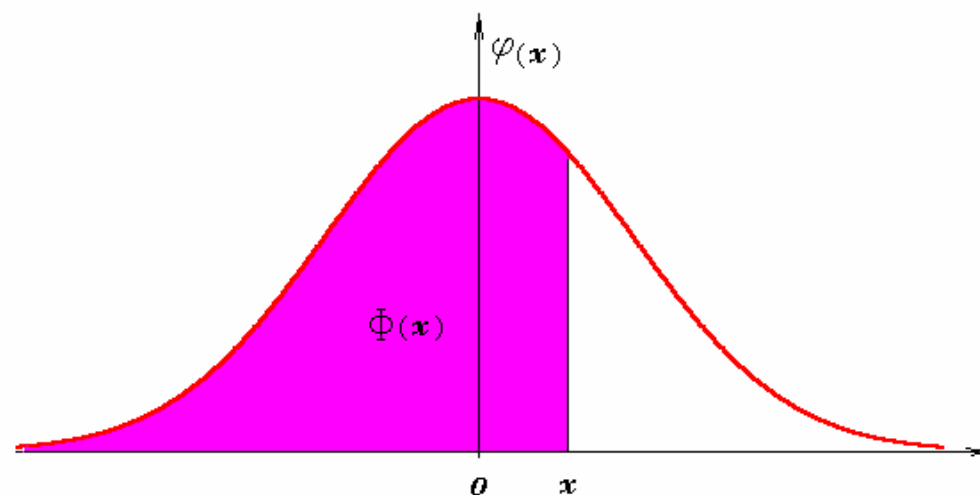


概率论与数理统计



华中科技大学 概率统计系

叶 鹰 副教授

§ 3.2 边缘分布

3.2.1 边缘分布函数

$$F_X(x) = P(X \leq x) = P(X \leq x, Y < +\infty) = F(x, +\infty)$$

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X < +\infty, Y \leq y) = F(+\infty, y)$$

3.2.1 D. R. V. 的边缘分布

$$P(X = x_i) = \sum_j P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_j p_{ij} \triangleq p_{i\cdot}$$

$$P(Y = y_j) = \sum_i P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_i p_{ij} \triangleq p_{\cdot j}$$

例1 (P₄₂例3.3) 在有1件次品和5件正品的产品中，分别进行有放回和不放回地任取两次，定义随机变量(X,Y)如下：

$$X = \begin{cases} 1, & \text{第一次取到正品} \\ 0, & \text{第一次取到次品} \end{cases} \quad Y = \begin{cases} 1, & \text{第二次取到正品} \\ 0, & \text{第二次取到次品} \end{cases}$$

求(X,Y)的联合概率分布和两个边缘概率分布。

解 (1) 有放回抽样：

$$\begin{aligned} &P(X=0, Y=0) \\ &=P(X=0)P(Y=0|X=0) \\ &=\frac{1}{6} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{36} \end{aligned}$$

(2) 不放回抽样：

$$\begin{aligned} &P(X=0, Y=0) \\ &=P(X=0)P(Y=0|X=0) \\ &=\frac{1}{6} \times 0 = 0 \end{aligned}$$

$X \backslash Y$	0	1	$p_{i \cdot}$
0	$\frac{1}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{1}{6}$
1	$\frac{5}{36}$	$\frac{25}{36}$	$\frac{5}{6}$
$p_{\cdot j}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{5}{6}$	1

