Lec-15. 协方差与相关系数、矩

主讲教师: 吴利苏 (wulisu@sdust.edu.cn) 主 页: wulisu.cn

本次课内容

1. 协方差及相关系数

2. 矩、协方差矩阵

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

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

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

• 若 X, Y 相互独立,则 $Cov(X, Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} = 0.$

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

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

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

• 若 X, Y 相互独立,则 $Cov(X, Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} = 0.$

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

• $Cov(X, Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$ 定义为协方差.

协方差和相关系数

定义

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

称为随机变量 X与 Y的协方差(covariance).

$$\boldsymbol{\rho}_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$

称为 X 与 Y 的相关系数(correlation coefficient).

本节公式

• 协方差的计算公式:

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

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

• 相关系数

$$\boldsymbol{\rho}_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X)D(Y)}}.$$

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

例

设随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 < x < y, \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

求 ρ_{XY} .

解:

$$\begin{split} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x,y) \, dx dy \\ &= \int_{0}^{\infty} dy \int_{0}^{y} x e^{-y} dx = \int_{0}^{\infty} \frac{y^{2}}{2} e^{-y} dy = \frac{\Gamma(3)}{2} = \frac{2!}{2} = 1 \\ E(X^{2}) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} f(x,y) \, dx dy \\ &= \int_{0}^{\infty} dy \int_{0}^{y} x^{2} e^{-y} dx = \int_{0}^{\infty} \frac{y^{3}}{3} e^{-y} dy = \frac{\Gamma(4)}{3} = \frac{3!}{3} = 2 \end{split}$$
 If $X > D(X) = E(X^{2}) - (E(X))^{2} = 1.$

5/38

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} yf(x, y) dxdy$$

$$= \int_{0}^{\infty} dy \int_{0}^{y} ye^{-y} dx = \int_{0}^{\infty} y^{2}e^{-y} dy = \Gamma(3) = 2! = 2$$

$$E(Y^{2}) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y^{2}f(x, y) dxdy$$

$$= \int_{0}^{\infty} dy \int_{0}^{y} y^{2}e^{-y} dx = \int_{0}^{\infty} y^{3}e^{-y} dy = \Gamma(4) = 3! = 6$$

$$\text{Fig. } D(Y) = E(Y^{2}) - (E(Y))^{2} = 2.$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyf(x, y) dxdy$$

= $\int_{0}^{\infty} dy \int_{0}^{y} xye^{-y} dx = \int_{0}^{\infty} \frac{y^{3}}{2} e^{-y} dy = \frac{\Gamma(4)}{2} = \frac{3!}{2} = 3$

$$Cov(X, V)$$
 $\sqrt{2}$

所以 Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 1,

$$oldsymbol{
ho}_{XY} = rac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X) \cdot D(Y)}} = rac{\sqrt{2}}{2}.$$

协方差的性质

性质 (对称性)

- **1.**<math>Cov(X, Y) = Cov(Y, X).
- **2.** Cov(X, X) = D(X).

协方差的性质

性质 (对称性)

- **1.**Cov(X, Y) = Cov(Y, X).
- **2.** Cov(X, X) = D(X).

性质 (双线性)

- **3.** $Cov(aX, bY) = ab \cdot Cov(X, Y), a, b \in \mathbb{R}.$
- **4.** $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y).$

协方差的性质

性质 (对称性)

- 1. Cov(X, Y) = Cov(Y, X).
- **2.** Cov(X, X) = D(X).

性质 (双线性)

- **3.** $Cov(aX, bY) = ab \cdot Cov(X, Y), a, b \in \mathbb{R}.$
- **4.** $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y).$
- **5.** Cov(X + C, Y) = Cov(X, Y).

例

计算 Cov(3X+2Y,2X).

性质

下列说法等价(TFAE):

- 1. X, Y 不相关.
- **2.** $\rho_{XY} = 0.$
- **3.** Cov(X, Y) = 0.
- **4.** E(XY) = E(X)E(Y).

Cov(X, Y) 反应了 X 与 Y 的线性相关性.

• 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.

- 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.
- 当 Cov(X, Y) < 0 时, X 与 Y 负相关.

- 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.
- 当 Cov(X, Y) < 0 时, X 与 Y 负相关.
- 当 Cov(X, Y) = 0 时, X 与 Y (线性) 不相关.

- 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.
- 当 Cov(X, Y) < 0 时, X 与 Y 负相关.
- 当 Cov(X, Y) = 0 时, X 与 Y (线性) 不相关.
- 若 X 与 Y 相互独立,则 Cov(X,Y)=0.

