

O`ZBEKISTON RESPUBLIKASI
OLIY VA O`RTA MAXSUS TA'LIM VAZIRLIGI

TERMIZ DAVLAT UNIVERSITETI

TABIIYOT-GEOGRAFIYA FAKULTETI

BOTANIKA KAFEDRASI

"Biometriya" fani bo`yicha

MARUZA MATNI

Bakalavriyat- 5420100 Biologiya va 5850200 ekoloqiya ta'lim yo`nalishi

Termiz. 2007

A n n o t a s i y a

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.

Tuzuvchilar: dots. Muxammadjonova R, oqituvchi Begmatov A.

Аннотация

В сборнике текст лекции отражены 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.

Ushbu ma'ruza matni Botanika kafedrasining 2007 yil 29 avgustdagi 1-yig`ilishida muhokama qilingan va foydalanishga tavsiya etilgan.

Botanika kafedrası mudiri:

dots. Sattorov A.S

Ushbu ma'ruza matni Tabiiyot-geografiya fakultetining 2007 yil 30 avgustdagi 1-yig`ilishida muhokama qilindi va foydalanishga tavsiya etildi.

**Tabiiyot-geografiya fakulteti
Ilmiy Kengashi raisi**

dots. Xoliqnazarov B.O.

**Dotsent R. Muxammadjonova va o`qituvchi A. Begmatovlarning
"Biometriya" fanidan tayyorlagan ma'ruza matniga**

T A Q R I Z

Ushbu ma'ruza matni namunaviy o`quv rejaga asosan biologiya-5420100 va ekologiya-5850200 ta'lim yo`nalishining 1-kurs talabalariga mo`ljallangan bo`lib, fanning maqsadi, mazmuni, biometriya fanining predmeti, uning asosiy tadqiqot usullarini o`rganishga bag`ishlangan. Biometriya fanini o`qitish jarayonida biologiyaning turli sohalaridagi ilmiy izlanishlar davomida olingan kuzatuv natijalarining matematik nuqtai nazaridan umumiyligi hamda ehtimollar nazariyasi va matematik statistika fani yutuqlari va usullarini biologiyada qullay bila olishni singdirishdan iborat. Natijada, talaba tajribalardan yig`ilgan ma'lumotlarni tahlil qilib, to`g`ri umumlashtirish ko`nikmasini hosil qiladi.

Dotsent R. Muxammadjonova va o`qituvchi A. Begmatovlarning "Biometriya" fanidan tayyorlagan ma'ruza matnini Oliy ta'lim talabiga to`liq javob beradi deb xisoblayman va foydalanishga tavsiya qilaman.

Taqrizchi:

**Botanika kafedrasining katta o`qituvchisi,
b.f.n. M. Xolmuratov.**

1. MAVZU: KIRISH. BIOMETRIYA FANINING MAZMUNI. MATEMATIK USULLAR, SIFAT VA MIQDORIY KO`RSATKICHLAR

REJA:

1. Biometriya fani va uni o`rganish obekti. Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika fani usullarining biologiyada tutgan o`rni.

2. Sifat va miqdoriy ko`rsatkichlar. Biologik o`zgaruvchanlik va kuzatuv natijalarining xatoliklari. Statistik to`plam.

3. Bosh va tanlanma to`plam. Tanlanma hajmi va variantalari. Tanlanma to`plamini tuzishda qo`yiladigan shartlari: reprezentativlik, bir jinslik, tipiklik.

1. Biometriya fani va uni o`rganish obekti. Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika fani usullarining biologiyada tutgan o`rni.

O`zgaruvchanlikni o`rganishda oliy matematikaning bir bo`limi bo`lgan variatsion statistika qo`llaniladi. Variatsion statistikaning nazariy asosi katta raqamlar va ehtimollar nazariyasidir. Variatsion statistik usulning biologik ma'lumotlarni o`rganishda qo`llaniladigan qismiga biometriya deyiladi. Biometriya so`zi «bios» - hayot, «metria»- o`lchash degan so`zdan olingan. Biometriya fanidan dastlab F.Galton (1889) ingliz askarlarining bo`yining va xushbo`y no`xat doni og`irligining naslga berilishini o`rganishda foydalangan. Biometriya fani biologik ob'ektlardan olingan ma'lumotlarni, ekspeditsion tekshirishdagi ko`rsatkichlarni ishlab chiqarishdagi birlamchi xujjatlardagi ma'lumotlarni tahlil qilishda qo`llaniladi. Ayniqsa naslchilik xo`jaliklardagi xujjatlarni o`rganishda genetik tahlil, seleksiya va naslchilik ishining ko`p masalalarini hal qilishda qo`llaniladi. Masalan: chorvachilikda qo`llanilayotgan bonitirovka hisobotlarini biometrik tahlil qilish yordamida podalarning sifatini yaxshilash uchun amaliy xulosalar qilish mumkin. Biometriya yordamida har-xil populyatsiyalarda (zot, poda, liniya va oila) belgilarning o`zaro bog`liqligi va naslga berilish darajalari aniqlanishi mumkin. Bu usul bilan belgilarga allel bo`lmagan dominant genlar ta'siri, allel genlarning o`zaro ta'siri, o`rtacha naslga berilishi, to`liq daminantlik va boshqa ta'sirlarni aniqlash mumkin.

Biometrik usul o`zgaruvchan belgilar bilan ish ko`radi. Belgilar, o`z navbatida, miqdor va sifat belgilarga bo`linadi. Miqdor belgilari o`lchash va hisoblash yordamida o`rganilib, raqamlar bilan ko`rsatiladi. Masalan: hayvonlarni tirik vazni, qo`ylarda junning uzunligi, chuchqalarda so`rg`ichlar soni, o`simliklarda ko`sak va don hosili, bo`ginlar soni, vegetativ va generativ novdalar soni, g`unchalar va gullar, urug`lar soni va xokozo. Sifat belgilarga hayvonlar rangi, shox va quloqlar shakli, o`simliklarda gul toji barglar, mevalar rangi, novdalar va barglar shakli va boshqalar kiradi. Sifat belgilari so`z bilan ifodalanadi.

Sifat va miqdor nisbiydir. Chunki har qanday miqdor sifat belgisini sifat esa, aksincha, miqdor belgisini ko`rsatadi. Ma'lum biologik ob'ektlarda o`zgaruvchan belgilar o`rganiladi. Bu ob'ektlarga to`plam deyiladi. To`plamlar ikki xil bosh to`plam va tasodifiy tanlangan to`plam bo`ladi. Bosh to`plam bir guruh hayvonlarni (tur, zot, poda) o`z ichiga oladi. Uning hajmi har xil bo`lishi mumkin. Masalan, bir zotga mansub hayvonlarning umumiy soni, uning nasllik qismi yoki bir liniyaga kiruvchi hayvonlar bosh to`plam bo`lishi mumkin.

Ammo bosh to`plamni to`liq o`rganish ancha qiyin . bunday hol ayrim tekshirishlardagina amalga oshiriladi. Masalan, aholi ro`yxatini olish yoki hayvonlar ro`yxatini olishda bosh to`plam aniqlanadi. Ko`p hollarda tasodifiy tanlangan to`plam bo`yicha o`zgaruvchanlik aniqlanadi. Yani bunda tasodifiy tanlash yuz beradi. Masalan: «Qoraqum» naslchilik zavodidagi ayrim qo`y otarlarini o`rganish natijasida qoraqum zotini tavsiflovchi ko`rsatkichlar olingan va zot bilan ishlashning naslchilik rejasi tuzilgan.

2. Sifat va miqdoriy ko`rsatkichlar. Biologik o`zgaruvchanlik va kuzatuv natijalarining xatoliklari. Statistik to`plam.

Biologiyada tadqiqotchi, asosan, sifat tarkibi bir jinsli bo`lgan to`plam bilan ish ko`radi.

Jonli organizmni rivojlanishi juda ko`p va deyarli turlicha bo`lgan ichki va tashqi sharoitlar bilan belgilanadi: biror ikta individ uchun bu shart-sharoitlar bir xil bo`lmaydi. Shu sababli individlarning soni yoki sifat belgilari o`rganilayotganda bir emas, balki bir qator qiymatlar hosil bo`ladi, chunki bir to`plamdagi individlar bir biridan ozmi-ko`pmi farq qiladi. Masalan: 1-jadvalda Toshkent Davlat Universiteti genetika va sitoembriologiya kafedrasining tajriba stantsiyasida ma'lum nav g`o`za ustida o`tkazilgan 10 ta tajribada olingan hosil (har bir g`o`zada gr. Hisobida) keltirilgan.

1-jadval

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

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

Yana bir misol keltiramiz. Bir joyda etishtirilgan 100 dona bug`doy donining uzunligi (mm hisobida) 2-jadvalda berilgan. (V.Yu.Urbax).

2-jadval

5,39	5,47	5,50	5,54	5,52	5,50	5,57	5,46
5,42	5,24	5,44	5,49	5,39	5,36	5,58	5,52
5,38	5,44	5,47	5,35	5,62	5,44	5,45	5,43
5,47	5,54	5,52	5,48	5,40	5,50	5,37	5,41
5,51	5,66	5,48	5,26	5,23	5,37	5,48	5,18
5,30	5,43	5,34	5,55	5,45	5,47	5,46	5,61
5,40	5,42	5,36	5,46	5,47	5,50	5,51	5,36
5,40	5,43	5,59	5,41	5,40	5,44	5,29	5,39
5,28	5,52	5,45	5,55	5,42	5,28	5,42	5,44
5,43	5,45	5,44	5,37	5,45	5,31	5,69	
5,46	5,26	5,34	5,45	5,32	5,64	5,60	
5,53	5,33	5,33	5,54	5,44	5,46	5,45	
5,55	5,43	5,41	5,32	5,58	5,47	5,38	

Bu misolda ham bir joyda, deyarli bir xil sharoitda o`stirilgan bug`doy donlari uzunligi ko`p tasodifiy sabablar ta'siri natijasida turlichadir.

Sifat tarkibi nisbatan bir jinsli bo`lib, bir belgiga tegishli bo`lgan o`zgaruvchi qiymatlar to`plami statistik to`plam deyiladi. Statistik to`plamning har bir elementi **varianta** deyiladi, to`plamdagi variantalar soni esa to`plamning hajmi deyiladi. (masalan: 1-jadvaldagi to`plamning xajmi 10, 2-jadvaldagi to`plamning hajmi esa 100). Odatda variantalar X_1, X_2, \dots, X_n harflar bilan belgilanadi; bu erda X_n variantadagi "n" indeks variantaning tartib nomerini bildiradi.

Ko'p tasodifiy sabablar ta'sirida o'zgarib turli, qiymatlar qabul qilish mumkin bo'lgan "X" miqdor tasodifiy miqdor deyiladi. Variantalar "X" tasodifiy miqdorining son qiymatlaridan iboratdir.

Belgilar ikki xil- sifat va son belgilarga ajraladi. Bir-biridan sifati bilan farq qiladigan variantalar sifat variantalar deyiladi. Masalan: uy hayvonlari to'plamini tusi bo'yicha xarakterlayotgan bo'lsak, u vaqtda xar bir varianta oldindan qabul qilingan: qora, malla, qora-chipor, qora-malla va h.k. tushlarga mos sifat xarakteristikasini qabul qilish kerak.

Variantalar orasidagi farq son bilan ham ifodalanish mumkin. Masalan: urug'ning og'irligi, sutdagi yog' foizi, bug'doy donlarning uzunligi, uchastkadagi daraxtlar soni va boshqalar son variantalarga misol bo'la oladi. Son variantalar ikki xil-diskret va uzluksiz bo'ladi. Diskret holda variantalar orasidagi farq butun sonlar bilan ifodalanadi. Masalan: uchastkadagi daraxtlar soni, guldagi barglar soni, turli hayvonlar umurtqa pog'onalari soni va h.k. uzluksiz holda variantalar orasidagi farq istalgancha kichik songa teng bo'lishi mumkin. Masalan, 2-jadvalda berilgan bug'doy donlari uzunligi uzluksiz variantaga misol bo'la oladi.

3. Bosh va tanlanma to'plam. Tanlanma hajmi va variantalari. Tanlanma to'plamini tuzishda qo'yiladigan shartlari: reprezentativlik, bir jinslik, tipiklik.

Aytaylik, paxtazordagi hali ochilmagan ko'saklarning o'rtacha og'irligini aniqlash kerak bo'lsin. Talab etilgan o'rtacha og'irlikni bilish uchun daladagi hamma ko'saklarni yigib olish va ularni ortish lozim, lekin bu bilan katta daladagi hosilni isrof qilgan bo'lar edik. Bunday hollarda ko'saklarning bir qisminigina yig'ib olib, ularni 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 belgilaymiz.

Tanlanmalar xosil kilinish usuli bo'yicha takror va takrormas tanlanmalarga bo'linadi. Agar tanlanmaning elementlari bosh to'plamdan tanlangan elementi (keyingisini olishdan oldin) 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 elementlarini bosh to'plamga qaytarmasdan uning elementlari bosh to'plamdan ajratilsa, bunday tanlanma **takrormas tanlanma** deyiladi. Bosh to'plam tug'risida

tanlanma to'plamiga asoslanib to'laroq muhokama yuritish uchun uni mumkin qadar bosh to'plamga «o'xshash» kilib tanlab olinadi. Shuning uchun, agar bosh to'plamda biror belgi ma'lum nisbatda uchrasa va tanlanmada shu belgi bosh to'plamdagi o'sha nisbatga qanchalik yaqin bo'lsa, tanlanma shuncha yaxshi va foydali bo'ladi.

Bosh to'plamdagi nisbatni etarlicha aniq takrorlovchi tanlanma **representativ tanlanma** deyiladi. Tekshirish natijasida biz bosh to'plamdagi belgilarning sanog'ini va nisbatini bila olmaymiz, shuning uchun bu nisbatlarni e'tiborga oluvchi representativ tanlanmani tuza olmaymiz. Shu sababli representativ tanlanma hosil qilish uchun biz uni tasodifiy tanlanma qilib tuzamiz, ya'ni uni shunday usul bilan tanlab olamizki, bu usul tekshiriladigan belgiga hech qanday ta'sir qilmaydi va bosh to'plamning xar bir elementi tanlanmada bir xil imkoniyat bilan katnashishi ta'minlanadi. Tajribaning kursatishicha, bu holda tekshiriladigan belgilarning tanlanmadagi nisbatlari bosh to'plamdagi mos nisbatlarni anikroq kursatadi, va demak, tanlanma rerezentativ bo'ladi.

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

2-MAVZU: TAJRIBA NATIJALARINI DASTLABKI QAYTA ISHLASH REJA

1. Tanlanmani tartiblashtirish. Variatsion qator tuzish. Chastotali va nisbiy chastotali variatsion qatorlar.

2. Uzluksiz ko'rsatkich natijalari bo'yicha hosil qilingan tanlanmadan sinflarga ajratish usuli bilan chastotali variatsion qator tuzish.

1. Tanlanmani tartiblashtirish. Variatsion qator tuzish. Chastotali va nisbiy chastotali variatsion qatorlar.

Statist ishlab chiqishi kerak boʻlgan «xom» material-toʻplam qanday hosil qilingan boʻlsa, shunday holda yozilgan qator X_1, X_2, X_n qiymatlardan iborat boʻladi: bu toʻplamda hech qanday tartib yoʻq. Birinchi vazifa shu X_1, \dots, X_n variantalar orasida tartib oʻrnatishdan iborat. Agar berilgan X_1, X_2, X_n variantalarni ortiq yoki kamayib borish tartibida, masalan, bunday yozsak. $X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n$, bu variatsion qator deyiladi. Masalan, pillalarning uzunligini oʻlchashda quyidagi qiymatlar (santimetr hisobida) hosil boʻlgan. 3, 30 3,40 3, 25 3,40 3,60 3,45 3,43 3, 50 3,35 3, 55 bunga mos variatsion qator quyidagi kurinishda yoziladi: 3,25 3,30 3,35 3,40 3,40 3,43 3,45 3,50 3,55 3,60 boshqa bir misol kuramiz. Tanlab olingan 10 tup gʻoʻzadagi gʻunchalar soni aniqlanganda quyidagi sonlar hosil boʻlgan: 15, 17, 15, 10, 18, 11, 15, 17, 16, 16. variantalarning ortish tartibida yozilgan ushbu 10, 11, 15, 15, 15, 16, 16, 17, 17, 18 qator variatsion qator boʻladi. Variantlarning soni nisbatan kam boʻlgandagina bunday tartibda solib yozish mumkin.

Analiz qilinishi lozim boʻlgan toʻplamda variantalar soni koʻp boʻlganda esa ularni gruppalariga ajratib, soʻngra jadval yoki qator kurinishida yoziladi. Shundagina olingan ma'lumotlarni oson ishlab chiqish va oʻrganilayotgan toʻplamni toʻla xarakterlovchi statistik koʻrsatkichlarni keltirib chiqarish mumkin. Berilgan statistik toʻplamni ishlab chikish usuli oʻrganilayotgan belgilarning variatsion xarakteriga bogʻliq boʻladi. Statistika da gruppalash masalasi juda katta ahamiyatga ega, chunki berilganlarni xato gruppalash tekshirilayotgan toʻplam haqida notoʻgʻri xulosaga olib kelishi mumkin.

Sifat boʻyicha variatsiyada (oʻzgaruvchanlikda) berilganlarni guruhlarga ajratish. Bu holda berilganlar eng oson gruppalanadi. Masalan, agar moʻynalar tusi boʻyicha ajratilsa, u vaktida ularning taksimlanishini xar bir tusli moʻynaning soni va xar bir tusli moʻynani moʻynalarning umumiy soniga nisbatan foizi orqali koʻrsatish mumkin. 3-jadval (P.F.Rokitskiy)

3-jadval

500 ta moʻynaning tusi boʻyicha taqsimlanishi.

Moʻyna tiplari	Har bir tusli moʻynalar soni	Moʻynalarning umumiy soniga nisbatan foizi
Standart jigar rang	120	24
Kumushdek koʻk	160	32
Sapfiri	180	36
Qora skandinaviyali	40	8
J a m i	500	100

Biologik tadqiqotlarda muhim boʻlgan va koʻp uchrab turadigan sifatboʻyicha variatsiyaning (oʻzgaruvchanlikning) xususiy xoli alternativ variatsiyadir. Bunda toʻplam elementlarini fakat ikkita guruhga ajratish mumkin. Bunda bir guruhning elementlarida ma'lum bir sifat (yoki belgi) mavjud boʻlsa, u ikkinchi guruhning elementlarida boʻlmaydi

Masalan, sil kasali bor yo`qligi tekshirilayotganda xayvonlarning musbat va manfiy reaksiyali ikki guruhga ajratilishi; u yoki bu jinsli individ tug`ilishi; duragaylarni bir belgi bo`yicha ikki formaga ajratish va boshqalar. Bularning hammasi alternativ variatsiyaga misol bo`la oladi.

2. Son bo`yicha variatsiyada berilganlarni guruxlarga ajratish

Belgi diskrit o`zgaruvchan bo`lsa, u holda to`plamdagi variantalarning turli qiymatlarini o`shish tartibida yozib, ulardan har birining takrorlanish sonini ko`rsatish etarlidir. Bu amalda kanday bajarilishini quyidagi misolda ko`ramiz. 4 jadvalda Toshkent Davlat Universiteti Genetika va sitoembriologiya kafedrasining tajriba stantsiyasida ma'lum navli 60 tup g`o`zaning asosiy poyasidagi bo`g`inlar sonini hisoblash natijasi keltirilgan.

4-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	1

Uchta ustunga bo`lingan jadval tuzamiz. (5 jadval)

Qiymatlar	Variantalarni guruxlarga ajratish	Qiymatlar soni
10		2
11		15
12		20
13		16
14		6
15		1

Birinchi ustunga variantaning hamma turli qiymatlari ortib borish tartibida yoziladi. Berilgan to`plamdagi qiymatlarni bir chekkadan ko`zdan kechirib, ikkinchi ustunni to`ldiramiz. Masalan 4 jadvalda birinchi bo`lib 12 soni uchraydi, shuning uchun 5 jadvalning ikkinchi ustunida 12 qiymatning tug`risiga bitta chiziq chizamiz. ; ikkinchi bo`lib yana 12 soni uchraydi; Beshinchi jadvalning ikkinchi ustunida 12 qiymatning tug`risiga yana bitta chiziq chizamiz. Uchinchi bo`lib, 11 soni uchraydi ; 11 qiymatning qarshisiga bitta chiziq chizamiz va xakozo .

uchinchi ustunda ikkinchi ustunga chizilgan chiziqlar soni yoziladi. Natijada 6- jadval hosil bo`ladi.