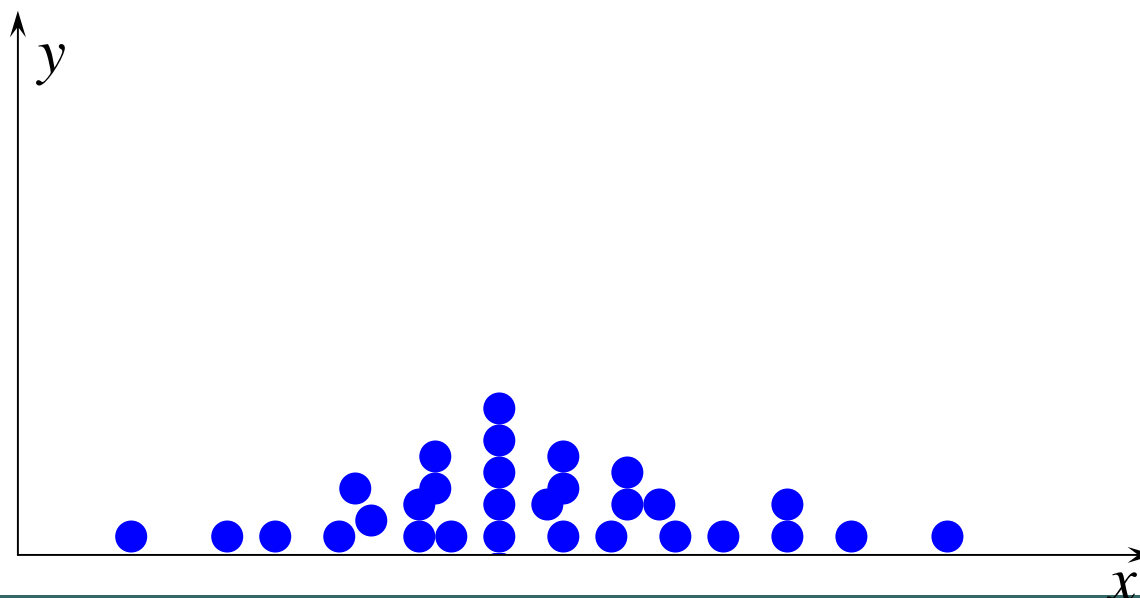
$X \backslash Y$	0	1	$p_{i \cdot}$
0	0	$\frac{11}{6} \times \frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
1	$\frac{5}{6} \times \frac{1}{5}$	$\frac{5}{6} \times \frac{4}{5}$	$\frac{5}{6}$
$p_{\cdot j}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{5}{6}$	1

3.2.3 C. R. V. 的边缘分布

$$F_X(x) = F(x, +\infty) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) du dv = \int_{-\infty}^x \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) dv \right] du$$

故 X 的 **边缘密度函数** $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$

同理 Y 的 **边缘密度函数** $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$



例2 (P₈₂例3.5) 设 $(X,Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 求 X 和 Y 的边缘密度函数。

解 (X,Y) 的联合密度函数

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

令 $u = \frac{x-\mu_1}{\sigma_1}$, $v = \frac{y-\mu_2}{\sigma_2}$, 则

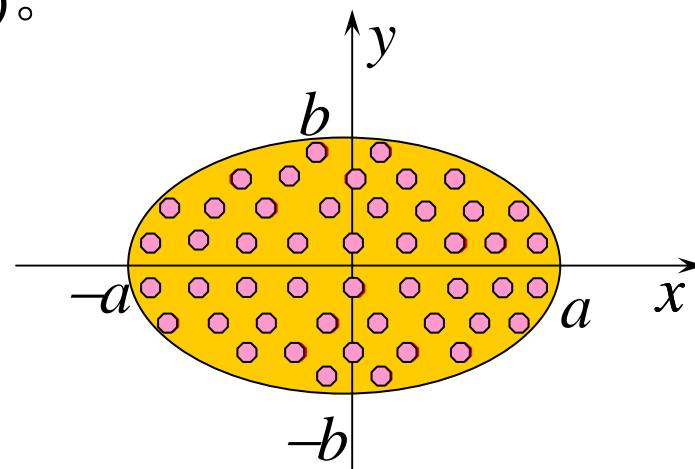
$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{u^2 - 2\rho uv + v^2}{2(1-\rho^2)}\right] dv \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{(v-\rho u)^2}{2(\sqrt{1-\rho^2})^2}\right] dv \exp\left[-\frac{(1-\rho^2)u^2}{2(1-\rho^2)}\right] \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \end{aligned}$$

即 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, 同理 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

例3 (P₈₃例3.6) 设 (X,Y) 在 G 上服从均匀分布, 其中
 $G = \{(x, y) : \frac{x^2}{a^2} + \frac{y^2}{b^2} \leq 1\}$, 求 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$ 。

