^2$=8500	$\Sigma\Delta_u^2$=8500	$\Sigma\Delta_x\Delta_u$=5200

$$\alpha_y = \sum \Delta_y^2 - \frac{1}{n}(\sum \Delta_y)^2 = 8500 - 250 = 8250,$$

$$G = \frac{\sum \Delta_x \Delta_y - \frac{1}{n} \cdot (\sum \Delta_x) \cdot (\sum \Delta_y)}{\sqrt{\alpha_x \alpha_y}} = \frac{5200 - \frac{-2500}{10}}{\sqrt{8250 \cdot 8250}} = 0{,}66.$$

32-jadval

Ko'ramiziki, x va u oraisdagi bog'lanish katta (g=0,66), demak, sigirlarning og'irligi orta borishi bilan ularning suti ham ko'paya boradi.

Korrelyasiya koeffisiyentini quyidagi

$$G = \frac{\sum n_{xy} XY - n\bar{X}\bar{Y}}{nG_x G_y} \qquad (48)$$

formula bo'yicha ham hisoblash mumkin, bu yerda x,y lar X,U son belgilarning variantalri, n_{xy} esa (X,U) variantalar juftining chastotasi, n-tanlanma hajmi, $\bar{X}\bar{Y}$ ular X va U belgilarning o'rtacha qiymatlari, G_x, G_u lar X va U belgilarining o'rtacha kvadratik farq (xatolik)lari.

Hisoblashlarni soddalashtirish uchun

$$i_i = (X_i - C_1) / h_1, v_i = (y_i - c_2)/h_2$$

shartli variantalarga o'tish qulaydir, bunda S_1 soni X belgining eng ko'p takrorlanadigan variantasi; h_1-qadam (X ning ikki qo'shni variantasi orasidagi farq). S_2 son U belgining eng ko'p takrorlanadigan variantasi; h_2-qadam. U vaqtda korrelyasiya koeffisiyenti

$$G = \frac{\sum n_{uv} UV - n\bar{U}\bar{V}}{nG_u G_v} \qquad (49)$$

formula bilan hisoblanadi.

10.3. Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblashning to'rt maydon usuli.

Korrelyasiya jadvalida berilganlar bo'yicha (49) formuladan foydalanib, korrelyasiya koeffisiyentini topamiz. $\bar{U}, \bar{V}, G_U, G_v$ miqdolar

$$\bar{u} = \frac{1}{n}\sum n_u u, \bar{V} = \frac{1}{n}\sum n_v V, G_u = \sqrt{\bar{U}^2 - (\bar{U})^2}, G_v = \sqrt{\bar{V}^2 - (\bar{V})^2}$$

Formulalar bo'yicha bevosita topiladi. Endi $\Sigma\, n_{uv}UV$ ni qanday hisoblashni ko'ramiz. Korrelyasiya jadvalining eng katta nisbiy chastota joylashgan katakda kesishadigan satr va ustuni jadvalni 4 qisimga bo'ladi, bu qisimlar maydonlar deb ataladi. Shu sababali usul to'rt maydon usuli deb ataladi. Maydonlar quyida ko'rsatilgan tartibda nomerlab chiqiladi.

U / V			
	I		**II**
		Eng katta chastota	
	III		**IV**

Hisoblashlar qanday olib borilishini 1 maydonda ko'rsatish bilan chegaralanamiz. Birinchi maydondagi jadval quyidagicha bo'lsin:

U / V	-3	-2	-1
-2	5	7	-
-1	-	20	23

U va V variantalar juftining ko'paytmalarini topamiz va mos chastotalar joylashgan kataklarning yuqoridagi o'ng burchakka yozamiz. Masalan, U=-3 va V=-2 variantalar jufti 5 marta kuzatilgan; UV =(-3)(-2)=6 ko'paytmani 5 chastota joylashgan katakning yuqoridagi o'ng burchagiga yozamiz. Birinchi maydonning qolgan kataklarini ham shu tariqa to'ldirib, quyidagi jadvalni hosil qilamiz:

U / V	-3		-2		-1	
-2	5	6	7	4	-	
-1	-		20	2	23	1

Boshqa maydonlarning kataklari ham shunga o'xshash to'ldiriladi.

Shunday qilib, N_{uv} chastota joylashgan har bir katakda UV ko'patma ham yozilgan bo'ladi: har bir katakdagi N_{uv} va UV ni ko'paytirish va natijalarni qo'shib, oqibatda $\Sigma\ N_{uv}UV$ sonni hosil qilamiz.

Hisoblarni tekshirish qulay bo'lishi uchun har bir katakdagi $\Sigma\ N_{uv}$ va UV sonlarning topilgan ko'paytmalari har bir maydon bo'yicha alohida jamlanadi. Shu bilan birga hisoblash har bir maydonning satri va ustunlari bo'yicha olib boriladi: maydon satrining $\Sigma\ N_{uv}UV$ sonlar yig'indisi o'ng tomonda joylashgan qo'shimcha ustunlardan sonlari qo'shilayotgan maydonning nomeriga ega bo'lganiga yoziladi. Maydon ustunining $\Sigma\ N_{uv}UV$ sonlari yig'indisi pastda joylashgan qo'shimcha satrlardan sonlari qo'shilayotgan maydonning nomeriga ega bo'lganiga yoziladi. Har bir maydon sonlarining yig'indisi jadvalning o'ng tomonidagi pastki burchagida joylashgan to'rtta yakunlovchi kataklarga yoziladi.

Nihoyat, yakunlovchi kataklarning hamma sonlarini qo'yib, izlanayotgan $\Sigma\ N_{uv}UV$ sonlar topiladi.

Hisoblash jadvali quyidagi sxematik ko'rinishga ega bo'ladi:

U / V	-3	-2	-1	0		I	II
-2	5 $\boxed{6}$	7 $\boxed{4}$	-		II	58	
-1	-	20 $\boxed{2}$	23 $\boxed{1}$			63	
0				Eng atta chastota		III	IV
	III				IV		
I	30	68	23	II		121	II
III				IV		III	IV

Jadval quyidagicha to'ldirladi: birinchi maydonning satrlari bo'yicha N_{uv} va UV lar ko'paytmalar yig'indisini topamiz
(5·6+7·4=58, 20·2+23·1=63) va ularni I qo'shimcha ustunga yozamiz. Birinchi maydoning ustunlari bo'yicha N_{uv} va UV lar ko'paytmalarning yig'indisini topasiz (5·6=30; 7·4+20·2=68; 23·1=23) va ularni I qo'shimcha satrga yozamiz

I qo'shimcha ustunning sonlari yig'indisini topamiz (58+63=121) va uni birinchi yakunlovchi katakka yozimiz.

Tekshirish maqsadida qo'shimcha satrning hamma sonlarini qo'shamiz (30+68+23=121). Qolgan maydonlar bo'yicha ham hisoblar shunga o'xshash olib boriladi.

Misol. 33-jadvalda O'rta Osiyo ipakchilik ilmiy tekshirish instiutidan olingan 100 dona pillaning X kengligi va U uzunligi berilgan. X va U lar orasidagi korrelyasiya koeffisiyentini toping.

Yechish. Shartli variantalarga o'tamiz:

$$I=\frac{X-C_1}{h_1}=\frac{X-1{,}65}{0{,}05}$$

(S_1 soxta nolsifatida eng katta chastotaga ega bo'lgan X=1,65 olindi; h_1=1,60-1,55=0,05-qadam).

$$V=\frac{Y-C_2}{h_2}=\frac{y-3{,}35}{0{,}05}$$

(S_2 soxta nol sifatida eng katta chastotaga ega bo'lgan U=3,35 varinta olinadi; h_2=3,25-3,20=0,05-qadam).

33-jadval

X / U	1,55	1,60	1,65	1,70	1,75	1,80	1,85	N_u
2,95	1	1	1	-	-	-	-	3
3,00	-	-	-	-	-	-	-	-
3,05	-	-	1	-	-	-	-	1
3,10	-	-	-	-	-	-	-	-
3,15	1	1	-	-	1	-	-	3
3,20	3	2	2	-	-	-	-	7

3,25	1	2	2	3	-	-	-	8
3,30	3	5	3	2	-	1	3	17
3,35	-	3	6	3	4	-	1	17
3,40	3	1	3	5	3	1	1	17
3,45	-	2	2	1	4	1	1	11
3,50	-	-	1	-	3	1	-	5
3,55	-	-	1	1	-	-	-	2
3,60	-	1	-	-	2	1	1	5
3,65	-	-	-	-	-	-	-	-
3,70	1	-	-	-	2	-	-	3
3,75	-	-	-	-	-	1	-	1
n_x	13	18	22	15	19	6	7	100

Shartli variantalar bo'yicha korrelyasion jadvalni tuzamiz: Amalda bu quyidagicha bajariladi: birinchi satrga eng katta chastotaga ega bo'lgan varianta (1,65) ning o'rniga O yoziladi; noldan chapda ketma-ket -1,-2 sonlar yoziladi; noldan o'nngda ketma-ket 1,2,3, 4 sonlar yoziladi. Birinchi ustunda eng katta chastotaga ega bo'lgan varianta (3,35) o'rniga 0 yoziladi. Noldan yuqorida ketma-ket 1,2,3,4,5,6,7,8 sonlar yoziladi. Qolgan hamma ma'lumotlar dastlabki jadvaldan ko'chirib olinadi. Natijada quyidagi korrelyasion jadval -34 jadval hosil bo'ladi.

34-jadval

I / V	-2	-1	0	1	2	3	4	n_v
-8	1	1	1	-	-	-	-	3
-7	-	-	-	-	-	-	-	-
-6	-	-	1	-	-	-	-	1
-5	-	-	-	-	-	-	-	-
-4	1	1	-	-	1	-	-	3
-3	3	2	2	-	-	-	-	7
-2	1	2	2	3	-	-	-	8
-1	3	5	3	2	-	1	3	17
0	-	3	**6**	3	4	-	1	17
1	3	1	3	5	3	1	1	17
2	-	2	2	1	4	1	1	11
3	-	-	1	-	3	1	-	5
4	-	-	1	1	-	-	-	2
5	-	1	-	-	2	1	1	5
6	-	-	-	-	-	-	-	-
7	1	-	-	-	2	-	-	3
8	-	-	-	-	-	1	-	1
n_x	13	18	22	15	19	6	7	100

U V G_i va G_v larni hisoblash uchun hisoblash jadvallarini tuzamiz (35-36-jadvallar).

U	N_v	N_bU	NuI^2	$N_u(I+1)^2$
-2	13	-26	52	13
-1	18	-18	18	0
0	22	0	0	22
1	15	15	15	60
2	19	38	76	171
3	6	18	54	96
4	7	28	112	175

+ -		44 99		
Jami	100	755	+327	+537

Nazorat qilish: $\Sigma N_u i_2 + 2 \Sigma N_u I + \Sigma N_u = 327+551+100=537$
$\Sigma N_u(i+1)^2=537$

36-jadval

U	N_v	N_vV	N_vV^2	$N_v(V+1)^2$
-8	3	-24	192	147
-7	0	0	0	0
-6	1	-6	36	25
-5	0	0	0	0
-4	3	-12	48	27
-3	7	-21	63	28
-2	8	-16	32	8
-1	17	-17	17	0
0	17	0	0	17
1	17	17	17	68
2	11	22	44	99
3	5	15	45	80
4	2	8	32	50
5	5	25	125	180
6	0	0	0	0
7	3	21	147	192
8	1	8	64	81
+ -	100	96 116		
Jami	100	20	862	1002

Nazorat qilish $\Sigma N_vV^2 + 2 \Sigma N_VV + \Sigma Nv = 862+2\cdot 20+100=1002$
$\Sigma N_v(V+1)^2=1002$
36 –jadvallardan quyidagilarni hosil qilamiz.

$$\bar{И} = \frac{1}{n}\sum N_u И = \frac{55}{100} = 0{,}55; V = \frac{1}{n}\sum N_V V = \frac{200}{100} = 0{,}2$$

$$\bar{И}^2 = \frac{1}{n}\sum N_u И^2 = \frac{327}{100} = 3{,}27, \bar{V}^2 = \frac{1}{n}\sum N_v V^2 = \frac{862}{100} = 8{,}62,$$

$$G_u = \sqrt{\bar{И}^2 - (\bar{И})^2} = \sqrt{3{,}27-(0{,}55)^2} = \sqrt{3{,}27-0{,}3025} = \sqrt{2{,}9675} = 1{,}72,$$

$$G_v = \sqrt{\bar{V}^2 - (\bar{V})^2} = \sqrt{8{,}62-(0{,}2)^2} = \sqrt{8{,}58} \approx 2{,}93$$

Endi $\sum N_{uv}UV$ ifodani to'rt maydon usuli bo'yicha topish uchun 37-hisoblash javdalini tuzamiz.

37-jadval

U / V	-2	-1	0	1	2	3	4	I	II
-8	1^{16}	1^{8}		-	-	-	-	24	-
-7	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-5	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-4	1^{8}	1^{4}		-	1^{-8}	-	-	12	-8
-3	3^{6}	2^{3}		-	-	-	-	24	-
-2	1^{4}	2^{2}		3^{-2}	-	-	-	8	-6
-1	3^{2}	5^{1}		2^{-1}	-	1^{-3}	3^{-4}	II	-17
0								III	IV
1	3^{-2}	1^{-1}		5^{1}	3^{2}	1^{3}	1^{4}	-7	18
2	-	2^{-2}		1^{2}	4^{4}	1^{6}	1^{8}	-4	32
3	-	-		-	3^{6}	1^{9}	-	-	27
4	-	-		1^{4}	-	-	-	-	4
5	-	1^{-5}		-	2^{10}	1^{15}	1^{20}	-5	55
6	-	-		-	-	-	-	-	-
7	1^{-14}	-		-	2^{14}	-	-	-14	28
8	-	-		-	-	1^{24}	-	-	24
I	52	27	II	-8	-8	-3	-12	79	-31
III	-20	-10	IV	II	88	57	32	-30	188

Yakunlovchi kataklardagi sonlarni qo'shib,

$$/\sum N_{uv}UV = 79 - 31 - 30 + 188 = 206$$

Ni hosil qiamiz. Izlanayotgan korrelyasiya koeffisiyentini topamiz:

$$g=\frac{\sum N_{uv}UV-N\bar{U}\bar{V}}{NG_uG_v}=\frac{206-100\cdot 0{,}55\cdot 0{,}2}{100\cdot 1{,}72\cdot 2{,}93}\approx 0{,}38.$$

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Korrelyasiya jadvali
2. Korrelyasiya koeffisiyenti.

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Korrelyasiya		munosabat bog'liqlik

Keyslar banki

Keys 1. Tajribalardagi korrelyasion munosabatlar
Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:
• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).
• Korrelyasion munosabatlar to'g'ri va teskari, to'g'ri chiziqli va egri chiziqli, oddiy va ko'p belgilar sorasidagi bog'lanishlar bo'lishi mumkin. Ularni farqlarini organing (individual holda).

Nazorat savollari

1. Korrelyasiya koeffisiyentining qiymatlari?
2. Shartli variantalar bo'yicha korrelyasion jadval nima?
3. Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblashning to'rt maydon usuli nima?.

Test savollari

1.Korrelyatsion jadvallar qanday munosabatlarda bo'lishi mumkun?
a. aylanma
b. to'g'ri va teskari, to'g'ri chiziqlar, oddiy va ko'p belgilar orasidagi bog'lanishlar.
c. to'g'ri va to'rtburchak
d. Aylanma va to'g'ri

2.Korrelirnayotgan belgilardan birining ortishi bilan boshqasining kamayish xodisasi nima deyladi?
a. egri munosabat
b. teskari munosabat
c. to'g'ri munosabat
d. Noto'g'ri

3.Belgilarni birining ortishi bilan boshqasining ortishiga olib keladigan munosabat,,,,,,,
a. egri
b. to'g'ri va egrimunosabat
c. to'g'ri munosabat
d. Noto'g'ri

4.Korrelyatsion jadvallar bu ,,,,,,
a. statistik jadvallar
b. qo'shimcha
c. gistogramma

d. Poligon

5.Tasodifiy miqdor……. bu…..

a. tasodifiy x miqdor.
b. tasodifiy o'zgarmas miqdor.
c. tasodifiy sifat miqdor
d. Variantsiz miqdor.

11-MA'RUZA

MAVZU: KO'P BELGILAR KORRELYASIYASI. STATISTIK GEPOTEZALARNI TEKSHIRISH TUSHUNCHASI.

Reja:

1. Statistik munosabatlar to'g'risida umumiy tushuncha.
2. Korrelyasion jadval. To'g'ri chiziqli korrelyasion munosabat.
3. Statistik baho. Siljimagan, effektiv va asosli baholar.

Tayanch iboralar: *statistik yoki korrelyasion munosabat, variasion statistika, ko'p sonli belgilar orasidagi munosabatlar, statistik baho.*

11.1. Statitik munosabatlar to'g'risida umumiy tushuncha.

Ko'pincha tajribalarda turli son va sifat belgilari orasidagi munosabatlarni o'rganishga to'g'ri keladi. Belgilar orasida ikki turdagi bog'lanish-funksional va korrelyasion (yoki statistik) bog'lanishlar mavjuddir.

Funksional bog'lanishlarda bir o'zgaruvchi miqdorning har bir qiymatiga boshqa o'zgaruvchi miqdorning aniq bitti qiymati mos keladi. Bunday bog'lanishlar aniq fanlar-matematika, fizika va ximiyada ayniqisa yaqqol kuzatiladi. Masalan, termometrdagi simob ustunining balandligi havo yoki suvning harorati haqida aniq va bir qiymatli ma'lumat beradi: aylana radiusi R va uning uzunligi S orasida geometriyadan ma'lum bo'lgan S=2PR formula bo'yicha aniqlangan funksional bog'lanish mavjud.

Biologik hodisalarda ma'lum bir organizmning ayrim sifat yoki son belgilari orasida, yoki belgilar va ba'zi bir tashqi shart-sharoitlar orasida bog'lashlar kuzatiladi. Biologik belgilar orasida mavjud bo'lgan munosabatlar shu bilan xarakterliki, ularda bir belgining aniq qiymatlari to'g'ri keladi, ba'zi bu qiymatlar aniqmas bo'lib qolashi ham mumkin, masalan,

1) Hosil solingan o'g'it miqdoriga bog'liq, lekin bu bog'lanishda aniq moslik yo'q;
2) Agar ko'rinishi, zoti, jinsi va yoshi bo'yicha bir jinsli bo'lgan bir guruh hayvonlar joylashtirilgan joydagi xavoning haroratini o'zgartirsak, u vaqtda har qaysi hayvonning reaksiyasi turlicha bo'ladi. Ko'pchilik hayvonlarda haroratning ko'tarilishi bilan nafas olish tezlashadi (bu ham turlicha tezlikda).

Agar ikki X va U tasodifiy miqdor orasida shunday munosabat mavjud bo'lsaki, X ning har bir qiymatiga X o'zgarishi bilan qonuniy ravishda o'zgaradigan U miqdorning aniq taqsimoti mos kelsa, X va U orasidagi bunday munosabat statistik yoki korrelyasion munosabat deyiladi.

X va U miqdorlar orasidagi bu munosabat oddiy jadval ko'rinishida berilishi mumkin (25-jadval)

11.2. Korrelyaion jadval. To'g'ri chiziqli korrelyasion munosabat.

25-jadval

X_1	X_2	X_3	....	X_n
U_1	U_2	U_3	….	U_n

X va U miqdorlar uchun kuzatishlar natijasida hosil bo'lgan X_i,U_i juftlarning soni katta bo'lsa, va ular orasida takrorlaniadigan juftlar bo'lsa, u vaqtda 25-jadvalni quyidagi "ikki o'lchovli" jadval bilan almashtirish mumkin

-jadval

X / U	X_1	X_2	…	X_i	…	X_k	M_y
U_1	M_{11}	M_{21}	…	M_{i1}	…	M_{k1}	M_{y1}
U_2	M_{12}	M_{22}	…	M_{i2}	…	M_{k2}	M_{y2}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
U_j	M_{1j}	M_{2j}	-11	M_{ij}	…	M_{kj}	M_{yj}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
U_s	M_{1s}	M_{2s}	…	M_{is}	…	M_{ks}	M_{ys}
M_x	M_x	M_{x2}	…	M_{xi}	…	M_{xs}	n

Bu jadval korrelyasion jadval yoki korrelyasion panjara (to'r) deyiladi. Bu jadvalning ba'zi xossalarini keltiramiz:

1^0. X_1,X_2,..X_k X tasodifiy miqdorning k ta turli qiymatini sonlar esa U miqdorning S ta turili qiymatini ifodalaydi.

2^0. Jadvalning i-sart va j-ustunlarining kesish joyida kuzatishlarda X va U miqdorlarning mos X_i,U_j juft qiymatlarining necha marta ro'y berganini ko'rsatuvchi M_{ij} son turadi.

M_{ij} sonlar takrorlanishlar deyiladi.

3^0. Oxirgi starda M_{x1} M_{x2} ... M_{xk} sonlar turadi. Ular hamma kuzatishlarda mos X_1 X_2 …X_k qiymatlari necha marta ro'y berganini ko'rasatadi. M_{x1} M_{x2} ... M_{xk} sonlarning har biri mos ustunning hamma takrorlanishlari yig'indisiga teng, ya'ni

$$M_{xi} = M_x\ M_{i1i2}+... M_{2s}$$

4^0. Oxirgi ustunda M_u, M_{u2},..,M_{us}, sonlar yozilgan. Ular bircha kuzatishlarda mos U_1, U_2,...U_s qiymatlar necha marta ro'y berganini ko'rsatiadi. M_u, M_{u2},..,M_{us}, sonlarning har biri mos satrning hamma takrorlanishlari yig'indisiga teng, ya'ni

$$M_{uj}= M_{1j}+M_{2j}, \ldots+M_{kj}$$

5^0. Mx, M_{x2},..,M_{xk}, conlarning yig'indisi M_u, M_{u2},..,M_{us}, sonlarning yig'indisiga teng va bu yig'indilarning har biri alohida bfrcha kuzatishlar soniga, ya'ni n ga teng:

$$\sum_{i=1}^{k} m_{xi} = \sum_{i=1}^{s} m_{yj} = n.$$

6^0. 26-korrelyasion jadvalda X tasodifiy miqdorning har bir ayrim qiymatiga U t.m.ning aniq taqsimoti mos keladi. Masalan, X_i qiymatga U miqdorning quyidagi taqsimoti mos keladi: (27-jadval)

27-jadval

U_1	U_2	U_3	..	U_s
M_{i1}	M_{i2}	M_{i3}	…	M_{is}

X_1	X_2	X_3	…	X_k
M_{ij}	M_{2j}	M_{3j}	…	M_{kj}

Shuncha o’xshash, u_j qiymatga X miqdorning 28-jadvaldagi taqsimoti mos keladi.