6-jadval

G`o`zan ing asosiy poyasidagi bo`g`inlar soni (X_i)	10	11	12	13	14	15	Jami
Bo`ginlar soni X_i , bo`lgan g`o`zalar soni n_i	2	15	20	16	6	1	60

6-jadvalning birinchi (yuqori) satri variantalarning qiymatlaridan iborat; ular X_i orqali belgilanadi. Bizning misolda "I" indeksi 1, 2, 3, 4, 5, 6, qiymatlarni qabul kiladi. Chunki bu erda variantaning oltita turli qiymati bor. Ikkinchi (quyi) satridagi sonlar variantalar qiymatlarining takrorlanishini ko`rsatadi; ular n_i orqali belgilanadi.

Variatsion qator- belgininig (ortishi yoki kamayishi bo`yicha) tartibga solingan turli qiymatlari va ularning mos chastotalari katori ushbu

X_1, X_2, \dots, X_k

N_1, n_2, \dots, n_k kurinishida yoziladi.

Masalan 6 jadval variatsion katorga misol bo`la oladi. Variatsion katordagi chastotalar ushbu to`plamda aloxida variantalar necha marta uchrashi ni kursatadi Jumladan 6 jadvaldan asosiy poyasidagi buginlari 10 ta bulgan go`zalar soni bo`ginlari 11 ta bo`lgan go`zalar soni 15 ta va x.k 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 ta dan kam g`o`zalar soni qancha? Bo`g`inlari 10 ta va undan kam bo`lgan g`o`zalar soni 2 ta.; Bo`g`inlari 12 tadan kam g`o`zalar soni qancha? Bo`g`inlari 10 ta va 11 ta g`o`zalar soni 2]15*17 Bo`g`inlari 13 tadan kam g`o`zalar soni qancha? Bo`g`inlari 10 ta , 11 ta va 12 ta g`o`zalar soni 2]15]20*37 ta ; Bo`g`inlari 14 tadan kam g`o`zalar soni qancha? Bo`g`inlari 10 ta , 11ta, 12ta, va 13 ta bo`lgan g`o`zalar soni 2]15]20]16*53 ta va x.k. Shunday yul bilan 0 ,2, 17, 37, 53, 59, 60 (oxirgi son to`plam hajmiga teng) sonlarni hosil qilamiz. Bu sonlar birinchi variantadan boshlab hamma variantavlar chastotalarini ketma-ket qo`shishdan hosil bo`ladi. Bu sonlarni **yig`ilgan chastotalar** deyiladi. Yig`ilgan chastotalar berilgan to`plamning biror variantadan kichik bo`lgan elementlari sonini xarakterlaydi.

Belgining turli qiymatlari chastotalarining tanlanma xajmiga nisbati shu belgining nisbiy sanoqlari yoki **nisbiy chastotalari deyiladi**. Masalan, ushbu

$$X_i: X_1, X_2, \dots, X_k$$

$$n_i: n_1, n_2, \dots, n_k$$

Variatsion kator berilgan, shu bilan birgan n_1, n_2, \dots, n_k *n BYLSIN, u vaqtda

$$W_1^* = \frac{n_1}{n}, W_2^* = \frac{n_2}{n}, \dots, W_k^* = \frac{n_k}{n}$$

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

$$X_i: X_1, X_2, \dots, X_R \quad \mathbf{(A)}$$

$$W_i: W_1, W_2, \dots, W_R$$

Berilgan belgininig turli kiymatlari va ularga mos nisbiy chastotalardan tuzilgan (A) jadval shu belgining **statistik yoki emperik taqsimoti** deyiladi. Nisbiy chastotalar yigindisi birga teng. Xaqiqatan ham

$$W_1 + W_2 + \dots + W_R = \frac{n_1}{n} + \frac{n_2}{n} + \dots + \frac{n_R}{n} =$$

6-jadvalda berilgan variatsion qator uchun statistik taqsimot quyidagicha yoziladi:

$$X_i; \quad 10 \quad 11 \quad 12 \quad 13 \quad 14 \quad 15$$

$$W_i; \quad \frac{2}{60} \quad \frac{15}{60} \quad \frac{20}{60} \quad \frac{16}{60} \quad \frac{6}{60} \quad \frac{1}{60}$$

YOKI

$$X_i; \quad 10 \quad 11 \quad 12 \quad 13 \quad 14 \quad 15$$

$$W_i; \quad \frac{1}{30} \quad \frac{1}{4} \quad \frac{1}{3} \quad \frac{4}{15} \quad \frac{1}{10} \quad \frac{1}{60}$$

Xaqiqatdan ham

$$W_1 + W_2 + W_3 + W_4 + W_5 + W_6 = \frac{2}{60} + \frac{15}{60} + \frac{20}{60} + \frac{16}{60} + \frac{6}{60} + \frac{1}{60} = 1.$$

Diskret o'zgaruvchan variantalar uchun yana bir misol keltiramiz. 80 ta kumush-qora tusli urg'ochi tulkinging serpushtligi, ya'ni har biridan olingan bolalar soni o'rganilgan. Bu to'plamning $x_1, x_2, x_3, \dots, x_{80}$ variantalari 7-jadvalda keltirilgan raqamlar bilan ifodalangan (P.M.Rokitskiy)

4	5	3	4	6	7	8	3	1	4
6	4	4	3	2	5	3	4	5	4
5	3	4	5	4	4	4	6	5	7
6	4	5	4	4	4	4	2	3	4
5	5	4	5	4	4	6	4	4	4
4	8	7	5	4	9	4	3	4	4
5	4	6	4	4	3	4	4	4	2
4	4	5	4	6	4	3	3	4	2

bu misolda to'plamni ayrim variantalarning qiymatlari bo'yicha gruppalariga ajratish qulay. Jadvalda berilishicha tulkilar eng kam bilan 1 ta, eng ko'pi bilan esa 9 ta bola tuqqan. Shuning uchun tulkilarni 1 bolali, 2, 3 va h.k., 9 bolali tulkilar gruppasi qilib, 9 gruppaga ajratish va hamma variantalar bilan shu 9 gruppaga taqsimlash tabiiydir. Hamma 80 variantalarni gruppalariga ajratgandan so'ng ushbu 8-jadval tuziladi.

8-jadval

Gruppalar	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Jami
Takrorlanishlar soni	1	4	10	39	13	7	3	2	1	n=80

2. Uzluksiz ko'rsatkich natijalari bo'yicha hosil qilingan tanlanmadan sinflarga ajratish usuli bilan chastotali variatsion qator tuzish.

Uzluksiz o'zgaruvchan variantalarda to'plamdagi hamma variantalarni ma'lum sondagi gruppalariga ajratiladi, so'ngra esa har bir gruppaga kirgan variantalar soni hisoblanadi. Natijada variatsion qator jadval ko'rinishida hosil bo'ladi, lekin takrorlanishlar soni ayrim, alohida olingan variantaga tegishli bo'lmasdan, balki gruppaga tegishli bo'ladi, ya'ni gruppaning takrorlanish soni bo'ladi. Masalan: berilgan katta yoshdagi erkak ishchilarning bo'yiga ko'ra taqsimlanishi uzluksiz variantaga misol bo'la oladi (9-jadval). Bunday variatsion qator **intervalli variatsion qator** deyiladi (A.I.Karasev).

9-jadval

Bo'yi	Erkaklar soni,	Bo'yi	Erkaklar
-------	----------------	-------	----------

(sm hisobida)	ni	(sm hisobida)	soni,ni
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

Gruppalar soni tanlashda bu sonni “R” harfi bilan belgilaymiz, odatda quyidagi muloxazalarga amal qilinadi

1) gruppalar soni toq bo`lgani ma'qul;

to`plamning hajmi katta bo`lganda ($n > 100$) gruppalar soni katta (masalan, 9, 11, 13) bo`lgani, hajmi kichik bo`lganda kichik (masalan, 5, 7, 9 ta) bo`lgani ma'qul tajriba shuni ko`rsatadiki to`plamni nechta gruppaga ajratishgagina emas, balki birinchi gruppaning chegaralari qanday aniqlanishiga ham befarq qarab bo`lmaydi

a) hol

10-jadval

Gruppalarining chegaralari	Variantalari gruppalariga tarqalish	Takrorlanish soni
5,175-5,225		1
5,225-5,275		4
5,275-5,325		7
5,325-5,375		11
5,375-5,425		16
5,425-5,475		30
5,475-5,525		14
5,525-5,575		8
5,575-5,625		6
5,625-5,675		2
5,675-5,725		1
JAMI		100

6) hol

10-jadval

Gruppalarning chegaralari	Variantalarni gruppalarga tarqatish	Takrorlanish soni
5,145-5,195		1
5,195-5,245		2
5,245-5,295		5
5,295-5,345		8
5,345-5,395		12
5,395-5,445		23
5,445-5,495		22
5,495-5,545		14
5,545-5,595		7
5,595-5,645		4
5,645-5,695		2
J A M I		100

Gruppa oralig`i (kengligi) ni katta olmaslik kerak va birinchi gruppa chegaralarni shunday olish kerakki, eng kichik varianta shu gruppning tahminan o`rtasiga kelsin.

Bu mulohazalarni hammasi oqibat natijada taqsimotning harakterli xususiyatlarini to`sb qo`ymaslik, tasodifiy o`zgarishlarni esa silliqlab yubori sh maqsadini ko`zda tutadi.

Gruppar oralig`i va ular chegaralarining joylashishi masalasining hal etilishini biz 2-jadvalda berilgan to`plam misolida ko`ramiz. Gruppalarning kengligi x hamma gruppar uchun bir xil bo`ladi va u eng katta va eng kichik variantalar ayirmasini gruppar soniga nisbati bilan aniqlanadi bu misolda $X_{max} * 5,69$ va $X_{min} 5,18$; gruppar soni $R * 11$ deb olamiz, u holda

$$x * \frac{5,69 - 5,18}{11} * \frac{0,51}{11} * 0,04636$$

Bunday hollarda gruppa kengligini ortish tomonga yaxlitlanadi. Masalan, quyidagi misolda

$$..., 5,30; 5,35; 5,40; 5,45; ...$$

sonlar gruppalarning chegaralari bo`lsa, 5,35 qiymat yo 5,30-5,35 gruppaga yoki 5,35-5,40 gruppaga kirishi mumkin. Bu kabi noaniqlikdan qutilish maqsadida gruppalarni chegaralarini oxirgi raqamning yarmisiga kengaytiriladi. Masalan, gruppalarning chegaralari uchun

$$...; 5,305; 5,355; 5,405; 5,455; ...$$

qiymatlar olinsa, u vaqtda hech qanday qiyinchilik ro`y bermaydi Masalan, 5,35 qiymat 5,305-5,355 gruppagagina kiradi. Shularni hisobga olib, biz endi hamma gruppalarining chegaralarini aniqlashimiz mumkin. Agar gruppalar oraligini (kengligini) $X * 0,05$, gruppalar sonini $R*11$ deb olsak, u vaqtda variatsiyaning butun diapazoni $0,05*11*0,55$ kenglikka ega bo`ladi.

Taqsimot jadvali tuzilayotganda har bir gruppaga uchun yo gruppaning o`rtasi yoki gruppalarining chegaralari ko`rsatiladi. 10-jadval uchun quyidagicha bo`ladi;

11-jadval a) hol

Gruppaning o`rtasi	Takrorlanish soni
5,20	1
5,25	4
5,30	7
5,35	11
5,40	16
5,45	30
5,50	14
5,55	8
5,60	6
5,65	2
5,70	1
JAMI	100

11 j a d v a l b) hol

Gruppaning o`rtasi	Takrorlanish soni
5,17	1
5,22	2
5,27	5
5,32	8
5,37	12
5,42	23
5,47	22
5,52	14
5,57	7
5,62	4
5,67	2
J a m i	100

To'plamni gruppalariga ajratish o'rganilayotgan belgining faqat diskret yoki uzluksiz o'zgaruvchanlik emas, balki to'plamni hajmiga ham bog'liq bo'ladi, masalan, ma'lum nav paxta 60 tup g'ozasini balandligi (sm hisobida) 30 dan 53 gacha o'zgargan. (12-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 h.k. ko'ra gruppalariga ajratsak, u vaqtda 23 ta gruppalar hosil bo'ladi va qator cho'zilib ketib, uning ko'zdan kechirish qiyinlashadi. Shuning uchun berilgan to'plamni variantalar ichiga olgan, masalan, 30-32, 33-35 va h.k. gruppalariga ajratish qulaydir. Shunday qilsak 12-jadvalni ushbu 13 ko'rinishda yozish mumkin.

13-jadval

Gruppalar	Takrorlanish soni
30-32	3
33-35	4
36-38	9
39-41	8
42-44	10
45-47	17
48-50	8
51-53	1
JAMI	60

3-MAVZU: VARIATSION QATORLARNI GRAFIK TASVIRLASH: GISTOGRAMMA, POLIGONLAR. GRAFIKLARDAN CHIQADIGAN DASTLABKI XULOSALAR.

REJA

- 1. Gistogramma yasash**
- 2. Poligon yasash**
- 3. Biologik tadqiqotlarda grafik tasvirlarning qo'llanilishi**

To'plamda variantalar gruppalariga ajratilgandan so'ng, taqsimotning xarakteri ozmi-ko'pmi oydinlashadi. Lekin taqsimotni grafik tasvirlaganda uning xarakteri yana ham yaqqollashadi.

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

1. Gistogramma yasash. Abtsissalar o'qiga gruppalarining chegaralari qo'yiladi va har bir gruppada uni asos qilib, sathi shu gruppaning takrorlanishiga teng bo'lgan to'g'ri to'rtburchak chiziladi. Gistogramma yasash uchun har bir gruppaning takrorlanishini gruppaning kengligiga (oraligiga) bo'lib hosil bo'lgan sonni to'rtburchakning balandligi qilib olish kerak. Gruppalarining kengligi bir xil bo'lganda to'g'ri to'rtburchaklarning balandliklari mos takrorlanishlarga proporsional bo'ladi. Gistogrammani yasash usulidan uning to'liq sathi birga tengligi kelib chiqadi. 10-jadvalda berilgan taqsimot uchun 3-chizmada gistogramma yasalgan.

2. Poligon yasash. Gistogramma yasashda bir gruppaga kirgan hamma qiymatlar tekis taqsimlangan deb hisoblangan bo'lsa, poligon yasashda ularning hammasi shu gruppaning o'rtasiga «to'plagan» deb hisoblanadi. Masalan: 5,375-5,425 gruppaga kirgan (10-jadvalga qarang) 16 ta don: 5,38; 5,39; 5,40; 5,41; 5,42; mm uzunlikka ega. Lekin biz shu 16 donning hammasi shartli ravishda, 5,40 mm uzunlikka ega deb hisoblaymiz. Boshqa gruppalarda ham shunday qilinadi. Abtsissasi har bir gruppaning o'rtasiga, ordinatasi esa shu gruppaning

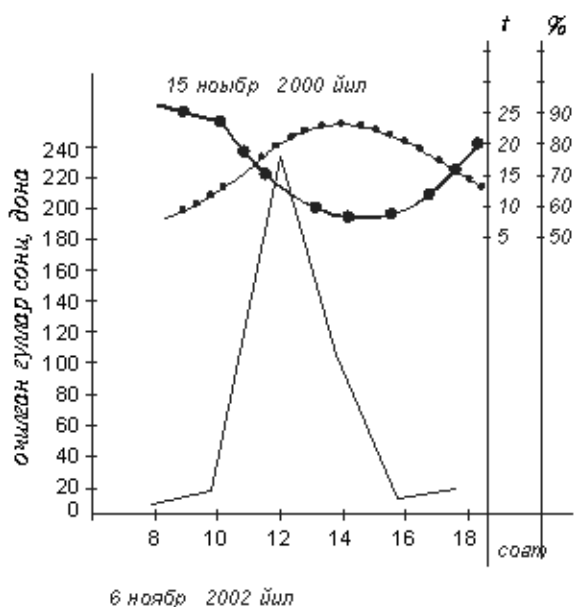
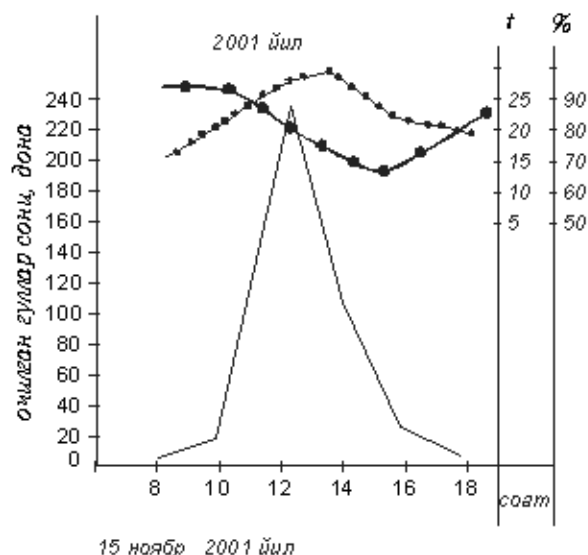
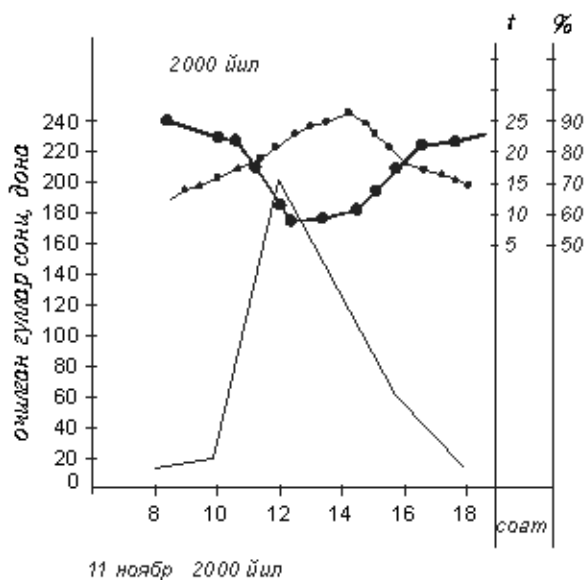
JADVAL CHIZISH

Takrorlanishiga proporsional bo'lgan nuqtalar topiladi va bu nuqtalar to'g'ri chiziq kesmalari bilan tutashtiriladi. Hosil bo'lgan siniq chiziq poligon deb ataladi. Poligonga tugal ko'rinish berish maqsadida, ikki chetki gruppalardan ikki tomonda abtsissalar o'qida nol marta takrorlanuvchi gruppalar olamiz, 4-chizmada 10-11 jadvallarda berilgan bug'doy doni uzunligining taqsimlanish poligoni yasalgan.

3. Biologik tadqiqotlarda grafik tasvirlarning qo'llanilishi

Surxondaryo sharoitida steviyani iqlimlashtirish maqsadida birinchi marta 2000-2002 yillar mobaynida sutkalik va mavsumiy gullash dinamikasi o'rganildi.

Sutkalik gullash dinamikasi. Gullash biologiyasi A.N. Ponamarev, O.A. Ashurmetov, X.Q. Qarshibaev metodlari bo'yicha olib borildi, ya'ni 5 ta o'simlik belgilanib, soat 8 dan 18 gacha har bir tupdagi ochigan gullar soni hisoblandi (1-rasm).



