

## 三. 协方差 相关系数

---

1. 协方差 相关系数的定义

2. 协方差 相关系数的性质

3. 相关与独立

4. 二维正态分布的相关与独立

由期望的性质，若 $X$ 与 $Y$ 独立  $\Rightarrow E(XY) = E(X)E(Y)$

$$E(XY) - E(X)E(Y) = 0$$

$$E\{(X - EX)(Y - EY)\} = 0$$

言外之意，若 $X$ 与 $Y$ 不独立，或许有 $E(XY) - E(X)E(Y) \neq 0$ ，  
或者说数值 $E(XY) - E(X)E(Y)$ 大小可能反映 $X$ 与 $Y$ 间某种关系。

我们定义数值  $E(XY) - E(X)E(Y) = E\{(X - EX)(Y - EY)\}$

为 $X$ 与 $Y$ 的协方差。

## 1. 定义:

(1) 协方差定义: 设  $(X, Y)$  为二维随机变量, 若  $E(X - EX)(Y - EY)$  存在, 则称其为随机变量  $X$  与  $Y$  的协方差, 记为  $\text{Cov}(X, Y)$ , 即:

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X - EX)(Y - EY)$$

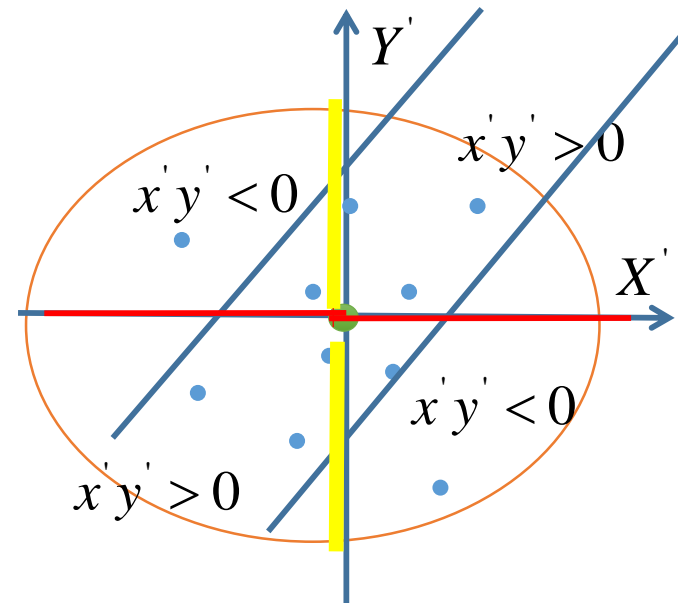
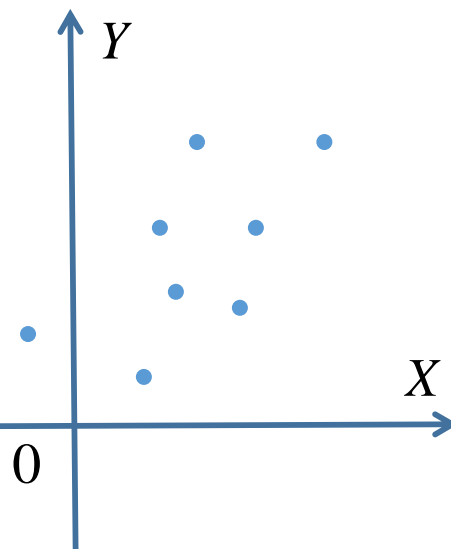
$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, X) &= E(X - EX)(X - EX) \\ &= E(X - EX)^2 = EX^2 - (EX)^2 \\ &= D(X)\end{aligned}$$

二维离散型随机变量  $(X, Y)$  等可能取  $n$  个点,  $(x_1, y_1)(x_2, y_2) \cdots (x_n, y_n)$

$$\text{Cov}(X, Y)$$

$$= E(X - EX)(Y - EY)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i,j=1}^n (\boxed{x_i} - \textcircled{EX})(\boxed{y_j} - \textcircled{EY})$$



$(x'_i, y'_i)$  所在位置: 主要1,3象限, 2,4象限, 或1234象限。

$$= \frac{1}{n} \sum_{i,j=1}^n x'_i y'_j \text{ 的值的大小 } \begin{cases} \text{与 } D(X)D(Y) \text{ 的大小有关} \\ \text{与 } X \text{ 与 } Y \text{ 间的线性关系趋势有关} \end{cases}$$

去除  $D(X), D(Y)$  的因素:  $\frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$  称为  $X$  与  $Y$  的相关系数。

