第2次课

教学内容:

- 1. 条件分布
- 2. 随机变量的独立性

教学目的及目标:

掌握条件分布及独立随机变量的概念,并能熟练解决有关问题;

教学重点:

随机变量的独立性

教学难点:

条件分布

§ 3.3 条件分布

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

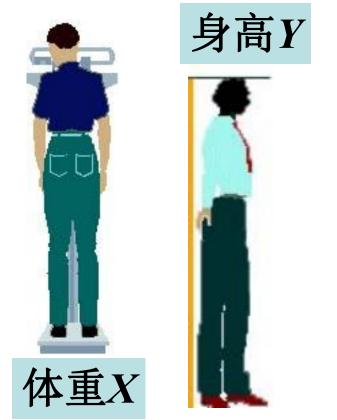
$$P(A \mid B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$$
推广到随机变量

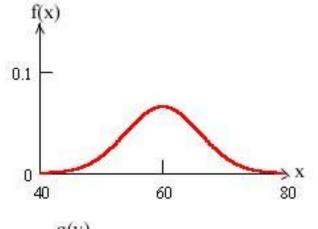
设有两个r.vX,Y,在给定Y取某个或某些值的条件下,求X的概率分布.

这个分布就是所谓的条件分布.

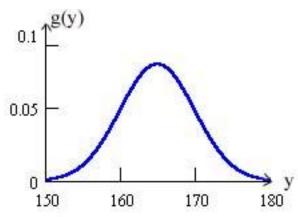
例如,考虑某大学的全体学生,从其中随机抽取一个学生,分别以X和Y表示其体重和身高.则X和Y都是随机变量,它们都有一定

的概率分布.





体重*X* 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、岸

实际 另一种用 类似定义在 $X=x_i$ 条件下随机变量Y的条件概率函数.

&在

定义1 设 (X,Y) 是二维离散型随机变量,对于固定的 j,若 $P(Y=y_i)>0$,则称

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

为在 $Y=y_j$

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:
$$P(X = x_i | Y = y_j) \ge 0$$
, $i=1,2,...$

$$\sum_{i=1}^{\infty} P(Y = y_j \mid X = x_i) = 1$$

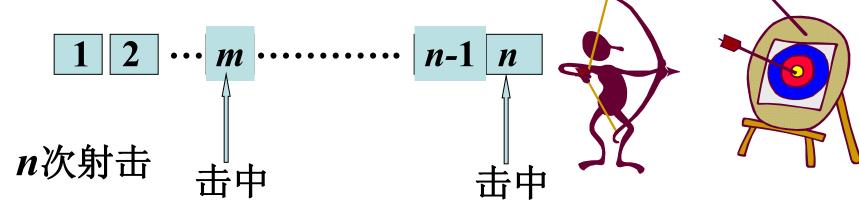
(1)
$$P\{X = x_i \mid Y = y_j\} = \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}} \ge 0$$
, $P\{Y = y_j \mid X = x_i\} = \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}} \ge 0$,

(2)
$$\sum_{j=1}^{+\infty} P\{Y = y_j \mid X = x_i\} = \sum_{j=1}^{+\infty} \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}} = \frac{1}{p_{i\bullet}} \sum_{j=1}^{+\infty} p_{ij} = 1$$

例1 一射手进行射击,击中目标的概率为p, (0<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.

 $\{X=m\}$ 表示首次击中目标时射击了m次





不论m(m < n)是多少,P(X=m,Y=n)都应等于

每次击中目标的概率为pP(X=m,Y=n)=?

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

由此得X和Y的联合概率函数为
 $P(X = m, Y = n) = p^{2}(1-p)^{n-2}$
 $n=2,3,...; m=1,2,..., n-1$

为求条件分布, 先求边缘分布.

