

§ 4.3 协方差和相关系数

- 协方差的定义
- 协方差的计算
- 协方差的性质
- 相关系数的定义
- 相关系数的性质

协方差的定义

定义3 设 (X, Y) 是一个二维随机变量, 若

$E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$ 存在,

则称其为 X 与 Y 的协方差, 记为 $\text{cov}(X, Y)$,

即 $\text{cov}(X, Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$ 。 (4.3.1)

$$= E[XY - E(X)Y - XE(Y) + E(X)E(Y)]$$

$$= E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) \quad (4.3.2)$$

协方差的性质:

(1). $\text{cov}(X, Y) = \text{cov}(Y, X); \text{cov}(X, X) = D(X);$

(2). 设 X, Y 是 $r.v.$, a, b 为常数, 则

$$\text{cov}(aX, bY) = ab\text{cov}(X, Y);$$

(3). 设 X 和 Y 是两个 $r.v.$, 且相互独立,

$$\text{则 } \text{cov}(X, Y) = 0;$$

$$(4).\text{cov}(X_1 + X_2, Y) = \text{cov}(X_1, Y) + \text{cov}(X_2, Y);$$

$$(5).D(aX + bY) = a^2 D(X) + b^2 D(Y) + 2ab \text{cov}(X, Y)。$$

例11 设*r.v.* $X \sim E(2)$, $Y \sim N(1, 4)$, $\text{cov}(X, Y) = \frac{1}{2}$,

求 $\text{cov}(2X - 3Y, X + Y)$ 。

解：

$$\begin{aligned} & \text{cov}(2X - 3Y, X + Y) \\ &= 2 \text{cov}(X, X) - 3 \text{cov}(Y, X) + 2 \text{cov}(X, Y) - 3 \text{cov}(Y, Y) \\ &= 2D(X) - \text{cov}(X, Y) - 3D(Y) \\ &= 2 \times \frac{1}{2^2} - \frac{1}{2} - 3 \times 4 = -12. \end{aligned}$$

例12 设 X_1, X_2, \dots, X_{10} 相互独立, 且都服从 $P(\lambda)$,

令 $X = \sum_{i=1}^7 X_i, Y = \sum_{i=4}^{10} X_i$, 求 $\text{cov}(X, Y)$ 。

解: $\text{cov}(X, Y) = \text{cov}\left(\sum_{i=1}^3 X_i + \sum_{i=4}^7 X_i, \sum_{i=4}^7 X_i + \sum_{i=8}^{10} X_i\right)$

$$= \text{cov}\left(\sum_{i=1}^3 X_i, \sum_{i=4}^7 X_i\right) + \text{cov}\left(\sum_{i=1}^3 X_i, \sum_{i=8}^{10} X_i\right)$$

$$+ \text{cov}\left(\sum_{i=4}^7 X_i, \sum_{i=4}^7 X_i\right) + \text{cov}\left(\sum_{i=4}^7 X_i, \sum_{i=8}^{10} X_i\right)$$

$$= 0 + 0 + D\left(\sum_{i=4}^7 X_i\right) + 0 = \sum_{i=4}^7 D(X_i) = 4\lambda.$$

相关系数的定义

定义4 设 (X, Y) 是一个二维随机变量, 称

$$\frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)}} \text{ 为 } X \text{ 与 } Y \text{ 的相关系数, 记为 } \rho_{XY},$$

即

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)}}.$$

相关系数的性质

$$(1). \quad |\rho_{XY}| \leq 1;$$

$$(2). \quad |\rho_{XY}| = 1 \Leftrightarrow \exists \text{ 常数 } a, b, \text{ 使 } P\{Y = aX + b\} = 1.$$

证明: (1). 考虑实变量 t 的二次函数

$$\begin{aligned} g(t) &= D(tX + Y) \\ &= t^2 D(X) + D(Y) + 2t \cdot \text{cov}(X, Y) \end{aligned}$$

$$\text{二次函数 } g(t) \geq 0 \quad \longleftrightarrow \quad \Delta \leq 0$$

$$\text{即 } \Delta = 4\text{cov}(X, Y)^2 - 4D(X)D(Y) \leq 0$$

$$\text{即 } \frac{\text{cov}(X, Y)^2}{D(X)D(Y)} \leq 1, \quad \text{即 } |\rho_{XY}| \leq 1.$$