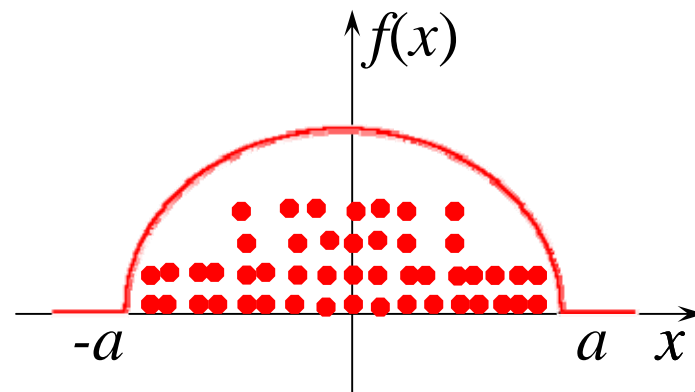
解

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{ab\pi}, & \frac{x^2}{a^2} + \frac{y^2}{b^2} \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



$$f_X(x) = \int_{-b\sqrt{1-x^2/a^2}}^{b\sqrt{1-x^2/a^2}} \frac{1}{ab\pi} dy = \frac{2}{a^2\pi} \sqrt{a^2 - x^2} \quad -a < x < a$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{b^2\pi} \sqrt{b^2 - y^2}, & -b < y < b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



§ 3.3 条件分布

3.3.1 问题

身高 $X \sim N(170, 4^2)$, 体重 $Y \sim N(59, 2^2)$ $X/Y=50 \sim N(? , ?)$

3.3.2 D. R. V. 的条件分布

设 $P(X=x_i, Y=y_j) = p_{ij}$, $P(X=x_i) = p_{i\bullet}$, $P(Y=y_j) = p_{\bullet j}$,

则定义给定 $Y=y_j$ 下, X 的**条件分布律 (列)** 为

$$P(X=x_i | Y=y_j) = \frac{P(X=x_i, Y=y_j)}{P(Y=y_j)} = \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}}, \quad i = 1, 2, \dots$$

给定 $X=x_i$ 下, Y 的**条件分布律 (列)** 为

$$P(Y=y_j | X=x_i) = \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}}, \quad j = 1, 2, \dots$$

例1 (续 § 3.1 例1) $P(X = m) = \frac{1}{4}$, $m=1,2,3,4$,

$P(Y = n | X = m) = \frac{1}{m}$, $n=1,2,\dots,m$ 。求条件分布 $X|_{Y=n}$ 。

$X \backslash Y$	1	2	3	4	$p_{i\bullet}$	$X/Y=1$	$X/Y=2$	$X/Y=3$	$X/Y=4$
1	$\frac{1}{4}$	0	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{12}{25}$	0	0	0
2	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{6}{25}$	$\frac{6}{13}$	0	0
3	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{4}{25}$	$\frac{4}{13}$	$\frac{4}{7}$	0
4	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{25}$	$\frac{3}{13}$	$\frac{3}{7}$	1
$p_{\bullet j}$	$\frac{25}{48}$	$\frac{13}{48}$	$\frac{7}{48}$	$\frac{3}{48}$	1	1	1	1	1
$Y/X=2$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0	0					

例2 (P₈₇例3.8) 设某医院一天出生的婴儿数为 X , 其中男婴数为 Y , 已知 (X, Y) 的联合分布列为:

$$P(X=n, Y=m) = e^{-14} \frac{7.14^m}{m!} \cdot \frac{6.86^{n-m}}{(n-m)!} \quad \begin{matrix} n = 0, 1, \dots \\ m = 0, 1, \dots, n \end{matrix}$$

求 X 与 Y 的边缘分布和条件分布。

解 $P(X = n) = \sum_{m=0}^n \frac{n!}{m!(n-m)!} 7.14^m 6.86^{n-m} \frac{e^{-14}}{n!} = \frac{(7.14 + 6.86)^n}{n!} e^{-14}$

$$n = 0, 1, \dots$$

即 $X \sim P(14)$

$$P(Y = m) = \sum_{n=m}^{\infty} \frac{6.86^{n-m}}{(n-m)!} e^{-6.86} \times \frac{7.14^m}{m!} e^{-7.14} = \frac{7.14^m}{m!} e^{-7.14} \quad m = 0, 1, \dots$$

