

笔记

独立和互斥

概念

1. 独立是没有任何影响，毫无关系
2. 互斥指排斥，你发生我就不能发生，两者是有影响的
3. 独立两者可以同时发生，排斥不能同时发生
4. 独立和互斥两者不能互推

数学语言：

1. $P(AB) = P(A)P(B)$, 称AB独立
2. $P(AB) = 0 \Leftarrow AB \text{互斥} \Leftrightarrow AB = \phi$
3. $P(AB) = 0 \not\Rightarrow AB \text{互斥}$

例： $A = x \leq \frac{1}{2}, B = x \geq \frac{1}{2}, P(AB) = P(x = \frac{1}{2}) = 0, A \cap B \neq \phi$ (连续性随机变量取到任何一个点的概率都是0)

两者关系

互斥不独立，独立不互斥

- 由于互斥是有影响的，独立无影响，因此两者只能存在一个
- 理解：有你没我，有我没你，因此你我之间有紧密联系；
你我独立说明互相不认识，没有任何关系。
- 前提是两者都不是不可能事件（不可能事件与任何事件都互斥且独立）

常见分布

离散

(1) 二项分布 $B(n, p)$

- 投篮投进概率是 p ，投 n 次， $P\{x = k\}$ 为投进 k 次的概率
- $P\{x = k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, k = 0, 1, 2, \dots, n$
- $EX = np, DX = np(1-p)$
- $n = 1$ 时为0-1分布

(2) 泊松分布 $P(\lambda)$

- $P\{x = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, k = 0, 1, 2, \dots, \lambda > 0$
- $EX = DX = \lambda$
- 由级数 $\sum_{k=0}^{+\infty} \frac{x^k}{k!} = 1 + x + \frac{x^2}{2!} + \dots = e^x$ 可知,
 $P\{x = k\}$ 即此级数中第 k 项占整体的比例

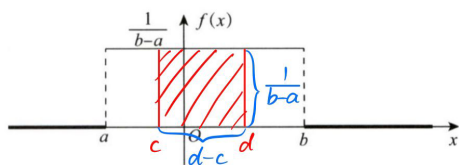
(3) 几何分布

- 一直投篮直到命中为止, $P\{x = k\}$ 为一共投了 k 次的概率
- $P\{x = k\} = (1-p)^{k-1} p, k = 1, 2, 3, \dots$
- $EX = \frac{1}{p}, DX = \frac{1-p}{p^2}$ (会推导)

连续

(4) 均匀分布 $U(a, b)$

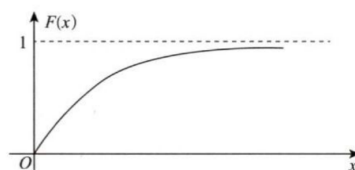
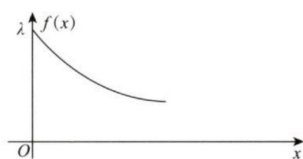
- $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$
- $EX = \frac{a+b}{2}, DX = \frac{(b-a)^2}{12}$



- $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_a^x f(x) dx = \frac{x-a}{b-a}, a < x < b$
- 若 $[c, d] \subset (a, b)$, 则 $P\{c < x < d\} = \frac{d-c}{b-a}$ (长度之比)

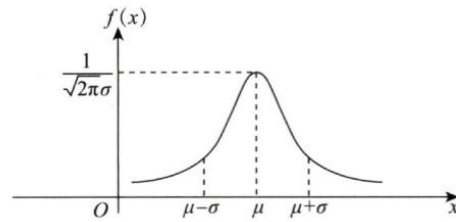
(5) 指数分布 $E(\lambda)$

- $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, \lambda > 0$
- $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \end{cases}$
- $EX = \frac{1}{\lambda}$ (均值为 $\frac{1}{\lambda}$ 或参数为 λ), $DX = \frac{1}{\lambda^2}$
- 背景: 寿命
- 无记忆性: $P\{X > s+t | X > s\} = P\{X > t\}$
 $P\{\text{已经活了60岁, 再活30岁}\} = P\{\text{从出生开始活30岁}\}$