X的边缘概率函数是:

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

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

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

$$= m=1,2,...$$

Y的边缘概率函数是:

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

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

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

$$n=2,3,...$$

于是可求得:

$$P(X = m | Y = n)$$
 联合分布
$$= \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{Y = n\}}$$
 边缘分布
$$= \frac{p^{2}(1-p)^{n-2}}{(n-1)p^{2}(1-p)^{n-2}}$$

$$=\frac{1}{n-1}, m=1,2,...,n-1$$

当m=1,2,...时,

$$P(Y = n | X = m)$$
=\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r.v的条件分布

1. 条件分布函数

在讨论二维连续型随机变量(X,Y)的条件分布时,注意到对于任意实数x,y, $P{X=x}=0$ 及 $P{Y=y}=0$, 因此不能简单地按条件概率的定义公式直接引入条件分布函数.但我们可以用极限的方法来处理该问题.

设(X,Y)的概率密度为f(x,y),若对给定实数x,

当 $\varepsilon > 0$ ε

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

当 $\varepsilon \to 0^+$ 时,如果 $P\{Y \le y \mid x - \varepsilon < X \le x + \varepsilon\}$ 的极限存在,则称此极限为在X=x的条件下,Y的条件分布函数,记为

$$P\{Y \le y \mid X = x\}$$

或
$$F_{Y|X}(y|x), -\infty < y < +\infty.$$

类似地,Y=y的条件下,X的条件分布函数

$$F_{X|Y}(x \mid y) = \lim_{\varepsilon \to 0^{+}} P\{X \le x \mid y - \varepsilon < Y \le y + \varepsilon\}$$

$$= \lim_{\varepsilon \to 0^{+}} \frac{P\{X \le x, y - \varepsilon < Y \le x + \varepsilon\}}{P\{y - \varepsilon < Y \le y + \varepsilon\}}$$

其中 $-\infty < x < +\infty$.

注意:

在条件分布函数 $F_{Y|X}(y|x)$ 的表示式中,x与y的含义不同: y是条件分布函数中的自变量,而x是给定X=x条件下的参数,因此 $F_{Y|X}(y|x)$ 是一个分布函数族. $F_{X|Y}(x|y)$ 中x为自变量,y是参数.

2. 条件概率密度

设(X,Y)的概率密度为f(x,y),如果f(x,y)在(x,y)处连续,且X的边缘概率密度 $f_X(x)$ 在x处连续,并且 $f_X(x) > 0$,则

$$F_{Y|X}(y \mid x) = \lim_{\varepsilon \to 0^{+}} P\{Y \le y \mid x - \varepsilon < X \le x + \varepsilon\}$$

$$= \lim_{\varepsilon \to 0^{+}} \frac{P\{Y \le y, x - \varepsilon < X \le x + \varepsilon\}}{P\{x - \varepsilon < X \le x + \varepsilon\}}$$

$$= \lim_{\varepsilon \to 0^{+}} \frac{\int_{-\infty}^{y} \int_{x-\varepsilon}^{x+\varepsilon} f(u,v) du dv}{\int_{x-\varepsilon}^{y} f(x,v) du}$$

$$= \frac{\int_{x-\varepsilon}^{y} f(x,v) dv}{\int_{x}^{y} f(x,v) dv} = \int_{-\infty}^{y} \frac{f(x,v)}{f_{x}(x)} dv \quad -\infty < y < +\infty$$

因此,由连续型随机变量的定义可知: 在X=x的条件下,Y仍然是一个连续型随机变量,且其概率密度为 $\frac{f(x,y)}{f_v(x)}$.

定义 设(*X*,*Y*)的概率密度为f(x,y),如果f(x,y)在 (x,y)处连续, X的概率密度 $f_X(x)$ 在x处连续,而且 $f_X(x)>0$,则称 $\frac{f(x,y)}{f_X(x)}$ 为在X=x的条件下,Y的条件概率密度,记为 $f_{Y|X}(y|x)$,其中- $\infty < y < + \infty$; 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 $f_{X|Y}(x)$ 其中 $-\infty < x < + \infty$.

