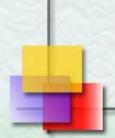
# 第三节矩、协方差及相关系数

- 一、协方差与相关系数的概念及性质
- 二、相关系数的意义
- 三、小结







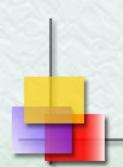


# 一、矩的基本概念

设 X 和 Y 是随机变量,若 $E(X^k)$ ,  $k=1,2,\cdots$  存在,称它为 X 的 k 阶原点矩,简称 k 阶矩.

$$\alpha_k = E(X^k), \quad (k = 1, 2, \cdots)$$
 $k = 1, \quad E(X), \quad k = 2, \quad E(X^2)$ 

#### 连续型



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







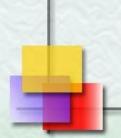
若 
$$\mu_k = E\{[X - E(X)]^k\}, k = 2, 3, \dots$$

存在,称它为X的k**阶中心矩**.

当k=2时,2阶中心矩  $E(X-EX)^2=DX$ 

#### 连续型

$$E\left\{\left[X - E(X)\right]^{k}\right\} = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[X - E(X)\right]^{k} f(x) dx$$









若  $E(X^kY^l)$ ,  $k, l = 1, 2, \cdots$  存在,称它为 X 和 Y 的 k + l 阶混合矩.

若  $E\{[X-E(X)]^k[Y-E(Y)]^l\}, k,l=1,2,\cdots$ 存在,称它为 X 和 Y 的 k+l 阶混合中心矩.

$$k = 1, l = 1, E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$$

协方差 以上所有实质为随机变量函数的期望,所以为数







### 2. 说明

- (1)以上数字特征都是随机变量函数的数学期望;
- (2) 随机变量 X 的数学期望 E(X) 是 X 的一阶原点矩,方差为二阶中心矩,协方差 Cov(X,Y)是 X 与 Y 的二阶混合中心矩;
- (3) 在实际应用中,高于 4 阶的矩很少使用.

三阶中心矩 $E\{[X - E(X)]^3\}$ 主要用来衡量随机变量的分布是否有偏.

四阶中心矩  $E\{[X - E(X)]^4\}$  主要用来衡量随机变量的分布在均值附近的陡峭程度如何.







### 偏度系数

假设X为一随机变量,若随机变量X的 k 阶中

心距 
$$\mu_k = E\{[X - E(X)]^k\}, k = 2, 3, \cdots$$
 存在,

则称 
$$\gamma(X) = \frac{E[X - E(X)]^3}{\left[D(X)\right]^{\frac{3}{2}}}$$

为随机变量X的偏度系数.







### 峰度系数

假设X为一随机变量,若随机变量X的 k 阶中

心距 
$$\mu_k = E\{[X - E(X)]^k\}, k = 2, 3, \cdots$$
 存在,

则称 
$$\kappa(X) = \frac{E[X - E(X)]^4}{\left[D(X)\right]^2}$$

为随机变量X的峰度系数.







### 峰度系数

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

则

$$\kappa(X) = \frac{\mu^4}{\sigma^4} = 3$$

## X总是跟正态分布比较,故也可写成:

$$\kappa(X) = \frac{E[X - E(X)]^4}{\left[D(X)\right]^2} - 3$$



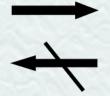




## 二、协方差与相关系数的概念及性质

问题 对于二维随机变量(X,Y):

已知联合分布



边缘分布

这说明对于二维随机变量,除了每个随机变量各自的概率特性以外,相互之间可能还有某种联系.问题是用一个什么样的数去反映这种联系.

数 
$$E[(X-EX)(Y-EY)]$$

反映了随机变量X,Y之间的某种关系







对二维随机变量(X,Y)来说,数字特征EX、EY只反映了X与Y各自的平均值,而DX、DY只反映了X与Y各自离开平均值的偏离程度,它们对X与Y之间的相互联系没有提供任何信息.

自然,我们也希望有一个数字特征能够在一定 程度上反映这种相互联系.







在证明方差的性质(iii)若X与Y相互独立,则 $^{**65\%\%\%\%}$ 

$$D(X+Y)=DX+DY$$
,  $D(X-Y)=DX-DY$ 

时,我们曾得到

$$E(X-EX)(Y-EY)=0.$$

这说明当 $E(X-EX)(Y-EY)\neq 0$ 时,X与Y肯定不独立.

进一步的研究表明E(X-EX)(Y-EY)的数值,在一定程度上反映了X与Y之间的相互联系,因而引入如下的定义.