Misol. (1). O’rta Osiyo Ipakchilik ilmiy-tekshirish institutida 1970 yilda olingan ma’lumotlarga ko’ra tuzilgan 29-jadvalni keltiramiz. Bunda 100 dona pillaning eni (X, sm hisobida) va bo’yi (U, sm hisobida) bo’yicha taqsimoti berilgan.

-jadval

X / U	1,45	1,50	1,55	1,60	1,65	1,70	1,75	1,80	1,85	1,90	n_y
3,20	1	-	1	-	1	-	-	-	-	-	**3**
3;25	-	-	1	1	-	-	-	-	-	-	**2**
3;30	1	1	3	1	1	1	-	-	-	-	**8**
3;35	-	-	5	3	4	4	1	-	-	-	**17**
3,40	-	1	5	8	3	4	3	-	-	-	**24**
3,45	-	-	-	-	6	5	2	-	-	1	**14**
3,50	-	-	-	2	1	3	3	1	1	-	**11**
3,55	-	-	-	-	3	2	1	1	-	-	**7**
3,60	-	-	-	1	2	2	1	2	1	-	**9**
3,65	-	-	-	-	1	1	2	-	1	-	**5**
n_x	**2**	**2**	**15**	**16**	**22**	**22**	**13**	**4**	**3**	**1**	**n=100**

Jadvalda 100 dona pillaning eni (X) va bo’yi (U) ning mos kambinasiyalarga to’g’ri kelgan chastotalari keltirilgan. Masalan, birinchi satrdagi birinchi 1 soni eni 1,45 sm, bo’yi 3,20 sm bo’lgan bitta pilla borligini ko’rsatadi va h.k. So’nggi ustunda ma’lum uzunlikka ega bo’lgan pillalar chastotasi joylashgan: 100 pilladan 3 tasining uzunligi 3,20 sm, 2 tasining uzunligi 3,25 sm va h.k. bu chastotlar P_u bilan belgilangan. So’ngi satarda ma’lum enga ega bo’lgan pillalarning chastotalari P_x joylashgan. X va U miqdorlar orasida bog’lanish funksional bog’lanish emas, chunki bu yerda bir miqdorning har bir qiymatiga ikkinchi miqdorning taqsimoti mos kelyapti, masalan x=1,65 sm ga U ning quyidagi taqsimoti mos keladi:

3,20	3,25	3,30	3,35	3,40	3,50	3,55	3,60	3,60	3,65
1	0	1	4	3	6	1	3	2	1

Korrelyasion munosabatlar to’g’ri va teskari, to’g’ri chiziqli va egri chiziqli, oddiy va ko’p belgilar sorasidagi bog’lanishlar bo’lishi mumkin.

To’g’ri kerrelyasion munosabatda miqdorlardan birining ortishi (kamayishi) boshqasining ortishi (kamayishiga) olib keladi. Teskari tipdagi munosabatda bog’lagan belgilardan birining ortishi (kamayishi) boshqasi kamayadi (ortadi)

Odatda to’g’ri va teskari munosabatlar to’g’ri chiziqli yoki shunga yaqin bo’lgan korrelyasion bog’lanishga ega bo’ladi.

Bog’liqlik darajasi va xarakteri statistik xarakteristikalarni hisoblash yordami bilan aniqlanishi mumkin: bu xarakteristikalar orasida korrelyasiya koeffisiyenti, regressiya koeffisiyenti, korrelyasion nisbat keng tarqalgan va ko’proq ishlatiladi. Bulardan tashqari, bog’lanish qonuniyatini aks ettiruvchi va bog’lanish chizig’ini yasashga imkon beruvchi tenglamalarni topish mumkin.

Ikki belgi orasidagi korrilyasion munosabatni o’rganishda bo’lishi mumkin bo’lgan boshqa munosabatlarning ta’siri hisobga olinmaydi deb faraz qilamiz. Masalan, agar hosilning temperatura sharoitlari bilan bog’lanishi o’rganilayotgan bo’lsa, u vaqtda barcha donlar uchun yoritish, namlik, donlarning bir hil navli bo’lishi, agrotexnika va h.k. bo’yicha bir xil sharoit yaratishga harakat qilinadi.

Variasion statistika ko’p sonli belgilar orasidagi munosabatlarni (ko’p belgilar korrelyasiyasi) ham o’rganishga kishiga imkon beradi. Lekin bunda hisoblash juda murakkablashib ketadi. Shuning uchun amalda, ko’pincha, faqat ikkita karrelirlanayotgan ko’rsatkichlarni ishlab chiqish bilan cheklaniladi.

Endi biz to'g'ri chiziqli kerrelyason munosabat bilan tanishib chiqamiz. Buning uchun korrelyasion jadval misol tariqasida 29-jadvalni keltiramiz. Unda 100 tup g'alla o'simligining umumiy og'irligi (butun o'simlik og'irligi,X g hisobida) va don og'irligi(U,g hisobida) bo'yicha taqsimoti berilgan (V.I.ROmanovskiy).

-jadval

U / X	13	18	23	28	33	38	43	48	53	58	63	68	n_x
25	3	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**5**
35	-	6	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**11**
45	-	1	13	5	-	-	-	-	-	-	-	-	**19**
55	-	1	2	4	8	1	-	-	-	-	-	-	**16**
65	-	-	1	-	4	4	2	-	-	-	-	-	**11**
75	-	-	-	-	2	6	6	1	-	-	-	-	**15**
85	-	-	-	-	-	-	1	5	-	-	-	-	**6**
95	-	-	-	-	-	-	-	1	4	1	-	-	**6**
105	-	-	-	-	-	-	-	-	2	4	**1**	1	**8**
115	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	1	**2**
125	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	**1**
n_u	**3**	**10**	**20**	**9**	**14**	**11**	**9**	**8**	**6**	**6**	**1**	**3**	**100**

29-jadvaldan ko'rinadiki, X ning har bir alohida qiymatiga U ning bir necha qiymatlari to'g'ri kelsada, X ortishi bilan U ham o'rtacha hisobda ortadi. X ning qiymatlariga U ning mos xususiy o'rtacha qiymatlari taqqoslansa, bu munosabat yaqqol namoyon bo'ladi. Bu xususiy o'rtacha qiymatlar quyidagicha topiladi: X=25 qiymatga U=13 hamda U=18 qiymatlar 3 va 2 chastotalar bilan to'g'ri keladi; bu qiymatlarning o'rtachasi

$$y_1 = \frac{13\cdot 3 + 18\cdot 2}{3+2} = \frac{75}{5} = 15$$

bo'ladi. Bu U uchun birinchi xususiy o'rtacha qiymatdir. U ning ikkinchi xususiy

o'rta qiymati $\bar{y}_2 = \frac{18\cdot 6 + 23\cdot 4 + 48\cdot 1}{6+4+1} = \frac{248}{11} = 22{,}6;$

bu xususiy o'rtacha qiymat X ning ikkinchi qiymati X=35 ga to'g'ri keladi. X ning qiymatlari va ularga mos $\bar{y}_x$ xususiy o'rtacha qiymatlarni hisoblab, quyidagi 30-jadvalni hosil qilamiz:

-jadval

X	25	35	45	55	65	75	85	95	105	115	125
$\bar{y}_x$	15	22,6	24,1	29,9	35,3	40,0	47,2	53,0	58,6	63,0	68,0

Bu jadval X ortishi bilan $\bar{y}_x$ xususiy o'rtacha qiymatlar hamma vaqt ortishini va shu bilan barobar, birmuncha tekis ortishni ko'rsatadi. X ning 10 ga ortishi bilan $\bar{y}_x$ taxminan 5 ga ortadi. Agar X va $\bar{y}_x$ ning o'zgarish grafigini yasasak, u holda X va $\bar{y}_x$ orasidagi bog'lanish yanada ravshan bo'ladi. (13-chizma). X va $\bar{y}_x$ ning ketma-ket juft qiymatlariga to'g'ri kelgan va grafikda doirachalar bilan ko'rsatilgan nuqtalar taxminan AA_1 to'g'ri chiziq bo'yicha jaylashadi; bunday hollarda $\bar{y}_x$ o'rtacha qiymatlar X bilan to'g'ri chiziqli korrelyasion munosabatda bog'langan deyiladi.

11.3.Statistik baho. Siljimagan, effektiv va asosli baholar.

1. Statistik baho. Matematik statistikaning asosiy masalasi bosh to'plamning o'rganilayotgan belgisi taqsimot qonunini topishdan iborat. O'rganilayotgan belgining taqsimot qonunining xarakteri aniqlangandan keyin, masala uning noma'lum parametrlarini aniqlashga keltiriladi.

Tekshirishlar shuni ko'rsatdiki, bitti bosh to'plamdan olingan turli tanlanma to'plamlar uchun hisoblangan parametrlarning qiymatlari, odatda, bir-biridan farq qilishi mumkin.
Masalan, biz hammasi bo'lib beshta (n=5) variantadan iborat bo'lgan ushbu bosh to'plamga ega bo'laylik: 8,16,20,24,32. arifmetik o'rtacha qiymat $\bar{X}\frac{1}{5}(8+16+20+24+32)=100/5=20.$

Endi butun bosh to'plamni o'rganishni undan olingan va hajmi n=4 bo'lgan hamma tanlanmalarni o'rganish bilan almashtiramiz. Tanlanma to'plam tasodifiy bo'lganda N=5 ta elementdan n=4 tadan olib tuzilgan guruhlashlarning har biri teng ehtimol bilan shu tanlanma to'plamga kirishi mumkin. Ma'lumki, bunday guruhlar soni $C_5^4=\frac{5\cdot4\cdot3\cdot2}{1\cdot2\cdot3\cdot4}=5$ ga teng bo'ladi. Bu guruhlar quyidagicha bo'ladi: №1:8,16,20,; №2:8,16,20,32; №3:8,16,24,32; №4:8,20,24,32; №5: 16,20,24,32.

Har bir tanlanma to'plam uchun arifmetik o'rtacha qiymatni hisoblab

$$\bar{X}_1=17,\ \bar{X}_2=19,\ \bar{X}_3=20,\ \bar{X}_4=21,\ \bar{X}_5=23$$

larni hosil qilamiz. Bu tanlanma to'plamlar o'rtacha qiymatlarining arifmetik o'rtacha qiymati.

$\bar{X}=\frac{1}{5}(17+19+20+21+23)=20$, turga chap bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymatiga teng bo'ladi. Ammo bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymatini bunday usulda topish hyech qanday ma'noga ega bo'lmaydi, chunki tanlanma to'plamlarning soni odatda bosh to'plam hadlari soni (hajmi) dan juda ko'p bo'ladi. Masalan, N=20 da hajmi n=5 bo'lgan turli tanlanma to'plamlar soni.

$$C_{20}^5=\frac{20\cdot19\cdot18\cdot17\cdot16}{1\cdot2\cdot3\cdot4\cdot5}=15504$$

ni tashkil etishini aytishning o'zi kifoyadir; odatdagi "biologik" to'plamlarda n ning qiymatlari uchun bo'lishi mumkin bo'lgan tanlanma to'plamlar sonining cheksizligi, o'z-o'zidan tushunarlidir. Biologik to'plamlarning soni juda katta bo'lganligidan, butun bosh to'plamni o'rganishdan qutulishiga harakat qilib, tanlanma to'plamni o'rganish zarurati tug'iladi. Tanlanma to'plam hadlarini tasoddifiy tanlash usuli bilan tanlanma to'plam bosh to'plam qonuniyatlarini to'g'ri aks etishiga erishiladi. (tanlanma to'plam reprezintativ bo'ladi.) Ammo, tanlanma to'plam bosh to'plamning faqat bir qismini tashkil etadi. Butun bir to'plam haqida uning bir qismi bo'yicha fikr yuritishi prinsipi statistik xarakterdagi xatolar mangbai bo'lib xizmat qiladi.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.

2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Korrelyasion jadval. To'g'ri chiziqli korrelyasion munosabat.
2. Haqiqatga maksimal o'xshashlik usuli. Haqiqatga maksimal o'xshash (yaqin) baho.
3.Ishonchlilik ehtimoli va ishonchlilik oralig'i.

Glossariy

Termin	Termi nology	O'zbek tilidagi sharhi
Bosh to'plam		baholanadigan barcha tarkibiy qismlar to'plami
Chastota		har variantaningto'plamdagi ulushi

Keyslar banki

Keys 1. To'g'ri kerrelyasion munosabatda miqdorlardan birining ortishi (kamayishi) boshqasining ortishi (kamayishiga) olib keladi. Teskari tipdagi munosabatda bog'lagan belgilardan birining ortishi (kamayishi) boshqasi kamayadi (ortadi)

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

• Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).

• Korrelyasion munosabatlar to'g'ri va teskari, to'g'ri chiziqli va egri chiziqli, oddiy va ko'p belgilar sorasidagi bog'lanishlar bo'lishi mumkin. (individual holda).

Nazorat savollari

1. Miqdorlar orasidagi munosabatlarning aniqlashning biologik ahamiyati nimada?
2. Statistik va funksional bog''lanishlarga misollar keltiring.
3. To'g'ri va teskari korrelyatsion munosabatlarga misollar keltiring.
4. Berilgan taqsimotning korrelyatsion jadvalini tuzing

Test savollari

1.korrelyatsion jadvallar qanday munosabatlarda bo'lishi mumkun?
a. aylanma
b.to'g'ri va teskari, to'g'ri chiziqlar, oddiy va ko'p belgilar orasidagi bog'lanishlar.
c. to'g'ri va to'rtburchak
d. aylanma va to'g'ri

2.korrelirnayotgan belgilardan birining ortishi bilan boshqasining kamayish xodisasi nima deyladi?
a. egri munosabat
b. teskari munosabat
c. to'g'ri munosabat
d. noto'g'ri

12-MA'RUZA

MAVZU: MOSLIK TO'G'RISIDAGI GIPOTEZALARNI TEKSHIRISH. χ^2 – KRITERIYSI. SIFAT BELGILARI BO'YICHA VARIANTALARNI STATISTIK ANALIZ QILISH. STATISTIKA AMALIY DASTURI.

Reja:

1. Statistik xato. Arifmetik o'rtacha qiymatning xatosi. O'rtacha kvadratik farqni xatosi.
2. Variasiya koeffisentining xatosi. Asimmetriya va ekssess koeffisentining xatosi.
3. Arifmetik o'rtacha qiymatning muqarrarligini kichik sonli kuzatishlarda Styudent usuli bo'yicha aniqlash.

4. Ikki to'plam o'rtacha farqining xatosi. Dispersiyalar orasidagi farqning muqarrarligini baholash.

Tayanch iboralar: *Statistik xato, muqarrarlik o'lchovi, ikki to'plam o'rtacha farqining xatosi, muqarrarlik kriteriysi*

11.1. Statistik xato. Arifmetik o'rtacha qiymatning xatosi. O'rtacha kvadratik farqni xatosi.

Har bir statistik miqdor o'z statistik xatosiga, ya'ni o'lchash va hisoblash jarayonida emas, bal'ki tanlanma to'plam tuzilayotganda bosh to'plamdan variantlarini tasodifiy tanlash natijasida hosil bo'ladigan reprezetativ xatoga ega bo'ladi; statistik xatolar yordami bilan tanlanma to'plam parametrlarini bosh to'plam parametrlariga qanchalik to'g'ri kelishini bilish mumkin.

Matematik statistikada isbot qilinadiki, arifmetik o'rtacha qiymatni $m_{\bar{x}}$ (statistik xatoni m xarfi bilan belgilaymiz) statistik xatosi o'rtacha farqni tanlama to'plam hadlari sonining kvadrat ildiziga nisbati bilan aniqlanadi:

$$m_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{n}}; \quad (63)$$

ya'ni xato belgining o'zgaruvchanligiga to'g'ri proporsional, kuzatishlar soniga teskari proporsionaldir.

1-misol: $\bar{x}$ = 5000 kg o'rtacha sig'im sut uchun σ=500 kg va n=100 da arifmetik o'rtacha qiymatning xatosini topamiz:

$$m_{\bar{x}} = \frac{500}{\sqrt{100}} = \frac{500}{10} = 50 \quad кг$$

Statistik xarakteriskani uning xatosi bilan birga yozish qabul qilingan. $\bar{x}$ arifmetik o'rtacha qiymatni berilgan 1) misol uchun quyidagicha yozish mumkin:

$$\bar{x} \pm m_{\bar{x}} = 5000 \text{ kg} \pm 50 \text{ kg}$$

(63) formuladan tanlanma to'plam hajmini n bosh to'plam hajmi N ning ozgina (5% - 10% dan kam) qismini tashkil etganda foydalaniladi. Qolgan hollarda takrorlanmaydigan tasodifiy tanlanma to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati xatosi

$$m_{\bar{x}} = \frac{s}{n}\sqrt{1 - \frac{n}{N}} \quad (64)$$

formula bo'yicha aniqlanadi.

N ga nisbatan n juda ham kichik bo'lganda ildiz ostidagi ifoda birga yaqinlashadi va $m_{\bar{x}}$ ning qiymati deyarli o'zragmaydi.

2-misol: Makkajo'xori ekilgan maydonda N=400 ta o'simlik ichida 50 ta o'simlikning balandligi o'lchanib, quyidagi ma'lumotlar olindi: $\bar{x}$ =15 sm; S= 14,9 sm. $m_{\bar{x}}$ ni topamiz. (63) formula bo'yicha:

$$m_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{n}} = \frac{14,9}{\sqrt{50}} = 2,1^{см}$$

(64) formula bo'yicha:

$$m_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{n}}\sqrt{1 - \frac{n}{N}} = \frac{14,9}{\sqrt{50}}\sqrt{0,875} = 2,0 \quad см$$

Ular orasidagi farq juda ozgina, uni e'tiborga olmasa ham bo'ladi. lekin, agar $\bar{x}$ va s miqdorlar N=40 shartda olinib, n= 10 bo'lsa, u vaqtda (63) formula bo'yicha $m_{\bar{x}}$=4,7 sm bo'ladi, (64) formula bo'yicha esa $m_{\bar{x}}$=4,1 sm bo'ladi. U holda ularning farqi sezilarli miqdorni tashkil etadiki, uni hisobga olinmasdan iloji yo'q.

Agar kuzatishlar soni kichik bo'lsa, u vaqtda arifmetik o'rtacha qiymat xatosini formulasi

$$m_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{n-1}} \qquad (65)$$

Ko'rinishda bo'ladi.

Xatoning ma'nosi shundan iboratki, bosh to'plam o'rtacha qiymatini tanlama to'plam o'rtacha qiymatidan u yoki bu tomonga uchlangan xato chegarasida bo'ladi:

$$\bar{x}_b = \bar{x}_t \pm 3\ m_{\bar{x}};$$

Bu yerda $\bar{x}_b$ – bosh to'plamning, $\bar{x}_t$ – tanlanma to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati $\bar{x}+3m_{\bar{x}}$ va $\bar{x}$ -3$m_{\bar{x}}$ ya'ni 5000+3·50=5150 kg va 5000-150=4850kg orasida bo'ladi, demakdir. Demak, tanlama to'plamda kuzatishlar soni qancha katta bo'lsa, tanlamaning o'rtacha qiymati bosh to'plam o'rtacha qiymatiga shunchalik yaqin bo'ladi.

Masalan: 1-misolda n 100 ga emas, balki 1000 ga teng bo'lganda edi, u vaqtda xatoning miqdori kichik bo'lib, 50 kg emas, balki 15,81 kg ga

($m_{\bar{x}} = \frac{500}{\sqrt{1000}} = 15{,}81 кг$) teng bo'lur edi.

Tajriba aniqligininig ko'rsatkichi yoki tanlanmaningo'rta qiymati bosh to'plamning o'rtacha qiymatini to'g'ri aks ettirishining ko'rsatkichi bo'lib, xato o'rtacha qiymatdan necha marta kichikligini ko'rsatuvchi muqarrarlik o'lchovi $t = \frac{ўртача\ \ киймат}{ўртача\ \ кийматнинг\ \ хатоси}$ xizmat qiladi.

Agar t ≥ 3 bo'lsa, u vaqtda

tanlanma o'rtacha qiymat bosh to'plamning o'rtacha qiymatini to'g'ri aks ettirgan bo'ladi va bu hodisaning ehtimoli R=0,997 bo'ladi.

t – muqarrarlik o'lchovi va R ehtimollar bir-biri bilan quyidagicha bog'lanadi:

t = 2 ga	P = 0,955
t = 2,5 ga	P = 0,988
t = 3 ga	P = 0,997
t = 3,5 ga	P = 0,9995
t = 4 ga	P = 0,99994

Tajribaning yetarli aniqligi t= 3 va P=0,997 da bo'ladi deb qabul qilingan. Dalada o'tkaziladigan tajribalarda muqarrarlik o'lchoviga quyiladigan talabni t=2,5 (P=0,988) ga tushirish mumkin.

Katta ehtimolni talab etadigan ishlarga esa t ning qiymati 4 dan (P=0,99994) kam olinmaydi. Masalan, dori dozalarining odam organizmiga ta'sirini o'rganishga oid ishlarda muqarrarlik o'lchovini oshirish ayniqsa muhimdir. Faraz qilaylik, 10 mg dori dozasi zaharsiz va undan davolash maqsadida foydalanish mumkinligi tajribalarda aniqlangan bo'lsin. Agar bu doza uchun tajribalarda xato m=±3 mg bo'lsa, u vaqtda muqarrarlik o'lchovi t=$\frac{10}{3}$≈3,3 ga teng bo'ladi; bu P=0,997 ehtimolga mos keladi, ya'ni shunday dozada davolashda har 1000 holning uchtasida zaharlanish mumkin. Demak, 3,3 ga teng bo'lgan t ko'rsatkich bunday tajriba uchun yetarli bo'lmaydi. Shuning uchun dozaning zaharsizligini tasdiqlovchi tajribalar (kuzatishlar) sonini oshirish zarur va shu bilan

birga o'rganilayotgan dozaning ko'rsatkichi uchun kamaytirilgan xato olish va shu bilan topilgan doza ommaviy davolash preparati bo'lib ximat qilishi mumkinligiga ishonch hosil qilish kerak.