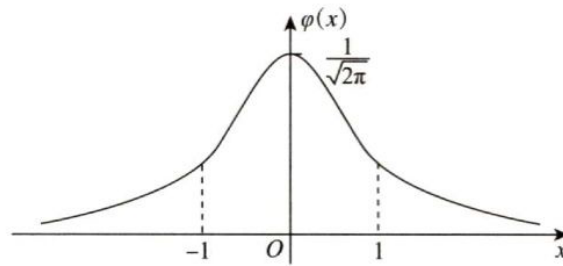
(6) 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$

- $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, x \in R$
- 分布函数积不出
- $EX = \mu, DX = \sigma^2$



$\frac{x-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 为标准正态分布 (标准化)

- $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$
- $\Phi(0) = \frac{1}{2}, \Phi(1) = 0.841, \Phi(1.645) = 0.95, \Phi(1.96) = 0.975$
- $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$
- $\varphi(x)$ 积不出, 但 $\Phi'(x) = \varphi(x)$



- $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x\varphi(x)dx = 0$ ($x\varphi(x)$ 为奇函数)

(7) 二维正态分布 $N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$

1. $f(x, y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{2\pi}\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{-u}, u = \frac{1}{1-\rho^2} [\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2} - \rho\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}]$
2. $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$
3. ρ 是 X 与 Y 的相关系数, 即 $\rho = \frac{Cov\{X, Y\}}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = \frac{Cov\{X, Y\}}{\sigma_1\sigma_2}$

其中 $|\rho| < 1$

4. X, Y 的条件分布都是正态分布
5. $aX + bY$ ($a \neq 0, b \neq 0$) 服从正态分布
6. X, Y 独立的充要条件是 X 与 Y 不相关, 即 $\rho = 0$

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

(8) 二维均匀分布

- $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{S_G} (\text{面积倒数}), & (x, y) \in G \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$
- 概率直接算面积之比

数字特征公式

1. 期望和方差

求期望方法

- 期望=函数值*概率的均值
- 一维: $Eg(X) = \sum g(x_i)p_i$
$$Eg(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$$
特别地, $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$
- 二维: 二维变量没有期望, 但二维变量的函数有期望(一维)!!!
$$EZ = Eg(X, Y) = \sum \sum g(x_i, y_i)p_{ij}$$
$$EZ = Eg(X, Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y)f(x, y)dxdy$$
- 特别地, $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y)dxdy$ (由二维密度求边缘期望)
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy$$
$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y)dxdy$$

2. 协方差和相关系数

3. 独立和不相关

若 X, Y 独立, 则

1. $EXY = EX \cdot EY$
2. $D(X \pm Y) = DX + DY$
3. $Cov(X, Y) = 0$
4. $\rho_{XY} = 0$

不相关的充分必要条件

1. X, Y 不相关, 即 $\rho_{XY} = 0$
2. $\Leftrightarrow Cov(X, Y) = 0$
3. $\Leftrightarrow EXY = EX \cdot EY$
4. $\Leftrightarrow D(X \pm Y) = DX + DY$
5. X, Y 无线性关系

两者关系

1. 独立是没有任何关系, 则不相关是没有线性关系
因此独立一定不相关
2. 不相关不一定独立 (没有线性关系也可能有其他关系)
3. $\rho \neq 0 \Rightarrow$ 不独立 ($\rho \neq 0$ 表示有一点线性关系, 那必然不独立)
4. 对于二维正态分布, 独立 $\Leftrightarrow \rho = 0 \Leftrightarrow$ 不相关 (只可能是线性关系)

卷积公式

原理: 将 X, Y 的密度转换成 X 和 Z (或 Y 和 Z) 的密度, 再用边缘密度的公式求出 Z 的边缘密度

证明方法: 通过暴力求导公式 $\frac{d}{dz} \int_{\alpha(z)}^{\beta(z)} G(z, x) dx = \int_{\alpha(z)}^{\beta(z)} G'(z, x) dx + G(z, \beta(z))\beta'(z) - G(z, \alpha(z))\alpha'(z)$

下面只转换成 X 和 Z 的密度

1. $Z = X + Y$

$$y = z - x, \quad y'_z = 1$$

- $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx$
- 已知 $f(x, y)$ 时, 只需将 y 换成 $z-x$ 就能得到 Z 的概率密度
- 注意 x, y 的范围也要改成 x, z 的范围, 并化简

计算步骤

1. 讨论 z 的范围
2. 定 x 的限: 画 $z = x$ 的直线, 在取值范围内穿进穿出的点就是 x 的上下限
只要看穿进穿出的点, 不是二重积分看面积!!!!

