第三节 协方差及相关系数

- 协方差
- 相关系数
- 课堂练习
- 一 小结 布置作业



前面我们介绍了随机变量的数学期望和方差,对于二维随机变量(X,Y),我们除了讨论X与Y的数学期望和方差以外,还要讨论描述X和Y之间关系的数字特征,这就是本讲要讨论的

协方差和相关系数



一、协方差

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

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

2.简单性质

- $(1) \quad Cov(X,Y) = Cov(Y,X)$
- (2) Cov(aX,bY) = ab Cov(X,Y) a,b 是常数
- (3) $Cov(X_1+X_2,Y) = Cov(X_1,Y) + Cov(X_2,Y)$



3. 计算协方差的一个简单公式

由协方差的定义及期望的性质,可得

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

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

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

即

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

可见,若X与 Y独立, Cov(X,Y)=0.



特别地

$$Cov(X,X) = E(X^{2}) - E(X)^{2} = D(X)$$

4. 随机变量和的方差与协方差的关系

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



例1 已知离散型随机向量(X,Y)的概率分布为

Y X	-1	0	2
0	0.1	0.2	0
1	0.3	0.05	0.1
2	0.15	0	0.1

求cov(X,Y)



解 计算E(X),

$X \setminus X$	-1	0	2
0	0.1	0.2	0
1	0.3	0.05	0.1
2	0.15	0	0.1

 $x_i p_{ij}$



0	0	0
0.3	0.05	0.1
0.3	0	0.2

求和

$$E(X)=0.95$$





计算E(Y),

X	-1	0	2
0	0.1	0.2	0
1	0.3	0.05	0.1
2	0.15	0	0.1

 $y_{j}p_{ij}$



-0.1	0	0
-0.3	0	0.2
-0.15	0	0.2

$$E(Y) = -0.15$$





计算E(XY),

X	-1	0	2
0	0.1	0.2	0
1	0.3	0.05	0.1
2	0.15	0	0.1

 $x_i y_j p_{ij}$



0	0	0
-0.3	0	0.2
-0.3	0	0.4

求和

$$E(XY)=0$$





$$E(X)$$
=0.95, $E(Y)$ =-0.15, $E(XY)$ =0 于是

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

=0.95×0.15=0.1425



例2 设连续型随机变量(X,Y)的密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} 8xy, & 0 \le x \le y \le 1 \\ 0, & \sharp \ \ \end{cases}$$

求cov(X,Y)和D(X+Y).

解:由(X,Y)的密度函数求边缘密度函数

$$f_X(x) = \begin{cases} 4x(1-x^2), & 0 \le x \le 1, \\ 0, & \sharp \ \dot{\Xi}. \end{cases}$$



$$f_Y(y) = \begin{cases} 4y^3, & 0 \le y \le 1, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

于是

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) \, dx = \int_0^1 x \cdot 4x (1 - x^2) \, dx = 8/15$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) \, dy = \int_0^1 y \cdot 4y^3 \, dy = 4/5$$

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

$$= \int_0^1 dx \int_x^1 xy \cdot 8xy \, dy = 4/5$$



从而得
$$cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$= \frac{4}{9} - \frac{4}{5} \cdot \frac{8}{15} = \frac{4}{225}.$$

又

$$E(X^{2}) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2} f_{X}(x) dx = \int_{0}^{1} x^{2} 4x (1 - x^{2}) dx = \frac{1}{3}$$

$$E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 f_Y(y) \, dy = \int_0^1 y^2 4y^3 \, dy = \frac{2}{3}$$



所以

$$D(X) = E(X^{2}) - [E(X)]^{2} = \frac{1}{3} - \left(\frac{8}{15}\right)^{2} = \frac{11}{225}$$

$$D(Y) = E(Y^2) = [E(Y)]^2 = \frac{2}{3} - \left(\frac{4}{5}\right)^2 = \frac{2}{75}$$

故

$$D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2\operatorname{cov}(X,Y)$$
$$= \frac{11}{225} + \frac{2}{75} + \frac{8}{225} = \frac{1}{9}.$$





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

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 ρ_{XY} 为 ρ .



