概率论与数理统计

第三十四进方差的定义与计算

例 甲、乙两射手击中环数分别为X、Y,其分布律为

X	7	8	9	10
p_{X}	0.17	0.28	0.45	0.10

Y	7	8	9	10
$p_{\scriptscriptstyle Y}$	0.32	0.28	0.22	0.18

问怎样评估两人的射击水平?

分析甲、乙两射手击中环数的数学期望分别为

$$E(X) = \sum_{x=7}^{10} x \cdot p_x = 8.48, \ E(Y) = \sum_{y=7}^{10} y \cdot p_y = 8.26$$

所以,从平均水平来说甲的射击水平略高.

- 问题 哪位射手的稳定性好?
- 问题 怎样用数字特征描述稳定性?

例 甲、乙两种品牌的手表其走时误差(秒)分别为X、Y,其分布律分别为

0.4

0.1

0.2

X	-1	0	1	Y	-2	-1
p_{X}	0.1	0.8	0.1	P_{Y}	0.2	0.1

问怎样评估两种手表的质量?

分析易知

$$E(X) = 0, E(Y) = 0.$$

- 问题 能认为两种手表质量一样吗?
 - 否!甲品牌手表的质量较好
- 问题 怎样用数字特征描述离散性?

设X 为随机变量,数学期望为E(X)

考虑偏差

$$X-E(X)$$

正负偏差会抵消

考虑绝对偏差 |X-E(X)| 数学处理不方便

$$|X-E(X)|$$

考虑平方偏差 $(X-E(X))^2$

$$(X-E(X))^2$$

考虑平均平方偏差

$$E[(X-E(X))^2]$$

定义 设随机变量 X的数学期望存在,若 $D(X) \stackrel{\triangle}{=} D[(X - E(X))^2]$ 存在,则称 $E[(X - E(X))^2]$ 为 X 的方差,记为 D(X). 称 $\sqrt{D(X)}$ 为 X 的标准差或均方差.

- 方差的计算
- 1. 设 $g(x)=(x-E(X))^2$,则 $D(X)=D(g(X))=D[(X-E(X))^2].$
- 2. 对于离散型随机变量

$$D(X) = \sum_{k=1}^{\infty} (x_k - E(X))^2 \cdot p_k$$

3. 对于连续型随机变量

$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E(X))^2 \cdot f(x) dx$$

4. 重要计算公式

$$D(X) = E(X^2) - (E(X))^2$$

例 甲、乙两射手击中环数分别为X、Y,其分布律为

X	7	8	9	10
p_{X}	0.17	0.28	0.45	0.10

Y	7	8	9	10
$p_{\scriptscriptstyle Y}$	0.32	0.28	0.22	0.18

计算D(X), D(Y).

解 前例已算得 E(X)=8.48, E(Y)=8.26, 所以

$$D(X) = \sum_{x=7}^{10} (x - 8.48)^2 \cdot p_x = 0.7896$$

$$D(Y) = \sum_{y=7}^{10} (y - 8.26)^2 \cdot p_y = 1.1924$$

可见甲的平均水平比较高, 且稳定性更好.

例 设X服从参数为 $\lambda(\lambda>0)$ 的泊松分布, 即 $X\sim P(\lambda)$, 计算 D(X).

解利用公式
$$D(X)=E(X^2)-(E(X))^2$$
 计算.
由前面例计算得 $E(X)=\lambda$. 又
$$E(X^2)=E[X(X-1)+X]$$
$$=\sum_{k=0}^{\infty}k(k-1)\frac{\lambda^k}{k!}\cdot e^{-\lambda}+E(X)$$
$$=\lambda^2\cdot e^{-\lambda}\cdot\sum_{k=2}^{\infty}\frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!}+\lambda$$
$$=\lambda^2\cdot e^{-\lambda}\cdot e^{\lambda}+\lambda=\lambda^2+\lambda$$

$$\therefore D(X) = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$$

例 设 $X \sim U(a,b)$, 求 D(X).

 \bullet 分析-猜想 D(X) 应具有的结构?

X服从区间 (a,b) 上的均匀分布

方差的实际意义:随机变量与平均值的平均平方

偏离程度(均方偏离大小)

故猜想 D(X) 应与 $(b-a)^2$ 成正比.

