

Мат. математика

$$EX = \sum_j x_j \underbrace{P(X=x_j)}_{p_j} \quad (E|X| = \sum_j |x_j| p_j < \infty)$$

СЕМ  
лек. 5  
31/11/22

$$Y = g(X)$$

$$EY = E g(X) = \sum_j g(x_j) p_j \quad (E|Y| = \sum_j |g(x_j)| p_j < \infty)$$

$$Z = g(X, Y), \quad E Z = \sum_{j,k} g(x_j, y_k) P(X=x_j, Y=y_k) = \sum_{j,k} g(x_j, y_k) p_{j,k}$$

④ PJлет

X	-1	35
P	36/32	1/32

32 числа  
X - win/lose  
независим  
Y - залог не  
число

Y	-1	1
P	15/32	17/32

$$EX = -1 \cdot \frac{36}{32} + 35 \cdot \frac{1}{32} = -1 \cdot \frac{36}{32}$$

$$EY = -1 \cdot \frac{15}{32} + 1 \cdot \frac{17}{32} = -1 \cdot \frac{15}{32}$$

лек. 5

→ Свойства на мат. математика  
Нека  $X$  и  $Y$  са ДСВ в  $V$ . Нека  $EX$  и  $EY$  съществуват.

Теор. 1 (Свойства на мат. математика)

а)  $X \equiv C$ , то  $EX = C$  и ако  $X = 1_A$ , то  $EX = P(A)$

б)  $Y = cX$ , то  $EY = cEX$  (ако  $g(x) = cx$ , то  $EY = \sum_j (cx_j) p_j = cEX$ )

в)  $E(X+Y) = EX + EY$ , ако  $EX$  и  $EY$  съществуват

г)  $X \perp Y$ , то  $E(XY) = EX EY$ , ако  $EX$  и  $EY$  съществуват

д) ако  $X \geq 0$ , то  $EX \geq 0$

Доказ

а)  $X \equiv C$ , то  $P(X=C) = 1$   
 $EX = C$

б)  $g(X, Y) = X+Y$ ; то  
 $E(X+Y) = \sum_{j,k} (x_j + y_k) P(X=x_j, Y=y_k)$

•  $X = 1_A$ , то  $P(X=1) = P(A)$   
 $EX = 1 \cdot P(A) + 0 \cdot P(X=0) = P(A)$

Коментар

$$E 1_{A \cup B} = P(A \cup B)$$

$$E 1_{A+B-1_{A \cap B}} = E 1_A + E 1_B - E 1_{A \cap B} = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

интеграл математика

$$\begin{aligned} E \sum_{j=1}^n x_j &= \sum_{j=1}^n EX_j \\ &= \sum_{j=1}^n \sum_k x_j P(X=x_j, Y=y_k) \\ &= \sum_{j=1}^n x_j \sum_k P(X=x_j, Y=y_k) \\ &= \sum_{j=1}^n x_j P(X=x_j) = EX \end{aligned}$$

$$E 1_{\bigcup_{i=1}^n A_i} = P(\bigcup_{i=1}^n A_i) \rightarrow$$

•  $g(X, Y) = XY$ ,  $EXY = \sum_{j,k} x_j y_k P(X=x_j, Y=y_k)$

$$\begin{aligned} &= \sum_{j,k} x_j y_k P(X=x_j) P(Y=y_k) \\ &= \sum_j x_j P(X=x_j) \sum_k y_k P(Y=y_k) = EX EY \end{aligned}$$



g)  $P(X \geq 0) = 1$

$E X = \sum_j x_j p_j \geq \sum_j 0 p_j = 0$

⊕  $P_{\text{успех}}$

X	-1	1
P	$\frac{19}{32}$	$\frac{13}{32}$

$P X = 1$

Y	-1	35
P	$\frac{35}{32}$	$\frac{1}{32}$

$D Y \approx 35$

$E X = E Y = -1/32$

$D X = E(X - E X)^2$   
 $= (-1 + \frac{1}{32})^2 \frac{19}{32} + (1 + \frac{1}{32})^2 \frac{13}{32} \approx 1$

