



# 第三章 多维随机变量及其分布

张志超

数理学院，信息与计算科学系

Email: [zhichao@ustb.edu.cn](mailto:zhichao@ustb.edu.cn)

### ● 二维连续型随机变量的概率密度和分布函数

### ● 二维随机变量的边缘分布函数

$$F_X(x) = F(x, +\infty)$$

### ● 二维离散型随机变量的边缘分布律

$$F_X(x) = F(x, +\infty) = \sum_{x_i \leq x} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} \quad P_{i.} = P(X = x_i) = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, i = 1, 2, \dots$$

### ● 二维连续型随机变量的边缘概率密度

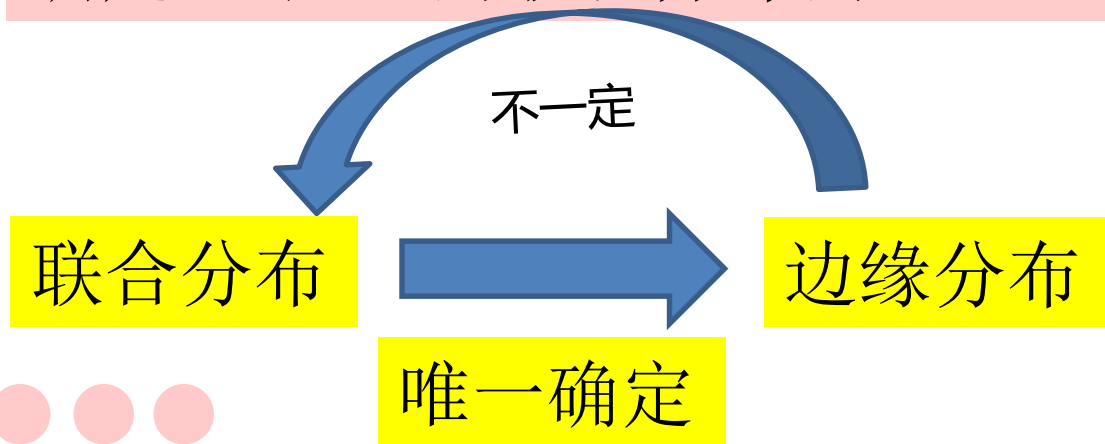
$$F_X(x) = F(x, +\infty) = \int_{-\infty}^x \left[ \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \right] dx$$

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

### 结论

二维正态分布的两个边缘分布均是一维正态分布，并且都不依赖于参数  $\rho$ ，亦即对于给定的  $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2$ ，不同的  $\rho$  对应不同的二维正态分布，但它们的边缘分布却都是一样的

从而可得出：由  $X$  和  $Y$  的边缘分布一般是不能确定  $X$  和  $Y$  的联合分布的。



- 二维随机变量及其联合分布函数
- 边缘分布
- 条件分布
- 相互独立的随机变量
- 两个随机变量函数分布

### 问题的提出

在第一章中已经介绍了条件概率的概念，即在事件  $B$  发生的条件下事件  $A$  发生的条件概率：

$$P(A | B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$$



现设有两个随机变量  $X, Y$ ，若问：在给定  $Y$  取某个或某些值的条件下，求随机变量  $X$  的概率分布。

这个分布就是条件分布。

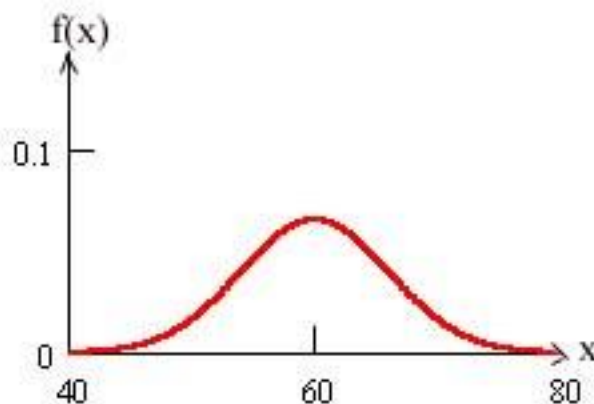


例如: 考虑某大学的全体学生, 从其中随机抽取一个学生, 分别以 $X$ 和 $Y$ 表示其体重和身高. 则 $X$ 和 $Y$ 都是随机变量, 它们都有一定的概率分布.

