

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

**ALISHER NAVOIY NOMIDAGI SAMARQAND
DAVLAT UNIVERSITETI**

**TABIIY FANLAR FAKULTETI
BIOLOGIYA BO‘LIMI**

**FIZIOLOGIYA, GENETIKA VA BIOKIMYO
KAFEDRASI**

“Biologiyada matematik usullar” fanidan

REFERAT

Mavzu: HODISA EHTIMOLINING STATISTIK TA’RIFI

Tayyorladi: B.S.Aliqulov

SAMARQAND – 2014

Reja:

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

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

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

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

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

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

Nisbiy chastotani hodisaning **statistik ehtimoli** deyiladi.

Misollar. 1) Shoxsiz buzoq tug'ilishi ehtimolini baholash uchun tayin bir podada yoki zotda oldin shoxli va shoxsiz tug'ilgan hayvonlar sonini 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'ilishi ehtimoli $R=110/5500=0,002$ bo'ladi. Shoxli buzoq tug'ilishi ehtimoli esa

$q = 1 - p = 1 - 0,002 = 0,998$ bo'ladi.

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

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

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

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

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

Diskret T.M qiymatlari va bu qiymatlarni qabul qilish ehtimollari berilgan bo'lsa, diskret T.M ning taqsimoti (taqsimot qonuni) berilgan deyiladi. Biror tajribada X diskret T,M $X_1, X_2, \dots, X_p$ qiymatlarni $R_1, R_2, \dots, R_p$ ehtimollari bilan qabul qilgan bo'lsin: $R(X=X_i) = P_i$ bu holda X diskret T.M ning taqsimoti quyidagicha bo'ladi:

$$X: \quad X_1, X_2, X_3 \dots, X_p$$

$$R(X): \quad R_1, R_2, R_3 \dots, R_p \quad q \quad (1)$$

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

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

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

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

$$P: \quad 0,3 \quad 0,1 \quad 0,2 \quad 0,4$$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Turli taqsimotlarning asimmetriyasini solishtirish uchun

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

o'lchamsiz asimmetriya koeffitsiyentidan foydalaniladi.

ADABIYOTLAR RO`YXATI

1. Abdushukurov A.A. Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika. Universitet, 2010, 164 bet.
1. Sultonova M.M. Variasion statistika. Toshkent, O'qituvchi, 1977.
2. Lakin G.F. Biometriya. Moskva, 1980 g.
3. I.I.Bavrin Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika M. «Vysshaya shkola», 2005 g.
4. V.Ye.Gmurman. Ehtimollar nazariyasi va matematik statistika. – Toshkent: «O'qituvchi», 1977 y.
5. Rokiskiy P.F. Osnovy variacionnoy statistiki. Minsk, 1961 g.
6. <http://www.rsl.ru/> - Rossiyskaya gosudarstvennaya biblioteka;
7. <http://www.msu.ru/> - Moskovskiy gosudarstvennyy universitet;
8. <http://www.nlr.ru/> - Rossiyskaya nasionalnaya biblioteka;
9. <http://www.el.tfi.uz/pdf/enmcoq22.uzk.pdf> ;
10. <http://www.nsu.ru/icem/grants/etfm/> ;
11. <http://www.lib.homelinux.org/math/>;
12. <http://www.eknigu.com/lib/mathematics/>;
13. http://www.eknigu.com/info/M_Mathematics/MC