(2). $|\rho_{XY}| = 1 \iff \Delta = 0 \iff$ 方程 $g(t) = 0$ 有重根 t_0

$$g(t_0) = D(t_0X + Y) = 0 \iff P\{t_0X + Y = C\} = 1.$$

性质(2)说明当 $|\rho_{XY}| = 1$ 时, X 与 Y 概率为1的
存在线性关系。

当 X 与 Y 有线性关系, 即 $Y = aX + b$, 则 $|\rho_{XY}| = 1$,

$$\text{具体地, } \rho_{XY} = \begin{cases} 1 & a > 0 \\ -1 & a < 0 \end{cases}$$

定义5 当 $\rho_{XY} = 0$ 时, 称 X 与 Y 不相关。

1° 若 X 与 Y 相互独立, 则 $\rho_{XY} = 0$, 即 X 与 Y 不相关。

反之, 若 X 与 Y 不相关, 则 X 与 Y 不一定相互独立。

例13 设连续型随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3}{2} x^2, & -1 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, \quad Y = X^2,$$

求 (1). $E(X), D(X)$; (2). $\text{cov}(X, Y)$, X 与 Y 是否相关?

(3). X 与 Y 是否相互独立, 为什么?

解: (1). $E(X) = \int_{-1}^1 x \cdot \frac{3}{2} x^2 dx = 0$

$$E(Y) = E(X^2) = \int_{-1}^1 x^2 \cdot \frac{3}{2} x^2 dx = \frac{3}{5}$$

$$D(X) = E(X^2) - E^2(X) = \frac{3}{5} - 0 = \frac{3}{5}$$

$$(2). E(XY) = E(X^3) = \int_{-1}^1 x^3 \cdot \frac{3}{2} x^2 dx = 0$$

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0$$

所以 X 与 Y 不相关;

(3). X 与 Y 不相互独立。

假设 X 与 Y 相互独立, 在 X^2 与 Y 也相互独立,

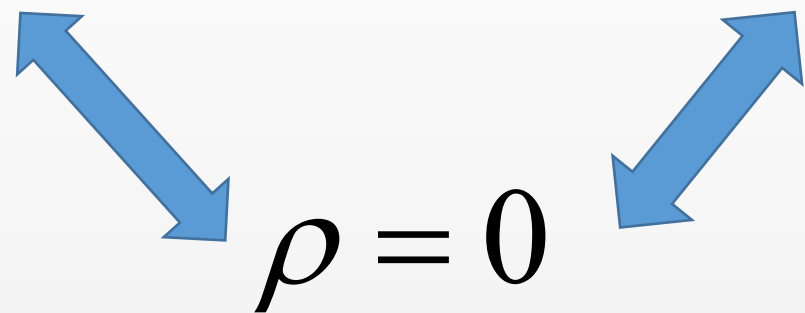
必有 $E(X^2Y) = E(X^2)E(Y)$

$$E(X^2 Y) = E(X^4) = \int_{-1}^1 x^4 \cdot \frac{3}{2} x^2 dx = \frac{3}{7}$$

$$E(X^2)E(Y) = \frac{3}{5} \times \frac{3}{5} = \frac{9}{25} \neq \frac{3}{7}, \quad \text{矛盾},$$

X 与 Y 不相互独立。

2°.对二维正态分布的随机变量 (X, Y) ,
 X 与 Y 不相关 $\Leftrightarrow X$ 与 Y 相互独立。



A diagram consisting of two blue double-headed arrows. One arrow points from the text 'X与Y不相关' (X and Y are uncorrelated) in the block above to the equation $\rho = 0$. The other arrow points from the equation $\rho = 0$ to the text 'X与Y相互独立' (X and Y are independent) in the block above.

$$\rho = 0$$

二维 $r.v.$ $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$,

$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), \quad Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2), \quad \rho_{XY} = \rho$$

$$\text{cov}(X, Y) = E[(X - \mu_1)(Y - \mu_2)] = \rho\sigma_1\sigma_2$$

$$\text{cov}(X, Y) = E[(X - \mu_1)(Y - \mu_2)]$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1)(y - \mu_2) f(x, y) dy$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{(x - \mu_1)(y - \mu_2)}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]\right\} dy$$

$$-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left\{ (1-\rho^2) \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{(x-\mu_1)}{\sigma_1} \right]^2 \right\}$$

$$\text{令 } \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right) = u, \quad \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} = v,$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \sigma_1 dv \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{\frac{v(\sqrt{1-\rho^2}u+\rho v)\sigma_2}{\sigma_1}} \cdot e^{-\frac{v^2}{2}} e^{-\frac{u^2}{2}} \frac{1}{\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} du$$

$$= \frac{\sigma_1\sigma_2}{2\pi} \left[\sqrt{1-\rho^2} \int_{-\infty}^{+\infty} v e^{-\frac{v^2}{2}} dv \int_{-\infty}^{+\infty} u e^{-\frac{u^2}{2}} du + \right. \\ \left. \rho \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du \int_{-\infty}^{+\infty} v^2 e^{-\frac{v^2}{2}} dv \right] = \rho\sigma_1\sigma_2$$

