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

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

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

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

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

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

称为 X 与 Y 的相关系数或标准协方差.

本节公式

- 协方差的计算公式:

$$\begin{aligned} Cov(X,Y) &= E\{[X-E(X)][Y-E(Y)]\} \\ &= E(XY)-E(X)E(Y). \end{aligned}$$

- 相关系数

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

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

$Cov(X, Y)$ 反应了 X 与 Y 的线性相关性.

- 当 $Cov(X, Y) > 0$ 时, X 与 Y 正相关.

$Cov(X, Y)$ 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.

$Cov(X, Y)$ 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.

$Cov(X, Y)$ 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 $Cov(X, Y) = 0$.

$Cov(X,Y)$ 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 $\Rightarrow$ 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 $\Rightarrow$ 不相关;
  - 相互独立 $\not\Leftarrow$ 不相关;

例 (反例)

(X, Y) 的分布律为

$Y \backslash X$	-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

$Y \backslash X$	-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：$Y = X^2$.

协方差的性质

性质（双线性）

1. $Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$.
2. $Cov(X, X) = D(X)$.
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 (双线性)

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

取标准化变量

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

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

性质

取标准化变量

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

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

证：

$$\begin{aligned} Cov(X^*, Y^*) &= Cov\left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}, \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}}\right) \\ &= \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}} \\ &= \boldsymbol{\rho}_{XY}. \end{aligned}$$

□

相关系数的意义

- 考虑以 X 的线性函数 $a+bX$ 近似表示 Y. 接近程度如何衡量?

相关系数的意义

- 考虑以 X 的线性函数 $a+bX$ 近似表示 Y. 接近程度如何衡量?
- 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.

$$
\begin{aligned}
e &= E[(Y-(a+bX))^2] \\
&= E(Y^2)+b^2E(X^2)+a^2 \\
&\qquad -2bE(XY)+2abE(X)-2aE(Y)
\end{aligned}
$$

将 e 分别关于 a, b 求偏导数, 并令它们等于零.

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

得 $\begin{cases} b_0 = \frac{Cov(X,Y)}{D(X)}, \\ a_0 = E(Y)-b_0E(X) = E(Y)-E(X)\frac{Cov(X,Y)}{D(X)} \end{cases}$

则

$$
e_{\min} = E([Y-(a_0+b_0X)]^2) = (1-\boldsymbol{\rho}_{XY}^2)D(Y).
$$

$$e_{\min} = \min E[(Y - (a + bX))^2] = (1 - \rho_{XY}^2)D(Y).$$

ρ_{XY} 是一个表示 X, Y 之间线性紧密程度.

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

性质

下列说法等价（*TFAE*）:

1. X, Y 不相关.
2. $\boldsymbol{\rho}_{XY} = 0$.
3. $Cov(X, Y) = 0$.
4. $E(XY) = E(X)E(Y)$.

相关系数的性质

定理

(1.) $|\boldsymbol{\rho}_{XY}| \leq 1;$

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

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

相关系数的性质

定理

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

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

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

证明: (1) 由 $E[Y - (a_0 + b_0 X)]^2$ 及 $D(Y)$ 的非负性

$$1 - \rho_{XY}^2 \geq 0 \Rightarrow |\rho_{XY}| \leq 1.$$

(2) "$\Rightarrow$" 若 $|\boldsymbol{\rho}_{XY}| = 1$, 则

$$
\begin{aligned}
D(Y-(a_0+b_0X)) &= E\{[Y-(a_0+b_0X)]^2\} \\
&\qquad - \{E(Y-(a_0+b_0)X)\}^2 \\
&= 0 - \{E(Y-(a_0+b_0)X)\}^2
\end{aligned}
$$

因此

$$D(Y-(a_0+b_0X)) = 0$$

$$E(Y-(a_0+b_0X)) = 0.$$

由方差的性质 4, 知

$$P\{Y = a_0 + b_0X\} = 1.$$

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

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

于是, $E\{[Y - (a^* + b^* X)]^2\} = 0$.

$$\begin{aligned} 0 = E\{[Y - (a^* + b^* X)]^2\} &\geq \min E\{[Y - (a + bX)]^2\} \\ &= E\{Y - (a_0 + b_0 X)^2\} \\ &= (1 - \boldsymbol{\rho}_{XY}^2) D(Y) \end{aligned}$$

故 $|\boldsymbol{\rho}_{XY}| = 1$. $\square$

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.

例

设 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 求 X 与 Y 的相关系数.