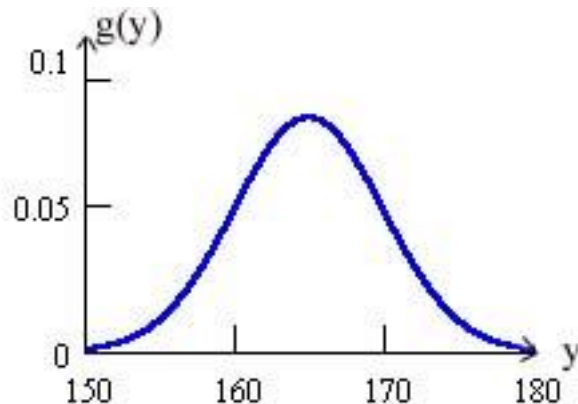


体重 $X$

身高 $Y$



体重 $X$   
的分布



身高 $Y$   
的分布

现在若限制  $1.7 < Y < 1.8$  (米)，这个条件  
求： $X$  的条件分布

这就意味着要从该校的学生中把身高在1.7米 和1.8米之间的那些人都挑出来，然后在挑出的学生中求其体重的分布.

显然：

这个分布与不加这个条件时的分布会很不一样.

例如：

在条件分布中体重取大值的概率会显著增加 .



## 一. 离散型随机变量的条件分布

1. 定义: 若  $(X, Y)$  是二维随机变量, 其联合分布律为

$$P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots, (X, Y)$$

关于  $X$  和  $Y$  的边缘分布律为  $P(X = x_i) = P_{i.}$ ,

$$P(Y = y_j) = P_{.j}, \text{ 且 } P_{i.} > 0, P_{.j} > 0$$

则在事件  $\{Y = y_j\}$  已发生的条件下事件  $\{X = x_i\}$  发生的概率为:

$$P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{p_{ij}}{P_{.j}} \quad i = 1, 2, \dots$$

亦称为  $X$  在  $\{Y = y_j\}$  下的条件分布律.



同理可定义： $y$  在条件  $X = x_i$  下的条件分布律为：

$$P(Y = y_j | X = x_i) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(X = x_i)} = \frac{p_{ij}}{P_{i.}} \quad j = 1, 2, \dots$$

2. 性质：

$$1^0 \quad P(X = x_i | Y = y_j) \geq 0$$

$$2^0 \quad \sum_{i=1}^{\infty} P(X = x_i | Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{p_{ij}}{P_{.j}} = \frac{1}{P_{.j}} \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} = \frac{1}{P_{.j}} \cdot P_{.j} = 1$$

$$3^0 \quad \sum_{j=1}^{\infty} P(Y = y_j | X = x_i) = 1$$



**例1.** 设随机变量  $X$  在  $1, 2, 3, 4$  四个整数中等可能地取值；另一随机变量  $Y$  在  $1 \sim X$  中等可能地取一整数  
求：条件分布律  $P(X = x_i | Y = y_j)$  及  $P(Y = y_j | X = x_i)$

**解:**  $\because X$  的取值有  $1, 2, 3, 4$ ;  $Y$  的取值有  $1, 2, 3, 4$   
 $\therefore$  相应的分布律有16个，现分别计算两个：

$X \backslash Y$	1	2	3	4	$P_{i.}$
1	$\frac{1}{4}$	0	0	0	$\frac{1}{4}$
2	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	0	0	$\frac{1}{4}$
3	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	0	$\frac{1}{4}$
4	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$
$P_{.j}$	$\frac{25}{48}$	$\frac{13}{48}$	$\frac{7}{48}$	$\frac{3}{48}$	

$$\begin{aligned}
 P(X = 1 | Y = 1) &= \frac{P(X = 1, Y = 1)}{P(Y = 1)} \\
 &= \frac{\frac{1}{4}}{\frac{25}{48}} = \frac{\frac{1}{4} \cdot \frac{48}{25}}{\frac{48}{25}} = \frac{6}{25}
 \end{aligned}$$

$X \backslash Y$	1	2	3	4	$P_{i.}$
1	$\frac{1}{4}$	0	0	0	$\frac{1}{4}$
2	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	0	0	$\frac{1}{4}$
3	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	0	$\frac{1}{4}$
4	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$
$P_{.j}$	$\frac{25}{48}$	$\frac{13}{48}$	$\frac{7}{48}$	$\frac{3}{48}$	