### 1. 问题的提出

若随机变量 X 和 Y 相互独立,那么

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

若随机变量 X 和 Y 不相互独立

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

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

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

协方差









#### 2. 定义

量  $E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$  称为随机变量 X与Y的协方差.记为Cov(X,Y),即  $Cov(X,Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}.$ 

当 X = Y:

$$Cov(X,X) = E\{[X - E(X)][X - E(X)]\} = D(X).$$

协方差是方差的推广,方差是协方差的特殊情况



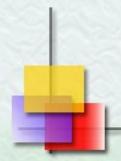




考虑到X与Y的量纲差别有可能太大,故消除量纲影响:

$$\rho_{XY} = \frac{\operatorname{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)}}$$

称为随机变量 X 与 Y 的相关系数.







### 3. 协方差的计算公式

(1) 
$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y);$$

证明 
$$(1)$$
Cov $(X,Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$ 

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

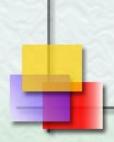
$$= E(XY) - 2E(X)E(Y) + E(X)E(Y)$$

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









(2) 
$$D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2Cov(X,Y)$$
.

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

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

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

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

$$= D(X)+D(Y)+2\operatorname{Cov}(X,Y).$$







#### 4. 说明

- (1) X 和 Y 的相关系数又称为标准 协方差,它是一个无量纲的量.
- (2) 若随机变量 X 和 Y 相互独立

$$\Rightarrow \operatorname{Cov}(X,Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$$

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

$$= 0.$$

(3) 若随机变量 X和Y相互独立

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

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

$$=D(X)+D(Y)+2Cov(X,Y)=D(X)+D(Y).$$







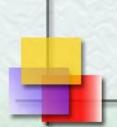
#### 5. 性质

(1) 
$$Cov(X,Y) = Cov(Y,X)$$
;

$$Cov(X,Y) = E\{ [X - E(X)][Y - E(Y)] \}$$

$$= E\{ [Y - E(Y)][X - E(X)] \}$$

$$= Cov(Y,X)$$



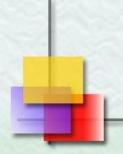




$$Cov(X, X) = D(X);$$

$$Cov(X, C) = 0;$$

$$Cov(X,C) = E\{[X - E(X)][C - E(C)]\}$$
$$= E\{[X - E(X)] \times 0\}$$
$$= E(0) = 0$$







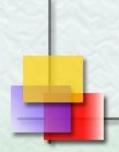


(2) Cov(aX,bY) = ab Cov(X,Y), a,b 为常数;

$$Cov(aX,bY) = E\{ [aX - E(aX)][bY - E(bY)] \}$$

$$= E\{ a[X - E(X)]b[Y - E(Y)] \}$$

$$= abCov(X,Y)$$







(3) 
$$Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$$
.

$$Cov(X_{1} + X_{2}, Y) = E\{ [X_{1} + X_{2} - E(X_{1} + X_{2})] [Y - E(Y)] \}$$

$$= E\{ [X_{1} + X_{2} - [E(X_{1}) + E(X_{2})]] [Y - E(Y)] \}$$

$$= E\{ [X_{1} - E(X_{1}) + X_{2} - E(X_{2})] [Y - E(Y)] \}$$

$$= E\{ [X_{1} - E(X_{1})] [Y - E(Y)] + [X_{2} - E(X_{2})] [Y - E(Y)] \}$$

$$= E\{ [X_{1} - E(X_{1})] [Y - E(Y)] \} + E\{ [X_{2} - E(X_{2})] [Y - E(Y)] \}$$

$$= Cov(X_{1}, Y) + Cov(X_{2}, Y)$$

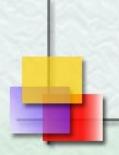






## (4) 若随机变量 X 和 Y 相互独立

$$\Rightarrow$$
 Cov( $X,Y$ ) = 0









例1 设(X,Y) ~  $N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$ ,试求 X 与 Y 的相关系数.

解 由 
$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}$$

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

$$\Rightarrow f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, -\infty < x < +\infty,$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}, -\infty < y < +\infty.$$







$$\Rightarrow E(X) = \mu_1, E(Y) = \mu_2, D(X) = \sigma_1^2, D(Y) = \sigma_2^2.$$