Statistik xatolar va muqarrarlik o'lchovi ma'lum darajada tajribalar natijasini tasdiqlaydi. Masalan, agar tajribada t=2 ni (P=0,955) beruvchi xato olingan bo'lsa, bu tanlanma to'plam o'rtacha qiymatning ko'rsatkichlaridan foydalanish mumkin emasligini ko'rsatadi, chunki ular bosh to'plamga hos bo'lgan o'rtacha miqdorni kuchsiz darajada aks ettiradi. Shuning uchun tajribada olingan ma'lumotlarga o'rganilayotgan hodisa bo'yicha bosh to'plamga tarqatilishi mumkin emas.

Shunday qilib, istalgan statistik xarakteristika yoki biror koeffisentni hisoblash uning statistik xatosini va muqarrarlik o'lchovini hisoblash bilan birga olib borish mumkin. Bu ma'lumotlarsiz hosil qilingan o'rtacha qiymatlar hyech qanday ilmiy ahamiyatga ega bo'lmaydi.

O'rtacha kvadratik farqning xatosi

$$m_G = \frac{s}{\sqrt{2n}}; \qquad (66)$$

formula bo'yicha hisoblanadi. Bu miqdornnig muqarrarlik o'lchovi (kriteriysi)

$$t = \frac{s}{m_\sigma} \geq 3$$

bo'ladi. Masalan, 50 ta kuzatishdan iborat bo'lgan tanlayma to'plamda o'rtacha kvadratik farq 3,64 ga teng bo'ldi. Bu ko'rsatikichning statistik xatosi m_σ=3,64/$\sqrt{100} = 0{,}364$ bo'ladi. Demak, bosh to'plamning o'rtacha kvadratik farqi 3,64-3·0,364 dan 3,64+3·0,364 gacha yoki 3,64±1,092 orasida bo'ladi. bu misol uchun muqarrarlik kriteriysi t=$\frac{3{,}64}{0{,}364} = 10$ bo'ladi.

11.3.Arifmetik o'rtacha qiymatning muqarrarligini kichik sonli kuzatishlarda Styudent usuli bo'yicha aniqlash.

Tanlama to'plamlar hajmi yetarli katta bo'lganda, ularning arifmetik o'rtacha qiymatlari normal taqsimot qonuniga bo'ysunadi. Lekin tanlama hajmi kichik (n<30) bo'lganda ularning arifmetik o'rtacha qiymatlarining taqsimot qonunlari qanday bo'ladi degan savol tug'iladi; bosh to'plam haqida kichik tanlanma to'plam bo'yicha fikr yuritishda katta shubha tug'iladi. Bu savolga ingliz matematigi Gosset (tahallusi St'yudent) amalda javob berdi. Shuning uchun u tomonidan o'rganilgan taqsimot St'yudentning t- taqsimoti deb nom olgan. Hozirgi vaqtda kichik tanlama to'plamlar tahlili keng e'tirof etilgan va biologning o'zi engg sodda va amalda eng ko'p uchrab turadigan shu t – taqsimotini tadbiq eta bilishi kerak.

Bog'liq bo'lmagan kuzatishlardan olingan tashlanma to'plam ma'lumotlariga ko'ra, shunday T (uning qiymatlarini t orqali belgilaymiz) tasodifiy miqdor tuzatish mumkinki, uning taqsimot qonuni α va g no'malum parametrlarga bog'liq bo'lmaydi, chunonchi

$$T = \frac{\bar{x} - a}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \qquad (73^1)$$

shunday tasodifiy miqdor bo'ladi, bu yerda n – taylanma hajmi, $\bar{x}$ - tanlanma to'plamning arifmetik o'rtacha qiymatini, α – bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymatini, S – tuzatilgan o'rtacha kvadratik farq.

T tasodifiy miqdorning zichlik funksiyasi

$$S(t,n)=B_n\left(1+\frac{t^2}{n-1}\right)^{-n/2} \qquad (74)$$

ekanligini isbotlash mumkin. Bu yerda V_n koeffisent

$$B_n = \frac{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}{\sqrt{\Pi(n-1)}\cdot\Gamma\left(\frac{m-1}{2}\right)} \quad (75)$$

tenglik bilan aniqlanadi, G(x)=$\int_0^\infty t^{x-1}e^{-t}dt$ esa gamma funksiyasidir. Jumladan, x=n+1 (n – butun musbat son) bo'lsa, u vaqtda G(n+1)=n! bo'ladi.

St'yudent taqsimoti tanlanma to'plam hajmi n ga bog'liq, lekin α va g bog'liq emas. S (t,n) juft funksiya, shuning uchun $\left|\frac{\bar{x}-a}{\frac{s}{\sqrt{n}}}\right| < t_\gamma$ tengsizlikning amalga oshishi ehtimolligi

$$P\left(\left|\frac{\bar{x}-a}{\frac{s}{\sqrt{n}}}\right| < t_\gamma\right) = 2\int_0^{t_\gamma} S(t,n)dt = \gamma \quad (76)$$

ga teng (76) formulani

$$P\left(\bar{x}-t_\gamma\frac{s}{\sqrt{n}} < a < \bar{x}+t_\gamma\cdot\frac{s}{\sqrt{n}}\right) = \gamma \quad (77)$$

ko'rinishda yozish mumkin.

Demak, St'yudent taqsimotidan foydalanib, no'malum α parametrni γ ehtimol bilan o'z ichiga oluvchi $(\bar{x}-t_\gamma\frac{s}{\sqrt{n}};\bar{x}+t_\gamma\cdot\frac{s}{\sqrt{n}})$ ishonchli oraliqni topdik.

Kuzatishlar soni oz bo'lganda, arifmetik o'rtacha qiymat uchun muqarrarlik kriteriysi (o'lchovi) St'yudent usuli bo'yicha ν ozodlik darajalari sonini hisobga olib, jadval usuli bilan aniqlanadi. Bunda ozodlik darajalari soni kuzatishlar sonini bir ga kamaytirish, ν=n-1 deb olish yo'li bilan hisoblanadi. St'yudent jadvalining ([1], ilovadagi VI-jadval) yuqori satrida $\underline{P}$ ehtimolga mos t miqdorning qiymatlari ko'rsatilgan; chapdagi chetgi ustunda ν ozodlik darajalari sonining qiymatlari berilgan. $\underline{P}$ va ν miqdorlarga bog'liq holda ularning ustun va yo'llarining kesishishidagi kataklarda muqarrarlik kriteriysining qiymatlari keltirilgan. Jadvalda faqat 0,95; 0,98; 0,99 va 0,999 ga teng ehtimollar uchun grafalar keltirilgan. Bu jadval biologiyada keng qo'llaniladi. Bu jadval (u yoki bu muhimlilik darajasida) tanlanma to'plamning $\bar{x}$ arifmetik o'rtacha qiymatining tasodifiy tebranishining eng qulay chegaralarini aniqlashga, shuningdek, berilgan bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati yotuvchi ishonchlilik chegaralarini ham aniqlashga imkon beradi.

Masalan, 8 ta kuzatishdan iborat tajribada belgining arifmetik o'rtacha qiymati topilgan: 16,4 ± 0,62 kg. Bu miqdor tasodifiy tebranishning ishonchli oralig'ining muhimlilik darajasi $\underline{P}$=0,05 bo'lganda topaylik. Ilovadagi IV- jadvalda $\underline{P}$=0,95 ga mos grafa va ν=8-1=7 satrning kesishishida t=2,36 qiymatni topamiz, bundan ishonchli oraliq $\bar{x}$ ±tm$\bar{x}$ = 16,4±2,36·0,62=16,4±1,46 yoki 14,94 dan 17,86 gacha bo'lishi kelib chiqadi.

Tanlanma to'plam hajmi n cheksiz ortib borganda St'yudent taqsimotining normal taqsimotga yaqinlashishini isbot qilish mumkin. (bu lim $B_n=\frac{1}{\sqrt{2\Pi}}$; $\lim_{n\to\infty}\left(1+\frac{t^2}{n-1}\right)^{-n/2}=e^{-t^2/2}$ dan kelib chiqadi). Shu sababli normal taqsimlangan belgining matematik kuzatilishini baholashda n>30 da

$$\underline{P(|T| < t_\gamma)} = 2\int_o^{t_\gamma} S(t,n)dt$$

formulani taqriban

$$\underline{P(|T| < t_\gamma)} = 2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\Pi}} \int_o^{t_\gamma} e^{-t^2/2} dt = \gamma$$

formula bilan almashtirish mumkin. Boshqacha aytganda, n>30da St'yudent taqsimoti o'rniga normal taqsimotdan foydalanish mumkin. Ammo hajmi n<30 bo'lgan tanlanma to'plamlarda (bunday to'plamlar kichik tanlanma to'plamlar deyiladi) ko'rsatib o'tilgan almashtirish qo'pol xatoga, chunonchi, ishonchli oraliqning asossiz torayishiga, ya'ni baho aniqligining ortishiga olib keladi. Masalan, n=5 va γ=0,99 bo'lsin, u vaqtda St'yudent taqsimotidan foydalanib, t_γ = 4,6 ni topamiz Laplas formulasidan foydalanib esa t_γ = 2,58 ni topamiz. Kichik tanlanma to'plamlarda St'yudent taqsimoti unchalik aniq bo'lmagan natijalar (keng ishonchli oraliq) berishi bu taqsimotning kuchsizligini emas, balki kichik tanlanma to'plam bosh to'plamning bizni qiziqtiruvchi belgisi haqida oz ma'lumot berishini bildiradi. Shuning uchun katta tanlanma to'plamdan foydalanish mumkin bo'lmaydigan yoki maqsadga muvofiq bo'lmagan hollardagina kichik tanlanma to'lamga murojaat qilinadi.

Ikkita tajribaviy taqsimotni o'zaro taqqoslashda nazariy chastotalarni hisoblash bilan bog'liq ikkita ishning eng og'ir qismi qatnashmaydi. Agar tahlil ikkita tajribaviy taqsimot birgina bosh to'plamdan olingan tanlamalardan iboratligini tekshirish maqsadida bo'lsa, (lekin bu taqsimotlarning parametrlarini aniqlash talab etiliyotgan bo'lsa), u vaqtda x^2 kriteriyni qo'llash maqsadga muvofiq bo'ladi. x^2 miqdorini topish masalasiga kelganda, tajribaviy taqsimot bilan nazariy taqsimotni taqqoslash ushbu holda bir oz boshqacharoq o'tkaziladi. Gap shundaki, ikkita tanlanma taqsimot bosh taqsimotdan turlicha farq qilishi mumkin. shuning uchun ikkita tajribaviy taqsimotni bir-biriga yaqinligiga qo'yiladigan talab tajribaviy va nazariy taqsimotlarni bir-biriga yaqinlashishiga qo'yiladigan talabga nisbatan taxminan ikki marta "yengilroq" bo'lishi kerak. Bu talab quyidagi misolda:

Misol. 46-jadvalda bitta bosh to'plamdan olingan degan faraz ostida ikkita tajribaviy taqsimot keltirilgan (ikkichi va uchinchi ustunlar). Bosh to'plam taqsimotining chastotalari noma'lum: ikkila tajribaviy taqsimotlarning chastotalari bosh to'plamning chastotalaridan tasodifan farq qilishi mumkin. bosh to'plam chastotalariga birinchi yaqinlashish sifatida variantlarning bir xil qiymatlariga tegishli bo'lgan ikkala tajribaviy chastotalarning yig'indisini yarmini (ya'ni bu chastotalarning o'rta qiymatlarini) olish mumkin (bu sonlar jadvalning 4-ustunida yozilgan).

46-jadval

x_i	n_x^1	n_x^{11}	$\bar{n}_x$
1	2	3	4
2	5	9	7
4	6	4	5
6	8	10	9
8	10	6	8
10	6	6	6
jami	35	35	35

Endi 47-jadvalni tuzamiz. Ikkala tajribaviy chastotalar (n_x^1, n_x^{11}) ning barchasini birinchi ustunda, mos nazariy chastotalarni esa ikkinchi ustunda yozamiz va odatdagicha x^2 ni hisoblaymiz.

47-jadval

n_x	$\bar{n}_x$	$n_x - \bar{n}_x$	$\frac{(n_x - \bar{n}_x)^2}{\bar{n}_x}$
1	2	3	4
5	7	-2	0.57
9	7	+2	0.57
6	5	+1	0.20
4	5	-1	0.20
8	9	-1	0.11
10	9	+1	0.11
10	8	+2	0.50
6	8	-2	0.50
6	6	0	0.00
6	6	0	0.00
70	70	0	2.76

X^2 miqdor

$$\frac{\left(n_x^1 - n_x\right)^2}{\bar{n}_x} + \frac{\left(n_x^{11} - \bar{n}_x\right)^2}{\bar{n}^x} \quad (*)$$

ko'rinishdagi K ta qo'shiluvchidan tashkil topgan, bu yerda $\bar{n}_z = \frac{1}{2}\left(n_x^1 + n_x^{11}\right)^2$. Agar n_x ning qiymati (*) ifodaga qo'yilsa, u vaqtda quyidagini hosil qilamiz.

$$\frac{\left(n_x^1 - n_x^{11}\right)^2}{2\left(n_x^1 + n_x^{11}\right)} + \frac{\left(n_x^{11} - n_x^1\right)^2}{2\left(n_x^1 + n_x^{11}\right)} = \frac{\left(n_x^1 - n_x^{11}\right)^2}{n_x^1 + n_x^{11}}$$

shuning uchun

$$x^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(n_x^1 - n_x^{11})^2}{n_x^1 + n_x^{11}} \quad (73)$$

bu formula bo'yicha x^2 hisoblash biz ko'rayotgan misol 49-jadvalda ko'rsatilgan.

-jadval

n_x^1	n_x^{11}	n_x^1 - n_x^{11}	n_x^1 + n_x^{11}	$\frac{(n_x^1 - n_x^{11})^2}{n_x^1 + n_x^{11}}$
5	9	-4	14	1.14
6	4	2	10	0.40
8	10	-2	18	0.22
10	6	4	16	1.00
6	6	0	12	0.00
35	35	0	70	2.76

Endi ozodlik darajasi sonini aniqlaymiz. 46-jadvalning 4-ustunidagi 5 soniga (chastotalarga bitta shart qo'yilgan: ularning yig'indisi 35 ga teng bo'lishi kerak; bu bizga ozodlik darajasi ν=5-1=4 ni beradi).shunday qilib, x^2 = 2.76, ν=4 bo'ladi. ilovadagi [1] IX jadvaldan topamiz: x^2_{05} (4) = 9.488. bizda $x^2<x^2_{05}$ bo'lgani uchun nol gipoteza N_o rad etilmaydi – ikkala tajribaviy to'plamni bitta bosh to'plamdan olingan tanlanmalarni deb hisoblash mumkin.

Statistik gipotezalarni tekshirish tushunchasi. taqsimot haqidagi gipotezalarni tekshirish. χ^2 – kriteriysi. Biologik hodisalarni son jihatdan o'rganish gipotezalar yaratishni talab qiladi. Bu hodisalarni shu gipotezalar orqali tushuntirish mumkin bo'ladi. Ko'rilayotgan miqdorlarni yoki bosh to'plamlarning taqsimot qonunlari haqidagi har qanday farazlarni "statistik gipotezalar" deb ataymiz.

Shunga o'xshash farazlar qilib, biz ulardan turli natijalar chiqaramiz va ular tajribada qanchalik to'g'ri chiqishini tekshiramiz. U yoki bu gipotezani tekshirish uchun kuzatishlar orqali yoki mahsus tajribalar o'tkazish yo'li bilan aniq ma'lumotlar olish kerak va ushbu gipotezaga muvofiq nazariy jihatdan kutilayotgan ma'lumotlarni taqqoslab ko'rish kerak. Agar olingan ma'lumotlar nazariy jihatdan ko'rilayotgan ma'lumotlar bilan haqiqatdan ham mos kelsa, u vaqtda bu fakt o'sha gipotezani qabul qilish uchun uni to'g'riligini tan olish uchun yetarli asos bo'lishi mumkin. Agar ma'lumotlar nazariy jihatdan kutilayotgan ma'lumotlarga yetarli to'g'ri kelmasa, u vaqtda olingan gipotezaning to'g'riligiga shubha tug'iladi.

Olingan ma'lumotlar va nazariy jihatdan kutilayotgan ma'lumotlar orasidagi farqni statistik baholash masalasi, ya'ni qaysi hollarda va qanday ehtimollik darajasida bu farqni muqarrar deb hisoblash mumkin, aksincha bu farqni muhim bo'lmagan, arzimas, tasodifiy deb hisoblash lozim degan masala kelib chiqadi. Mavjud ma'lumotlar va nazariy jihatdan kutilayotgan ma'lumotlar orasidagi farqni muhim bo'lmagan, tasodifiy deb hisoblash, mumkin bo'lgan holda faraz etilgan gipoteza o'rinli deb hisoblanadi. Mavjud ma'lumotlarni nazariy jihatdan kutilayotgan ma'lumotlarga mos kelishini baholaydigan qator usullar mavjud. Biz bu usullardan fakt bittasini – "Xu kvadrat" (x^2) usulini qisqacha ko'rib chiqamiz.

12.2.Tajribaviy taqsimotni nazariy taqsimot bilan taqqoslash

Tajribalardan olingan materiallarni ishlab chiqishda bir qatorning chastotalari bilan boshqa qatorning chastotalarini taqqoslash va ikkala qator chastotalari orasidagi farqning muhim emasligining ehtimolini aniqlash zarurati tug'iladi. Bu masalani hal qilish uchun mashhur ingliz olimi statistigi K. Pirson alohida kriteriy topgan, buni "Xu kvadrat" kriteriy yoki muvofiqlik kriteriysi deyiladi. Bu kriteriyning qo'llanilishini ko'rib chiqamiz.

Tajribada kuzatilgan n_1, n_2 ..., n_k tajribaviy chastotalar qatori berilgan bo'lsin. Biror mulohazalarga asosan mos n_1, n_2 …, n_k nazariy chastotalar qatori hisoblanadi, bu qator tajribaviy qator bilan bir xil bo'lishi kerak, haqiqatda esa undan ozmi-ko'pmi farq qiladi, bu farqni tasodifiy deb hisoblash mumkinmi yoki mumkin emasmi? Bu masalani hal qilish uchun "Xu kvadrat" kriteriysidan foydalanimiz. Biz

$$x^2 = \frac{n_1 - n_1^1}{n_1^1} + \frac{n_2 - n_2^1}{n_2^1} + \ldots + \frac{n_k - n_k^1}{n_k^1}$$

miqdorini tuzamiz va ozodlik darajalari sonini aniqlaymiz. X^2 ning qiymatlari noldan cheksizgacha o'sishi mumkin. Shunga mos ravishda uning ehtimoli 1dan 0 gacha kamayadi. Agar $x^2 = 0$ bo'lsa, u holda tajribaviy chastotalar nazariy chastotalarga mos keladi. Tajribaviy chastotalar nazariy chastotalardan qanchalik farq qilsa, x^2 ning qiymati shunchalik katta bo'ladi. x^2 ning har bir qiymatiga aniq ehtimol $\underline{P}$ mos keladi, shu bilan birga x^2 qanchalik katta bo'lsa, uning ehtimolligi shunchalik kichik bo'ladi. x^2 va unga mos ehtimol orasidagi munosabat ancha murakkab bo'lganidan bu kriteriyni tajribada qo'llash uchun tayyor jadvallardan foydalaniladi. Bunday jadvallarni [1]-[5] va boshqa adbiyotlardan ilova qismidan topish mumkin. [1] ning IX jadvaladan foydalanamiz. Bu jadvalning chap vertikal ustunida ozodlik darajalari berilgan, o'ngda esa x^2 ning turli ehtimollar va turli ozodlik darajalari uchun oxirgi yoki chegara qiymatlari berilgan.

Amalda x^2 ning ma'lum qiymatiga ehtimolning qanday qiymati mos kelishini bilish unchalik muhim bo'lmasdan, balki x^2 ning hosil qilingan qiymati qay darajada muqarrarligini bilish muhim. Nol gipotezasi deb hisoblangan ma'lum gipotezani tekshirish uchut x^2 kriteriysidan foydalaniladi. Nol gipoteza hosil qilingan va nazariy hisoblab chiqilgan chastotalar orasida hyech qanday farq yo'qlini bildiradi (N_0 gipoteza). x^2 ning [1] ilovadagi IX jadvalda bor qiymatlari chegara qiymatlar

bo'lib, bu qiymatlarga bo'lgan x^2 ning barcha hosil qilingan qiymatlari aniq ehtimollar bilan tasodifiy farqlar doirasida qoladi, ya'ni qabul qilingan gipotezaga shubha qilish uchun hyech qanday asos bo'lmaydi. X^2 ning jadval qiymatlaridan katta bo'lgan qiymatlari gipotezaning o'rinsizligini ko'rsatadi, ya'ni N_o gipotezani rad etishga majbur qiladi. Odatda ehtimolning mumkin bo'lgan chegarasi deb 0,05 ni hisoblash qabul qilingan. Demak, agar X^2 ning hosil qilingan qiymatini jadvaldagi 0,99 ehtimoldan 0,10 ehtimolgacha grafalardagi X^2 ning hosil qilingan qiymatlariga yaqin yoki bir oz kattaroq bo'lsa, amma 0,05 ehtimolli grafadagi X^2 ning qiymatidan katta bo'lmasa, u vaqtda N_o gipotezasini rad etishga hyech qanday asos bo'lmaydi. Uni avvalgidek to'g'ri deb hisoblash mumkin. agar X^2 ning hosil qilgan qiymati 0,05 ehtimolli grafadagi qiymatdan katta bo'lsa, u vaqtda N_o gipotezasini rad etishga asos bor, chunki, uning to'g'riligiga faqat 0,05 (5%) imkon qoladi. Agar X^2 ning haqiqatda hosil qilgan qiymati jadvaldagi 0,01 ehtimolli grafadagi qiymatdan katta bo'lsa, N_o gioptezasini rad etishga shuncha ko'p asos bo'ladi. Nol gipotezasini rad qilish – bu haqiqatda olingan va nazariy jihatdan kutilayotgan chastotalar orasidagi farqning muqarrarligini, muhimligini tan olish demakdir.

