



西北工业大学  
NORTHWESTERN POLYTECHNICAL UNIVERSITY



# 概率论与数理统计



## 第二节 多维随机变量 及其分布(3)



八、随机变量的独立性



九、条件分布



## 八、随机变量的独立性

随机变量的独立性是概率论中的一个重要概念.  
下面我们利用事件之间的独立性导出随机变量之间的独立性概念.

**定义2.6** 设 $X, Y$ 是两个随机变量, 若对任意实数  $x, y$ , 事件 $\{X \leq x\}, \{Y \leq y\}$ 是相互独立的, 即

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

则称  $X, Y$ 是相互独立的.

回忆: 两事件  $A, B$ 独立的定义:

若 $P(AB)=P(A)P(B)$   
则称事件 $A, B$ 独立.



用分布函数表示，上述定义 

设 $X, Y$ 是两个随机变量，若对任意的 $x, y$ ，有

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$

则称 $X, Y$ 相互独立.

两个随机变量相互独立时，它们的联合分布函数等于两个边缘分布函数的乘积 .




对于离散型随机变量,上述独立性定义 

对 $(X,Y)$ 所有可能取值 $(x_i, y_j)$ ,有

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$$

即  $p_{ij} = p_{i \cdot} p_{\cdot j}$  则称 $X, Y$ 相互独立.

对于连续型随机变量,上述独立性定义 

对于任意的 $x, y$ 有  $p(x, y) = p_X(x)p_Y(y)$

成立,则称 $X, Y$ 相互独立.

其中 $p(x, y)$ 是  $X, Y$ 的联合概率密度;

$p_X(x)$ 和 $p_Y(y)$ 分别是  $X$ 和  $Y$ 的边缘概率密度.

**注** 如果  $X$  和  $Y$  相互独立,那么 它们的连续函数  
 $f(X)$  和  $g(Y)$ 也相互独立.

分布律的另一种表示方法

**例1** 已知  $(X,Y)$  的分布律为

$(X,Y)$	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(2,1)	(2,2)	(2,3)
$p_{ij}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{3}$	$\alpha$	$\beta$

- (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.

**解** 将  $(X,Y)$  的分布律改写为



$X \backslash Y$	1	2	3	$p_{i\bullet} = P\{X = x_i\}$
1	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{3}$
2	$\frac{1}{3}$	$\alpha$	$\beta$	$\frac{1}{3} + \alpha + \beta$
$p_{\bullet j} = P\{Y = y_j\}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{9} + \alpha$	$\frac{1}{18} + \beta$	$\frac{2}{3} + \alpha + \beta$

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

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

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

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

**例2** 设  $(X, Y)$  的概率密度为

$$p(x, y) = \begin{cases} x e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

问  $X$  与  $Y$  是否独立?

**解**  $p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{+\infty} x e^{-(x+y)} dy, & x > 0, \\ 0. & x \leq 0. \end{cases}$

即 
$$= \begin{cases} x e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

同理

$$p_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

$$p(x, y) = p_X(x) p_Y(y),$$

所以  $X$  与  $Y$  独立.

**例3** 设  $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$

证明  $X$  与  $Y$  相互独立的充要条件是  $\rho = 0$ .

**证** 前面已经给出的  $X$  和  $Y$  边缘概率密度分别为

$$p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, \quad -\infty < x < +\infty.$$

$$p_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}, \quad -\infty < y < +\infty.$$

(注:  $\exp x = e^x$ )

若  $\rho = 0$ , 则

$$\begin{aligned} p(x, y) &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]\right\} \\ &= p_X(x)p_Y(y) \end{aligned}$$

说明  $X$  与  $Y$  相互独立. 反之, 若  $X$  与  $Y$  相互独立, 则

$$\begin{aligned} &\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \right. \right. \\ &\quad \left. \left. 2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]\right\} \end{aligned}$$



$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\}$$

令  $x = \mu_1, y = \mu_2$ , 则上式变为

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

从而推出  $\rho = 0$ .



