

Математическо очакване

Деф. (Математическо очакване)

Нека X е дискр. сл. вел. Ако $\sum_j x_j p_j$ е добре деф. (крайна), то

$$E[X] := \sum_j x_j \cdot p_j = \sum_j \underset{\text{възм. стойн на } X}{x_j} \cdot \underset{\text{вер. за да } X=x_j}{P(X=x_j)} \text{ е очакването на } X.$$

Лема Нека X и Y са дискр. сл. вел. в едно вер. пр-во V . Нека $E[X]$ и $E[Y]$ съществуват:

а) $X=c$, то $E[X]=c \rightarrow E[X]=c.1$

б) $Y=1_A$, то $E[Y]=P(A) \rightarrow E[Y]=0.P(Y=0)+1.P(Y=1)=P(A)$

в) $Y=c.X$, то $E[Y]=c.E[X] \rightarrow g(x)=c.x=E[Y]=\sum_j c.x_j.p_j=c.\sum_j x_j.p_j=c.E[X]$

г) $E[X+Y]=E[X]+E[Y]$

д) $X \perp Y$, то $E[XY]=E[X]E[Y]$

е) $X \geq 0$, то $E[X] \geq 0 \rightarrow E[X]=\sum_{x_j \geq 0} x_j \cdot p_j \geq 0$

Доказателство г) $E[X+Y]=\sum_i \sum_j (x_j+y_i)P(X=x_j \cap Y=y_i)=\sum_i \sum_j x_j P(X=x_j \cap Y=y_i)+\sum_i \sum_j y_i P(X=x_j \cap Y=y_i)$

$$= \sum_j x_j \underbrace{\sum_i P(X=x_j \cap Y=y_i)}_{\substack{\text{изверване } X=x_j \\ \text{възм. стойн на } Y \\ \text{сезонни } x_j \text{ (с } P(B))}} + \sum_i y_i \underbrace{\sum_j P(X=x_j \cap Y=y_i)}_{P(Y=y_i)}$$

$$= \sum_j x_j P(X=x_j) + \sum_i y_i P(Y=y_i) = E[X] + E[Y] \quad \square$$

д) $E[XY]=E[X]E[Y]$, $X \perp Y$

въвеждаме $g(x,y)=xy$

$$E[XY]=E[g(x,y)]=\sum_j \sum_i x_j y_i P(X=x_j \cap Y=y_i) \stackrel{X \perp Y}{=} \sum_j \sum_i x_j y_i P(X=x_j)P(Y=y_i)$$

$$= \sum_j x_j P(X=x_j) \sum_i y_i P(Y=y_i) = E[X]E[Y]$$

Дисперсия

Деф.] (Дисперсия) Нека X е дискр. сл. вел.

Ако сума $\sum_j (x_j - \mathbb{E}[X])^2 \cdot p_j$ е добре дефинирана, то

$D[X] = \sum_j (x_j - \mathbb{E}[X])^2 \cdot p_j$ е дисперсията на X .

Деф.] (Стандартно отклонение)

Ако X е сл. вел. и $D[X] < \infty$, то $\sqrt{D[X]}$ се нарича стандартно отклонение на X .

Твърдение] $D[X] \stackrel{(1)}{=} \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] \stackrel{(2)}{=} \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2$

Доказателство]

Нека $g(x) = (x - \mathbb{E}[X])^2$, то

$$\mathbb{E}[g(x)] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] \stackrel{\text{def.}}{=} \sum_j (x_j - \mathbb{E}[X])^2 p_j \stackrel{\text{def.}}{=} D[X] \Rightarrow (1) \text{ е доказано}$$

$$D[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2 - 2X\mathbb{E}[X] + (\mathbb{E}[X])^2] = (\text{линейност на мат. ожидание})$$

$$= \mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}\left[\underbrace{2}_{\text{число}} \cdot \underbrace{X}_{\text{сл. вел.}} \cdot \underbrace{\mathbb{E}[X]}_{\text{число}}\right] + \mathbb{E}[\underbrace{(\mathbb{E}[X])^2}_{\text{число}}]$$

$$= \mathbb{E}[X^2] - 2\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X] + (\mathbb{E}[X])^2 \cdot \mathbb{E}[1] = \mathbb{E}[X^2] - 2(\mathbb{E}[X])^2 + (\mathbb{E}[X])^2$$

$$= \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 \Rightarrow (2) \text{ е доказано}$$

