

ЛЕКЦИЯ 5

ДЕФ: 1) 'Ф-Я НА РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ'

НЕКА X Е СЛ. ВЕЛ. ТОГДА Ф-ЯТА $F_X(x) = P(X \leq x)$, $\forall x \in \mathbb{R}$
СЕ НАРИЧА Ф-Я НА РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ.

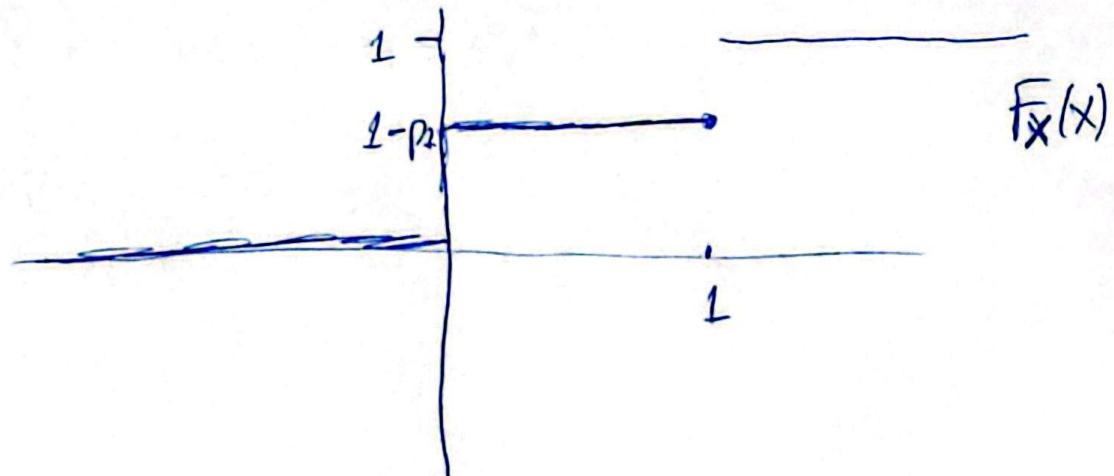
ПРИМЕР:

1)	<table border="1" style="border-collapse: collapse; width: 100%; text-align: center;"> <tr> <td style="padding: 5px;">X</td><td style="padding: 5px;">x_1</td><td style="padding: 5px;">x_2</td><td style="padding: 5px;">x_3</td><td style="padding: 5px;">...</td></tr> <tr> <td style="padding: 5px;">P</td><td style="padding: 5px;">p_1</td><td></td><td></td><td></td></tr> </table>	X	x_1	x_2	x_3	...	P	p_1				x_i СА НАРАСТВАЩИ
X	x_1	x_2	x_3	...								
P	p_1											

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x \leq x_1 \\ p_1 & x \in (x_1, x_2] \\ p_1 + p_2 & x \in (x_2, x_3] \\ \vdots & \end{cases}$$

2) $X = 1_H$

<table border="1" style="border-collapse: collapse; width: 100%; text-align: center;"> <tr> <td style="padding: 5px;">X</td><td style="padding: 5px; border-bottom: none;">0</td><td style="padding: 5px; border-bottom: none;">1</td></tr> <tr> <td style="padding: 5px;">P</td><td style="padding: 5px; border-bottom: none;">$1 - p_1$</td><td style="padding: 5px; border-bottom: none;">p_1</td></tr> </table>	X	0	1	P	$1 - p_1$	p_1	$P(H) = P(X=1) = p_1$
X	0	1					
P	$1 - p_1$	p_1					



МАТЕМАТИЧЕСКО ОЧАКВАНЕ И ДИСПЕРСИЯ
 expectation variance

ДЕФ: 'ОЧАКВАНЕ' НЕКА X е ДИСКРЕТНА СЛУЧАЙНА ВЕЛИЧИНА.