(2) 相关系数: 设  $(X, Y)$  为二维随机变量, 若  $E(X - EX)(Y - EY)$  存在,

则称  $\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$  其为随机变量  $X$  与  $Y$  的相关系数。

$$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = \frac{E(X - EX)(Y - EY)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$

$$= E\left\{\frac{X - EX}{\sqrt{D(X)}}\right\}\left\{\frac{Y - EY}{\sqrt{D(Y)}}\right\} = EX^*Y^*$$

（协方差  $\text{Cov}(X, Y)$  的值含  $DX$ ,  
 $DY$ , 及  $X$  与  $Y$  线性关系两因素）

（相关系数只含有  $X$  与  
 $Y$  线性关系一个因素）

## 2. 性质: (1) 协方差性质:

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X - EX)(Y - EY)$$

i)  $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$

ii)  $\text{Cov}(X, X) = D(X)$

iii) 若 $X$ 与 $Y$ 独立则 $\text{Cov}(X, Y) = 0$ .

iv)  $\text{Cov}(X, b) = 0$

v)  $\text{Cov}(aX, bY) = ab\text{Cov}(X, Y)$ ,  $a, b$ 为常数。

证:  $\text{Cov}(aX, bY) = E\{aX - E(aX)\}\{bY - E(bY)\}$

$$= abE(X - EX)(Y - EY) = ab\text{Cov}(X, Y)$$

$$\text{vi) } \text{Cov}(X_1 \pm X_2, Y) = \text{Cov}(X_1, Y) \pm \text{Cov}(X_2, Y)$$

$$\begin{aligned} \text{证: } \text{Cov}(X_1 + X_2, Y) &= E\{(X_1 + X_2) - E(X_1 + X_2)\}\{Y - E(Y)\} \\ &= E\{(X_1 - EX_1) + (X_2 - EX_2)\}\{Y - EY\} \\ &= E\{(X_1 - EX_1)(Y - EY) + (X_2 - EX_2)(Y - EY)\} \\ &= E\{(X_1 - EX_1)(Y - EY)\} + E\{(X_2 - EX_2)(Y - EY)\} \\ &= \text{Cov}(X_1, Y) + \text{Cov}(X_2, Y) \end{aligned}$$

一般的, 设  $Y, X_1, X_2, \dots, X_n$  都是随机变量, 则

$$\text{Cov}\left(\sum_{i=1}^n X_i, Y\right) = \sum_{i=1}^n \text{Cov}(X_i, Y)$$

$$\text{vii) } \boxed{\text{Cov}(aX + b, Y) = a\text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(b, Y) = a\text{Cov}(X, Y)}$$

$$\text{viii) 随机变量方差和协方差的关系: } = 0$$

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

例1. 设随机变量  $X_1, X_2, \dots, X_{10}$  相互独立, 且都服从参数为  $\lambda$  的

的泊松分布, 并设  $X = \sum_{i=1}^7 X_i$ ,  $Y = \sum_{j=4}^{10} X_j$ , 求  $\text{Cov}(X, Y)$ .

$$\text{解: } \text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}\left(\sum_{i=1}^7 X_i, \sum_{j=4}^{10} X_j\right)$$

$$\begin{aligned} &\text{Cov}(X_1 + X_2, Y) \\ &= \text{Cov}(X_1, Y) + \text{Cov}(X_2, Y) \end{aligned}$$

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



$$\begin{aligned}
&= \text{Cov}\left(\sum_{i=1}^3 X_i + \sum_{i=4}^7 X_i, \sum_{j=4}^7 X_j + \sum_{i=8}^{10} X_i\right) \underset{\text{=0}}{=} \text{Cov}\left(\sum_{i=1}^3 X_i, \sum_{j=4}^7 X_j\right) \\
&\quad + \underset{\text{=0}}{\text{Cov}}\left(\sum_{i=1}^3 X_i, \sum_{i=8}^{10} X_i\right) + \text{Cov}\left(\sum_{i=4}^7 X_i, \sum_{j=4}^7 X_j\right) + \underset{\text{=0}}{\text{Cov}}\left(\sum_{i=4}^7 X_i, \sum_{i=8}^{10} X_i\right) \\
&= \text{Cov}\left(\sum_{i=4}^7 X_i, \sum_{j=4}^7 X_j\right) \\
&= \sum_{j=4}^7 \text{Cov}(X_j, X_j) \\
&= \sum_{j=4}^7 D(X_j) = 4\lambda
\end{aligned}$$

$$\text{Cov}(X, X) = D(X)$$

若 $X$ 与 $Y$ 独立, 则 $\text{Cov}(X, Y) = 0$

## (2) 相关系数的性质

- i)  $|\rho_{XY}| \leq 1$ . 随机变量 $X, Y$ 的取值在一条直线上
- ii)  $|\rho_{XY}| = 1 \Leftrightarrow Y = aX + b$  ( $a, b$ 为常数, 且 $a \neq 0$ )

