

第二章 随机变量及其分布

1. (Ch2-2) 一批零件中有 9 个合格品与 3 个废品, 安装时从这批零件中任取一个, 如果每次取出的废品不再放回, 求在取得合格品以前取出的废品数的分布律。

分析: 在取得合格品以前取出的废品数是一随机变量, 要求其分布律, 只需确定随机变量的一切可能取值及相应的概率即可。

解: 设 X 表示在取得合格品以前取出的废品数, 由题意知 X 的可能取值为 0, 1, 2, 3, 而

$$P\{X=0\} = 3/4 \quad (X=0 \text{ 相当于第一次取到的是合格品})$$

$$P\{X=1\} = \frac{1}{4} \times \frac{9}{11} = \frac{9}{44} \quad (X=0 \text{ 相当于第二次才取到合格品})$$

$$P\{X=2\} = \frac{1}{4} \times \frac{2}{11} \times \frac{9}{10} = \frac{9}{220}$$

$$P\{X=3\} = \frac{1}{4} \times \frac{2}{11} \times \frac{1}{10} \times 1 = \frac{1}{220}$$

所以, 随机变量 X 的分布律为

X	0	1	2	3
p_k	3/4	9/44	9/220	1/220

2. (Ch2-4) 已知 $X_i (i=1,2)$ 的分布函数为 $F_i(x)$ 。设 $F(x) = aF_1(x) + \frac{1}{2} F_2(x)$ 是某一随机变量的分布函数, 求常数 a 。

解: 要使 $F(x) = aF_1(x) + \frac{1}{2} F_2(x)$ 是某一随机变量的分布函数, 由分布函数的性质知, 必有

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} (aF_1(x) + \frac{1}{2} F_2(x)) = 1$$

即 $a + \frac{1}{2} = 1$, 从而解得 $a = 1/2$ 。

3. (Ch2-5) 将 3 个球随机地放入 4 个杯子中去, 求某杯中有球个数的分布律。

分析: 某杯中有球个数只有 4 种可能: 3 个球都在该杯中; 3 个球中的两个球放在该杯中; 3 个球中的一个球放入该杯中; 3 个球都不在该杯中。因此某杯中有球个数是一个离散型随机变量, 它可能的取值为 0, 1, 2, 3。运用第一章的有关知识可求出取相应值的概率。若将每个球随机地放入 4 个杯子中, 它是否落入某杯中看作一次试验, 则它是一贝努利试验。随机地将 3 个球放入 4 个杯子中去, 即是

三重的贝努利试验，因此某杯中有球个数服从二项分布。

解法一：设 X 表示“某杯中有球个数”，则 X 可能取值为： $0, 1, 2, 3$ 。而将3个球随机地放入4个杯子中去共有 4^3 种放法， $X=0$ 即3个球随机地放入其它3个杯子中去，共有 3^3 种放法，所以

$$P\{X=0\} = \frac{3^3}{4^3}$$

同理得

$$P\{X=1\} = \frac{C_3^1 \cdot 3^2}{4^3} = \frac{3^3}{4^3} \quad P\{X=2\} = \frac{C_3^2 \cdot 3}{4^3} = \frac{3^2}{4^3}$$

$$P\{X=3\} = \frac{C_3^3 \cdot 1}{4^3} = \frac{1}{4^3}$$

故某杯中有球个数 X 的概率分布列为

X	0	1	2	3
p_k	27/64	27/64	9/64	1/64

解法二：设 X 表示“某杯中有球个数”，则 X 服从 $n=3$ ， $p=1/4$ 的二项分布，即 $X \sim B(3, 1/4)$ ，所以 X 的分布律为

$$P\{X=k\} = C_3^k \left(\frac{1}{4}\right)^k \left(\frac{3}{4}\right)^{3-k} \quad (k=0,1,2,3)$$