$D Y = E(Y - E Y)^2 = (-1 + \frac{1}{32})^2 \cdot \frac{35}{32} + (35 + \frac{1}{32})^2 \cdot \frac{1}{32}$   
 $\approx 35$

$\sqrt{D X}$  - стандартно отклонение

⊕  $1-p \rightarrow$  згорзели  
 $p \rightarrow$  згорели

число  
тестов  
небольш

n-опыт

$X_n = \begin{cases} 1, & \text{если успех в } n\text{-м испытании} \\ n+1, & \text{если после } n\text{-го испытания} \end{cases}$

$X_n$	1	$n+1$
P	$p^n$	$1-p^n$

$E X_n = \frac{1}{n} (1 \cdot p^n + (n+1) \cdot (1-p^n))$   
 $= 1 + \frac{1}{n} + p^n$

оптимизация:  $1 + \frac{1}{n} + p^n = f(x)$   
 с помощью

1000 (5000)  
 итераций  
 $p = 0,35$   
 $E X_5 = 5,043$   
 $= 2,15$

→ Дисперсия (Дискретная)

6.11.23

$D X < \infty$

Def | Если  $X$  — с. в. вел., то  $D X := \sum_j (x_j - E X)^2 p_j$ , если  $E X < \infty$

⊕  $D X = E(X - E X)^2$

- оценка средне-  
квадратичная

$g(x) = (x - E X)^2$

⊕  $D X = \inf_{a \in \mathbb{R}} \sum_j (x_j - a)^2 p_j$   
 $= \sum_j (x_j - E X)^2 p_j$

$\sqrt{D X}$  - стандартно отклонение

$E X = \operatorname{argmin}_{a \in \mathbb{R}} \sum_j (x_j - a)^2 p_j$

⊕  $2N$  ! на излит  
 ступеней, когда сдвигается  
 $x_j = \begin{cases} 1, & 1/2 \\ -1, & 1/2 \end{cases}$

$x_j = -1 \quad x_j = 1$

$Y = \sum_{j=1}^{2N} x_j \rightarrow$  результат

$\sum_{j=1}^{2N} x_j$

$E Y = \sum_{j=1}^{2N} E X_j = 0$ ;  $P(Y=0) = \binom{2N}{N} \frac{1}{2} \approx \frac{C}{\sqrt{2N}}$   
 $P(Y \neq 0) \approx 1 - \frac{C}{\sqrt{2N}}$

$D Y = \sum_{j=1}^{2N} D X_j = 2N$



Тверждение  $DX = EX^2 - (EX)^2$

Д-во:  $DX = E(X - EX)^2 = E(X^2 - 2XE X + (EX)^2)$   
 в скобках  
 из мат. ожидания  
 $= EX^2 + E(-2XE X) + E(EX)^2$   
 $= EX^2 - 2EXEX + (EX)^2$   
 $= EX^2 - (EX)^2$

$X_j = \begin{cases} 1, & 1/2 \\ 0, & 1/2 \end{cases}$

$DX_j = EX_j^2 - 0 = 1$   
 $(EX_j)^2$

Не существует  
 $D < 0!$

Тверждение  $X$  и  $Y$  с.б.в. и  $Y$  с.б.в., т.е.  $DX$  и  $DY$  существуют  
 а)  $DX \geq 0$   
 б)  $DCX = c^2 DX$   
 в)  $X \perp Y, D(X+Y) = DX + DY$   
 г)  $X=C, \text{ то } DC=0$  Д-во  $DX = EX^2 - (EX)^2 \geq 0$

неверно:  $EX^2 \geq (EX)^2$

$DX \stackrel{6)}{=} \sum_j DX_j = 2N$

Д-во а)  $DX = E(X - EX)^2$   
 $= \sum_j (x_j - EX)^2 p_j \geq 0$

б)  $Y=cX, \text{ то } DY = DCX = \sum_j (cx_j - EX)^2 p_j$   
 $= \sum_j (cx_j - cEX)^2 p_j$   
 $= c^2 DX$