- 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.
- 当 Cov(X, Y) < 0 时, X 与 Y 负相关.
- 当 Cov(X, Y) = 0 时, X 与 Y (线性) 不相关.
- 若 X 与 Y 相互独立, 则 Cov(X, Y) = 0.
 - 相互独立 ⇒ 不相关;

- 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.
- 当 Cov(X, Y) < 0 时, X 与 Y 负相关.
- 当 Cov(X, Y) = 0 时, X 与 Y (线性) 不相关.
- 若 X 与 Y 相互独立, 则 Cov(X, Y) = 0.
 - 相互独立 ⇒ 不相关;
 - 相互独立 # 不相关;

Cov(X, Y) 反应了 X 与 Y 的线性相关性.

- 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.
- 当 Cov(X, Y) < 0 时, X 与 Y 负相关.
- 当 Cov(X, Y) = 0 时, X 与 Y(线性) 不相关.
- 若 X 与 Y 相互独立, 则 Cov(X,Y)=0.
 - 相互独立 ⇒ 不相关;
 - 相互独立 # 不相关;

注: 这里 X, Y 不相关是指 X 和 Y 没有线性关系, 而不是指完全没有关系. X, Y 相互独立是指 X 和 Y 完全没有关系 (包括线性关系).

Cov(X, Y) 反应了 X 与 Y 的线性相关性.

- 当 Cov(X, Y) > 0 时, X 与 Y 正相关.
- 当 Cov(X, Y) < 0 时, X 与 Y 负相关.
- 当 Cov(X, Y) = 0 时, X 与 Y(线性) 不相关.
- 若 X 与 Y 相互独立, 则 Cov(X,Y)=0.
 - 相互独立 ⇒ 不相关;
 - 相互独立 # 不相关;

注: 这里 X, Y 不相关是指 X 和 Y 没有线性关系, 而不是指完全没有关系. X, Y 相互独立是指 X 和 Y 完全没有关系 (包括线性关系).

例 (反例)

(X, Y) 的分布律为

X Y	-2	-1	1	2	$P\{Y=j\}$
1	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{2}$
4	$\frac{1}{4}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
$P\{X=i\}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	1

则 X 与 Y 不相关, 且不相互独立.

例 (反例)

(X, Y) 的分布律为

X Y	-2	-1	1	2	$P\{Y=j\}$
1	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{2}$
4	$\frac{1}{4}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
$P\{X=i\}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	1

则 X与 Y不相关, 且不相互独立.

实际上, X与 Y非线性相关, 但 $Y = X^2$.

• 相关系数刻画了两个随机变量的线性近似程度, 即 a + bX 与 Y 的最大近似程度.

- 相关系数刻画了两个随机变量的线性近似程度, 即 a + bX 与 Y 的最大近似程度.
 - $-1 \le \rho_{XY} \le 1$.

- 相关系数刻画了两个随机变量的线性近似程度, 即 a + bX 与 Y 的最大近似程度.
 - $-1 \le \rho_{XY} \le 1$.
 - 当 $\rho_{XY} > 0$ 时, X 和 Y 是正相关的. 特别地, 若 $\rho_{XY} = 1$, 则存在 a > 0, 使得 Y = aX + b 几乎完全成立.

- 相关系数刻画了两个随机变量的线性近似程度, 即 a + bX 与 Y 的最大近似程度.
 - $-1 \le \rho_{XY} \le 1$.
 - 当 $\rho_{XY} > 0$ 时, X 和 Y 是正相关的. 特别地, 若 $\rho_{XY} = 1$, 则存在 a > 0, 使得 Y = aX + b 几乎完全成立.
 - 当 $\rho_{XY} < 0$ 时, X 和 Y 是负相关的. 特别地, 若 $\rho_{XY} = 1$, 则存在 a < 0, 使得 Y = aX + b 是几乎完全成立.

- 相关系数刻画了两个随机变量的线性近似程度, 即 a + bX 与 Y 的最大近似程度.
 - $-1 \le \rho_{XY} \le 1$.
 - 当 $\rho_{XY} > 0$ 时, X 和 Y 是正相关的. 特别地, 若 $\rho_{XY} = 1$, 则存在 a > 0, 使得 Y = aX + b 几乎完全成立.
 - 当 $\rho_{XY} < 0$ 时, X 和 Y 是负相关的. 特别地, 若 $\rho_{XY} = 1$, 则存在 a < 0, 使得 Y = aX + b 是几乎完全成立.
 - 当 $\rho_{XY} = 0$ 时, X 和 Y 是不相关, 即它们不存在线性关系.

