# 概率论与数理统计

第三章 多维随机变量及其分布

# § 3 条件分布

- ◆离散型随机变量的条件分布
- ◆连续型随机变量的条件分布
- ◆两个常用的分布

# 一、离散型随机变量的条件分布

问题 考虑一大群人,从其中随机挑选一个人,分别用X和Y记此人的体重和身高,则X和Y都是随机变量,他们都有自己的分布.

现在如果限制 *Y* 取值从 1.5米到1.6米,在这个限制下求 *X*的分布.



设(X,Y)是二维离散型随机变量,其分布律为

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = P_{ij}, i, j = 1,2,\dots,$$

(X,Y)关于X和关于Y的边缘分布律为

$$P\{X = x_i\} = P_{i\bullet} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots,$$

$$P{Y = y_j} = P_{\bullet j} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}, \quad j = 1, 2, \dots$$

设 $p_{\bullet j} > 0$ , 现在考虑在事件  $\{Y = y_j\}$ 已发生的条件下事件  $\{X = x_i\}$ 发生的概率  $P\{X = x_i|Y = y_j\}$ 

### 由条件概率公式, 可得

$$P\{X = x_{i} | Y = y_{j}\} = \frac{P\{X = x_{i}, Y = y_{j}\}}{P\{Y = y_{j}\}}$$
$$= \frac{p_{ij}}{p_{\bullet i}}, i = 1, 2, \dots$$

#### 条件概率具有分布律的性质:

1° 
$$P\{X = x_i | Y = y_j\} \ge 0;$$
  
2°  $\sum_{i=1}^{\infty} P\{X = x_i | Y = y_j\} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}} = \frac{1}{p_{\bullet j}} \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}$   
 $= \frac{p_{\bullet j}}{p_{\bullet j}} = 1.$ 

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

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}}, i = 1, 2, \dots,$$

为在 $Y = y_i$ 条件下随机变量 X 的条件分布律.

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

$$P\{Y = y_j | X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}}, j = 1, 2, \dots,$$

为在  $X = x_i$ 条件下随机变量 Y 的条件分布律.

例1 在一汽车工厂中,一辆汽车有两道工序是由机器人完成的. 其一是紧固3只螺栓,其二是焊接2处焊点. 以X表示螺栓紧固得不良的 数目,以 X 表示螺栓紧固得不良的 数目,以 Y 表示由机器人焊接的不良焊点的数目. 据积累的资料知(X,Y)具有分布律:

| YX                    | 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      |
| $\overline{P\{X=i\}}$ | 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 边缘分布已经求出列在上表中.

在X = 1的条件下,Y的条件分布律为

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

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



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

或写成

同样可得在 Y = 0 的条件下 X 的条件分布律为

例2一射手进行射击,击中目标的概率为p(0 ,射击直至击中目标两次为止.设以<math>X表示首次击中目标所进行的射击次数,以Y表示总共进行的射击次数,试求X和Y的联合分布律及条件分 布律.

解 由题意知 X 取 m 且 Y 取 n 时,有

$$P{X = m, Y = n} = p \cdot p \cdot (1-p) \cdot (1-p) \cdot (1-p)$$

即得X和Y的联合分布律为

$$P{X = m, Y = n} = p^2q^{n-2},$$

其中
$$q=1-p, n=2,3,\dots; m=1,2,\dots,n-1$$

现在求条件分布律.

$$P\{X = m | Y = n\}, \quad P\{Y = n | X = m\},$$
由于 
$$P\{X = m\} = \sum_{n=m+1}^{\infty} P\{X = m, Y = n\} = \sum_{n=m+1}^{\infty} p^{2}q^{n-2}$$

$$= p^{2} \sum_{n=m+1}^{\infty} q^{n-2} = \frac{p^{2}q^{m-1}}{1-q} = pq^{m-1},$$

$$P\{Y = n\} = \sum_{m=1}^{n-1} P\{X = m, Y = n\}$$

$$= \sum_{m=1}^{n-1} p^{2}q^{n-2} = (n-1)p^{2}q^{n-2}, \quad n = 2, 3, \dots.$$

所以当 
$$n = 2,3,\cdots$$
 时,
$$P\{X = m|Y = n\} = \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{Y = n\}}$$