解: $\forall x, y \in \mathbb{R}$,

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

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

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

$$
\begin{aligned}
Cov(X, Y) &= E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty}\int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1)(y - \mu_2) f(x, y)\, dx dy \\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \iint_{\mathbb{R}^2} (x - \mu_1)(y - \mu_2) \\
\times \exp&\left(\frac{-1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]\right) dydx \\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \iint_{\mathbb{R}^2} (x - \mu_1)(y - \mu_2) \\
&\times \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - \frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right) dydx
\end{aligned}
$$

令 $t=\frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}}(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}-\rho\frac{x-\mu_1}{\sigma_1})$, $u=\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}$, 则

$$
\begin{aligned}
Cov(X,Y) &= \frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{+\infty}\int_{-\infty}^{+\infty}(\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}\,tu+\rho\sigma_1\sigma_2u^2)e^{-\frac{u^2+t^2}{2}}\,dtdu \\
&= \frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{2\pi}\left(\int_{-\infty}^{+\infty}u^2e^{-\frac{u^2}{2}}\,du\right)\left(\int_{-\infty}^{+\infty}e^{-\frac{t^2}{2}}\,dt\right) \\
&\qquad + \frac{\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}{2\pi}\left(\int_{-\infty}^{+\infty}ue^{-\frac{u^2}{2}}\,du\right)\left(\int_{-\infty}^{+\infty}te^{-\frac{t^2}{2}}\,dt\right) \\
&= \frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{2\pi}\sqrt{2\pi}\cdot\sqrt{2\pi}+0=\rho\sigma_1\sigma_2,
\end{aligned}
$$

即 $Cov(X,Y)=\rho\sigma_1\sigma_2$, 所以

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

□

- 二维正态分布参数 ρ 就是相关系数.
- 二维正态分布中,

$$X\text{与}Y\text{相互独立}\Leftrightarrow X\text{与}Y\text{不相关}(\rho=0).$$

例

设 $X \sim N(1, 3^2)$, $Y \sim N(0, 4^2)$, $\boldsymbol{\rho}_{XY} = -\frac{1}{2}$. 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) $E(X)=1$, $E(Y)=0$,

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

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

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

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

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

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

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

矩

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

矩

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

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.

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

- 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.

矩

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.

矩

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.

矩

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 $(X_1, \cdots, X_n)$ 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：

$$
\begin{aligned}
f(x,y) &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left(\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2}-\frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2}+\frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right)\right]\\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(x-\mu_1,y-\mu_2)\begin{pmatrix}\frac{1}{\sigma_1^2} & -\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2}\\ -\frac{\rho}{\sigma_1\sigma_2} & \frac{1}{\sigma_2^2}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}x-\mu_1\\ y-\mu_2\end{pmatrix}\right]\\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\exp\left[-\frac{1}{2}(x-\mu_1,y-\mu_2)\frac{\begin{pmatrix}\sigma_2^2 & -\rho\sigma_1\sigma_2\\ -\rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_1^2\end{pmatrix}}{(1-\rho^2)\sigma_1^2\sigma_2^2}\begin{pmatrix}x-\mu_1\\ y-\mu_2\end{pmatrix}\right]\\
&= \frac{1}{2\pi\sqrt{\det C}}\exp\left[-\frac{1}{2}(x-\mu_1,y-\mu_2)\,C^{-1}\begin{pmatrix}x-\mu_1\\ y-\mu_2\end{pmatrix}\right]
\end{aligned}
$$

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 $\mathbf{X} = (X_1, \cdots, X_n)^T$ 的概率密度：

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

其中 $\boldsymbol{\mu} = (E(X_1), \cdots, E(X_n))^T$, 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 $\mathbf{X}=(X_1,...,X_n)^T, n\geq 1$, 其任意子向量 $(X_{i_1},\cdots,X_{i_k})^T(1\leq k\leq n)$ 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 $\mathbf{X}=(X_1,\cdots,X_n)^T$ 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 $\mathbf{X}=(X_1,X_2,\cdots,X_n)^T, n\geq 1$, 服从 n 维正态分布 $\Leftrightarrow X_1,X_2,\cdots,X_n$ 的任意线性组合

$$l_0+l_1X_1+l_2X_2+\cdots+l_nX_n$$

均服从一维正态分布，其中 $l_1,l_2,\ldots,l_n$ 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 $\mathbf{X}=(X_1,\cdots,X_n)^T, n\geq 1$, 若 $Y_1,\cdots,Y_k$ 均为 X_i 的线性函数，则 $(Y_1,Y_2,\cdots,Y_k)^T$ 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 $\mathbf{X} = (X_1, \cdots, X_n)^T, n \geq 1$ 服从 n 维正态分布, TFAE:

1. $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 相互独立;
2. $X_1, X_2, ..., X_n$ 两两不相关;
3. $\mathbf{X}$ 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, $Z_1 = X + Y, Z_2 = X - Y$.