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

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1 - \rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1)(y - \mu_2)$$

$$\cdot e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right]^2} dy dx.$$

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





#### Cov(X,Y)

$$=\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{+\infty}\int_{-\infty}^{+\infty}(\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}tu+\rho\sigma_{1}\sigma_{2}u^{2})e^{-\frac{u^{2}}{2}-\frac{t^{2}}{2}}dtdu$$

$$= \frac{\rho \sigma_1 \sigma_2}{2\pi} \left( \int_{-\infty}^{+\infty} u^2 e^{-\frac{u^2}{2}} du \right) \left( \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right)$$

$$+\frac{\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}{2\pi}\left(\int_{-\infty}^{+\infty}u\mathrm{e}^{-\frac{u^2}{2}}\,\mathrm{d}\,u\right)\left(\int_{-\infty}^{+\infty}t\mathrm{e}^{-\frac{t^2}{2}}\,\mathrm{d}\,t\right)$$

$$=\frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{2\pi}\sqrt{2\pi}\cdot\sqrt{2\pi},$$

故有
$$Cov(X,Y) = \rho \sigma_1 \sigma_2$$
.

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







于是 
$$ho_{XY} = rac{\operatorname{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = 
ho.$$

#### 结论

- (1) 二维正态分布密度函数中,参数  $\rho$  代表了X 与 Y 的相关系数;
- (2) 二维正态随机变量X 与Y 相关系数为零等价于X 与Y 相互独立.







协方差的大小在一定程度上反映了 X 和 Y 相互间的关系,但它还受X与Y本身度量单位的影响. 例如:

 $Cov(kX, kY) = k^2 Cov(X, Y)$ 

为了克服这一缺点,对协方差进行标准化, 这就引入了相关系数.







# 二、相关系数的意义

相关系数刻划了X和Y间"线性相关"的程度. 考虑以X的线性函数a+bX来近似表示Y,









#### 1. 问题的提出

问a,b应如何选择,可使aX + b最接近Y?接近的程度又应如何来衡量?

设 
$$e = E[(Y - (a + bX))^2]$$

则 e 可用来衡量 a + bX 近似表达 Y 的好坏程度.

当 e 的值越小,表示 a + bX 与 Y 的近似程度越好.

确定a,b的值,使e达到最小.







$$e = E[(Y - (a + bX))^{2}]$$

$$= E(Y^{2}) + b^{2}E(X^{2}) + a^{2} - 2bE(XY) + 2abE(X)$$

$$-2aE(Y).$$

将 e 分别关于 a,b 求偏导数,并令它们等于零,得

$$\begin{cases} \frac{\partial e}{\partial a} = 2a + 2bE(X) - 2E(Y) = 0, \\ \frac{\partial e}{\partial b} = 2bE(X^{2}) - 2E(XY) + 2aE(X) = 0. \end{cases}$$

解得 
$$b_0 = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{D(X)}, a_0 = E(Y) - E(X) \frac{\text{Cov}(X,Y)}{D(X)}.$$







将 
$$a_0,b_0$$
 代入  $e = E[(Y - (a + bX))^2]$ 中,得

$$\min_{a,b} e = E[(Y - (a + bX))^{2}]$$

$$= E[(Y - (a_{0} + b_{0}X))^{2}]$$

$$= DY - \frac{Cov^{2}(X,Y)}{DX} = \left[1 - \frac{Cov^{2}(X,Y)}{DXDY}\right]DY = (1 - \rho_{XY}^{2})D(Y).$$







#### 二、相关系数

定义: 设D(X)>0, D(Y)>0, 称

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

为随机变量 X 和 Y 的相关系数.

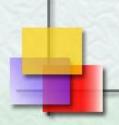
在不致引起混淆时,记  $\rho_{XY}$ 为  $\rho$ .











### 2. 相关系数的意义

当 $|\rho_{XY}|$ 较大时e较小,表明X,Y的线性关系联系较紧密.

当  $\rho_{XY}$  较小时, X,Y 线性相关的程度较差.

当  $\rho_{XY} = 0$  时,称 X 和 Y 不相关.







#### 3. 注意

(1) 不相关与相互独立的关系

相互独立 不相关

(2) 不相关的充要条件

 $1^{\circ}$  X,Y 不相关  $\Leftrightarrow \rho_{XY} = 0$ ;

 $2^{\circ}$  X,Y 不相关  $\Leftrightarrow$  Cov(X,Y) = 0;

 $3^{\circ}$  X,Y 不相关  $\Leftrightarrow$  E(XY) = E(X)E(Y).







#### 4. 相关系数的性质

- $(1) \left| \rho_{XY} \right| \leq 1.$
- $(2)|
  ho_{XY}|=1$ 的充要条件是:存在常数 a,b 使  $P\{Y=a+bX\}=1$ .

