

概率论与数理统计

第十六讲 条件分布与独立性 (I)

第16讲 条件分布与独立性 (I)

前面研究离散型随机变量 X, Y 的联合分布律时, “电游竞赛” 与 “昆虫产卵” 两例中, 联合分布均可用乘法公式来表示.

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

 **好处** 实际问题中, 建模往往较方便.

其中条件概率

$P\{Y = y_j | X = x_i\}$ 在此处就是条件分布律.

第16讲 条件分布与独立性 (I)

1. 条件分布律

一般地, 有如下定义.

设 (X, Y) 为离散型二维随机变量, 其分布律为

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

若对于固定的 x_i , $P\{X = x_i\} > 0$, 则称条件概率

$$P\{Y = y_j \mid X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}}$$

为在 X 为 x_i 条件下, Y 的**条件分布律**.

同理, 可定义在 Y 为 y_j 条件下, X 的条件分布律.

第16讲 条件分布与独立性 (I)

显然, 条件分布律是个分布律. 因为

$$P\{Y = y_j \mid X = x_i\} \geq 0,$$

$$\text{且 } \sum_j P\{Y = y_j \mid X = x_i\} = \frac{\sum_j p_{ij}}{p_{i\bullet}} = \frac{p_{i\bullet}}{p_{i\bullet}} = 1.$$

- 条件分布律的意义是将某变量固定时, 如 $X=x_i$, 将原来的样本(取值)空间缩为一维点集 $\{(x_i, y_1), (x_i, y_2), \dots\}$ 考虑其上的分布律, 但因该点集原来概率之和不等于1, 而等于边缘分布律 $p_{i\bullet}$, 故用它来规范化.

第16讲 条件分布与独立性 (I)

例 (掷双骰子) 在此例中, 考虑 $P\{X=6 | Y=2\}$ 及

$P\{Y \leq 3 | X = 9\}$.

$Y \backslash X$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
0	$\frac{1}{36}$	0	$\frac{1}{36}$	0	$\frac{1}{36}$	0	$\frac{1}{36}$	0	$\frac{1}{36}$	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{6}{36}$
1	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{10}{36}$
2	0	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	0	$\frac{8}{36}$
3	0	0	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	0	0	$\frac{6}{36}$
4	0	0	0	0	$\frac{2}{36}$	0	$\frac{2}{36}$	0	0	0	0	$\frac{4}{36}$
5	0	0	0	0	0	$\frac{2}{36}$	0	0	0	0	0	$\frac{2}{36}$
	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	

**联合分布律及
边缘分布律：**

第16讲 条件分布与独立性 (I)

解:
$$P\{X = 6 | Y = 2\} = \frac{p_{6,2}}{p_{\bullet 2}} = \frac{\frac{2}{36}}{\frac{8}{36}} = \frac{1}{4}.$$

$$\begin{aligned} P\{Y \leq 3 | X = 9\} &= \frac{p_{9,0} + p_{9,1} + p_{9,2} + p_{9,3}}{p_{9\bullet}} \\ &= \frac{0 + \frac{2}{36} + 0 + \frac{2}{36}}{\frac{4}{36}} = 1. \end{aligned}$$

第16讲 条件分布与独立性 (I)

例 (昆虫产卵) 在此例中, 求 $P\{X=i | Y=j\}$.

$$\begin{aligned} \text{解: } P\{X=i | Y=j\} &= \begin{cases} 0, & i < j \\ \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}} = \frac{\binom{i}{j} p^j (1-p)^{i-j} \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}}{e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^j}{j!}}, & i \geq j \end{cases} \\ &= \begin{cases} 0, & i < j \\ e^{-\lambda(1-p)} \frac{[\lambda(1-p)]^{i-j}}{(i-j)!}, & i \geq j \end{cases} \end{aligned}$$

表明在 $Y=j$ 的条件下, 产卵数 i 与 j 的差服从 $P(\lambda(1-p))$.

如何解释 ?

第16讲 条件分布与独立性 (I)

2. 条件概率密度函数

若 (X, Y) 为连续型随机变量, 上述的讨论不能直接套用, 因为所有形如 $P\{X=x, Y=y\}$ 的式子均为0. 为此, 将条件 $Y=y$ 放宽为

$Y \in (y - \varepsilon, y + \varepsilon]$, 即考虑条件概率

$$\begin{aligned} P\{X \leq x \mid y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon\} &= \frac{P\{X \leq x, y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon\}}{P\{y - \varepsilon < Y \leq y + \varepsilon\}} \\ &= \frac{\int_{-\infty}^x \int_{y-\varepsilon}^{y+\varepsilon} f(u, v) du dv}{\int_{y-\varepsilon}^{y+\varepsilon} f_Y(v) dv} \end{aligned}$$

第16讲 条件分布与独立性 (I)

$$= \frac{2\varepsilon \int_{-\infty}^x f(u, \eta) du}{2\varepsilon f_Y(\xi)}.$$

令 $\varepsilon \rightarrow 0$, $\eta, \xi \rightarrow y$, 若 $f(u, v)$ 是连续的, 则应有

上式收敛于
$$\frac{\int_{-\infty}^x f(u, y) du}{f_Y(y)}.$$

- **问** 它相当于什么? $Y=y$ 条件下 X 的分布函数.
于是, 下面的定义是合理的.

第16讲 条件分布与独立性 (I)

● **定义** 设 (X, Y) 为二维随机变量, 其联合密度函数为 $f(x, y)$, Y 的边缘密度函数为 $f_Y(y)$, 则令

$$f(x | y) = \begin{cases} \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}, & f_Y(y) > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

称为是在 $Y=y$ 条件下, x 的**条件密度**, 记为 $f_{X|Y}(x | y)$.