或表示为

X	0	1	2	3
p_k	27/64	27/64	9/64	1/64

4. (Ch2-7) 一汽车沿一街道行驶，需要通过三个均设有红绿信号灯的路口，每个信号灯为红或绿与其它信号灯为红或绿相互独立，且红绿两种信号灯显示的时间相等。以 X 表示该汽车首次遇到红灯前已通过的路口个数，求 X 的概率分布和分布函数。

解：由题意知 X 的一切可能取值为 $0, 1, 2, 3$ 。为计算方便设：

$A_i (i=1,2,3)$ 表示：“汽车在第 i 个路口遇到红灯”，则 A_1, A_2, A_3 相互独立，且由条件知 $P(A_i) = P(\bar{A}_i) = \frac{1}{2} (i=1,2,3)$ 。所以

$$P\{X=0\} = P(A_1) = \frac{1}{2}; \quad P\{X=1\} = P(\bar{A}_1 A_2) = P(\bar{A}_1)P(A_2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4};$$

$$P\{X=2\} = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(A_3) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8}$$

$$P\{X=3\} = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3) = P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(\bar{A}_3) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8}$$

即 X 的概率分布列为

X	0	1	2	3
p_k	1/2	1/4	1/8	1/8

X 的分布函数为

$$F(x) = P\{X < x\} = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ 1/2, & 0 < x \leq 1 \\ 3/4, & 1 < x \leq 2 \\ 7/8, & 2 < x \leq 3 \\ 1, & 3 < x \end{cases}$$

5. (Ch2-11) 设随机变量 X 的分布密度 $f(x) = \begin{cases} x, & 0 < x < 1 \\ 2-x, & 1 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$,

求分布函数 $F(x)$ 。

解：当 $x \leq 0$ 时， $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx = 0$ ；

当 $0 < x \leq 1$ 时， $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx = \int_0^x xdx = \frac{1}{2}x^2$ ；

当 $1 < x \leq 2$ 时， $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx = \int_0^1 xdx + \int_1^x (2-x)dx = 2x - \frac{1}{2}x^2 - 1$ ；

当 $x > 2$ 时， $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dx = \int_0^1 xdx + \int_1^2 (2-x)dx + \int_2^x 0dx = 1$ 。

故随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \frac{1}{2}x^2, & 0 < x \leq 1 \\ 2x - \frac{1}{2}x^2 - 1, & 1 < x \leq 2 \\ 1, & x > 2 \end{cases}$$

6. (Ch2-13) 设随机变量 $X \sim N(10, 2^2)$ ，求 $P\{10 < X < 13\}$ ； $P\{X > 13\}$ ； $P\{|X - 10| < 2\}$ ； $P\{X < -28\}$ ； $P\{X > -15\}$ 。

$$\begin{aligned} \text{解：} P\{10 < X < 13\} &= \Phi\left(\frac{13-10}{2}\right) - \Phi\left(\frac{10-10}{2}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{3}{2}\right) - 0.5 = 0.9332 - 0.5 = 0.4332 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{X > 13\} &= 1 - P\{X \leq 13\} = 1 - \Phi\left(\frac{13-10}{2}\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{3}{2}\right) = 1 - 0.9332 = 0.0668 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{|X - 10| < 2\} &= P\{8 < X < 12\} = \Phi\left(\frac{12-10}{2}\right) - \Phi\left(\frac{8-10}{2}\right) \\ &= \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) - 1 = 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826 \end{aligned}$$

$$P\{X < -28\} = \Phi\left(\frac{-28-10}{2}\right) = \Phi(-19) \approx 0$$

$$P\{X > -1.5\} = 1 - P\{X < -1.5\} = 1 - \Phi\left(\frac{-1.5-10}{2}\right) \approx 1$$

7. (CH2-15) 在电源电压不超过 200、200 ~ 240 和超过 240 伏三种情况下，某种电子元件损坏的概率分别为 0.1、0.001 和 0.2，假定电源电压 $X \sim N(220, 25^2)$ ，试求：(1) 该电子元件被损坏的概率 α ；

