# 3.4 随机变量的独立性

#### 随机变量相互独立的定义

设F(x,y)为(X,Y)的分布函数, $F_X(x)$ , $F_Y(y)$ 为(X,Y)

关于X,Y的边缘分布函数,若对任意的x,y,有

$$P(X \le x, Y \le y) = P(X \le x)P(Y \le y)$$

$$\mathbb{P}F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$

则称 X 和 Y 相互独立.

两事件A,B独立的定义是: 若P(AB)=P(A)P(B)则称事件A,B独立.

#### 说明

(1). 由于

$$F(x, y) = P\{X \le x, Y \le y\}$$

以及 
$$F_X(x) = P\{X \le x\}, \quad F_Y(y) = P\{Y \le y\}$$

可知,随机变量 X 与 Y 相互独立,实际上是指:

对于任意的x, y, 随机事件

$$\{X \le x\} \qquad = \qquad \{Y \le y\}$$

相互独立.

(2). 如果随机变量X与Y相互独立,则由 $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$ 

可知,

二维随机变量(X, Y)的联合分布函数F(x, y)可由其边缘分布函数 $F_X(x)$ 与 $F_Y(y)$ 唯一确定.

例:设二维随机变量(X, Y)的联合分布函数为

$$F(x, y) = \frac{1}{\pi^2} \left( \frac{\pi}{2} + \arctan \frac{x}{5} \right) \left( \frac{\pi}{2} + \arctan \frac{y}{10} \right)$$
$$\left( -\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty \right)$$

试判断 X 与 Y 是否相互独立?

若 (X,Y) 是二维离散型随机变量,则上述独立性的定义等价于:

对(X,Y)的所有可能取值( $x_i,y_i$ ) ( $i, j=1, 2, \cdots$ ),有

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

 $\iff$  X 和 Y 相互独立.

## 例1设二维离散型随机变量(X, Y)的联合分布律为

Y X	1	2	3
1	<u>1</u> 6	<u>1</u> 9	1/18
2	<u>1</u> 3	α	β

- (1) 求 $\alpha$ 与 $\beta$ 应满足的条件;
- (2) 若 X 与 Y 相互独立,求  $\alpha$ 与 $\beta$  的值.

X	1	2	3	$p_{i\bullet} = P\{X = x_i\}$
	1	1	1	1
	<b>6</b> 1	9	18	1 3
2	<u>-</u>	α	β	$\frac{1}{3} + \alpha + \beta$
$p_{\bullet j} = P\{Y = y_j\}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{9} + \alpha$	$\frac{1}{18} + \beta$	$\frac{2}{3}+\alpha+\beta$

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

故 $\alpha$ 与 $\beta$ 应满足的条件是: $\alpha \geq 0$ ,  $\beta \geq 0$ 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  $\beta=\frac{1}{9}$ .

若 (X,Y) 是二维连续型随机变量 ,则上述独立性的定义等价于:

对任意的 x, y, 有  $f(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$ 

几乎处处成立,则称X和Y相互独立.

其中f(x,y)是X和Y的联合密度, $f_X(x),f_Y(y)$ 

分别是X的边缘密度和Y的边缘密度.

这里"几乎处处成立"的含义是: 在平面上除去面积为 0 的集合外, 处处成立.

特别地,上式对f(x, y)的所有连续点(x, y)必须成立.

#### 例 设随机变量X和Y的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} 2e^{-(2x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \sharp \dot{\Xi}. \end{cases}$$

求证X与Y相互独立.

证:因为 
$$f_X(x) = \begin{cases} 2e^{-2x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases}$$
 
$$f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases}$$

❖ 故有  $f(x,y)=f_X(x)f_Y(y)$ , 因而X,Y是相互独立的.

## 例2 设(X,Y)的概率部

对一切x, y, 均有:

## 问X和Y是否独立?

解: 
$$f_X(x) = \int_0^\infty x e^{-(x+y)} dy = x e^{-x}$$
 x>0

$$f_Y(y) = \int_0^\infty x e^{-(x+y)} dx = e^{-y}$$
  $y > 0$ 

即:
$$f_X(x) = \begin{cases} xe^{-x}, & x > 0 \\ 0, & 其它 \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & 其它 \end{cases}$$

例3 设随机变量 X和 Y相互独立,并且 X 服从  $N(a,\sigma^2)$ , Y 在 [-b,b] 上服从均匀分布,求 (X,Y) 的联合概率密度.