• 定义均方误差

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

e 越小, a+bX与 Y 近似程度越好. 确定 a 与 b 的值, 使得 e 达到最小.

• 定义均方误差

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

e越小, a+bX与 Y近似程度越好. 确定 a与 b的值, 使得 e达到最小.

• \bar{x} e = e(a, b) 的最小值.

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

$$= E(Y^{2}) + b^{2}E(X^{2}) + a^{2}$$

$$- 2bE(XY) + 2abE(X) - 2aE(Y).$$

• 对 e 分别关于 a. b 求偏导数, 并令它们等于零.

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

得
$$\begin{cases}
b_0 = \frac{Cov(X,Y)}{D(X)}, \\
a_0 = E(Y) - b_0 E(X) = E(Y) - E(X) \frac{Cov(X,Y)}{D(X)}
\end{cases}$$

则

$$e_{\min} = e(a_0, b_0) = E([Y - (a_0 + b_0 X)]^2) = (1 - \rho_{XY}^2)D(Y).$$

 ρ_{XY} 是表示 X, Y 之间线性相关程度的数字特征.

- 当 $|\mathbf{p}_{XY}|$ 较大时, e 较小, 表明 X, Y 的线性关系较紧密.
- 当 $|\mathbf{p}_{XY}|$ 较小时, e 较大, 表明 X, Y 的线性关系较差.
- $\beta \rho_{XY} = 0$ 时, X, Y 不相关.

相关系数的性质

定理

- **(1.)** $|\rho_{XY}| \leq 1$;
- (2.) $|\rho_{XY}| = 1 \Leftrightarrow \exists a, b \text{ s.t.}$

$$P\{Y=a+bX\}=1.$$

相关系数的性质

定理

- **(1.)** $|\rho_{XY}| \leq 1$;
- (2.) $|\boldsymbol{\rho}_{XY}| = 1 \Leftrightarrow \exists a, b \text{ s.t.}$

$$P\{Y = a + bX\} = 1.$$

证明: (1)
$$E[Y - (a_0 + b_0 X)]^2 = (1 - \boldsymbol{\rho}_{XY}^2) D(Y)$$
, $E[Y - (a_0 + b_0 X)]^2 \ge 0$, $D(Y) \ge 0$, 所以 $1 - \boldsymbol{\rho}_{XY}^2 \ge 0 \Rightarrow |\boldsymbol{\rho}_{XY}| \le 1$.

(2) "⇒" 若
$$|\rho_{XY}| = 1$$
, 则
$$D(Y - (a_0 + b_0 X)) = E\{[Y - (a_0 + b_0 X)]^2\}$$

$$= E(Y - (a_0 + b_0)X))^2$$

$$= 0 - \{E(Y - (a_0 + b_0)X)\}^2$$

$$D(Y - (a_0 + b_0 X)) = 0$$
$$E(Y - (a_0 + b_0 X)) = 0.$$

由方差的性质 4. 知

因此

$$P\{Y = a_0 + b_0 X\} = 1.$$

"
$$\Leftarrow$$
" 若 $\exists a^*, b^*$, s.t $P\{Y = a^* + b^*X\} = 1$, 即

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

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

$$0 = E\{[Y - (a^* + b^*X)]^2\} \ge \min E\{[Y - (a + bX)]^2\}$$
$$= E\{Y - (a_0 + b_0X)^2\}$$
$$= (1 - \rho_{YY}^2)D(Y)$$

故
$$|\boldsymbol{\rho}_{XY}| = 1$$
.

性质

取标准化变量

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}, Y^* = \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}}.$$

 $\mathbb{N} \boldsymbol{\rho}_{XY} = \operatorname{Cov}(X^*, Y^*).$

性质

取标准化变量

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}, \ Y^* = \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}}.$$
 If $\rho_{XY} = Cov(X^*, Y^*)$.

证:

$$Cov(X^*, Y^*) = Cov\left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}, \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}}\right)$$
$$= \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$
$$= \rho_{XY}.$$

例

设 $(X, Y) \sim N(\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\mu}_2, \boldsymbol{\sigma}_1^2, \boldsymbol{\sigma}_2^2, \boldsymbol{\rho})$, 求 X 与 Y 的相关系数.