在条件概率密度 $f_{x|y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_y(y)}$ 的表示式中,x与y的含义不同: x是条件概率密度中的自变量,而y是给定的参数,因此, $f_{x|y}(x|y)$ 是一个概率密度族. $f_{y|x}(y|x)$ 中y 是条件概率密度中的自变量,x是给定的参数。

*对条件概率密度含义的进一步理解:

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

将上式左边乘以 dx, 右边乘以 (dx dy)/dy 即得 f(x,y)dxdy

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

$$\approx \frac{P\{x \leq X < x + dx, y \leq Y \leq y + dy\}}{P\{y \leq Y \leq y + dy\}}$$

$$= P\{x \le X \le x + dx \mid y \le Y < y + dy\}$$

$$f_{X|Y}(x \mid y)dx$$

$$\approx P\{x \leq X \leq x + dx \mid y \leq Y < y + dy\}$$

换句话说,对很小的dx和 dy, $f_{X|Y}(x|y)dx$

表示已知 Y取值于y和y+dy之间的条件下,X取值于x和x+dx之间的条件概率.

例2设(X,Y)服从单位圆上的均匀分布,概率

密度为
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x^2 + y^2 \le 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$
求 $f_{Y|X}(y|x)$

解: 易知X的边缘密度为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \int X$$
作为已知变量
$$|x| > 1$$
 所以,当 $|x| < 1$ 即,, $\int X |x| > 1$ 且

前面,我们已经知道,二维正态分布的两个边缘密度仍是正态分布.

可以证明,对二维正态分布,已知X=x下,Y的条件分布,或者已知Y=y下,X的条件分布都仍是正态分布.

留作练习(或自学本节课件最后一例).

注意: 运用条件概率密度,我们可以在已知某一随机变量值的条件下,定义与另一随机变量有关的事件的条件概率.

即: 若(X,Y)是连续型r.v,则对任一集合A,

$$P(X \in A \mid Y = y) = \int_A f_{X|Y}(x \mid y) dx$$

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

因此需先求 $f_{X|Y}(x|y)$

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

$$= \begin{cases} \int_{0}^{\infty} \frac{e^{-x/y}e^{-y}}{y} dx, & 0 < y < +\infty \\ 0, & y \le 0 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} e^{-y}, & 0 < y < +\infty \\ 0, & y \le 0 \end{cases}$$
所以当 $y > 0$ 时, $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_{Y}(y)} = \frac{e^{-x/y}}{y}, & x > 0 \end{cases}$
故当 $y > 0$ 时, $f_{Y}(y) = \int_{1}^{\infty} \frac{e^{-x/y}}{y} dx$

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

练 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

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

所以,当0<x<y<1时

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

当x,y取其它值时,

$$f(x,y) = 0$$

即

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

于是,Y的概率密度为

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

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

(*) 例5 设二维随机变量(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} xy, & 0 \le x \le 1, x \le y \le 3x, \\ 0 & 其他, \end{cases}$$

试求 (1)条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 以及 $f_{Y|X}(y|x)$

(2)
$$\Re P\{Y \geq 2 \mid X \geq \frac{1}{2}\},$$

$$P\{Y < 1 \mid X = \frac{1}{2}\}, P\{\mid X \mid \ge \frac{3}{4} \mid Y = \frac{3}{2}\}$$

解(1)由边缘概率密度的定义可知(积分区域见图1):

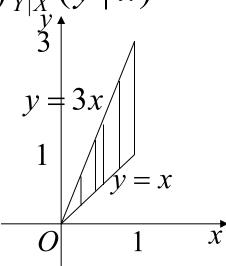


图1

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{x}^{3x} xy dy = 4x^3, & 0 \le x \le 1, \\ 0, & 其他, \end{cases}$$

$$f_{y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{\frac{y}{3}}^{y} xy dx = \frac{4}{9}y^{3}, & 0 \le y \le 1, \\ \int_{\frac{y}{3}}^{1} xy dx = \frac{y}{2}(1 - \frac{y^{2}}{9}), & 1 \le y \le 3, \\ 0, & 其他, \end{cases}$$

对于任意的 $0 < x \le 1$, $f_X(x) \ne 0$ 因此 $f_{Y|X}(y|x$ 存在.

