§ 4.2 方差

引例甲、乙两射手各打了10发子弹,每发子弹击中的环数分别为:

甲	10, 6, 7, 10, 8, 9, 9, 10, 5, 10			
Z	8, 7, 9, 10, 9, 8, 7, 9, 8, 9			
问哪—个触手的技术较好?				

こしソナメノトナメ

解 首先比较平均环数

 $\Psi = 8.4$, Z = 8.4

有六个不同数据

仅

有

四

个 不

同

数

据

再比较稳定程度

Z:
$$(10-8.4)^2 + 4 \times (9-8.4)^2 + 3 \times (8-8.4)^2 + 2 \times (7-8.4)^2 = 6.44$$

乙比甲技术稳定

进一步比较平均偏离平均值的程度

一、方差的概念

定义 若 $E((X - E(X))^2)$ 存在,则称其为随机变量 X 的方差,记为D(X)

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

 $(X - E(X))^2$ — 随机变量X 的取值偏离平均值的情况,是X的函数,也是随机变量

 $E(X - E(X))^2$ — 随机变量X的取值偏离平均值的平均偏离程度——数

1、若X为离散型r.v.,分布律为

$$P\{X = x_k\} = p_k, k = 1,2,\cdots$$

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

2、若X为连续型 $\mathbf{r.v.}$,概率密度为f(x)

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

计算方差的一个简化公式

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

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

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

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

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

展开

利用期望性质

二、方差的性质

1,
$$D(C) = 0$$

2, $D(aX) = a^2D(X)$ $D(aX + b) = a^2D(X)$

3,
$$D(X \pm Y) = D(X) + D(Y)$$
$$\pm 2E((X - E(X))(Y - E(Y)))$$

特别地,若X,Y相互独立,则

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

若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立 $\rho_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, b$ 为常数

则
$$D\left(\sum_{i=1}^{n} a_i X_i + b\right) = \sum_{i=1}^{n} a_i^2 D(X_i)$$

若
$$X,Y$$
独立 $D(X\pm Y)=D(X)+D(Y)$

$$\leftarrow$$
 $E(XY) = E(X)E(Y)$

- 4、对任意常数C, $D(X) ≤ E(X C)^2$, 当且仅当C = E(X)时等号成立
- 5, $D(X) = 0 \longrightarrow P\{X = E(X)\}=1$ 称为X 依概率 1 等于常数E(X)

性质1的证明:

$$D(C) = E(C - E(C))^2 = 0$$

性质2的证明:

$$D(aX+b) = E((aX+b)-E(aX+b))^{2}$$

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

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

$$= a^{2}D(X)$$

性质3的证明:

性质4的证明:

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

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

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

$$当C = E(X) 时, 显然等号成立;$$

$$当C \neq E(X) 时, (C - E(X))^{2} > 0$$

$$E(X - C)^{2} > D(X)$$

三、方差的计算

例1 设 $X \sim P(\lambda)$, 求D(X).

解
$$E(X) = \sum_{k=0}^{+\infty} k \cdot \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda$$

$$E(X^{2}) = E(X(X-1)) + E(X)$$

$$E(X(X-1)) = \sum_{k=0}^{+\infty} k(k-1) \cdot \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

$$E(X(X-1)) = \sum_{k=0}^{+\infty} k(k-1) \cdot \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

$$= \lambda^{2} e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{+\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} = \lambda^{2}$$

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

例2 设 $X \sim B(n, p)$, 求D(X).

解一 仿照上例求D(X).

解二引入随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n

$$X_i = \begin{cases} 1, & \hat{\pi}i$$
 次试验事件 A 发生 $0, & \hat{\pi}i$ 次试验事件 \overline{A} 发生

$$D(X_i) = p(1-p)$$
 $i = 1, 2, \dots, n$

$$X_1, X_2, \dots, X_n$$
 相互独立, $X = \sum_{i=1}^n X_i$

故
$$D(X) = \sum_{i=1}^{n} D(X_i) = np(1-p)$$

例3 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求D(X)

解
$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$\stackrel{\stackrel{\text{def}}{=} x - \mu}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} \sigma^2 t^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$=\sigma^2$$

常见随机变量的方差

分布	分布律	方差
参数为p 的 0-1分布	$P{X = 1} = p$ $P{X = 0} = 1 - p$	<i>p</i> (1- <i>p</i>)
B(n,p)	$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$ $k = 0,1,2,\dots,n$	<i>np</i> (1- <i>p</i>)
$P(\lambda)$	$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ $k = 0,1,2,\cdots$	$\boldsymbol{\lambda}$

分布	概率密度	方差
区间(a,b)上的 均匀分布	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & 其它 \end{cases}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
$E(\lambda)$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & 其它 \end{cases}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
$N(\mu,\sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	$oldsymbol{\sigma}^2$

例4 已知X,Y相互独立,且都服从N(0,0.5),求E(|X-Y|).

解
$$X \sim N(0,0.5), Y \sim N(0,0.5)$$

 $E(X-Y) = 0, D(X-Y) = 1$

故 $X-Y \sim N(0,1)$

$$E(|X-Y|) = \int_{-\infty}^{+\infty} |z| \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$=\frac{2}{\sqrt{2\pi}}\int_{0}^{+\infty}ze^{-\frac{z^{2}}{2}}dz=\sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

例5 设

$$X \sim U\left(-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right), Y = g(X) = \begin{cases} \ln X, & X > 0, \\ 0, & X \le 0 \end{cases}$$

求E(Y),D(Y).

