## 第七周 多维随机变量, 独立性

## 7.2. 常见多维随机变量举例

多项分布 
$$(X_1, X_2, \dots, X_m) \sim M(n, p_1, \dots, p_m)$$

设随机试验 E 有 m 个基本事件  $A_1, \dots, A_m$  ,  $P(A_i) = p_i > 0$  ,  $\sum_{i=1}^m p_i = 1$  。将 E 重复 n 次 ,

以 $X_i$ 表示n次试验中 $A_i$ 出现的次数,则

$$P(X_1 = k_1, \dots, X_m = k_m) = \frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_m!} p_1^{k_1} p_2^{k_2} \dots p_m^{k_m}, (k_1 + \dots + k_m = n).$$

$$C_{n}^{k_{1}} C_{n-k_{1}}^{k_{2}} C_{n-k_{1}-k_{2}}^{k_{3}} \cdots C_{k_{m}}^{k_{m}} = \frac{n!}{k_{1}!(n-k_{1})!} \frac{(n-k_{1})!}{k_{2}!(n-k_{1}-k_{2})!} \cdots \frac{k_{m}!}{k_{m}!} = \frac{n!}{k_{1}!k_{2}!\cdots k_{m}!}$$

$$(x_1 + x_2 + \dots + x_m)^n = \sum_{k_1 + \dots + k_m = n} \frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_m!} x_1^{k_1} x_2^{k_2} \dots x_m^{k_m}$$

例如,某产品分为一等品( $A_1$ )、二等品( $A_2$ )、三等品( $A_3$ )、不合格品( $A_4$ ),各种档次的产品出现概率分别为  $p_1,p_2,p_3,p_4$ ( $p_1+p_2+p_3+p_4=1$ )。任取n件产品,各品级数目服从 $M(n,p_1,p_2,p_3,p_4)$ 。

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

例 7.2.1 已知三项分布 $(X,Y,Z)\sim M(n,p_1,p_2,p_3)$ , 验证其边缘分布为二项分布。

$$P(X = i) = \sum_{j=0}^{n-i} P(X = i, Y = j, Z = k)$$

$$= \sum_{j=0}^{n-i} P(X = i, Y = j, Z = n - i - j) = \sum_{j=0}^{n-i} \frac{n!}{i! \cdot j! \cdot (n - i - j)!} p_1^i p_2^j p_3^{n - i - j}$$

$$= \frac{n!}{i! \cdot (n - i)!} p_1^i (1 - p_1)^{n - i} \cdot \sum_{j=0}^{n-i} \frac{(n - i)!}{j! \cdot (n - i - j)!} \left(\frac{p_2}{1 - p_1}\right)^j \left(\frac{p_3}{1 - p_1}\right)^{n - i - j}$$

$$= C_n^i p_1^i (1 - p_1)^{n - i} \cdot \left(\frac{p_2}{1 - p_1} + \frac{p_3}{1 - p_1}\right)^{n - i}$$

$$= C_n^i p_1^i (1 - p_1)^{n - i} \implies X \sim b(n, p_1)$$

同理, 可也推出Y和Z的边缘分布分别为参数是n,p2和n,p3的二项分布。

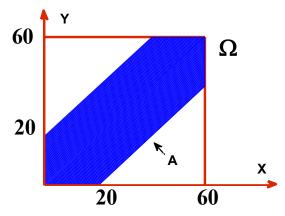
\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

## 二维均匀分布 $(X,Y)\sim U(D)$

D 为  $R^2$  平面中的有界区域,其面积为  $S_D$ ,  $f(x,y) = \begin{cases} 1/S_D, & (x,y) \in D \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$ 

第一周古典概型的例 1.2.3 会面问题,甲、乙约定在下午 4 点至 5 点之间见面,并约定等候 20 分钟,过时即离去,求二人的会面概率。

甲、乙的到达时间(X,Y)服从  $0 \le x, y \le 60$  区域上的均匀分布。



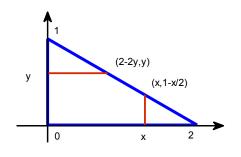
\*

例 7.2.2 设(X,Y)服从x,y坐标轴和x+2y=2所围成区域

内的均匀分布, 求X和Y的边缘密度分布, 并计算 $P(X \le 1)$ 。

解 x,y 坐标轴和 2x+y=2 所围成区域的面积为 1, 所以

$$(X,Y)$$
的联合密度函数为  $f(x,y) =$ 
$$\begin{cases} 1, & x+2y \le 2, x \ge 0, y \ge 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



当 $x \le 0$ 或 $x \ge 2$ 时, $f_X(x) = 0$ ,

当 
$$0 < x < 2$$
 时,  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy = \int_{0}^{1-\frac{x}{2}} 1 dy = 1 - \frac{x}{2}$ 。

当  $y \le 0$  或  $y \ge 1$  时,  $f_Y(y) = 0$ ,

当 
$$0 < y < 1$$
 时,  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx = \int_{0}^{2-2y} 1 dx = 2 - 2y$ 

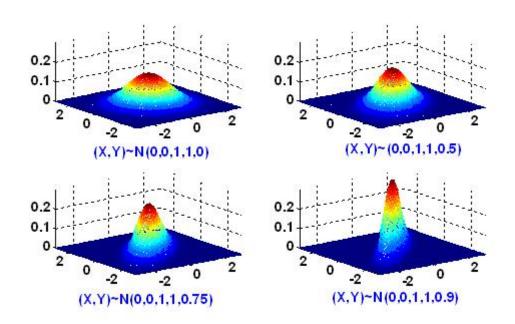
$$P(X \le 1) = \int_{-\infty}^{1} f_X(x) dx = \int_{0}^{1} \left(1 - \frac{x}{2}\right) dx = \frac{3}{4}$$

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

二维正态分布  $(X,Y) \sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$ 

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

其中  $\mu_1, \mu_2 \in R, \sigma_1, \sigma_2 > 0, |\rho| \le 1$ 。



如图所示,为几组不同参数取值下的二维正态分布随机变量的密度函数图像。当 $\sigma_1$ 和 $\sigma_2$ 比较小时密度函数的取值更加集中,峰值更为明显。当 $\rho$ 较小时,(X,Y)的分布较均匀,而当 $\rho$ 较大时,(X,Y)的分布更加扁平。

\*

例 7.2.3  $(X,Y)\sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$ , 计算 X 和 Y 的边缘密度函数。

解 
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dy$$

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

$$\frac{1}{2\pi\sigma_{1}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_{1}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^{2})} \left[u^{2}-2\rho \cdot uv+v^{2}\right]\right\} dv$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{1}}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^{2})} \left[(v-\rho u)^{2}+(1-\rho^{2})u^{2}\right]\right\} dv$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{1}}} e^{-\frac{u^{2}}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^{2})} \left[(v-\rho u)^{2}+(1-\rho^{2})u^{2}\right]\right\} dv$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{1}}} e^{-\frac{u^{2}}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{1-\rho^{2}}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^{2})} (v-\rho u)^{2}\right\} dv$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{1}}} e^{-\frac{u^{2}}{2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{1}}} e^{-\frac{(x-\mu_{1})^{2}}{2\sigma_{1}^{2}}} \implies X \sim N(\mu_{1}, \sigma_{1}^{2})$$

由对称性, 可知  $Y \sim N\left(\mu_2, \sigma_2^2\right)$ 。 二元正态分布的边缘分布是一元正态分布。

逆命题不成立,二元随机变量(X,Y)的边缘分布均为正态,联合分布未必是二元正态。

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*