证明
$$(1) \min_{a,b} e = E[(Y - (a + bX))^{2}]$$

$$= (1 - \rho_{XY}^{2})D(Y) \ge 0$$

$$\Rightarrow 1 - \rho_{XY}^{2} \ge 0$$

$$\Rightarrow |\rho_{XY}| \le 1.$$







$$(2)|\rho_{XY}| = 1$$
的充要条件是,存在常数  $a,b$  使  $P\{Y = a + bX\} = 1$ .

事实上,
$$|\rho_{XY}| = 1 \Rightarrow E[(Y - (a_0 + b_0 X))^2] = 0$$
  
 $\Rightarrow 0 = E[(Y - (a_0 + b_0 X))^2]$   
 $= D[Y - (a_0 + b_0 X)] + [E(Y - (a_0 + b_0 X))]^2$   
 $\Rightarrow D[Y - (a_0 + b_0 X)] = 0,$   
 $E[Y - (a_0 + b_0 X)] = 0.$ 

由方差性质知

$$P{Y-(a_0+b_0X)=0}=1, \ \ \ \ P{Y=a_0+b_0X}=1.$$







## 反之,若存在常数 $a^*,b^*$ 使

$$P{Y = a^* + b^*X} = 1 \Leftrightarrow P{Y - (a^* + b^*X) = 0} = 1,$$

$$\Rightarrow P\{[Y-(a^*+b^*X)]^2=0\}=1,$$

$$\Rightarrow E\{[Y-(a^*+b^*X)]^2\}=0.$$

### 故有

$$0 = E\{[Y - (a^* + b^*X)]^2\} \ge \min_{a,b} E[(Y - (a + bX))^2]$$
$$= E\{[Y - (a_0 + b_0 X)]^2\} = (1 - \rho_{XY}^2)D(Y)$$

$$\Rightarrow |\rho_{XY}| = 1.$$







# 例2:设二维随机变量(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x^2 + y^2 \le 1 \\ 0, & \text{ #} \end{cases}$$

试验证X和Y不相关,但X和Y不是相互独立的。







#### 解:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} \frac{1}{\pi} dy = \frac{1}{\pi} y \Big|_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2} \quad (|x| \le 1)$$

$$f_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_{-\sqrt{1-y^{2}}}^{\sqrt{1-y^{2}}} \frac{1}{\pi} dx = \frac{1}{\pi} x \Big|_{-\sqrt{1-y^{2}}}^{\sqrt{1-y^{2}}} = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^{2}} \quad (|y| \le 1)$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{-1}^{1} \frac{2x}{\pi} \sqrt{1 - x^2} dx = 0$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \int_{-1}^{1} \frac{2y}{\pi} \sqrt{1 - y^2} dy = 0$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy = \int_{-1}^{1} x dx \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} y \frac{1}{\pi} dy = 0$$

$$\therefore Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 0$$

$$\rho_{xy} = 0$$







### 例3:设二维随机变量(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} 1, & |y| < x, 0 < x < 1 \\ 0, & \text{ }$$

求 Cov(X,Y)







解: 由于 Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)

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

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-x}^{x} 1 dy = 2x (0 < x < 1)$$

$$E(X) = \int_0^1 x^2 2x dx = \int_0^1 2x^2 dx = \frac{2}{3} x^3 \Big|_0^1 = \frac{2}{3} \quad 0 \xrightarrow{y=-x} x$$







$$f_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx \quad |y| < 1 = \begin{cases} \int_{y}^{1} 1 dx = 1 - y, & 0 < y < 1 \\ \int_{-y}^{1} 1 dx = 1 + y, & -1 < y \le 0 \end{cases}$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy$$
  
=  $\int_{0}^{1} x dx \int_{-x}^{x} y dy = \int_{0}^{1} x \cdot \frac{1}{2} (x^{2} - (-x)^{2}) dx = 0$ 

$$Cov(XY) = 0$$







#### 概率论与数理统计

例4 已知离散型随机向量 (X,Y) 的概率分布如右表, 求 Cov(X,Y)

解 容易求得X 的概率分

布为: 
$$P\{X=0\}=0.3$$
,

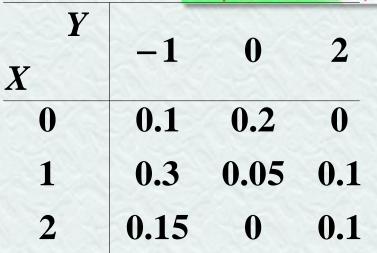
$$P{X = 1} = 0.45,$$

$$P{X = 2} = 0.25;$$

的概率分布为:  $P{Y = -1} = 0.55$ ,

$$P{Y = 0} = 0.25,$$

$$P{Y=2}=0.2,$$











Y X	-1	概率论与	5数理统针
0	0.1	0.2	0
1	0.3	0.05	0.1
2	0.15	0	0.1

 $E(X) = 0 \times 0.3 + 1 \times 0.45 + 2 \times 0.25 = 0.95$ ,  $E(Y) = (-1) \times 0.55 + 0 \times 0.25 + 2 \times 0.2 = -0.15$ 、 **上台** 

$$E(XY) = 0 \times (-1) \times 0.1 + 0 \times 0 \times 0.2 + 0 \times 2 \times 0$$
  