Твърдение] Нека X и Y са дискр. сл. вел., т.е. $D[X] < \infty$ и $D[Y] < \infty$. Тогава:

а) $D[X] \geq 0$

б) $\mathbb{E}[X^2] \geq (\mathbb{E}[X])^2$

в) Ако $X = c$, $c = \text{const}$, то $D[X] = 0$

г) $D[cX] = c^2 D[X]$, $c = \text{const}$

д) Ако X и Y са независими дискр. сл. вел., то $D[X+Y] = D[X] + D[Y]$

Доказателство]

а) $D[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] \geq 0$, понеже $(X - \mathbb{E}[X])^2 \geq 0$

б) $D[X] \stackrel{(1)}{\geq} 0 \Rightarrow \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 \geq 0 \Rightarrow \mathbb{E}[X^2] \geq (\mathbb{E}[X])^2$

в) $D[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[(c - c)^2] = 0$

г) $D[cX] = \mathbb{E}[(cX - \mathbb{E}[cX])^2] = \mathbb{E}[(cX - c\mathbb{E}[X])^2] = c^2 \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = c^2 D[X]$

$$\begin{aligned}
 g) \mathbb{E}[X+Y]^2 &= \mathbb{E}[(X+Y)^2] - (\mathbb{E}[X+Y])^2 = \mathbb{E}[X^2 + 2XY + Y^2] - (\mathbb{E}[X])^2 - (\mathbb{E}[Y])^2 - 2\mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y] \\
 &= \mathbb{E}[X^2] + 2\mathbb{E}[XY] + \mathbb{E}[Y^2] - (\mathbb{E}[X])^2 - (\mathbb{E}[Y])^2 - 2\mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y] \\
 &= \underbrace{\mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2}_{\mathbb{D}[X]} + \underbrace{\mathbb{E}[Y^2] - (\mathbb{E}[Y])^2}_{\mathbb{D}[Y]} = \mathbb{D}[X] + \mathbb{D}[Y]
 \end{aligned}$$

Порандаци функции

Деф. (Порандаца функция)

Нека $X \in \mathbb{N}_0$ е дискр. сл. бел. Тогава ф-ята $g_X(s) = \mathbb{E}[s^X] = \sum_{k=0}^{\infty} s^k \cdot P(X=k)$, за $|s| < 1$ се нарича порандаца функция на X .

Свойства на порандаца функция

1. $\mathbb{E}[X] = g'_X(1)$

$$\frac{d}{ds} g_X(s) = \frac{d}{ds} \mathbb{E}[s^X] = \mathbb{E}\left[\frac{d}{ds} s^X\right] = \mathbb{E}[X \cdot s^{X-1}] \Big|_{s=1} = \mathbb{E}[X]$$

2. $\mathbb{D}[X] = g''_X(1) + g'_X(1) - (g'_X(1))^2$

$$g'_X(1) = \mathbb{E}[X] = \sum_k k \cdot P(X=k) = \sum_k k \cdot s^{k-1} \cdot P(X=k) \Big|_{s=1}$$

$$g''_X(1) = \frac{d}{ds} \sum_k k \cdot s^{k-1} \cdot P(X=k) = \sum_k k \cdot (k-1) \cdot s^{k-2} \cdot P(X=k) \Big|_{s=1} = \sum_k k(k-1) \cdot P(X=k) = \sum_k (k^2 - k) \cdot P(X=k)$$

$$g''_X(1) + g'_X(1) = \sum_k (k^2 - k) \cdot P(X=k) + \sum_k k \cdot P(X=k) = \sum_k k^2 \cdot P(X=k)$$

$$(g'_X(1))^2 = (\mathbb{E}[X])^2$$

$$\Rightarrow \mathbb{D}[X] = \underbrace{g''_X(1) + g'_X(1)}_{\mathbb{E}[X^2]} - \underbrace{(g'_X(1))^2}_{(\mathbb{E}[X])^2} = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2$$

