第三节 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
- 课堂练习
- 小结 布置作业



在第一章中,我们介绍了条件概率的概念.

在事件B发生的条件下事件A发生的条件概率

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

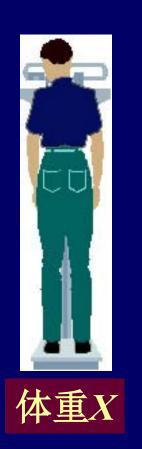
推广到随机变量

设有两个r.vX,Y,在给定Y取某个或某些值的条件下,求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.

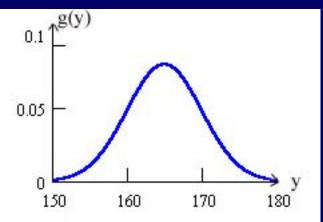






f(x) 0.1 0 40 60 80

体重X 的分布



身高Y 的分布





现在若限制 1.7< Y<1.8(米), 在这个条件下去求 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.

容易想象,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

实际」 形式下的

类似定义在 $X=x_i$ 条件下随机变量Y的条件分布律.

念在另一种

定义1 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

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

为在 $Y = y_i$ 条件下随机变量X的条件分布律.

一作为条件的那个r.v,认为取值是给定的, 在此条件下求另一r.v的概率分布.



条件分布是一种概率分布,它具有概率分布的一切性质.正如条件概率是一种概率,具有概率的一切性质.

例如:

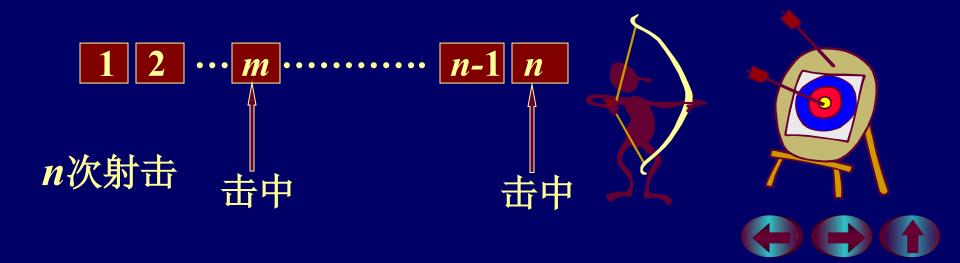
$$P\{X = x_i | Y = y_j\} \ge 0 \quad i=1,2,...$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} P\left\{X = x_i \middle| Y = y_j\right\} = 1$$



例1一射手进行射击,击中目标的概率p(0 < p)p < 1),射击进行到击中目标两次为止.以 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 的联合分布及条件分布.

解 依题意, $\{Y=n\}$ 表示在第n次射击时击中目标,且在前n-1次射击中有一次击中目标。 $\{X=m\}$ 表首次击中目标时射击了m次.





每次击中目标的概率为p

不论m(m < n)是多少, $P\{X=m,Y=n\}$ 都应等于

$$P{X=m,Y=n}=?$$

$$P\{X=m,Y=n\}=p^{2}(1-p)^{n-2}$$

由此得X和Y的联合分布律为

$$P{X = m, Y = n} = p^{2}(1-p)^{n-2}$$

(n=2,3,...; m=1,2,..., n-1)



为求条件分布, 先求边缘分布.

X的边缘分布律是:

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

$$= \sum_{n=m+1}^{\infty} p^{2} (1-p)^{n-2} = p^{2} \sum_{n=m+1}^{\infty} (1-p)^{n-2}$$

$$= p^{2} \frac{(1-p)^{m+1-2}}{1-(1-p)} = p(1-p)^{m-1}$$

$$(m=1,2,...)$$





Y的边缘分布律是:

$$P\{Y=n\} = \sum_{m=1}^{n-1} P\{X=m,Y=n\}$$
$$= \sum_{m=1}^{n-1} p^{2} (1-p)^{n-2}$$

$$= (n-1)p^{2}(1-p)^{n-2}$$

$$(n = 2,3,...)$$





于是可求得:

$$P\left\{X=m\left|Y=n\right\}\right.$$

$=\frac{P\{X=m,Y=n\}}{P\{Y=n\}}$

$$= \frac{p^2 (1-p)^{n-2}}{(n-1)p^2 (1-p)^{n-2}}$$

$$=\frac{1}{n-1}$$

边缘分布

$$m=1,2,...,n-1$$



$$P\{X = n | Y = m\}$$

$$= \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{X = m\}}$$

$$=\frac{p^{2}(1-p)^{n-2}}{p(1-p)^{m-1}}$$

$$= p(1-p)^{n-m-1}, n=m+1,m+2,...$$



二、连续型随机变量的条件分布

设(X,Y)是二维连续型x,y,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2 设 X 和 Y 的联合概率密度为 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

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

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



即

$$P\left\{X \le x \middle| Y = y\right\} = F_{X|Y}\left(x\middle| y\right) = \int_{-\infty}^{x} \frac{f\left(x,y\right)}{f_{Y}\left(y\right)} dx$$