证: i)  $0 \leq D(\lambda X + Y) = \lambda^2 D(X) + 2\lambda \text{Cov}(X, Y) + D(Y)$ , 则

$$\{2\text{Cov}(X, Y)\}^2 - 4D(X)D(Y) \leq 0; \{2\text{Cov}(X, Y)\}^2 \leq 4D(X)D(Y)$$

$$\rho_{XY}^2 = \left\{ \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} \right\}^2 = \frac{\{\text{Cov}(X, Y)\}^2}{D(X)D(Y)} \leq 1; \longrightarrow |\rho_{XY}| \leq 1.$$

ii) 若  $Y = aX + b$  ( $a, b$  为常数, 且  $a \neq 0$ )

$$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = \frac{\text{Cov}(X, aX + b)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(aX + b)}} = \frac{a}{|a|}; \quad |\rho_{XY}| = 1.$$

反之, 若  $|\rho_{XY}| = 1$ , 考察  $D(X\sqrt{D(Y)} - Y\sqrt{D(X)})$

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

$$= 2D(Y)D(X) - 2\sqrt{D(X)}\sqrt{D(X)}\rho_{XY}\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)} = 0$$

即  $D(\quad) = 0$ ;  $\rightarrow$  则  $(\quad) = \text{常数}$ ;  $\rightarrow$  于是  $E(\quad) = (\quad)$ ;

$$E(X\sqrt{D(Y)} - Y\sqrt{D(X)}) = (X\sqrt{D(Y)} - Y\sqrt{D(X)});$$

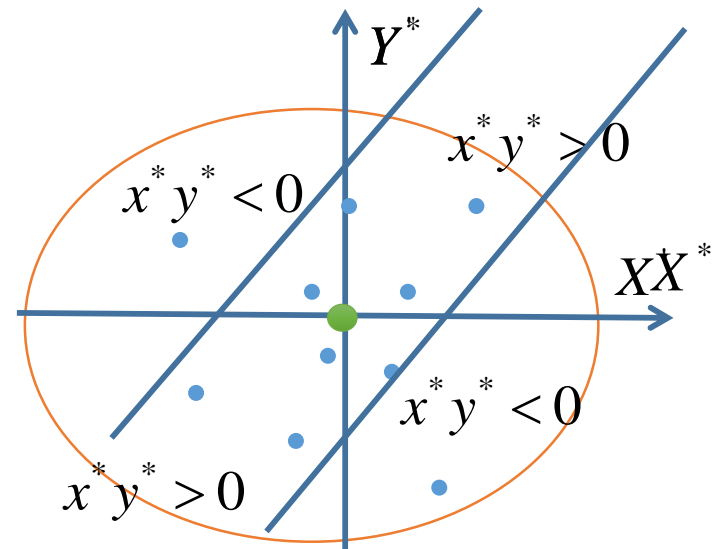
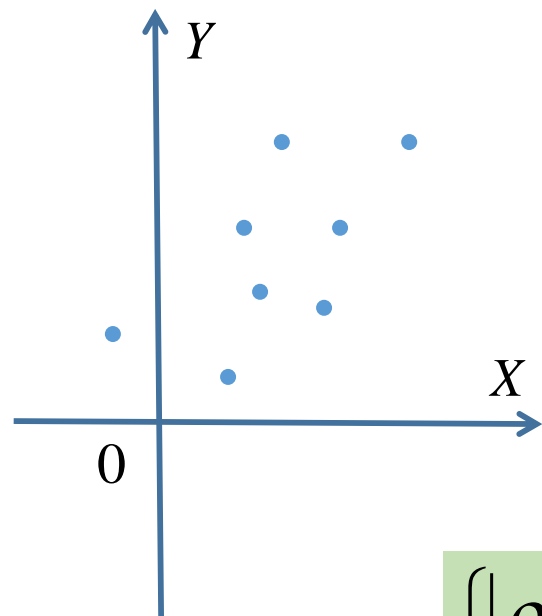
$$Y = X \sqrt{D(Y)} / \sqrt{D(X)} - \frac{E(X\sqrt{D(Y)} - Y\sqrt{D(X)})}{\sqrt{D(X)}}$$

