

## Лекция 8

Дисперсия случайной величины  
и её свойства. Условное математическое ожидание.

Дисперсией случайной величины  $X$   
называется число

$$DX = M\{(X - MX)^2\}, \quad (*)$$

если математическое ожидание существует.

Если  $X$  - дискретная CB

X	$x_1$	$x_2$	...
P	$p_1$	$p_2$	...

то из (\*) получаем  $DX = \sum_i (x_i - MX)^2 p_i$ .

Если  $X$  - непрерывная CB с плотностью  $f(x)$ , то из (\*) получаем  $DX = \int_{-\infty}^{\infty} (x - MX)^2 f(x) dx$ .

Свойства дисперсии

1) Прибавление константы к случайной величине не меняет её дисперсии:

$$D\{X + \text{const}\} = D\{X\}.$$

2) Помножение множества вносимое из-под знака дисперсии в квадрате:

$$D\{\text{const} \cdot X\} = (\text{const})^2 \cdot D\{X\}.$$

3) Если  $X_1, X_2, \dots, X_n$  - независимые CB, имеющие дисперсии  $DX_1, DX_2, \dots, DX_n$ , то

$$D\{X_1 + X_2 + \dots + X_n\} = DX_1 + DX_2 + \dots + DX_n.$$

4)  $DX = M\{X^2\} - (MX)^2$ .

### Дисперсии основных математических распределений

- 1) Типом  $X$  имеет биномиальное распределение с параметрами  $n$  и  $p$ :

$$\begin{array}{c|c|c|c|c|c|c} X & 0 & 1 & \dots & k & \dots & n \\ \hline P & q^n & npq^{n-1} & \dots & \frac{n!}{k!} p^k q^{n-k} & \dots & p^n \end{array},$$

ногда

$$DX = npq, \text{ где } q = 1-p.$$

- 2) Типом  $X$  имеет геометрическое распределение с параметром  $p$ :

$$\begin{array}{c|c|c|c|c|c} X & 1 & 2 & \dots & k & \dots \\ \hline P & p & q_p & \dots & q^{k-1} p & \dots \end{array}.$$

ногда

$$DX = \frac{q}{p^2}, \text{ где } q = 1-p.$$

- 3) Типом  $X$  имеет распределение Пуассона с параметром  $\lambda$ :

$$\begin{array}{c|c|c|c|c|c} X & 0 & 1 & \dots & k & \dots \\ \hline P & e^{-\lambda} & \lambda e^{-\lambda} & \dots & \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} & \dots \end{array},$$

ногда

$$DX = \lambda.$$

### Дисперсии основных непрерывных распределений

- 4) Ему  $X$  определяющее множество

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a, b] \\ 0, & x \notin [a, b] \end{cases} \quad (\text{равномерное распределение на отрезке}),$$

- 3 -

но

$$DX = \frac{(b-a)^2}{12}.$$

5) Еслі  $X$  определяється номінально

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (\text{зокрема високоефективне})$$

но

$$DX = \frac{1}{\lambda^2}.$$

6) Еслі  $X$  определяється номінально

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\delta} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\delta^2}}, \quad (\text{нормальне распреділення}),$$

$x \in (-\infty; +\infty)$

но

$$DX = \delta^2.$$

Умовне математичне  
ожидання

Пусть  $X$  - дискретна CB, определяема  
надіймай

X	$x_1$	$x_2$	...
P	$p_1$	$p_2$	...

Пусть A - некотоное событие (ситуація),  
к якому засвідчено вероятносіть простягнену,  
чию  $P(A|X)$ . Умовним математичес-  
ким ожиданием ситуації  $X$  при умові, чио проідулое событие A,  
називається число

$$M\{X|A\} = \sum_i x_i P\{X=x_i|A\},$$

если будь ситуація сходиться абсолютно  
(если  $X$  - CB і конечна множина, то ситуація  
буде конечна сумма і вони є охоплені одинадцять).