**注意：**对于二维离散型随机变量来说，列表很重要，联合、边缘、条件。

$$P(Y = 1 | X = 1) = \frac{P(X = 1, Y = 1)}{P(X = 1)} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{4}} = 1$$

$$P(Y = 2 | X = 1) = \frac{P(X = 1, Y = 2)}{P(X = 1)} = \frac{0}{\frac{1}{4}} = 0$$

其它的留作课后同学自己去完成

## 二. 连续型随机变量的条件分布

### 引言

- 在离散型中，条件分布律是由条件概率引出的，其中对任意的  $P(X = x) > 0, P(Y = y) > 0$
- 注意到：对于连续型随机变量而言  $P(X=x)=0$  ,  $P(Y=y)=0$ 。
- 因此，对于连续型随机变量就无法用条件概率去引出条件分布的概念了，所以必须从分布函数着手。

在条件  $Y=y$  下,  $X$  的条件分布函数

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

加以极限的方法引出条件分布的概念。

## 定义1.

给定  $y$ , 设对于任意的正数  $\varepsilon > 0$ ,  $P(y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon) > 0$

且对任意实数  $x$ , 极限  $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} P(X \leq x | y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon)$

$$= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} \frac{P(X \leq x, y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon)}{P(y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon)} \quad \text{存在.}$$

则称此极限为在条件  $Y = y$  下,  $X$  的条件分布函数。

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

同理:

$F_{Y|X}(y|x) = P(Y \leq y | X = x)$  为条件  $X = x$  下  $Y$  的

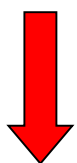
条件分布函数

进一步推导条件概率密度:

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

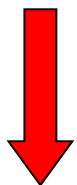
$$= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} P(X \leq x | y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon)$$

由条件概率定义



$$= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} \frac{P(X \leq x, y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon)}{P(y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon)}$$

由分布函数性质



$$= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} \frac{F(x, y + \varepsilon) - F(x, y - \varepsilon)}{F_Y(y + \varepsilon) - F_Y(y - \varepsilon)}$$

分子分母同乘  $\frac{1}{2\varepsilon}$

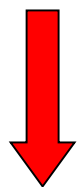


$$= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} \frac{[F(x, y + \varepsilon) - F(x, y - \varepsilon)] / 2\varepsilon}{[F_Y(y + \varepsilon) - F_Y(y - \varepsilon)] / 2\varepsilon}$$

分子是由二元偏导数定义;分母是由一元导数定义

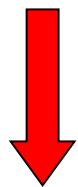
$$= \frac{\frac{\partial F(x, y)}{\partial y}}{\frac{dF_Y(y)}{dy}}$$

分子是由分布函数定义;分母是由分布函数与概率密度关系.



$$= \frac{\frac{\partial}{\partial y} \left[ \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(x, y) dx dy \right]}{f_Y(y)}$$

对  $y$  求偏导后只含  $x$  的积分



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



$$F_{X|Y}(x|y) = P(X \leq x | Y = y) = \int_{-\infty}^x \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} dx$$

又因为由定义:  $F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^x f_{X|Y}(x|y) dx$

所以得:  $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$

同理得:  $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}$





## 定义2:

若  $(X, Y)$  的联合分布函数为  $F(x, y)$ ，概率密度为  $f(x, y)$ 。若在点  $(x, y)$  处  $f(x, y)$  连续，边缘概率密度  $f_Y(y)$  连续，且  $f_Y(y) > 0$

则：
$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$$
 为在条件  $Y = y$  下  $X$  的条件  
密度函数

同理 
$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}$$
 为在条件  $X = x$  下

$Y$  的条件密度函数



例2. 设随机变量  $(X, Y)$  的分布密度为:

$$f(x, y) = \begin{cases} 3x & 0 < x < 1, 0 < y < x \\ 0 & (x, y) \text{ 在其它域} \end{cases}$$

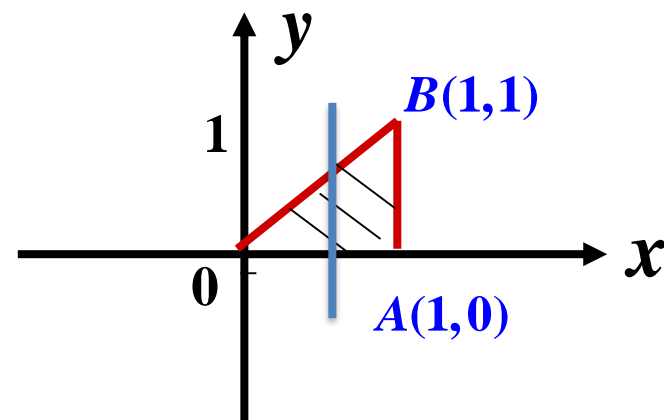
求: (1)  $X, Y$  的边缘分布密度.