$Y \sim P(7.14)$

$$P(Y = m | X = n) = \frac{e^{-14} \frac{7.14^m}{m!} \cdot \frac{6.86^{n-m}}{(n-m)!}}{\frac{14^n}{n!} e^{-14}} = C_n^m \left(\frac{7.14}{14}\right)^m \left(\frac{6.86}{14}\right)^{n-m} \quad \begin{matrix} m = 0, 1, \dots, n \\ (n \text{ 固定}) \end{matrix}$$

$Y | X=n \sim B(n, 0.51)$

3.3.3 C. R. V. 的条件分布

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

例3 (P₈₉例3.9) $(X,Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 求 $f_{X/Y}(x/y)$ 和 $f_{Y/X}(y/x)$ 。

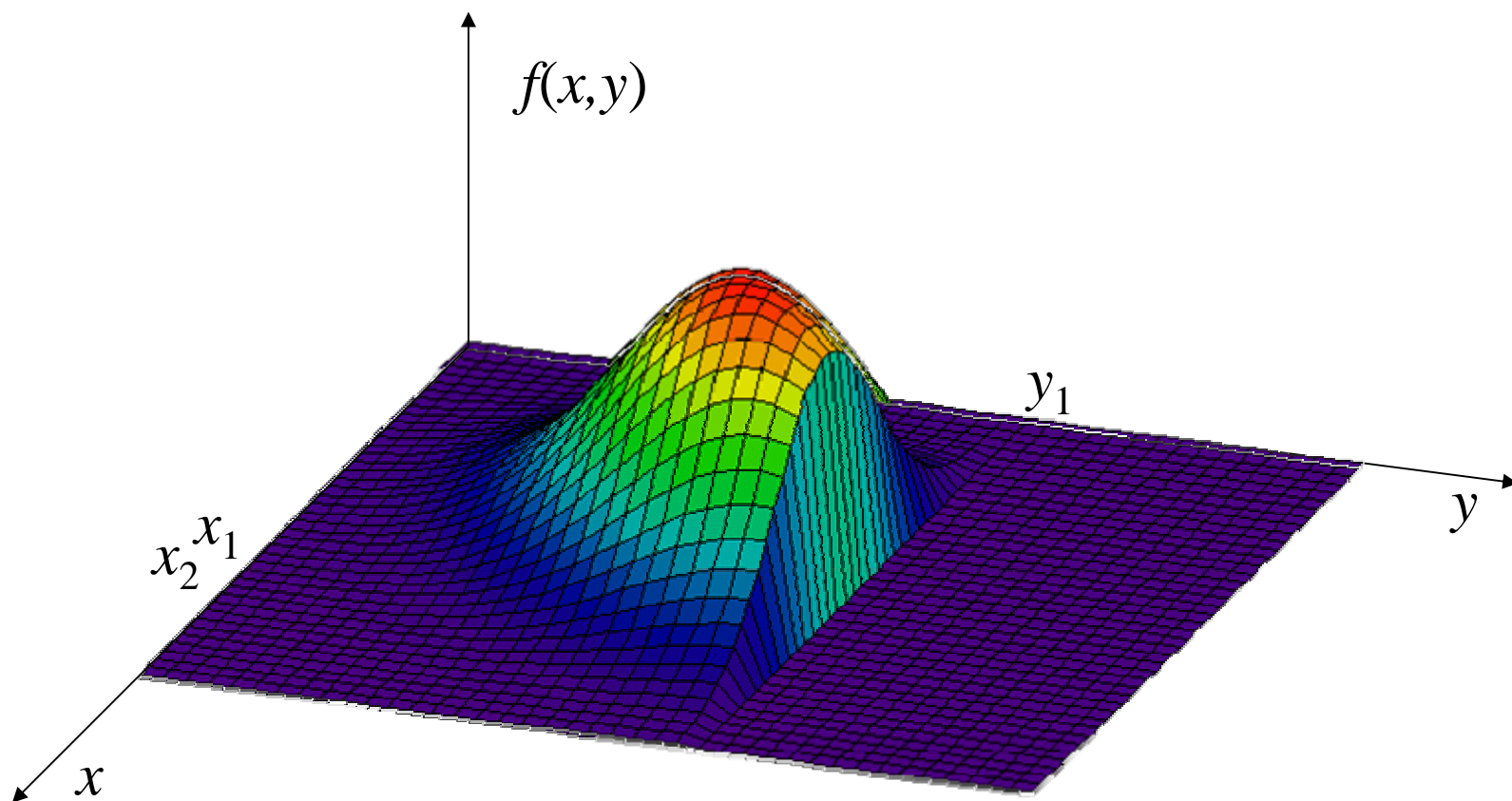
解

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

即 $X|Y=y \sim N(\mu_1 + \frac{\sigma_1}{\sigma_2}\rho(y-\mu_2), \sigma_1^2(1-\rho^2))$

同理

$$Y|X=x \sim N(\mu_2 + \frac{\sigma_2}{\sigma_1}\rho(x-\mu_1), \sigma_2^2(1-\rho^2))$$



例3 (P₈₃例3.6续) 设 (X, Y) 在 G 上服从均匀分布, 其中

$G = \{(x, y) : \frac{x^2}{a^2} + \frac{y^2}{b^2} \leq 1\}$, 求条件密度函数 $f_{X/Y}(x/y)$ 和 $f_{Y/X}(y/x)$ 。

解 由
$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{ab\pi}, & \frac{x^2}{a^2} + \frac{y^2}{b^2} \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{b^2\pi} \sqrt{b^2 - y^2}, & -b < y < b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

当 $-b < y < b$ 时

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{b}{2a} \frac{1}{\sqrt{b^2 - y^2}}, & -\frac{a}{b} \sqrt{b^2 - y^2} < x < \frac{a}{b} \sqrt{b^2 - y^2} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