(2) 电子元件被损坏时，电源电压在 200 ~ 240 伏内的概率 β 。

分析：电子元件被损坏时，电源电压只可能是不超过 200、200 ~ 240 和超过 240 伏三种情况之一，因此 (1) 属于全概率问题；(2) 属于条件概率问题。

解：设 A_1 ：“电源电压不超过 200 伏”； A_2 ：“电源电压在 200 ~ 240 伏”；

A_3 ：“电源电压超过 240 伏”； B ：“电子元件被损坏”。

由于 $X \sim N(220, 25^2)$ ，所以

$$\begin{aligned} P(A_1) &= P\{X < 200\} = F(200) = \Phi\left(\frac{200-220}{25}\right) \\ &= \Phi(-0.8) = 1 - \Phi(0.8) = 1 - 0.788 = 0.212 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(A_2) &= P\{200 \leq X \leq 240\} = \Phi\left(\frac{240-220}{25}\right) - \Phi\left(\frac{200-220}{25}\right) \\ &= \Phi(0.8) - \Phi(-0.8) = 2\Phi(0.8) - 1 = 0.576 \end{aligned}$$

$$P(A_3) = P\{X > 240\} = 1 - \Phi\left(\frac{240-220}{25}\right) = 1 - \Phi(0.8) = 1 - 0.788 = 0.212$$

或 $P(A_3) = 1 - P(A_1) - P(A_2) = 0.212$

由题设 $P(B|A_1) = 0.1$ ， $P(B|A_2) = 0.001$ ， $P(B|A_3) = 0.2$ ，所以由全概率公式

$$\begin{aligned} \alpha &= P(B) = \sum_{i=1}^3 P(A_i)P(B|A_i) \\ &= 0.212 \times 0.1 + 0.576 \times 0.001 + 0.212 \times 0.2 = 0.0642 \end{aligned}$$

由条件概率公式

$$\beta = P(A_2|B) = \frac{P(A_2)P(B|A_2)}{P(B)} = \frac{0.576 \times 0.001}{0.0642} \approx 0.009$$

8. (Ch2-18) 袋中装有标有号码 1, 2, 2 的三只球，从袋中任取一球后不再放回，然后再从袋中任取一球，以 X 、 Y 分别表示第一次、第二次取得球上的号码。求 X 和 Y 的联合概率分布。

解：(X, Y) 的所有可能取值为 (1, 2)、(2, 1)、(2, 2)，由概率乘法公式得

$$p_{12} = P\{X = 1, Y = 2\} = \frac{1}{3} \times 1 = \frac{1}{3}$$

$$p_{21} = P\{X = 2, Y = 1\} = \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{3} = p_{22}$$

此外 $\{X = 1, Y = 1\}$ 是不可能事件, 所以 $p_{11} = 0$, 于是 (X, Y) 的概率分布表为

$Y \backslash X$	1	2
1	0	1/3
2	1/3	1/3

9. (Ch2-20) 设随机向量 (X, Y) 的分布函数

$$F(x, y) = A(B + \arctan \frac{x}{2})(C + \arctan \frac{y}{3}), \quad (-\infty < x, y < +\infty)$$

求: (1) 系数 A, B, C ;

(2) (X, Y) 的分布密度;

(3) 边缘分布密度。

解: (1) 由分布函数性质

$$\lim_{y \rightarrow -\infty} F(x, y) = A(B + \arctan \frac{x}{2})(C - \frac{\pi}{2}) = 0 \quad (1)$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x, y) = A(B - \frac{\pi}{2})(C + \arctan \frac{y}{3}) = 0 \quad (2)$$

$$\lim_{\substack{x \rightarrow +\infty \\ y \rightarrow +\infty}} F(x, y) = A(B + \frac{\pi}{2})(C + \frac{\pi}{2}) = 1 \quad (3)$$