设二维随机变量服从正态分布 $N(1,0,1,1,0)$ ,

则 $X$ 与 $Y$

- ☐ A 不独立
- ☒ B 独立
- ☐ C  $X$ 不是正态变量
- ☐ D  $Y$ 也不是正态变量

此题未设答案

设二维随机变量服从正态分布 $N(1,0,1,1,0)$ ,  
则 $X$ 与 $Y$

请点击此处编辑题干，在浮窗中选择对应按钮添加空格。

正常使用填空题需3.0以上版本雨课堂

作答

回

停

续

## 九、条件分布

**问题的提出:** 从遗传学的角度看, 父亲的身高  $X$  会影响儿子的身高  $Y$ . 这里父亲的身高  $X$  与儿子的身高  $Y$  都是随机变量, 都有自己的分布. 那么两者之间关系如何呢?

一般的处理方法是将父亲的身高  $X$  固定在一特定值  $X_0$  处, 考察儿子身高  $Y$  的分布情况.

这就是我们要讲的**条件分布**.

## 1.离散型随机变量的条件分布

**定义** 设 $(X, Y)$ 是二维离散型随机变量，对于固定的 $j$ ，若 $P\{Y = y_j\} > 0$ ，则称

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i; Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}}$$

其中 $i = 1, 2, \dots$

为事件 $\{Y = y_j\}$ 发生的条件下随机变量  $X$ 的条件分布律.

同样，对于固定的  $i$ , 如果  $P\{X = x_i\} > 0$ , 则称

$$P\{Y = y_j \mid X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_i}.$$

其中  $j = 1, 2, \dots$

为在事件  $\{X = x_i\}$  发生的条件下随机变量  $Y$  的条件分布律.



**例4** 已知 $(X,Y)$ 有如下分布律:

$Y \backslash X$	0	1	2	3	$P\{Y = j\}$
0	0.840	0.030	0.020	0.010	0.900
1	0.060	0.010	0.008	0.002	0.080
2	0.010	0.005	0.004	0.001	0.020
$P\{X = i\}$	0.910	0.045	0.032	0.013	1.000

- (1) 求在  $X = 1$  的条件下, $Y$  的条件分布律;
- (2) 求在  $Y = 0$  的条件下, $X$  的条件分布律.



**解** 由上述分布律的表格可得

$$P\{Y = 0|X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 0\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.030}{0.045},$$

$$P\{Y = 1|X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 1\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.010}{0.045},$$

$$P\{Y = 2|X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 2\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.005}{0.045},$$

即在  $X = 1$  的条件下,  $Y$  的条件分布律为

$Y = k$	0	1	2
$P\{Y = k X = 1\}$	$\frac{6}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$

同理可得在  $Y = 0$  的条件下,  $X$  的条件分布律为

$X = k$	0	1	2	3
$P\{X = k Y = 0\}$	$\frac{84}{90}$	$\frac{3}{90}$	$\frac{2}{90}$	$\frac{1}{90}$

## 2. 连续型随机变量的条件分布

**定义** 设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率密度为  $p(x, y)$ ,  $(X, Y)$  关于  $Y$  的边缘概率密度为  $p_Y(y)$ . 若对于固定的  $y$ ,  $p_Y(y) > 0$ , 则称  $\frac{p(x, y)}{p_Y(y)}$  为在  $Y = y$  的条件下  $X$  的条件概率密度, 记为

$$p_{X|Y}(x|y) = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)}.$$

## 条件分布函数

称  $\int_{-\infty}^x p_{X|Y}(x|y)dx = \int_{-\infty}^x \frac{p(x,y)}{p_Y(y)}dx$  为在

$Y = y$  的条件下,  $X$  的条件分布函数, 记为

$$P\{X \leq x | Y = y\} \text{ 或 } F_{X|Y}(x|y),$$

即

$$F_{X|Y}(x|y) = P\{X \leq x | Y = y\}$$

$$= \int_{-\infty}^x p_{X|Y}(x|y)dx = \int_{-\infty}^x \frac{p(x,y)}{p_Y(y)}dx$$

同理,  $(X, Y)$  关于  $X$  的边缘概率密度为  $p_X(x)$ .