- 4 -

Пусть  $H_1, H_2, \dots, H_n$  — нонные группы событий. Тогда по формуле полной вероятности

$$P\{X=x_i\} = \sum_{j=1}^n P\{X=x_i | H_j\} \cdot P\{H_j\}.$$

Число

$$\begin{aligned} MX &= \sum_i x_i P\{X=x_i\} = \sum_i x_i \sum_{j=1}^n P\{X=x_i | H_j\} \cdot P\{H_j\} = \\ &= \sum_i \sum_{j=1}^n x_i P\{X=x_i | H_j\} P\{H_j\} = \sum_{j=1}^n \sum_i x_i P\{X=x_i | H_j\} \cdot P\{H_j\} = \\ &= \sum_{j=1}^n P\{H_j\} \sum_i x_i P\{X=x_i | H_j\} = \sum_{j=1}^n P\{H_j\} \cdot M\{X | H_j\}. \end{aligned}$$

Таким образом,

$$MX = \sum_{j=1}^n M\{X | H_j\} \cdot P\{H_j\} \quad (**)$$

— будем называть, который можно рассматривать как аналог формулы полной вероятности для математического ожидания.

Если  $X$  — непрерывная случайная величина с плотностью  $f(x)$ , то ее аналогом с формулой

$$MX = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

Условное математическое ожидание  $M\{X | A\}$  определяется по формуле

$$M\{X | A\} = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x | A) dx,$$

где условная плотность  $f(x | A)$  определяется как

$$f(x | A) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P\{x \leq X < x + \Delta x | A\}}{\Delta x}.$$

Или энное предположение (\*\*) сохраняется

Пример. Пусть  $X_1, X_2, \dots$  - независимые  
нечислые величины с одинаковыми распре-  
делениями  $CV$ ,  $MX_i = m$ ,  $DX_i = \sigma^2$ . Тогда  
все величины  $Y$  не зависят от  $X_1, X_2, \dots$   
и принимают только конечное значение  
заранее,  $MY = b$ ,  $DY = d$ . Пусть

$$Z = \sum_{i=1}^Y X_i$$

Найдем  $MZ$  и  $DZ$ .

Решение. Событие  $H_j = \{Y=j\}$ ,  $j=1, 2, \dots$ ,  
отражает наше интересующее событие  
Построенное по формуле (\*\*).

$$MZ = \sum_j M\{\bar{Z}|H_j\} \cdot P\{H_j\}.$$

Найдём

$$M\{\bar{Z}|H_j\} = M\left\{\sum_{i=1}^j X_i\right\} = MX_1 + MX_2 + \dots + MX_j = mj,$$

поскольку

$$MZ = \sum_{j=1}^{\infty} mj \cdot P\{H_j\} = m \sum_{j=1}^{\infty} j P\{Y=j\} = mb.$$

Далее,

$$DZ = M\{\bar{Z}^2\} - (MZ)^2 = M\{\bar{Z}^2\} - m^2b^2$$

Найдём

$$M\{\bar{Z}^2\} = \sum_{j=1}^{\infty} M\{\bar{Z}^2|Y=j\} \cdot P\{Y=j\} =$$

- 6 -

$$= \sum_{j=1}^{\infty} M \left\{ \left( \sum_{i=1}^j X_i \right)^2 \right\} \cdot P\{Y=j\} =$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} M \left\{ X_1^2 + \dots + X_j^2 + 2 \sum_{\substack{k, l=1 \\ k < l}}^j X_k X_l \right\} \cdot P\{Y=j\} =$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \left( \cancel{M} j \cdot M\{X_1^2\} + 2 M X_1 \cdot M X_2 \cdot \frac{j^2 - j}{2} \right) \cdot P\{Y=j\} =$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \left( j (m^2 + b^2) + m^2 (j^2 - j) \right) \cdot P\{Y=j\} =$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} (jb^2 + m^2 j^2) \cdot P\{Y=j\} =$$

$$= b^2 \sum_{j=1}^{\infty} j P\{Y=j\} + m^2 \sum_{j=1}^{\infty} j^2 P\{Y=j\} =$$

$$= b^2 \cdot M Y + m^2 \cdot M\{Y^2\} = b^2 b + m^2 (d + b^2) .$$

Значим,

$$D Z = b^2 b + m^2 (d + b^2) - m^2 b^2 =$$

$$= b \cdot b^2 + m^2 \cdot d .$$