3. $g_X^{(n)}(0) = n! \cdot P(X=n)$

$$g_X^{(n)}(s) = \sum_{k=0}^{\infty} (s^k)^{(n)} P(X=k) = \sum_{k=n}^{\infty} (s^k)^{(n)} P(X=k) \stackrel{s=0}{=} (s^n)^{(n)} P(X=n) = n! \cdot P(X=n)$$

$$\Rightarrow P(X=n) = \frac{g_X^{(n)}(0)}{n!}$$

4. Нека $X \perp\!\!\!\perp Y$ и $X \in \mathbb{N}_0$ и $Y \in \mathbb{N}_0$. Тогава $g_{X+Y}(s) = g_X(s) g_Y(s)$

Доказателство:

$$g_{X+Y}(s) = \mathbb{E}[s^{X+Y}] = \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} s^{i+j} P(X=i \cap Y=j) = \sum_{i=0}^{\infty} s^i P(Y=0) \cdot \sum_{j=0}^{\infty} s^j P(X=j) = \mathbb{E}[s^Y] \mathbb{E}[s^X] = g_Y(s) g_X(s) \quad \square$$

$X \stackrel{d}{=} Y$, ако $P(X=x_j) = P(Y=x_j)$ за всички възможни стойности x_j

Твърдение $X \stackrel{d}{=} Y \Leftrightarrow g_X = g_Y$

Казваме, че (X_1, X_2, \dots, X_n) са равни по разпределение, ако $X_i \stackrel{d}{=} X_j, j = \overline{1, n}$ ($g_{X_i} = g_{X_j}, j = \overline{1, n}$)

Твърдение Нека X_1, \dots, X_n са целочислени сл. вел., които са независими в съвкупност. Тогава ако $Y = \sum_{j=1}^n X_j$, то $g_Y(s) = \prod_{j=1}^n g_{X_j}(s)$

В допълнение, ако те са равни по разпределение, то

$$g_Y(s) = (g_{X_1}(s))^n$$

Доказателство Ако X_1, \dots, X_n са независими в съвкупност и h_1, \dots, h_n са ограничени функции, то $E[h_1(X_1) \cdot h_2(X_2) \cdot \dots \cdot h_n(X_n)] = \prod_{j=1}^n E[h_j(X_j)]$

Нека за произв. фнкс. $|s| \leq 1, f(x) = h_j(x) = s^{x_j}, j = \overline{1, n}$

$$\text{Тогава } g_Y(s) = E[s^{X_1 + X_2 + \dots + X_n}] = E[s^{X_1} s^{X_2} \dots s^{X_n}]$$

$$= E[h(X_1) \cdot h(X_2) \cdot \dots \cdot h(X_n)] = \prod_{j=1}^n E[h(X_j)] = \prod_{j=1}^n E[s^{X_j}] = \prod_{j=1}^n g_{X_j}(s)$$

$$\text{Ако } X_i \stackrel{d}{=} X_j \Rightarrow g_{X_i}(s) = g_{X_j}(s) \Rightarrow g_Y(s) = (g_{X_1}(s))^n$$

Тук използвахме факта, че

$$E[h(X_1)h(X_2)] = \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} h(x_i)h(x_j)P(X_1=x_i, X_2=x_j) \stackrel{X_1 \perp X_2}{=} \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} h(x_i)h(x_j)P(X_1=x_i)P(X_2=x_j) =$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} h(x_j)P(X_2=x_j) \sum_{i=1}^{\infty} h(x_i)P(X_1=x_i) = E[h(X_1)]E[h(X_2)]$$