$DCX = E(cX - EX)^2$   
 $= E(c^2(X - EX)^2)$   
 $= c^2 DX$

в)  $D(X+Y) \stackrel{7)}{=} E(X+Y - E(X+Y))^2$   
 $= E(X+Y - EX - EY)^2$   
 $= E((X+Y)^2 - 2(X+Y)E(X+Y) + (E(X+Y))^2)$   
 $\stackrel{7)}{=} E((X+Y)^2) - (E(X+Y))^2$

г)  $DC = E(C - EC)^2$   
 $= 0$

г)  $D(X+Y) \stackrel{7)}{=} E(X+Y)^2 - (E(X+Y))^2$   
 $= E(X^2 + 2XY + Y^2) - (EX + EY)^2$   
 $= EX^2 + 2EXY + EY^2 - (EX)^2 - (EY)^2 - 2EXEY$   
 $= EX^2 + 2EXY + EY^2 - (EX)^2 - (EY)^2 - 2EXEY$

независимость  
 $X \perp Y$   
 $EXEY$

$= EX^2 - (EX)^2 + EY^2 - (EY)^2$   
 $= DX + DY$



$$\langle x+y, x+y \rangle \stackrel{X,Y}{=} \langle x, x \rangle + \langle y, y \rangle$$

→ Порядъщата функция  
уточнена, неотриц.  $(X: \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, \dots\})$

Деф Нека  $X$  е сл. вел. във вер. пр-ва  $V = (\Omega, \mathcal{A}, P)$ , като  $X: \Omega \rightarrow N = \{0, 1, 2, \dots\}$ . Тогава  $g_X(s) := E s^X = \sum_{n=0}^{\infty} s^n P(X=n)$ , за  $|s| \leq 1$ , се нарича порядъщата функция на  $X$ .

! идея за торбичка - събиране на информацията за сл. р-с. вел.

(Бойца Ба)  $\frac{d}{ds} g_X(s) = \frac{d}{ds} E s^X$   $E X = g'_X(1)$   
 $= E \frac{d}{ds} s^X$   
 $= E X s^{X-1}$ , ако  $s=1$ , то  $g'_X(1) = E X$   
 $E X = g'_X(1)$

$\frac{d^2}{ds^2} g_X(s) = E \frac{d^2}{ds^2} s^X = E X(X-1) s^{X-2} = E X(X-1)$

$DX = \frac{g''_X(1)}{(g'_X(1))^2}$   
 $\parallel \frac{g''_X(1)}{(g'_X(1))^2}$   
 $E X^2 - (E X)^2$

$g''_X(1) = \frac{d^2}{ds^2} g_X(s) \Big|_{s=1} = E X(X-1) s^{X-2} = E X(X-1)$   
 $= E X^2 - E X$   
 $= E X^2 - g'_X(1)$   
 $DX = E X^2 - (E X)^2$   
 $= g''_X(1) + g'_X(1) - (g'_X(1))^2$

6)  $n! \cdot p_n = g^{(n)}(0)$   
 $\Rightarrow p_n = \frac{g^{(n)}(0)}{n!}$   
 $\frac{g^{(n)}(s)}{n!} \Big|_{s=0} = n! p_n$

!  $g^{(k)}(0) = k! (P(X=k) + 0, k \geq 0)$

Тб  $(X_i)_{i=1}^n$  или  $(X_i)_{i=1}^{\infty}$  казваме, че всички сл. вел. са еднакво разпределени или ако  $X_k \stackrel{d}{=} X_1$ ,  $\forall k \geq 1$  Тб  $X \stackrel{d}{=} Y \Leftrightarrow g_X = g_Y$

Деф казваме, че  $(X_i)_{i=1}^{\infty}$  се състои от взаимно независими сл. вел., ако  $\forall m \geq 2$  и  $n_1 < n_2 < \dots < n_m$  е вярно, че  $(X_{n_1}, X_{n_2}, \dots, X_{n_m})$  са взаимно независими в събвукса

Тб Ако във вер. пр-ва  $V = (\Omega, \mathcal{A}, P)$  имаме сл. вел.  $(X_j)_{j=1}^n$ , такава, че  $X_j: \Omega \rightarrow N$ ,  $1 \leq j \leq n$ . Ако  $(X_j)_{j=1}^n$  са нез. в събвк и  $Y = \sum_{j=1}^n X_j$ ,  
 $g_Y(s) = \prod_{j=1}^n g_{X_j}(s)$ . Ако с допълнение  $(X_j)_{j=1}^n$  са еднакви по разпределение  $g_Y(s) = (g_{X_1}(s))^n$