1-расм Стевиянинг суткалик гуллаш динамикаси

—••••• Ҳаво ҳарорати

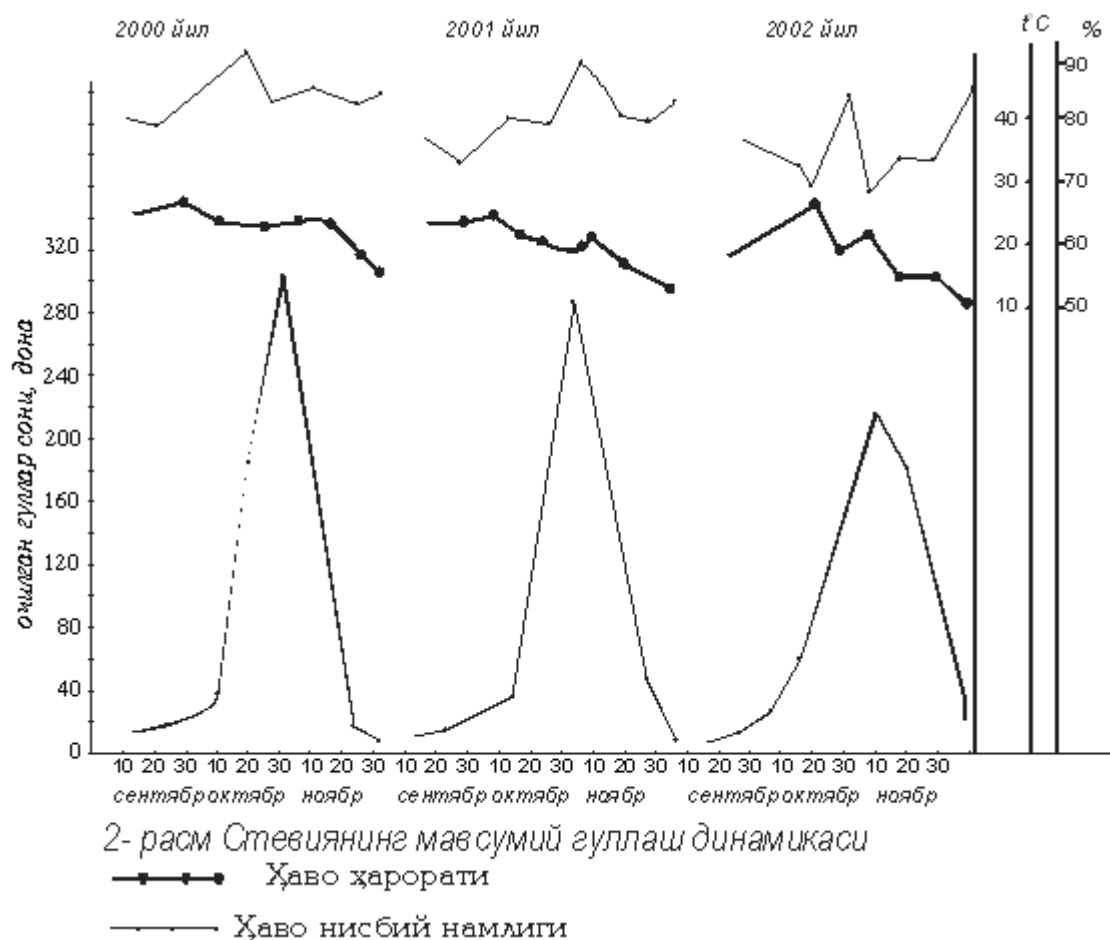
—••••• Ҳаво нисбий намлиги

Shu bilan bir qatorda havo harorati va nisbiy namligi hisobga olindi. Olib borilgan kuzatishlarga ko`ra, Surxondaryo sharoitida steviya birinchi yilda ham generativ davriga o`tadi.

Steviya ko`p yillik o`t o`simlik bo`lganligi uchun ikkinchi vegetatsiya davridagi o`simliklarda sutkalik gullash dinamikasi o`rganildi. Tekshirish natijalariga ko`ra Surxondaryo sharoitida sutka davomida ko`p miqdordagi gullarning ochilishi esa soat 12 dan 14 gacha bo`lgan vaqtda kuzatiladi.

Mavsumiy gullash dinamikasi. 2000-2002 yillar davomida har ikki kunda gullash boshlanishidan to gullash yakuniga qadar soat 1730-1800 da novdadagi ochilgan gullar sanab borildi. Xususan, ikki yoshli (2000 yil) steviyaning bitta yon novdasida o`rtacha 101 to`pgul bo`lib, unda 507ta gul shakllandi. Shundan 14,7% gullar gullashning avj pallasida (22.10 2000) ochilishi qayd qilindi. 2001 yilda bitta novdada

653 ta gul hosil bo`lib, gullarning eng ko`p ochilishi 22 oktyabrga to`g`ri keldi va bir sutkada 9,6% gullarning ochilishi kuzatildi (2-rasm).



2-расм Стевианинг мавсумий гуллаш динамикаси

■ ■ ■ ■ ■ Ҳаво ҳарорати

— Ҳаво нисбий намлиги

2002 yilda esa bitta novdada 910 ta gul hosil bo`lib, 5,4% i 24 oktyabrda ochildi. 2000-2001 yillarda steviyaning yalpi gullash davrida (70% gullarning ochilishi) 4,1% (37 ta gul) va 6,9% (45 ta gul) gullar 30 oktyabrda ochilishi qayd etildi. 2002 yildagi yalpi gullash davri 5 noyabr kuniga to`g`ri keldi, ya'ni 3,3% (30 ta) gul ochildi.

2-rasmda berilgan natijalarga ko`ra sentyabr oyining boshlarida (1-10 kunlarda) gullar ochila boshlaydi, oktyabr oyining o`rtalarida (10-15 kunlarida) gullarning ochilishi ko`payib bordi. Noyabr oyining yarmida (15-17 kunlarda) havo harorati pasayishi va nisbiy namlikning ortishi bilan gullar ochilishi ham kamayib bordi.

Kuzatishlarimiz shuni ko`rsatadiki, havo harorati va nisbiy namlikning o`zgaruvchanligi steviyaning mavsumiy gullash dinamikasiga ta'sir etdi. Xususan, 2000-2002 yillarda havo haroratining 12-130S, havo nisbiy namligining 75-85% bo`lishi sababli (27 noyabr) gullarning ochilishi sekinlashdi. Havo haroratining ko`tarilishi (21-230) bilan ochilayotgan gullar sonining ortishini sutkalik gullash dinamikasini ko`rganimizda yaqqol ko`rinadi.

4-MAVZU: STATISTIK KO`RSATKICHLAR.

REJA

1. Arifmetik o`rtacha qiymatlar va uning xossalari. geometrik, kvadratik, kubik, garmonik o`rtachalar, ularning qo`llanishi.

2. O`zgaruvchanlik tushunchasi. dispersiya. Variatsiya yoki o`zgaruvchanlik koeffitsienti. mediana va moda.

3. O`zgaruvchanlikni baxolashning boshqa ko`rsatkichlari. geometrik o`rtacha qiymat.

Statistik hisobning asosiy masalalaridan biri parametrlar deb ataladigan va variatsion qatorning xususiyatlari ni etarli darajada ifodalab beradigan xarakteristikalarini aniqlashdan iborat. Variatsion qatorlar quyidagilarga asosan bir-biridan farq qilishi mumkin.:

A) belgining atrofida ko`pchilik variantalar to`plangan qiymati bo`yicha. Belgining bu qiymati to`plamda belgining rivojlanish darajasini yoki boshqacha aytganda, qatorning markaziy tendentsiyasini, ya'ni qatorning o`ziga xosligini aks ettiradi.;

B) variantalarning qator markaziy tendentsiyasini aks ettiruvchi qiymat atrofida o`zgaruvchanligi darajasi, ya'ni o`sha qiymatdan farq qilish darajasi bo`yicha.

Bunga mos ravishda statistik ko`rsatkichlar ikki gruppaga bo`linadi: qatorning markaziy tendentsiyasini (yoki rivojlanish darajasini) ifodalovchi ko`rsatkichlar; qatorning o`zgaruvchanlik darajasini ifodalovchi ko`rsatkichlar.

Birinchi gruppaga turli «o`rtacha qiymatlar»: moda, mediana, arifmetik o`rtacha qiymat, geometrik o`rtacha qiymat kiradi. Ikkinchi gruppaga: absolyut o`rtacha farq, o`rtacha kvo`adratlik farq, dispersiya, variatsiya va asimmetriya koeffitsientlari kiradi.

Biz bu bobda statistik xarakteristikalarining eng ko`p qo`llaniladiganlari bilan tanishamiz.

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. Aytaylik, 5 ta bir xil kattalikdagi er uchastkasining har bir gektaridan 32,28, 30,31, 33 sentnerdan paxta hosili yigib olingan bo`lsin. Bu holda o`rtacha qiymat bo`lib,

$$\frac{32 + 28 + 30 + 31 + 33}{5} * \frac{154}{5} * 30,8 \text{ ц}$$

ga teng bo`ladi.

Umuman agar "n" ta kuzatishda X_n miqdor uchun X_1, X_2, \dots, X_n qiymatlarini hosil qilgan bo`lsak, ularning ushbu

$$\bar{X} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \quad (1)$$

O`rtacha qiymati oddiy arifmetik o`rtacha qiymat bo`ladi.

2) 20-jadvalda har bir gektar erdan olingan paxta hosili taqsimoti (ts hisobida) berilgan. Bunda 28 s hosil ikki marta, 29 s hosil 5 marta kuzatilgan va h.k. Bu holda o`rtacha hosil vazniy arifmetik o`rtacha qiymat bo`lib, ushbu ko`rinishda ifodalanadi:

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

X_i	x_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

Umuman, agar X miqdorning "s" ta

$$X_1, X_2, \dots, X_s$$

qiymati mos tartibda

$$n_1, n_2, \dots, n_s$$

martadan kuzatilgan bo`lsa, vazniy o`rtacha qiymatning umumiy ifodasi

$$\bar{X} = \frac{n_1 x_1 + n_2 x_2 + \dots + n_s x_s}{n_1 + n_2 + \dots + n_s} \quad (2)$$

Bo`ladi, bu erda n_1, n_2, \dots, n_s sonlar vaznlar deb ataladi. (2) tenglikni quyidagi ko`rinishda yozish qulay bo`ladi:

$$\bar{X}^* = \frac{\sum_{i=1}^s n_i x_i}{\sum_{i=1}^s n_i}$$

Bunda \sum yig'indi belgisidir, ya'ni

$$\sum_{i=1}^s n_i x_i = n_1 x_1 + n_2 x_2 + \dots + n_s x_s,$$

$$\sum_{i=1}^s n_i = n_1 + n_2 + \dots + n_s$$

(2) arifmetik o'rtacha qiymatni (2) formula bilan hisoblash har doim ham qulay bo'lmaydi, chunki bu bevosita hisoblash usuli bo'lib, unga ko'p mehnat va vaqt talab etiladi.

Statistikada umumiy g'oya va qoidalar 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 arifmetik o'rtacha qiymat uchun qanday qiymat bersa,

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

Ifoda ham shu qiymatni berishni osongina ko'rish mumkin. Bunda sifatida tanlanma to'plamdagi ixtiyoriy varianta olinadi (a son hisob boshi ham deyiladi). A ni shunday tanlab olish kerakki, $x_1 - a$, $x_2 - a$ va h.kayirmalar mumkin qadar kichik bo'lsin. Masalan, 20-jadvalda $a = 30$ deb olamiz; mos $x_i - a$ ayirma va uning takrorlanuvchi songa ko'paytirmasi $n_i(x_i - a)$ jadvalning 4 va 5-ustunlariga joylashgan. Shu bilan birga 5-ustunning 3-satri nollardan iborat. 3-satrdan yuqorida manfiy sonlar, 3-satrdan pastda musbat sonlar joylashadi. Bu holda (3) tenglikka muvofiq

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

ni hosil qilamiz.

4) to'plam oralig'i h ga teng bo'lgan gruppalariga ajratilgan bo'lsin. Masalan, 10-jadvalda gruppalar oralig'i $h = 0,005$ mm. Hisor boshini takrorlanisht (variantalari soni) eng ko'p bo'lgan gruppaning

o`rtasiga joylashtiramiz va hamma gruppalarni o`shish tartibida nomerlaymiz. 10-jadval a)

holda hisob boshini (5,425-5,475) oraliqdagi gruppaga joylashtiramiz. Bir gruppaga kirgan har bir variantaning qiymati shu gruppaning o`rtasiga teng deb hisoblaymiz, natijada 21-jadval hosil bo`ladi.

Gruppaning o`rtasi	n_r	R
5,20	1	-5
5,25	4	-4
5,30	7	-3
5,35	11	-2
5,40	16	-1
5,45	30	0
5,50	14	1
5,55	8	2
5,60	6	3
5,65	2	4
5,70	1	5
JAMI	100	

Masalan, nolinchii gruppaning o`rtasi z_0 bo`lsin (bizning misolda $z_0=5.45$), u vaqtda R-nomeri gruppaning o`rtacha qiymati bo`ladi. Agar Z_R shartli variantali R- gruppaga n_r ta varianta to`gri kelgan bo`lib, barcha variantalar soni esa n bo`lsa, u holda ularning o`rtacha qiymati

$$X^* \frac{1}{n} \sum_R n_R z_R * \frac{1}{n} \sum_R (z_0 + Rh)n_R = Z_0 + \frac{h}{n} \sum_R Rn_R = Z_0 + Rh$$

bo`ladi.

(4) formuladan ko`ramizki, x ni topish uchun R ning o`rtacha qiymati R ni topish etarli, x ni hisoblashdan ko`ra, R ni hisoblash oson, chunki:

- 1) Odatda n_R son qanchalik katta bo`lsa, R ning shunchalik kichik qiymatiga ko`paytiriladi:
- 2) hisoblashda R ning absolyut qiymati teng, lekin ishoralari turlicha bo`lgan qiymatlari n_R larga ko`paytirilib, sung qo`shilishi mumkin.

10-jadvalga berilgan ma'lumotlar uchun arifmetik o`rtacha qiymatni hisoblaymiz: a) hol uchun

$$\begin{aligned} \bar{x} &= 5,45 + \frac{0,05}{100} (-1 \times 5 - 4 \times 4 - 7 \times 3 - 11 \times 2 - 16 \times 1 + 14 \times 1 + 8 \times 2 + 6 \times 3 + 2 \times 4 + 1 \times 5) = \\ &= 5,45 + \frac{0,05}{100} (-80 + 61) = 5,45 - \frac{0,05}{100} \times 19 = 5,4405. \end{aligned}$$

B) xol uchun

$$X=5,420+\frac{0,05}{100}(-5 \times 1-4 \times 2-3 \times 5-2 \times 8-$$

$$1 \times 12+0 \times 23+1 \times 22+2 \times 14+3 \times 7+4 \times 4+5 \times 2)=5,420+\frac{0,05}{100}(-$$

$$56+97)=5,420+\frac{0,05}{100} \times 41=5,4405$$

Gruppaning o`rtasi	n _R	R	Rn _R
5.20	1	-6	-6
5.25	4	-5	-20
5.30	7	-4	-28
5.35	11	-3	-33
5.40	16	-2	-32
5.45	30	-1	-30
5.50	14	0	0
5.55	8	1	8
5.60	6	2	12
5.65	2	3	6
5.70	1	4	4
Jami	100		-149 ± 30

Hisoblashda xatoga yo`l qo`ymaslik uchun hisob boshini boshqa gruppaga ko`chirib, arifmetik o`rtacha qiymatni yana shu formula bilan hisoblab chiqish kerak. Masalan, bizning misol uchun hisob boshini (5,475-5,525) oraliqdagi gruppaga joylashtirsak, u vaqtda $Z_0 * 5,50$ bo`ladi; kerakli hisoblashlarni bajarib, ularni 22-jadvalda keltiramiz:

$$\bar{x} = 5,50 + 0,05 \frac{(-119)}{100} = 5,50 - 0,0595 = 5,4405.$$

Ikkala holda ham natijalarning bir xil bo`lishi hosil bo`lgan miqdorning to`g`riligini ko`rsatadi.

2) arifmetik o`rtacha qiymatni hisoblashning yana bir sodda usulini ko`rsatamiz. Buning uchun 10-jadval a) holda berilgan bug`doy hosili taqsimotini olamiz: bu erda u 23-jadvalda takror keltirildi.

X _i	X _i	Yigilgan takrorlanishlar	xisoblash
5.20	1	0+1=1	1+5+12+23+39=80
5.25	4	1+4=5	
5.30	7	5+7=12	
5.35	11	12+11=23	
5.40	16	23+16=39	1+3+9+17+31=61
5.45	30	0	
5.50	14	17+14=31	
5.55	8	9+8=17	

5.60	6	3+6=9	d=61-80=19
5.65	2	1+2=3	
5.70	1	0+1=1	

A*5,45 deb olib, yig'ilgan takrorlanishlar qatori deb ataluvchi quyidagi $S_1=n_1$, $S_2=n_1n_2$, $S_3=n_1+n_2+n_3$ va h.k. sonli qatorni tuzamiz. Si ni amalga hisoblashda barcha takrorlanishlarni har gal jamlashning hojati, yo`q, $s_i = S_{i-1} + n_i$. Chunki. Bu misolda yig'ilgan takrorlanishlar variatsion qatorning qarama-qarshi uchlaridan (boshlaridan) o`rtasigacha takrorlanishlarni jamlab hosil qilinadi. U vaqtda arifmetik o`rtacha qiymat ushbu

$$X = a + h \frac{d}{n}$$

Formula bilan hisoblanadi, bu erda h-gruppa oralig'i (kengligi); n to`plam hajmi; d-variatsion qatorning pastki qismidagi yig'ilgan takrorlanishlar yig`indisidan yuqori qismidagi yig'ilgan takrorlanishlar yig`indisining ayirilganiga teng. Bizning misolda $h=0.05$, $d=61-80=19$, $n=100$,

$$X = 5.45 + 0.05 \frac{19}{100} = 5.45 + \frac{0.95}{100} = 5.45 + 0.0095 = 5.4405$$

Statistik momentlar. Yuqorida o`rtacha qiymat, dispersiya va assimetriya koeffimtsienlarini hisoblashga qo`yidagi

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum n_i x_i; \quad \xi^2 = \frac{1}{n} \sum n_i (x_i - \bar{x})^2; \quad \xi^3 = \frac{1}{n} \sum n_i (x_i - \bar{x})^3$$

Miqdordan foydalanishga to`g`ri keldi. Bu formulalarni taqqoslab ko`rib, ularning hammasiga bitta umumiy

$$M_h = \frac{1}{n} \sum n_i (x_i - \bar{x})^h \text{ formulaning xususiy xollari sifatida qarash mumkin.}$$

Haqiqatan $h=1$ va $x=\bar{x}$ da \bar{x} xosil bo`ladi. $h=2$ va $x=\bar{x}$ da ξ^2 xosil bo`ladi. Agar "x" sifatida xisob boshi, ya'ni $x=0$ olingan bo`lsa, u vaqtda moment boshlang`ich moment deb ataladi va α_h bilan

belgilanadi. Agar "x" sifatida taqsimot markazi \bar{x} olingan bo`lsa, u vaqtda moment markaziy moment deb ataladi va m_h bilan

belgilanadi. Bu terminologiyaga muvofiq \bar{x} o`rtacha qiymat birinchi tartibli boshlang`ich momentdir.

$\bar{x} = m_1$; dispersiya yoki o`rtacha kvadratik farq ikkinchi tartibli markaziy momentdir: $\delta^2 = m_2$; o`rtacha kubik farq uchinchi tartibli markaziy momentdir.

2. O`zgaruvchanlik tushunchasi. Dispersiya. Variatsiya yoki o`zgaruvchanlik koeffitsienti. Mediana va moda.

X ning o`rtacha kvadratik farqi *dispersiya* deyiladi va σ^2 bilan belgilanadi. σ - ning bir o`zi o`rganilayotgan miqdorning o`zgaruvchanligini to`liq xarakterlab bera olmaydi. Haqiqatan ham, o`rtacha uzunligi 5,4 mm bo`lgan bug`doy donlari uchun $\sigma^*1,8$ mm standart variantalarning anchagina tarqoq ekanligini bildirsa, o`rtacha uzunligi 129 mm bo`lgan bodringlar uchun esa o`sha $\sigma^*1,8$ mm qiymat uzunliklariga nisbatan bu bodringlarning deyarli bir xil ekanligini ko`rsatadi. Shu sababli ushbu formula orqali nisbiy o`rtacha farq tushunchasi kiritiladi:

$$g = \frac{\sigma}{x}$$

Foizda ifodalanadigan bu miqdor *variatsiya (o`zgaruvchanlik) koeffitsienti* deb ataladi.

MISOL. O`rta Osiyo ipakchilik ilmiy tekshirish institutidan olingan ma'lumotga asosan 100 ta pilla bo`yining o`rtacha uzunligi $x^*3,43$ sm, uning standarti $\sigma_x^*0,1073$ sm, ularning o`rtacha eni $u^*1,65$ sm, uning standarti $\sigma_y^*0,1024$ sm. Ularning variatsiya koeffitsientlari

$$g_1 = \frac{\sigma_x}{x} \times 100 = \frac{0,1073}{3,43} \times 100 \approx 3,1\%$$

$$g_2 = \frac{\sigma_y}{y} \times 100 = \frac{0,1024}{1,65} \times 100 \approx 6,2\%$$

bo`ladi.