ТОГАВА ПОД ОЧАКВАНЕ НА X (или $\mathbb{E}X$) РАЗБИРАМЕ.

$$\mathbb{E}X = \sum_j x_j \cdot p_j \quad \text{АКО} \quad \sum_j |x_j| \cdot p_j < \infty$$

КОМЕНТАР: АКО X ПРИЕМА КРАЕН БРОЙ СТ-ТИ ТО
 $\sum_{j=1}^n |x_j| \cdot p_j < \infty$ И $\mathbb{E}X = \sum_{j=1}^n x_j p_j$.

АКО X ПРИЕМА БЕЗКРАЕН БРОЙ СТ-ТИ

$$P(X=j) = \frac{1}{j!^2}, j \geq 1 \quad \mathbb{E}X = \frac{1}{j!^2} \cdot \sum_{j=1}^{\infty} j \cdot \frac{1}{j!^2} = \infty$$

ПРИМЕР: X е РАВНОМЕРНО НА $\{1, 2, \dots, n\}$

$$P(X=j) = \frac{1}{n}, 1 \leq j \leq n, \quad \mathbb{E}X = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n j$$

$$\text{СРЕДНОГАРИТМЕТИЧНО} \quad \mathbb{E}X = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j = \bar{x}$$

$$\oplus f(a) = \sum_j (x_j - a)^2 p_j \xrightarrow{\min} a = \mathbb{E}X$$

⊕ \mathbb{E} ИМА РОЛЯ В ЗГЧ И ЦГТ.

ПРИМЕР: ИГРА НА РУЛЕТКА

ЧЕРВЕНО/ЧЕРНО

ТОЧНО ЧИСЛО

X	-1	1
P	$\frac{19}{37}$	$\frac{18}{37}$

X	-1	35
P	$\frac{36}{37}$	$\frac{1}{37}$

$$\mathbb{E}X = -1 \cdot \frac{19}{37} + 1 \cdot \frac{18}{37} = -\frac{1}{37}$$

$$\mathbb{E}X = -\frac{36}{37} + \frac{35}{37} = -\frac{1}{37}$$

КОМЕНТАРИ:

$$Y = g(X), \text{ т.о. } \mathbb{E}Y = \mathbb{E}g(X) = \sum_j g(x_j) \cdot p_j = \sum_j y_j p_j \\ P(X=x_j)$$

$$Z = g(X, Y) \quad \mathbb{E}Z = \sum_{i,j} g(x_i, y_j) \cdot P(X=x_i, Y=y_j)$$

ЛЕМА: НЕКА X и Y СА ДВЕ ДИСКРЕТНИ СЛ. В., ТАКИВА ЧЕ $\mathbb{E}X$ И $\mathbb{E}Y$ СЪЩЕСТВУВАТ. ТОГАВА:

a) $X = C$, т.о. $\mathbb{E}X = C$

b) $C \in \mathbb{R}$, т.о. $\mathbb{E}cX = c\mathbb{E}X$

c) $\mathbb{E}(X+Y) = \mathbb{E}X + \mathbb{E}Y$ ЛИНЕЙНОСТ

d) АКО В ДОПЪЛНЕНИЕ $X \perp\!\!\! \perp Y$, т.о. $\mathbb{E}XY = \mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}Y$

Д-ВА:

a) $X = C \quad \mathbb{E}X = C \cdot P(X=C) = C \cdot 1 = C$

$$\text{D) } Z = cX = g(X), \text{ so } E Z = E cX = \sum_j g(x_j) \cdot p_j = \sum_j c x_j p_j = c \cdot EX$$

$$\begin{aligned} \text{B) } Z &= X + Y = g(X, Y) & E Z &= E(X+Y) = \sum_{j,i} g(x_i, y_j) P(X=x_i, Y=y_j) \\ g(x, y) &= x+y & &= \sum_{i,j} (x_i + y_j) \cdot P(X=x_i, Y=y_j) = \\ && &= \sum_{i,j} x_i P(X=x_i, Y=y_j) + \sum_{i,j} y_j P(X=x_i, Y=y_j) = \\ && &= \sum_i x_i \sum_j P(X=x_i, Y=y_j) + \sum_j y_j \sum_i P(X=x_i, Y=y_j) = \\ && &= \sum_i x_i P(X=x_i) + \sum_j y_j P(Y=y_j) = EX + EY \end{aligned}$$

$$\text{C) } X \perp\!\!\!\perp Y \quad EXY = E g(X, Y) \quad g(x, y) = x \cdot y$$

$$\begin{aligned} EXY &= E g(X, Y) = \sum_{i,j} g(x_i, y_j) P(X=x_i, Y=y_j) = \\ &= \sum_{i,j} x_i \cdot y_j P(X=x_i) P(Y=y_j) = \\ &= \sum_i x_i P(X=x_i) \sum_j y_j P(Y=y_j) = EX \cdot EY \end{aligned}$$