§ 4.4 其他数字特征

矩

定义 6 设 X 为随机变量, 如果 $E|X|^k < +\infty$, $k = 1, 2, \dots$, 则称 $E(X^k)$ 为随机变量 X 的 k 阶原点矩, 称 $E[(X - E(X))^k]$ 为 X 的 k 阶中心矩。
期望 $E(X)$ 是一阶原点矩; 方差 $D(X)$ 是二阶中心矩。

例14 设随机变量 $X \sim E(\lambda)$, 求 X 的三阶原点矩。

解:

$$\begin{aligned} E(X^3) &= \int_0^{+\infty} x^3 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \int_0^{+\infty} x^3 d(-e^{-\lambda x}) \\ &= \frac{6}{\lambda^3}. \end{aligned}$$

例15 设随机变量 $X \sim N(0, \sigma^2)$, 求 X 的 k 阶原点矩。

解： $E(X^{2k-1}) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2k-1} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = 0, \quad k = 1, 2, \dots$

$$E(X^{2k}) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2k} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$= 2 \int_0^{+\infty} x^{2k} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = 2 \int_0^{+\infty} x^{2k-1} \cdot \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}\sigma} d(-e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}})$$

$$= (2k-1)\sigma^2 \cdot 2 \int_0^{+\infty} x^{2k-2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = \sigma^{2k} (2k-1)!!.$$

协方差矩阵

定义7 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为 n 个随机变量, 令 $\sigma_{ij} = \text{Cov}(X_i, X_j)$,

其中 $i, j = 1, 2, \dots, n$, 称矩阵 $\Sigma = (\sigma_{ij})_{n \times n}$

为 X_1, X_2, \dots, X_n 的协方差矩阵。

协方差矩阵的性质:

(1) 协方差矩阵为对称阵

(2) 协方差矩阵为半正定阵

对任意的非零向量 $\mathbf{a} = (a_1, a_2, \dots, a_n)$, 都有 $\mathbf{a}^T \Sigma \mathbf{a} \geq 0$.

$$\begin{aligned}
\text{设 } Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i, \text{ 则 } D(Y) &= \text{cov}\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i, \sum_{j=1}^n a_j X_j\right) \\
&= \sum_{i=1}^n a_i \text{cov}\left(X_i, \sum_{j=1}^n a_j X_j\right) \\
&= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i a_j \text{cov}(X_i, X_j) \\
&= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i a_j \sigma_{ij} = \mathbf{a}^T \Sigma \mathbf{a} \geq 0.
\end{aligned}$$

§ 5.5 综合例题

例15 设二维随机变量 $(X, Y) \sim N(1, 1, 2^2, 3^2, 0.5)$,

求: (1). $\text{cov}(X, Y), E(XY), \text{cov}(X, 2X - 3Y), D(X - 2Y)$;

(2) 求 k 使得 $X + kY$ 与 $X - Y$ 相互独立;

(3). 求 $Z = 3X - 2Y$ 的分布;

(4). 求概率 $P(3X - 2Y > 7)$ 。

解: (1). $\text{cov}(X, Y) = \rho\sigma_1\sigma_2 = 0.5 \times 2 \times 3 = 3$

$$E(XY) = \text{cov}(X, Y) + E(X)E(Y)$$

$$= 3 + 1 \times 1 = 4$$

$$\text{cov}(X, 2X - 3Y) = 2D(X) - 3\text{cov}(X, Y)$$

$$= 2 \times 2^2 - 3 \times 3 = -1$$

$$D(X - 2Y) = D(X) + D(-2Y) - 2\text{cov}(X, 2Y)$$

$$= 2^2 + 4 \times 3^2 - 2 \times 2 \times 3 = 28$$

(2).若二维 $r.v. (X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 则

$$\textcircled{1} \quad aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, D(aX + bY)).$$

$$\textcircled{2} \begin{cases} Z = aX + bY \\ W = cX + dY \end{cases}, \text{则 } (Z, W) \sim$$