若对于固定的  $x$ ,  $p_X(x) > 0$ , 则称  $\frac{p(x, y)}{p_X(x)}$  为在  $X = x$

的条件下  $Y$  的条件概率密度, 记为

$$p_{Y|X}(y | x) = \frac{p(x, y)}{p_X(x)}.$$



同理可定义在  $X = x$  的条件下,  $Y$  的条件分布函数,

$$\begin{aligned} F_{Y|X}(y | x) &= P\{Y \leq y | X = x\} \\ &= \int_{-\infty}^y p_{Y|X}(y | x) dy = \int_{-\infty}^y \frac{p(x, y)}{p_X(x)} dy. \end{aligned}$$



**例5** 设  $(X, Y)$  在椭圆  $\frac{x^2}{a^2} + \frac{y^2}{b^2} \leq 1$  上服从均匀分布, 求条件分布密度  $p(x | y)$ .

**解** 由题设知

$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi ab}, & \frac{x^2}{a^2} + \frac{y^2}{b^2} \leq 1, \\ 0, & \frac{x^2}{a^2} + \frac{y^2}{b^2} > 1. \end{cases}$$

由联合概率密度我们可以得到关于  $Y$  的边缘概率密度.

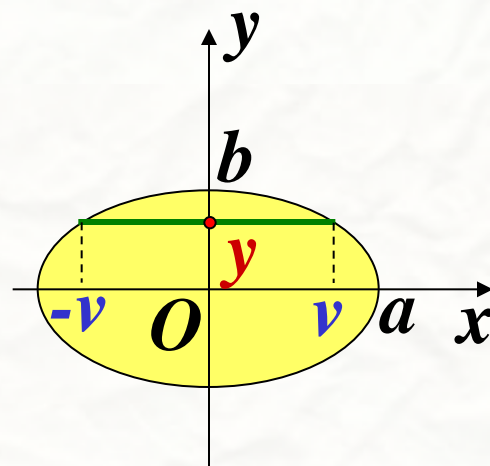
$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx$$

$$= \begin{cases} \int_{-v}^v \frac{1}{\pi ab} dx = \frac{2}{\pi b} \sqrt{1 - y^2 / b^2}, & |y| \leq b, \\ 0, & |y| > b. \end{cases}$$

其中  $v = a \sqrt{1 - \frac{y^2}{b^2}}$

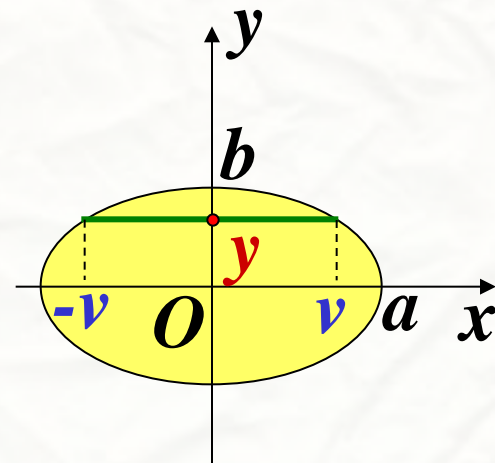
从而对于  $y \in (-b, b)$ , 有

$$p_{X|Y}(x | y) = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)}$$



$$p_{X|Y}(x|y) = \frac{p(x,y)}{p_Y(y)}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{2a\sqrt{1-y^2/b^2}}, & |x| \leq a\sqrt{1-y^2/b^2}, \\ 0, & |x| > a\sqrt{1-y^2/b^2}. \end{cases}$$



由上式可以看出，在  $(Y = y)$  的条件下， $X$  在区间  $[-a\sqrt{1-y^2/b^2}, a\sqrt{1-y^2/b^2}]$  上服从均匀分布。

**例6** 设  $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ , 求条件概率密度  $p(x | y), p(y | x)$ .

**解** 由于上节已经求出了  $X$  和  $Y$  的边缘概率密度, 所以对于一切  $x, y \in (-\infty, +\infty)$ , 有

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

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

本题说明了对于二元正态分布,其条件分布  
仍为正态分布.