Variatsiya koeffitsienti 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 sonidir.

Masalan, ma'lumotlarga ko`ra sog`in sigirlarning o`rtacha og`irligi x^*400 kg, uning standarti σ_1^*48 kg ga teng, sigirlarning sutidagi yog`ning o`rtacha protsenti $x_2^*4\%$, uning standarti $\sigma_2^*0,2\%$. Biz

$$g_1 = \frac{\sigma_1}{x_1} \times 100 = \frac{48}{400} \times 100 = 12\% \quad \text{va} \quad g_2 = \frac{\sigma_2}{x_2} \times 100 = \frac{0,2}{4} \times 100 = 5\%$$

ni topib, sigirlarning og'irligi va ularning sutidagi yog'ning o'zgaruvchanliklarini taqqoslash imkoniyatiga ega bo'lamiz: yog' o'zgaruvchanligi og'irlik o'zgaruvchanligidan kam.

MEDIANA. Variatsion qator elementlarining soni toq bo'lsa, variatsion qatorning o'rtasida joylashgan had mediana deyiladi va Me simvol orqali belgilanadi. Mediana variatsion qatorni hadlar soni jihatdan ikki teng qismga bo'ladi. Masalan, quyidagi 16, 19, 21, 26, 27, 31, 32, 35, 39, 41, 45, 47, 48 taqsimot uchun 32 varianta mediana bo'ladi, chunki 32 dan chapda va o'ngda 32 dan kichik 6 ta varianta va 32 dan katta 6 ta varianta joylashgan.

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

$$Me = \frac{35 + 39}{2} = 37$$

Bo'ladi.

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

$$Me = X_0 + h \frac{S_1 - S_2}{f}$$

Bu erda X_0 -kuzatishlar natijalarining yarmi joylashgan gruppaning quyi chegarasi; h -oralig'ning qiymati; S_1 -qator umumiy sonining yarmi; S_2 -mediana joylashgan gruppadan oldingi gruppaning yig'ilgan takrorlanishi; f -mediana joylashgan gruppaning takrorlanishi

MISOL. Kuzgi bug'doy boshloqlaridagi donlarining og'irligi (mg hisobida) bo'yicha taqsimoti (24-jadval) uchun medianani hisoblash.

Gruppa takrorlanish	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

Ta'rifga ko'ra mediana yig'ilgan takrorlanishi qator variantalari umumiy sonining yarmisiga teng yoki undan katta bo'lgan gruppada joylashgan bo'lishi kerak; bu misolda u «901-1000» gruppada joylashgan.

(7) formuladan foydalanib topamiz

$$Me=901+100\frac{250-189}{126}=984,4\text{mg.}$$

MODA. Berilgan variatsion qatorda o`rganilayotgan belgining eng ko`p uchraydigan 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 128 moda bo`ladi, chunki u bu erda eng ko`p takrorlanmoqda (128 uch marta takrorlanganda, boshqa sonlar faqat bir marta yoki ikki marta takrorlanayapti).

Uzluksiz variatsion qatorlarda moda, odatda, variantalar soni eng ko`p bo`lgan gruppada bo`ladi. Bu gramma modal gramma deb ataladi. Eng qo`pol hisoblashda moda sifatida modal gramma o`rtasini olish mumkin. Lekin moda topishning bunday usuli etarli aniq qiymat bermasligini 11-jadvaldagi a) va b) hol taqsimotlarni solishtirib ko`rib bilish mumkin. A) hol uchun moda sifatida 5,45 qiymatni, b) hol uchun esa moda sifatida 5,42 ni olishga to`g`ri keladi. Vaholanki, 11-jadvaldagi ikkala hol ham bitta taqsimotdan iborat.

Gruppa ichida kuzatishlar tekis taqsimlanmagan bo`lishi mumkin, shuning uchun modaning qiymatini quyidagi formula bo`yicha hisoblanganda yaxshiroq natijaga ega bo`lish mumkin:

$$M_o * X_{m+h} \frac{n_m - n_{m-1}}{(n_m - n_{m-1}) + (n_m - n_{m+1})} \quad (8)$$

Bu erda x_m modal gramma quyi chegarasi, h-gramma oralig`i (kengligi), n_m , n_{m-1} , n_{m+1} -modal gramma va unga chap va o`ngdan qo`shni gramma larning takrorlanishlari.

(8) formuladan foydalansak, 10-jadvalning a) va b) hollari (14-15 bet) uchun mos ravishda

$$M_{o(a)} = 5,425 + 0,05 \frac{30-16}{(30-16) + (30-14)} \approx 5,45,$$

$$M_{o(b)} = 5,395 + 0,05 \frac{23-12}{(23-12) + (23-22)} \approx 5,44$$

ni hosil qilamiz. Bu ikki qiymat bir-biriga juda yaqin. Ba'zi variatsion qatorlar bir emas, balki ikkita va undan ko`p modaga ega bo`ladi. 5-chizmada tasvirlangan kungaboqar gibridlari poyasining balandligi bo`yicha taqsimlanishi shunday variatsion qatordir. Bu sifati bir jinsli bo`lmagan materiallarning birga to`rlanganligini ko`rsatadi.

3. O`zgaruvchanlikni baxolashning boshqa ko`rsatkichlari. Geometrik o`rtacha qiymat.

Biologik va qishloq xo'jalik tadqiqotlarida kapincha u yoki bu belgilarning vaqtga kura o'sishlari o'rganiladi; masalan, poya balandligining, barg yuzining, o'simlik hayotining turli davrlaridagi o'zgarishlari. (pilla bo'yi va eni uzunligi korelyatsiyasi). Ba'zan, o'rganilayotgan belgining kuzatilayotgan ayrim teng davrlaridagi o'rtacha o'sish sur'atini aniqlash zarur bo'lib qoladi. Bunday hollarda arifmetik o'rtacha qiymatdan foydalanish noqulay bo'ladi, shuning uchun uning o'rniga quyidagi formula bo'yicha geometrik o'rtacha qiymat hisoblanadi:

$$\bar{x}_{\text{geom}} = \sqrt[n]{x_1 \cdot x_2 \cdot \dots \cdot x_n} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n x_i}$$

Bu erda x_1, x_2, \dots, x_n - ayrim davrlardagi o'sishlar, $\prod_{i=1}^n x_i$ - barcha ayrim o'sishlarning ko'paytmasi, n - davrlar soni. $n \geq 2$, bo'lganda, logarifmlardan foydalanish qulaydir. U vaqtda formula quyidagi ko'rinishga keladi:

$\lg \bar{x}_{\text{geom}} = \frac{1}{n} (\lg x_1 + \lg x_2 + \dots + \lg x_n)$, ya'ni geometrik o'rtacha qiymatning logarifmi X ning ayrim qiymatlari logarifmlarining \bar{x}_{geom} arifmetik o'rtacha

qiymatiga potentsirlash bilan aniqlanadi. O'rganilayotgan belgining o'sishi uning boshlang'ich qiymatiga biror miqdorni qo'shish bilan emas, balki darajasiga proporsional holda ko'paytirish bilan aniqlanishi geometrik o'rtacha qiymatni qo'llash uchun asosiy mezon bo'ladi. Misol. Jo'xori poyasining o'n kunlikdagi o'sish sur'atini o'rganish maqsadida Voronej-76 navining 50 o'simligi o'lchangan. Davrlar bo'yicha o'rtacha balandlik qo'yidagicha bo'lgan (sm hisobida):

10, 29, 55, 110, 124, 129. Har o'n kunlikdagi o'sish sur'atini ikkita ketma-ket kuzatilgan balandliklarning 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'n kunlikda poyaning balandligi o'rtacha 1,79 marta kattalashadi degan xulosa kelib chiqadi. 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'ngi qiymatga, ya'ni 129 sm ga teng bo'lishi kerak. Xisoblashlar ko'rsatadiki: $10 \times 1,79 \times 1,79 \times 1,79 \times 1,79 \times 1,79 = 183$ sm.

So'ngi kuzatishning hisoblab chiqilgan qiymati va haqiqiy qiymatining to'g'ri kelmasligi arifmetik o'rtacha qiymat o'rtacha o'sishni xarakterlash uchun etarli emasligini ko'rsatadi. Endi o'sishlarning geometrik o'rtacha qiymatini formula bo'yicha hisoblaymiz.

$$l_{g x_{\text{geoM}}} = \frac{\lg 2,90 + \lg 1,90 + \lg 2,00 + \lg 1,13 + \lg 1,04}{5} = \frac{1,1122}{5} = 0,2224$$

Tekshirish: $10 \times 1,67 \times 1,67 \times 1,67 \times 1,67 \times 1,67 - 130 \text{sm}$.

Hisoblab chiqilgan (130sm) va haqiqiy (1,29sm) natijalar orasidagi biroz tafovut oraliq hisoblashlarni 0,01 gacha yaxlitlash natijasidir. Tasviriy xarakterdagi maxsus o`rtacha ko`rsatkichlar- mediana va moda statistik tajribada kamroq qo`llaniladi. Bu o`rtacha qiymat variatsion qatorda ma`lum o`rin tutgan kuzatishlarning biri bilan ifodalanadi va taqsimotning formasiga bog`liq bo`lmaydi.

5-MAVZU: EHTIMOLLAR NAZARIYASINING ASOSIY TUSHUNCHALARI.

Reja

1. Deterministik va stoxastik tajribalar tushunchasi. Ehtimollar nazariyasi stoxastik tajribalardagi qonuniyatlarini o`rganuvchi fan ekanligi. Hodisa tushunchasi va uning turlari.

2. Ehtimolni aniqlashning klassik va statistik usullari

3. Tasodifiy miqdor tushunchasi. Diskret tipdagi tasodifiy miqdor taqsimot qonuni. Binomial va Pausson qonunlari bo`yicha taqsimlangan tasodifiy miqdorlar.

4. Normal taqsimot qonuni va «plyus-minus uch sigma» qoidasi

1. Deterministik va stoxastik tajribalar tushunchasi. Ehtimollar nazariyasi stoxastik tajribalardagi qonuniyatlarini o`rganuvchi fan ekanligi. Hodisa tushunchasi va uning turlari.

Ehtimollar nazariyasida hodisa tushunchasi boshlang`ich tushunchalardan biridir. Ro`y beradi yoki ro`y bermaydi deb gapirish mumkin bo`lgan har qanday voqea hodisa deyiladi. Tajribalar, kuzatishlar, o`lchashlarning natijalari hodisalardan iborat bo`ladi. Hodisalarga misollar 1) tanga tashlanganda uning gerbli tomoni yuqoriga qarab tushdi; 2) otilgan o`q nishonga tegmadi; 3) paxta gullari

Barcha hodisalarni muqarrar, mumkin bo`lmagan va tasodifiy hodisalarga ajratish mumkin. Ma`lum shart-sharoit amalga oshirilganda albatta ro`y beradigan hodisa muqarrar hodisa deyiladi. Aksincha, ma`lum shart-sharoitlar amalga oshirilganda mutlaqo ro`y bermaydigan hodisa mumkin bo`lmagan hodisa deyiladi. Ma`lum shart-sharoitlar amalga oshirilganda ro`y berishi ham ro`y bermastligi ham mumkin bo`lgan hodisa tasodifiy hodisa deyiladi. Misollar keltiramiz. Shashqol tosh (o`yin soqqasi) deb bir jinsli materialdan yasalgan va yoqlari quyidagicha :

1, 2, 3, 4, 5, 6 ochkolar bilan belgilangan kubga aytiladi. Shashqol toshni tashlaganda, masalan shu ochkolardan qandaydir bittasini

tushushini hodisa deb olsak, bu hodisa, albatta ro`y beradi, ya'ni u muqarrar hodisa bo`ladi. Shashqol toshni tashlaganda 7 ochko tushushini hodisa deb olsak, albatta bu hodisa ro`y berishi mumkin bo`lmagan hodisa bo`ladi. Shashqol toshini tashlaganda juft yoki toq ochkolar tushishidan iborat bo`lgan hodisa tasodifiy hodisa bo`ladi. Muqarrar hodisa "Y" harfi bilan mumkin bo`lmagan hodisa "B" harfi bilan tasodifiy hodisalar esa A, B, C, Δ harflari bilan belgilanadi. Muqarrar, mumkin bo`lmagan va tasodifiy hodisalar berilgan shart-sharoitga bog`liq bo`lgan nisbiy tushunchalardir. Berilgan shart-sharoit o`zgarishi bilan hodisa xarakteri ham o`zgarishi mumkin masalan, suv 760 mm smi.ust.bosimida 1000 °S gacha isitilganda bug`ga aylanadi, A hodisa ro`y beradi, lekin atmosfera bosimi o`zgarganda suv 1000 °S da bug`ga aylanmaydi, A hodisa ro`y bermaydi.

Tasodifiy hodisalar ustida amallar.

1. Agar A hodisa ro`y berishidan B hodisani ro`y berishi kelib chiqsa, u vaqtda A hodisa B hodisa ergashtiradi deyiladi va qisqacha $A \subset B$ deb yoziladi. Masalan, shashqol toshni tashlaganda A hodisa deb 2 ochko tushishini, B hodisa deb juft ochko tushishini belgilasak, u vaqtda A hodisa ro`y berishidan B hodisani ro`y berishi kelib chiqadi.

2. Agar $A \subset B$ va $B \subset A$ ya'ni A hodisa B ni ergashtirsa, va aksincha B hodisa A ni ergashtirsa, u holda A va B hodisalar teng kuchli deyiladi va $A*B$ deb belgilanadi.

3. A va B hodisalarning ikkalasi bir vaqtda ro`y berishidan iborat bo`lgan hodisa A va B hodisalarning ko`paytmasi deyiladi va AxB deb belgilanadi

4. A va B hodisalardan hech bo`lmaganada birining ro`y berishidan iborat bo`lgan hodisa A va B hodisalarning yig`indisi deyiladi va $A+B$ deb belgilanadi.

5. Agar $AxB \neq V$, ya'ni A va B hodisalar bir vaqtda ro`y berishi mumkin bo`lmasa, u holda A va B hodisalar birgalikda bo`lmagan hodisalar deyiladi. Masalan, tanganni bir marta tashlaganda bir vaqtda gerbli va raqamli tomoni tushishi hodisalari birgalikda bo`lmagan hodisalarga misol bo`ladi.

6. A hodisaga qarama-qarshi hodisa deb A ro`y berganda ro`y bermaydigan va A ro`y bermaganda ro`y beradigan hodisaga aytiladi; u \bar{A} harfi bilan belgilanadi, A va \bar{A} hodisalar uchun ushbu

$$A\bar{A} = V,$$

$$A + \bar{A} = U$$

munosabatlar o`rinli. Berilgan shart-sharoitda biror hodisaning ro`y berish-bermasligini bilish uchun avval shu shart-sharoitni amalga oshirish kerak. Har bir shunday amalga oshirish *tajriba* deyiladi. Jumladan, har qanday eksperimentda kuzatishlar o`tkazilishi ham tajribadir. Masalan, yuqoridagi misollarda keltirilgan shashqol tosh tashlash, tanga tashlash kabi sinashlarni ta`riflash uchun eksperiment yoki tajriba terminidan foydalanamiz. Agar ma`lum shart-sharoitning har bir amalga oshishida A_1, A_2, \dots, A_n tasodifiy hodisalardan hech bo`lmaganda biri ro`y bersa, ya`ni

$$A_1 + A_2 + \dots + A_n = U$$

Bo`lsa, A_1, A_2, \dots, A_n hodisalar *hodisalarning to`liq gruppasini tashkil qiladi* deyiladi.

Kelgusida bizni o`zaro birgalikda bo`lmagan hodisalarning to`liq gruppasi ko`proq qiziqtiradi. Masalan, shashqol toshni bir marta tashlashda mos ravishda 1, 2, 3, 4, 5 va 6 ochkolarning tushishidan iborat bo`lgan $E_1, E_2, E_3, E_4, E_5, E_6$ hodisalar sistemasi va tanga tashlashga gerb va raqam tushishidan iborat bo`lgan Γ va Φ hodisalar sistemasi shular jumlasidandir.

2. Ehtimolning klassik ta`rifi: kuzatilayotgan A hodisaning ro`y berishiga «qulaylik beruvchi» hollar soni (m) ning hamma ro`y berishi mumkin bo`lgan va birgalikda bo`lmagan tajriba yoki kuzatishlarning umumiy soni (n) ga nisbati $\frac{m}{n}$ A hodisaning ehtimoli deyiladi va $P(A) = \frac{m}{n}$ deb belgilanadi.

«Qulaylik beruvchi» deb, kuzatilayotgan hodisaning amalga oshishiga imkon beruvchi xollarga aytiladi. Masalan, shashqol toshni tashlaganda toq ochkolarning tushishidan iborat bo`lgan hodisaning ro`y berishiga faqat mumkin bo`lgan uchta hol; 1, 3, 5 ochkolarning tushishi «qulaylik beradi».

Ehtimol-bu ma`lum hodisaning ro`y berishini qanday ishonch bilan kutish mumkinligini ko`rsatuvchi sonli o`lchovdir. Misol. Yashikdagi (quti) sharlarnig umumiy soni 15 ta shundan 5 tasi oq bo`lgani uchun ro`y berishi mumkin bo`lgan 15 oqibatdan atiga 5 tasi kutilayotgan hodisaga, ya`ni sharning oq bo`lishiga «qulaylik beradi». Shuning uchun izlanayotgan ehtimol $P(A) = \frac{5}{15} = \frac{1}{3}$. Bu yashikdagi olingan har uchta

shardan bittasi oq bo`lishi mumkin, demakdir. Shu bilan birga olingan sharning qora bo`lishi ehtimoli $P(A) = \frac{10}{15} = \frac{2}{3}$ bo`ladi. A hodisaning $P(A)$

ehtimoli qo`yidagi xossalarga ega: 1) ehtimol manfiy bo`lmagan, 0 va 1 orasida yotuvchi nisbiy sondir;

2) agar A hodisa V hodisani ergashtirsa, ya'ni $A \subset B$ bo'lsa, u holda $P(A) \leq P(B)$ bo'ladi. 3) agar A va B hodisalar birgalikda bo'lmasa, u holda $P(A+B) = P(A) + P(B)$ bo'ladi. Bu xossa ehtimollarni qo'shish teoremasi deb ataladi. 4) muqarrar hodisaning ehtimoli birga teng; $P[U] = 1$ 5) ro'y berishi mumkin bo'lmagan hodisaning ehtimoli nolga teng. $P[V] = 0$ 6) (\bar{A}) qarama-qarshi hodisaning ehtimolini birgacha to'ldiradi, ya'ni $P(A) + P(\bar{A}) = 1$; A hodisaning ehtimolini qulaylik uchun r orqali belgilash qabul qilingan. $P(A) = p$ va $P(\bar{A}) = q$; $p + q = 1$ bo'lgani uchun $p = 1 - q$. Ehtimolning xossalari yuqorida qayd qilingan xossalar bilan cheklanmaydi. Tasodifiy hodisalarni o'rganish bilan butun bir Fan-ehitimollar nazariyasi shug'ullanadi. Hodisa ehtimolining statistik ta'rifi.

Ehtimolning klassik ta'rifi va undan kelib chiqadigan $P(A) = \frac{m}{n}$

formuladan tajribalarning mumkin bo'lgan natijalari faqat teng imkoniyatli bo'lgandagina ehtimollarni bevosita hisoblashda foydalanish mumkin. Amalda esa biz teng imkoniyatli hollarni ajratib ular orasidagi tekshirilayotgan hodisaga qulaylik beruvchi hollarni hamma vaqt ham hisoblay olmaymiz. Bunday qulay hollarni ajratish mumkin bulmasa yoki qiyin bo'lsa bu holda hodisa ehtimolini boshqa usullar bilan hisoblanadi, bu sullar ehtimollar nazariyasida bayon etiladi.

Ilmiy tadqiqotlar bilan bog'liq murakkab tajribalar, masalan, rak kasalligining kelib chiqish sabablarini o'rganish va unga qarshi kurash vositalarini izlash, gripp kaslligiga qarshi kurash, paxtaning yangi navlarini izlash kabi eksperimentalda bo'lishi mumkin bo'lgan hamma natijalarni tasavvur etish qiyin, bu natijalar teng imkoniyatli bo'lishiga esa hech qanday asos yo'q. Ammo deyarli barcha jiddiy eksperimentlar kuzatish va o'lchashlarni o'z ichiga oladi; ularni izohlashda ehtimollar nazariyasi va statistikadan foydalanish mumkin.

