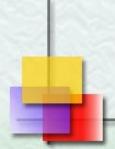
第八节 相互独立的随机变量

- 一、随机变量的相互独立性
- 二、二维随机变量的推广
- 三、小结









一、随机变量的相互独立性

1.定义

设F(x,y)及 $F_X(x)$, $F_Y(y)$ 分别是二维随机变量 (X,Y)的分布函数及边缘分布函数.若对于所有x,y

有
$$P{X \leq x,Y \leq y} = P{X \leq x}P{Y \leq y}$$
,

即
$$F(x,y) = F_X(x)F_Y(y)$$
,

则称随机变量 X 和 Y 是相互独立的.







2.说明

(1) 若离散型随机变量 (X,Y)的联合分布律为

$$P{X = i, Y = j} = p_{ij}, i, j = 1,2,\dots$$

X和Y相互独立

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = P\{X = x_i\}P\{Y = y_j\},$$

 $\mathbb{P} p_{ij} = p_{i\bullet} \cdot p_{\bullet j}.$







(2) 设连续型随机变量(X,Y)的联合概率密度为 f(x,y),边缘概率密度分别为 $f_X(x)$, $f_Y(y)$,则有

X和Y相互独立 $\Leftrightarrow f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$.

(3) X和Y相互独立,则

f(X)和 g(Y)也相互独立.







例1 已知(X,Y)的分布律为

- (1) 求α与β应满足的条件;
- (2) 若 X 与 Y 相互独立,求 α 与 β 的值.

解 将(X,Y)的分布律改写为







X	1	2	3	$p_{i\bullet} = P\{X = x_i\}$
1	$\frac{1}{\epsilon}$	$\frac{1}{0}$	$\frac{1}{10}$	$\frac{1}{3}$
	0 1 -	9	18	$\frac{1}{2} + \alpha + \beta$
2	3	α	P	
$p_{\bullet j} = P\{Y = y_j\}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{9} + \alpha$	$\frac{1}{18} + \beta$	$\frac{2}{3}+\alpha+\beta$

(1)由分布律的性质知 $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$, $\frac{2}{3} + \alpha + \beta = 1$,

故 α 与 β 应满足的条件是: $\alpha \ge 0$, $\beta \ge 0$ 且 $\alpha + \beta = \frac{1}{3}$.







(2) 因为 X 与 Y 相互独立, 所以有

$$p_{ij} = p_{i \cdot} \cdot p_{\cdot j}, \quad (i = 1, 2; j = 1, 2, 3)$$

特别有

$$p_{12} = p_{1 \bullet} \cdot p_{\bullet 2} \Rightarrow \frac{1}{9} = \frac{1}{3} \left(\frac{1}{9} + \alpha \right) \Rightarrow \alpha = \frac{2}{9},$$

又
$$\alpha+\beta=\frac{1}{3}$$
, 得 $\beta=\frac{1}{9}$.





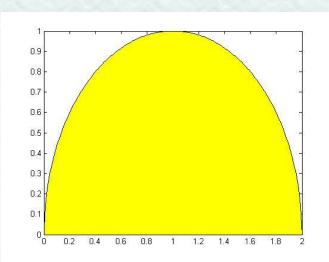


例2: 已知(X, Y)服从区域 $G:\{(x,y)|0 \le x < 2, 0 \le y < \sqrt{2x-x^2}\}$ 上的均匀分布,求关于X和Y的边缘分布密度,并判定

X和Y是否独立

紅和Y是否独立 解:均匀分布的联合密度为: $f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{s} & (x,y) \in G \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$

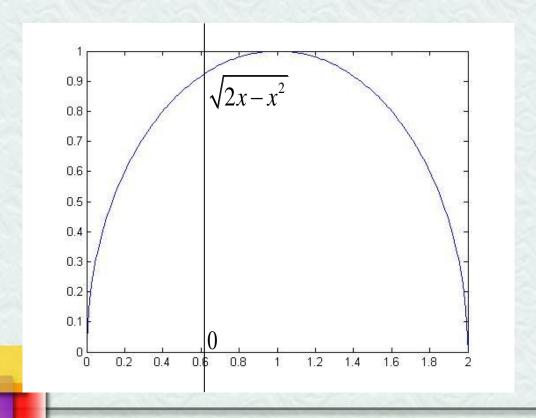
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi}, & 0 \le x < 2, 0 \le y < \sqrt{2x - x^2} \\ 0, & \text{#$\dot{\mathbb{C}}$} \end{cases}$$







$$f_{X}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy = \begin{cases} \int_{0}^{\sqrt{2x-x^{2}}} \frac{2}{\pi} dy = \frac{2}{\pi} \sqrt{2x-x^{2}} & 0 < x < 2\\ 0, & \pm \dot{\Sigma} \end{cases}$$

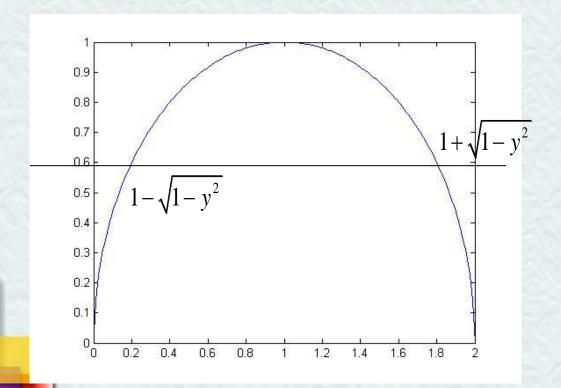








$$f_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{1-\sqrt{1-y^{2}}}^{1+\sqrt{1-y^{2}}} \frac{2}{\pi} dx = \frac{4}{\pi} \sqrt{1-y^{2}} & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{#$\dot{\Sigma}$} \end{cases}$$









$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi}, & 0 \le x < 2, 0 \le y < \sqrt{2x - x^2} \\ 0, & \text{#$\dot{\mathbb{C}}$} \end{cases}$$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{\sqrt{2x - x^2}} \frac{2}{\pi} dy = \frac{2}{\pi} \sqrt{2x - x^2} & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{#\decompc} \end{cases}$$

$$f(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$$
 X, Y不独立





[定理] 设(X,Y) ~ $N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$,则X与Y独立的充要条件是 $\rho = 0$.