Agar qo'limizda X^2 chegara qiymatining muvofiqlik kriteriysi yordami bilan tez muhokama qilish maqsadida quyidagi qoidadan foydalanish mumkin. ushbu

$$t_{x^2} = \frac{\left|x^2 - \nu\right|}{\sqrt{2\nu}}$$

miqdorni tuzamiz; agar u 3 dan katta yoki 3 ga teng bo'lsa, u holda nazariy va tajribaviy chastotalar orasidagi farqni tasodifiy emas deb hisoblash zarur; agar u 3 dan kichik bo'lsa, bu farqni tasodifiy deb hisoblash mumkin bo'ladi.

Endi shuni qayd qilib o'tamizki, ν>30 qiymatlari uchun $\underline{P}$ ehtimol $\underline{P} = \frac{1}{2}$ [1-F(x)] tenglikdan topiladi, bundagi F(x) qiymat x ning x= $\sqrt{2x^2} - \sqrt{2\nu - 1}$ ga teng qiymat uchun ilovadagi I jadvaldan olinadi [1]. Misol. Har birining yuzi 18,21 kv.m dan bo'lgan 840 ta kvadrat bo'lakka bo'lingan dalaga tekshirish uchun ekilgan bug'doy hosilining tajribadan olingan taqsimoti berilgan. Bu taqsimotni 45-jadvalda keltiramiz. 45-jadvalning birinchi ikkita ustuni (X va n_x) tajribadan olingan bug'doy hosili (har bir metr kv. Dan olingan o'rtacha hosil (g) hisobida) taqsimotini ko'rsatadi.

Bu misol uchunn nol gipotezasi deb normal taqsimot qonunini olamiz.

-jadval

x	N_x	n_x^1	$n_x - n_x^1$	$\frac{(n_x - n_x^1)^2}{n_x^1}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
70	1	0,1		
77	4 } 12	0,9 } 7,0	0,5	3,57
84	7	6,0		
91	19	25,2	-6,3	1,53
98	72	73,6	-2,1	0,03
105	141	147,1	-6,1	0,25
112	201	201,9	-0,9	0,00
119	203	189,4	-3,7	0,98
126	125	121,2	3,8	0,12
133	54	53,7	0,3	0,02
140	9	16,4		
147	2 } 13	3,4 } 20,4	-7,4	2,68
154	1	0,5		
161	1	0,1		
Jami	840	839,5		x^2 = 9,18

x^2 kriteriyni to'g'ri qo'llanish sharoitlaridan biri har bir tajribaviy (n_x) yoki nazariy (n_x^1)guruhda 5 tadan kam bo'lmagan variantlarning bor bo'lishidan iboratdir. Buning uchun dastlab birinchi uchta va oxiri 4 ta guruhni birlashtirib, chastotalarni 5 tadan katta qilib olamiz va tenglik bilan x^2 ni hisoblaymiz. 45-jadvalning to'rtinchi ustunida kuzatilgan va hisoblangan (nazariy $-n_x^1$) chastotalar ayirmalari, birinchi ustunda esa bu ayirmalar kvadratlarining mos nazariy taqsimot qonuni yordami bilan x ning berilgan qiymatlari uchun n_x^1 nazariy chastotalar ushbu

$$n_x^1 = \frac{nh}{\sigma\sqrt{2\Pi}} \qquad e^{-\frac{(x-\overline{x})^2}{2\sigma^2}}$$

tenglik bo'yicha hisoblanadi. 45-jadvaldan foydalanib $\overline{x}$ = 114,32 g; σ = 11,389 g; n = 840; h = 7 (guruh oralig'i) qiymatlarini olish qiyin emas. U vaqtda nazariy chastotalar

$$n_x^1 = \frac{840 \cdot 7}{11{,}389} e^{-\frac{(x-114{,}32)^2}{2(11{,}389)^2}}$$

Formula bo'yicha hisoblanadi.

jadvalning beshinchi ustuni yig'indisi bizga x^2 ni beradi: $x^2 = 9{,}18$

Endi νozodlik darajasini aniqlaymiz. Birlashtirilgan guruhlarni bir guruh deb hisoblasak, bunday birlashtirish guruhlar sonini 14 dan 9 gacha kamaytiradi. Shuning uchun bizning misollarrimizda ozodlik darajasi ν=k-p-1=9-2-1=9-3=6 ga teng bo'ladi (bu yerda p-F(x) taqsimotning parametrlar soni; normal taqsimotda p=2 ta parametrlar mavjud). Endi [1] ning ilovadagi IX jadvalga murojaat qilamiz. x^2 ning qiymatini ehtimollari 0,25 va 0,10 bo'lgan grafalar orasida yotadi. Demak, x^2 ning ehtimoli kichik emas, demak n_x bilan n_x^1 oralig'idagi farqni muhim emas deb hisoblash mumkin, ya'ni normal taqsimot qonuni bizning taqsimotimizni yetarli darajada qoniqarli tasvirlaydi deb hisoblash mumkin. N_o gipotezamiz to'g'ri ekan. Endi soddalashtirilgan kriteriyni qo'llaymiz:

$$t_{x^2} = \frac{\left|x^2 - \nu\right|}{\sqrt{2\nu}} = \frac{9{,}18-6}{\sqrt{12}} = \frac{3{,}18}{3{,}46} \approx 0{,}9$$

Bu son 3 dan kichik va shuning yuqorida bayon etilgan qoidaga muvofiq kuzatilgan taqsimot normal taqsimot qonuni orasidagi farqni tasodifiy farq deb hisoblashimiz mumkin.

Sifat belgilari bo'yicha variantalarni statistik analiz qilish. Bu holda berilganlar eng oson guruhlanadi. Buni quyidagi misolda ko'rib o'tamiz.

Misol. Mo'ynalar tusi bo'yicha ajratilayotgan bo'lsin. Bunday holda ularning taqsimlanishini har bir tusli mo'ynaning soni va har bir tusli mo'ynani mo'ynalarning umumiy soniga nisbatan foyiz orqali ko'rsatish mumkin. Kuzatish natijasida kuyidagi 2-jadval hosil qilingan:

-jadval

Mo'yna tiplari	Xar bir tusli mo'ynalar soni	Mo'ynalarning umumiy songa nisbatan foyizi.
Standart jigar rang	120	24
Kumushdek ko'k	160	32
Sapfirli	180	36
Qora	40	8
Jami	500	100

Biologik tadqiqotlarda muhim bo'lgan va ko'p uchrab turadigan sifat bo'yicha variasiyaning (o'zgaruvchanlikning) xususiy hali alternativ variasiyadir. Bunda to'plam elementlarini faqat ikkita guruhga ajratish mumkin. Bunda bir guruhning elementlarida ma'lum bir sifat (belgi) mavjud bo'lsa, u ikkinchi guruhning elementlarida bo'lmaydi.

Masalan. Oqsil kasali bor-yo'qligi tekshirilayotganda hayvonlarning musbati va manfiy reaksiyali ikki guruhga ajratilishi; u yoki bu jinsli individ tug'ilishi; gibridlarni bir belgi bo'yicha ikki formaga ajratish va boshqalar. Bularning hammasi alternativ varisiyaga misol bo'la oladi.

Adabiyotlar ro'yxati

1.Sultonova M. M. «Variatsion statistika». Toshkent. o'qituvchi. 1977 y.
2. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva. Vыsshaya shkola. 1968 i sled. izd.
3. Ploksinskiy N.A. «Biometriya». Izd. SO AN SSSR. Novosibirsk. 1961 g.
4. Rokitskiy P.F. «Biologicheskaya statistika. Izd. «Vsshaya shkola». Minsk. 1964 g.

Mustaqil ta'lim mavzulari

1. Aniq ma'lumotlar va gipoteza.
2. "Xu kvadrat" kriteriy yoki muvofiqlik kriteriysi
3. X^2 chegara qiymatining muvofiqlik kriteriysi

Glossariy

Termin	Terminology	O'zbek tilidagi sharhi
Kvadratik o'rtacha kattaliklar-		belgi doira shaklda bo'lganda o'rtacha qiymatni aniqlash uun ishlatiladi.
Oddiy arifmetik o'rtacha		variantalar bir marta takrorlanganda yoki takrorlanish soni barcha variantalar uchun bir xil bo'lganda qo'llaniladi.

Keyslar banki

Keys 1. Tajribaviy taqsimotni nazariy taqsimot bilan taqqoslash

Keysni bajarish bosqchilari va topshiriqlar:

- Keysdagi muammoni keltirib chiqargan asosiy sabablarni belgilang (individual va kichik guruhda).
- Tajribaviy taqsimotni nazariy taqsimot bilan taqqoslashni taqdim eting (individual holda).

Nazorat savollari

1. Tajribada kuzatilgan n_1, n_2 ..., n_k tajribaviy chastotalar qatori
2. "Xu kvadrat" kriteriysidan foydalanish. usuli
3. Sifat bo'yicha variatsiyada berilganlarni guruhlash.
4. Sifat belgilari bo'yicha alternativ variatsiyaga misollar keltiring.

Test savollari

1,Disprersiya nima?

a. x - o'rtacha kvadratik farqi.
b. u - o'rtacha kvadratik farqi.
c. x va u o'rtacha kvadratik farqi.
d. Foizda ifodalanadigan miqdor

2. Berilgan statistik to'plamni ishlab chiqish usuli nimaga bog'liq,

a. varianta harakteriga

b. belgilarning variasion harakteriga
c. analizga bog'liq.
d. Reprezentativga bog'liq.

3. Statistik to'plamda sifat tarkibi ……..bo'ladi?

a. bir jinsli, bir belgiga tegishli.
b. ko'p jinsli bir belgiga tegishli.
c. bir jinsli ko'p belgiga tegishli.
d. ko'p jinsli, ko'p belgiga tegishli.

13-MA'RUZA
MAVZU: MATEMATIK MODELLASHTIRISH VA UNING BIOLOGIYA BILAN BOG'LIQ TADQIQOTLARDA O'RNI. MODEL TUSHUNCHASI. MATEMATIK MODELLARNING KLASSIFIKASIYASI.

Reja:

1. **Model va modellashtirish.**
2. **Model turlari.**

Model (lat. modulus – o`lchov, me`yor) - biror ob`ekt yoki ob`ektlar tizimining obrazi yoki namunasidir.Masalan, yerning modeli - globus, osmon va undagi yulduzlar modeli - planetariy ekrani, pasportdagi suratni shu pasport egasining modeli deyish mumkin. Insoniyatni farovon hayot shartsharoitlarini yaratish, tabiiy ofatlarni oldindan aniqlash muammolari qadimdan qiziqtirib kelgan. Shuning uchun ham insoniyat tashqi dunyoning turli hodisalarini o`rganishi tabiiy holdir. Aniq fan sohasi mutaxassislari u yoki bu jarayonning faqat ularni qiziqtirgan xossalarinigina o`rganadi. Masalan, geologlar yerning rivojlanish tarixini, ya`ni qachon, qaerda va qanday hayvonlar yashaganligi, o`simliklar o`sganligi, iqlim qanday o`zgarganligini o`rganadi. Bu ularga foydali qazilma konlarini topishlarida yordam beradi. Lekin ular yerda kishilik jamiyatining rivojlanish tarixini o`rganishmaydi bu bilan tarixchilar shug`ullanadi. Atrofimizdagi dunyoni o`rganish natijasida noaniq, va to`liq bo`lmagan ma`lumotlar olinishi mumkin. Lekin bu koinotga uchish, atom yadrosining sirini aniqlash, jamiyatning rivojlanish qonunlarini egallash va boshqalarga xalaqit etmaydi. Ular asosida o`rganilayotgan hodisa va jarayonning modeli yaratiladi. Model ularning xususiyatlarini mumkin qadar to`laroq akslantirishi zarur.

Modelning taqribiylik xarakteri turli ko`rinishda namoyon bo`lishi mumkin. Masalan, tajriba o`tkazish mobaynida foydalaniladigan asboblarning aniqdigi olinayotgan natijaning aniqligiga ta`sir etadi.

Modellashtirish - bilish ob`ektlari (fizik hodisa va jarayonlar) ni ularning modellari yordamida tadqiq, qilish mavjud predmet va hodisalarning modellarini yasash va o`rganishdir. Modellash uslubidan hozirgi zamon fanida keng foydalanilmoqda. U ilmiy tadqiqot jarayonini yengillashtiradi, ba`zi hollarda esa murakkab ob`ektlarni o`rganishning yagona vositasiga aylanadi. Mavhum ob`ekt, olisda joylashgan ob`ektlar, juda kichik hajmdagi ob`ektlarni o`rganishda modellashtirishning ahamiyati katta. Modellashtirish uslubidan fizika, astronomiya, biologiya, iqtisod fanlarida ob`ektning faqat ma`lum xususiyat va munosabatlarini aniqlashda ham foydalaniladi.

Modellarni tanlash vositalariga qarab uni uch guruhga ajratish mumkin. Bular *abstrakt, fizik*va *biologik* guruhlar.

Abstrakt modellar qatoriga. matematik, matematik-mantiqiy va shu kabi modellar kiradi. Fizik modellar qatoriga kichiklashtirilgan maketlar, turli asbob va qurilmalar, trenajyorlar va shu kabilar kiritiladi.

Modellarning mazmuni bilan qisqacha tanishib chiqamiz.

1. *Fizik model*. Tekshirilayotgan jarayonning tabiati va geometrik tuzilishi asl nusxadagidek, ammo undan miqdor (o`lchami, tezligi, ko`lami) jixatidan farq qiladigan modellar, masalan, samolyot,

kema, avtomobil, poyezd, GES va boshqalarning modellari fizik modelga misol bo`ladi.
2. *Matematik modellar* tirik organizmlarning tuzilishi, o`zaro aloqasi, vazifasiga oid qonuniyatlarning matematik va mantiqiy-matematik tavsifidan iborat bo`lib, tajriba ma`lumotlariga ko`ra yoki mantiqiy asosda tuziladi, so`ngra tajriba yo`li bilan tekshirib ko`riladi. Biologik hodisalarning matematik modellarini kompyuterda o`rganish tekshirilayotgan biologik jarayonning o`zgarish xarakterini oldindan bilish imkonini beradi. Shuni ta`kidlash kerakki, bunday jarayonlarni tajriba yo`li bilan tashkil qilish va o`tkazish ba`zan juda qiyin kechadi. Matematik va matematik-mantiqiy modelning yaratilishi, takomillashishi va ulardan foydalanish matematik hamda nazariy biologiyaning rivojlanishiga qulay sharoit tug`diradi.
3. *Biologik model* turli tirik ob`ektlar va ularning qismlari - molekula, hujayra, organizm va shu kabilarga xos biologik tuzilish, funksia va jarayonlarni modellashda qo`llaniladi. Biologiyada, asosan, uch xil modeldan foydalaniladi. Ular biologik, fizik va matematik modellardir. Biologik model - odam va hayvonlarda uchraydigan ma`lum bir holat yoki kasallikni laboratoriyada hayvonlarda sinab ko`rish imkonini beradi. Bunda shu holat yoki kasallikning kelib chiqish mexanizmi, kechishi, oqibati kabilar tajriba asosida o`rganiladi. Biologik modelda har xil usullar: genetik apparatga ta`sir qilish, mikroblar yuqtirish, ba`zi organlarni olib tashlash yoki ular faoliyati mahsuli bo`lgan garmonlarni kiritish va bosha usullar qo`llaniladi. Bunday modellarda genetika, fiziologiya, farmokologiya sohasidagi bilimlar tadqiq qilinadi.
4. *Fizik-kimyoviy* modellar biologik tuzilish, funksiya yoki jarayonlarni fizik yoki kimyoviy vositalar bilan qaytadan hosil qilishdir.
5. *Iqtisodiy modellar* taxminan XVIII asrdan qo`llanila boshlandi. F.Kenening "Iqtisodiy jadvallar"ida birinchi marta butun ijtimoiy takror ishlab chiqdrish jarayonining shakllanishini ko`rsatishga harakat qilingan.
Iqtisodiy tizimlarning turli faoliyat yo`nalishlarini o`rganish uchun har xil modellardan foydalaniladi. Iqtisodiy taraqqiyotning eng umumiy qonuniyatlari xalq xo`jaligi modellari yordamida tekshiriladi. Turli murakkab ko`rsatkichlar, jumladan, milliy daromad, ish bilan bandlik, iste`mol, jamg`armalar, investitsiya ko`rsatkichlarining dinamikasi va nisbatini tahlil qilish, uni oldindan aytib berish uchun katta iqtisodiy modellar qo`llaniladi. Aniq xo`jalik vaziyatlarini tekshirishda kichik iqtisodiy tizimlardan, murakkab iqtisodiy tizimlarni tekshirishda, asosan, matematik modellardan foydalaniladi.

3.MUSTAQIL TA’LIM MASHG’ULOTLARI

№	Mavzular	Berilgan topshiriqlar	Bajar. мud.	Hajmi, soatda
1	Tanlanmani sinflarga ajratish usuli bilan chastotali variasion qator tuzish.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
2	Arifmetik o’rtachadan farqli o’rtachalar va ularni qo’llanishi. O’rta kvadratik tarqoqlik.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
3	Bosh to’plamning noma’lum xarakteristikalarini tanlanmaning mos empirik xarakteristikalari orqali baholash.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
4	Stoxastik tajribaga mos kelgan elementar hodisalar fazosi va uni tuzishga misollar.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
5	Ehtimolning ta’riflari.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
6	Normal taqsimotni statistikada tutgan o’rni. Normal taqsimot jadvalidan foydalanish.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
7	Ko’p o’lchovli tasodifiy miqdorlar, ularning taqsimotlari va sonli xarakteristikalari.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		

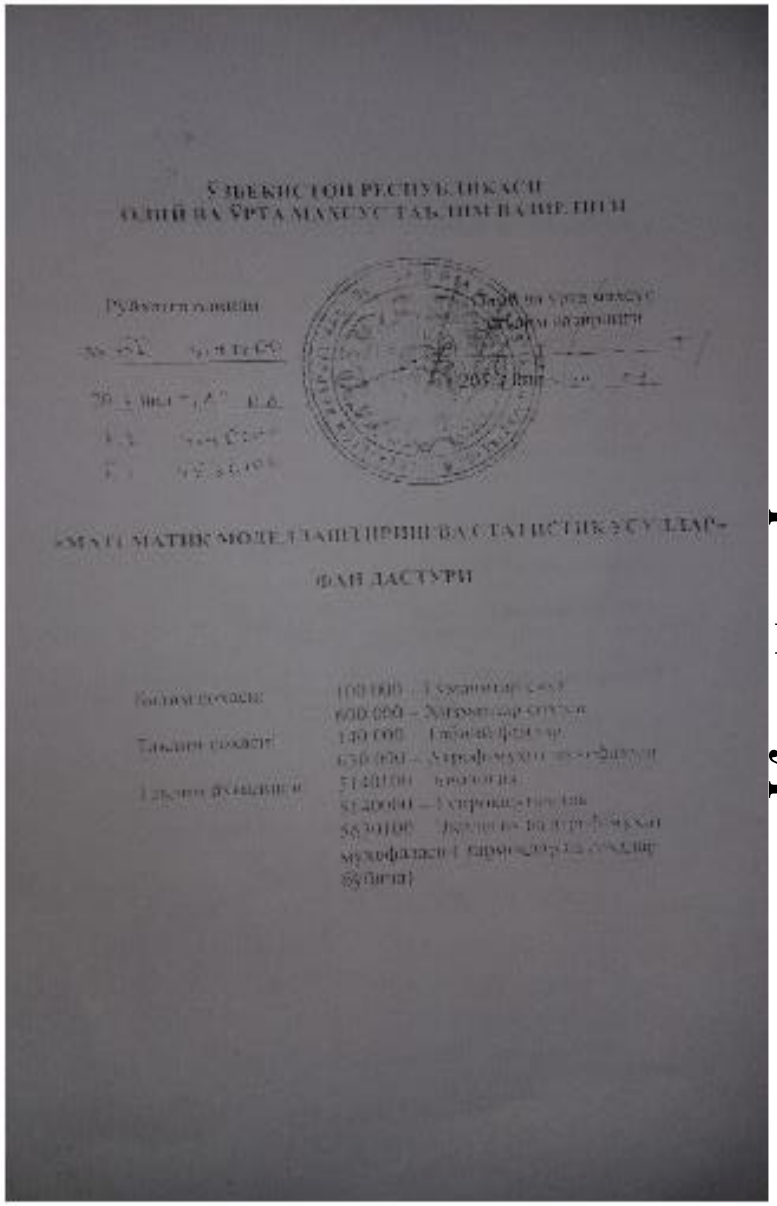
8	Baho va uning xossalari. Baholash usullari.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
9	Gipotezalarni ko’rinishlari (tanlanmani bir jinsliligi, tanlanmani bog’liqsizligi va boshqalar).	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish		
	jami			**50**

4.GLOSSARIY

1. **Statistik to’plam**-sifat tarkibi bir jinsli bo’lib, bir belgiga tegishli bo’lgan o’zgaruvchi qiymatlar to’plami.
2. **Varianta-**statistik to’plamga kiruvchi alohida birliklar yoki o’zgarayotgan belgining mumkin bo’lgan qiymatlari.
3. **To’plam hajmi-**statistik to’plamga kiruvchi variantalar soni.
4. **Statistik kompleks-**statistik to’plam bir necha belgilardan iborat bo’lishi birnecha xil guruxlardan tarkib topishi va ular 1 ta komplesga birlashtirilishi mumkin.
5. **Bosh to’plam-**baholanadigan barcha tarkibiy qismlar to’plami.
6. **Tanlanma to’plam yoki tanlanma-**o’rganish uchun bosh to’plamdan tanlab olingan qism.
7. **Takror tanlanma-**agar tanlanmani elementlari bosh to’plamdan tanlangan elementni yana bosh to’plamga qaytarilsa.
8. **Takrormas tanlanma-**bosh to’plam qaytarilmasa.
9. **Reprezentativ tanlanma-**to’plamdagi nisbatni yetarlicha yetarlicha aniq takrorlovchi tanlanma.
10. **Variosion qator-**tarkiblashtirilgan to’plamda yoki variantalar qatorida variantalarning chastotalari ham ko’rsatilsa bu variosion qator deyiladi.
11. **Chastota-**har variantaningto’plamdagi ulushi.
12. **Oddiy jadval-**bir belgisi bo’yicha tuzilsa.
13. **Murakkab jadval-**ikki yoki undan ko’p belgilari bo’yicha tuzilsa.
14. **Gistogramma-**variasion qatorning diagrammalar ko’rinishida ifodalanishi.
15. **Poligon-**kordinatalar sistemasida absissa o’qiga sinfiy variantalarning qiymatlari ordinata o’qiga esa chastotalar qo’yilib kesishuv nuqtalari tutashtiriladi.
16. **Oddiy arifmetik o’rtacha-**variantalar bir marta takrorlanganda yoki takrorlanish soni barcha variantalar uchun bir xil bo’lganda qo’llaniladi.
17. **Vazniy o’rtacha-**variantalarning chastotalari teng bo’lmagan xollarda.
18. **Gormonik o’rtacha kattaliklar-**u o’zgaruvchi testlarni aniqlash uchun qo’llaniladi.
19. **Kvadratik o’rtacha kattaliklar-**belgi doira shaklda bo’lganda o’rtacha qiymatni aniqlash uun ishlatiladi.
20. **Kubik o’rtacha kattaliklar-**belgi xajm ulchoviga ega bo’lganda qo’llaniladi.
21. **Geometrik o’rtacha kattaliklar-**og’irlik va tana ulchovli belgilarni o’rganishda qo’llaniladi.
22. **Mediana-**variasion qator elementlarining soni toq bo’lsa variasion qatorning o’rtasida joylashgan xadga aytiladi.
23. **Moda-**berilgan variasion qatorda o’rganilayotgan belgining eng ko’p uchraydigan qiymati.
24. **Rendomizasiya-**inglizcha randon tasodif.
25. **Korrelyasiya-**munosabat bog’liqlik.