$$= \frac{p^2q^{n-2}}{(n-1)p^2q^{n-2}} = \frac{1}{n-1}, \quad m = 1,2,\cdots,n-1.$$
当  $m = 1,2,\cdots,n-1$  时,
$$P\{Y = n|X = m\} = \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{X = m\}}$$

$$= \frac{p^2q^{n-2}}{p_1q^{m-1}} = pq^{n-m-1}, \quad n = m+1, m+2,\cdots.$$

# 二、连续型随机变量的条件分布

设(X,Y)是二维连续型随机变量,由于对任意x,y, $P{X=x}=0$ , $P{Y=y}=0$ ,所以不能直接用条件概率公式得到条件分布,下面我们直接给出条件概率密度的定义.

定义 设二维随机变量 (X,Y) 的概率密度为 f(x,y),(X,Y) 关于 Y 的边缘概率密度为  $f_Y(y)$ .若 对于固定的 y,  $f_Y(y) > 0$ ,则称  $\frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$  为在 Y = y 的

条件下X的条件概率密度,记为 $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$ .

称 
$$\int_{-\infty}^{x} f_{X|Y}(x|y) dx = \int_{-\infty}^{x} \frac{f(x,y)}{f_{Y}(y)} dx$$
 为在  $Y = y$  的条

件下X的条件分布函数,记为 $P\{X \le x | Y = y\}$ 或  $F_{X|Y}(x|y)$ ,即

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

类似地,可以定义 
$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$$
和

$$F_{Y|X}(y|x) = \int_{-\infty}^{y} \frac{f(x,y)}{f_X(x)} dy.$$

#### 请同学们思考

为什么不能用条件概率的定义来直接定义条件分布函数  $F_{X|Y}(x|y)$ ?

答条件分布是指在一个随机变量取某个确定值的条件下,另一个随机变量的分布,即

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

由于 $P{Y = y}$ 可能为零(连续型时一定为零). 故直接用条件概率来定义时,会出现分母为零.

因为,在条件分布中,作为条件的随机变量的 取值是确定的数.

# 我们来解释一下定义的含义:

以 
$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$$
 为例
$$P\{X \le x|Y = y\} = \lim_{\varepsilon \to 0+} P\{X \le x|y < Y \le y + \varepsilon\}$$

$$P\{X \le x|y < Y \le y + \varepsilon\} = \frac{P\{X \le x, y < Y \le y + \varepsilon\}}{P\{y < Y \le y + \varepsilon\}}$$

$$= \frac{\int_{-\infty}^{x} \left(\int_{y}^{y+\varepsilon} f(x,y)dy\right)dx}{\int_{y}^{y+\varepsilon} f_Y(y)dy} = \frac{\varepsilon \int_{-\infty}^{x} f(x,y+\theta_1\varepsilon)dx}{\varepsilon \cdot f_Y(y+\theta_2\varepsilon)}$$

$$= \frac{\int_{-\infty}^{x} f(x,y+\theta_1\varepsilon)dx}{f_Y(y+\theta_2\varepsilon)} \to \frac{\int_{-\infty}^{x} f(x,y)dx}{f_Y(y)} (\varepsilon \to 0+)$$

#### 条件分布函数与条件密度函数的关系

$$F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^{x} f_{X|Y}(x|y) dx = \int_{-\infty}^{x} [f(x,y)/f_{Y}(y)] dx.$$

$$F_{Y|X}(y|x) = \int_{-\infty}^{y} f_{Y|X}(y|x) dy = \int_{-\infty}^{y} [f(x,y)/f_X(x)] dy.$$

#### 说明

联合分布、边缘分布、条件分布的关系如下:



例3 设 G 是平面上的有界区域,其面积为 A. 若二维随机变量 (X,Y) 具有概率密度

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{A}, & (x,y) \in G, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

则称(X,Y)在G上服从均匀分布.现设二维随机变量在圆域  $x^2+y^2 \le 1$  上服从均匀分布,求条件概率密度  $f_{X|Y}(x|y)$ .