类似地,可以定义

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

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





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

$$P\{X \leq x | Y = y\} = \lim_{\varepsilon \to 0+} P\{X \leq x | y < Y \leq y + \varepsilon\}$$

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

$$= \frac{\int_{-\infty}^{x} \left(\int_{y}^{y+\varepsilon} f(x,y) dy \right) dx}{\int_{y}^{y+\varepsilon} f_{Y}(y) dy} = \frac{\varepsilon \int_{-\infty}^{x} f(x,y+\theta_{1}\varepsilon) dx}{\varepsilon \cdot f_{Y}(y+\theta_{2}\varepsilon)}$$

$$= \frac{\int_{-\infty}^{x} f(x,y+\theta_{1}\varepsilon) dx}{f_{Y}(y+\theta_{2}\varepsilon)} \rightarrow \frac{\int_{-\infty}^{x} f(x,y) dx}{f_{Y}(y)} (\varepsilon \rightarrow 0+)$$

$$= \frac{\int_{-\infty}^{x} f(x, y + \theta_{1}\varepsilon) dx}{f_{Y}(y + \theta_{2}\varepsilon)} \to \frac{\int_{-\infty}^{x} f(x, y) dx}{f_{Y}(y)} \left(\varepsilon \to 0 + \right)$$



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

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





例2 设(X,Y)的概率密度是

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

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,

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

$$|x|y>0$$
, $P\{X>1|Y=y\} = \int_1^\infty \frac{e^{-x/y}}{y} dx$

$$= -e^{-x/y}\Big|_1^\infty = e^{-1/y}$$







例3 设(X,Y)服从单位圆上的均匀分布,概率 密度为

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

求 $f_{Y|X}(y|x)$

解X的边缘密度为

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



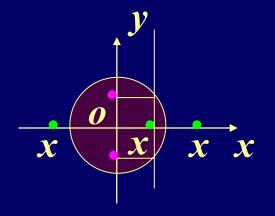
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1 - x^2}, & |x| \le 1 \\ 0, & |x| > 1 \end{cases}$$

当|x|<1时,有

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

$$=\frac{1/\pi}{(2/\pi)\sqrt{1-x^2}}=\frac{1}{2\sqrt{1-x^2}},$$

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





X作为已知变量

即当 |x|<1 时,有

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

X已知的条件下 Y的条件密度

这里是y的取值范围





例4 设数 X 在区间 (0,1) 均匀分布,当观察到 X=x (0<x<1)时,数 Y 在区间(x,1)上随机地取值 .求 Y 的概率密度.

解 依题意, X具有概率密度

$$f_X(\mathbf{x}) = \begin{cases} 1, & 0 < \mathbf{x} < 1 \\ 0, & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

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

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



X和Y的联合密度为

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

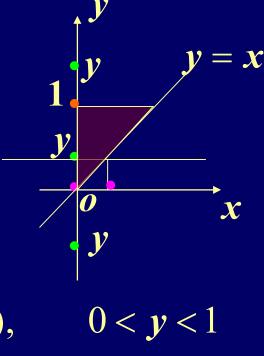
$$= \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & 0 < x < y < 1 \\ 0, & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

于是得Y的概率密度为

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

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

已知边缘密度、 条件密度,求 联合密度





我们已经知道,

设(X,Y)是连续型r.v,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.

由条件密度的定义:

$$\begin{cases} f_{Y|X}(y \mid x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} \\ f_{X|Y}(x \mid y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} \end{cases}$$

可知,当X与Y相互独立时,

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

也可用此条件判别二维连续型r.v(X,Y)的两个分量X与Y是否相互独立.



对离散型r.v有类似的结论,请同学们自行给出.



三、课堂练习

- 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

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

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

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

$$-2\rho\frac{(x-\mu_{1})(y-\mu_{2})}{\sigma_{1}\sigma_{2}}+\frac{(y-\mu_{2})^{2}}{\sigma_{2}^{2}}\right]$$

X的边缘密度为

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





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

 $\mathfrak{M}(X,Y)$ 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,

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

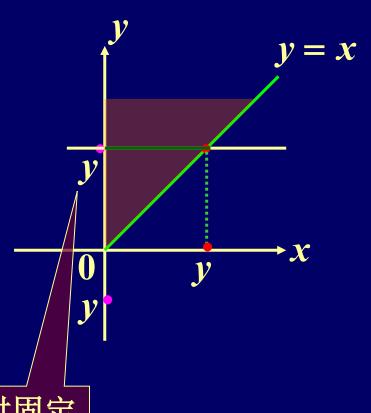
若 $y \le 0$ 或 $y \ge x$,

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

综上 当y > 0 时,

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} e^y, 0 < x < y, \\ 0, 其它. \end{cases}$$

当 $y \leq 0$ 时, $f_Y(y) = 0$





四、小结

这一节,我们介绍了条件分布的概念和计算,并举例说明对离散型和连续型随机变量如何计算条件分布.请课下通过练习进一步掌握.

五、布置作业

《概率统计》标准化作业(三)