5.ILOVALAR

5.1 фан дастури



ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ
ОЛИЙ ВА ЎРТА МАХСУС ТАЪЛИМ ВАЗИРЛИГИ

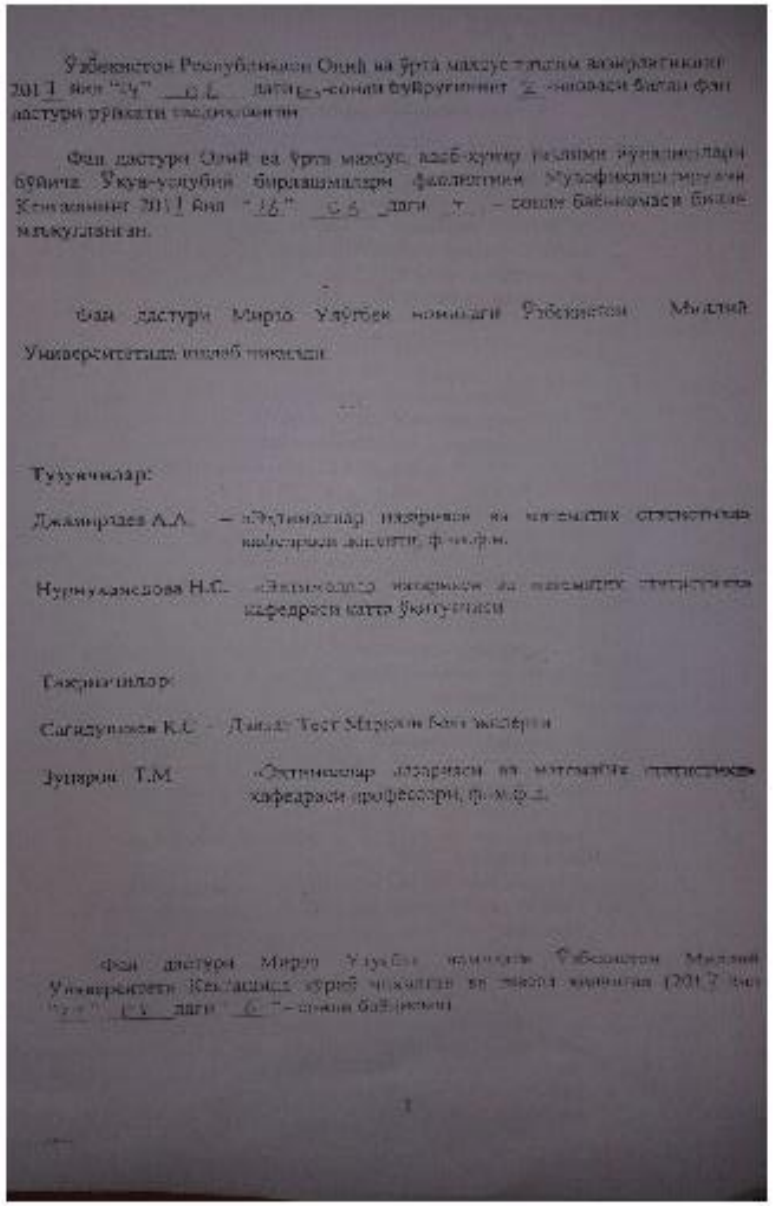
«МАТЕМАТИК МОДЕЛЛАШТИРИШ ВА СТАТИСТИК УСУЛЛАР»

ФАН ДАСТУРИ

Бакалавр соҳаси: 100000 – Таълим соҳаси
600000 – Ахборот-коммуникация технологиялари

Таълим соҳаси: 140000 – Табиий фанлар
650000 – Иқтисодиёт ва иқтисодиёт

Таълим йўналиши: 5140100 – Математика
5140600 – Статистика
5630100 – Иқтисодиёт ва иқтисодиёт
мухандислик (саноатдаги соҳалар бўйича)



Ўзбекистон Республикаси Олий ва ўрта махсус таълим вазирлигининг 2017 йил "24" 05 даги 5-сонли буйруғининг 2-иловаси билан фан дастури рўйхати тасдиқланган.

Фан дастури Олий ва ўрта махсус касб-ҳунар таълими ўқитишлари бўйича Ўқув-услубий бирлашмалари фаолиятини Мувофиқлаштирувчи Кенгашнинг 2017 йил "16" 05 даги 7 – сонли баённомаси билан мақулланган.

Фан дастури Миллий университет томонидан Ўзбекистон Миллий Университетида ишлаб чиқилди.

Тузувчилар:

Джамирзаев А.А. – «Эҳтимоллар назарияси ва математик статистика» кафедраси доценти, ф.-м.ф.н.

Нурмуханедова Н.С. – «Эҳтимоллар назарияси ва математик статистика» кафедраси катта ўқитувчиси

Тақризчилар:

Сагдуллаев К.С. – Давлат Тест Марказ бош мутахассиси

Зуфаров Т.М. – «Эҳтимоллар назарияси ва математик статистика» кафедраси профессори, ф.-м.ф.д.

Фан дастури Миллий университет Кенгашида кўриб чиқилган ва тасдиқ қилинган (2017 йил "29" 04 даги "6" – сонли баённома)

1

I. Укув фанининг мазмунлилиги ва олий касбий таълимдаги ўрни

"Математик моделлаштириш ва статистик усуллар" фани университетларнинг биология, тупроқшунослик ва экология таълим йўналишлари бакалаврларига талабалар учун мўлжалланган. Ушбу фан дипломдан олдинги стохастик тажриба натижаларини таҳлил қилиш ва табиий фанларда моделлаштириш усуллари, умумий принциплари асосий босқичлари, тайёр моделларни биология ва тупроқшунослик масалаларига қўлланишини билан танишадилар.

II. Укув фанининг мақсади ва вазифалари

Фанни ўқитишнинг мақсади – талабаларга назарий тушунчаларни интуициясини ривожлантириш, амалда ўтказилган тажрибаларнинг таҳлилий натижаларини экстраполяция математик моделларнинг тузилиши ва ишлаш принципларини ва уни таҳлил этиш билан кўникмаларини шакллантиришдан иборат.

Фанни ўқитишнинг вазифалари:

Математик моделлаштириш ва статистик усуллар фанининг вазифаси биология жараёнларини аниқ таҳлилдан иборат, бу жараёнларнинг математик моделини тузиш ва очиқларини ташқи натижаларини ўрганиш, статистик математик таҳлил қилишни ташкил этади.

Фан бўйича талабаларнинг билим, кўникма ва малакаларига қўйидаги талаблар қўйилади. Талаба:

-экология назариясы, математик статистика асослари, биология, тупроқ ва экология билан боғлиқ маълуматларни математик ва статистик таҳлил қилиш;

-тупроқнинг ўрганиш билан боғлиқ тадқиқотлар натижаларини компьютер техникаси ва статистик дастурлар мажмуалари ёрдамида статистик таҳлил қилиш, тупроқшунослик соҳасидаги турли тажриббаларнинг математик моделларини ишлаб чиқиш ва бошқа;

-биология, экология ва ўсимликлар тупроқлари билан боғлиқ тажриббалар натижаларини статистик таҳлил қилишда, статистик таҳлил натижаларини математик моделлари, уларнинг математик моделларини тузишни билишлари ва уларидан фойдалана олишлар.

- талаба олган назарий билимларини амалда ва ишлаётган соҳасида кўникма ва малакаларини ҳосил қилиши керак.

III. Ўқитиш назарияси ва таълимда янги технологиялар

Математик моделлаштириш ва статистик усуллар фанида кўпгина Математик статистика усулларини биология, экология ва тупроқшунослик ва тутган ўрни. Бошқалар орасида. Бир ва такрорий таҳлил, [illegible] регрессиянинг. Фарқланган жаҳон. Масалан ва нисбий [illegible] корреляция коэффициенти. [illegible] Регрессия [illegible] Регрессия коэффициентлари ва тенгламалари. Кўп омилли регрессия. Статистик гипотезаларни текшириш тушунчаси. Мезонлар. Гипотезаларни текшириш. [illegible]-критерийси. Статистик характеристикаларнинг мустақилигини баҳолаш. Сифат белгиларга бўйича корреляцияларни статистик анализ қилиш. STATISTICA амалий дастури, шунингдек MS Excel пакетлари ёрдамида статистик таҳлил қилиш.

Математик моделлаштириш ва унинг биология ва тупроқшунослик билан боғлиқ қолганларга тутган ўрни. Модел тушунчаси, моделлаштириш объектлари, мақсади, методологиясы ва усуллари. Табиий фанларда моделлар. Биология жараёнларини математик моделлаштириш классификацияси. Тупроқдаги физик жараёнлар математик моделлаштиришнинг объекти сифатида.

IV. Амалий машғулотларнинг тавсиялар этилиб бўйича кўрсатма ва тавсиялар

Амалий машғулотларнинг мақсади назарий билимлар асосида амалий топшириқларни бажара олиш кўникмаларини ҳосил қилишдан иборат. Амалий машғулотлар мультимедиа қурилмалари билан жиҳозланган мультимедиа бир видео тузилган ва [illegible] Машғулотлар фанга ва интерактив усуллар ёрдамида ўтилиши ва [illegible] методик педагогик ва ахборот технологиялар қўлланилиши мақсадга мувофиқ.

МАТЕМАТИК моделлаштириш ва статистик усуллар фани бўйича амалий машғулотларнинг тавсия этилаётган мавзулари.

1. Статистик маълумотлар [illegible] [illegible]
2. Статистик характеристикаларни [illegible] [illegible] корреляция коэффициенти [illegible]
3. Статистик гипотезаларни [illegible]
4. Нормаль [illegible] [illegible]

корниш.

Ушбу ишчи дастур экология мутахасислиги талаба-магистрлар ҳажмларини ҳисоблаш ишлари ишчи дастурлар мавзуларини ва амалий машғулотларга тайёргарлик кўриш, фан бўйича талаба дунёқарашини кенгайтиришга мустаҳкам таянч мавзулар шакллантиришдан иборат.

Фойдаланилган адабиётлар рўйхати

Асосий адабиётлар

1. Chap T.H. Introductory Biostatistics. Published by John & Sons. 2003. pp. 551.
2. Robert R. Sokal and F. James Rohlf. Introduction to Biostatistics. Dover Publications, Inc. New York. 2009 y.
3. Айрушукуров А.А. Эрмитлар назариясига оид масалаларни ечишнинг усуллари. Университет. 2010. 184 бет.
4. Дмитриев Е.А. Математическая статистика в экономике. М. ЮНИТИ-ДАНА. 2009 г.
5. Минашина Ю.П., Висков Н.Н., Кузнецова Н.Ф., Рожанский В.А. Геостатистика в нефтедобывании и экологии. Москва. 2010 г.
6. Самсонов В.П., Минашина Ю.П., Дольников С.Е. Практикум по компьютерам по курсу: « Математическая статистика». Москва. 2005 г.
7. Пакин А.Ф. Биометрия. Москва. 1980 г.
8. Султанов М.М. Вероятность ва математик статистика. Тошкент, Ўқитувчи. 1977.

Қўшимча адабиётлар

1. Jerrold H. Zar. Biostatistical Analysis. Pearson Education, Inc. New Jersey. 2010 y.
2. Daryl S. Paulson. Biostatistics and Microbiology. A Survival Manual. Biostatistics Laboratories, Inc. Springer. 2008 y.
3. Гнеденко Б.В. Элементлар математика ва математик статистика. Тошкент. «Ўқитувчи». 1977 й.
4. Бакиев И.И. Теория вероятностей и математическая статистика. М. «Высшая школа». 2005 г.

Интернет сайтлари

1. http://www.statsoft.com/products/STATISTICA
2. http://www.bib.uni-mainz.de
3. http://www.statsoft.com
4. http://www.statsoft.com

5. Классик ва статистик таъриф бўйича эҳтимолликни ҳисоблаш.
6. Дискрет тасодифий миқдор тақсимот қонунини тузиш.
7. Узлуксиз турдаги тасодифий миқдор зичлик функциясини топиш.
8. Корреляция коэффициентини ҳисоблаш.
9. Регрессия коэффициентлари ва тенгламалари.
10. χ^2 – критерийси ёрдамида гипотезаларни текшириш.
11. Сифат белгилари бўйича вариантларни статистик таҳлил қилиш.
12. STATISTICA амалий дастурлари имкони ёрдамида таҳлилларни тўғри статистик таҳлил қилиш.
13. Тақсимотнинг нормаллигини STATISTICA дастури ёрдамида текшириш.
14. STATISTICA ва MS Excel дан параметрик критерийлардан фойдаланиш.
15. Биология ва тупроқшуносликда қўлланиладиган математик моделлар.
16. Биология ва тупроқшуносликда қўлланиладиган статистик моделлар.

V. Мустақил таълимни ташкил этишнинг шакл ва мазмуни

Талаба мустақил таълимининг асосий мақсади – ўқитувчининг раҳбарлигида ва назоратида мустақил ўқув ишларини мустақил равишда бажариш учун билим ва кўникмаларини шакллантириш ва ривожлантириш.

Талабалар назарий ва амалий машғулотларда олинган билимларга таянган ҳолда кўшимча маълумотларни мустақил ҳал қилиш йўлларини кўрсатиб берилган. Мазкур фанидан мустақил ишлар қуйидагича ташкил қилинади: назарий билимларни ўзлаштириш, амалий машғулотларга тайёргарлик, мустақил таълим учун қўлланма назарий ва амалий билим малакаларини ошириш.

Талаба мустақил ишни ташкил этишда қуйидаги шакллардан фойдаланади:

- Айрим назарий мавзулари ўқув адабиётлари ёрдамида мустақил ўзлаштириш;
- берилган мавзулар бўйича ахборот (реферат) тайёрлаш ва ҳ.к.

Тавсия этилаётган мустақил ишларнинг мавзулари:

1. Биологияда статистик таҳлилнинг синфларга ажратиш усули билан частотали вариацион қатор тузиш.
2. Арифметик ўртачадан фарқли ўртачалар ва уларни қўлланиши.
3. Бош тўпламнинг консолидация характеристикаларини таҳлилининг нос нисбий характеристикалари орқали баҳолаш.
4. Нормал тақсимотни табиий соҳадаги тақсимотларда тутиш ўрни. Нормал тақсимот жадвалидан фойдаланиш.
5. Кўп ўлчовли тасодифий миқдорлар, уларнинг тақсимотлари ва сонли характеристикалари.
6. Гипотезаларни қурилишлари таҳлилининг бир жараёнлари таҳлилини белгилашнинг ва бичиладиган.
7. Тупроқдаги турли физик жараёнларнинг математик моделларини

O’ZBEKISTON RESPUBLIKASI
OLIY VA O’RTA MAXSUS TA’LIM VAZIRLIGI

Ro’yxatga olindi

№_____ _____

201__ yil “___” ____ _____

“TASDIQLAYMAN”

Termiz davlat universiteti

o’quv ishlari prorektori

Axmedov O’.Ch. _____

201__ yil «____»_____

BIOLOGIYADA MATEMATIK MODELLASHTIRISH VA STASTISTIK USULLAR

fanidan

ISHCHI O’QUV DASTURI

Bilim sohasi: 100000 – Gumanitar soha
Ta’lim sohasi: 140000 – Tabiiy fanlar
Ta’lim yo’nalishi: 5140100 – Biologiya

Umumiy o’quv soati -122 soat
Shu jumladan:
Ma’ruza - 36 soat
Tajriba ishi -42 soat
Mustaqil ta’lim soati -50 soat

Termiz-2017

Fanning ishchi o’quv dasturi ishchi o’quv reja va o’quv dasturiga muvofiq ishlab chiqildi.

Tuzuvchilar:

Begmatov A.M.	TerDU biologiya kafedrasi katta o’qituvchisi, biologiya fanlari nomzodi

Taqrizchilar:

Xalmuratov M.A.	TerDU biologiya kafedrasi katta o’qituvchisi, biologiya fanlari nomzodi
Nadjiev J.N.	O’zbekiston sabzavot, poliz yekinlari va kartoshkachilik ilmiy-tadqiqot instituti Surxondaryo ilmiy tajriba stantsiyasi katta ilmiy xodimi, qishloq xo’jalik fanlari nomzodi

Fanning ishchi o’quv dasturi biologiya kafedrasining 2017 yil “28”avgustdagi 1-sonli yig’ilishida muhokamadan o’tgan va fakultet kengashiga muhokama qilish uchun tavsiya etilgan.

Kafedra mudiri: _____Sullieva S.X.

Fanning ishchi o’quv dasturi tabiiy fanlar fakulteti kengashida muhokama etilgan va tasdiqlashga tavsiya qilingan (2017 yil 29 avgustdagi 1-sonli bayonnoma).

Fakultet kengashi raisi:_____Xoliqnazarov B.O.

Fanning ishchi o’quv dasturi Termiz davlat universiteti o’quv metodik Kengashining 2017 yil 30 avgustdagi 1-sonli majlisida tasdiqlangan.

O’quv metodik boshqarma boshlig’i _____ dots. B. Imanov

KIRISH

Hozirgi kunda zamonaviy texnologiyaning jadal rivojlanishi natijasida turli murakkab jarayonlarni, iqtisodiy masalalarni jumladan, biologiyadagi muammolarni o'rganish, ularni matematik-stoxastik nuqtai nazardan tasavur qilish, modellarini tuzish va yechish nafaqat nazariy jihatdan, balkim tadbiqiy jihatdan ham dolzarb, ham amaliy ahamiyatga ega bo'lgan muammolardan biri hisoblanadi.

Shuning uchun «Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» kursi matematikaning eng muhim yo'nalishlaridan biri bo'lgan matematik statistika asoslari bilan bog'liq ravishda tuzilgandir.

O'quv fanining maqsadi va vazifalari

Fanni o'qitishdan maqsad – talabalarda nazariy ehtimollik intuisiyani rivojlantirish, amalda uchraydigan statistik tajribalardagi tasodifiy xodisalarni aks ettiruvchi matematik modellarni tuzishni uddalay olish va uni taxlil eta bilish ko'nikmalarni shakllantirishdan iborat.

Fanning vazifalari –matematik modellashtirish va statistic usullar fanining vazifasi biologik jarayonlarni aniq yeasavvur qilish, bu jarayonlarning matematik modelini tuzish va yechimlarini topish metodlarini o'rganish, yechimlarini matematik tahlil qilishni tashkil etadi.

Fan bo'yicha talabalarning bilim, ko'nikma va malakalariga quyidagi talablar qo'yiladi. **Talaba:**

-ehtimollar nazariyasi, matematik statistika asoslari, biologiya, tuproq va ekologiya bilan bog'liq ma'lumotlarni matematik va statistik tahlil qilish;

-tuproqni o'rganish bilan bog'liq tadqiqotlar natijalarini kompter texnikasi va statistik dasturlar majmualari yordamida statistik tahlil qilish, tuproqshunoslik sohasidagi turli tadqiqotlarning matematik modellari xaqida **tasavvurga ega bo'lishi;**

-biologiya, ekologiya va O'zbekiston tuproqlari bilan bog'liq tadqiqotlar natijalarini statistik tahlil qilishni, statistik tahlil natijalarini matematik asoslashni, ularning matematik modellarini tuzishni **bilishlari va ulardan foydalana olishi;**

-talaba olgan nazariy misol va bilimlarni masalalar yechimida qo'llash **ko'nikmalariga ega bo'lishi kerak.**

Fan bo'yicha bilim, ko'nikma va malakaga qo'yiladigan talablar

- Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar fanini o'zlashtirish jarayonida amalga oshiriladigan masalalar doirasida bakalavr:

- matematik model, foiz stavkasi, hisob stavkasi mavzularini puxta o'zlashtirgan bo'lishlari, klassik modellari to'g'risida kurs dasturi doirasida bilimga ega bo'lishlari, fanning asosiy prinsiplari asoslarini bilishlari hamda ularning mohiyatini tushunishlari talab etiladi. Iqtisodiy jarayonlarning matematik modellari uchun to'la tenglamalar sistemasi mavjud bo'lgan hollarni bilishlari va ularga misol tariqasida qaralgan masalalarni matematik yechish usullarini o'zlashtirgan bo'lishlari hamda mazkur yechimlarni tahlil qila olishi kerak;

- matematik analiz, chiziqli algebra va boshqa matematikaning asosiy tushunchalarini bilish kerak;

- «Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» fanini o’rganish talabalarda tegishli jarayonlar haqida tasavvurga ega bo’lishlarida, ayni paytda ularni mantiqiy fikrlashga va to’g’ri hulosalar chiqarishga o’rgatadi.

-statistika modellarini tuzish zaruriyatini tushunishlari va muayyan modellar haqida ma’lum tushunchaga ega bo’lishlari kerak.