相关系数的性质:

$$1. |\rho| \leq 1$$

证:由方差的性质和协方差的定义知,

对任意实数 b

$$0 \leq D(Y-bX) =$$

由于方差D(Y)是正的,故必有

1-
$$\rho^2 \ge 0$$
,所以 $|\rho| \le 1$.

$$D(Y-bX) = D(Y) - \frac{[Cov(X,Y)]^2}{D(X)}$$

$$= D(Y)[1 - \frac{[Cov(X,Y)]^2}{D(X)D(Y)}] = D(Y)[1 - \rho^2]$$

2. $X和Y独立时, \rho = 0$,但其逆不真.

由于当X和Y独立时,Cov(X,Y)=0.

故
$$\rho = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{D(X)D(Y)}} = \mathbf{0}$$

但由 $\rho = 0$ 并不一定能推出X和Y独立.

请看下例.



例3 设X服从(-1/2, 1/2)内的均匀分布,而 $Y=\cos X$.

X的密度函数

$$f(x) = \begin{cases} 1 & -\frac{1}{2} < x < \frac{1}{2} \\ 0 & 其它 \end{cases}$$
 可得 $E(X) = 0$

$$E(XY) = E(X\cos X) = \int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} x\cos x f(x) dx = 0$$

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

因而 $\rho=0$,即X和Y不相关.

但Y与X有严格的函数关系,即X和Y不独立.



$$3.|\boldsymbol{\rho}|=1$$

李 存在常数 $a,b(b\neq 0)$,使 $P\{Y=a+b|X\}=1$,

即 X 和 Y 以概率 1 线性相关.

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,

以均方误差

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

来衡量以a + b X近似表示Y的好坏程度:

e 值越小表示 a + bX 与 Y 的近似程度越好.

用微积分中求极值的方法,求出使e达到最小时的a,b



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

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

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

这样求出的

最佳逼近为

$$L(X) = a_0 + b_0 X$$

解得

$$b_0 = \frac{Cov(X,Y)}{D(X)}$$

$$a_0 = E(Y) - b_0 E(X)$$





这样求出的最佳逼近为 $L(X)=a_0+b_0X$

这一逼近的剩余是

$$E[(Y-L(X))^2] = D(Y)(1-\rho^2)$$

可见, 若 $\rho = \pm 1$, Y 与 X 有严格线性关系;

若 $\rho = 0$, Y 与 X 无线性关系;

若0<| *ρ*|<1,

 $|\rho|$ 的值越接近于1, Y与X的线性相关程度越高;

|P| 的值越接近于0, Y = X的线性相关程度越弱.



前面,我们已经看到:

者X与Y独立,则X与Y不相关,

但由X与Y不相关,不一定能推出X与Y独立.

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

X与Y独立 \Leftrightarrow X与Y不相关



例4设(X,Y)服从二维正态分布,它的概率 密度为

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

求X和Y的相关系数 ρ_{XY} .



解:

$$cov(X,Y) = \frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu_{1})(y-\mu_{2})$$

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

$$+\frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\Bigg]\Bigg\} dx dy$$

在上式中令

$$t = \frac{x - \mu_1}{\sigma_1}, u = \frac{y - \mu_2}{\sigma_2}, dx = \sigma_1 dt, dy = \sigma_2 du$$



$$cov(X,Y) = \frac{\sigma_1 \sigma_2}{2\pi \sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} tu e^{\frac{-1}{2(1-\rho^2)}(t^2 - 2\rho tu + u^2)} dt du$$