⊕ Ако  $X \sim Y$  са взаимно независими сл. вел. Тогава  $X \neq Y \Rightarrow g_X \neq g_Y$

Д-во /  $g_Y(s) = E s^{X_1+X_2} = \sum_{j,k} s^{j+k} \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} s^{j+k} P(X_1=j, X_2=k)$

$Y = X_1 + X_2$

Д-во - 60 Тб.  $X_1, \dots, X_n$  са и.в.

свободност  $h_1, \dots, h_n$  отг. ф-ии

$\Rightarrow E[h_1(X_1) \cdot h_2(X_2) \cdot \dots \cdot h_n(X_n)]$

$= \prod_{j=1}^n E(h_j(X_j))$

$= \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} s^j s^k P(X_1=j) P(X_2=k)$

$= \sum_{j=0}^{\infty} s^j P(X_1=j) \sum_{k=0}^{\infty} s^k P(X_2=k)$

$= g_{X_1}(s) g_{X_2}(s)$

Ако  $X_1 \stackrel{d}{=} X_2$ , то  $g_{X_1} = g_{X_2} \Rightarrow g_Y = (g_{X_1})^2$

→ Какви основни дискретни разпределения (сл. вел.)

↳ Схема на Бернули:  $(X_j)_{j=1}^{\infty}$ ,  $\begin{array}{c|c|c} X_j & 0 & 1 \\ \hline p & q & p \end{array}$   $p \in [0,1]$   
 които са независими в  $q+p=1$

свободност и еднакво разпределение

$P(X_i=1)=p$

$P(X_i=0)=q$

а) Разпределение на Бернули

$\begin{array}{c|c|c} X & 0 & 1 \\ \hline p & 1-p & p \end{array}$

$X \sim Be(p) \quad p \in [0,1]$

или  $X_i$  от схемата на Бернули  
 $1-p=q$

$EX=p$

$g_X(s) = (1-p)s^0 + ps^1 = ps + q$

$DX = pq$  ;  $g_X''(1) + g_X'(1) - (g_X'(1))^2 = p - p^2 = pq$

б) Биномино разпределение

$X \sim Bin(n, p)$

$X$  - броят на успехи от първите  $n$  експерименти в схема на Бернули

$(*) \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$

$X = \sum_{j=1}^n X_j \quad X_j \sim Be(p)$

Тб. Ако  $X \sim Bin(n, p)$  то следва

а)  $g_X(s) = (ps+q)^n$   
 б)  $EX=np$  и  $DX=npq$

в)  $\begin{array}{c|c|c|c|c|c} X & 0 & 1 & \dots & k & \dots & n \\ \hline p & q^n & & & \binom{n}{k} p^k q^{n-k} & & p^n \end{array}$  т.е.  
 $P(X=k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$



Q-60 a)  $g_X(s) = (g_{X_1}(s))^n$   
 $= (ps + q)^n$

$X = \sum_{j=1}^n X_j \xrightarrow{P.G.} g_X(s) = (g_{X_1}(s))^n$   
 $= (q + ps)^n$

$g_X(s) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$

5)  $EX = E \sum_{j=1}^n X_j$   
 $= \sum_{j=1}^n EX_j$   
 $= np$

$DX = D \sum_{j=1}^n X_j$   
 $= \sum_{j=1}^n DX_j$   
 $= npq$

$EX \Rightarrow g'_X(1) = np(q + p)^{n-1} = np$

$DX = D \sum_{j=1}^n X_j = \sum_{j=1}^n DX_j = npq$

6)  $k! P(X=k) = ((q + ps)^n)^{(k)} \Big|_{s=1}$

$= p^k n(n-1) \dots (n-k+1) (q + ps)^{n-k} \Big|_{s=1}$

$\Rightarrow k! P(X=k) = n(n-1) \dots (n-k+1) p^k q^{n-k}$

$\binom{n}{k} = \frac{n(n-1) \dots (n-k+1)}{k!}$