Fanning o‘quv rejadagi boshqa fanlar bilan o‘zaro bog‘liqligi va uslubiy jihatdan uzviyligi

Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar fani oliy matematika, informatika va axborot texnologiyalari, variasion hisob va optimallashning matematik usullari va ehtimollar nazariyasi fanlari bilan uzviy bog’liq va ushbu fanlarni bilish zarur.

Fanning ishlab chiqarishdagi o‘rni

Talabalarda «Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» bo‘yicha boshlang‘ich bilimlarni shakllantirish, «Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» da faol qo‘llanadigan terminlarni o‘zlashtirish hamda shu fanga oid nazariy masalalarning hal qilinishi va yoritilishi, muammolarni matematik metodlar bilan kompyuter yordamida hal etish hamda malumotlarni (berilgan malumotlarni, misollarni echimini topish) tahlil etish uchun ta’minot yaratish.

Fanni o‘qitishda foydalaniladigan zamonaviy axborot va pedagogik texnologiyalar

Talabalarning botanika fanini o’zlashtirishlari uchun o’qitishning ilg’or va zamonaviy usullaridan foydalanish, yangi informatsion-pedagogik texnologiyalarni tadbiq qilish, muxim ahamiyatga egadir. Fanni o’zlashtirishda darslik, o’quv va uslubiy qo’llanmalar, ma’ruza matnlari, tarqatma materiallar, elektron materiallar, virtual stendlar hamda gerbariylardan foydalaniladi. Fanning o’kitish turlari dasturda ko’rsatilgan mavzular ma’ruza, amaliy mashg’ulotlar shaklida olib boriladn. Shuningdek, atroflicha bilim olishni ta’minlash maksadida, talabalarga mustaqil ish mavzulari xam beriladi. Fanni zamonaviy pedagogik uslublar “Klaster", “Bumerang", “Debatlar" va boshqa shu kabi uslublarda o’tish xam ko’zda tutilgandir. Ma’lumotlar ko’rgazmali o’quv qurollari, kodoskop, multimedia, mikroskop, total va kesmali preparatlar yordamida olib boriladi. Ma’ruza, amaliy darslarida mos ravishdagi ilg’or pedagogik texnologiyalardan foydalaniladi.

Shaxsga yo‘naltirilgan ta’lim. Bu ta’lim o‘z mohiyatiga ko‘ra ta’lim jarayonining barcha ishtirokchilarini to‘laqonli rivojlantirishni ko‘zda tutadi. Bu esa ta’limni loyihalashtirilayotganda, albatta, ma’lum bir ta’lim oluvchining shaxsini emas, avvalo, kelgusidagi mutaxassislik faoliyati bilan bog‘liq o‘qish maqsadlaridan kelib chiqqan holda yondashilishni nazarda tutadi.

Tizimli yondoshuv. Ta’lim texnologiyasi tizimning barcha belgilarini o‘zida mujassam etmog‘i lozim: jarayonning mantiqiyligi, uning barcha bug‘inlarini o‘zaro bog‘langanligi, yaxlitligi.

Faoliyatga yo‘naltirilgan yondoshuv. Shaxsning jarayonli sifatlarini shakllantirishga, ta’lim oluvchining faoliyatni aktivlashtirish va intensivlashtirish,

o‘quv jarayonida uning barcha qobiliyati va imkoniyatlari, tashabbuskorligini ochishga yo‘naltirilgan ta’limni ifodalaydi.

Dialogik yondashuv. Bu yondoshuv o‘quv munosabatlarini yaratish zaruriyatini bildiradi. Uning natijasida shaxsning o‘z-o‘zini faollashtirishi va o‘z-o‘zini ko‘rsata olishi kabi ijodiy faoliyati kuchayadi.

Hamkorlikdagi ta’limni tashkil etish. Demokratik, tenglik, ta’lim beruvchi va ta’lim oluvchi faoliyat mazmunini shakllantirishda va erishilgan natijalarni baholashda birgalikda ishlashni joriy etishga e’tiborni qaratish zarurligini bildiradi.

Muammoli ta’lim. Ta’lim mazmunini muammoli tarzda taqdim qilish orqali ta’lim oluvchi faoliyatini aktivlashtirish usullaridan biri. Bunda ilmiy bilimni obyektiv qarama-qarshiligi va uni hal etish usullarini dialektik mushohadani shakllantirish va rivojlantirishni, amaliy faoliyatta ularni ijodiy tarzda qo‘llashni mustaqil ijodiy faoliyati ta’minlanadi.

Axborotni taqdim qilishning zamonaviy vositalari va usullarini qo‘llash – yangi kompyuter va axborot texnologiyalarini o‘quv jarayoniga qo‘llash.

O‘qitishning usullari va texnikasi. Ma’ruza (kirish, mavzuga oid, vizuallash), muammoli ta’lim, keys-stadi, pinbord, paradoks va loyihalash usullari, amaliy ishlar.

O‘qitishni tashkil etish shakllari: dialog, polilog, muloqot, hamkorlik va o‘zaro o‘rganishga asoslangan frontal, kollektiv va guruh.

O‘qitish vositalari: o‘qitishning an’anaviy shakllari (darslik, ma’ruza matni) bilan bir qatorda – kompyuter va axborot texnologiyalari.

Kommunikatsiya usullari: tinglovchilar bilan operativ teskari aloqaga asoslangan bevosita o‘zaro munosabatlar.

Teskari aloqa usullari va vositalari: kuzatish, blits-so‘rov, oraliq va joriy va yakunlovchi nazorat natijalarini tahlili asosida o‘qitish diagnostikasi.

Boshqarish usullari va vositalari: o‘quv mashg‘uloti bosqichlarini belgilab beruvchi texnologik karta ko‘rinishidagi o‘quv mashg‘ulotlarini rejalashtirish, qo‘yilgan madsadga erishishda o‘qituvchi va tinglovchining birgalikdagi harakati, nafaqat auditoriya mashg‘ulotlari, balki auditoriyadan tashqari mustaqil ishlarning nazorati.

Monitoring va baholash: o‘quv mashg‘ulotida ham butun kurs davomida ham o‘qitishning natijalarini rejali tarzda kuzatib borish. Kurs oxirida test topshiriqlari yoki yozma ish variantlari yordamida tinglovchilarning bilimlari baholanadi.

Ayrim mavzular buyicha talabalar bilimini baholash test asosida va kompyuter yordamida bajariladi. “Internet” tarmog‘idagi rasmiy ko‘rsatkichlaridan foydalaniladi, tarqatma materiallar tayyorlanadi, test tizimi hamda tayanch so‘z va iboralar asosida oraliq va yakuniy nazoratlar o‘tkaziladi.

Asosiy qism:

Asosiy qismda (ma’ruza) fanning mavzulari mantiqiy ketma-ketlikda keltiriladi. Har bir mavzuning mohiyati asosiy tushunchalar va tezislar orqali ochib beriladi. Bunda mavzu bo‘yicha talabalarga DTS asosida yetkazilishi zarur bo‘lgan bilim va ko‘nikmalar to‘la qamrab olinishi kerak.

Asosiy qism sifatiga qo‘yiladigan talab mavzularning dolzarbligi, «Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» kursi predmeti, obyekti, maqsad va

vazifalari. Fan doirasida o‘rganiladigan asosiy masalalar. Fanning boshqa fanlar bilan munosabati. Kursni o‘qitishning muhimligi. Tilshunoslikning matematika bilan munosabati kabi ustuvor masalalarini qamrab olishi hamda fan va texnologiyalarning so‘ngti yutuqlari e’tiborga olinadi.

Fanning nazariy mashg‘ulotlari mazmuni

Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar faniga kirish. Matematik usullarni biologiyada tutgan o’rni. Belgilar turlari va biologik o’zgaruvchanlik.

Biometriya fanining umumiy tavsifi va metodlari. Matematik statistikaning ehtimollar nazariyasi bilan aloqadorligi.

Qo’llaniladigan ta’lim texnologiyalari: ma’ruza, FSMU, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-2; A-4; Q-1; Q-6; Q-8.

Bosh va tanlanma to’plam. Tanlanmaning reprezentativligi. Variasion qator.

Statistik to’plam. Variantalar. Bosh va tanlanma to’plam. Tanlanma turlari. Variantalarni guruhlash. Variasion qator. Sifat va son bo’yicha variatsiyada berilganlarni guruhlash**.** Yig’ilgan va nisbiy chastotalar.

Qo’llaniladigan ta’lim texnologiyalari: ma’ruza, FSMU, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-4; Q-1; Q-5; Q-8.

Statistik tanlanmalarni grafikda tasvirlash. Empirik taqsimot funksiya va uning grafigi

Taqsimotlarni grafik tasvirlash. Poligon va gistogramma yasahs. grafik tasvirladan kelib chiqagan xulosalar.

Qo’llaniladigan ta’lim texnologiyalari: ma’ruza, FSMU, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-2; Q-1; Q-3; Q-6.

Statistik xarakteristikalar. statistik ko’rsatkichlar: o’rtacha va uning xossalari

Statistik xarakteristikalar to’g’risida tushuncha. Tarqoq va o’zgaruvchanlik o’lchovi. Dispersiya. Taqsimotning standarti yoki o’rtacha kvadratik xatosi. Ozodlik darajalari. Variatsiya yoki o’zgaruvchanlik koeffisiyenti.

Qo’llaniladigan ta’lim texnologiyalari: ma’ruza, FSMU, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-2; A-2; Q-3; Q-4; Q-12.

Dispersiya, standart xatolik va uni hisoblash formulalari. Variasiya koeffisiyenti. mediana moda, asimmetriya va ekctces koeffisiyenti . statistic ko’rsatkichlar xatoligi

O’rtacha qiymatlar. Arifmetik va geometrik o’rtacha qiymatlar. Mediana. Moda. Asimmetriya koeffisiyenti. Statistik momentlar. Tanlanmaning o’rtacha qiymati, dispersiyasi va asimmetriya koeffeisiyentini hisoblashning sodda usullari.

Qo’llaniladigan ta’lim texnologiyalari: ma’ruza, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-4; Q-2; Q-4; Q-7.

Ehtimollar nazariyasi elementlari: stoxastik tajriba, tasodifiy hodisa va uning ehtimoli, ehtimolni hisoblash usullari.

Hodisa ehtimolining statistik ta'rifi. Tasodifiy miqdor va uning taqsimot qonuni. Tosodifiy miqdorning sonli xarakteristikalari. Normal taqsimot qonuni va normal egri chiziq. Binomial taqsimot qonuni. Puasson taqsimot qonuni.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: ma'ruza, FSMU, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-2; A-3; Q-4; Q-6; Q-8.

Tasodifiy miqdor va uning taqsimot qonuni tushunchasi. Taqsimot funksiya. Binomial va Pausson taqsimotlari. Normal qonun va «plyus – minus 3 σ» qoidasi

Tasodifiy miqdorlarni topish va uning taqsimot qonuni tushunchasi. Normal qonun va «plyus – minus 3 σ» qoidasi doir masalalrni tahlili.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: ma'ruza, FSMU, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-4; Q-1; Q-7; Q-9.

Tasodifiy miqdorning sonli xarakteristikalari. Ularning xossalari.

Tadqiqotlardan olingan ma'lumotlar tahlil etiladi. Matematik ishlanvfsi va dispersiyasi aniqlanadi.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: ma'ruza, FSMU, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-4; Q-3; Q-6; Q-9.

Baholar turlari. Noma'lum parametrlarni baholashni ishonchli oraliq usuli. normal taqsimot o'rtachasini baholash. Bosh to'plam o'rtachasi. Ikki to'plam o'rtachalari, dispersiyalari orasidagi farq muqarrarligini baholash

Statistik baho. Siljimagan, effektiv va asosli baholar. Haqiqatga maksimal o'xshashlik usuli. Haqiqatga maksimal o'xshash (yaqin) baho. Ishonchlilik ehtimoli va ishonchlilik oralig'i.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: ma'ruza, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-4; Q-3; Q-4; Q-5.

Korrelyasiya koeffisiyenti va uning xossalari. Regressiya tushunchasi. Regressiya koeffisiyentlari va tenglamalari.

Tasodifiy miqdorning tavsifi. Korrelyasiya koeffisiyenti va regressiya tushunchasi. Regressiya koeffisiyentlari va tenglamalari to'g'risida ma'lumotlar tahlili.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: ma'ruza, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-4; Q-1; Q-7; Q-10.

Ko'p belgilar korrelyasiyasi. Statistik gepotezalarni tekshirish tushunchasi.

Statistik munosabatlar to'g'risida umumiy tushuncha. Korrelyasion jadval. To'g'ri chiziqli korrelyasion munosabat. Korrelyasiya koeffisiyenti va uni hisoblash usullari. Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblash formulalari. Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblashning to'rt maydon usuli.

To'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasining tanlama to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati va dispersiyasi bo'yicha baholash. Baho aniqligi. Ishonchlilik ehtimoli.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: ma'ruza, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-2; A-4; Q-1; Q-4; Q-5.

Moslik to'g'risidagi gipotezalarni tekshirish. χ^2 – kriteriysi. Sifat belgilari bo'yicha variantalarni statistik analiz qilish. STATISTIKA amaliy dasturi.

Aniq ma'lumotlar va gipoteza. Tajribaviy taqsimotni nazariy taqsimot bilan taqqoslash. Ikkita tajribaviy taqsimotni taqqoslash.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: ma'ruza, FSMU, BBB, Klaster, Dialogik yondashuv.

Adabiyotlar: A-1; A-4; Q-1; Q-6; Q-7.

Matematik modellashtirish va uning biologiya bilan bog'liq tadqiqotlarda o'rni. Model tushunchasi. Matematik modellarning klassifikasiyasi.

Model-aniq qurilmada xodisa va jarayonlarning amalga oshishining soddalashtirilgan holati. Model nazariy –ko'p tomonlama struktura, formula va nazariy o'rganiladigan, predmetning kichiklashtirilgan modeli.

Ma'ruza mashg'ulotlarining soatlar bo'yicha taqsimlanishi

t/r	Ma'ruza mavzulari	soat
1	Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar faniga kirish. Matematik usullarni biologiyada tutgan o'rni. Belgilar turlari va biologik o'zgaruvchanlik. *(Mavzu kompyuter slaydlari yordamida bayon etiladi)*	2
2	Bosh va tanlanma to'plam. Tanlanmaning reprezentativligi. Variasion qator.	2
3	Statistik tanlanmalarni grafikda tasvirlash. Empirik taqsimot funksiya va uning grafigi *(Mashg'ulot "Aqliy hujum" usulida tashkil etiladi)*	2
4	Statistik xarakteristikalar. statistik ko'rsatkichlar: o'rtacha va uning xossalari	2
5	Dispersiya, standart xatolik va uni hisoblash formulalari. Variasiya koeffisiyenti. mediana moda, asimmetriya va ekctces koeffisiyenti . statistic ko'rsatkichlar xatoligi	2
6	Ehtimollar nazariyasi elementlari: stoxastik tajriba, tasodifiy hodisa va uning ehtimoli, ehtimolni hisoblash usullari.	2
7	Tasodifiy miqdor va uning taqsimot qonuni tushunchasi. Taqsimot	2

	funksiya. Binomial va Pausson taqsimotlari. Normal qonun va «plyus – minus 3 σ» qoidasi	
8	Tasodifiy miqdorning sonli xarakteristikalari. Ularning xossalari. *(Mavzu kompyuter va proektori yordamida multimediya hamda slaydlar bilan bayon etiladi)*	2
9	Baholar turlari. Noma'lum parametrlarni baholashni ishonchli oraliq usuli. normal taqsimot o'rtachasini baholash. Bosh to'plam o'rtachasi. Ikki to'plam o'rtachalari, dispersiyalari orasidagi farq muqarrarligini baholash	2
10	Korrelyasiya koeffisiyenti va uning xossalari. Regressiya tushunchasi. Regressiya koeffisiyentlari va tenglamalari.	2
11	Ko'p belgilar korrelyasiyasi. Statistik gepotezalarni tekshirish tushunchasi.	2
12	Moslik to'g'risidagi gipotezalarni tekshirish. χ^2-kriteriysi. Sifat belgilari bo'yicha variantalarni statistik analiz qilish. STATISTIKA amaliy dasturi.	2
13	Matematik modellashtirish va uning biologiya bilan bog'liq tadqiqotlarda o'rni. Model tushunchasi. Matematik modellarning klassifikasiyasi.	6
	Jami	30

AMALIY MASHG'ULOTLARINI TASHKIL ETISH BO'YICHA KO'RSATMALAR

Amaliy mashg'ulotlardan maqsad ma'ruza materiallari bo'yicha talabalarning bilim va ko'nikmalarini chuqurlashtirish va kengaytirishdan iborat. Bunda talabalar amaliy mashg'ulotlarda misol va masalalarni yechishda,yechimlarni tahlil qilishda olgan nazariy bilimlarini qo'llay olishlari nazarda tutiladi.

AMALIY MASHG'ULOT MAVZULARI:

Statistik ma'lumotlar to'plash – tanlanmani hosil qilish.

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; .

Tanlanmani dastlabki qayta ishlash

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q5; .

Empirik taqsimot funksiya va uni grafigi

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q7;.

Statistik xarakteristikalarni hisoblash

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q3; .

O'rtacha, dispersiya, variasiya koeffisiyenti, mediana, moda va boshqalar

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q8; .

Noma'lum parametrlarni ishonchli oraliq usuli bilan baholash

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q9; .

Elementar hodisalar fazosi tuzish

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q6;.

Klassik ta'rif bo'yicha hodisa ehtimolini hisoblash

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q4; .

Ehtimolni statistik ta'rifi

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q4; Q7; .

Diskret tasodifiy miqdor taqsimot qonunini tuzish

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q8; Q12;.

Uzluksiz tipdagi tasodifiy miqdor zichlik funksiyasini aniqlash

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q14; .

Ba'zi muxim tasodifiy miqdorlarni o'rganish

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q11; .

Ikki o'lchovli tasodifiy miqdorlar, ularning birgalikdagi taqsimotlarini tuzish

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q13;.

Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblash

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o'z-o'zini nazorat.

Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q16; .

Regressiya koeffisiyentlari va tenglamalari

Qo'llaniladigan ta'lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta'lim.

Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o‘z-o‘zini nazorat.
Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; .

Taqsimot haqidagi gipotezalarni tekshirish. χ^2 – kriteriysi

Qo‘llaniladigan ta’lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta’lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o‘z-o‘zini nazorat.
Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q11;.

Sifat belgilari bo’yicha variantalarni statistik analiz qilish

Qo‘llaniladigan ta’lim texnologiyalari: dialogik yondoshuv, muammoli ta’lim. Blits, nilufar guli, menyu, algoritm, munozara, o‘z-o‘zini nazorat.
Adabiyotlar: A1; A2; A3; A4 Q1; Q2; Q15; .

Amaliy mashg‘ulot mavzularining soatlar bo‘yicha taqsimoti

T/r	Amaliy mashg‘ulot mavzulari	Soat
1	Statistik ma’lumotlar to’plash – tanlanmani hosil qilish.	2
2	Tanlanmani dastlabki qayta ishlash.	2
3	Empirik taqsimot funksiya va uni grafigi.	4
4	Statistik xarakteristikalarni hisoblash	2
5	O’rtacha, dispersiya, variasiya koeffisiyenti, mediana, moda va boshqalar.	4
6	Noma’lum parametrlarni ishonchli oraliq usuli bilan baholash.	2
7	Elementar hodisalar fazosi tuzish.	2
8	Klassik ta’rif bo’yicha hodisa ehtimolini hisoblash.	2
9	Ehtimolni statistik ta’rifi.	2
10	Diskret tasodifiy miqdor taqsimot qonunini tuzish.	2
11	Uzluksiz tipdagi tasodifiy miqdor zichlik funksiyasini aniqlash.	2
12	Ba’zi muxim tasodifiy miqdorlarni o’rganish.	2
13	Ikki o’lchovli tasodifiy miqdorlar, ularning birgalikdagi taqsimotlarini tuzish.	4
14	Korrelyasiya koeffisiyentini hisoblash.	4
15	Regressiya koeffisiyentlari va tenglamalari.	2

16	Taqsimot haqidagi gipotezalarni tekshirish. χ^2 – kriteriysi.	2
17	Sifat belgilari bo'yicha variantalarni statistik analiz qilish.	2
	jami	42

Mustaqil ishlarni tashkil etish

Mustaqil ishning maqsadi olingan nazariy bilimlarni mustahkamlash, belgilangan mavzular asosida qo'shimcha bilim olishdan iborat. Bunda ushbu ishlarni bajaradilar:

-Amaliy mashg'ulotlarga tayergarlik;

-Nazariy tayorgarlik ko'rish;

-O'tilgan materiallar mavzularini qaytarish;

-Mustaqil ish uchun mo'ljallangan nazariy bilim mavzularini o'zlashtirish.

Bunda talabalar ma'ruzalarda olgan bilimlarini amaliy mashg'ulotlarni bajarishlari bilan mustahkamlashi hamda statistikaning ba'zi mavzularini tushunishi hamda ularga oid masalalarni yechishlari kerak.

Mustaqil ish mavzularini o'zlashtirish ta'lim jarayonida uzluksiz nazorat qilib boriladi va yezma hisobot sifatida topshiriladi.

Mustaqil ta'lim uchun mavzular va ularning soatlar bo'yicha taqsimlanishi

№	Mavzular	Berilgan topshiriqlar	Bajar. мud.	Hajmi, soatda
1	Tanlanmani sinflarga ajratish usuli bilan chastotali variasion qator tuzish.	Mashg'ulotlarga tayyorgarlik ko'rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	1-hafta	6
2	Arifmetik o'rtachadan farqli o'rtachalar va ularni qo'llanishi. O'rta kvadratik tarqoqlik.	Mashg'ulotlarga tayyorgarlik ko'rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	2-hafta	6
3	Bosh to'plamning noma'lum xarakteristikalarini tanlanmaning mos empirik xarakteristikalari orqali baholash.	Mashg'ulotlarga tayyorgarlik ko'rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	3-hafta	6

4	Stoxastik tajribaga mos kelgan elementar hodisalar fazosi va uni tuzishga misollar.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	4-hafta	6
5	Ehtimolning ta’riflari.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	5-hafta	4
6	Normal taqsimotni statistikada tutgan o’rni. Normal taqsimot jadvalidan foydalanish.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	6-hafta	6
7	Ko’p o’lchovli tasodifiy miqdorlar, ularning taqsimotlari va sonli xarakteristikalari.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	7-hafta	6
8	Baho va uning xossalari. Baholash usullari.	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	8-hafta	6
9	Gipotezalarni ko’rinishlari (tanlanmani bir jinsliligi, tanlanmani bog’liqsizligi va boshqalar).	Mashg‘ulotlarga tayyorgarlik ko‘rish. Adabiyotlardan konspekt qilish. Individual topshiriqlarni bajarish	9-hafta	4
	jami			**50**

“Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar” fanidan talabalar bilimini reyting tizimi asosida baholash mezoni

“Biologiyada matematik usullar” fani bo‘yicha reyting jadvallari, nazorat turi, shakli, soni hamda har bir nazoratga ajratilgan maksimal ball, shuningdek joriy va oraliq nazoratlarning saralash ballari haqidagi ma’lumotlar fan bo‘yicha birinchi mashg‘ulotda talabalarga e’lon qilinadi.