设 $(X, Y) \sim N(\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\mu}_2, \boldsymbol{\sigma}_1^2, \boldsymbol{\sigma}_2^2, \boldsymbol{\rho})$, 求 X 与 Y 的相关系数.

解:
$$\forall x, y \in \mathbb{R}$$
,
$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right)$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, \qquad f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}$$

$$\rho_{XY} = Cov(X^*, Y^*) = E(X^*Y^*) - E(X^*)E(Y^*) = E(X^*Y^*).$$

$$\times \exp\left(\frac{-1}{2(1-\boldsymbol{\rho}^2)} \left[\frac{(x-\boldsymbol{\mu}_1)^2}{\boldsymbol{\sigma}_1^2} - \frac{2\boldsymbol{\rho}(x-\boldsymbol{\mu}_1)(y-\boldsymbol{\mu}_2)}{\boldsymbol{\sigma}_1\boldsymbol{\sigma}_2} + \frac{(y-\boldsymbol{\mu}_2)^2}{\boldsymbol{\sigma}_2^2} \right] \right) dxdy$$

$$\Leftrightarrow u = \frac{x-\boldsymbol{\mu}_1}{\boldsymbol{\sigma}_1}, v = \frac{y-\boldsymbol{\mu}_2}{\boldsymbol{\sigma}_2}, |J| = \left| \frac{\partial(x,y)}{\partial(u,v)} \right| = \boldsymbol{\sigma}_1\boldsymbol{\sigma}_2,$$

$$= \frac{1}{2\boldsymbol{\pi}\sqrt{1-\boldsymbol{\rho}^2}} \iint_{\mathbb{R}^2} uv \times \exp\left(-\frac{1}{2(1-\boldsymbol{\rho}^2)}(u^2-2\boldsymbol{\rho}uv+v^2)\right) dudv$$

$$= \frac{1}{2\boldsymbol{\pi}\sqrt{1-\boldsymbol{\rho}^2}} \iint_{\mathbb{R}^2} uv \times \exp\left(-\frac{(u-\boldsymbol{\rho}v)^2}{2(1-\boldsymbol{\rho}^2)} - \frac{v^2}{2}\right) dudv$$

 $E(X^*Y^*) = E\left(\frac{X - \mu_1}{\sigma_1} \cdot \frac{Y - \mu_2}{\sigma_2}\right)$

 $= \iint \frac{x - \boldsymbol{\mu}_1}{\boldsymbol{\sigma}_1} \cdot \frac{y - \boldsymbol{\mu}_2}{\boldsymbol{\sigma}_2} \cdot f(x, y) dx dy$

 $= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\iint\limits_{\mathbb{T}_2} \frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\cdot\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}$

$$= \frac{1}{2\pi} \iint_{\mathbb{R}^2} \sqrt{1 - \boldsymbol{\rho}^2} t e^{-\frac{t^2}{2}} \cdot e^{-\frac{w^2}{2}} + e^{-\frac{t^2}{2}} \cdot \boldsymbol{\rho} w^2 e^{-\frac{w^2}{2}} dt dw$$

$$= \frac{\sqrt{1 - \boldsymbol{\rho}^2}}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} t e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{w^2}{2}} dw + \frac{\boldsymbol{\rho}}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \int_{-\infty}^{\infty} w^2 e^{-\frac{w^2}{2}} dw$$

所以 $\rho_{XY} = Cov(X^*, Y^*) = E(X^*Y^*) - E(X^*)E(Y^*) = E(X^*Y^*) = \rho.$

 $\Leftrightarrow t = \frac{u - \rho v}{\sqrt{1 - \rho^2}}, w = v, |J| = \left| \frac{\partial(u, v)}{\partial(w, t)} \right| = \sqrt{1 - \rho^2},$

 $=0+\frac{\rho}{2\pi}\sqrt{2\pi}\cdot\sqrt{2\pi}=\rho$

 $=\frac{1}{2\pi}\iint_{\mathbb{R}^2} \left(\sqrt{1-\boldsymbol{\rho}^2}t+\boldsymbol{\rho}w\right)w\times\exp\left(-\frac{t^2}{2}-\frac{w^2}{2}\right)dtdw$