ПРИМЕР:

ИСКАМЕ ДА ТЕСТВАМЕ ХОДА ЗА КОВИД, НО ТЕСТОВЕТЕ СА ПО-МАЛКО.

ЗАТОВА СЪБИРАМЕ ПРОБИТЕ ЗАЕДНО И ТЕСТВАМЕ С 1 ТЕСТ. АКО Е ОТРИЦАТЕЛЕН - ВСИЧКИ СА ЗДРАВИ, АКО НЕ - ТЕСТВАМЕ ПОДАДЕЛНО.

$$X_n = \begin{cases} 1 & p^n \\ n+1 & 1-p^n \end{cases} \quad \begin{array}{l} \text{- общ отрицателен} \\ \text{1 - } p = 0,05 \text{ заразени} \\ p = 0,95 \text{ здрави} \end{array}$$

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

$$1 + \frac{1}{n} + p^n \xrightarrow[n \geq 1]{\min} n = 5$$

$$\min_{n \geq 1} \frac{\mathbb{E} X_n}{n} = \frac{\mathbb{E} X_5}{5} = 0,43 \Rightarrow \mathbb{E} X_5 = 2,15$$

СЛЕДСТВИЕ: Ако $X \geq 0$, то $\mathbb{E} X \geq 0$

$$\text{Д-бо: } \mathbb{E} X = \sum_j x_j p_j \geq 0$$

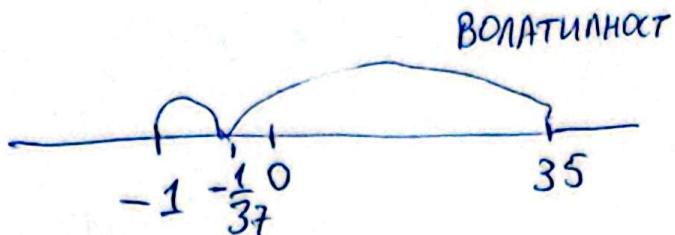
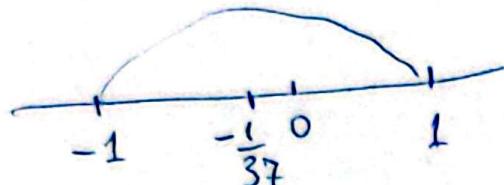
Дисперсия (variance)

Отново играта на рулетка:

X	-1	1
P	$\frac{1}{37}$	$\frac{36}{37}$

Y	-1	35
P	$\frac{1}{37}$	$\frac{36}{37}$

$$\mathbb{E}X = \mathbb{E}Y = -\frac{1}{37}$$



ДЕФ: 'дисперсия' НЕКА X Е дискр. сл. в. с очакване $\mathbb{E}X$.

Тогава $DX := \sum_j (x_j - \mathbb{E}X)^2 p_j$, кога $DX < \infty$,
наричаме дисперсия. ($DX = \text{Var}(X)$)

КОМЕНТАР: $DX = \min_{\alpha \in \mathbb{R}} \sum_j (x_j - \alpha)^2 p_j = \sum_j (x_j - \mathbb{E}X)^2 p_j = g(X) = (X - \mathbb{E}X)^2$

ПРИМЕР: $DX = \mathbb{E} \left(X + \frac{1}{37} \right)^2 = \left(1 + \frac{1}{37} \right)^2 \cdot \frac{18}{37} + \left(-1 + \frac{1}{37} \right)^2 \cdot \frac{36}{37} = 0,948\dots$

$$DY = \mathbb{E} \left(Y + \frac{1}{37} \right)^2 = \left(35 + \frac{1}{37} \right)^2 \cdot \frac{1}{37} + \left(-1 + \frac{1}{37} \right)^2 \cdot \frac{36}{37} = 34, \dots$$