注:
$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_{\rm l}\sigma_2\sqrt{1-\frac{0}{1-\frac{1}{0}}}} e^{-\frac{1}{2(1-\frac{1}{0})}[(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1})^2-2\frac{0}{0}(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1})(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2})+(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2})^2]}$$

充分性: 若P=0,则二维正态分布的联合密度可化为:

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}} e^{-[(x-\mu_{1})^{2}/\sigma_{1}^{2}+(y-\mu_{2})^{2}/\sigma_{2}^{2}]/2}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{1}} e^{-(x-\mu_{1})^{2}/(2\sigma_{1}^{2})} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{2}} e^{-(y-\mu_{2})^{2}/(2\sigma_{2}^{2})}$$

$$= f_{X}(x) f_{Y}(y).$$

所以,随机变量X与Y相互独立.







必要性: 若X和Y相互独立 $\Rightarrow f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$,

$$\Leftrightarrow x=\mu_1, y=\mu_2,$$

$$\Rightarrow f(\mu_1,\mu_2) = f_X(\mu_1) f_Y(\mu_2),$$

$$\Rightarrow \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2}$$

$$\Rightarrow \rho = 0$$
.







二、二维随机变量的推广

1.分布函数

n 维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P\{X_1 \le x_1, X_2 \le x_2, \dots, X_n \le x_n\},$$

其中 x_1, x_2, \dots, x_n 为任意实数.







2.概率密度函数

若存在非负函数 $f(x_1,x_2,\dots,x_n)$, 使对于任意 实数 x_1,x_2,\dots,x_n

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$= \int_{-\infty}^{x_n} \int_{-\infty}^{x_{n-1}} \dots \int_{-\infty}^{x_1} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n,$$

则称 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的概率密度函数.



3.边缘分布函数

$$\boldsymbol{F}_{X_1}(x_1) = \boldsymbol{F}(x_1, \infty, \infty, \cdots, \infty)$$

称为n 维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 关于 X_1 的边缘分布函数.

$$F_{X_1,X_2}(x_1,x_2) = F(x_1,x_2,\infty,\infty,\infty,\cdots,\infty)$$

称为n维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 关于 (X_1, X_2) 的边缘分布函数.

其它依次类推.







4.边缘概率密度函数

若 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的概率密度,则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 关于 X_1 ,关于 (X_1, X_2) 的边缘概率密度分别为

$$f_{X_1}(x_1) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_2 dx_3 \cdots dx_n,$$

$$f_{X_1,X_2}(x_1,x_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1,x_2,\cdots,x_n) dx_3 dx_4 \cdots dx_n.$$

同理可得 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的 $k(1 \le k < n)$ 维边缘概率密度.







5. 相互独立性

若对于所有的 x_1, x_2, \dots, x_n 有

$$F(x_1,x_2,\dots,x_n) = F_{X_1}(x_1)F_{X_2}(x_2)\dots F_{X_n}(x_n),$$

则称 X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的.

若对于所有的 $x_1, x_2, \dots, x_m, y_1, y_2, \dots, y_n$ 有

$$F(x_1,x_2,\cdots,x_m,y_1,y_2,\cdots,y_n)$$

=
$$F_1(x_1, x_2, \dots, x_m) F_2(y_1, y_2, \dots, y_n)$$

其中 F_1, F_2, F 依次为随机变量 $(X_1, X_2, \dots, X_m), (Y_1, Y_2, \dots, Y_m)$

$$Y_2, \dots, Y_n$$
)和 $(X_1, X_2, \dots, X_m, Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 的分布函数,

则称随机变量 (X_1,\dots,X_m) 与 (Y_1,\dots,Y_n) 相互独立.





6.重要结论

定理 设 (X_1, X_2, \dots, X_m) 和 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 相互独立,则 $X_i(1,2,\dots,m)$ 和 $Y_j(j=1,2,\dots,n)$ 相互独立.又若h,g是连续函数,则 $h(X_1,X_2,\dots,X_m)$ 和 $g(Y_1,Y_2,\dots,Y_n)$ 相互独立.







三、小结

1. 若离散型随机变量 (X,Y)的联合分布律为

$$P\{X=i,Y=j\}=p_{ij}, i,j=1,2,\cdots$$

X和Y相互独立 \iff

$$P{X = x_i, Y = y_i} = P{X = x_i}P{Y = y_i}.$$

- 2. 设连续型随机变量(X,Y)的联合概率密度为 f(x,y),边缘概率密度分别为 $f_X(x)$, $f_Y(y)$,则有 X 和 Y 相互独立 $\Leftrightarrow f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$.
- 3. X 和 Y 相互独立,则 f(X) 和 g(Y)也相互独立.