Kundalik hayotda, kuzatishlarga asosan, biz tez-tez bo'lib turadigan hodisalarni ehtimolga yaqin deb hisoblaymiz, ahyon-ahyonda bo'lib turadigan hodisalarni ehtimoldan uzoqroq deb hisoblaymiz. Shunday qilib, amalda, ehtimol tushunchasini hodisaning nisbiy chastotasi bilan bog'laymiz. Tajribalar soni etarlicha katta bo'lganda ko'p hodisalarning nisbiy chastotasi ma'lum qonuniyatiga ega bo'ladi va biror o'zgarmas son atrofida tebranib turadi. Bu qonuniyatni birinchi marotaba XVIII asr boshlarida Ya. Bernulli ko'rsatib bergan. Bu qonuniyat- Bernulli teoremasi bog'liq bo'lmagan tajribalar soni cheksiz ortib borganda muqarrarlikka yaqin ishonch bilan hodisaning nisbiy chastotasi uning ayrim tajribadagi ehtimoliga istagancha yaqin bo'lishini tasdiqlaydi.

Bundan shunday xulosa chiqarish mumkin:

Agar biror A hodisa ustida o'tkazilgan etarlicha 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 nisbiy chastotasiga teng bo'lgan $P(A)$ ehtimolga ega bo'ladi, ya'ni

$$P(A) \approx \frac{m}{n}$$

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.

Biologiyadan misollar keltiramiz: 1) shoxsiz buzoq tug'ilish ehtimolini baholash uchun tayin bir podada yoki zotda oldin shoxli va shoxsiz tug'ilgan hayvonlar sonini bilish kerak. Masalan, tayin bir zotda keyingi bir necha yilda tug'ilgan 55000 buzoqning 110 tasi shoxsiz bo'lsa, shu zotli sigirdan shoxsiz buzoq tug'ilish ehtimoli

$$P \approx \frac{110}{55000} * 0,002$$

bo'ladi. Bu har bir 1000 holdan o'rtacha 2 tasida shoxsiz buzoq tug'iladi, demakdir. Bu misolda, shoxli buzoq tug'ilishi ehtimolini ham hisoblaymiz. Bu ehtimol q harfi bilan belgilanadi. Bizning misolda u 0,998 ga teng. "P" va "q" miqdorlarning algebraik yig'indisi 1 ga teng, ya'ni qarama-qarshi hodisalarning ehtimollari yig'indisi birga teng;

ko'p turli hayvonlarda 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 $P = \frac{50}{100} = 0,5$ ekanligi kelib chiqadi.

3. Tasodifiy miqdor tushunchasi. Diskret tipdagi tasodifiy miqdor taqsimot qonuni. Binomial va Pausson qonunlari bo'yicha taqsimlangan tasodifiy miqdorlar.

Ko'pgina Amaliy masalalarda tajribalarni takrorlash hollari uchrab turadi, jumladan ba'zi buyumlarning xossalarini tekshirish, biror hodisani takror kuzatish va h.k. Qo'yidagi hol ayniqsa qiziqish tug'diradi: biror A hodisa har bir tajribada ro'y berishi yoki ro'y bermasligi mumkin bo'lib, shu bilan birga uning har bir tajribada ro'y berish ehtimoli r , ro'y bermaslik ehtimoli esa "q" bo'lsin, ($0 < p < 1$, $q = 1 - p$ va p , q tajriba nomeriga bog'liq emas). "N" ta tajribada "A" ning "m" marta takrorlanish ehtimolini bilishni istaymiz. Agar biz bu ehtimolni $P_n(m)$ bilan belgilasak, u holda $P_n(m) = C_n^m p^m q^{n-m}$ ($m = 0, 1, 2, \dots, n$) bo'ladi. (bunda C_n^m ifoda

“n” elementdan “m” tadan olingan kombinatsiyalar soni), ya'ni $C_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!}$ formulani qo'yidagicha yoyib yozish mumkin:

$$P_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!} p^m q^{n-m} \text{ formula } (q+p)^n = q^n + nq^{n-1}p + \frac{n(n-1)}{1 \cdot 2} q^{n-2}p^2 + \dots + C_n^m q^{n-m} p^m \dots + p^n$$

Nyuton binomining umumiy hadidan iborat. C_n^m koeffitsientlar binomial koeffitsientlar deb ataladi. Shuning uchun formula binomial taqsimot qonuni deb ataladi. Masalan, “A” hodisaning ehtimoli $p = \frac{2}{3}$ bo'lsin, u holda $q = 1 - p = \frac{1}{3}$ va A ni 7 ta tajribada 4 marta takrorlanish ehtimoli.

$$P_7(4) = \frac{7!}{4!3!} \left(\frac{2}{3}\right)^4 \left(\frac{1}{3}\right)^3 = \frac{7 \cdot 6 \cdot 5}{1 \cdot 2 \cdot 3} \cdot \frac{2^4}{3^7} = \frac{35 \cdot 16}{2187} = \frac{560}{2187} \quad n=7 \text{ ga mos binomial taqsimotni}$$

$(q+p)^7 = q^7 + 7pq^6 + 21p^2q^5 + 35p^3q^4 + 35p^4q^3 + 21p^5q^2 + 7p^6q + p^7$ tenglikdan topishimiz mumkin, bunda ketma-ket hadlar tartib bilan A ning 7 ta tajribada 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 marta takrorlanish ehtimolidir. $p = \frac{2}{3}$ va $q = \frac{1}{3}$

“p” va “q” lar o'rniga qo'yib Ushbu ehtimollarni hosil qilamiz: m=0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 uchun

$$P_7(0) = \frac{1}{2187}, P_7(1) = \frac{14}{2187}, P_7(2) = \frac{84}{2187}, P_7(3) = \frac{280}{2187}, P_7(4) = \frac{560}{2187}, P_7(5) = \frac{672}{2187},$$

$$P_7(6) = \frac{448}{2187}, P_7(7) = \frac{121}{2187}.$$

BINOMIAL taqsimotning arifmetik o'rtacha qiymati $\bar{x} = np$ ga, standarti $\delta = \sqrt{npq}$ 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 bo'lish hollari biologiyada tez-tez uchrab turadi.

Pausson taqsimot qonuni binomial taqsimot qonuni kabi diskret tasodifiy miqdorning taqsimot qonunidir. Alternativ o'zgaruvchan belgalardan birining paydo bo'lish ehtimoli juda kichik bo'lsa, ikkinchisniki birga yaqin bo'ladi; bu holda binomial taqsimot qonuni yaqqol ifodalangan assimetrik bo'ladi. Shunday ehtimoli juda kichik, ya'ni kamdan-kam ro'y beradigan hodisalarning taqsimot qonuni Pausson taqsimot qonuni deyiladi va qo'yidagi formula bilan ifodalanadi.

$$p_m(a) = \frac{a^m}{m!} e^{-a}, \text{ bunda } p_m(a) \text{ - kamdan-kam ro'y beradigan hodisaning}$$

takror tajribalar seriyasida “m” ta uchrashi ehtimoli; $a = np$. X tasodifiy miqdor (o'zgaruvchan belgi) 0, 1, 2, 3 va h k. Butun sonlar qabul qilishi mumkinligi bu taqsimot uchun xarakterlidir. Masalan, berilgan shart-sharoitda aq2 da A hodisa ro'y bermaslik ehtimoli:

$p_0 = \frac{2^0}{0!e^2} = \frac{1}{2,7183^2} = \frac{1}{7,389} = 0,1353$ A hodisaning ehtimoli bir marta ro`y berish

ehtimoli: $p_1 = \frac{2^1}{1!e^2} = \frac{2}{(2,7183)^2} = \frac{2}{7,389} = 0,2707$

A hodisani uch marta ro`y berish ehtimoli: $p_3 = \frac{2^3}{3!e^3} = \frac{8}{6 \cdot (2,7183)^3} = 0,1805$ a

va "m" ning turli qiymatlarida $p_m(a)$ ehtimol uchun jadval tuzilgan. Ilovada berilgan III jadvalda bu ehtimolning qiymatlari keltirilgan. Masalan, $a=5$, $m=10$ bo`lganda, jadvaldan $p_m(a)=0,018133$ ga, $a=3$, $m=5$ bo`lganda esa $p_m(a)=0,100819$ ni topamiz va h.k. Biror belgining nomoyon bo`lishi har doim juda kichik r ehtimoliga ega bo`lsa va tajribalar soni juda kata bo`lsa, bunday hollarda Pausson taqsimoti o`rinli bo`ladi. Biologiyada Pausson taqsimot qonunini kamdan-kam kuzatiladigan hodisalar qanoatlantiradi. Masalan, ekin ekilgan uchastkadagi begona o`tlar soni, turli zararkunandalar bilan zararlangan urug`liklar soni, mikroskopning ko`rish maydonida ma'lum turdagi bakteriyalar turkumi soni va h. k. Lar bu taqsimot qonuniga bo`ysunadi. Pausson formulasi, ayniqsa mikrobiologik tadqiqotlarda kata ahamiyatga ega.

Pausson taqsimotining o`rtacha kvadrati va dispersiyasi bir-biriga tengligini ko`rsatish mumkin. Demak, agar ketma-ket butun son qiymatlar bilan berilgan biror taqsimot qonuni uchun o`rtacha qiymat va dispersiya bir-biridan juda kam farq qilsa, bu holda bunday taqsimot Pausson taqsimotiga yaqin bo`lishini kuzatish mumkin.

4. Normal taqsimot qonuni va «plyus-minus uch sigma» qoidasi

Agar X tasodifiy miqdor (o`zgaruvchan belgi)- ∞ 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, δ - uning standarti, π - 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 nisbatan 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'indiga 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. $t = \frac{X - x}{\delta}$ normallashtirilgan chetlanish deb ataladi.

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

ifoda X tasodifiy miqdorni (x_1, x_2) oralig'ida bo'lish ehtimolini ifodalaydi; $\Phi(t)$ simvold Laplas funksiyasi deb ataladi. Bu funktsiya uchun tuzilgan 1-jadval ilovada berilgan. $x_1 = -3\delta$, $x_2 = +3\delta$ desak, u vaqtda tenglikdan

$$P\{-3\delta \leq X \leq +3\delta\} \approx [\Phi(3) - \Phi(-3)] = 2\Phi(3) \text{ ni hosil qilamiz. Ilovadagi 1-jadvaldan } \Phi(3) = 0,49865 \text{ Demak, } 2\Phi(3) = 2 \times 0,49865 = 0,9973$$

Shunday qilib, $P\{-3\delta \leq X \leq +3\delta\} \approx 0,9973 \approx 1$ Bu esa agar normal egri chiziq va absissalar o'qi bilan chegaralangan yuzni 100% deb olsak, u vaqtda -3δ dan $+3\delta$ gacha oralig'ida yuzning 99,7% i to'g'ri kelishini bildiradi. Biz uchun muhim bo'lgan bu xulosa biometriya «uch sigma qoidasi» deb ataladi.

6-MAVZU: STATISTIK MUNOSABATLAR TO'G'RISIDA UMUMIY TUSHUNCHA. REJA

1. Ko'p o'lchovli tasodifiy miqdorlar. Miqdorlar orasidagi munosabatlar va ularning turlari.

2. Ikki tasodifiy miqdor orasidagi chiziqli statistik munosabat o`lchovi-korrelyatsiya koeffitsienti va uning xossalari.

3. Regressiya tushunchasi. Regressiya koeffitsientlari va chiziqli regressiya tenglamalari.

1. Ko`p o`lchovli tasodifiy miqdorlar. Miqdorlar orasidagi munosabatlar va ularning turlari.

1) Ko`pincha tajriba ishlarida turli son va sifat belgilari orasidagi munosabatlarni o`rganishga to`g`ri keladi. Belgilar orasida ikki turdagi bog`lanish-funksional va korrelyatsion (yoki statistik) bog`lanishlar mavjuddir.

2) Funksional bog`lanishlarda bir o`zgaruvchi miqdorning har qaysi qiymatiga boshqa o`zgaruvchi miqdorning aniq bitta qiymati mos keladi. Bunday bog`lanishlar aniq fanlar-matematika, fizika va ximiyada ayniqsa yaqqol kuzatiladi. Masalan:

3) gazning bir qancha namunalari olinib, ularning temperaturasi 20 C dan 25 C gacha fsgartirilsa, u vaqtda bir xil sharoitda bo`lgan barcha gaz namunalari hajmlari bir xil miqdorga kengayadi;

4) termometrda simob ustunining balandligi havoyoki suvning harorati haqida aniq va bir qiymatli ma'lumot beradi;

aylana radiusi R va uning uzunligi C orasida geometriyadan ma'lum bo`lgan $C=2\pi R$ formula bo`yicha aniqlangan funksional bog`lanish mavjud. Boshqacha aytganda, R ning har bir qiymatiga S ning aniq bitta qiymati mos keladi.

Biologik hodisalarda ma'lum bir organizmning ayrim sifat yoki son belgilari orasida bog`lanishlar kuzatiladi. Biologik belgilar orasida mavjud bo`lgan munosabatlar shu bilan xarakterliki, ularda bir belgining aniq qiymatiga boshqa belgining bir emas, balki bir qancha turli qiymatlari to`g`ri keladi, ba'zan bu qiymatlar aniqmas bo`lib qolishi ham mumkin, masalan, hosil solingan o`g`it miqdoriga bog`liq, lekin bu bog`lanishda aniq moslik yo`q. Bir xil sifatli, bir xil miqdorda o`g`it berilganda ham hosil turlicha bo`lishi mumkin, chunki hosilning miqdori o`g`itdan tashqari boshqa ko`p sabablarga ham bog`liq bo`ladi;

agar ko`rinishi, zoti, jinsi va yoshi bo`yicha bir jinsli bo`lgan bir gruppahayvonlar joylashtirilgan joydagi havoning haroratini o`zgartirsak, u vaqtda har qaysi hayvonning o`zgartirilgan haroratdagi sharoitlarga reaksiyasi turlicha bo`ladi. Ko`pchilik hayvonlarda haroratning ko`tarilishi bilan nafas olish tezlashadi; bunda bir qism hayvonlarning nafas olishi ko`proq, bir qisminiki kamroq tezlashadi, hayvonlarning bir qanchasini nafas olishi esa juda oz o`zgaradi. shunday qilib, hayvonlarni o`rab turgan havoning harorati bilan ularning nafas olish tezligi orasidagi munosabat ko`rsatkichi juda ko`p tasodifiy sabablarga ko`ra o`zgaruvchan bo`ladi.

Agar ikki X va U tasodifiy miqdor orasida shunday munosabat mavjud bo`lsaki, X miqdorning 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 korrelyatsion bu munosabat deyiladi. X va U miqdorlar orasidagi bu munosabat oddiy jadval ko`rinishidagi berilishi mumkin.

X_1	X_2	X_3	...	X_n
Y_1	Y_2	Y_3	...	Y_n

Agar kuzatishlar natijasida hosil bo`ladigan X Y juftlarning soni katta bo`lsa va ular orasida takrorlanadigan juftlar bo`lsa, u vaqtda 36-jadvalni, quyidagi «ikki o`lchovli» jadval bilan almashtirish mumkin (37-jadval).

YX	X_1	X_2	...	X_i	...	X_R	M_y
Y_1	M_{11}	M_{21}	...	M_{i1}	...	M_{R1}	M_{y1}
Y_2	M_{12}	M_{22}	...	M_{i2}	...	M_{R2}	M_{y2}
Y_j	M_{1j}	M_{2j}	...	M_{ij}	...	M_{Rj}	M_{yi}
M_x	M_{x1}	M_{x2}	...	M_{xi}	...	M_{xs}	N

Bu jadval korrelyatsion jadval yoki korrelyatsion panjara (to`r) deyiladi. Uning ba`zi xossalari ko`rib chiqamiz.

1. X_1, X_2, \dots, X_R sonlar X tasodifiy miqdorning R ta turli qiymatini ifodalaydi, Y_1, Y_2, \dots, Y_s sonlar esa "Y" miqdorning "s" ta turli qiymatini ifodalaydi.

2. Jadvalning i-satr va j-ustunlarining kesishish joyida kuzatishlarda X va Y miqdorlarning mos X_i, Y_j juft qiymatlarining necha marta ro`y berganini ko`rsatuvchi " m_{ij} " son turadi. " M_{ij} " conlar takrorlanishlar deyiladi.

3. $m_{x1}, m_{x2}, \dots, m_{xR}$ sonlar turadi. Ular hamma kuzatishlarda mos X_1, X_2, \dots, X_R qiymatlar necha marta ro`y berganini ko`rsatadi. M_{x1}, m_{x2}, m_{xR} sonlarning har biri mos ustunning hamma takrorlanishlari yig`indisiga teng, ya'ni

$$m_{xi} = m_{i1} + m_{i2} + \dots + m_{is}$$

4. Oxirgi ustunda $m_{y1}, m_{y2}, \dots, m_{ys}$ sonlarga egamiz. Ular barcha kuzatishlarga mos y_1, y_2, \dots, y_s qiymatlar necha marta ro`y berganini ko`rsatadi. $M_{y1}, m_{y2}, \dots, m_{ys}$ sonlarning har biri mos satrning hamma takrorlanishlari yig`indisiga teng, ya'ni

$$m_{y1} = m_{1j} + m_{2j} + \dots + m_{Rj}$$

5 $m_{x1}, m_{x2}, \dots, m_{xR}$ sonlarning yig'indisi $m_{y1}, m_{y2}, \dots, m_{ys}$ sonlarning yig'indisiga teng va bu yig'indilarning har biri alohida barcha kuzatishlar soniga, ya'ni n ga teng. Shunday qilib,

$$\sum_{i=1}^R m_{x_i} = \sum_{j=1}^n m_{y_j} = n$$

6. 37-korrelyatsion jadvalda X tasodifiy miqdorning har bir ayrim qiymatiga U tasodifiy miqdorning aniq taqsimoti mos keladi. Masalan, X_1 qiymatga U miqdorning quyidagi taqsimoti mos keladi:

Y_1	Y_2	Y_3	...	Y_s
M_{11}	M_{12}	M_{13}	...	M_{1s}

Umuman Y_i qiymatga X miqdorning quyidagi taqsimoti mos keladi:

X_1	X_2	X_3	...	X_R
M_{1j}	m_{2j}	m_{3j}	...	m_{Rj}

Korrelyatsion jadvalga misol tariqasiga O`rta Osiyo Ipakchilik ilmiy tekshirish institutida 1970 yilda olingan ma'lumotlarga ko`ra tuzilgan 40-jadvalni keltiramiz. Bunda 100 dona pillaning eni (X , sm hisobida) va bo`yi (U , sm hisobida) bo`yicha taqsimoti berilgan.

$Y X$	1,4	1,5	1,6	1,7	1,8	1,9	N_y
	5	5	5	5	5	8	5
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	17
3,40	-	1	5	8	4	4	24
3,45	-	-	-	-	5	5	14
3,50	-	-	-	2	3	3	11
3,55	-	-	-	-	2	2	7
3,60	-	-	-	1	2	2	9
3,65	-	-	-	-	1	1	5
n_x	-	2	15	16	22	22	13
						4	3
							1
							$n=100$

Jadvalda 100 dona pillaning eni (X) va bo`yi (Y) ning mos kombinatsiyalariga 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. Uchunchi satrdagi 3 soni eni 1,55 sm, bo`yi 3,30 sm bo`lgan 3 ta pilla kuzatilganligini ko`rsatadi. So`nggi ustunda

ma'lum uzunlikka ega bo'lgan pillalar chastotasi joylashgan: 100 pilladan 3 tasining uzunligi 3,20 sm, 2 tasining 3,25 sm, 8 tasining uzunligi 3,30 sm va h.k. bu chastotalar ν bilan belgilangan. So'nggi satrda ma'lum eng ega bo'lgan pillalarning chastotalari ν_x joylashgan. X va Y miqdorlar o'arasida bog'lanish borligini 40-jadvaldan oson ko'rish mumkin, lekin bu funktsional bog'lanish emas, chunki bu erda 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	3,45	3,50	3,55	3,60	3,65
1	0	1	4	3	6	1	3	2	1

Korrelyatsion munosabatlar to'g'ri va teskari, to'g'ri chiziqli va egri chiziqli, oddiy va ko'p belgilar orasidagi bog'lanishlar bo'lishi mumkin.