ПРИМЕР:

ДВОРПАНЕ НА ВЪЖЕ

$$Y_N = \sum_{j=1}^N X_j$$

$$\mathbb{E} Y_N = \mathbb{E} \sum_{j=1}^N X_j = \sum_{j=1}^N \mathbb{E} X_j = 0 \quad , \quad \mathbb{E} X_j = 1 \cdot \frac{1}{2} - 1 \cdot \frac{1}{2} = 0$$

ОБАЧЕ $P(Y_N = 0) \approx \frac{1}{\sqrt{N}}$ $D Y_N = N D X_1 = N$ - щето видим

$\sqrt{D X}$ - СТАНДАРТНО ОТКЛОНЕНИЕ

ТВЪРДЕНИЕ: Ако X е дискр. сл. вел. с крайна дисперсия.

$$(\mathbb{E} X < \infty \text{ и } D X < \infty) \quad , \quad \text{то } D X = \mathbb{E} X^2 - (\mathbb{E} X)^2$$

Д-ВО:

$$\begin{aligned} D X &= \mathbb{E}(X - \mathbb{E} X)^2 = \mathbb{E}[X^2 - 2X\mathbb{E} X + (\mathbb{E} X)^2] = \\ &= \mathbb{E} X^2 + \mathbb{E}(-2X\mathbb{E} X) + (\mathbb{E} X)^2 = \mathbb{E} X^2 - 2\mathbb{E} X \cdot \mathbb{E} X + (\mathbb{E} X)^2 = \\ &= \mathbb{E} X^2 - (\mathbb{E} X)^2 \end{aligned}$$

СЛЕДСТВИЕ: Нека X е дискр. сл. вел. и $D X < \infty$.

Тогава $\mathbb{E} X^2 \geq (\mathbb{E} X)^2$

Д-ВО: $0 \leq D X = \mathbb{E} (X - \mathbb{E} X)^2 = \mathbb{E} Y = \mathbb{E} X^2 - (\mathbb{E} X)^2$

\underbrace{Y}_{-7-}

ТВЪРДЕНИЕ: НЕКА X и Y СА ДИСКР. СЛ. ВЕЛ., ТАКИВА ЧЕ $DX < \infty$ И $DY < \infty$

ТОГАВА:

a) $X = c$, ТО $DX = 0$

b) $Z = cx$, ТО $DZ = c^2 DX$ ($c \in \mathbb{R}$)

c) $X \perp Y$, ТО $D(X+Y) = DX + DY$

Д-ВО:

a) $X = c \Rightarrow \mathbb{E}X = c$. Тогава $DX = \mathbb{E}(X-c)^2 =$
 $= 1(c-c)^2 = 0$

b) $DZ = \mathbb{E}(Z - \mathbb{E}Z)^2 = \mathbb{E}(cx - c\mathbb{E}X)^2 = c^2 \mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)^2 = c^2 DX$

c) $D(X+Y) = \mathbb{E}(X+Y)^2 - (\mathbb{E}(X+Y))^2 = \mathbb{E}[X^2 + 2XY + Y^2] - (\mathbb{E}X + \mathbb{E}Y)^2 =$
 $= \mathbb{E}X^2 + 2\cancel{\mathbb{E}XY} + \mathbb{E}Y^2 - (\mathbb{E}X)^2 - (\mathbb{E}Y)^2 - 2\cancel{\mathbb{E}X \cdot \mathbb{E}Y} =$

$\stackrel{\text{НЕЗ.}}{=} DX + DY$

КОМЕНТАР: В ОБЩНОСТ $\mathbb{E} \sum_{j=1}^n X_j = \sum_{j=1}^n \mathbb{E}X_j$,

АКО X_1, \dots, X_n СА НЕЗАВИСИМИ В СЪВКУПНОСТ, ТО

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