解 由假设随机变量 (X,Y) 具有概率密度

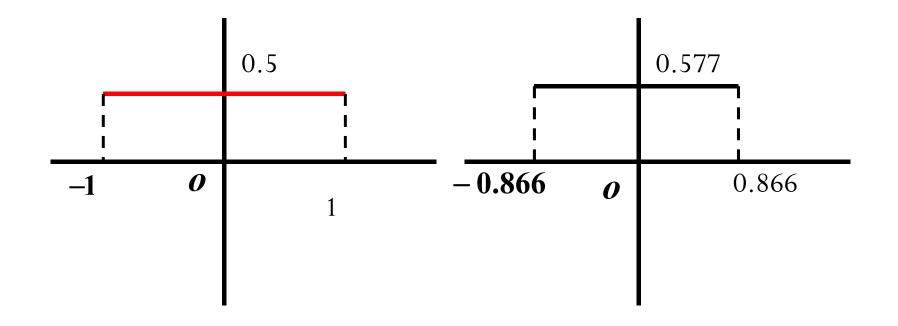
$$f(x,y) = \begin{cases} 1/\pi, & x^2 + y^2 \le 1, \\ 0, & \sharp \text{.} \end{cases}$$

且有边缘概率密度

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

$$= \begin{cases} \frac{1}{\pi} \int_{-\sqrt{1-y^2}}^{\sqrt{1-y^2}} dx = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^2}, -1 \le y \le 1, \\ 0, & \sharp \text{ th.} \end{cases}$$

于是当-1 < y < 1时,有



例4 设数 X 在区间 (0,1) 上随机地取值,当观察 到X = x (0 < x < 1) 时,数 Y 在区间 (x,1) 上随机的 取值,求 Y 的概率密度  $f_Y(y)$ .

解 按题意 X 具有概率密度

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

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

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

由定义得X和Y的联合概率密度为

$$f(x,y) = f_{Y|X}(y|x)f_X(x)$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

#### 于是得关于Y的边缘概率密度为

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

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

# 小 结

1. 设 (X,Y) 是二维离散型随机变量, $p_{ij}(i,j=1,2\cdots)$  为其联合分布律,在给定  $Y = y_j$  条件下随机变量 X 的条件分布律为

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}}$$
$$= \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}},$$

在给定  $X = x_i$  条件下随机变量 Y 的条件分布 律为

$$\frac{P\{Y = y_{j} | X = x_{i}\}}{P\{X = x_{i}\}} = \frac{P\{X = x_{i}, Y = y_{j}\}}{P\{X = x_{i}\}}$$

$$= \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}},$$

其中 $i, j = 1, 2, \cdots$ 

### 2. 设 (X,Y) 是二维连续型随机变量,则有

$$F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^{x} f_{X|Y}(x|y) dx$$
$$= \int_{-\infty}^{x} [f(x,y)/f_{Y}(y)] dx.$$

$$F_{Y|X}(y|x) = \int_{-\infty}^{y} f_{Y|X}(y|x) dy$$
$$= \int_{-\infty}^{y} [f(x,y)/f_X(x)] dy.$$

作业: 课后习题 13、14

## 练习

- 1. 对于二维正态分布,在已知 X=x 条件下,求Y的条件分布.
- 2. 设(X,Y)的概率密度是

$$f(x,y) = \begin{cases} e^{-y}, & x > 0, y > x \\ 0, & x \in \mathbb{R} \end{cases}$$

求 $f_{X|Y}(x|y)$ 

1. 对于二维正态分布,在已知 X=x 条件下,求 Y 的条件分布.

解 设  $(X,Y)\sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$ ,则其概率 密度为

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^{2})} \left[\frac{(x-\mu_{1})^{2}}{\sigma_{1}^{2}}\right] - 2\rho\frac{(x-\mu_{1})(y-\mu_{2})}{\sigma_{1}\sigma_{2}} + \frac{(y-\mu_{2})^{2}}{\sigma_{2}^{2}}\right]\right\}$$

X的边缘密度为

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)}{2\sigma_1^2}}$$

#### 在X=x条件下,Y的条件概率密度为

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

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{2}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp \left\{ \frac{-1}{2(1-\rho^{2})} \left[ \frac{\rho^{2}(x-\mu_{1})^{2}}{\sigma_{1}^{2}} - 2\rho \frac{(x-\mu_{1})(y-\mu_{2})}{\sigma_{1}\sigma_{2}} + \frac{(y-\mu_{2})^{2}}{\sigma_{2}^{2}} \right] \right\}$$