而指数上的

$$t^2-2\rho tu+u^2=t^2-2\rho tu+(\rho u)^2+u^2-(\rho u)^2$$

= $(t-\rho u)^2+u^2(1-\rho^2)$, 因此

$$\frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[(t-\rho u)^2 + u^2(1-\rho^2) \right]$$

$$=\frac{-(t-\rho u)^2}{2(1-\rho^2)}-\frac{u^2}{2}$$



因此,

$$cov(X,Y) = \frac{\sigma_1 \sigma_2}{2\pi \sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} tu e^{\frac{-1}{2(1-\rho^2)}(t^2 - 2\rho tu + u^2)} dt du$$

$$= \frac{\sigma_1 \sigma_2}{2\pi \sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} tu e^{-\frac{u^2}{2}} e^{-\frac{(t-\rho u)^2}{2(1-\rho^2)}} dt du$$

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

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



因此二维正态随机变量(X,Y)的概率密度中的参数 ρ 就是X和Y的相关系数,因而二维正态随机变量的分布完全可由X,Y各自的数学期望,方差以及它们的相关系数所确定.

注: 若(X,Y)服从二维正态分布,则X与Y相互独立,当且仅当X与Y不相关.



三、 原点矩 中心矩

定义 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

若
$$E\{[X-E(X)]^k\}, k=2,3,\cdots$$

存在,称它为X的k阶中心矩

可见,均值E(X)是X一阶原点矩,方差D(X)

是X的二阶中心矩。



设X和Y是随机变量,若

$$E(X^kY^L)$$
 k,L=1,2,... 存在,

称它为X和Y的k+L阶混合(原点)矩.

若 $E\{[X-E(X)]^k[Y-E(Y)]^L\}$ 存在,

称它为X和 Y的 k+L 阶混合中心矩.

可见,

协方差Cov(X,Y)是X和Y的二阶混合中心矩.



四、课堂练习

1、设随机变量 (X, Y) 具有概率密度

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{8}(x+y) & 0 \le x \le 2, 0 \le y \le 2\\ 0 & \text{ } \sharp \text{ } \boxminus$$

求E(X),E(Y),Cov(X,Y),D(X+Y)。

2、设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$, 且设X, Y相互独立 试求 $Z_1 = \alpha X + \beta Y$ 和 $Z_2 = \alpha X - \beta Y$ 的相关系数(其中 α , β 是不全为零的常数)。



1.
$$\Re E(X) = E(Y) = \frac{7}{6}, Cov(X, Y) = -\frac{1}{36}, D(X + Y) = \frac{5}{9}$$

$$2、解 D(X) = D(Y) = \sigma^2$$

$$D(Z_1) = D(\alpha X + \beta Y) = \alpha^2 D(X) + \beta^2 D(Y) = (\alpha^2 + \beta^2)\sigma^2$$

$$D(Z_2) = D(\alpha X - \beta Y) = \alpha^2 D(X) + \beta^2 D(Y) = (\alpha^2 + \beta^2)\sigma^2$$

$$Cov(Z_1, Z_2) = Cov(\alpha X + \beta Y, \alpha X - \beta Y)$$

$$= \alpha^2 Cov(X, X) - \beta^2 Cov(Y, Y) = \alpha^2 D(X) - \beta^2 D(Y)$$

$$= (\alpha^{2} - \beta^{2})\sigma^{2}$$

$$\rho_{Z_{1}Z_{2}} = \frac{Cov(Z_{1}, Z_{2})}{\sqrt{D(Z_{1})}\sqrt{D(Z_{2})}} = \frac{\alpha^{2} - \beta^{2}}{\alpha^{2} + \beta^{2}}$$



五、小结

这一节我们介绍了协方差、相关系数、 相关系数是刻划两个变量间线性相关程度的一个重 要的数字特征.

注意独立与不相关并不是等价的.

当(X,Y) 服从二维正态分布时,有

X与 Y独立 \Leftrightarrow X与 Y不相关



六、布置作业

习题4-3(p110)3、6、10