## 思考题

设随机变量  $(X, Y)$  的联合概率密度为

$$p(x, y) = \begin{cases} 3x, & 0 \leq x < 1, 0 \leq y < x, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

求  $P\{Y \leq \frac{1}{8} | X = \frac{1}{4}\}$ ? 判断下面的解法是否正确?

解 因为  $P\{X = \frac{1}{4}\} = 0$ ,

$$\text{所以 } P\{Y \leq \frac{1}{8} | X = \frac{1}{4}\} = \frac{P\{X = \frac{1}{4}, Y \leq \frac{1}{8}\}}{P\{X = \frac{1}{4}\}} \quad \text{不存在.}$$



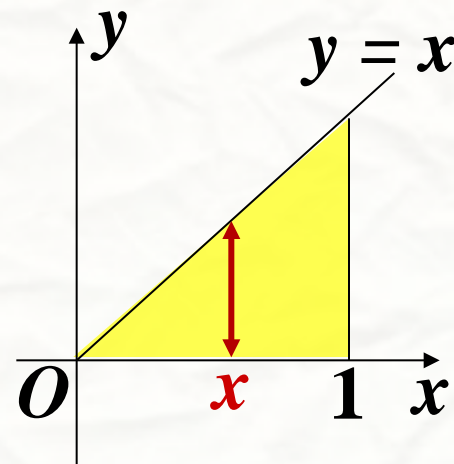
上述解法不正确,正确解法应该为

$$\begin{aligned} p_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) \mathrm{d} y \\ &= \begin{cases} \int_0^x 3x \mathrm{d} y, & 0 \leq x < 1, \\ 0, & \square \square . \end{cases} \end{aligned}$$

$$= \begin{cases} 3x^2, & 0 \leq x < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