#### 解 由于X与Y相互独立,

所以 
$$f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

$$X f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}, -\infty < x < \infty;$$

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{1}{2b}, & -b \leq y \leq b, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

得 
$$f(x,y) = \frac{1}{2b} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}},$$

其中 
$$-\infty < x < \infty$$
,  $-b \le y \le b$ .

当
$$|y|>b$$
时,  $f(x,y)=0$ .

例4 设两个独立的随机变量 X 与 Y 的分布律为

求随机变量 (X,Y) 的分布律.

解 因为X与Y相互独立,所以

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

于是

$$P{X=1,Y=2}=P{X=1}P{Y=2}$$
  
= 0.3×0.6 = 0.18,

$$P{X=1,Y=2}=P{X=1}P{Y=2}=0.3\times0.6=0.18,$$

$$P{X=1,Y=4}=P{X=1}P{Y=4}=0.3\times0.4=0.12,$$

$$P{X=3,Y=2}=P{X=3}P{Y=2}=0.7\times0.6=0.42,$$

$$P{X=3,Y=4}=P{X=3}P{Y=4}=0.7\times0.4=0.28.$$

因此 (X,Y) 的联合分布律为

$X^{Y}$	2	4
1	0.18	0.12
3	0.42	0.28

例5 设

$$(X,Y) \sim f(x,y) = \begin{cases} Cy(1-x), & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le x. \\ 0, & \text{ \( \) \($$

- (1)求 C的值;
- (2)求关于 X,关于 Y 的边缘概率密度;
- (3)判断 X,Y 的独立性.

解 (1) 因为 
$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = 1$$
,
可得  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_{0}^{1} \int_{0}^{x} Cy(1-x) dy dx$ 

$$= \int_0^1 C(1-x) \frac{x^2}{2} dx = \frac{C}{24} = 1 \Rightarrow C = 24.$$

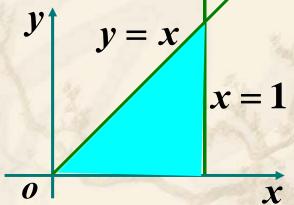
故 
$$f(x,y) = \begin{cases} 24y(1-x), & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le x. \\ 0, &$$
其它.

当 $0 \le x \le 1$ 时,

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dy = \int_{0}^{x} 24y(1-x) \, dy$$
$$= 12x^2(1-x).$$

当x < 0,或x > 1时,

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = 0.$$

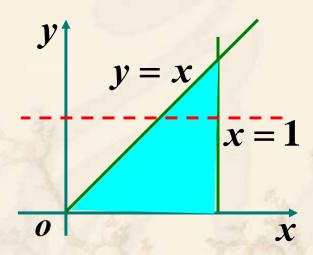


### 于是 (X,Y)关于X 的边缘概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} 12x^2(1-x), & 0 \le x \le 1, \\ 0, & \sharp \dot{\Xi}. \end{cases}$$

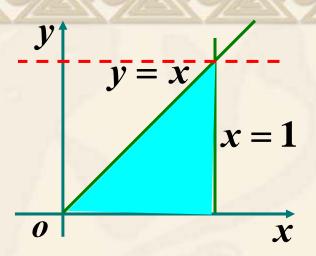
当 $0 \le y \le 1$ 时,

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$$
$$= \int_{y}^{1} 24 y (1 - x) dx$$
$$= 12y(1 - y)^{2}.$$



当 y < 0, 或 y > 1时,

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = 0.$$



因而得 
$$f_Y(y) = \begin{cases} 12y(1-y)^2, & 0 \le y \le 1, \\ 0, &$$
其它.

(3) 由于 
$$f(x,y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y)$$
,

所以 X,Y 不相互独立 .

例6 一负责人到达办公室的时间均匀分布在8~12时,他的秘书到达办公室的时间均匀分布在7~9时, 设他们两人到达的时间相互独立,求他们到达办公室的时间相差不超过 5 分钟的概率.