+ 1 \times (-1) \times 0.3 + 1 \times 0 \times 0.5 + 1 \times 2 \times 0.1  
+ 2 \times (-1) \times 0.15 + 2 \times 0 \times 0 + 2 \times 2 \times 0.1 = 0.

于是 cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)=  $0.95 \times 0.15 = 0.1425$ .





# 例5 设 (X,Y) 的分布律为

Y	-2	-1	1	2	$P\{Y=y_i\}$
1	0	1/4	1/4	0	1/2
4	1/4	0	0	1/4	1/2
$P\{Y=x_i\}$	1/4	1/4	1/4	1/4	1

易知 E(X) = 0, E(Y) = 5/2, E(XY) = 0, 于是  $\rho_{XY} = 0$  X, Y 不相关. 这表示 X, Y 不存 在线性关系,但

$$P{X = -2, Y = 1} = 0 \neq P{X = -2}P{Y = 1},$$







这表示 不存在线性关系, 但

 $P\{X=-2, Y=1\}=0 + P\{X=-2\}P\{Y=1\}$ 

知 不是相互独立的.

事实上, 和 具有关系: 的值完全可由

的值所确定.







#### 例6:已知三个随机随机变量X,Y,Z中

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

$$\rho_{XY} = 0$$
 ,  $\rho_{XZ} = \frac{1}{2}$  ,  $\rho_{YZ} = -\frac{1}{2}$ 

$$\mathbf{x}$$
  $E(X+Y+Z)$ ,  $D(X+Y+Z)$ 

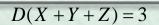
**$$\mathbf{F}$$**:  $E(X+Y+Z)=E(X)+E(Y)+E(Z)=1+1-1=1$ 

$$\begin{split} D\left(X + Y + Z\right) &= D(X + Y) + D(Z) + 2Cov(X + Y, Z) \\ &= D(X) + D(Y) + 2Cov(X, Y) + D(Z) + 2Cov(X, Z) + 2Cov(Y, Z) \end{split}$$

$$Cov(X, Y) = \rho_{XY} \sqrt{D(X)} \sqrt{D(Y)} = 0$$

$$Cov(X,Z) = \rho_{XZ} \sqrt{D(X)} \sqrt{D(Z)} = \frac{1}{2}$$

$$Cov(Y, Z) = \rho_{YZ} \sqrt{D(Y)} \sqrt{D(Z)} = -\frac{1}{2}$$









例7 
$$X \sim N(0,1)$$
 ,  $Y = X^2$  求  $\rho_{XY}$ 

解:

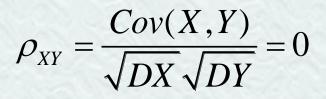
$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}}$$

$$Cov(X,Y) = EXY - EXEY$$

$$EX = 0$$

$$EXY = E(X \cdot X^{2}) = E(X^{3})$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} X^{3} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^{2}}{2}} dx = 0$$









例8 将一枚硬币投掷 n 次,以 X 和 Y 分别表示正面向上和反面向上的次数,则 X 和 Y 的相关系数等于 ( ).

A. -1 B. 0 C.  $\frac{1}{2}$  D. 1

$$n = X + Y$$

$$Y = -X + n$$

$$P\{Y = -X + n\} = 1 \Leftrightarrow |\rho_{XY}| = 1$$

$$\because -X$$

$$\therefore \rho_{XY} = -1$$







## 例9 若随机变量 $X \sim N(0,1)$ , $Y \sim N(1,4)$

且  $\rho_{XY}=1$  , 则 (D).

**A.** 
$$\rho\{Y = -2X - 1\} = 1$$

**B.** 
$$\rho\{Y=2X-1\}=1$$

C. 
$$\rho\{Y = -2X + 1\} = 1$$

**D.** 
$$\rho\{Y=2X+1\}=1$$







# 三、小结

#### 相关系数的意义

当  $|\rho_{XY}|$  较大时, X,Y 的线性相关程度较高.

当  $|\rho_{XY}|$  较小时, X, Y 的线性相关程度较差.

当  $\rho_{XY} = 0$  时, X 和 Y 不相关.