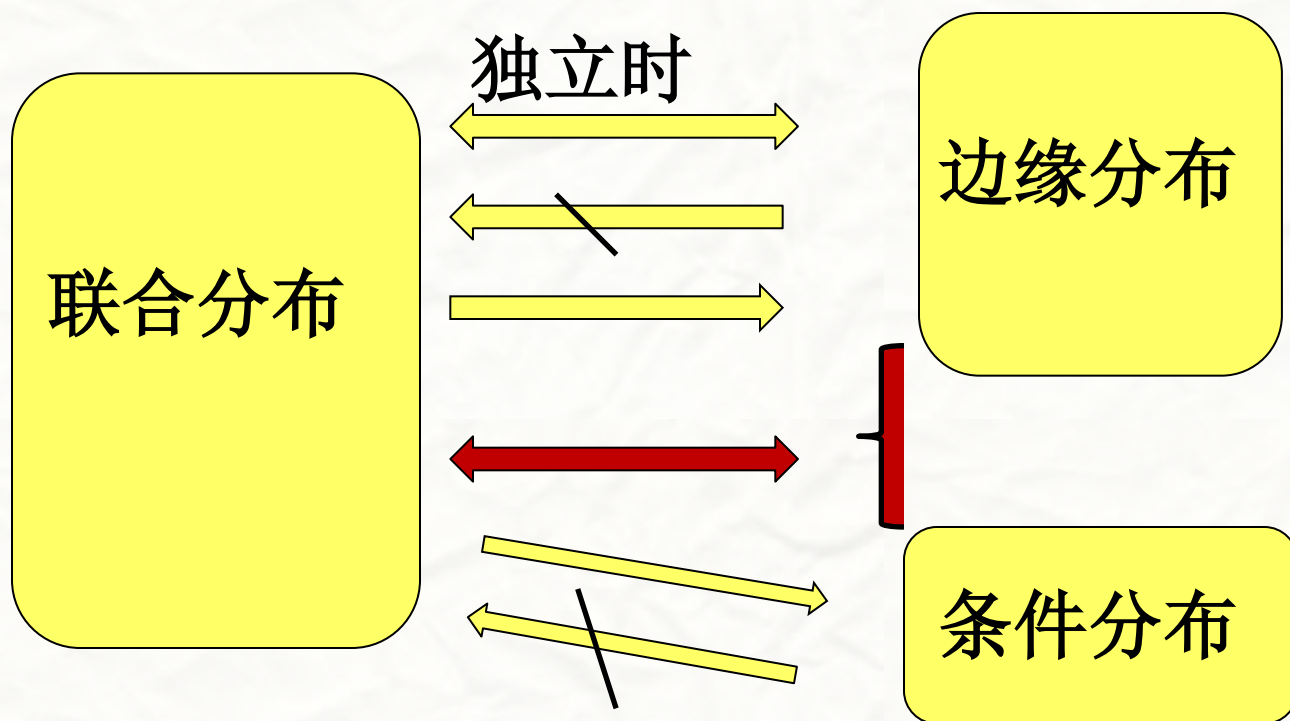
因此当  $0 \leq x < 1$  时,

$$\begin{aligned} p_{Y|X}(y|x) &= \frac{p(x, y)}{p_X(x)} \\ &= \begin{cases} 3x/3x^2 = 1/x, & 0 \leq y < x, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases} \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} \text{于是 } P\{Y \leq \frac{1}{8} | X = \frac{1}{4}\} &= \int_{-\infty}^{\frac{1}{8}} p_{Y|X}(y|\frac{1}{4}) dy \\ &= \int_0^{\frac{1}{8}} 4 dy = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

# 第二节知识框架



$$p_{x|Y}(x|y) = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)} \quad \leftrightarrow \quad p(x, y) = p_Y(y) p_{x|Y}(x|y)$$

**例7** 设数  $X$  在区间(0,1)上等可能地随机取值  
当观察到  $X = x$  ( $0 < x < 1$ )时, 数  $Y$ 在区间( $x,1$ )  
上等可能地随机取值,求  $Y$  的概率密度.

**解** 由题意知, $X$  的概率密度为

$$p_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

对于任意给定的值 $x(0 < x < 1)$ ,在 $X=x$ 的条件下, $Y$ 的  
条件概率密度为  $p_{Y|X}(y | x) = \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$

$$p_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$
$$p_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

因此,  $X$  和  $Y$  的联合概率密度为

$$p(x, y) = p_{Y|X}(y|x)p_X(x)$$
$$= \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$



$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

于是  $Y$  的边缘概率密度为

$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx$$

$$= \begin{cases} \int_0^y \frac{1}{1-x} dx = -\ln(1-y), & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

# 内容小结

## 1. 独立性

(1) 若随机变量  $(X, Y)$  的联合分布函数为  $F(x, y)$ , 边缘分布函数分别为  $F_X(x)$  和  $F_Y(y)$ , 则有  $X$  和  $Y$  相互独立  $\Leftrightarrow F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$ .

(2) 若离散型随机变量  $(X, Y)$  的联合分布律为

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

则  $X$  与  $Y$  相互独立  $\Leftrightarrow$

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

- (3) 设连续型随机变量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为  $p(x, y)$ , 边缘概率密度分别为  $p_X(x), p_Y(y)$ , 则有  $X$  与  $Y$  相互独立  $\Leftrightarrow p(x, y) = p_X(x)p_Y(y)$
- (4) 若  $X$  和  $Y$  相互独立, 则  $f(X)$  与  $g(y)$  也相互独立.

## 2. 条件分布

- (1) 若离散型随机变量  $(X, Y)$  的联合分布律为

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

在给定  $Y = y_j$  的条件下随机变量  $X$  的条件分布律为

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i; Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}}$$

在给定  $X = x_i$  的条件下随机变量  $Y$  的条件分布律为

$$P\{Y = y_j | X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_{i\cdot}}$$

其中  $i, j = 1, 2, \dots$

(2) 设  $(X, Y)$  是二维连续型随机变量, 则有

$$\begin{aligned} F_{X|Y}(x | y) &= \int_{-\infty}^x p_{X|Y}(x | y) dx \\ &= \int_{-\infty}^x p(x, y) / p_Y(y) dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_{Y|X}(y | x) &= \int_{-\infty}^y p_{Y|X}(y | x) dy \\ &= \int_{-\infty}^y p(x, y) / p_X(x) dy \end{aligned}$$





再见

## 备用题

**例2-1** 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  $p(x, y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$

$$\text{又 } p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < \infty;$$

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

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

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

当  $|y| > b$  时,  $p(x, y) = 0.$



**例2-2** 设随机变量 $(X,Y)$ 的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} 3x, & 0 < x < 1, 0 < y < x, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试求(1)边际密度函数 $P_X(x)$ 和 $P_Y(y)$ ;

(2) $X$ 与 $Y$ 是否独立?