即 $X|_{Y=y} \sim U(-\frac{a}{b} \sqrt{b^2 - y^2}, \frac{a}{b} \sqrt{b^2 - y^2})$

习题选讲

习题2.12 设随机变量 X 取值于 $[0,1]$ ，若 $P(x_1 < X \leq x_2)$ 只与 $x_2 - x_1$ 有关（对一切 $0 \leq x_1 \leq x_2 \leq 1$ ），证明： $X \sim U(0,1)$

解 $P(x_1 < X \leq x_2)$ 与 $x_2 - x_1$ 成正比，则当 $x \in [0,1]$ 时

$$F(x) = P(0 < X \leq x) = kx$$

由 $F(1) = P(X \leq 1) = 1$ 得 $k=1$ ，故

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & 0 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

即 $X \sim U(0,1)$

习题选讲

习题2.12 设随机变量 X 取值于 $[0,1]$ ，若 $P(x_1 < X \leq x_2)$ 只与 $x_2 - x_1$ 有关（对一切 $0 \leq x_1 \leq x_2 \leq 1$ ），证明： $X \sim U(0,1)$

解 将区间 $[0,1]$ n 等分，由题意，对 $m \leq n$ 有

$$\begin{aligned} F\left(\frac{m}{n}\right) &= P\left(0 < X \leq \frac{m}{n}\right) = \sum_{k=1}^m P\left(\frac{k-1}{n} < X \leq \frac{k}{n}\right) = mP\left(0 < X \leq \frac{1}{n}\right) \\ &= m\left[\frac{P(0 < X \leq 1)}{n}\right] = \frac{m}{n} \end{aligned}$$

对 $x \in [0,1]$ 有 $\frac{m}{n} < x \leq \frac{m+1}{n}$ ，由 $F(x)$ 的单调性

$$\begin{aligned} \frac{m}{n} &= F\left(\frac{m}{n}\right) < F(x) \leq F\left(\frac{m+1}{n}\right) = \frac{m+1}{n} \\ -\frac{1}{n} &< \frac{m}{n} - x < F(x) - x \leq \frac{m+1}{n} - x \leq \frac{1}{n} \end{aligned}$$