例 设 $X \sim U(a,b)$, 求 D(X). 解 由前面例计算得 $E(X) = \frac{a+b}{2}$. X的密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

$$\therefore E(X^{2}) = \int_{a}^{b} x^{2} \frac{1}{b-a} dx = \frac{b^{3}-a^{3}}{3(b-a)} = \frac{a^{2}+ab+b^{2}}{3}$$

$$D(X) = E(X^{2}) - (E(X))^{2}$$

$$= \frac{a^{2}+ab+b^{2}}{3} - \left(\frac{a+b}{2}\right)^{2} = \frac{(b-a)^{2}}{12}$$

例 设 X 服从参数为 $\lambda(\lambda>0)$ 的指数分布,求 D(X). 解 由前面例计算得 $E(X)=\lambda$. X 的密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}}, x > 0, \\ 0, x \le 0. \end{cases}$$

$$\therefore D(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx - \lambda^2$$

$$= \int_0^{\infty} x^2 \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx - \lambda^2$$

$$= \lambda^2 \int_0^{\infty} (\frac{x}{\lambda})^2 e^{-\frac{x}{\lambda}} d(\frac{x}{\lambda}) - \lambda^2$$

$$= \lambda^2 \int_0^{\infty} t^2 e^{-t} dt - \lambda^2$$

$$= 2\lambda^2 - \lambda^2 = \lambda^2$$

例设
$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
,求 $D(X)$.

解因为 $E(X) = \mu$,故
$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t^2 e^{\frac{t^2}{2}} dt = \frac{x - \mu}{\sigma} = t$$

$$= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \left[-t e^{\frac{t^2}{2}} \right]_{-\infty}^{\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} e^{\frac{t^2}{2}} dt$$

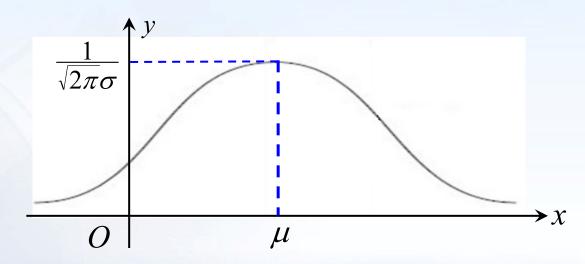
$$= \sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \sigma^2.$$

例设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,求D(X).

● 结果分析

$$E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$$



定理 (方差的性质)

- (1) 若 $X^{a,e}$ c (常数),则 D(X)=0.
- (2) 若 c 为常数,则 $D(cX)=c^2\cdot D(X)$.

定理 (方差的性质)

- (1) 若 $X\stackrel{a.e}{=} c$ (常数),则 D(X)=0.
- (2) 若 c 为常数,则 $D(cX)=c^2\cdot D(X)$.

(3)
$$D(X+Y)=D(X)+D(Y)+2E[(X-E(X))(Y-E(Y))]$$

分析 按方差的定义,有

$$D(X+Y) = E[((X+Y)-E(X+Y))^{2}]$$

$$= E[((X-E(X))+(Y-E(Y)))^{2}]$$

$$= E(X-E(X))^{2} + E(Y-E(Y))^{2}$$

$$+2E[(X-E(X))(Y-E(Y))]$$

$$= D(X)+D(Y)+2E[(X-E(X))(Y-E(Y))]$$

定理 (方差的性质)

- (1) 若 $X^{a,e}c$ (常数),则 D(X)=0.
- (2) 若 c 为常数,则 $D(cX)=c^2\cdot D(X)$.
- (3) D(X+Y)=D(X)+D(Y)+2E[(X-E(X))(Y-E(Y))]特别当X,Y独立时,有

$$D(X+Y)=D(X)+D(Y)$$

证当 X,Y 独立时 X-E(X),Y-E(Y) 也独立

$$E[(X-E(X))(Y-E(Y))]$$

$$=E[X-E(X)] \cdot E[Y-E(Y)]$$

$$=0.$$

定理 (方差的性质)

- (1) 若 $X^{a.e}$ C (常数),则 D(X)=0.
- (2) 若 c 为常数,则 $D(cX)=c^2\cdot D(X)$.
- (3) D(X+Y)=D(X)+D(Y)+2E[(X-E(X))(Y-E(Y))]特别当X,Y独立时,有

$$D(X+Y)=D(X)+D(Y)$$

若 X_1, X_2, \dots, X_n 独立,则有

$$D(X_1+X_2+\cdots+X_n)=D(X_1)+D(X_2)+\cdots+D(X_n)$$

例 设
$$X \sim B(n,p)$$
 , 计算 $E(X)$, $D(X)$. 解 因为二项分布来自 n 重贝努利试验,故有 $X = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$ 其中 X_1, X_2, \cdots, X_n 独立同分布,且 $X_i = \begin{cases} 0, \ \hat{m} \ i \ \text{次试验} \ A \text{不发生} \\ 1, \ \hat{m} \ i \ \text{次试验} \ A \text{发生} \end{cases}$ $P\{X_i = 1\} = p, P\{X_i = 0\} = 1 - p \quad (i = 1, 2, \cdots, n)$ $\therefore E(X) = E(X_1) + E(X_2) + \cdots + E(X_n)$ $= nE(X_1) = np$ $D(X) = D(X_1) + D(X_2) + \cdots + D(X_n)$ $= nD(X_1) = np(1-p)$