同理, 可以定义 $f_{Y|X}(y | x)$.

第16讲 条件分布与独立性 (I)

条件密度函数也是密度函数, 因为

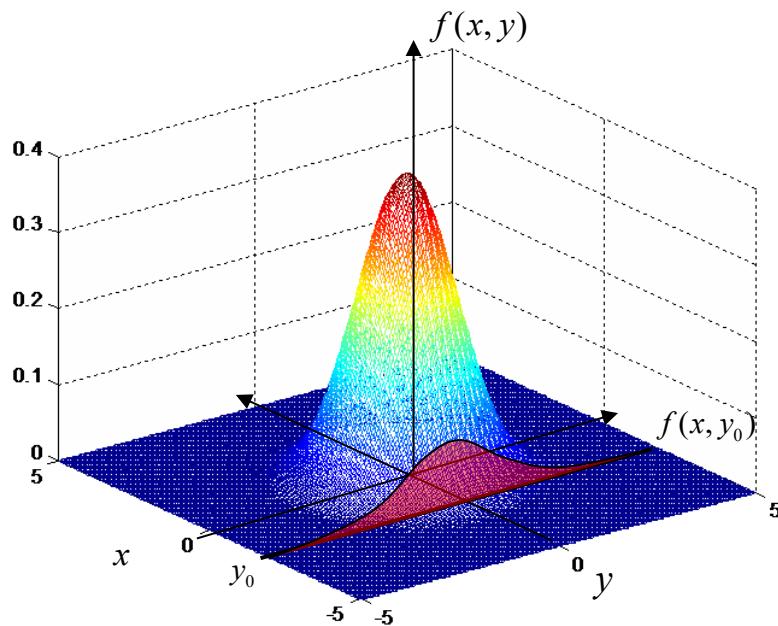
① 显然 $f_{X|Y}(x | y) \geq 0$.

$$\textcircled{2} \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(x | y) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f(x, y) dx}{f_Y(y)} = \frac{f_Y(y)}{f_Y(y)} = 1$$

● 它的含义是将二维分布限制在直线 $Y=y$ 上, X 的分布. 其分布关系与二维分布一致, 但相差一个规范化因子 $f_Y(y)$.

第16讲 条件分布与独立性 (I)

条件概率密度函数的解释图示



第16讲 条件分布与独立性 (I)

例 (上一讲用过的例子) 设 X, Y 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{21}{4} x^2 y, & x^2 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求 $P\{Y \geq \frac{1}{4} | X = \frac{1}{2}\}$ 及 $P\{Y \geq \frac{3}{4} | X = \frac{1}{2}\}$.

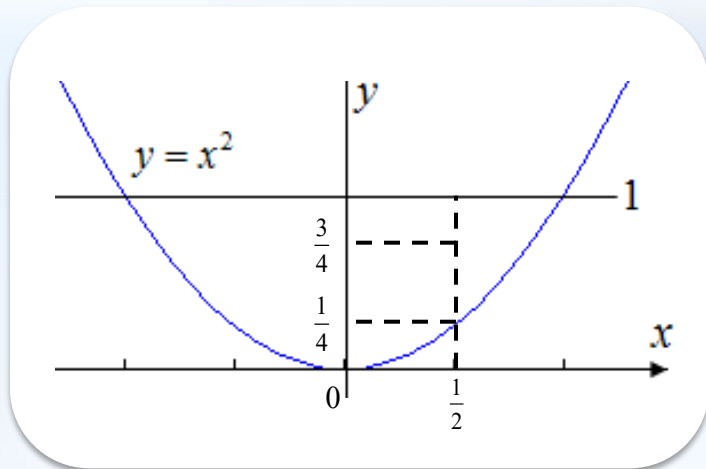
解: 我们已算出 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{21}{8} x^2 (1 - x^4), & |x| \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

故对于 $|x| \leq 1$, $f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{\frac{21}{4} x^2 y}{\frac{21}{8} x^2 (1 - x^4)} = \frac{2y}{1 - x^4}, & x^2 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

第16讲 条件分布与独立性 (I)

$$\text{于是 } f_{Y|X}(y|\frac{1}{2}) = \begin{cases} \frac{32}{15}y, & \frac{1}{4} \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{故 } P\{Y \geq \frac{1}{4} | X = \frac{1}{2}\} = 1,$$



$$P\{Y \geq \frac{3}{4} | X = \frac{1}{2}\} = \int_{\frac{3}{4}}^{+\infty} f_{Y|X}(y|\frac{1}{2})dy = \int_{\frac{3}{4}}^1 \frac{32}{15}ydy = \frac{7}{15}.$$

● 在利用条件密度进行计算时, 要特别注意仔细定积分限.

第16讲 条件分布与独立性 (I)

● **注** 条件密度函数只能用于条件为 $X=x$ ($Y=y$) 的情况, 若条件为 $X \leq x$ 等等, 则直接用条件概率公式即可. 如前一例中, 若求 $P\{Y \geq \frac{1}{4} \mid |X| \leq \frac{1}{2}\}$, 则可用下式计算

$$P\{Y \geq \frac{1}{4} \mid |X| \leq \frac{1}{2}\} = \frac{\int_{-0.5}^{0.5} \int_{\frac{1}{4}}^1 \frac{21}{4} x^2 y dy dx}{\int_{-0.5}^{0.5} \frac{21}{8} x^2 (1-x^4) dx} = \frac{105}{109}.$$