### 2. 设(X,Y)的概率密度是

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

求  $f_{X|Y}(x|y)$ .

m(X,Y)关于 Y的边缘概率密度为

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} ye^{-y}, y > 0, \\ 0, y \leq 0. \end{cases}$$

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

当 y > 0 时, 若 0 < x < y,

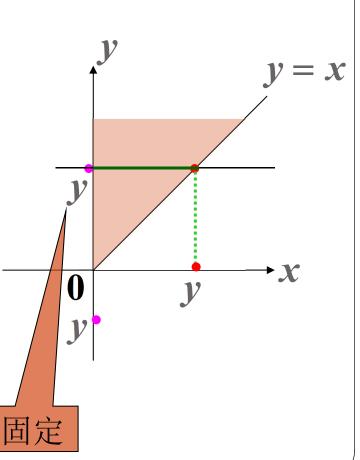
$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{e^{-y}}{ye^{-y}} = \frac{1}{y}$$

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{0}{ye^{-y}} = 0$$

综上 当y > 0时,

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{1}{y}, & 0 < x < y, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$
 暂时固定

当  $y \leq 0$  时,  $f_Y(y) = 0$ 



### 3 设(X,Y)的概率密度是

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

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  $f_{X|Y}(x|y)$ 

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

$$= \int_0^\infty \frac{e^{-x/y}e^{-y}}{y} dx = \frac{e^{-y}}{y} \left[ -ye^{-x/y} \right]_0^\infty$$

$$= e^{-y}, \qquad 0 < y < \infty$$

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
$$y > 0$$
,  $P\{X > 1 | Y = y\} = \int_{1}^{\infty} \frac{e^{-x/y}}{y} dx$   $= -e^{-x/y} \Big|_{1}^{\infty} = e^{-1/y}$ 

- 3.设某班车起点站上车人数 X 服从参数为 $\lambda$ ( $\lambda > 0$ )的泊松分布,并且中途不再有人上车。而车上每位乘客在中途下车的概率为p,且中途下车与否相互独立,以Y表示在中途下车的人数。试求:
- (1)在发车时有n个乘客的条件下,中途有m人下车的概率:
- (2)(X,Y)的联合概率分布律;
- (3)求Y的分布律。

解:(1)P{Y=m|X=n}= $C_n^m p^m (1-p)^{n-m}$ ,m=0,1,2,...n.

(2) X可能的取值是0, 1, 2, ...., k, ..., n, ...  $P\{X=k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ 

Y可能的取值是0, 1, 2, ..., r, ..., k

$$\mathbf{P}\{\mathbf{x} = \mathbf{k}, \mathbf{y} = \mathbf{r}\} = \mathbf{P}\{\mathbf{x} = \mathbf{k}\}\mathbf{P}\{\mathbf{y} = \mathbf{r} | \mathbf{x} = \mathbf{k}\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} C_k^r p^r q^{k-r}$$

当r>k时, P{x=k, y=r}=0,

#### (3)Y的边缘分布

$$P\{Y=r\} = \sum_{k=0}^{+\infty} P\{x = k, y = r\} = \sum_{k=0}^{+\infty} P\{x = k\} P\{y = r/x = k\}$$

$$= \sum_{k=r}^{+\infty} \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda} C_{k}^{r} p^{r} q^{k-r} = e^{-\lambda} (\lambda p)^{r} \sum_{k=r}^{+\infty} \frac{1}{k!} \frac{k(k-1)\cdots(k-r+1)}{r!} (\lambda q)^{k-r}$$

$$= e^{-\lambda} (\lambda p)^{r} \frac{1}{r!} \sum_{k=r}^{+\infty} \frac{1}{(k-r)!} (\lambda q)^{k-r}$$

$$= e^{-\lambda} (\lambda p)^{r} \frac{1}{r!} e^{\lambda q}$$

$$= \frac{(\lambda p)^{r}}{r!} e^{-\lambda p} \qquad r = 0, 1, 2, \dots,$$

注:  $e^{\lambda q}$ 泰勒级数展开式要知道