M

§ 4.3 协方差及相关系数

一、协方差及相关系数的定义

定义. 如果E(X), E(Y) 以及 $E\{[X-E(X)][Y-E(Y)]\}$ 都 存在,则称 $E\{[X-E(X)][Y-E(Y)]\}$ 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
$$+\infty > \sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)} > 0$$
 时,称 $\rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$

为随机变量 X 与 Y 的相关系数.

М

由定义即知

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

一般情况下,由上述定义及(2.5)式知:

$$D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2Cov(X,Y)$$
 (3.1)

Cov(X,Y) 的计算公式:

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$
 (3.2)

м

协方差的性质:

- 1. Cov(X,X) = DX
- 2、Cov(aX,bY) = abCov(X,Y). a,b 是常数
- 3. $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$
- 4、当X, Y相互独立时,Cov(X,Y)=0

Ŋ.

定理
$$1^0$$
 $|\rho_{XY}| \leq 1$

 2^{0} $|\rho_{XY}|=1$ 的充要条件是,存在常数 $b \neq 0$ 及a,使 $P\{Y=a+bX\}=1$

证:充分性显然成立。考虑必要性,算一算

$$E\{[Y-EY-b(X-EX)]^2\}$$
。由数学期望的性质得

$$0 \le E\{[(Y - EY) - b(X - EX)]^2\}$$

$$= E(Y - EY)^{2} + b^{2}E(X - EX)^{2} - 2bE[(Y - EY)(X - EX)]$$

∴
$$D(Y)+b^2D(X)-2bCov(X,Y)\geq 0$$
 对一切 b 成立.

$$\therefore [Cov(X,Y)]^2 \le D(Y)D(X)$$

所以 $a) [Cov(X,Y)]^2 \le D(Y)D(X)$

b)
$$|\rho_{XY}|=1 \Leftrightarrow [Cov(X,Y)]^2=D(Y)D(X)$$

- \Leftrightarrow 存在常数 $b \neq 0$ 使得 $D(Y) + b^2D(X) 2bCov(X,Y) = 0$
- ⇔ 存在常数 $b \neq 0$ 使得 $E\{[Y-EY-b(X-EX)]^2\}=0$
- \Leftrightarrow 存在常数 $b \neq 0$ 使得P(Y = EY + b(X EX)) = 1
 - ⇔ 存在常数 $b \neq 0$ 及a使得P(Y = bX + a) = 1

其中常数b是

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

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

2. 当 $|\rho_{XY}|$ =1时,X与Y有完全的线性关系,

即存在常数
$$b = \rho_{XY} \frac{\sqrt{D(Y)}}{\sqrt{D(X)}}$$
和 $a = EY - bEX$,

使
$$P{Y = bX + a} = 1$$
。

性质:

- 3. 当 $|\rho_{XY}|$ 逐渐减小时, X与Y的线性关系越来越差; 当 $|\rho_{XY}|$ = 0时, X与Y完全没有线性关系, 此时称X与Y不相关.
- 4. 若X与Y相互独立,则X与Y不相关。但反之 未必成立。因此"不相关"不是"没有关系"!

м

例1. 设(X,Y)的联合分布律为

X	-2	-1	1	2
1	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	0
4	$\frac{1}{4}$	0	0	$\frac{1}{4}$

此时有 $X = Y^2$

而且 E(Y) = 0, E(X) = 5/2, E(XY) = 0,于是 $\rho_{XY} = 0,$

例2 设(X,Y)服从二维正态分布,它的概率 密度如下,求X和Y的相关系数.

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}}$$

$$\exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^{2})}\left[\frac{(x-\mu_{1})^{2}}{\sigma_{1}^{2}} - 2\rho\frac{(x-\mu_{1})(y-\mu_{2})}{\sigma_{1}\sigma_{2}} + \frac{(y-\mu_{2})^{2}}{\sigma_{2}^{2}}\right]\right\}$$

$$f_{X}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{1}}e^{-\frac{(x-\mu_{1})^{2}}{2\sigma_{1}^{2}}} f_{Y}(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{2}}e^{-\frac{(y-\mu_{2})^{2}}{2\sigma_{2}^{2}}}$$

$$D(X) = \sigma_{1}^{2}, D(Y) = \sigma_{2}^{2}, \rho_{XY} = \rho$$

详细计算过程见111页。

作业: 27 (4) (5), 31, 32