23/38

$$= \frac{1}{2\pi} \iint_{\mathbb{R}^2} \sqrt{1 - \boldsymbol{\rho}^2} t e^{-\frac{t^2}{2}} \cdot e^{-\frac{w^2}{2}} + e^{-\frac{t^2}{2}} \cdot \boldsymbol{\rho} w^2 e^{-\frac{w^2}{2}} dt dw$$

$$= \frac{\sqrt{1 - \boldsymbol{\rho}^2}}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} t e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{w^2}{2}} dw + \frac{\boldsymbol{\rho}}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \cdot \int_{-\infty}^{\infty} w^2 e^{-\frac{w^2}{2}} dw$$

二维正态分布参数 p 就是相关系数。二维正态分布中

 $=0+\frac{\rho}{2\pi}\sqrt{2\pi}\cdot\sqrt{2\pi}=\rho$

 $\Leftrightarrow t = \frac{u - \rho v}{\sqrt{1 - \rho^2}}, w = v, |J| = \left| \frac{\partial(u, v)}{\partial(w, t)} \right| = \sqrt{1 - \rho^2},$

 $=\frac{1}{2\pi}\iint (\sqrt{1-\boldsymbol{\rho}^2}t+\boldsymbol{\rho}w)w \times \exp\left(-\frac{t^2}{2}-\frac{w^2}{2}\right)dtdw$

X与Y相互独立 $\Leftrightarrow \rho = 0 \Leftrightarrow X$ 与Y不相关.

所以 $\rho_{XY} = Cov(X^*, Y^*) = E(X^*Y^*) - E(X^*)E(Y^*) = E(X^*Y^*) = \rho.$

例

设 $X \sim N(1, 3^2)$, $Y \sim N(0, 4^2)$, $\rho_{XY} = -\frac{1}{2}$. 令 $Z = \frac{X}{3} + \frac{Y}{2}$.

- (1) 求 Z的数学期望和方差.
- (2) 求 X 与 Z的相关系数.
- (3) 问 X与 Z是否相互独立, 为什么?

解: (1)
$$E(X) = 1$$
, $E(Y) = 0$,

$$D(X) = 9, D(Y) = 16.$$

$$D(X) = 9, D(Y) = 10$$

$$E(Z) = \frac{1}{3}E(X) + \frac{1}{2}E(Y) = \frac{1}{3}.$$

$$D(Z) = D(\frac{X}{3}) + D(\frac{Y}{2}) + 2Cov(\frac{X}{3}, \frac{Y}{2}) = 3.$$

$$D(Z) = D(\frac{x}{3}) + D(\frac{y}{2}) + 2Cov(\frac{x}{3}, \frac{y}{2}) = 3$$
(2) $Cov(X, Z) = Cov(X, (\frac{X}{3} + \frac{Y}{2}))$

$$= \frac{1}{3}Cov(X, X) + \frac{1}{2}Cov(X, Y) = 0.$$

$$= \frac{1}{3}Cov(X, X) + \frac{1}{2}Cov(X, Y) = 0.$$

$$\boldsymbol{\rho}_{XZ} = 0.$$

(3)
$$X, Z$$
 为正态分布, $\rho_{XZ} = 0 \Rightarrow X$ 与 Z 相互独立.

- $D(X) = E(X^2) [E(X)]^2$.
- Cov(X, Y) = E(XY) E(X)E(Y).
- 本质上都是计算期望!

- $D(X) = E(X^2) [E(X)]^2$.
- Cov(X, Y) = E(XY) E(X)E(Y).
- 本质上都是计算期望!



设 X, Y 为随机变量,

• 若

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

存在,则称它为X的k阶原点矩,简称k阶矩.

设 X, Y 为随机变量,

• 若

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

存在,则称它为X的k阶原点矩,简称k阶矩.

• 若

$$E\{[X - E(X)]^k\}$$

存在, 称它为 X 的k 阶中心距.

设 X, Y 为随机变量,

• 若

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

存在,则称它为X的k阶原点矩,简称k阶矩.

• 若

$$E\{[X - E(X)]^k\}$$

存在, 称它为 X 的k 阶中心距.

• 若

$$E(X^k Y^l)$$

存在, 称它为 X和 Y的k+l 阶混合矩.

设X, Y为随机变量,

• 若

$$E(X^k)$$
, $k=1,2,\cdots$
存在, 则称它为 X 的 k 阶原点矩, 简称 k 阶矩.

• 若

$$E\{[X-E(X)]^k\}$$
 存在. 称它为 X 的 k 阶中心距.

• 若

 $E(X^kY^l)$ 存在. 称它为 X 和 Y 的k+1 阶混合矩.