To'g'ri korrelyatsion munosabatda korrelyatsion munosabatda bo'lgan) belgilardan birining ortishi (kamayishi) boshqasini ortishiga (kamayishiga) olib keladi. Masalan, daraxtning yoshi ortib borishi bilan daraxt tanasidagi halqalar (qatlamlar) soni ortib boradi, atrofdagi havoning harorati pasayishi bilan nafas olish tezligi kamayadi. Teskari tipdagi munosabatda korrelyatsion munosabatda bo'lgan) belgilardan birining ortishi bilan boshqasi kamayadi. Masalan, ona quyon bir tug'ishda qancha ko'p bola tug'sa, har bir bolasining vazni shuncha kamayadi yoki ona quyonni nurlantirish dozasini ko'paytirish bilan uning serpushtililigi kamayadi.

Odatda to'g'ri va teskari munosabatlar to'g'ri chiziqli yoki shunga yaqin bo'lgan korrelyatsion bog'lanishga ega bo'ladi.

Bog'liqlik miqdori (darajasi) va harakteri statistik harakteristikalarini hisoblash yordami bilan aniqlanishi mumkin: bu xarakteristikalar orasida korrelyatsia koeffitsienti, regressiya koeffitsienti, korrelyatsion nisbat keng tarqalgan va ko'proq ishlatiladi. Bulardan tashqari bog'lanish qonuniyatlarini aks ettiruvchi va bog'lanish chizig'ini yasashga imkon beruvchi tenglamalarni topish mumkin.

Ikki belgi orasida o'rinli bo'lgan munosabatlar korrelyatsion bog'lanishlarning oddiy hollari bo'ladi, bu yuqorida keltirilgan misollarda ko'rsatilgan edi, ammo ikki belgi orasidagi oddiy korrelyatsia biologiyada odatda uchramaydi, chunki belgi organizmda ko'p faktorlar va boshqa belgilar bilan bog'langan bo'ladi. Masalan, hosildorlik yog'ingarchilikning ko'p ozligiga, o'g'itga, temperaturaga, urug'ning sifatiga, agrotexnikaga va boshqalarga bog'liqdir.

Agar ikki belgi sifatida etakchi belgilar ajratilsa, va tanlanmani hosil qilish jarayonida bo'lishi mumkin bo'lgan boshqa omillarning o'rganilayotgan belgilarga ta'siri tanlanmaning barcha hatlariga nisbatan bir xil bo'lishiga erishilsa, yuqoridagicha faraz qilish mumkin. Masalan agar hosilning harorat sharoitlari bilan bog'lanishi o'rganilayotgan bo'lsa, u vaqtda barcha donlar uchun yoritilish,

namlik, donlarning bir xil navli bo'lishi, agrotexnika va h.k. bo'yicha bir xil sharoit yaratishga harakat qilinadi.

Variatsion statistika ko'p sonli belgilar orasidagi munosabatlarini (ko'p belgilar korrelyatsiyasini) ham o'rganishga imkon beradi. Lekin bunda hisoblash juda murakkablashib ketadi. Shuning uchun amalda, ko'pincha faqat ikkita korrelnalayotgan ko'rsatkichlarini ishlab chiqish bilan cheklaniladi.

Munosabatlarining u yoki bu koeffitsientlarini hisoblashda shuni yodda tutish kerakki, ularning yordami bilan faqat munosabat, bog'liqlik miqdori o'lchanadi, ammo munosabatlarning sababi ochib berilmaydi. Masalan agar A va B ko'rsatkichlar orasida katta bog'lanish borligi aniqlangan bo'lsa, bu bog'lanish turli asoslarga ega bo'lishi mumkin: yo A ko'rsatkich B ko'rsatkich o'zgarishining sababchisi yoki B ko'rsatkich A ning o'zgarishi sababchisi yoki A ni ham B ni ham bir biriga mos o'zgarishiga sababchi bo'ladigan yana bir C omil mavjud bo'lishi mumkin.

2. Ikki tasodifiy miqdor orasidagi chiziqli statistik munosabat o'lchovi-korrelyatsiya koeffitsienti va uning xossalari.

Korrelyatsiya koeffitsienti 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 korrelyatsiya koeffitsient ibog'lanish miqdorini kamaytirib ko'rsatishi mumkin yoki uni payqamasligi ham mumkin. Umumiy xolda korrelyatsiya koeffitsienti

$$r = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n \delta_x \delta_y}$$
 formula orqali ifodalanadi. Formulada $x_i - \bar{x}$ miqdor

har bir o'rganilayotgan individning "x" qator bo'yicha taqsimlangan belgisining \bar{x} арифметик ыртача =ийматидан фар=ини, $y_i - \bar{y}$ miqdor

esa o'sha individning y qator bilan ifodalangan boshqa belgisining \bar{y} arifmetik o'rtacha qiymatidan farqini ifodalaydi. Shunday qilib, formulaning suratini hosil qilish uchun har bir individning ikala belgi bo'yicha arifmetik o'rtacha qiymatlaridan farqlarini hisobga olib, ularni o'zaro ko'paytirish, so'ngra jamlash kerak. Formulaning maxrajida esa ma'lum bo'lgan miqdorlar turibdi: n-individlar soni, δ_x -qatorning x belgisi bo'yicha (yoki x qatorning) o'rtacha kvadratik farqi, δ_y -qatorning y belgisi bo'yicha (yoki "y" qatorning) o'rtacha kvadratik farqi. Korrelyatsiya koeffitsientining qiymatlari -1 bilan +1 orasida yotadi. Musbat korrelyatsiyada belgilar orasidagi bog'lanish to'g'ri bo'ladi: belgilardan birining o'sishi mos ravishda boshqasining kamayishi bilan bog'langan bo'ladi. Sifat belgilarda manfiy korrelyatsiya bir belgining

qatnashishi ko'pincha boshqasining qatnashmasligi bilan mos keladi, musbat korrelyatsiya esa bir belginig qatnashishi ko'pincha boshqasining ham qatnashishi bilan mos keladi. Korrelyatsiya koeffitsienti $r < 0$ bo'lganda, x va y orasida to'g'ri chiziqli korrelyatsion munosabat mavjud bo'lishi mumkin emas; ammo egri chiziqli korrelyatsion munosabat mavjud bo'lishi mumkin.

3. Regressiya tushunchasi. Regressiya koeffitsientlari va chiziqli regressiya tenglamalari.

Korrelyatsiya koeffitsienti ikkita tasodifiy miqdorning bog'lanish darajasini ko'rsatadi, ammo bir miqdorning o'zgarishiga qarab, ikkinchi miqdorning son jihatdan qanchalik o'zgarishi haqida fikr yuritishga imkon bermaydi. Regressiya metodi deb nomlanuvchi boshqa usul keyingi yillarda katta ahamiyat kasb etmoqda. Ikkita o'zgaruvchi miqdorning o'zaro munosabatlarini regressiya metodi yordami bilan analizi, ayniqsa, amaliy jihatdan qimmatli natijalar berishi mumkin. Ba'zi hollarda masalani turli tomonlardan yoritish uchun ham korrelyatsion, regression tahlil usullarini qullash kerak. Oddiy korrelyatsiyada ikkita "x" va "y" belgisining o'zgaruvchanligi orasida bog'lanish o'rganiladi. Regressiya usuli yordamida qo'shimcha masala, miqdorlardan biri tayin biror songa o'zgarganda boshqasi son jihatdan qanchaga o'zgarishini aniqlash masalasi hal qilinadi. O'zgaruvcha miqdorlar ikkita bo'lgani uchun regressiya ikki tomonlama bo'lishi mumkin ekanligi ravshan: "x" ning o'zgarishi bo'yicha "y" ning o'zgarishini aniqlash va y ning o'zgarishi bo'yicha x ning o'zgarishini Aniqlash. Regressiya usulining korrelyatsiya usulidan asosiy farqi ham shundan iborat. X ning aniq qiymatiga Y ning bog'liqligini yoki Y ning aniq qiymatiga X ning bog'liqligini Aniqlash uchun R regressiya koeffitsientidan foydalaniladi.

$$R_{x/y} = r \cdot \frac{\delta_x}{\delta_y} \text{ va } R_{y/x} = r \cdot \frac{\delta_y}{\delta_x} \text{ bu yerda } r \text{ korrelyatsiya koeffitsienti } \delta_x \text{ va } \delta_y, \text{ esa}$$

x va y belgilar bo'yicha o'rtacha kvadratlik farqlarni ifodalaydi. Keltirilgan formulalardan berilgan qator uchun regressiya koeffitsienti ikkita qiymatga egaligi ko'rinib turibdi. $R_{x/y}$ Y ning aniq qiymatida X miqdorning qanday bo'lishini, $R_{y/x}$ esa teskarisini, X ning Aniq qiymatida Y miqdor qanday bo'lishini ko'rsatadi. Bir belgi haqidagi ma'lumotga asosan boshqa belgi haqida ba'zi ma'lumotlarni oldindan aytishga regressiya koeffitsientidan foydalanish ayniqsa g'ulaydir.

Misol: Bir sigirdan sog'ib olinadigan sut miqdori va sigirga eriladigan ratsion orasidagi bog'lanish $r = 0,8$ korrelyatsiya koeffitsienti bilan ifodalanadi. Bir sutkada sog'ib olinadigan sut miqdorning o'zgaruvchanligi $\delta_x = 2$ kg bilan ratsionning o'zgaruvchanligi $\delta_y = 0,9$ em-xashak birligida ifodalanadi. Qo'yidagilarni aniqlang. A) ratsion 1 em-

xashak birligiga ko`payganda sigirning bir sutkadagi sog`im suti necha kg. ga ko`payadi. b) sut miqdorini 1 kg ko`paytirish uchun ratsionga qancha irlak em-xashak qo`shish kerak bo`ladi.

Echilishi: a) bor ma'lumotlarni regressiya koeffitsientining formulasiga qo`yib, qo`yidagini hosil qilamiz.

$$R_{x/y} = r \cdot \frac{\delta_x}{\delta_y} = 0,8 \cdot \frac{2}{0,9} = \frac{1,6}{0,9} = 1,77 \text{ кг}$$
 ya'ni ratsion 1 em-xashak birligiga

ko`paysa, sutkalik сут 1,77kg ko`payadi.

B) hisoblashlar qo`yidagalarni beradi.

$$R_{y/x} = r \cdot \frac{\delta_x}{\delta_y} = 0,8 \cdot \frac{0,9}{2} = \frac{0,72}{2} = 0,36 \text{ ем-хашакбирлиги}$$
, ya'ni sutni 1 kg oshirish

uchun ratsionga 0,36 em-xashak birligida to`yimli moddalar qo`shish kerak bo`lar ekan.

7-MAVZU: EMPIRIK KO`RSATKICHLAR MUQARRARLIGINI BAHOLASH REJA

1. Statistik ko`rsatkichlar yordamida nazariy ko`rsatkichlarni baholash. Nuqtaviy va interval baxolar xamda ularni xosil qilish usullari. Statistik ko`rsatkichlar xatoliklari tushunchasi va ularni xisoblash formulalari.

2. Bosh to`plam o`rtachasi va dispersiyasining empirik o`rtacha va empirik dipersiya bo`yicha baholash.

1. Statistik ko`rsatkichlar yordamida nazariy ko`rsatkichlarni baholash. Nuqtaviy va interval baxolar xamda ularni xosil qilish usullari. Statistik ko`rsatkichlar xatoliklari tushunchasi va ularni xisoblash formulalari.

To`plam variantalarning 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 ызгариши билан йи`илган нисбий частоталарнинг qiymatlari ham o`zgaradi. Shuning uchun $F_n(x)$ ni X ning funksiyasi deb hisoblaymiz.

Variantalarning X sonidan kichik bo`lgan qiymatlarining nisbiy chastotasi *emperik taqsimot funksiyasi* deyiladi, ya'ni

$$F_n(x) * \frac{m(X < x)}{n} \text{ yoki } F_n(x) * \frac{m(x)}{n}$$

Bu erda $m(x)$ ifoda x dan kichik boʻlgan variantalar soni, n -toʻplam hajmi.

Misol. 6-jadvalda berilgan taqsimot uchun empirik taqsimot funksiyasi quyidagicha boʻladi.

Echilishi. X ning $-\infty$ dan 10 gacha (10 son ham kiradi) boʻlgan barcha qiymatlari uchun izlanayotgan empirik taqsimot funksiyasi nolga teng. Avval uning $X < 10$ dan nolga tengligini koʻrsatamiz. Taʼrifga koʻra

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

Bu erda $m(10)$ - asosiy poyasidagi boʻgʻinlari 10 ta dan kam boʻlgan gʻoʻzalar soni. Koʻrgan misolingizda asosiy poyasida boʻgʻinlari 10 tadan kam gʻoʻzalar yoʻq edi, yaʼni $m(10) = 0$. bundan kelib chiqadiki, x ning $X < 10$ boʻlgan hamma qiymatlari uchun ham $F_n(X) = 0$, chunki bu holda $m(x)$ asosiy poyasida boʻgʻinlari 10 tadan kam boʻlgan gʻoʻzalar sonini ifodalaydi.

Demak, barcha $X < 10$ qiymatlar uchun $F_n(X) = 0$.

X endi $10 < X < 11$ tengsizlikni qanoatlantirsin. Masalan, $x = 10,1$ ni olamiz, u holda

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

Bu erda $m(10,1)$ asosiy poyadagi boʻgʻinlar soni 10,1 tadan kam boʻlgan gʻoʻzalar sonini ifodalaydi. Bunga 10 ta boʻgʻinli gʻoʻzalar soni kiradi. Shuning uchun

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

X ning olingan tengsizlikni qanoatlantiruvchi boshqa har qanday qiymatlari uchun ham $F_n(x)$ ning 0,033 ga tengligini shunga oʻxshash koʻrsatish mumkin.

X endi $11 < x \leq 12$ tengsizlikni qanoatlantiradi deb faraz qilamiz.

Masalan, $x = 12$ ni olaylik, u holda $F_n(12) = \frac{m(12)}{60}$, bu erda asosiy poyasida

“ m ” (12)-asosiy poyasida boʻgʻinlari 12 tadan kam boʻlgan gʻoʻzalar soni. Koʻrgan misolimizda asosiy poyasida 10 ta boʻgʻin boʻlgan gʻoʻzalar soni 2 ta, asosiy poyasida 11 ta boʻgʻin boʻlgan gʻoʻzalar soni 15 ta edi. Demak,

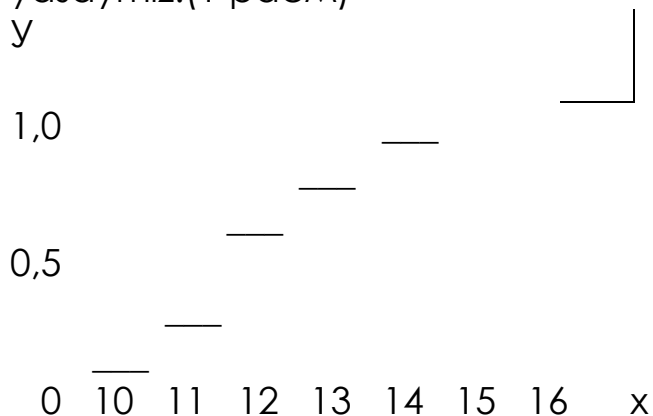
$$F_n(12) = \frac{2 + 15}{60} \approx 0,28$$

X ning $11 < x \leq 12$ tengsizlikni qanoatlantiruvchi boshqa har qanday qiymatlari uchun ham $F_n(12)$ shunga teng.

Shunga o`xshash mulohaza yuritib va yig`ilgan chastotalarni hisoblab, Xning har qanday qiymati uchun izlanayotgan imperik taqsimot funksiyasining qiymatlarini topish mumkin. Natijada izlanayotgan imperik taqsimot funksiyasining quyidagi ifodasini hosil qilamiz.

$$F_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{, agar } -\infty < x \leq 10, \text{ булса,} \\ \frac{2}{60} \approx 0,033 & \text{, agar } 10 < X \leq 11 \text{ булса,} \\ \frac{17}{60} \approx 0,28 & \text{, agar } 11 < X \leq 12 \text{ булса,} \\ \frac{37}{60} \approx 0,61 & \text{, agar } 12 < X \leq 13 \text{ булса,} \\ \frac{53}{60} \approx 0,88 & \text{, agar } 13 < X \leq 14 \text{ булса,} \\ \frac{59}{60} \approx 0,98 & \text{, agar } 14 < X \leq 15 \text{ булса,} \\ 1 & \text{agar, } 15 < x < +\infty \text{ булса,} \end{cases}$$

To`g`ri burchakli koordinatalar sistemasida bu funktsiyaning grafigini yasaymiz.(1 расм)



Diskret variatsion qatorlardan hosil qilingan empirik taqsimot funktsiyalarining grafiklari shunday ko`rinishga ega bo`ladi.

STATISTIK JADVALLAR. Berilgan statistik to`plamlarni guruhlarga ajratish natijasida yuqoridagi jadvallar hosil bo`ldi. Bu jadvallar statistik jadvallar deyiladi.

Statistik jadvallar ko`pincha o`rganilayotgan belgining o`zgarish xarakterini yaqqol tasavvur etishga yordam beradi va turli statistik kursatkichlarni hisoblash texnikasini soddalashtirish imkonini beradi.

To`plamning o`rganilmoqchi bo`lgan xususiyatlariga qarab, statistik jadvallar turli ko`rinishda bo`ladi. Statistik jadvallar to`plam elementlarining bir yoki bir necha o`zaro bog`liq bo`lmagan yoki o`zaro bog`liq bo`lgan belgilar bo`yicha taqsimlanishini ifodalovchi

ma'lumotlarni o`z ichiga olishi mumkin. Masalan 14 jadvalda ma'lum navli kuzgi bug`doy urug`lik navi 500 ta boshog`ining og`irligi bo`yicha taqsimlanishi berilgan (uzluksiz o`zgaruvchanlik)

1 boshog` urug`ining og`irligi (mg hisobida)

401	501	601	701	801	901	1001	1101-	1201	1301-	1401-	Jami
-	-	-	-	-	-	-	1200	-	1400	1500	
500	600	700	800	900	1000	1100		1300			500
8	16	32	49	84	126	75	45	34	20	11	

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

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 nechta belgi uchun 16 jadval ko`rinishida va ikkita belgi (alternativ uzgaruvchanlik uchun 17 jadval ko`rinishida bo`ladi).

16-jadval.

qizil rangli		Oq rangli		J a m i		Boshhoqlar Ning jami		
Serqiltiq	qilt- iqsiz	Serqil- tiq	qilt- iqsiz	qizil	Oq	Serqil- tiq	qilt- iqsiz	
506	1912	216	698	2418	914	722	2610	3332

Jo`xori urug`ining endosperma rangi bo`yicha taqsimlanishi

17-jadval

Oq	Sariq	Jami
206	33	239

To`plam hadlarining bir vaqtda ikki belgi bo`yicha taqsimlanishini tasvirlovchi statistik jadvallar **korrelyatsion jadvallar** deb ataladi 100 dona pillaning bo`yi va eni uzunliklari(sm hisobida) bo`yicha taqsimlanishi (**korrelyatsion jadval**)

X y	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 vertikal bo'yicha pilla bo'yining uzunligiga ko'ra taqsimlanishi gorizantal bo'yicha esa pilla ening uzunligiga ko'ra tahsmlanishi ko'rsatilgan.

Bir to'plam na'munalaridagi biror belgining ma'lum bir vaqt oralig'ida. Ya'ni dinamikada ko'rsatuvchi jadvallar xronologik jadvallar deyiladi.

Ma'lum nav jo'xori o'simligi poyasining 50 marta o'lchashdagi o'rtacha uzunligining xar 10 kunlikda o'sishi (sm hisobida).

19-jadval

Kuzatishlar kuni	18,0 6	28,06	8,07	18,0 7	28,07	7,08
Uzunligi	10	29	55	110	124	129

Uzluksiz va intervalli tanlanmalarning tuzilishini yuqoridagi mavzularda o'rgangan edik. Endi ushbu tanlanmalar uchun qilingan ishning nisbiy xatoligini topishni ko'rib o'tamiz. Masalan; 100g quruq materialdan P₂O₅ g da bo'lishligi aniqlandi quyidagi natijalar olindi. 0,56, 0,53, 0,49, 0,57, 0,48, \bar{x} , S_x , 95% ishonchli intervalda topish talab qilingan bo'lsin.

Statistik tavsiflarni quyidagicha olib borish tavsiya qilinadi.