二维随机变量  $(X, Y)$  是平面上等可能  $n$  个点,  $(x_1, y_1)(x_2, y_2) \cdots (x_n, y_n)$

$$\text{Cov}(X, Y)$$

$$= E(X - EX)(Y - EY)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i,j=1}^n (x_i - EX)(y_j - EY)$$



$(x_i^*, y_i^*)$  所在位置: 1,3 象限, 2,4 象限, 或 1234 象限。

$$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = EX^*Y^*$$

$\begin{cases} |\rho_{XY}| = 1 & X \text{ 与 } Y \text{ 完全相关} \\ \rho > 0 & X \text{ 与 } Y \text{ 正相关} \\ \rho < 0 & X \text{ 与 } Y \text{ 负相关} \\ \rho = 0 & X \text{ 与 } Y \text{ 不相关} \end{cases}$

例2. 已知  $\rho_{XY}$ ,  $W = aX + b$ ,  $V = cY + d$ , 求  $\rho_{WV}$

解: 
$$\rho_{WV} = \frac{\text{cov}(W, V)}{\sqrt{DW} \sqrt{DV}}$$

$$\text{Cov}(W, V) = \text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{Cov}(X, Y)$$

$$DW = D(aX + b) = a^2 DX, \quad DV = D(cY + d) = c^2 DY$$

$$\rho_{WV} = \frac{ac \text{cov}(X, Y)}{\sqrt{a^2 DX} \sqrt{c^2 DY}} = \frac{ac \text{cov}(X, Y)}{\sqrt{a^2 c^2} \sqrt{DX} \sqrt{DY}} = \begin{cases} -\rho_{XY} & ac < 0 \\ \rho_{XY} & ac > 0 \end{cases}$$

3.相关与独立:

$X$ 与 $Y$ 独立 没有任何关系	$\xleftrightarrow{\text{必然决定}}$ $\xleftarrow{\text{不能决定}}$	$X$ 与 $Y$ 不相关 没有线性关系
------------------------	---	-------------------------

$X$ 与 $Y$ 独立唯一判断方法:

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} p_{ij} = p_{i\cdot}p_{\cdot j} \text{ 对所有 } i, j \text{ 成立} \\ f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) \end{cases}$$

$X$ 与 $Y$ 不相关判断方法:

$$\begin{cases} \rho_{XY} = 0 \\ \text{Cov}(X, Y) = 0 \\ E(XY) = E(X)E(Y) \\ D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \end{cases}$$

特别的有,  $X$ 与 $Y$ 独立  $\Rightarrow E(XY) = E(X)E(Y)$

但  $X$ 与 $Y$ 独立  $\nLeftarrow E(XY) = E(X)E(Y)$

#### 4.二维正态分布的相关与独立:

$$\text{Cov}(X, Y) = \rho\sigma_1\sigma_2; \rho_{XY} = \rho$$

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

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= E(X - EX)(Y - EY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1)(y - \mu_2) f(x, y) dx dy \\ &= \rho\sigma_1\sigma_2\end{aligned}$$

二维正态分布的重要性质:

$$\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = \frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{\sigma_1\sigma_2} = \rho$$

$$X \text{与} Y \text{独立} \Leftrightarrow \rho = 0 \quad X \text{与} Y \text{独立} \Leftrightarrow X \text{与} Y \text{不相关}$$

在二维正态分布中, 随机变量 $X$ 与 $Y$ 要么独立, 要么只存在线性关系。

正态分布的重要性质：

1.  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 则  $aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$ ; 特别地,  $\frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$
2. 若  $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ ,  $W = aX + bY, V = cX + dY$   
则  $(W, V) \sim N(\mu_W, \mu_V, \sigma_W^2, \sigma_V^2, \rho_{WV})$
3.  $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ , 则  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$   
且均与  $\rho$  无关。
4. 二维正态分布两个随机变量  $X$  与  $Y$  独立  $\Leftrightarrow \rho = 0$



5. 二维正态分布具有可加性:  $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2 \cdots n$ , 相互独立。

$$\sum_{i=1}^n a_i X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2\right).$$

一般的,  $X_1, X_2 \cdots X_n$  独立同分布,  $X_i \sim N(\mu, \sigma^2), i = 1, 2 \cdots n$ ,

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N(n\mu, n\sigma^2), \quad \bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right).$$

6. 若  $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ , 则  $X \pm Y \sim N(E(X \pm Y), D(X \pm Y))$

$$X \pm Y \sim N(\mu_1 \pm \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \pm 2\rho\sigma_1\sigma_2)$$