解 设X和Y分别是负责人和他的秘书到  $\sqrt{X}$  达办公室的时间,由假设X和Y的概率密度分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} 1/4, & 8 < x < 12, \\ 0, & \cancel{\sharp} \dot{\Xi}, \end{cases} \qquad f_Y(y) = \begin{cases} 1/2, & 7 < x < 9, \\ 0, & \cancel{\sharp} \dot{\Xi}, \end{cases}$$

由于 X,Y 相互独立, 得 (X,Y) 的概率密度为

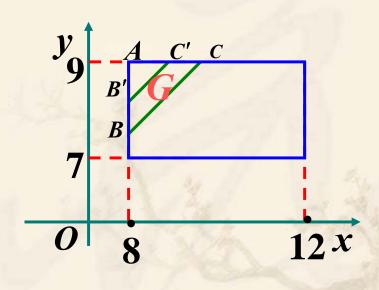
$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

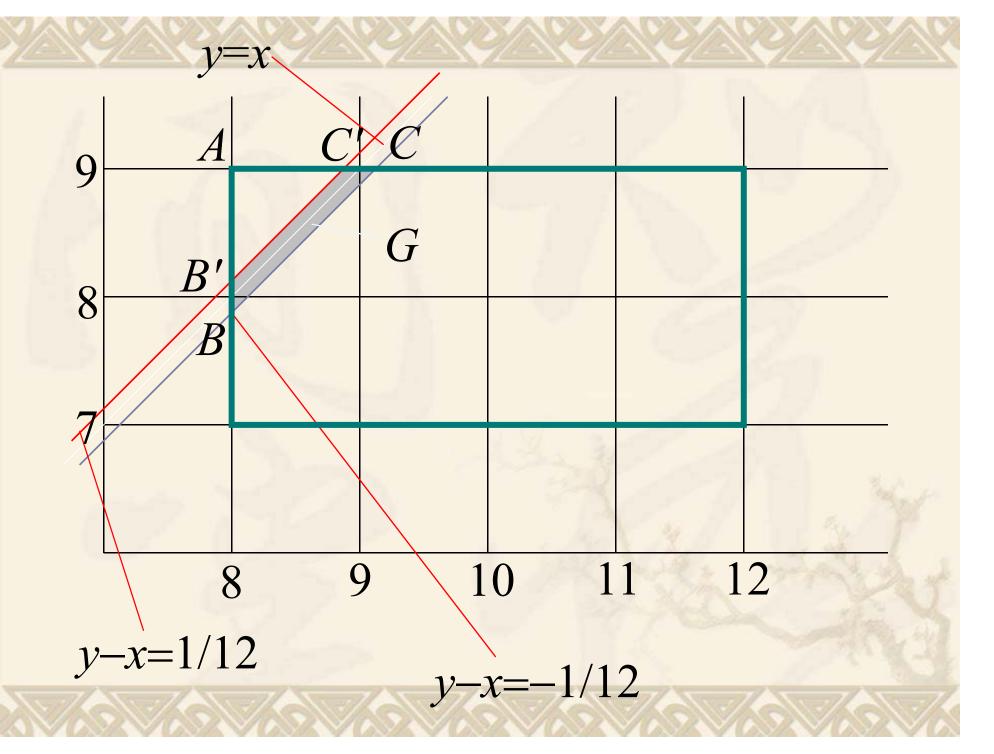
$$= \begin{cases} 1/8, & 8 < x < 12,7 < y < 9, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

$$P\{|X - Y| \le 1/12\}$$

$$= \iint_G f(x, y) \, dx \, dy$$

$$= \frac{1}{8} \times (G \text{ 的面积}).$$





G的面积 =  $\Delta ABC$ 的面积 -  $\Delta AB'C'$ 的面积 而

$$=\frac{1}{2}\left(\frac{13}{12}\right)^2-\frac{1}{2}\left(\frac{11}{12}\right)^2=\frac{1}{6}.$$

于是 
$$P\{|X-Y| \le 1/12\}$$

12x $=\frac{1}{8}\times(G\text{ fomma})=\frac{1}{48}.$ 

因此负责人和他的秘书 到达办公室的时间相差 不超过 5分钟的概率为  $\frac{1}{48}$ .

例4: 问二维正态随机变量X和Y是否相互独立?解: (X,Y)的概率密度为

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

其边缘概率密度  $f_X(x), f_Y(y)$  的乘积为:

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

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