(2)  $X, Y$  的条件分布密度.

解: (1) 由已知的  $f(x, y)$  可知:

当  $0 < x < 1$  时

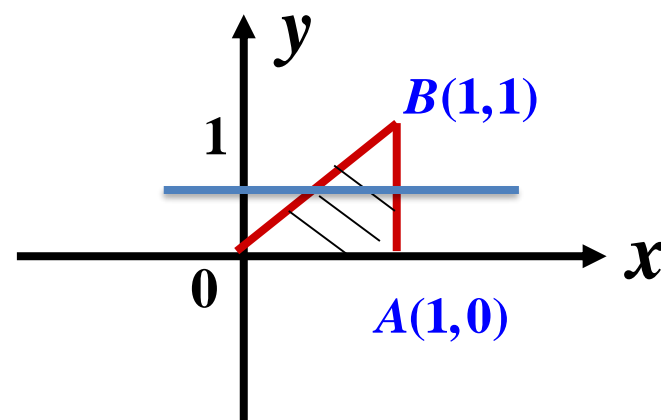
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^x 3x dy = 3x^2$$



当  $x \leq 0$  或  $x \geq 1$  时  $f_X(x) = 0$

$\therefore X$  的边缘概率密度为:

$$f_X(x) = \begin{cases} 3x^2 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$



同理, 当  $0 < y < 1$  时

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_y^1 3x dx = \frac{3}{2}(1 - y^2)$$

当  $y \leq 0$  或  $y \geq 1$  时  $f_Y(y) = 0$

$\therefore Y$  的边缘概率密度为:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1 - y^2) & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$



(2). 依条件概率密度的定义可知:

对于使  $f(x, y), f_X(x), f_Y(y)$  为非零值的区域有:

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{3x}{\frac{3}{2}(1-y^2)} = \frac{2x}{1-y^2}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \frac{3x}{3x^2} = \frac{1}{x}$$

$$\therefore f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{2x}{1-y^2} & y < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & x \leq y \text{ 或 } x \geq 1 \end{cases}$$

$$\therefore f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{x} & 0 < y < x, 0 < x < 1 \\ 0 & y \leq 0 \text{ 或 } y \geq x \end{cases}$$

例3. 设  $(X, Y)$  的概率密度为:

$$f(x, y)$$

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

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

( 即均服从正态分布 )

求:  $f_{X|Y}(x|y)$



解： 因为：

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

显然它也是服从正态分布：

$$N\left(\mu_1 + \rho\frac{\sigma_1}{\sigma_2}(y - \mu_2), (1 - \rho^2)\sigma_1^2\right)$$

结论：

正态分布的边缘分布及条件分布仍服从正态分布.

例 4. 设  $(X, Y)$  的概率密度为:

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{e^{-x/y} e^{-y}}{y} & 0 < x < \infty, 0 < y < \infty \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

求:  $P(X > 1 | Y = y)$

解:  $P(X > 1 | Y = y) = \int_1^{\infty} f_{X|Y}(x | y) dx$

为此, 需求出  $f_{X|Y}(x | y)$



由于

$$f_Y(y) = \int_0^{\infty} \frac{e^{-x/y} e^{-y}}{y} dx = \frac{e^{-y}}{y} [-ye^{-x/y}] \Big|_0^{\infty} = e^{-y},$$

$$0 < y < \infty$$

于是对  $y > 0$

$$f_{X|Y}(x | y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{e^{-x/y}}{y}, \quad x > 0$$

故对  $y > 0$

$$P(X > 1 | Y = y) = \int_1^{\infty} \frac{e^{-x/y}}{y} dx = -e^{-x/y} \Big|_1^{\infty} = e^{-1/y}$$