由条件概率密度定义可知: 当0<x≤1时,

$$f_{Y|X}(y \mid x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{xy}{4x^3} = \frac{y}{4x^2}, & x \le y \le 3x, \\ 0, & \text{ #.} \end{cases}$$

对于任意的0 < y < 3, $f_Y(y) \neq 0$, 因此 $f_{X|Y}(x|y)$ 存在.

由条件概率密度定义可知: 当0<y<1时,

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{9x}{4y^2}, & \frac{y}{3} \le x \le y, \\ 0, &$$
其他.

当1≤y<3时,

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{18x}{9-y^2}, & \frac{y}{3} \le x \le 1, \\ 0, & \text{#.} \end{cases}$$

(1) 由于 $P\{X \ge \frac{1}{2}\} > 0$,因此由条件概率的定义可知

$$P\{Y \ge 2 \mid X \ge \frac{1}{2}\} = \frac{P\{Y \ge 2, X \ge \frac{1}{2}\}}{P\{X \ge \frac{1}{2}\}}$$

$$= \frac{\int_{\frac{2}{3}}^{1} x \, dx \int_{\frac{2}{3}}^{3x} y \, dy}{\int_{\frac{1}{2}}^{1} 4x^{3} \, dx} = \frac{\frac{25}{72}}{\frac{15}{16}} = \frac{10}{27}$$

$$P\{Y < 1 \mid X = \frac{1}{2}\}, P\{\mid X \mid \ge \frac{3}{4} \mid Y = \frac{3}{2}\},$$

但对于 $P\{Y < 1 \mid X = \frac{1}{2}\}, P\{|X| \ge \frac{3}{4} \mid Y = \frac{3}{2}\},$ 由于 $P\{X = \frac{1}{2}\}, P\{Y = \frac{3}{2}\}$ 均为0,因而其概率的计算只能 用条件概率密度在某区间上的积分进行计算.

$$P\{Y<1 \mid X=\frac{1}{2}\} = \int_{-\infty}^{1} f_{Y|X}(y \mid \frac{1}{2}) dy = \int_{\frac{1}{2}}^{1} y dy = \frac{3}{8}$$

$$P\{|X| \geq \frac{3}{4} |Y = \frac{3}{2}\} = \int_{|x| \geq \frac{3}{4}} f_{X|Y}(x|\frac{3}{2}) dx = \int_{\frac{3}{4}}^{1} \frac{8}{3} x dx = \frac{7}{12}.$$

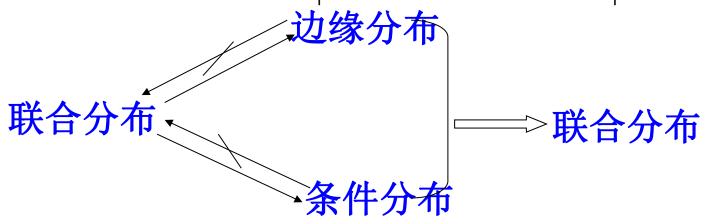
思考:

1边缘分布与联合分布、条件分布三者之间的关系? 2验证二维正态分布,已知 X=x下,Y的条件分布,或者已知 Y=y下,X的条件分布都仍是正态分布.

1. 设(X,Y)为二维随机变量,条件分布与联合分布 也有紧密关系,即联合分布唯一决定了条件分布, 但条件分布决定不了联合分布.不过条件分布与边 缘分布二者可以唯一确定联合分布,即

$$p_{ij} = P\{X = x_i \mid Y = y_j\} \cdot p_{\bullet j} = P\{Y = y_j \mid X = x_i\} \cdot p_{i\bullet}$$

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



2.(*)例 设二维随机变量X,Y) ~ $N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ 试求条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 以及 $f_{Y|X}(y|x)$.

解由于的(X,Y)边缘概率密度均为正态分布的概率密度,即 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

则依据条件概率密度的定义可得:

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

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

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

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

即二维正态分布的条件分布仍为正态分布,在Y=y的条件下,X的条件分布和在X=x的条件下,Y的条件分布分别为

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