由 n 的任意性 $F(x)=x, \quad x \in [0,1]$ 即 $X \sim U(0,1)$

例3 (P12习题1.12) 将长为 L 的线段任意折成三段, 求此三段能构成一个三角形的概率。

解 I 设三段的长度分别为 x, y, z , 则

$$\Omega = \{(x,y,z): 0 < x,y,z < L, x + y + z = L\}$$

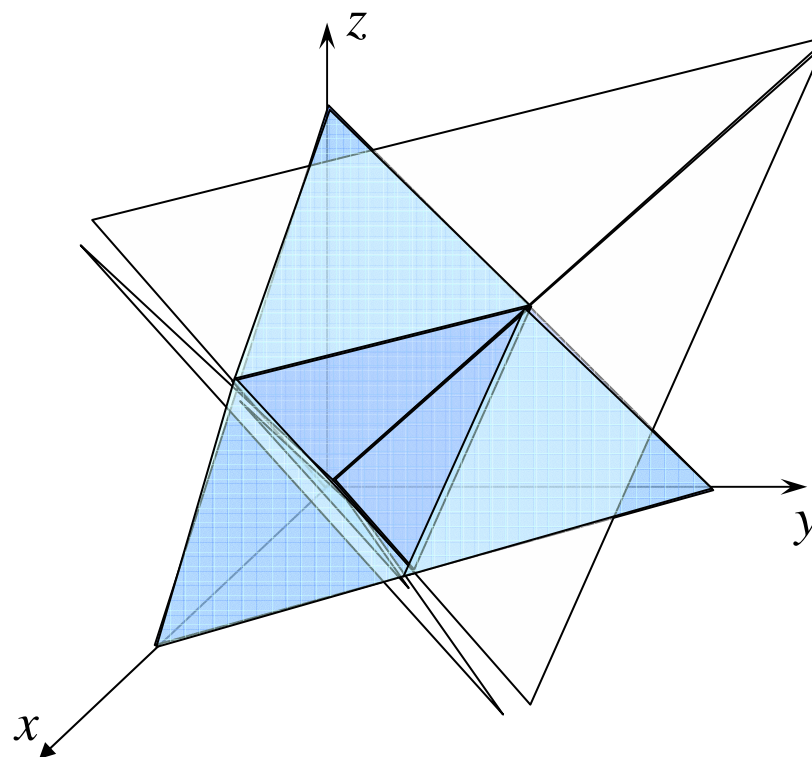
$$A = \{(x,y,z):$$

$$x + y > z,$$

$$y + z > x,$$

$$z + x > y\}$$

$$P(A) = \frac{1}{4}$$



例3 (P12习题1.12) 将长为 L 的线段任意折成三段, 求此三段能构成一个三角形的概率。

解II 设三段的长度分别为 $x, y, L-x-y$, 则

$$\Omega = \{(x, y): 0 < x, y < L, x + y < L\}$$

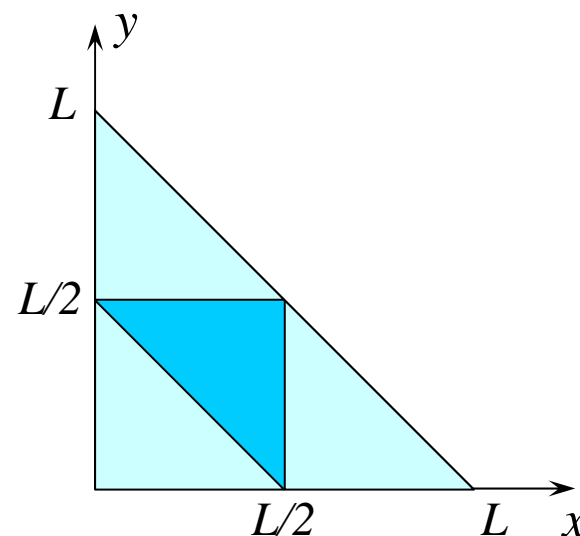
$$A = \{(x, y):$$

$$x + y > L/2$$

$$L/2 > x$$

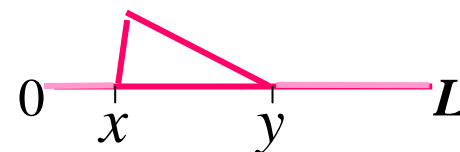
$$L/2 > y\}$$

$$P(A) = \frac{1}{4}$$



例3 (P12习题1.12) 将长为 L 的线段任意折成三段, 求此三段能构成一个三角形的概率。

解Ⅲ 设两个折点分别为 x, y , 则



$$\Omega = \{(x, y, z) : 0 < x, y < L\}$$

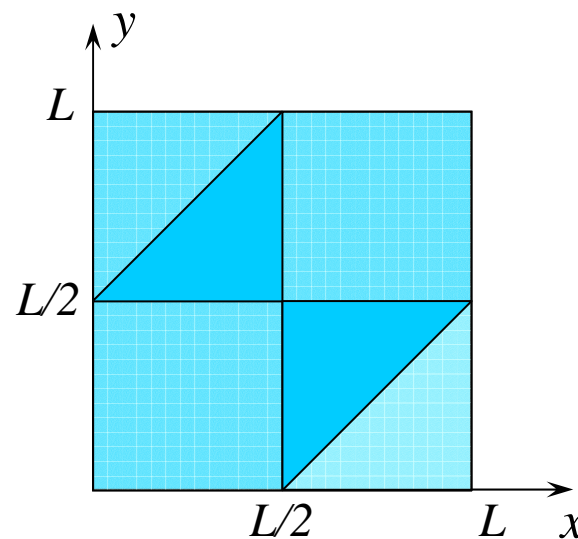
$$A = \{(x, y) : x < y, y > L/2, y < x + L/2, x < L/2 ;$$

$$x > y, x > L/2,$$

$$x < y + L,$$

$$y < L/2 \}$$

$$P(A) = \frac{1}{4}$$



习题选讲

练习8.5 设楼房有六层，每个乘电梯的人在2,3,4,5,6层下的概率分别为0.08, 0.14, 0.20, 0.26, 0.32，试求在一楼乘上电梯的15人中，恰好有1,2,3,4,5人分别在2,3,4,5,6层下电梯的概率 P 。