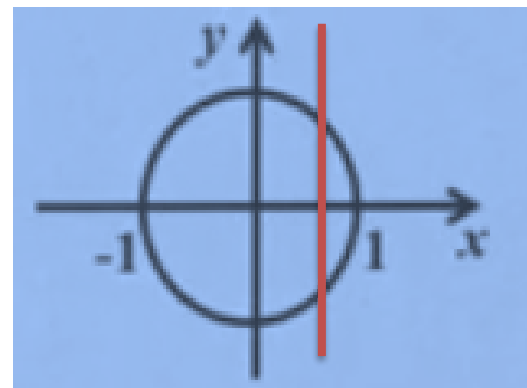
例5. 设 $(X, Y)$ 服从单位圆上的均匀分布, 概率密度为:

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} & x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

求:  $f_{Y|X}(y | x)$

解:  $X$  的边缘概率密度为:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \\ &= \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} \frac{1}{\pi} dy = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2} & |x| \leq 1 \\ 0 & |x| > 1 \end{cases} \end{aligned}$$

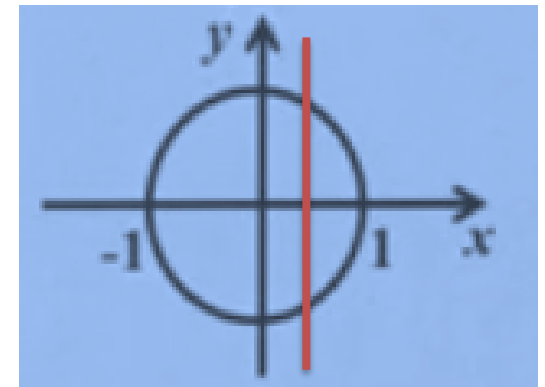


当  $|x| < 1$  时,有:

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{1/\pi}{(2/\pi)\sqrt{1-x^2}} = \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}},$$

$$-\sqrt{1-x^2} \leq y \leq \sqrt{1-x^2}$$

即 当  $|x| < 1$  时, 有:



$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}} & -\sqrt{1-x^2} \leq y \leq \sqrt{1-x^2} \\ 0 & y \text{ 取其它值} \end{cases}$$



- 二维随机变量及其联合分布函数
- 边缘分布
- 条件分布
- 相互独立的随机变量
- 两个随机变量函数分布

## 回顾事件的独立性

两事件  $A, B$  相互独立: 若  $P(AB) = P(A)P(B)$ , 则称事件  $A, B$  相互独立

直观上是  $X$  与  $Y$  各在什么范围内取值是毫无关系的

$X$  与  $Y$  相互独立



事件  $(X \leq x)$  与事件  $(Y \leq y)$  相互独立  $(\forall x, y \in \mathbb{R})$



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



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



## 一. 随机变量相互独立的定义

→ 设  $(X, Y)$  的联合分布函数及边缘分布函数为  $F(x, y)$  及  $F_X(x), F_Y(y)$ . 若对任意的  $x, y$  都有:

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x) \cdot P(Y \leq y)$$

$$\text{即 } F(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$$

则称随机变量  $X$  和  $Y$  是相互独立的.

**注意:** 在独立的条件下, 二维随机变量  $(X, Y)$  的联合分布函数  $F(x, y)$  可由边缘分布  $F_X(x)$  和  $F_Y(y)$  唯一确定。

$X$  和  $Y$  相互独立  $\iff$  任意的  $x_1 < x_2, y_1 < y_2$ ,

$$P\{x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2\} = P\{x_1 < X \leq x_2\} P\{y_1 < Y \leq y_2\}$$

**问题:**

用分布函数来判断离散型随机变量和连续型随机变量的独立性，方便吗？

离散型随机变量可否用分布律，连续型用概率密度？

**二. 当  $(X, Y)$  为离散型随机变量**

$X$ 和 $Y$ 相互独立  $\iff F(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$

$$\iff \sum_{x_i \leq x} \sum_{y_j \leq y} p_{ij} = \sum_{x_i \leq x} P_{i.} \sum_{y_j \leq y} P_{.j} (\forall x, y \in R)$$

依次取  $x = x_1, x_2, \dots, y = y_1, y_2, \dots$ ,

$$\iff p_{ij} = P_{i.} P_{.j} \quad (\forall i, j \text{ 成立})$$

$$\iff P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j)$$



## 定义:

设 $(X, Y)$ 为二维离散型随机变量, 如果对于 $(X, Y)$ 的所有取值 $x_i, y_j$ , 有

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

则, 称随机变量 $X$ 和 $Y$ 是相互独立的。

例1. 设  $X, Y$  相互独立, 它们的分布律分别为:

$X$	0	1
$P$	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$

$Y$	1	2	3
$P$	$\frac{1}{4}$	$\frac{2}{4}$	$\frac{1}{4}$

求:  $(X, Y)$  的联合分布律.