$$\mathbf{\hat{E}}(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx$$

$$= \int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} g(x) \cdot 1 dx = \int_{0}^{+\frac{1}{2}} \ln x \cdot 1 dx$$

$$= \frac{1}{2} \ln \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = -\frac{1}{2} \ln 2 - \frac{1}{2}$$

$$E(Y^{2}) = \int_{-\infty}^{+\infty} g^{2}(x) f_{X}(x) dx$$

$$= \int_{0}^{\frac{1}{2}} \ln^{2} x \cdot 1 dx$$

$$= \frac{1}{2} \ln^{2} \frac{1}{2} + 1 - \ln \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \ln^{2} 2 + 1 + \ln 2$$

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

$$= \left(\frac{1}{2} \ln^{2} 2 + 1 + \ln 2\right) - \left(-\frac{1}{2} \ln 2 - \frac{1}{2}\right)^{2}$$

$$= \frac{1}{4} \ln^{2} 2 + \frac{1}{2} \ln 2 + \frac{3}{4}$$

例6在 [0,1] 中随机地取两个数 *X*,*Y*, 求 *D* (min{ *X*,*Y* })

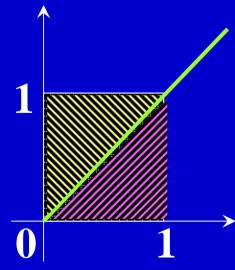
解
$$f(x,y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0, & 其它 \end{cases}$$

$$E(\min\{X,Y\})$$

$$= \iint_{0 < x < 1} \min\{x, y\} dxdy$$

$$= \int_{0}^{1} \left(\int_{x}^{1} x dy \right) dx + \int_{0}^{1} \left(\int_{y}^{1} y dx \right) dy$$

$$= \frac{1}{2}$$



$$E (\min^{2} \{X, Y\})$$

$$= \int_{0}^{1} \left(\int_{x}^{1} x^{2} dy \right) dx + \int_{0}^{1} \left(\int_{y}^{1} y^{2} dx \right) dy$$

$$= \frac{1}{6}$$

$$D(\min\{X, Y\})$$

$$= E(\min^{2} \{X, Y\}) - E^{2}(\min\{X, Y\})$$

$$= \frac{1}{12}$$

例7 将 编号分别为 $1 \sim n$ 的n 个球随机地放入编号分别为 $1 \sim n$ 的n 只盒子中,每盒一球. 若球的号码与盒子的号码一致,则称为一个配对. 求配对个数 X 的期望与方差.

则
$$X = \sum_{i=1}^{n} X_i$$

但 X_1, X_2, \dots, X_n 不相互独立,

$$E(X) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = n \cdot \frac{1}{n} = 1$$

$$E(X^{2}) = E\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right)^{2} = E\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} + 2\sum_{1 \le i < j \le n}^{n} X_{i} X_{j}\right)$$

$$= \sum_{i=1}^{n} E(X_i^2) + 2 \sum_{1 \le i < j \le n}^{n} E(X_i X_j)$$

$$X_{i}^{2} = \frac{1}{n} \qquad 1 - \frac{1}{n}$$

$$E(X_{i}^{2}) = \frac{1}{n} \qquad i = 1, 2, \dots, n$$

$$X_{i}X_{j} = \frac{1}{n} \qquad 0$$

$$P = \frac{1}{n(n-1)} \qquad 1 - \frac{1}{n(n-1)}$$

$$E(X_{i}X_{j}) = \frac{1}{n(n-1)} \qquad i, j = 1, 2, \dots, n$$

$$E(X^{2}) = \sum_{i=1}^{n} E(X_{i}^{2}) + 2 \sum_{1 \le i < j \le n}^{n} E(X_{i}X_{j})$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n} + 2 \sum_{1 \le i < j \le n}^{n} \frac{1}{n(n-1)}$$

$$= n \cdot \frac{1}{n} + 2 \cdot C_n^2 \cdot \frac{1}{n(n-1)}$$

$$=2$$

$$D(X) = E(X^{2}) - E^{2}(X) = 1$$

标准化随机变量

设随机变量 X 的期望E(X)、方差D(X)都存在,且 $D(X) \neq 0$,则称

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}$$

为 X 的标准化随机变量. 显然,

$$E(X^*) = 0, D(X^*) = 1$$

仅知随机变量的期望与方差并不能确定其分布, 例如:

它们有相同的期子。 行为是分布。 一种不同。 一种不同。

但若已知分布的类型,及期望和方差,常能确定分布。

例8 已知 X 服从正态分布, E(X) = 1.7, D(X) = 3, Y = 1 - 2X, 求 Y 的概率密度函数.

解
$$E(Y) = 1 - 2 \times 1.7 = -2.4$$
,
 $D(Y) = 4 \times 3 = 12$

$$f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{6\pi}} e^{-\frac{(y+2.4)^2}{24}},$$

$$-\infty < y < +\infty$$

例9 已知 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} Ax^2 + Bx, & 0 < x < 1, \\ 0, & 其它 \end{cases}$$

其中A,B是常数,且E(X)=0.5.

(1) 求A,B.

(2) 设 $Y = X^2$, 求 E(Y), D(Y)

解(1)

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{0}^{1} (Ax^{2} + Bx)dx = 1$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{0}^{1} x(Ax^{2} + Bx)dx = \frac{1}{2}$$

$$\frac{A}{3} + \frac{B}{2} = 1$$

$$\frac{A}{4} + \frac{B}{3} = \frac{1}{2}$$

$$A = -6,$$

$$B = 6$$

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

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2} f(x) dx$$

$$= \int_{0}^{1} x^{2} (-6x^{2} + 6x) dx = \frac{3}{10}$$

$$E(Y^{2}) = E(X^{4})$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x^{4} f(x) dx$$

$$= \int_{0}^{1} x^{4} (-6x^{2} + 6x) dx = \frac{1}{7}$$

$$D(Y) = E(Y^{2}) - E^{2}(Y) = \frac{37}{700}$$