(2)求 k 使得 $X + kY$ 与 $X - Y$ 相互独立;

$$N(a\mu_1 + b\mu_2, c\mu_1 + d\mu_2, D(Z), D(W), \rho_{ZW}).$$

$X + kY$ 与 $X - Y$ 相互独立 \longleftrightarrow $X + kY$ 与 $X - Y$ 不相关

$$\text{cov}(X + kY, X - Y)$$

$$= D(X) + k \text{cov}(X, Y) - \text{cov}(X, Y) - kD(Y)$$

$$= 2^2 + (k - 1) \times 3 - k \times 3^2$$

$$= 1 - 6k = 0 \quad k = \frac{1}{6} \text{时, } X + kY \text{与} X - Y \text{相互独立。}$$

$$(3) \quad E(Z) = 3E(X) - 2E(Y) = 3 \times 1 - 2 \times 1 = 1$$

$$D(Z) = D(3X - 2Y)$$

$$= 9D(X) + D(-2Y) - 2\text{cov}(3X, 2Y)$$

$$= 9 \times 2^2 + 4 \times 3^2 - 2 \times 3 \times 2 \times 3 = 36$$

$$Z \sim N(1, 36)$$

$$(4). P(3X - 2Y > 7) = P\left(\frac{3X - 2Y - 1}{6} > \frac{7 - 1}{6}\right)$$

$$= 1 - \Phi(1) = 1 - 0.8413 = 0.1587$$

(3). 求 $Z = 3X - 2Y$ 的分布;

例16 设二维随机变量 $(X, Y) \sim N(1, 1, 2^2, 3^2, 0.5)$,
求 $E \max \{X, Y\}$ 。

解: $\max \{X, Y\} = \frac{1}{2}(X + Y + |X - Y|)$

$$E \max \{X, Y\} = E\left[\frac{1}{2}(X + Y + |X - Y|)\right]$$

$$= \frac{1}{2}[E(X) + E(Y) + E|X - Y|]$$

$$X - Y \sim N(0, 7)$$

$$E|X - Y| = E|Z| = \int_{-\infty}^{+\infty} |z| \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{7}} e^{-\frac{z^2}{14}} dz = \frac{14}{\sqrt{14\pi}}$$

$$E \max \{X, Y\} = 1 + \frac{7}{\sqrt{14\pi}}$$

$$E \min \{X, Y\} ?$$

$$\begin{aligned} E \min \{X, Y\} &= E\left[\frac{1}{2}(X + Y - |X - Y|)\right] \\ &= 1 - \frac{7}{\sqrt{14\pi}} \end{aligned}$$

例17 将 n 个编号为 $1, 2, \dots, n$ 的球随机地放入编号为 $1, 2, \dots, n$ 的 n 个盒子中，一个盒子只能装一个球。如果第 i 号球正好放入第 i 号盒子，称为一个配对。求配对数的期望与方差。

解： 记 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第} i \text{个盒子配对} \\ 0, & \text{第} i \text{个盒子没有配对} \end{cases}, \quad i = 1, 2, \dots, n,$

则配对数为 $X = \sum_{i=1}^n X_i$. $E(X_i) = \frac{1}{n}, i = 1, 2, \dots, n$

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

$$D(X) = \sum_{i=1}^n D(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{cov}(X_i, X_j)$$

$$D(X_i) = E(X_i^2) - E^2(X_i) = \frac{1}{n} - \frac{1}{n^2} = \frac{n-1}{n^2}$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(X_i, X_j) &= E(X_i X_j) - E(X_i)E(X_j) \\ &= \frac{1}{n(n-1)} - \frac{1}{n^2} = \frac{1}{n^2(n-1)} \end{aligned}$$

$$D(X) = \sum_{i=1}^n D(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{cov}(X_i, X_j)$$

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

$$= 1$$

例18 设r.v. $X \sim E(4)$, $Y = \min\{2, X\}$, 求 $E(Y)$ 。

解: $E(Y) = E\min\{2, X\}$

$$= \int_0^{+\infty} \min\{2, x\} 4e^{-4x} dx$$

$$= \int_0^2 x \cdot 4e^{-4x} dx + \int_2^{+\infty} 2 \times 4e^{-4x} dx$$

$$= \frac{1}{4} - \frac{e^{-8}}{4}.$$

例19 从区间 $[0,1]$ 上任取 n 个点，求最大点与最小点 之间距离的数学期望。

解： 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为这 n 个点，则 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从 $U[0,1]$ ，令 $Y = \max \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ ， $Z = \min \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ ，则最大点与最小点的距离为 $Y - Z$ ， 由第三章例38知

$$f_Y(y) = \begin{cases} ny^{n-1}, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} n(1-z)^{n-1}, & 0 < z < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$E(Y) = \int_0^1 y \cdot ny^{n-1} dy$$

$$= n \cdot \int_0^1 y^n dy = \frac{n}{n+1}$$

$$E(Z) = \int_0^1 z \cdot n(1-z)^{n-1} dz$$

$$= n \int_0^1 (1-t)t^{n-1} dt$$

$$= n \left[\int_0^1 t^{n-1} dt - \int_0^1 t^n dt \right]$$

$$= n \left[\frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right] = \frac{1}{n+1}$$

$$E(Y - Z) = E(Y) - E(Z) = \frac{n}{n+1} - \frac{1}{n+1} = \frac{n-1}{n+1}$$