解:  $\because X, Y$  相互独立

$$\therefore p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j)$$

从而:  $p_{01} = P(X = 0, Y = 1) = P(X = 0) \cdot P(Y = 1)$

$$= \frac{2}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{2}{12}$$

$$p_{11} = P(X = 1, Y = 1) = P(X = 1) \cdot P(Y = 1)$$

$$= \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{12}$$

$$p_{02} = \frac{4}{12}, \quad p_{12} = \frac{2}{12}, \quad p_{03} = \frac{2}{12}, \quad p_{13} = \frac{1}{12}$$





可得  $(X, Y)$  的联合分布律为:

$X \backslash Y$			
	1	2	3
0	$\frac{2}{12}$	$\frac{4}{12}$	$\frac{2}{12}$
1	$\frac{1}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{1}{12}$

对离散型随机变量而言，已知联合分布律可求出其相应的边缘分布律，但很多时候，反之则不然。

但从此例可得出：一旦知道  $X, Y$  相互独立条件后，则可由边缘分布律直接求得其联合分布律。



例2：设随机变量X与Y的分布律如下，问X与Y是否独立？

解：逐点验证

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

X \ Y	Y		$P(X = x_i)$
	2	5	
0	1/3	1/3	2/3
3	1/6	1/6	1/3
$P(Y = y_i)$	1/2	1/2	1

$$P(X = 0, Y = 2) = 1/3 = P(X = 0) \cdot P(Y = 2)$$

$$P(X = 0, Y = 5) = 1/3 = P(X = 0) \cdot P(Y = 5)$$

$$P(X = 3, Y = 2) = 1/6 = P(X = 3) \cdot P(Y = 2)$$

$$P(X = 3, Y = 5) = 1/6 = P(X = 3) \cdot P(Y = 5)$$

例3：设随机变量X与Y独立，下面是X与Y的联合分布律和边缘分布律，请补上所缺数值。

X \ Y				
	3	4	5	$P(X = x_i)$
1	1/24	1/8	1/12	1/4
2	1/8	3/8	1/4	3/4
$P(Y = y_i)$	1/6	1/2	1/3	1



## 考研真题

(2013年)设随机变量 $X$ 与 $Y$ 相互独立，且 $X$ 与 $Y$ 的概率分布分别如下，则 $P(X+Y=2)=$  ( )

A.  $1/12$

B.  $1/8$

★ C.  $1/6$

D.  $1/2$

$X$	0	1	2	3
$P$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$

$Y$	-1	0	1
$P$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{3}$



## 三. 当 $(X, Y)$ 为连续型随机变量

设  $(X, Y)$  是二维连续型随机变量,  $f(x, y), f_X(x), f_Y(y)$  分别为  $(X, Y)$  的联合概率密度和边缘概率密度,

若  $X$  和  $Y$  相互独立,  $F(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$

则在函数  $f(x, y), f_X(x), f_Y(y)$  的连续点有

$$\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = \frac{\partial^2 F_X(x) \cdot F_Y(y)}{\partial x \partial y} \text{ 即 } f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

则  $X$  和  $Y$  是相互独立的随机变量。

**注:**  $X, Y$  相互独立, 要求上式几乎处处成立即可。

同事件的独立性, 类似有:

$$f_{X|Y}(x|y) = f_X(x), \quad f_{Y|X}(y|x) = f_Y(y)$$

例2. 设  $(X, Y)$  服从正态分布，其边缘分布密度为：

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

$$-\infty < x < +\infty \quad -\infty < y < +\infty$$

问：X 和 Y 相互独立的充分必要条件是什么？

解：

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

$$f(x, y)$$

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

当  $\rho = 0$  时 有  $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

则  $X$  和  $Y$  相互独立

反过来, 若  $X$  和  $Y$  相互独立, 则  $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

令  $x = \mu_1$   $y = \mu_2$

$$f_X(x) \cdot f_Y(y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2}$$

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

得到  $\rho = 0$



谢谢！