Fan bo‘yicha talabalarning bilim saviyasi va o‘zlashtirish darajasining Davlat ta’lim standartlariga muvofiqligini ta’minlash uchun quyidagi nazorat turlari o‘tkaziladi:

• **joriy nazorat (JN)** – talabaning fan mavzulari bo‘yicha bilim va amaliy

ko‘nikma darajasini aniqlash va baholash usuli. Joriy nazorat fanning xususiyatidan kelib chiqqan holda amaliy mashg‘ulotlarda og‘zaki so‘rov, test o‘tkazish, suhbat, nazorat ishi, kollekvium, uy vazifalarini tekshirish va shu kabi boshqa shakllarda o‘tkazilishi mumkin;

• **oraliq nazorat (ON)** – semestr davomida o‘quv dasturining tegishli (fanlarning bir necha mavzularini o‘z ichiga olgan) bo‘limi tugallangandan keyin talabaning nazariy bilim va amaliy ko‘nikma darajasini aniqlash va baholash usuli. Oraliq nazorat bir semestrda ikki marta o‘tkaziladi va shakli (yozma, og‘zaki, test va hokazo) o‘quv faniga ajratilgan umumiy soatlar hajmidan kelib chiqqan holda belgilanadi;

• **yakuniy nazorat (YAN)** – semestr yakunida muayyan fan bo‘yicha nazariy bilim va amaliy ko‘nikmalarni talabalar tomonidan o‘zlashtirish darajasini baholash usuli. Yakuniy nazorat asosan tayanch tushuncha va iboralarga asoslangan “Yozma ish” shaklida o‘tkaziladi.

ON o‘tkazish jarayoni kafedra mudiri tomonidan tuzilgan komissiya ishtirokida muntazam ravishda o‘rganib boriladi va uni o‘tkazish tartiblari buzilgan hollarda, **ON** natijalari bekor qilinishi mumkin. Bunday hollarda **ON** qayta o‘tkaziladi.

Oliy ta’lim muassasasi rahbarining buyrug‘i bilan ichki nazorat va monitoring bo‘limi rahbarligida tuzilgan komissiya ishtirokida **YN** ni o‘tkazish jarayoni muntazam ravishda o‘rganib boriladi va uni o‘tkazish tartiblari buzilgan hollarda, **YN** natijalari bekor qilinishi mumkin. Bunday hollarda **YN** qayta o‘tkaziladi.

Talabaning bilim saviyasi, ko‘nikma va malakalarini nazorat qilishning reyting tizimi asosida talabaning fan bo‘yicha o‘zlashtirish darajasi ballar orqali ifodalanadi.

«Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» fani bo‘yicha talabalarning semestr davomidagi o‘zlashtirish kursatkichi **100 ballik** tizimda baholanadi.

Ushbu 100 ball baholash turlari bo‘yicha quyidagicha taqsimlanadi:

YN – 30 ball, qolgan 70 ball esa JN – 40 ball va ON – 30 ball qilib taqsimlanadi.

Talabani umumiy baholash mezonlari:

Балл	**Baho**	**Талабаларнинг билим даражаси**
86-100	A’lo	Xulosa va qaror qabul qilish. Ijodiy fikrlay olish. Mustaqil mushohada yurita olish. Olgan bilimlarini amalda qo‘llay olish. Mohiyatini tushuntirish. Bilish, aytib berish. Tasavvurga ega bo‘lish.
71-85	Yaxshi	Mustaqil mushohada qilish. Olgan bilimlarini amalda qo‘llay olish. Mohiyatini tushuntirish. Bilish, aytib berish. Tasavvurga ega bo‘lish.
55-70	Qoniqarli	Mohiyatini tushuntirish. Bilish, aytib berish Tasavvurga ega bo‘lish
0-54	Qoniqarsiz	Aniq tasavvurga ega bo‘lmaslik. Bilmaslik.

• Fan bo‘yicha saralash bali 55 ballni tashkil etadi. Talabaning saralash balidan past bo‘lgan o‘zlashtirishi reyting daftarchasida qayd etilmaydi.

• Talabalarning o‘quv fani bo‘yicha mustaqil ishi joriy, oraliq va yakuniy nazoratlar

jarayonida tegishli topshiriqlarni bajarishi va unga ajratilgan ballardan kelib chiqqan holda baholanadi.

• Talabaning fan bo‘yicha reytingi quyidagicha aniqlanadi: R = B *O‘=100, bu yerda: V- semestrda fanga ajratilgan umumiy o‘quv yuklamasi (soatlarda); O‘ – fan bo‘yicha o‘zlashtirish darajasi (ballarda).

• Fan bo‘yicha joriy va oraliq nazoratlarga ajratilgan umumiy ballning 55 foizi saralash ball hisoblanib, ushbu foizdan ham ball to‘plagan talaba yakuniy nazoratga kiritilmaydi.

• Joriy JN va oraliq ON turlari bo‘yicha 55 ball va undan yuqori balni to‘plagan talaba fanni o‘zlashtirgan deb hisoblanadi va ushbu fan bo‘yicha yakuniy nazoratga kirmasligiga yo‘l qo‘yiladi.

• Talabaning semestr davomida fan bo‘yicha to‘plagan umumiy bali har bir nazorat turidan belgilangan qoidalarga muvofiq to‘plagan ballari yig‘indisiga teng.

• ON va YN turlari kalendar tematik rejaga muvofiq dekanat tomonidan tuzilgan reyting nazorat jadvallari asosida o‘tkaziladi. YN semestrning oxirgi 2 haftasi mobaynida o‘tkaziladi.

• JN va ON nazoratlarda saralash balidan kam ball to‘plagan va uzrli sabablarga ko‘ra nazoratlarda qatnasha olmagan talabaga qayta topshirish uchun, navbatdagi shu nazorat turigacha, so‘nggi joriy va oraliq nazoratlar uchun esa yakuniy nazoratgacha bo‘lgan muddat beriladi.

• Talabaning semestrda JN va ON turlari bo‘yicha to‘plagan ballari ushbu nazorat turlari umumiy balining 55 foizidan kam bo‘lsa yoki semestr yakuniy joriy, oraliq va yakuniy nazorat turlari bo‘yicha to‘plagan ballari yig‘indisi 55 baldan kam bo‘lsa, u akademik qarzdor deb hisoblanadi.

• Talaba nazorat natijalaridan norozi bo‘lsa, fan bo‘yicha nazorat turi natijalari e’lon qilingan vaqtdan boshlab bir kun mobaynida fakultet dekaniga ariza bilan murojaat etishi mumkin. Bunday holda fakultet dekanining taqdimnomasiga ko‘ra rektor buyrugi bilan 3 (uch) a’zodan kam bo‘lmagan tarkibda apellyatsiya komissiyasi tashkil etiladi.

• Apellyatsiya komissiyasi talabalarning arizalarini ko‘rib chiqib, shu kunning o‘zida xulosasini bildiradi.

• Baholashning o‘rnatilgan talablar asosida belgilangan muddatlarda o‘tkazilishi hamda rasmiylashtirilishi fakultet dekani, kafedra muduri, o‘quv-uslubiy boshqarma hamda ichki nazorat va monitoring bo‘limi tomonidan nazorat qilinadi.

5140100-Biologiya ta’lim yo‘nalishi 4-kurs uchun **«Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» baholash turlari bo‘yicha ballar taqsimoti**

№	Mashg‘ulotlar	Auditoriya soati	Mustaqil ish	Umumiy vaqt sarfi	To‘planadigan ballar
1.	Ma’ruza	30	34	66	30
2.	Amaliy mashg‘ulot	42	16	78	40
3.	Seminar	-	-	-	-
	Yakuniy nazorat				30
	Jami	**72**	**50**	**122**	**100**

5140100-Biologiya ta’lim yo‘nalishi 1-kurs uchun «Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» fanidan **reyting ishlanmasi**

№	Nazorat turlari va shakli	Soni	Ball	Bajarish vaqti	Jami ball
I.	**Joriy nazorat****	**4**	**10**		**40**
	1.1. Amaliy mashg‘ulotni bajarish (mustaqil ishni topshirish, darsdagi vazifalarni bajarish, faolligi)	4	10x4 (4+6*)	Dars davomida	40
	1.2. Seminar ishini topshirish	-	-		-
II.	**Oraliq nazorat**	**2**	**15**		**30**
	2.1. Og‘zaki (5 ta savol(shundan: 3 tasi mustaqil ishga) , 3 balldan)	1	15 (6+9*)	Darsdan tashqari	15
	2.2. Test (30 ta savol, 0,5 baldan)	1	15 (30x0,5)	Darsdan tashqari	15
III.	**Yakuniy nazorat**	**1**			**30**
	3.1. Yozma (5 ta savol, 6 balldan)	1	30 (5x6)	Darsdan tashqari	30
	Jami:				**100**

*** - talabaning mustaqil ishiga qo‘yilgan ball**

**** joriy nazorat har bir fan mavzulari bo‘yicha turli shaklda o‘tkazilib ko‘rsatilgan JN soniga umumlashtirib qayd etiladi.**

Izoh: o‘tish balini to‘play olmagan talabalar mustaqil ta’lim soati hisobidan dars jadvalidan tashqari vaqtda qayta topshirishi mumkin.

Foydalaniladigan adabiyotlar ro‘yxati

Asosiy adabiyotlar

1. Chap T.LF. introductory Biostatistics. Published by John&Sons.2003.pp. 551.
2. Robert R. Sokal and F. James Rohlf. *Introduction to Biostatistics*. Dover Publications. Inc. NewYork. 2009 y.
3. Abdushukurov A.A. *Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika.* Universitet, 2010, 164 bet.
4. Дмитриев Е.А. *Математическая статистика в почвоведении*. М. ЛИБРОКОМ, 2009 г.
5. Мешалкина Ю.Л., Васенев И.И., Кузякова И.Ф., Романенко В.А. Геостатистика в почвоведения и экологии. Москва 2010 г.
6. Самсонова В.П., Мешалкина Ю.Л., Дядькина С.Е. практикум на компьютере по курсу: “*Математическая статистика*”, Москва 2005 г.
7. Lakin G.F. Biometriya. Moskva, 1980 g.
8. Sultonova M.M. *Variasion statistika*. Toshkent, O’qituvchi, 1977.

Qo’shimcha adabiyotlar

1. Jerrold H. Zar *Biostatistical analysis. Pearson education*. Inc. New Jersey. 2010 y.
2. Daryl S. Paulson Biostatistics and microbiolology. A Survival mamud. BioScience laboratories, Inc., Springer. 2008 y.
3. В.Е.Гмурман. Эҳтимоллар назарияси ва математик статистика. – Тошкент: «Ўқитувчи», 1977 й.
2.Баврин Теория вероятностей и математическая статистика. М. «Высшая школа», 2005 г.

Internet saytlari:

1.www. mb.noen course. MHDSTNTA.
2. http: libguides. Lib.msu.edu.
3.www. statictics. com.
4. http://www.msu.ru/ - Moskovskiy gosudarstvennыy universitet;
5. http://www.nlr.ru/ - Rossiyskaya nasionalnaya biblioteka;
6.www.terdu.uz

TARQATMA MATERIALLAR

1-misol. M. Ulug'bek nomidagi O'zbekiston Respublikasi milliy universiteti darvinizim va genetika kafedrasining tajriba stansiyasida L -47 x L -15 nav duragay paxta o'simligini kuzatish natijasida olingan quyidagi ma'lumotlarni guruhlarga ajratib, variasion qator tuzing va taqsimot gistogrammasi va poligonini yasang [1]

1) G'o'zalarning balandligi (sm hisobida):

38	40	42	41	38	35	37	43	39	40
44	45	45	42	31	46	43	44	42	40
44	42	43	43	49	47	39	46	46	40
38	42	39	45	43	37	44	47	40	48
43	44	43	44	44	47	47	51	47	56
39	44	45	39	44	43	45	45	44	43

2) asosiy poyadagi bo'g'inlar soni:

10	11	10	10	10	9	9	11	9	9
11	11	11	7	9	10	10	10	10	10
10	10	11	11	11	10	10	11	10	10
9	10	9	9	9	9	11	9	10	10
10	10	10	10	11	9	10	9	9	12
9	10	8	11	10	10	9	10	10	11

3) birinchi hosil shoxi joylashgan bo'g'in (h_s donalarda)

5	6	5	5	5	7	5	5	5	6
6	5	6	6	5	5	5	5	5	5
6	5	5	6	5	4	6	4	5	6
7	5	5	5	5	6	5	6	5	5
5	5	7	4	5	5	8	4	6	5
5	7	4	5	6	4	5	5	4	5

4) hosil shoxlari soni:

7	8	7	7	6	4	6	8	7	6
8	8	7	5	8	8	10	8	8	8
7	8	7	8	8	8	8	8	18	7
5	8	7	8	7	8	9	7	7	8
8	8	7	8	8	8	5	10	8	10
6	5	7	7	6	8	8	7	17	8

5) G'unchalar soni:

15	15	14	15	12	7	12	16	14	9
17	17	5	10	14	17	20	16	14	16
15	16	16	16	15	17	16	17	14	14
10	16	15	17	14	16	17	15	15	18
18	17	14	16	17	14	10	20	16	18
11	10	13	14	13	16	16	15	3	17

2-misol. Yuqorida 1-misolda keltirilgan kafedraning tajriba stansiyasida F_1 L- 44 x L-16 nav duragay paxta o'simligini kuzatish natijasida olingan quyidagi ma'lumotlarni guruhlarga ajratib, variasion qator tuzing va taqsimotning poligon va gistogrammasini yasang.

1) Ko'saklar soni:

8	6	5	5	3	4	4	4	5	5
5	7	5	7	5	7	4	8	7	6
7	6	4	5	8	3	5	5	6	5
3	7	4	3	4	5	4	4	5	6
5	5	5	6	6	5	4	5	4	6

2) ochilgan ko'saklar soni:

7 6 4 5 3 3 4 4 4 3 5 7 6 4 3 7 4 4
4 4 4 7 4 6 7 6 3 4 4 4 6 5 4 4 6 3
7 4 3 4 3 5 4 4 4 5 3 5 5 3 4 4 4 4

3) ko'saklarning yirikligi (har bir ko'sakdagi paxta og'irligi g hisobida):

9,0 7,9 8,3 8,0 8,0 8,3 8,1 7,6 8,5 8,2 8,3 7,9
8,1 8,0 7,7 8,4 8,0 8,1 7,9 8,7 9,0 8,3 7,6 9,0
8,0 8,2 7,5 7,8 8,6 7,8 8,4 8,5 8,1 8,4 8,8 7,9
8,4 7,4 8,8 7,8 8,2 7,5 8,1 8,9

4) har bir tup g'o'zadagi paxta hosilining og'irligi (g hisobida):
38,0 48,3 36,0 47,4 33,2 34,5 24,0 58,5 24,3 25,5 49,2 33,2
32,6 58,8 32,0 32,0 48,0 24,3 31,6 34,8 33,2 45,6 35,0 23,4
43,0 31,2 32,0 40,2 56,0 33,2

3-misol. Quyida O'rta Osiyo ipakchilik ilmiy tekshirish institutida 60 dona pillaning bo'yi va eni haqida olingan ma'lumotlar keltirilgan. Ular guruhlarga ajratib, variosion qator tuzing va gistogrammasini yasang.

1) pillaning eni (sm hisobida):

1,65 1,60 1,55 1,67 1,67 1,55 1,72 1,54 1,60 1,70 1,70 1,60
1,57 1,65 1,75 1,50 1,60 1,55 1,64 1,63 1,57 1,65 1,63 1,60
1,70 1,73 1,48 1,70 1,70 1,60 1,52 155 1,70 1,52 1,65 1,55

1,55 1,65 1,60 1,60 1,45 1,70 1,60 1,65 1,58 1,75 1,55 1,60
1,60 1,72 1,62 1,55 1,70 1,55 1,45 1,70 1,65 1,70 1,65 1,70

2) pillaning bo'yi (sm hisobida)

3,20 3,20 3,20 3,20 3,45 3,30 3,45 3,25 3,40 3,45 3,10 3,30
3,30 3,40 3,40 3,50 3,35 3,30 3,34 3,40 3,45 3,35 3,40 3,35
3,45 3,45 3,20 3,50 3,10 3,30 2,20 3,25 3,40 3,20 3,30 3,35
3,25 3,25 3,30 3,30 3,10 3,40 3,20 3,20 3,30 3,90 3,40 3,35
2,90 3,20 3,45 3,45 2,90 3,35

1-3 misollardagi to'plamlarning emprik taqsimot funksiyalarini toping va grafiklarini yasang.

4-misol. Quyida O'rta Osiyo ipakchilik ilmiy tekshirish institutida olingan pilla va uning qobig'i og'irliklari berilgan. Ularning arifmetik o'rtacha qiymati, dispersiyasi, variasiya va asimmetiriya koyeffisiyentlarini toping.

a-hol. Pilla qurtining urg'ochilari

№№	Og'irligi	
	Pilla (g)	Qobig'i (mg)
1	1,65	370
2	2,05	410
3	1,85	455
4	1,95	455
5	1,80	415
6	1,95	458
7	2,00	477
8	2,25	553
9	2,05	490
10	1,95	465
11	2,00	515
12	2,05	467
13	2,09	475

b-hol. Pilla qurtining erkaklari

№№	Og'irligi	
	Pilla (g)	Qobig'i (mg)
1	1,60	449
2	1,60	410
3	1,70	503
4	1,50	402
5	1,55	453
6	1,40	401
7	1,50	401
8	1,45	405
9	1,50	400
10	1,50	421
11	1,55	449
12	1,60	428
13	1,50	445
14	1,70	427
15	1,50	400

5-misol. I bob, 2-Misoldagi variason qator uchun $\bar{X}, \bar{G}^2, \text{õ}\textit{ва}A_s$ ni hisoblang. Bayon etilgan hisoblash usullaridan qaysinisini qo'llash qulay ekanligini o'ylab ko'ring.

6-misol. I bob, 2-misoldagi 3),4) variasion qatorlar uchun $\bar{X}, \bar{G}^2, \text{õ}\textit{ва}A_s$ ni hisoblang.

7-misol. I bob, 3-misoldagi 1), 2) varison qatorlar uchun $\bar{X}, \bar{G}^2, \text{õ}\textit{ва}A_s$ ni hisoblang.

8-misol. Quyida erkaklar bo'yi (sm hisobida) haqida ma'lumotlar berilgan:
162 151 161 170 167 164 166 164 173 172 165 153 164 169 170 154 163
159 161 167 168 164 170 166 176 157 159 158 160 161 167 155 166 167
173 165 175 165 174 167 170 169 159 159 160 156 161 162 161 181 159
169 160 169 161 161 166 164 170 180 158 167 169 165 166 172 168 171
178 178 171 165 161 162 182 164 171 169 176 177 170 169 171 160 165

165 179 161 178 173 168 171 163 165 166 166 166 169 167 166 167 172
169 171 168 162 165 168 171 174 165 168 167 170 170

$\bar{X}$ arifmetik o'tacha qymat va G standartni aniqlang 6-misol. Besh guruh pilla uchun quyidagi arifmetik o'tacha qymatlar (g hsobida) hosil bo'lgan: $\bar{X}$ =2,03 (n=10) ; $\bar{X}$ =1,92 (n=3); $\bar{X}$ =1,87 (n=7); $\bar{X}$ =1,78 (n=5); $\bar{X}$ =1,75 (n=15).
Vazniy arifmetik o'rtacha qiymatni hisoblang. Vazniy arifmetik o'rtacha qiymat ayrim pilla guruhlarining "vaznlarini" hisobga olmasdan hisoblangan arifmeti o'rtacha qiymatdan qanchalik farq qiladi?

9-misol. Yetti guruh g'o'za uchun quyidagi arifmetik o'rtacha qiymatlar (balandliklar sm hisobida) hosil bo'lgan:
$\bar{X}$ =43 sm (n=10); $\bar{X}$ =42,5 sm (n=7); $\bar{X}$ =38,8 sm (n=3); $\bar{X}$ =40,5 sm (n=5); $\bar{X}$ =41 sm (n=5); $\bar{X}$ =39,5 sm (n=12); $\bar{X}$ =42,3 sm (n=13).
Vazniy arifmetik o'rtacha qiymatni hisoblab chiqing. X vazniy arifmetik o'rtacha qiymat ayrim g'o'za guruhlarining "vaznilarini" hisobga olmasdan hosil qilingan $\bar{X}$ arifmetik o'rtacha qiymatdan qanchalik farq qiladi?

10-misol. Shirkat xo'jaligida turli maydonlarga turli g'alla ekinlari ekilgan va quyidagi hosil olingan:

G'alla	Hosildorlik (gektariga s hisobida)	Maydon (ga hisobida)
Kuzgi bug'doy	15,2	170
Bahorgi bug'doy	9,4	450
Jo'xori	16,0	600
Arpa	9,5	150

Shurkat xo'jaligida o'rtacha hosildorlik qanday?

11- misol. Tajriba stansiyasida turli maydonlarga turli nav paxta o'simliklari ekilgan va quyidagi hosil olingan:

Paxta	Hosildorlik (gektariga s hisobida)	Maydon (ga hisobida)
L-15 X L-12 navi	40,8	9
L-15 X L-16 navi	41,5	5
L-47 X L-15 navi	41,3	11

Tajriba stansiyasida o'rtacha hosildorlik qanday?