例题: 讲义 P128 13 题

2. $Z = X \cdot Y$

$$y = \frac{z}{x}, \quad y'_z = \frac{1}{|x|}$$

- $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, \frac{z}{x}) \frac{1}{|x|} dx$

3. $Z = \frac{Y}{X}$

■ $y = xz, \quad y'_z = |x|$

- $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, zx)|x|dx$
- 例题:讲义P128 14题

易混淆

(1) 边缘密度 $f(x)$ 和边缘分布 $F(x)$

只讨论连续型——只有连续型才讨论密度

1. $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy, f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dx$ (固定一个, 累加另一个所有取值)
2. 若 X, Y 独立, 则 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) \Leftrightarrow f_{X|Y}(x|y) = f_X(x)$
3. $F_X(x) = P\{X \leq x, Y \leq +\infty\} = \lim_{y \rightarrow \infty} F(x, y)$
4. 若 X, Y 独立, 则 $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$

特殊古典概型

某事件第 i 次发生的概率为 p_i

问前 n 次中平均发生了多少次? (期望)

- 将每次的概率全部累加
- 证明:

记 X_n 为前 n 次发生的次数, Y_i 为第 i 次发生的次数, 则 $Y_i \sim \begin{vmatrix} 0 & 1 \\ 1-p_i & p_i \end{vmatrix}, EY_i = p_i$

且 $X_n = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$, 则 $EX_n = EY_1 + EY_2 + \dots + EY_n = \sum p_i$

《概率辅导讲义》笔记

第一章 概率

1. 概率中 $A^2 = AA = A \cap A = A$, 即 $P(A^2) = P(A)$
2. 多个事件相互独立, 只要字母不重叠, 经过任意运算后都独立
例: A、B、C 相互独立, A-C 和 B-C 不独立, 而 A-B 与 C 独立

第二章 一维 r.v.

- 由分布函数求某一点的密度 (离散):
 $P\{X = x_0\} = P\{X \leq x_0\} - P\{X < x_0\} = F\{x_0\} - F\{x_0 - 0\}$
- 只有连续型随机变量才有密度函数

分布函数性质

1. 单调不减 (求参数判断取舍 P97 例 2.2)
2. 取值 0~1
3. 处处右连续

概率密度性质 (充要条件)

1. 非负
2. $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ (规范性)

分布函数和概率密度的组合

1. $F_1(x)F_2(x)$ 一定是密度函数, 是 $\max\{F_1(x), F_2(x)\}$ 的分布函数
2. $a_1 + a_2 = 1$ 时, $a_1F_1(x) + a_2F_2(x)$ 一定是分布函数
3. $a_1 + a_2 = 1$ 时, $a_1f_1(x) + a_2f_2(x)$ 一定是密度函数

记公式

1. $1 + x + \frac{x^2}{2!} + \dots + \frac{x^n}{n!} + \dots = e^x$
2. $1 + x + x^2 + \dots + x^n + \dots = \frac{1}{1-x}$
3. $\int_0^{+\infty} x^n e^{-x} dx = n!$ (n 是自然数)
4. $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = 1$ (凑正态)

一维连续型

- $X \sim f(x)$, 分布函数为 $F(x)$
- 取任一点的概率都是 0
- $P\{a < x < b\} = P\{a < x \leq b\} = P\{a \leq x < b\} = P\{a \leq x \leq b\} = F(b) - F(a) = \int_a^b f(x)dx$

随机变量函数的分布

- $Y = g(X)$, 首先应该画图!! (把 \mathbf{X} 做自变量, 不用管 \mathbf{X} 是什么)
- 结论: 如果 X 的分布函数 $F(x)$ 是连续函数, 则由 $Y = F(X) \sim U(0, 1)$

第三章 二维r.v.