解 记 X_i 为在第 i 层下电梯的人数， $i=2,3,4,5,6$ ，则

$$P(X_2 = 1, X_3 = 2, X_4 = 3, X_5 = 4, X_6 = 5) = 0.073$$

$$= C_{15}^1 C_{14}^2 C_{12}^3 C_9^4 C_5^5 0.08^1 0.14^2 0.20^3 0.26^4 0.32^5$$

$$\begin{aligned} P &= C_{15}^1 0.08 \cdot 0.92^{14} \times C_{14}^2 \left(\frac{0.14}{0.92} \right)^2 \left(\frac{0.78}{0.92} \right)^{12} \times C_{12}^3 \left(\frac{0.20}{0.78} \right)^3 \left(\frac{0.58}{0.78} \right)^9 \\ &\quad \times C_9^4 \left(\frac{0.26}{0.58} \right)^4 \left(\frac{0.32}{0.58} \right)^5 \times \left(\frac{0.32}{0.32} \right)^5 \end{aligned}$$

习题选讲

练习 10.4 设二维随机变量 (X, Y) 在矩形 $G=\{(x,y): 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1\}$ 上服从均匀分布。记

$$U = \begin{cases} 0, & X \leq Y, \\ 1, & X > Y, \end{cases} \quad V = \begin{cases} 0, & X \leq 2Y, \\ 1, & X > 2Y, \end{cases}$$

求 U 和 V 的联合分布列。

解 $P\{U=0, V=0\}$

$$= P\{X \leq Y, X \leq 2Y\} = \frac{1}{4}$$

$$P\{U=0, V=1\} = P\{X \leq Y, X > 2Y\} = 0$$

$$P\{U=1, V=1\} = P\{X > Y, X > 2Y\} = \frac{1}{2}$$

$U \backslash V$	0	1
0	1/4	0
1	1/2	1/4