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{n} = \frac{2.63}{5} = \frac{2.63}{5} = 0.526 \text{ r}$$

$$S^2 = \frac{\sum (X - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{0.00652}{5-1} = 0.0016$$

$$S^* \sqrt{s^2} = \sqrt{0.0016} = 0.04 \text{ r} \quad V^* \frac{S}{\bar{x}} \times 100 = \frac{0.04}{0.526} \times 100 = 7.60\%$$

$$S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{S^2}{n}} = \sqrt{\frac{0.0016}{5}} = 0.018$$

$$S_{\bar{x}} \% = \frac{S_{\bar{x}}}{\bar{X}} \times 100 = \frac{0.018}{0.526} \times 100 = 3.42\% \text{ (нисбий)}$$

$$\bar{X} \pm t_{0,5} S_{\bar{x}} = 0.526 \pm 2.8 \times 0.018 = 0.526 \pm 0.050 (0.48 \div 0.58) \text{ Г}$$

$$\bar{X} \pm t_{0,1} S_{\bar{x}} = 0.526 \pm 4.6 \times 0.018 = 0.526 \pm 0.083 (0.44 \div 0.61) \text{ Г}$$

X	\bar{X}		X	$X_1 * X - A \text{ (A*550)}$		$X_1 * XK - A \text{ (K*100)}$ (A*50)	
	$X - \bar{x}$	$(x - \bar{x})^2$	X^2	X_1	X_1^2	X_1	X_1^2
0,56	0,034	0,00115	0,3136	0,06	0,0036	6	36
0,53	0,004	6	0,2809	0,03	0,0009	3	9
0,49	0,036	0,00001	0,2401	-0,01	0,0001	-1	1
0,57	0,044	6	0,3249	0,07	0,0049	7	49
0,48	0,046	0,00129	0,2304	-0,02	0,0004	-2	4
		6					
		0,00193					
		6					
		0,00211					
		6					
$\sum X = 2,63$	$\sum (X - \bar{x}) = 0$	$\sum (X - \bar{x})^2 = 0,00652$	$\sum X^2 = 1,39 - 899$	$\sum x_1 = 0.1$	$\sum x_1^2 = 0,0099$	$\sum x_1 = 13$	$\sum X_1^2 = 99$

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n} = \frac{2,63}{5} = 0,526 \quad A + \frac{\sum x}{n} = 0,50 + \frac{0,13}{5} = 0,526$$

$$(A + \frac{\sum x_1}{n}) : K = (0,50 + \frac{13}{5}) : 100 = 0,526$$

$$\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{n} = 1,3899 - \frac{(2,63)^2}{5} = 0,00652$$

Masalan, 100 ta zig'ir o'simligining poya uzunligi qo'yidagicha aniqlangan bo'lsa

guruhlar	Chastot a f	Guruh varianti x	Fx	X ²	Fx ²
40,0-49,9	1	45	45	2025	2025
50,0-59,9	5	55	275	3025	15125
60-69,9	11	65	715	4225	46475
70-79,9	26	75	1950	5625	146 250
80-89,9	33	85	2805	7225	238 425
90-99,9	16	95	1520	9025	144 400

100-109,9	7	105	735	11025	77 175
110-120,0	1	115	115	13225	13225

Summa 100 - 8160 - 683 100

$$\text{O'rtacha } \bar{x} = \frac{\sum fx}{n} = \frac{8160}{100} = 81,6$$

Summa kvadrati $\sum f(x - \bar{x})^2 = \sum fx^2 - (\sum fx)^2 : n = 683\,100 - (8160)^2 : 100 = 17\,224$

$$S^2 = \frac{17224}{99} = 174,2 \quad S = \sqrt{S^2} = \sqrt{174,2} = 13,2$$

$$V = S_x = \frac{s}{\sqrt{n}} = \frac{13,2}{10} = 1,32 \quad S_x \% = \frac{s_x}{x} \cdot 100 = 1,6\% \text{ (нисбий)}$$

$$\bar{x} \pm t_{0,5} s_x = 81,6 \pm 1,98 \cdot 1,32 = 81,6 \pm 2,6 (79,0 \div 84,2)$$

2. Bosh to'plam o'rtachasi va dispersiyasining empirik o'rtacha va empirik dispersiya bo'yicha baholash.

Bosh to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati sifatida tanlanma to'plamning arifmetik o'rtacha qiymati

$$\bar{X} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \text{ qabul qilinadi. Matematik statistikada } \square \text{ ning}$$

siljimagan, effektiv va asosli baho ekanligi isbot etiladi.

Aytilganlardan yana qo'yidagilar kelib chiqadi: bitta bosh to'plamdan olingan etarlicha katta hajmli bir necha tanlanma to'plamlarning arifmetik o'rtacha qiymatlari taqriban bir-biriga teng. Tanlanmalar o'rtacha qiymatlarnining turg'unlik xossasi ana shundan iboratdir. Tanlanma to'plam dispersiyasi

$$D_T = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} \text{ ni bosh to'plam dispersiyasining siljigan bahosi}$$

ekanligini, ya'ni tanlanma to'plam dispersiyasining $MD_T = \frac{n-1}{n} D_\sigma$ ga

teng ekanligini isbotlash mumkin. Shunday qilib «tuzatilgan dispersiya» ni hosil qilamiz; uni odatda S^2 orqali belgilaymiz.

$$S^2 = \frac{n}{n-1} D_T = \frac{n}{n-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \text{ Demak, bosh to'plam dispersiyasining bahosi sifatida}$$

$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$ tuzilgan «dispersiya»ni qabul qilamiz. Bosh to'plamning

o'rtacha kvadratik farqini baholash uchun dispersiyaning kvadratik

ildiziga teng bo'lgan $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$ «tuzatilgan» o'rtacha kvadratik

farqdan foydalaniladi.

Eslatma. $S^2 = \frac{n}{n-1} D_T = \frac{n}{n-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$ Ba $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$

formulalarni solishtirib qarasaq, ular bir-biridan faqat maxrajlari bilan farq qilishini ko'ramiz. Tanlanma to'plamning hajmi n etarli katta bo'lganda tanlanma va tuzatilgan dispersiyalar deyarli teng ekanligi ko'rinib turibdi. $n < 30$ bo'lganda amalda tuzatilgan dispersiyadan foydalaniladi.

8-MAVZU: KORRELYATSIYA KOEFFITSIENTLARINI TAQQOSLASH VA BAHOLASH.

REJA

1. Ikkita korrelyatsiya koeffitsientini taqqoslash.

Ikki holni ko'ramiz: korrelyatsiya koeffitsienti kuzatishlar soni katta bo'lganda topilgan hol (korrelyatsiya koeffitsientini topish uchun bajarilgan kuzatishlar soni, ya'ni X ning qiymatlari soni $n > 50$) va korrelyatsiya koeffitsienti kuzatishlar soni kichik bo'lganda topilgan hol ($n < 50$) . dastlab birinchi holni ko'ramiz. Bu holda korrelyatsiya

koeffitsienti taqriban $m_r = \frac{1-r^2}{\sqrt{n}}$ xatoga ega, bu erda "r" tanlanma

to'plamning korrelyatsiya koeffitsienti, "n" kuzatishlar soni. Muqarrarlik

kriteriyasi ma'lum bo'lgan usul bilan aniqlanadi: $t_r = \frac{r}{m_r} \geq 3$. Bosh

to'plamning korrelyatsiya koeffitsienti uchlangan xato chegarasida, chunonchi $r_{\bar{\sigma}} = r \pm 3m_r$ bo'ladi. Masalan, 100 dona pillaning uzunligi va kengligi orasidagi korrelyatsiya koeffitsienti $r = 0,419$ bo'lsin. U vaqtda

$$m_r = \frac{1 - (0,419)^2}{\sqrt{100}} = \frac{1 - 0,176}{10} = 0,0824.$$

Shunday qilib, agar hamma pillaning kengligi va uzunligi orasidagi haqiqiy korrelyatsiya koeffitsientini r_{σ} deb faraz qilsak, u vaqtda

$$r_{\sigma} = 0,419 \pm 3 \cdot 0,0824 = 0,419 \pm 0,2472 \text{ deb yozishimiz mumkin.}$$

Boshqacha aytganda, katta (0,9 dan kichik bo'lmagan) ehtimol bilan r_{σ}

$$0,419 - 0,274 = 0,172 \text{ va } 0,419 + 0,247 = 0,666$$

orasida yotadi deb hisoblash mumkin.

Ikkita korrelyatsiya koeffitsientini taqqoslash. Belgilarning n_1 va n_2 hajmli ikkita erkli kuzatishlar qatoriga ko'ra hosil qilingan ikkita

r_1 va r_2 korrelyatsiya koeffitsientini taqqoslash masalasini ko'ramiz. Bu belgilar ikkala kuzatishda bir xildir. Masalan, ikkita turli uchastkada ekilgan ma'lum nav g'alla o'simligi uchun

$$r_1 = 0,936 \text{ va } r_2 = 0,821$$

ни мос тартибда

$$n_1 = 100 \text{ va } n_2 = 125$$

ta kuzatishga asosan topgan bo'laylik. Bu ikkita qiymatning farqini muhim yoki tasodifiy deb hisoblash mumkinmi?

Masala quyidagicha echiladi: $r_1 - r_2$ ayirmaning xatosi r_1 va r_2 ning xatolari kvadratlari yig'indisining kvadrat ildiziga teng:

$$m_{r_1-r_2} = \sqrt{m_{r_1}^2 + m_{r_2}^2}$$

Agar

Bo'lsa r_1 va r_2 orasidagi farq muhim,

agar

$$\frac{|r_1 - r_2|}{m_{r_1-r_2}} \geq 3$$

bo'lsa, u farq tasodifiy deb hisoblanadi. Bu qoidani bizning misolga tadbiq etib, quyidagilarni topamiz:

$$m_{r_1}^2 = \frac{(1 - r_1^2)^2}{n_1 - 1} = \frac{[1 - (0,936)^2]^2}{99} = \frac{(0,124)^2}{99} = 0,0001553$$

$$m_{r_2}^2 = \frac{(1 - r_2^2)^2}{n_2 - 1} = \frac{[1 - (0,821)^2]^2}{124} = \frac{(0,326)^2}{124} = 0,0008571$$

$$\text{demak, } m_{r_1-r_2} = \sqrt{0,0001553 + 0,0008571} = \sqrt{0,0010124} = 0,0318$$

$$\frac{r_1 - r_2}{m_{r_1-r_2}} = \frac{0,966 - 0,821}{0,0318} = \frac{0,145}{0,0318} = 4,56 > 3$$

Bunda r_1 va r_2 orasidagi farqni muhim deb hisoblash zarur degan natijaga kelamiz.

9-MAVZU: GIPOTEZALARNI TEKSHIRISH TUSHUNCHASI REJA

1. Bosh va tanlanma to'plamlar hissalari orasidagi farqning muqarrarligi

2. Statistik va nazariy taqsimotlar

Nazariy hissa, ya'ni bosh to'plam uchun xissaning qandayligi haqida ma'lum muloxazalar bulishi mumkin; xaqiqatda (amalda) olingan xissani, ya'ni tanlanma to'plam xissasini o'sha nazariy xissa bilan solishtirish kerak. Masalan, ma'lum chatishtirishlar zotda (yoki populyatsiyada) amalda xosil bulgan belgilashga ajralishi Maendel qonunlari bo'yicha (yoki populyatsiya genetik tuzilishining ma'lum formulalari bo'yicha) nazariy kutilayotgan belgilarga ajratish bilan solishtirish mumkin. Amalda olingan xissa va nazariy xissa orasidagi farqning muqarrarligini aniqlash uchun avval shu farqning xatosini xisoblab chiqish kerak. Ammo farq xatosining formulasi

$$m_d = \sqrt{m_{p_x}^2 + m_{p_y}^2}$$

dagi ikkinchi xato bosh to'plam xissasining xatosi

bo'lishi kerak. Bosh tuplam xissasi bosh to'plam arifmetik o'rtacha qiymati kabi xatoga ega emas, shuning uchun $m_d = \sqrt{m_{p_x}^2}$

Sungra xatoni empirik "p" va "q" lar asosida emas, balki nazariy "p" va "q" lar asosida xisoblab chiqish mumkin.

Bu xolda farqning xatosi

$$m_d = m_{p_i} = m_p \sqrt{\frac{pq}{n}}$$

bo'ladi. Misol: Kaltaquloq qo'ylarni bir-biri bilan

chatishtirishdan (birinchi avlodi uzunquloq qo'ylarni quloqsiz qo'ylar bilan chatishtirishdan xosil bulgan) 7 ta uzunquloq, 9 ta kaltaquloq va 6 ta quloqsiz qo'ylar olingan. Belgilarga ajralishi 1:2:1 munosabatda bo'lishi kutilayapti. Kaltaquloq (geterozigot shaklda) qo'ylarning amalda xosil bo'ladigan soni nazariy kutilayotgandan farq qiladimi. Shuni aniqlash kerak.

Echilishi. $p_x = \frac{9}{22} = 0,41$; $P = 0,50$; $d = 0,09$;

$$m_d = m_p = \sqrt{\frac{0,5 \cdot 0,5}{22}} = \sqrt{0,01} = 0,1$$
; $t = \frac{0,09}{0,10} = 0,9$

Demak, nazariy kutilayotgan va amalda xosil bulgan geterozigot xissalari orasida farq yo'q.

2. Statistik va nazariy taqsimotlar.

Dala sharoitidagi tajribalarning natijalari va amaliy kuzatuvchilarning xulosalari hosildorlikni oshirishning yangi vositalarini keng joriy etish, agrotexnika usullarini tatbiq qilish, yangi navlar yaratish, o'g'itlardan foydalanish va boshqa metodlarni keng joriy qilish uchun ishonchli asos bo'lib qolishi mumkin.

Tajribalar bilan bir qatorda qishloq xo'jalik ilmi laboratoriya va dala sharoitidagi kuzatishlardan ham keng foydalanib boradi. Bu xildagi kuzatish ishlari o'simliklar ustida ham, tashqi muhit omillari ustida ham olib boriladi. Mazkur metodlar juda xilma-xil bo'lib, ular har xil kuzatishlarni hamda vegetatsiya davrida qilinadigan hisob-kitoblarni, tuproq, o'simlik va o'g'itlarni laboratoriya hamda dala sharoitlarida kimyoviy, fizik, fizik-kimyoviy, mikrobiologik, biokimyoviy analiz qilish va boshqa shu singari usullarni o'z ichiga oladi. Laboratoriya va dala sharoitidagi kuzatishlar hamda hisob-kitoblar mustaqil ahamiyatga ega bo'lishi ham mumkin, lekin ko'p hollarda agronomik tadqiqotlarning birmuncha keng miqyosdagi tarkibiy va juda muhim qismi bo'ladi. Masalan, dala tajribalari, vegetatsion va lizimetrik tajribalarni o'tkazishda tuproqlar bilan o'simliklarning laboratoriya analizlarini to'g'ri tashkil etish va aniqlash o'rganilayotgan hodisalarni tushinib olib, mohiyatini izohlab berishga asoslangan xulosalar chiqarishga imkon beradi.

Dala tajribasida o'simliklarning o'sishi, rivojlanishi va hayot faoliyati tuproq, iqlim omillari va agrotexnika tadbirlari bilan bog'liq holda kompleks tarzda o'rganiladi. Hosil va unga ta'sir etadigan omillar o'rtasidagi bog'lanishni faqat dala tajribasi yo'li bilan aniqlash mumkin. Bundan tashqari, masalan, tuproqni ishlash va o'simliklarni parvarish qilish, almashlab ekishni joriy etish, o'g'itlash va gerbitsillardan foydalanish, yig'im-terimni mexanizatsiyalash va boshqa bir qancha masalalar dala tajribasi yo'li bilan o'rganiladi.

Dala sharoitida olib borilgan tajriba natijalarining ishonchli bo'lishi quyidagi muayyan metodik talablarning aniq bajarilishiga bog'liq: 1) tajribaning tipikligi; 2) yagona tafovut printsipligiga rioya etilishi; 3) tajribaning maxsus uchastkada olib borilishi; 4) hosilning hisobga olinishi va tajribaning mohiyat e'tibori bilan aniqligiga ishonch bo'lishi.

Dala tajribasi tipikligi yoki xarakterli belgisi shu tajriba o'tkaziladigan sharoitning mazkur rayondagi tuproq-iqlim va agrotexnika sharoitiga mos kelishidadir. Har qanday dala tajribasi tipik tuproq-iqlim sharoitida o'tkazilishi kerak. Olib borilgan ishlar natijalariga ko'ra soz tuproqli erlardan foydalanish ko'zda tutilayotgan bo'lsa, qumli tuproqlarda o'tkaziladigan tajribada tuproq unumdorligini oshirish yo'llarini izlab o'tirishning hojati yo'q. Ikkinchi talab bevosita ishlab chiqarish

sharoitida o`tkaziladigan dala tajribalarida amalga oshirib boriladi. Dala tajribasining tipikligi degan tushuncha tadqiqotga mazkur zona uchun rayonlashtirilgan yoki kelgusiga muljallanayotgan navlar va shu zona uchun tipik bo`lgan ekinlar bilan o`tkazish kerak bo`lidaigan talabni o`z ichiga oladi. Ekologik jihatdan moslashmagan ekinlar va navlardan dala sharoitida foydalanib bo`lmaydi, chunki bu xildagi tajribalardan kelib chiqadigan xulosalarni odatdagi ishlab chiqarish sharoitiga tatbiq eitsh mumkin emas.

XATO-bu oralatib o`tkaziladigan kuzatish natijalari bilan o`lchanayotgan kattalikning asl qiymati o`rtasidagi tafovut, ayirma. Yakunlovchi belgi, masalan, hosilning asl qiymatini dala tajribasida olingan ma'lumotlarga qarab baholash matematik statistikaning asosiy vazifalaridan biridir. Buning uchun xatolarning asosiy xossalari va kelib chiqish sabablarini bilish zarur.

Arzimas darajada kor qiladigan, ammo o`zini ajratish va alohida hisobga olib borish mumkin bo`lmagan ko`p sonli omillar ta'siri ostida tasodifiy xatolar ro`y beradi. Har qanday dala tajribasi zahirida bir qadar tasodifiylik elementi yotadi, ya'ni olinadigan ma'lumotlar o`zgaruvchanligi bilan noma'lum sabablarga-tasodifiy xatolarga bir qadar bog`liq bo`ladi. Dala tajribalari nechog`li sinchiklab o`tkazilmasin, ularning birontasida ham tasodifiy xatolar muqarrar bo`ladigan xatolardir. Biroq matematik statistikada tasodifiy xatolar kattaligini miqdor jihatdan aniqlash metodlari bor. Ko`p sonli kuzatishlar vaqtida tasodifiy xatolarning hammasi normal taqsimlanish qonuniga bo`ysunsa, cheklangan sonli parallel kuzatishlarda esa St'yutentning taqsimlanish qonuniga bo`ysunadi. Ana shunday tasodifiy xatolarning taqsimlanish qonunlari asosida o`rtacha kattaliklar orasidagi, masalan, variantlar hosillari orasidagi tafovutlarning qanchalik kattaligi aniqlab olinadi.

Tayinli sababning doimo ta'sir qilib turishi natijasida sistematik xatolar ro`y beradi. Bular tekshirilayotgan ko`rsatkich kattaligini noto`g`ri ko`rsatadi. O`rganilmayotgan omillar, masalan, tuproq unumdorligining qonuniy tarzda o`zgarib borishi dala tajribasida ana shunday sabablardan bo`lishi mumkin. To`g`ri metodikani qo`llash yo`li bilan yakunlovchi belgini bularning ta'siridan holi qilib qo`ysa bo`ladi.

Dala tajribasida qo`yiladigan asosiy talablarni buzish, beparvolik qilish yoki ishlarni pala-partishlik va uquvsizlik bilan bajarish qo`pol xatolarga yoki yanglishishlarga olib keladi. Masalan, tajriba ijrochisi beparvolik qilib bitta paykalning (maydonchani) o`ziga ikki qayta o`g`it solib qo`yadi. Hosilni tortib o`lchash mahalida paykallarni adashtirib yuboradi, hosil massasini noto`g`ri yozib qo`yadi va hakoza. Bu xildagi xatolar har qanday sharoitda ham qo`yilgan tajribani yo`qqa chiqarishi va uning o`rnini to`ldirishni muammo qilib qo`yishi

mumkin. Bunday hollarda tajribani qaytadan qo'yish va uni takrorlash kerak bo'ladi. Dala tajribasini obdon o'ylab tashkil etish va uni aniq o'tkazish bilangina qo'pol xatoliklardan holi bo'lish mumkin.