12-misol. 4,5 yosh va undan ktta bo'lgan valax ona qo'ylar dumining uzunligini (sm hisobida) o'lchash natijalari quyidagicha bo'lgan:

Dumning uzunligi	Takrorlanish	Dumning uzunligi	Takrorlanish
27-28	1	43-44	70
29-30	0	45-46	80
31-32	2	47-48	60
33-34	5	49-50	27

35-36	12	51-52	18
37-38	33	53-54	4
39-40	64	55-56	5
41-42	64	57-58	1

$\bar{X}$ arifmetik o'rtacha qiymat, G standart va V variasiya koeffisiyentini hisoblang.

Javobi: $\bar{X}$ =43,0 sm; G=4,5 si; V=10,3%.

13-misol. Paxta hosildorligining (g hisobida) quyidagi ko'rsatkichlari aniqlangan:

	$\bar{X}$	G
Har bir ko'sakdagi og'irligi	8,2	0,3
Har bir tup g'o'zadagi paxta Hosilning og'irligi	49,2	1,8

Ular o'zgaruvchanlik darajasi bo'yicha farq qiladimi?

14-misol. Cho'chqalar guruhda o'sishning o'rtacha tezligi kuniga 560 g ni tashkil etishi aniqlangan. Agar V=10% ligi ma'lum bo'lsa, G ni aniqlang.

15-misol. tanlanma to'plamdagi pillalarning og'irliklari (g hisobida): 1.80; 1.70; 1.60; 1.65; 1.85; 1.90; 1.70; 1.75; 1.55; 1.85; 1.60; 1.60; 1.85; 2.0; 2.0; 1.75; 1.70; 1.75; 1.90; 1.65; bo'lgan. $\bar{x}$ σ va m_x ni toping. $\bar{x}$ ning ishonchlilik oraliqlarini 0.99 va 0.95 ehtimollarda toping.

16-misol. Tanlanma to'plamdagi pillalarning qobiqlari og'irliklari (mg hisobida) 380; 354; 349; 318; 393; 409; 359; 330; 344; 350; 374; 403; 400; 384; 365; 376; 403; 345; 414 bo'lgan. $\bar{x}$ σ va m_x ni toping. Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati uchun 0,01; 0,02 va 0,05 muhimlik darajada ishonchli oraliqlarni toping.

17-misol. 150 erkak kishi tekshirilganda o'rtacha bo'ylari 167 sm, o'rtacha kvadratik farq esa σ=6 sm bo'lgan. Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati 0,99 va 0,95 ehtimollarda qaysi chegaralarda yotadi?

18-misol. 25 ta pillaning og'irligi o'lchanib, $\bar{x}$ = 1.60, σ^2=0.0271, v=10.4% hosil qilingan. 0.05 va 0.01 muhimlilik darajada $\bar{x}$ va v ning ishonchli oraliqlarini toping.

19-misol. II va IV boblarda berilgan masalalarda ham turli ehtimollarda va muhimlik darajada ishonchli oraliqlarni toping.

20-misol. Quyida O'zbekiston Milliy universiteti genetika kafedrasining tajriba maydonida yetishtirilgan turli paxta navlaridan tuzilgan variasion qatorlar berilgan. Ularning $\bar{x}$ arifmetik o'rtacha qiymatlari, statistik xatolari va variasiya koeffisentlarini toping.

1) g'o'za mutant va liniyalararo duragaylari ko'saklarining yirikligi (g hisobida) bo'yicha variasion qatorlar tahlili.

Materiallar (1970 yil)	Guruhlar (n)	5,5 - 5,9	6,0 - 6,4	6,5 - 6,9	7,0 - 7,4	7,5 - 7,9	8,0 - 8,4	8,5 - 8,9	9,0 - 9,4	9,5 - 9,9	10,0 – 10,4	10,5 - 10,9	$\bar{x} \pm m_x$	v
L – 15	42	-	9	13	20									
F_1L - 15XL-44	52					13	17	16	6					
F_1L - 44XL-15	47					3	14	25	5					
F_2L - 15XL-44	400	2	12	24	72	95	101	63	22	8	1			
F_2L - 44XL-15	356	18	49	67	102	67	34	18	1					
L-44	46						10	20	10	4	2			

2) G'o'zaning mutant va liniyalararo duragaylarini 1000 ta chigitning og'irligi (g hisobida) bo'yicha variasion qatorlar tahlili.

Materiallar (1970 yil)	Guruhlar (n)	105,0-109,9	110,0-114,9	115,0-119,9	120,0-124,9	125,0-129,9	130,0-134,9	135,0-139,9	140,0-144,9
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
L-15	42	1	7	8	15	10	1		
F_1L - 15XL-44	52						8	5	14
F_1L - 44XL-15	47				2	2	10	9	10
F_2L - 15XL-44	400	2	2	7	21	26	53	67	61
F_2L - 44XL-15	356		4	3	22	27	46	52	51
L-44	46								

145,0-149,9	150,0-154,9	155,0-159,9	160,0-164,9	165,0-169,9	170,0-174,9	175,0-179,9	180,0-184,9	185,0-189,9	$x \pm m_x$	v
11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
10	14	1								
8	3	3								
48	59	27	15	9	3					
49	43	41	11	6	1					
	3	5	9	3	10	9	5	2		

3) G'o'zaning mutant va liniyalararo duragaylarining tola chiqimi (% hisobida) bo'yicha variasion qatorlar tahlili.

Materiallar (1970 yil)	Guruh (n)	29,0-29,9	30,0-30,9	31,0-31,9	32,0-32,9	33,0-33,9	34,0-34,9
1	2	3	4	5	6	7	8
L-15	42						
F_1L - 15XL-44	52						
F_1L - 44XL-15	47						
F_2L - 15XL-44	400	1	1	4	4	16	27
F_2L - 44XL-15	356		1	1	7	8	22
L-44	46					2	6

35,0 - 35,9	36,0 - 36,9	37,0 - 37,9	38,0 - 38,9	39,0 - 39,9	40,0 - 40,9	41,0 - 41,9	42,0 - 42,9	43,0 - 43,9	$x \pm m_x$	v
9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
46 41 9	56 54 14	3 68 31 9	20 2 64 68 6	13 19 9 45 44	20 4 20 42 33	9 4 8 18 9	2 6 6 6	2 2 1		

4) G'o'zaning mutant va liniyalararo duragaylari ko'saklarining yirikligi (g, hisobida) bo'yicha variasion qatorlar tahlili.

Materiallar (1971 yil)	Urug' chigit tukining uzunligi	Guruhlar (n)	5,0-5,4	5,5-5,9	6,0-6,4	6,5-6,9	7,0-7,4	7,5-7,9	8,0-8,4	8,5-8,9	9,0-9,4	9,5-9,9	10,0-10,4	$x \pm m_x$	v
L–15	MS	53		5	8	21	17	2							
L–15XL - 44	MS PS OS	60 128 104	2 1	3 5 1	4 7 8	18 22 8	14 39 29	11 26 25	6 22 16	1 6 14	1 34				
L-44XL – 15	MS PS OS	51 181 143	 1 	2 4 4	5 16 6	13 23 10	13 40 33	10 44 40	6 31 25	1 15 14	1 6 8	 3			
L - 44	OS	80							14	34	24	5	3		

5.4. TESTLAR

1. Belgilar orasidagi bog'lanishlarni aniqlang.
A) Funksional va korrelyatsion
B) funksional va regression
S) korrelyatsion va regression
D) statistik va funksional
2. Bir o'zgaruvchi miqdorning har qaysi qiymatiga boshqa o'zgaruvchi miqdorning aniq bitta qiymati mos kelgan bog'lanish qanday bog'lanish?
A) korrelyatsion
B) regression
S) statistik
D) funksional
3. Bir o'zgaruvchi miqdorning har bir qiymatiga boshqa o'zgaruvchi miqdorning turli qiymatlari mos kelgan bog'lanish qanday bog'lanish?
A) regression
V) funksional
S) korrellyatsion
D) statistik

4. Korrelyatsion munosabatlar necha xil bo‘ladi?
A) to‘g‘ri va teskari
B) to‘g‘ri chiziqli va egri chiziqli
S) to‘g‘ri va to‘g‘ri
D) to‘g‘ri, teskari, to‘g‘ri chiziqli va egri chiziqli
5. Qanday bog‘lanish to‘g‘ri chiziqli bo‘ladi?
A) to‘g‘ri va to‘gri chiziqli
B) to‘g‘ri va teskari bog‘lanish
S) to‘g‘ri va teskari chiziqli
D) teskari va teskari chiziqli
6. To‘g‘ri korrelyatsion bog‘lanish qanday bo‘ladi?
A) bir belgi qiymatining oshishi bilan unga ta’sir etuvchi ikkinchi belgining oshishi yoki bir belgi kamayishi bilan ikkinchi belgining ham kamayishi
B) bir belgi qiymati oshsa ikkinchi bir belgi qiymati kamayishi
S) bir belgi qiymatining ortishi bilan ikkinchi belgining ham ortishi
D) bir belgi qiymati kamayishi bilan ikkinchi belgining ham kamayishi
7. Korrelyatsiya koeffitsienti qanday qiymatlarga ega bo‘ladi?
A) + 1 dan + 10 gacha
B) + 1 dan + 5 gacha
S) – 1 dan + 1 gacha
D) – 1 dan + 2 gacha
8. Musbat korrelyatsiyada belgilar orasidagi bog‘lanish qanday bo‘ladi?
A) belgilardan biri o‘sganda biri kamayadi
B) belgining biri o‘sganda boshqasi ham o‘sadi
S) belgilardan biri musbat, ikkinchisi manfiy bo‘ladi
D) ikkala belgi qiymatlarining yig‘indisi 1 ga teng
9. Manfiy korrelyatsiyada belgilar orasidagi bog‘lanish qanday bo‘ladi?
A) belgining ikkalasi ham o‘sadi
B) belgining biri musbat ikkinchisi manfiy bo‘ladi
S) korrelyatsiya koeffitsienti $r = 0$ bo‘lsa
D) belgining biri kamayganda boshqasi ham kamayadi
10. X miqdorning u, z va hokazo miqdorlarning bir vaqtda o‘zgarishiga bog‘liq holda o‘zgarishi qanday korrelyatsiya deyiladi?
A) ikki belgili korrelyatsiya
B) 4 belgili korrelyatsiya
S) manfiy korrelyatsiya
D) ko‘p belgili korrelyatsiya
11. X va U belgilar orasidagi korrelyatsiya koeffitsienti uchun z belgi o‘zgarmas bo‘lgan bog‘lanish qanday nomlanadi?
A) ko‘p belgili korrelyatsiya
B) xususiy korrelyatsiya koeffitsienti
S) ikki belgili korrelyatsiya
D) to‘g‘ri korrelyatsiya
12. Korrelyatsion munosabatning egri chiziqli tipi qanday bo‘ladi?
A) bir belgining ko‘paya borishi bilan boshqa belgi ham oldin ko‘paya boradi, keyin esa kamayadi yoki aksincha
B) bir belgining ko‘payishi bilan ikkinchi belgi kamayadi
S) bir belgi kamayishi bilan ikkinchi belgi ham kamayadi
D) belgilar qiymatlari manfiy bo‘ladi
13. To‘g‘ri chiziqli korrelyatsiyada belgilar orasidagi munosabat qanday bo‘ladi?
A) belgilar qiymatlari musbat bo‘ladi
B) bir belgi ko‘payishi bilan ikkinchi belgi kamayadi
S) bir belgi kamayishi bilan ikkinchi belgi ko‘payadi
D) bir belgi ko‘paysa ikkinchi belgi ham ko‘payadi yoki bir belgi kamaysa, ikkinchi belgi ham mos holda kamayadi
14. Kutilayotgan miqdorning taqsimot qonunlari haqidagi har qanday farazlar nima deyiladi?
A) faraz B) funksiya S) statistik gipoteza D) statistik qiymat

5.5. BAHOLASH MEZONLARI

“Biologiyada matematik usullar” fani bo‘yicha reyting jadvallari, nazorat turi, shakli, soni hamda har bir nazoratga ajratilgan maksimal ball, shuningdek joriy va oraliq nazoratlarning saralash ballari haqidagi ma’lumotlar fan bo‘yicha birinchi mashg‘ulotda talabalarga e’lon qilinadi.

Fan bo‘yicha talabalarning bilim saviyasi va o‘zlashtirish darajasining Davlat ta’lim standartlariga muvofiqligini ta’minlash uchun quyidagi nazorat turlari o‘tkaziladi:

• **joriy nazorat (JN**) **–** talabaning fan mavzulari bo‘yicha bilim va amaliy ko‘nikma darajasini aniqlash va baholash usuli. Joriy nazorat fanning xususiyatidan kelib chiqqan holda amaliy mashg‘ulotlarda og‘zaki so‘rov, test o‘tkazish, suhbat, nazorat ishi, kollekvium, uy vazifalarini tekshirish va shu kabi boshqa shakllarda o‘tkazilishi mumkin;

• **oraliq nazorat (ON) –** semestr davomida o‘quv dasturining tegishli (fanlarning bir necha mavzularini o‘z ichiga olgan) bo‘limi tugallangandan keyin talabaning nazariy bilim va amaliy ko‘nikma darajasini aniqlash va baholash usuli. Oraliq nazorat bir semestrda ikki marta o‘tkaziladi va shakli (yozma, og‘zaki, test va hokazo) o‘quv faniga ajratilgan umumiy soatlar hajmidan kelib chiqqan holda belgilanadi;

• **yakuniy nazorat (YAN)** – semestr yakunida muayyan fan bo‘yicha nazariy bilim va amaliy ko‘nikmalarni talabalar tomonidan o‘zlashtirish darajasini baholash usuli. Yakuniy nazorat asosan tayanch tushuncha va iboralarga asoslangan “Yozma ish” shaklida o‘tkaziladi.

ON o‘tkazish jarayoni kafedra mudiri tomonidan tuzilgan komissiya ishtirokida muntazam ravishda o‘rganib boriladi va uni o‘tkazish tartiblari buzilgan hollarda, **ON** natijalari bekor qilinishi mumkin. Bunday hollarda **ON** qayta o‘tkaziladi.

Oliy ta’lim muassasasi rahbarining buyrug‘i bilan ichki nazorat va monitoring bo‘limi rahbarligida tuzilgan komissiya ishtirokida **YN** ni o‘tkazish jarayoni muntazam ravishda o‘rganib boriladi va uni o‘tkazish tartiblari buzilgan hollarda, **YN** natijalari bekor qilinishi mumkin. Bunday hollarda **YN** qayta o‘tkaziladi.

Talabaning bilim saviyasi, ko‘nikma va malakalarini nazorat qilishning reyting tizimi asosida talabaning fan bo‘yicha o‘zlashtirish darajasi ballar orqali ifodalanadi.

«Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» fani bo‘yicha talabalarning semestr davomidagi o‘zlashtirish kursatkichi **100 ballik** tizimda baholanadi.

Ushbu 100 ball baholash turlari bo‘yicha quyidagicha taqsimlanadi:

YN – 30 ball, qolgan 70 ball esa JN – 40 ball va ON – 30 ball qilib taqsimlanadi.

Talabani umumiy baholash mezonlari:

Балл	Baho	Талабаларнинг билим даражаси
86-100	A’lo	Xulosa va qaror qabul qilish. Ijodiy fikrlay olish. Mustaqil mushohada yurita olish. Olgan bilimlarini amalda qo‘llay olish. Mohiyatini tushuntirish. Bilish, aytib berish. Tasavvurga ega bo‘lish.
71-85	Yaxshi	Mustaqil mushohada qilish. Olgan bilimlarini amalda

		qo‘llay olish. Mohiyatini tushuntirish. Bilish, aytib berish. Tasavvurga ega bo‘lish.
55-70	Qoniqarli	Mohiyatini tushuntirish. Bilish, aytib berish Tasavvurga ega bo‘lish
0-54	Qoniqarsiz	Aniq tasavvurga ega bo‘lmaslik. Bilmaslik.

• Fan bo‘yicha saralash bali 55 ballni tashkil etadi. Talabaning saralash balidan past bo‘lgan o‘zlashtirishi reyting daftarchasida qayd etilmaydi.
• Talabalarning o‘quv fani bo‘yicha mustaqil ishi joriy, oraliq va yakuniy nazoratlar jarayonida tegishli topshiriqlarni bajarishi va unga ajratilgan ballardan kelib chiqqan holda baholanadi.
• Talabaning fan bo‘yicha reytingi quyidagicha aniqlanadi: R = B *O‘=100, bu yerda: V- semestrda fanga ajratilgan umumiy o‘quv yuklamasi (soatlarda); O‘ – fan bo‘yicha o‘zlashtirish darajasi (ballarda).
• Fan bo‘yicha joriy va oraliq nazoratlarga ajratilgan umumiy ballning 55 foizi saralash ball hisoblanib, ushbu foizdan ham ball to‘plagan talaba yakuniy nazoratga kiritilmaydi.
• Joriy JN va oraliq ON turlari bo‘yicha 55 ball va undan yuqori balni to‘plagan talaba fanni o‘zlashtirgan deb hisoblanadi va ushbu fan bo‘yicha yakuniy nazoratga kirmasligiga yo‘l qo‘yiladi.
• Talabaning semestr davomida fan bo‘yicha to‘plagan umumiy bali har bir nazorat turidan belgilangan qoidalarga muvofiq to‘plagan ballari yig‘indisiga teng.
• ON va YN turlari kalendar tematik rejaga muvofiq dekanat tomonidan tuzilgan reyting nazorat jadvallari asosida o‘tkaziladi. YN semestrning oxirgi 2 haftasi mobaynida o‘tkaziladi.
• JN va ON nazoratlarda saralash balidan kam ball to‘plagan va uzrli sabablarga ko‘ra nazoratlarda qatnasha olmagan talabaga qayta topshirish uchun, navbatdagi shu nazorat turigacha, so‘nggi joriy va oraliq nazoratlar uchun esa yakuniy nazoratgacha bo‘lgan muddat beriladi.
• Talabaning semestrda JN va ON turlari bo‘yicha to‘plagan ballari ushbu nazorat turlari umumiy balining 55 foizidan kam bo‘lsa yoki semestr yakuniy joriy, oraliq va yakuniy nazorat turlari bo‘yicha to‘plagan ballari yig‘indisi 55 baldan kam bo‘lsa, u akademik qarzdor deb hisoblanadi.
• Talaba nazorat natijalaridan norozi bo‘lsa, fan bo‘yicha nazorat turi natijalari e’lon qilingan vaqtdan boshlab bir kun mobaynida fakultet dekaniga ariza bilan murojaat etishi mumkin. Bunday holda fakultet dekanining taqdimnomasiga ko‘ra rektor buyrugi bilan 3 (uch) a’zodan kam bo‘lmagan tarkibda apellyatsiya komissiyasi tashkil etiladi.
• Apellyatsiya komissiyasi talabalarning arizalarini ko‘rib chiqib, shu kunning o‘zida xulosasini bildiradi.
• Baholashning o‘rnatilgan talablar asosida belgilangan muddatlarda o‘tkazilishi hamda rasmiylashtirilishi fakultet dekani, kafedra muduri, o‘quv-uslubiy boshqarma hamda ichki nazorat va monitoring bo‘limi tomonidan nazorat qilinadi.

5140100-Biologiya ta’lim yo‘nalishi 4-kurs uchun **«Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» baholash turlari bo‘yicha ballar taqsimoti**

№	Mashg‘ulotlar	Auditoriya soati	Mustaqil ish	Umumiy vaqt sarfi	To‘planadigan ballar
1.	Ma’ruza	30	34	66	30
2.	Amaliy mashg‘ulot	42	16	78	40
3.	Seminar	-	-	-	-
	Yakuniy nazorat				30
	Jami	**72**	**50**	**122**	**100**

5140100-Biologiya ta’lim yo‘nalishi 1-kurs uchun «Biologiyada matematik modellashtirish va stastistik usullar» fanidan **reyting ishlanmasi**

№	Nazorat turlari va shakli	Soni	Ball	Bajarish vaqti	Jami ball
I.	**Joriy nazorat****	**4**	**10**		**40**
	1.1. Amaliy mashg‘ulotni bajarish (mustaqil ishni topshirish, darsdagi vazifalarni bajarish, faolligi)	4	10x4 (4+6*)	Dars davomida	40
	1.2. Seminar ishini topshirish	-	-		-
II.	**Oraliq nazorat**	**2**	**15**		**30**
	2.1. Og‘zaki (5 ta savol(shundan: 3 tasi mustaqil ishga) , 3 balldan)	1	15 (6+9*)	Darsdan tashqari	15
	2.2. Test (30 ta savol, 0,5 baldan)	1	15 (30x0,5)	Darsdan tashqari	15
III.	**Yakuniy nazorat**	**1**			**30**
	3.1. Yozma (5 ta savol, 6 balldan)	1	30 (5x6)	Darsdan tashqari	30
	Jami:				**100**

*** - talabaning mustaqil ishiga qo‘yilgan ball**

**** joriy nazorat har bir fan mavzulari bo‘yicha turli shaklda o‘tkazilib ko‘rsatilgan JN soniga umumlashtirib qayd etiladi.**

Izoh: o‘tish balini to‘play olmagan talabalar mustaqil ta’lim soati hisobidan dars jadvalidan tashqari vaqtda qayta topshirishi mumkin.

МАЪРУЗА МАТЕРИАЛЛАРИ

A n n o t a s i ya

Biometriya fanini o`qitishdan maqsad biologiyadan tajriba natijalarini qiyosiy baholash va o`rganilayotgan biologik ko`rsatkichlar taqsimot qonunlarini aniqlash uslubiyotini o`rganishdan iborat.

Biometriya fanidan hozirgi zamon matematikasining ehtimollari nazariyasi va matematik statistika fani g`oyalariga asoslanib, uning uslubiyati asosida biologiyaning turli mutaxassislarida kuzatuvlar natijasida olingan ma'lumotlar bo`yicha tadqiq qilinayotgan muammolarning qonuniyatlarini asoslash yullari o`rganiladi.

Аннотация

В сборнике текст лексии отрожены основные понятия биометрии, числовые характеристики совокупности экспериментальных данных, законы распределения, построение статистических оценок, параметрических и непараметрические методы проверки статистических гипотез, критерий достоверности оценок, дисперсный, корреляционные и регрессивный анализ, вопросы планирования экспериментов.