

类似可定义在  $X = x$  条件下随机变量  $Y$  的条件概率密度和分布函数分别为

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

下面给出条件概率的一种解释, 这里以  $f_{X|Y} = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$  为例, 首先分布函数有

$$F_{X|Y}(x|y) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} P\{X \leq x | y \leq Y \leq y + \epsilon\} = \lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} \frac{P\{X \leq x, y \leq Y \leq y + \epsilon\}}{P\{y \leq Y \leq y + \epsilon\}}.$$

根据积分中值定理有

$$\frac{P\{X \leq x, y \leq Y \leq y + \epsilon\}}{P\{y \leq Y \leq y + \epsilon\}} = \frac{\int_{-\infty}^x \int_y^{y+\epsilon} f(u, v) du dv}{\int_y^{y+\epsilon} f_Y(u) dv} = \frac{\epsilon \int_{-\infty}^x f(u, y + \theta_1 \epsilon) du}{\epsilon f_Y(y + \theta_2 \epsilon)}$$

其中  $\theta_1, \theta_2 \in (0, 1)$ . 当  $\epsilon \rightarrow 0^+$  时, 有

$$F_{X|Y}(x|y) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} P\{X \leq x | y \leq Y \leq y + \epsilon\} = \frac{\int_{-\infty}^x f(u, y) du}{f_Y(y)} = \int_{-\infty}^x \frac{f(u, y)}{f_Y(y)} du,$$

由此可得条件概率密度  $f_{X|Y}(x|y) = f(x, y)/f_Y(y)$ . 下面给出条件概率的性质:

**引理 5.3 (乘法公式)** 对于随机变量  $X$  和  $Y$ , 有

$$\begin{aligned} f(x, y) &= f_X(x) f_{Y|X}(y|x), \quad (f_X(x) > 0), \\ f(x, y) &= f_Y(y) f_{X|Y}(x|y), \quad (f_Y(y) > 0). \end{aligned}$$

若随机变量  $X$  和  $Y$  相互独立, 则有联合概率密度  $f(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$ , 由此可得

**引理 5.4** 如果随机变量  $X$  和  $Y$  相互独立, 则有

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

由此可根据条件概率来可判别随机变量  $(X, Y)$  的独立性. 下面看几个条件概率的例子:

**例 5.23** 设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率密度

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

求  $P(X > 1 | Y = y)$ .

**解** 首先求解随机变量  $Y$  的边缘分布为

$$f_Y(y) = \int_0^{+\infty} \frac{e^{-x/y} e^{-y}}{y} dx = e^{-y} [-e^{-\frac{x}{y}}]_0^{+\infty} = e^{-y} \quad (y > 0).$$

进而得到在  $Y = y$  条件下  $X$  的条件概率密度为

$$f_{X|Y}(x|y) = e^{-x/y}/y.$$

最后求解得到

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

**例 5.24** 已知随机变量  $X \sim U(0, 1)$ , 当观察到  $X = x$  的条件下, 随机变量  $Y \sim U(x, 1)$ . 求  $Y$  的概率密度.

**解** 根据题意可知  $X \sim U(0, 1)$ , 在随机变量  $X = x$  的条件下  $Y \sim U(x, 1)$ , 即  $f_{Y|X}(y|x) = 1/(1-x)$ . 根据条件概率乘积公式有

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

根据联合分布求解随机变量  $Y$  的边缘分布

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^y \frac{1}{1-x} dx = -\ln(1-y) & y > 0, \\ 0 & \text{其它.} \end{cases}$$

**例 5.25** 设随机变量  $(X, Y)$  的概率密度为

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

求条件概率密度  $f_{X|Y}(x|y)$ .

**定理 5.23** 多维正太分布的条件分布是正太分布.

**证明** 为简单起见仅给出二维正太分布的详细证明. 设随机变量  $(X, Y) \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$ , 其中

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} \quad \text{和} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}.$$

下面证明在  $Y = y$  的条件下随机变量  $X$  服从正态分布. 首先给出二维正态分布的联合分布

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

以及随机变量  $Y$  的边缘分布  $Y \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$ . 于是得到条件概率

$$\begin{aligned} f_{X|Y}(x|y) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \rho^2\frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{x-\mu_1 + \rho(y-\mu_2)}{\sigma_1}\right]^2} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma_1^2(1-\rho^2)}[x-\mu_1 + \sigma_1^2\rho^2(y-\mu_2)/\sigma_2^2]^2} \end{aligned}$$

由此可知在  $Y = y$  的条件下  $X \sim \mathcal{N}(\mu_1 - \sigma_1^2\rho(y - \mu_2)/\sigma_2^2, \sigma_1^2(1 - \rho^2))$ .

### 5.6.1 条件期望

**定义 5.17** 对二维离散随机变量  $(X, Y)$ , 在  $Y = y$  条件下随机变量  $X$  的期望为

$$E[X|Y = y] = \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X = x_i|Y = y);$$

对二维连续随机变量  $(X, Y)$ , 在  $Y = y$  条件下随机变量  $X$  的期望为

$$E[X|Y = y] = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x|y)dx.$$

注意  $E[X|Y = y]$  是  $y$  的函数, 对条件期望有如下重要性质:

**定理 5.24** 对离散随机变量  $X_1, X_2, \dots, X_n$  及常数  $c_1, c_2, \dots, c_n$  有

$$E\left[\sum_{i=1}^n c_i X_i | Y = y\right] = \sum_{i=1}^n c_i E[X_i | Y = y].$$

**定理 5.25 (全期望公式, law of total expectation)** 对随机变量  $X$  和事件  $A$  有

$$E[X] = E[X|A]P(A) + E[X|\bar{A}](1 - P(A))$$

其中事件  $\bar{A}$  为事件  $A$  的补.

全期望公式对应于全概率公式的期望版本, 在很多应用中重要的性质。

**证明** 此定理对离散和连续随机变量都成立, 为证明简单起见, 这里给出离散情况下的详细证明. 根据概率的性质有

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \sum_i x_i P(X = x_i) = \sum_i x_i [P(X = x_i, A) + P(X = x_i, \bar{A})] \\
 &= \sum_i x_i P(X = x_i|A)P(A) + \sum_i x_i P(X = x_i|\bar{A})P(\bar{A}) \\
 &= P(A) \sum_i x_i P(X = x_i|A) + P(\bar{A}) \sum_i x_i P(X = x_i|\bar{A}) \\
 &= P(A)E[X|A] + P(\bar{A})E[X|\bar{A}].
 \end{aligned}$$

该定理有一个关于随机变量的定理:

**定理 5.26** 对二维随机变量  $(X, Y)$  有

$$E[X] = E_Y[E(X|Y)].$$

特别地, 对二维离散随机变量有

$$E[X] = E[E(X|Y)] = \sum_{Y=y_j} P[Y = y_j]E[X|Y = y_j].$$

**证明** 利用全概率公式有

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \sum_i x_i P(X = x_i) = \sum_i \sum_j x_i P(X = x_i, Y = y_j) \\
 &= \sum_i \sum_j x_i P(X = x_i, Y = y_j) \\
 &= \sum_j P(Y = y_j) \sum_i x_i \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} \\
 &= \sum_j P(Y = y_j) \sum_i x_i P(X = x_i|Y = y_j) \\
 &= \sum_j P(Y = y_j) E[X|Y = y_j] = E_Y[E(X|Y)].
 \end{aligned}$$

待加入连续随机变量的证明.