

# 第四章 随机变量的数字特征

第一节 随机变量的数学期望

第二节 随机变量的方差与矩

➡ 第三节 协方差与相关系数



## 一. 协方差

*covariance*

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

性质 1)  $\text{cov}(X, X) = D(X) \quad E[(X - E(X))(X - E(X))]$

2)  $\text{cov}(X, c) = E[(X - E(X))(c - E(c))] = 0 \quad c \text{ 为常数}$

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

4)  $\text{cov}(aX, bY) = ab \text{cov}(X, Y) \quad a, b \text{ 是常数}$   
 $= E[(aX - E(aX))(bY - E(bY))] = E[ab(X - E(X))(Y - E(Y))]$

5)  $\text{cov}(X + Y, Z) = \text{cov}(X, Z) + \text{cov}(Y, Z)$

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



## 方差与协方差的关系

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

证明：

$$\begin{aligned} D(X + Y) &= E[X + Y - E(X + Y)]^2 \\ &= E\{[X - E(X)] + [Y - E(Y)]\}^2 \\ &= D(X) + D(Y) + 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} \\ &= D(X) + D(Y) + 2 \operatorname{cov}(X, Y) \end{aligned}$$



计算协方差的公式

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

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

证明：由协方差的定义及期望的性质，

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

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

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

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

**注：**显然，若  $X$  与  $Y$  相互独立，则： $\text{cov}(X, Y) = 0$



例1

$X \backslash Y$	1	2	
0	0.2	0.3	0.5
1	0.4	0.1	0.5
	0.6	0.4	

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

解

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

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

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

$$= E(XY) - E(X) \cdot E(Y) = -0.1$$

$$E(X)=0.5, \quad E(Y)=1.4,$$

$$E(XY)=0.6$$

$XY$	0	1	2
$p$	0.5	0.4	0.1

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



例1

$X \backslash Y$	1	2	
0	0.2	0.3	0.5
1	0.4	0.1	0.5
	0.6	0.4	

求

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

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

$$D(X-Y)$$

解 易算得:  $E(X)=0.5$ ,  $E(Y)=1.4$ ,  $E(XY)=0.6$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 0^2 \cdot 0.5 + 1^2 \cdot 0.5 - 0.5^2 = 0.25$$

同理:  $D(Y)=0.24$

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

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

$$= D(X) - D(Y) = 0.01$$

$$D(X-Y) = D(X) + D(Y) - 2\text{cov}(X, Y) = 0.69$$



## 二. 相关系数

$$\begin{aligned}\text{cov}(X, Y) &= E[(X - E(X))(Y - E(Y))] \\ &= E(XY) - E(X) \cdot E(Y)\end{aligned}$$

1. 定义2. 量(无量纲)  $\frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)}}$  称为随机变量

$X, Y$  的相关系数, 记为:  $\rho_{XY}$

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

### 2. 相关系数的性质

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

(2).  $|\rho_{XY}| = 1 \Leftrightarrow$  存在常数  $a, b$ , 使得.

$$P(Y = aX + b) = 1$$

$X$  和  $Y$  以概率 1 存在着线性关系



**定理** 设  $\rho$  为  $X$  与  $Y$  的相关系数

i)  $|\rho| \leq 1$

ii)  $|\rho| = 1 \Leftrightarrow P\{Y = aX + b\} = 1$   $a, b$  为常数且  $a$  不为 0

若  $|\rho_{XY}| = 1$ , 则  $Y$  与  $X$  以概率 1 存在线性关系;

若  $0 \leq |\rho_{XY}| \leq 1$ ,

$|\rho_{XY}|$  的值越接近于 1,  $Y$  与  $X$  线性关系的程度越高;

$|\rho_{XY}|$  的值越接近于 0,  $Y$  与  $X$  线性关系的程度越弱.

若  $\rho_{XY} = 0$ , 则称  $Y$  与  $X$  不相关(没有线性关系)

相关系数刻画了  $X$  和  $Y$  之间线性关系的紧密程度.





### 三. 不相关


定义 若  $\rho_{X,Y} = 0$ , 则称  $X, Y$  不相关

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


等价命题  $X, Y$  不相关

  $\rho_{X,Y} = 0$

  $\text{cov}(X, Y) = 0$    $X, Y$  相互独立

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

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

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

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



例2. 设  $X, Y$  在  $x^2 + y^2 \leq 1$  上服从均匀分布,

$$\text{即: } f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} & x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0 & x^2 + y^2 > 1 \end{cases} \quad f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$$

验证:  $X$  与  $Y$  是不相关的, 但不是相互独立的。

$$\rho_{xy} = 0$$

$$f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$$

证明: 由已知,  $X, Y$  的边缘概率密度为:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2}, & |x| \leq 1 \\ 0, & |x| > 1 \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^2}, & |y| \leq 1 \\ 0, & |y| > 1 \end{cases}$$