• 若

$$E\{[X-E(X)]^k[Y-E(Y)]^l\}$$

存在, 则称它为 X 和 Y 的 $k+l$ 阶混合中心距.

E(X) 是 X 的一阶原点矩,
 D(X) 为二阶中心距,
 Cov(X, Y) 是 X 和 Y 的二阶混合中心距.

- 1. E(X) 是 X 的一阶原点矩, D(X) 为二阶中心距, Cov(X, Y) 是 X 和 Y 的二阶混合中心距.
- 2. 以上数字特征都是随机变量函数的数学期望.

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

协方差矩阵

二维随机变量 (X_1, X_2) 的协方差矩阵为

$$C = \begin{pmatrix} D(X_1) & Cov(X_1, X_2) \\ Cov(X_2, X_1) & D(X_2) \end{pmatrix}.$$

协方差矩阵

n 维随机变量 (X_1, \dots, X_n) 的协方差矩阵为

$$C = \begin{pmatrix} D(X_1) & Cov(X_1, X_2) & \cdots & Cov(X_1, X_n) \\ Cov(X_2, X_1) & D(X_2) & \cdots & Cov(X_2, X_n) \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ Cov(X_n, X_1) & Cov(X_n, X_2) & \cdots & D(X_n) \end{pmatrix}.$$

- 协方差矩阵 $C = C^T$ 为对称非负定矩阵.
- 作用: 刻画高维随机变量. 比如定义 n 维正态分布.

二维正态分布

二维正态分布 (X, Y) 的概率密度:

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

其中 $C = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$ 为协方差矩阵, $\det C = (1 - \rho^2) \sigma_1^2 \sigma_2^2$.

n 维正态分布

n 维正态分布 $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^T$ 的概率密度:

$$f(X) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}\sqrt{\det C}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})^T C^{-1}(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})\right]$$

其中 $\boldsymbol{\mu} = (E(X_1), \dots, E(X_n))^T$, C 为协方差矩阵.

n 维正态分布的性质

1. n 维正态随机变量 **X** = $(X_1, ..., X_n)^T$, $n \ge 1$, 其任意子向量 $(X_{i_1}, \cdots, X_{i_k})^T (1 \le k \le n)$ 均服从 k 维正态分布.

例如:
$$\mathbf{X} = (X_1, X_2, X_3)^T$$
 为 3 维正态随机变量,则 $(X_1, X_2)^T, (X_1, X_3)^T, (X_2, X_3)^T$ 均为二维正态随机变量.

特别地,每一个分量 X_i 都是一维正态变量. 反之,若 X_i 均为一维正态变量,且相互独立,则 $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^T$ 为 n 维正态随机变量.

n 维正态分布的性质

2. n 维随机变量 **X** = $(X_1, X_2, \dots, X_n)^T$, $n \ge 1$, 服 从 n 维正态分布 $\Leftrightarrow X_1, X_2, \dots, X_n$ 的任意线性 组合

$$l_0 + l_1 X_1 + l_2 X_2 + \dots + l_n X_n$$

均服从一维正态分布, 其中 $l_1, l_2, ..., l_n$ 不全为 0.

例如: $\mathbf{X} = (X_1, X_2, X_3)^T$ 为 3 维正态随机变量,则 $3X_1 - X_2, 2X_1 + 4X_3 + 1, X_2 - 3X_1 - X_3 - 2$ 均为一维正态 随机变量.

3. n 维正态随机变量 $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^T, n \ge 1$, 若 Y_1, \dots, Y_k 均为 X_i 的线性函数,则 $(Y_1, Y_2, \dots, Y_k)^T$ 也服从 k 维正态分布. 这一性质称为正态变量的线性变换不变性.

例如: $\mathbf{X} = (X_1, X_2, X_3)^T$ 为 3 维正态随机变量,则 $(3X_1 - X_2, 2X_1 + 4X_3 + 1, X_2 - 3X_1 - X_3 - 2, X_2)^T$ 服从 4 维正态分布.

4. 设 $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^T, n \ge 1$ 服从 n 维正态分布, TFAF:

- **1.** X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立;
- **2.** $X_1, X_2, ..., X_n$ 两两不相关;
- 3. X 的协方差矩阵为对角矩阵.

例

设 $(X, Y) \sim N(0, 1, 1, 4, -\frac{1}{2})$, 求:

- **(1)** D(2X Y),
- (2) $P\{2X > Y\}$,
- (3) (Z_1, Z_2) 的分布, $Z_1 = X + Y, Z_2 = X Y$.