二维离散型

- 离散型变量一般研究分布函数

边缘分布

- $F_X(x) = P\{X \leq x, Y \leq +\infty\} = \lim_{y \rightarrow \infty} F(x, y)$
- 已知边缘分布, 得不到联合分布
- 求边缘概率即固定一行, 累加求和

二维连续型

- 连续型变量一般研究概率密度, 而不是概率分布

边缘密度和边缘分布

- $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy, f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dx$ (固定一个, 累加另一个所有取值)
注意是 f 不是 F !!!
- 若 X, Y 独立, 则 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) \Leftrightarrow f_{X|Y}(x|y) = f_X(x)$
- $F_X(x) = P\{X \leq x, Y \leq +\infty\} = \lim_{y \rightarrow \infty} F(x, y)$
- 若 X, Y 独立, 则 $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$

由概率密度求概率分布

- $F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v)dudv$, 表示点落在 (\mathbf{x}, \mathbf{y}) 左下方矩形区域的概率

独立性

若 X, Y 独立, 则

1. $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$
2. $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$

(离, 连)型求概率

将离散型的取值视为完备事件组, 接着用全概公式

第四章 数字特征

数学期望 EX

求期望的两个思路

1. 用自己的分布求
先求出自己的概率密度, 再用定义求期望

2. 用别人的分布求

$$EXY = \begin{cases} \sum_j \sum_i x_i y_j P\{X = x_i, Y = y_j\} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y) dx dy \end{cases}$$

直接用函数值*自变量概率求和/积分

期望性质

1. 期望即均值
2. 常数的期望为常数 (EX 本身也是常数)
3. 期望有线性性质
$$E(ax + b) = aEX + b$$
$$E(X \pm Y) = EX \pm EY$$
4. $E(XY) = EX \cdot EY \Leftrightarrow X, Y$ 不相关 (不相关的充要条件)
5. 独立推出不相关, 不相关推不出独立
独立是没有任何关系, 而不相关是没有线性关系!!!
6. $X \geq a$, 则 $EX \geq a$

求 $U = \max(X, Y), V = \min(X, Y)$ 的期望

1. 可以用 (X, Y) 的分布求,
2. 求出 U, V 各自的分布后用定义求期望
3. 特殊方法:

- $U = \max(X, Y) = \frac{X+Y+|X-Y|}{2}, V = \min(X, Y) = \frac{X+Y-|X-Y|}{2}$
- $U + V = X + Y, U - V = |X - Y|, U \times V = X \times Y$
- $EU + EV = EX + EY, EU - EV = E|X - Y|$, 联立求得 EU 和 EV

若 X_1, X_2, \dots, X_n 独立同分布, $X_i \sim F(x)$, 如何求 $U = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 和 $V = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的

- 只能先求各自的分布函数, 再用定义求期望
- $F_U(x) = F^n(x); F_V(x) = 1 - [1 - F(x)]^n$
- $EU = \int_{-\infty}^{+\infty} u f_U(u) du = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_U(x) dx$

方差 DX

定义

- $DX = E[X - EX]^2 > 0, \sqrt{DX}$ 称标准差
- $DX = E[X - EX]^2 = E[X^2 - 2EX \cdot X + (EX)^2] = EX^2 - 2EX \cdot EX + (EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$
- $EX^2 > (EX)^2$ (显然: 平方的均值大于均值的平方)

计算

1. $DX = EX^2 - (EX)^2$
2. $EX^2 = DX + (EX)^2$ (结合常见分布)
例如, 见到 $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{-x^2} dx$, 想到凑出正态分布

性质

1. 方差反应随机变量对中心位置的偏移
2. $D(C) = 0$ (常数没有偏移)
3. $D(aX + b) = a^2 DX, D(-X) = DX$
 $D|X| = EX^2 - (E|X|)^2 \neq DX$
4. X, Y 独立 $\rightarrow D(X \pm Y) = DX + DY \Leftrightarrow X, Y$ 不相关
5. $D(aX + bY) = \begin{cases} a^2 DX + b^2 DY + 2cov(aX, bY) \\ E(aX + bY)^2 - (E(aX + bY))^2 \end{cases}$