显然,  $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$  故  $X$  与  $Y$  是不独立的



$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2}, & |x| \leq 1 \\ 0, & |x| > 1 \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^2}, & |y| \leq 1 \\ 0, & |y| > 1 \end{cases} \quad f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} & x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0 & x^2 + y^2 > 1 \end{cases}$$

奇函数在对称区间上的积分为0

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

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

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

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

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

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

于是得：  $\rho_{xy} = 0$  故得：  $X, Y$  是不相关的。

$X$ 与 $Y$ 不相关，但不相互独立。



独立与不相关的关系:

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

**结论:**  $X$  和  $Y$  独立  $\longrightarrow \rho_{XY} = 0$   $X$  与  $Y$  不相关

反之不一定

但对下述情形, 独立与不相关**等价**:

若  $(X, Y)$  服从二维正态分布, 则:  $\rho_{XY} = \rho$

因此,  $X$  与  $Y$  相互独立  $\Longleftrightarrow X$  与  $Y$  不相关

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

则  $X$  和  $Y$  是相互独立  $\Longleftrightarrow \rho = 0$

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



例3

$X \backslash Y$	1	2	
0	0.2	0.3	0.5
1	0.4	0.1	0.5
	0.6	0.4	

求:  $\rho_{X,Y}$

解 易算得:  $E(X)=0.5$ ,  $E(Y)=1.4$ ,  $E(XY)=0.6$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 \quad D(X)=0.25, \quad D(Y)=0.24$$

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

$$\longrightarrow \text{cov}(X, Y) = -0.1$$

$$\therefore \rho_{X,Y} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} = -0.408$$



例4  $(X, Y)$  的密度为  $f(x, y) = \begin{cases} 2, & 0 < x < y < 1. \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

求:  $\rho_{X,Y}$

解  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x, y) dx dy = \iint_D 2x dx dy = \frac{1}{3}$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x, y) dx dy = \iint_D 2x^2 dx dy = \frac{1}{6}$$

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

→  $D(X) = \frac{1}{18}$ . 同理  $E(Y) = \frac{2}{3}$ ,  $E(Y^2) = \frac{1}{2}$ ,  $D(Y) = \frac{1}{18}$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy = \iint_D 2xy dx dy = \frac{1}{4}$$

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) \quad \rho_{X,Y} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$

→  $\text{cov}(X, Y) = \frac{1}{36}$  →  $\rho_{X,Y} = \frac{1}{2}$



# 复习

## 随机变量的数字特征

	离散型随机变量	连续型随机变量
$X$	$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$ ★	$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$ ★
$D(X)$ $= E[X - E(X)]^2$	$D(X) = \sum_{k=1}^{\infty} (x_k - E(X))^2 p_k$	$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x)dx$
$Y = g(X)$ $g$ 连续	$E(Y) = E[g(X)]$ $= \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k$	$E(Y) = E[g(X)]$ ★ $= \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x)dx$
$Z = g(X, Y)$ $g$ 连续	$E(Z) = E[g(X, Y)]$ $= \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i, y_j) p_{ij}$	$E(Z) = E[g(X, Y)]$ ★ $= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$



# 复习

## 随机变量的数字特征

★ $E(X)$ 性质	$E(c) = c \quad E(cX) = cE(X) \quad E(X+Y) = E(X) + E(Y)$ $X, Y$ 独立 $E(XY) = E(X)E(Y)$
★ $D(X)$ 性质	$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 \quad D(c) = 0 \quad D(cX) = c^2 D(X)$ $X, Y$ 独立, $D(X+Y) = D(X) + D(Y) \quad D(X) = 0 \iff P(X=c) = 1$
★ 协方差	$Cov(X, Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$ $= E(XY) - E(X)E(Y)$ $D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2cov(X, Y)$ 独立 $= D(X) + D(Y)$
相关系数	$\rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X)} \cdot \sqrt{D(Y)}}$ (1). $ \rho_{XY}  \leq 1$ (2). $ \rho_{XY}  = 1 \iff$ 存在常数 $a, b$ , 使得: $P(Y = aX + b) = 1$





# 复习

## ★ 几种常见分布的数学期望和方差

	概率分布		$E(X)$	$D(X)$
离散型	(0-1) 分布	$X \sim B(1, p)$	$p$	$pq$
	二项分布	$X \sim B(n, p)$	$np$	$npq$
	泊松分布	$X \sim P(\lambda)$	$\lambda$	$\lambda$
连续型	均匀分布	$X \sim U(a, b)$	$(a + b)/2$	$(b - a)^2 / 12$
	指数分布	$X \sim \text{Exp}(\theta)$	$\theta$	$\theta^2$
	正态分布	$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$\mu$	$\sigma^2$