**解** (1)因为当 $0 < x < 1$ 时, 有

$$P_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} P(x,y)dy = \int_0^x 3x dy = 3x^2,$$

所以 $X$ 的边际密度函数为

$$P_X(x) = \begin{cases} 3x^2, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

这是贝塔分布  $\text{Be}(3,1)$ .

又因为当  $0 < y < 1$  时, 有

$$P_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} P(x, y) dx = \int_y^1 3x dx = \frac{3}{2} x^2 \Big|_y^1 = \frac{3}{2} (1 - y^2),$$

所以  $Y$  的边际密度函数为

$$P_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{2} (1 - y^2), & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(2) 因为  $P(x, y) \neq P_X(x)P_Y(y)$ , 所以  $X$  与  $Y$  不独立.



**例2-3** 某电子仪器由两部分构成，其寿命(单位：千小时) $X$ 与 $Y$ 的联合分布函数为：

$$F(x, y) = \begin{cases} 1 - e^{-0.5x} - e^{-0.5y} + e^{-0.5(x+y)}, & x \geq 0, y \geq 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

问：(1)  $X$ 与 $Y$ 是否独立？

(2) 两部件的寿命都超过100小时的概率？

**解** (1) 当 $x \geq 0, y \geq 0$ 时，

$$\text{由 } F(x, y) = 1 - e^{-0.5x} - e^{-0.5y} + e^{-0.5(x+y)}$$

$$\text{得 } F_X(x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y)$$

$$= \lim_{y \rightarrow +\infty} (1 - e^{-0.5x} - e^{-0.5y} + e^{-0.5(x+y)})$$

$$= 1 - e^{-0.5x}, x \geq 0.$$

$$F_Y(y) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x, y)$$

$$= \lim_{x \rightarrow +\infty} (1 - e^{-0.5x} - e^{-0.5y} + e^{-0.5(x+y)})$$

$$= 1 - e^{-0.5y}, y \geq 0.$$

$$\begin{aligned}\text{由 } F_X(x) \cdot F_Y(y) &= (1 - e^{-0.5x})(1 - e^{-0.5y}) \\ &= 1 - e^{-0.5x} - e^{-0.5y} + e^{-0.5(x+y)} = F(x, y)\end{aligned}$$

可知 $X$ 与 $Y$ 相互独立.

$$\begin{aligned}(2) P(X > 0.1, Y > 0.1) &= P(X > 0.1)P(Y > 0.1) \\ &= [1 - P(X \leq 0.1)][1 - P(Y \leq 0.1)] \\ &= [1 - F_X(0.1)][1 - F_Y(0.1)] \\ &= e^{-0.05} \cdot e^{-0.05} = e^{-0.1}\end{aligned}$$

**例3-1** 设随机变量 $(X,Y)$ 的两个分量 $X$ 和 $Y$ 相互独立, 且服从同一分布.试证

$$P\{X \leq Y\} = 1/2.$$

**证** 因为 $X,Y$ 独立, 所以  $p(x,y) = p_X(x)p_Y(y)$ .

$$\begin{aligned} P\{X \leq Y\} &= \iint_{x \leq y} p(x,y) dx dy = \iint_{x \leq y} p_X(x) p_Y(y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} [p_Y(y) \int_{-\infty}^y p_X(x) dx] dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} [p_Y(y) F_Y(y)] dy \end{aligned}$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} F_Y(y) dF_Y(y) = F^2(y)/2 \Big|_{-\infty}^{+\infty} = 1/2.$$

也可以利用对称性来证，因为 $X, Y$ 独立同分布，所以有

$$P\{X \leq Y\} = P\{Y \leq X\},$$

而 $P\{X \leq Y\} + P\{Y \leq X\} = 1$ , 故 $P\{X \leq Y\} = 1/2$ .