协方差 $Cov(X, Y)$

定义

- $Cov(X, Y) = E[(X - EX)(Y - EY)]$
- $Cov(X, X) = DX$

计算

- $Cov(X, Y) = EXY - EX \cdot EY$
- $Cov(X, Y) = \rho_{XY} \sqrt{DX} \sqrt{DY}$
- $Cov(X, -Y) = -Cov(X, Y)$

性质

1. $Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$
2. $Cov(aX, bY) = abCov(X, Y)$
3. $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$
4. 独立则协方差为0
5. $D(aX + bY) = D(aX) + D(bY) + 2Cov(aX, bY) = a^2 DX + b^2 DY + 2ab\rho_{XY} \sqrt{DX} \sqrt{DY}$

相关系数 ρ

定义

$$\bullet \rho_{XY} = Cov\left(\frac{X-EX}{\sqrt{DX}}, \frac{Y-EY}{\sqrt{DY}}\right) = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = \frac{EXY-EXEY}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}}$$

性质

1. $|\rho_{XY}| \leq 1$
2. $\rho_{XY} = 0$, 称 \mathbf{XY} 不相关 (无线性关系)
3. $|\rho_{XY}| = 1 \Leftrightarrow P\{Y = aX + b, a \neq 0\} = 1$ (X,Y 是线性关系)
 $a < 0 \Rightarrow \rho = -1; a > 0 \Rightarrow \rho = 1$
4. 相关系数表示 X,Y 线性关系的紧密程度

独立和不相关判定

不相关的等价说法

- X,Y 不相关, 即 $\rho_{XY} = 0$
- $\Leftrightarrow Cov(X,Y) = 0$
- $\Leftrightarrow EXY = EX \cdot EY$
- $\Leftrightarrow D(X \pm Y) = DX + DY$
- $\mathbf{X,Y}$ 无线性关系

判断不独立

- 只需要找一个点, 说明 $PX \cdot PY \neq PXY$
- 对于连续型, 已知联合密度, 只要满足取值为正矩形且密度可分离变量, 就独立

两者关系

1. 独立是没有任何关系, 则比没有线性关系
因此独立 \Rightarrow 不相关
2. 不相关不一定独立 (没有线性关系也可能有其他关系)
3. $\rho \neq 0 \Rightarrow$ 不独立 ($\rho \neq 0$ 表示有一点线性关系, 那必然不独立)
4. 对于二维正态分布, 独立 $\Leftrightarrow \rho = 0 \Leftrightarrow$ 不相关 (只可能是线性关系)

正态分布的问题

一维正态

1. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $Y = aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$
2. 独立正态的线性组合仍是正态分布(加常数也是线性组合)
 - 注意必须要独立
 - 例如 X, Y 服从正态, 但 $X = -Y$, 此时 $X + Y = 0$ (常数) 不符合正态分布

二维正态 $N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$

会写概率密度

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

1. $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2), |\rho| < 1$

X, Y 独立 $\Leftrightarrow \rho = 0 \Leftrightarrow X, Y$ 不相关

2. $aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2 + 2ab\rho\sigma_1\sigma_2)$

• X, Y 不需要独立!!

3. 对于 $\begin{cases} U = a_1X + b_1Y \\ V = a_2X + b_2Y \end{cases}$, 当 $\begin{vmatrix} a_1 & b_1 \\ a_2 & b_2 \end{vmatrix} \neq 0$ 时, (U, V) 仍服从二维正态

- 可逆线性变换把 X, Y 的关系传递给了 U, V
- 如 $(X + Y, X - Y)$ 服从二维正态
- 相关系数可能会变!!!!

4. X 正态, Y 正态, 且 X, Y 独立 $\Rightarrow (X, Y)$ 服从二维正态, 其中 $\rho = 0$

X 正态, Y 正态, 但 X, Y 不独立 $\nRightarrow (X, Y)$ 服从二维正态!!!

X 正态, Y 正态, X, Y 不相关 ($\rho = 0$), 同样推不出 (X, Y) 服从二维正态!!!

不相关推不出独立, 也推不出二维正态