Agar kuzatish 20-30 elementar birlikdan iborat bo'lsa, kichik, bundan ko'p bo'lsa katta hajmli tanlash hisoblanadi. Tanlanmani tekshirishdan so'ng belgining o'zgaruvchanligi qatori ketma-ketlik bilan yoziladi. Statistik tavsiflar formulalar yordamida quyidagi jadvalda ko'rsatilgan.

Ko'rsatkichlar	Kichik tanlanmada	Katta tanlanmada
O'rtacha arifmetik qiymati	$\bar{x} = \frac{\sum X}{n} = A + \frac{\sum X_1}{n}$	$\bar{X}^* = \frac{\sum fx}{n} = A + \frac{\sum fX_1}{n}$
Dispersiya	$s^2 = \frac{\sum (X - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum X^2 - (\sum X)^2 : n}{n-1} = \frac{\sum X_1^2 - (\sum X)^2 : n}{n-1}$	$s^2 = \frac{\sum f(X - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum fX^2 - (\sum fX)^2 : n}{n-1} = \frac{\sum fX_1^2 - (\sum fX)^2 : n}{n-1}$
Standart og'ishi	$S^* = \sqrt{s^2}$	
Variatsiya koeffitsienti	$v = \frac{S}{\bar{x}} 100$	
O'rtacha xatolik	$S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{s^2}{n}}$	
O'rtacha nisbiy xatolik	$S_{\bar{x}} \% = \frac{S_{\bar{x}}}{\bar{x}} 100$	
O'rtacha ahamiyati uchun ishonchli intervali	$\bar{x} \pm t S_{\bar{x}}$	
Erkinlik darajasi	n-1	

Masalan: parallel idishlarda vegetatsion tajribada pomidor hosildorligi quyidagicha bo'lgan: (578,564,539,604,551,468) (gr. Idish). \bar{x} , $S_{\bar{x}}$, $S_{\bar{x}} \%$ va 95% li ishonchli intervalda topish talab qilingan bo'lsin.

X	X ²	X ₁ *X-A (A*550)	X ₁ ²
578	334084	28	784
564	318096	14	196
539	290521	-11	121
604	364816	54	2916
551	303601	1	1
468	219024	-82	6724
EX*3304	EX ² *183014	EX ₁ *4	EX ₁ ² *10742

	2		
O`rtacha \bar{x}	$\frac{\sum X}{n} = \frac{3304}{6} = 550.7$	$A^* \frac{\sum X_1}{n} = 550 + \frac{4}{6} = 550.7$	
Summa kvadrati $\sum (X - \bar{x})^2$	$\sum X^2 - (\sum X)^2 : n =$ $\sum 1830142 - (3304)^2 : 6 =$ 10739.3	$\sum X_1^2 - (\sum X_1)^2 : n =$ $\sum 10742 - (4)^2 : 6 = 10739.3$	

$$\bar{x} = \frac{\sum X}{n} = 550.7 \text{ g. idish } s^2 = \frac{\sum (X - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{10739.3}{6-1} = 2147.9$$

$$S^* = \sqrt{s^2} = \sqrt{2147.9} = 46.3 \text{ g. idish.}$$

$$V^* = \frac{s}{\bar{x}} \cdot 100 = \frac{46.3}{550.7} \cdot 100 = 8.41\%$$

$$S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{s^2}{n}} = \sqrt{\frac{2147.9}{6}} = 18.9 \text{ g. idish}$$

$$S_{\bar{x}} \% = \frac{S_{\bar{x}}}{\bar{x}} \cdot 100 = \frac{18.9}{550.7} \cdot 100 = 3.43\% \text{ (nisbiy)}$$

$$\bar{x} \pm t_{0.5} S_{\bar{x}} = 550.7 \pm 2.6 \cdot 18.9 = 550.7 \pm 49.1 (502 : 600).$$

t -amaliy ahamiyati, 1-tablitsada 5% li va 1% o`rtacha darajasi, erkinlik darajasi n-1 ko`rsatilgan.

10-MAVZU: TAQSIMOT QONUNI HAQIDAGI GIPOTEZALAR VA ULARNI TEKSHIRISH HAQIDA XI KVADRAT KRITERIYSI VA UNI QO`LLASH REJA:

1. Tajribaviy taqsimotni nazariy taqsimot bilan taqqoslash.

Biologik hodisalarni son jihatdan o`rganish gipotezalar yaratishni talab qiladi, albatta. Bu hodisalarni shu gipotezalar orqali tushuntirish mumkin. Ko`rilayotgan miqdorlarning 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 maxsus tajribalar o'tkazish yuli bilan aniq ma'lumotlar olish kerak va ushbu gipotezaga muvofiq nazariy jihatdan kutilayotgan ma'lumotlar bilan taqqoslab ko'rish kerak. Haqiqiy kuzatishlarning nazariy jihatdan kutilayotgan natijalarga to'g'ri kelmaslik darajalari turlicha bo'lish mumkin. Ba'zi hollarda ular orasidagi farq juda kichik va tasodifiy bo'lib chiqsa, boshqa hollarda esa ular orasidagi farq anchagina katta bo'lishi mumkin. Shu sababdan olingan ma'lumotlar va nazariy jihatdan kutilayotgan ma'lumotlar orasidagi farqni statistik baholash masalasi, ya'ni qaysi hollarda va qanday ehtimollik darajasi bu farqni muqarrar deb hisoblash mumkin, aksincha, bu farqni mahim bo'lmagan, arziyasiz, tasodifiy deb hisoblash mumkin bo'lgan holda faraz etilgan gipoteza o'rinli deb hisoblanadi.

Xi kvadrat kriteriysi va uni qo'llash

Ajribalardan 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. Ko'pincha tajribaviy qatorning chastotalarini bosh to'plam qonuniyatlarini aks ettiruvchi nazariy qatorning chastotalari bilan taqqoslashda shunday masala tug'iladi. Bu masalani hal etish uchun mashhur ingliz statistigi K. Pirson alohida kriteriy topgan, buni «Xi kvadrat» kriteriysi yoki muvofiqlik kriteriysi deyiladi. «Xi kvadrat» kriteriysining qo'llanilishini ko'rib chiqaylik. Tajribda kuzatilgan n_1, n_2, \dots, n_R tajribaviy chastotalar qatori barilgan bo'lsin. Biror

mulohazalarga asosan mos $n_1^I, n_2^I, \dots, n_R^I$ nazariy chastotalar qatori hisoblanadi, bu qator tajribaviy qator bilan bir xil bo'lishi kerak, xaqiqatda esa undan ozmi-ko'pmi farq qiladi, bu farqni tasodifiy deb hisoblash mumkinmi yoki mumkin emasmi. Bu masalani hal qilish uchun «Xi kvadrat» kriteriysidan foydalanamiz. Bu kriteriy qo'yidagidan iborat.

$$\chi^2 = \frac{(n_1 - n_1^I)^2}{n_1} + \frac{(n_2 - n_2^I)^2}{n_2^I} + \dots + \frac{(n_R - n_R^I)^2}{n_R^I}$$

miqdorini tuzamiz va ozodlik darajalar sonini aniqlaymiz. χ^2 ning qiymatlari noldan cheksizgacha o'sishi mumkin. Shunga mos ravishda uning ehtimoli 1 dan 0 ga gacha kamayadi. Agar χ^2 ning qiymati 0 ga teng bo'lsa, u vaqtda tajribaviy chastotalar nazariy chastotalardan qanchalik farq qilsa, χ^2 ning qiymati shunchalik katta bo'ladi. χ^2 ning har bir qiymatiga aniq ehtimollar P mos keladi, shu bilan birga χ^2 qanchalik katta bo'lsa, uning ehtimoli shunchalik kichik bo'ladi. χ^2 va unga mos ehtimollar orasidagi munosabat ancha murakkab bo'lganligidan bu kriteriyani tajribada qo'llash uchun tayyor jadvallardan foydalaniladi. (IX ilova).

Agar qo`limizda χ^2 chegara qiymatining jadvali bo`lmasa, muvofiqlik kriteriyasi yordami bilan tez muxokama qilish maqsadida quyidagi qoidadan foydalanish mumkin. Ushbu $t_{\chi^2} = \frac{\chi^2 - \gamma}{\sqrt{2\gamma}}$ miqdorini 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, γ ning 30 dan katta qiymatlari uchun P ehtimol $P = \frac{1}{2}[1 - \Phi(x)]$ tenglikdan topiladi, bundagi $\Phi(x)$

qiymat "x" ning $x = \sqrt{2\chi^2} - \sqrt{2\gamma - 1}$ ga teng qiymat uchun ilovadagi I jadvaldan olinadi.

Yuqorida ko`rib o`tganimizdek matematik ishlanmalarni hayvonlar, o`simliklar, mikroorganizmlar va boshqa barcha tirik organizmlarning o`shishi, rivojlanishi, ko`payishi, miqdor va sifat belgilari bilan farqlanishi bo`yicha amalga oshirishimiz mumkin. Bu ishlanmalar ilmiy ishlarning qay darajada aniqlik bilan bajarilganligini, qilingan ilmiy tajribalar orasidagi farqlarni, bu tajribalar talab darajasida bajarilganligini ko`rsatib beradigan asosiy vosita hisoblanadi.

Urug` mahsuldorligini har-xil uslubiy yo`llar bilan o`rganish mumkin. O`rganilayotgan o`simlikka xos biologik pasport tuzish amalda urug` mahsuldorligini aniqlashdagi qulay metod hisoblanadi.

O`simliklar hayotida muhim hisoblangan urug`dan ko`payish masalasini o`rganish ham katta ahamiyatga ega. Tabiiy o`simlik jamoalarida ma'lum o`simlik turining ko`p yoki ozligi ularning urug`dan ko`payishiga, aniqrog`i urug` mahsuldorligi bog`liq. O`simlik urug`ining miqdori-ko`p yoki oz bo`lishi uning har xil sharoitda yashovchanligi haqida tushuncha beradi.

O`simliklarda urug` mahsuldorligini dinamikasini o`rganishdan ko`zlangan maqsad tekshirilayotgan o`simlik turining urug` mahsuldorligi dinamikasini ob-havo va tuproq sharoitlarini yilma-yil o`zgarishiga qarab kuzatib borish va urug` mahsuldorligining xo`jalik rejimi o`zgarishiga ta'sirini o`rganish va yoshining urug` mahsuldorligini o`zgarishiga ta'sirini kuzatishdan iboratdir. Bunday odatda ko`chma yoki bir joyda tashkil qilingan ilmiy-tadqiqot laboratoriyalarida olib boriladi.

Tadqiqot ishlarini muhim bosqichi o`simliklarning urug` mahsuldorligini o`rganishning o`simlik generativ organlari morfologiyasi bilan biologik xususiyatlariga mos keladigan uslubni ishlab chiqishdir. bunday hollarda ko`p yillik o`simliklarning urug` mahsuldorligini o`rganish uchun T.A.Rabotnov tomonidan taklif etilgan uslubni qo`llash mumkin. Bu uslubni mohiyat etibori quyidagidan iborat: Eni 50 sm li tarnsektlar

rejalab olinadi: shularning har qaysisi 1x0,5 m kattalikdagi maydonchalarga bo'lib chiqiladi. Individlari bir biridan farq qilinadigan o'simlik tuplari belgilanadi. Ularning har-birida generativ novdalar soni sanab chiqiladi. Shunday qilib har bir maydonchada barcha turdagi generativ individlar va ulardagi generativ novdalar soni aniqlanadi. Bitta generativ novdaga tug'ri keladigan urug'larning o'rtacha soni ko'pchilik o'simliklarda 2,3 qayta aniqlangani ma'qul. Shuningdek oldingi novdadagi mevalar yoki tup mevalarning o'rtacha soni ham hisoblab chiqiladi. So'ngra, bitta meva yoki bitta to'p mevaga to'g'ri keladigan urug'larning o'rtacha soni aniqlanadi. Bu yilgi sonning ko'paytmasi o'rtacha urug' mahsuldorligini ko'rsatadi, mevalari soni ko'p bo'lmaydigan o'simliklarning o'rtacha urug' mahsuldorligini bir safarning o'zida, bir yo'la aniqlab olinadi. Mevalarning o'rtacha soni odatda, 100 ta generativ novdadagi mevalar sonini sanash, urug'larning bitta mevaga tug'ri keladigan o'rtacha soni esa 100 ta mevadagi urug'lar sonini sanash yo'li bilan aniqlanadi. Mevalar ichidagi urug'larning o'rtacha sonini hisoblash uchun bir qancha mevachadagi urug'lar namuna tariqasida olinib, ularning o'rtacha soni belgilanadi. To'plangan materiallarni tahlil qilish ayrim turlarining o'rtacha urug' mahsuldorligi bilan urug'larning hosildorligiga tavsif berish imkonini beradi. Urug' hosildorligi deganda maydon birligidagi maskur tur o'simliklarining soni tushuniladi.

O'simliklarda tabiiy va introduksiya sharoitida o'sishi va rivojlanishi, gullash biologiyasi, meva hosil qilishi, urug' mahsuldorligini aniqlash asosiy talab qilinadigan, ularning taqdirini belgilab beradigan omillardir. Quyida Surxondaryo sharoitida introduksiya qilingan steviya o'simligining urug' mahsuldorligi bo'yicha qilingan ilmiy tajribalar natijalari keltirilgan. Bu o'simlik ko'p yillik o't, to'pgulda 4-6 ta gul bo'ladi. (Vaynagiy uslubi bo'yicha aniqlangan) potentsial urug' mahsuldorligi quyidagicha:

X	F	Fx	X ²	Fx ²
3	1	3	9	9
4	2	8	16	32
5	97	485	25	2425
-	100	496	-	2466

$$A) \bar{x} = \frac{\sum fx}{n} = \frac{496}{100} = 4.96$$

$$B) s^2 = \frac{\sum f(x - \bar{x})^2}{n - 1} = \frac{6}{99} = 0.06 \quad \sum fx^2 - (\sum fx)^2 \div n = 2466(496)^2 \div 100 = 2466 - 2460 = 6$$

$$B) s = \sqrt{s^2} = \sqrt{0.06} = 0.246$$

$$\Gamma) g = \frac{s}{\bar{x}} \times 100 = \frac{0.246}{4.96} \times 100 = 4.96$$

$$\Delta) S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}} = \frac{0.246}{10} = 0.0246$$

$$E) S_{\bar{x}}\% = \frac{S_{\bar{x}}}{x} \times 100 = \frac{0.0246}{4.96} \times 100 = 0.50\% \text{ (nisbiy)}$$

$$\text{Ж) } \bar{X} \pm t_{0.5} S_{\bar{x}} = 4.96 \pm 1.98 \times 0.0246 = 4.96 \pm 0.05$$

Steviyaning potentsial va real urug` mahsuldorligi

(n*100 t>3 P<0.05) (A. M. Begmatov-2002)

Turi	Yil	O`simlikdagi urug` mahsuldorili	Maxsuldorlik koeffitsenti mk%
S.rebaudian	200	ПУМ 10783,	35,03%
а	2	ПУМ 3778	

Real urug` mahsuldorligi deyilganda , o`simlik generativ fazasining oxirgi bosqichidagi haqiqiy etilgan urug`lar soni tushuniladi. Bu olingan natijaga ko`ra generativ novdada 3778 taga etgan. ПУМ esa 10783bo`lganda, mahsuldorlik koeffitsienti 35,03 bo`ladi.

Urug` mahsuldorligi bo`yicha bir qancha ishlar qilingan. Shirinmiya o`simligi bo`yicha 3-yil davomida qo`yidagi natijalar olingan. (Ashurmetov A.A., Qarshiboev X.K.)

Тури	йил	П У М		Р У М		Семенифика ция Фоизи
		X	± Sx	y	± Sy	
G. glabra	1979	3216,1	197,60	659,40	61,48	20,50
	1980	3903,0	260,67	797,50	69,54	20,40
	1981	4064,0	217,74	868,49	72,13	20,84

Nektar mahsuldorligini aniqlashning matematik qayta ishlanishi

Misol: Ma'lum o`simlik guli nektar namunasidan 8 marta (takrorlanishda) oldik. 1 namunada-12; 2-9; 3-10; 4-13; 5-15; 6-14; 7-8; 8-12 mg nektar olindi.[x va x2 miqdorni aniqlash uchun jadval tuzamiz. (R.Muhammadjonova)

N	x	x ²
1	12	144
2	9	81
3	10	100
4	13	169
5	15	225
6	14	196
7	8	64
8	12	144

	$\sum x = 93$	$\sum x^2 = 1123$
--	---------------	-------------------

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{n} = \frac{93}{8} = 11,62$$

$$\sum (x - \bar{x})^2 = \sum x^2 - (\sum x)^2 : n = 1123 - 8649 : 8 = 1123 - 1081 = 42$$

$$S^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1} = \frac{42}{8 - 1} = 6 \quad S = \sqrt{x^2} = \sqrt{6} = 2,45$$

$$V = \frac{s}{\bar{x}} \times 100 = \frac{2,45}{11,62} = 0,21 \times 100 = 21$$

$$S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{s^2}{n}} = \sqrt{\frac{6}{8}} = 0,87 \text{ мГ}$$

$$S_{\bar{x}} \% = \frac{s_{\bar{x}}}{\bar{x}} \times 100 = \frac{0,87}{11,62} \times 100 = 7,49$$

$$\bar{x} \pm t_{0,5} s_{\bar{x}} = 11,62 \pm 2,45 \times 0,87 = 11,62 \pm 2,13 \quad (9,49 \div 13,75)$$

Yuqoridan ko`rish mumkinki bu o`simlik namunalaridan olingan nektar miqdori 7,49% nisbiy xatolik bilan bajarilgan. (9,49÷13,75)oralik intervalda tebranib, ya'ni o`zgarib turadi.

Ma'ruza darsida foydalanish uchun misollar.

1-misol. Toshkent Davlat universiteti tajriba stantsiyasida L-47xL-15 nav duragay paxta o`simligini kuzatish natijasida olingan qo`yidagi ma'lumotlarni guruhlariga ajratib, variatsion qator tuzing va taqsimot gistogrammasini, poligonini yasang. Olingan ilmiy natijalarni nisbiy xatoliklarini aniqlang.

1) g`o`zalar 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 poyasidagi bo`qinlar 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

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
6 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) 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

6) ochilgan ko`saklar soni

6 4 5 3 3 4 4 4 3 5 7 6 4 3 7 4 4
4 4 7 4 6 7 6 3 4 4 4 6 5 4 4 6 3
4 3 4 3 5 4 4 4 5 3 5 5 3 4 4 4 4

7) har bir tup g`o`zadagi paxta hosilining og`irligi ("g" hisobida)

38,0 48,3 36,0 47,4 33,2 4,5 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

8) 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 1,55 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

9) quyida erkaklar bo`yi (sm hisobida) haqida ma'lumot 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

Foydalanilgan adabiyotlar ro`yxati.

1. Ashurmetov A.A, Karshibayev X.K. «Reproduktivnaya biologiya solodki i razdelnolodchika» Fan, Tashkent 1995.
2. Sultonova M. M. «Variatsion statistika» O'qituvchi nashriyoti, Toshkent. 1977. 216 b.
3. Dospexov B. A. «Metodika polevogo opta» Moskva, Agropromizdat, 1985.
4. Lakin G.F. «Biometriya» Moskva, 1980.
5. Rakiskiy P.F. «Osnov variatsionniy statistika» Minsk, 1961.
6. Ekologiya sveteniya i opleniya rasteniy. Perm 1989. (sbornik.)
7. Ostanaqulov T.YU. Seleksiya va urug'chilik asoslari. Toshkent. 2004. 185 b

- 8.** Azimov V. tajriba-uning o'rtacha arifmetik xatosi (m) va aniqligi (p) topish. Toshkent, 2005, №6, 23-24 b.
- 9.** Gmurman V. Ye. «Ehtimollar nazariyasi va matematik statistikadan masalalar yechishga doir qullanma.» T., O'qituvchi 1980.
- 10.** Gmurman V. Ye. «Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika» T., O'qituvchi 1978.
- 11.** Sirojiddinov S. X., Mamatov M. «Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika» T., O'qituvchi 1980
- 12.** Ploxinskiy N.A. Biometriya. Izd. SO AN SSSR, Novosibirsk, 1961.