由 (1) 得 $C = \frac{\pi}{2}$, 由 (2) 得 $B = \frac{\pi}{2}$, 代入 (3) 得 $A = \frac{1}{\pi^2}$ 。故随机向量 (X, Y) 的分布函数为

$$F(x, y) = \frac{1}{\pi^2} (\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{x}{2})(\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{y}{3}), \quad (-\infty < x, y < +\infty)$$

(2) 由分布函数性质 (4) 知

$$f(x, y) = \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = \frac{1}{\pi^2} \frac{6}{(4 + x^2)(9 + y^2)}, \quad (-\infty < x, y < +\infty)$$

$$(3) \quad f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \frac{1}{\pi^2} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{6}{(4 + x^2)(9 + y^2)} dy$$

$$= \frac{2}{\pi(4 + x^2)}, \quad (-\infty < x < +\infty)$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \frac{1}{\pi^2} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{6}{(4 + x^2)(9 + y^2)} dx$$

$$= \frac{3}{\pi(9 + y^2)}, \quad (-\infty < y < +\infty)。$$

更简洁的解法是：

由随机向量 (X, Y) 的分布函数

$$F(x, y) = \frac{1}{\pi^2} \left(\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{x}{2} \right) \left(\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{y}{3} \right), \quad (-\infty < x, y < +\infty).$$

得
$$F_X(x) = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{x}{2} \right), F_Y(y) = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\pi}{2} + \arctan \frac{y}{3} \right),$$

所以

$$f_X(x) = \frac{2}{\pi(4+x^2)}, \quad (-\infty < x < +\infty);$$

$$f_Y(y) = \frac{3}{\pi(9+y^2)}, \quad (-\infty < y < +\infty).$$

10. (Ch2-21) 设二维随机变量 (X, Y) 的概率分布为

$$f(x, y) = \begin{cases} 4.8y(2-x), & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求随机变量 X 和 Y 的边缘分布密度 $f_X(x)$ 、 $f_Y(y)$ 。

分析：利用二维随机变量 (X, Y) 关于随机变量 X 和 Y 的边缘概率密度的关系，并考虑到积分区域的特殊性，即可求得。

解：(1) 如图 2-4，由 (2-10) 式知，当 $0 \leq x \leq 1$ 时

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^x 4.8y(2-x) dy \\ &= 4.8(2-x) \cdot \frac{1}{2} y^2 \Big|_0^x = 2.4(2-x)x^2 \end{aligned}$$

其它情形 $f_X(x)$ 均为零，故 X 的边缘概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} 2.4(2-x)x^2, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

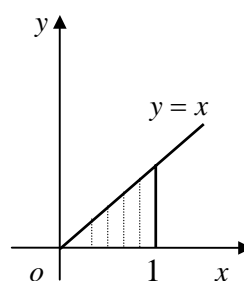


图 2-4

同理，当 $0 \leq y \leq 1$ 时

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_y^1 4.8y(2-x) dx \\ &= 4.8y \left[-\frac{1}{2}(2-x)^2 \right] \Big|_y^1 = 2.4y(3-4y+y^2) \end{aligned}$$

其它情形 $f_Y(y)$ 均为零，故 Y 的边缘分布密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2.4y(3-4y+y^2), & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

11. (Ch2-22) 设 (X, Y) 的分布密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 1, & |y| < x, 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(1) 求条件分布密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 及 $f_{Y|X}(y|x)$; (2) 判断 X, Y 是否独立。

分析：条件分布密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 及 $f_{Y|X}(y|x)$ ，可由 (2-17) 及 (2-19) 式求得，这就需先求关于 X, Y 的边缘概率分布。

解：(1) $f(x, y)$ 的非零取值区域如图 2-5 阴影部分，由 (2-10) 式，当 $0 < x < 1$ 时，

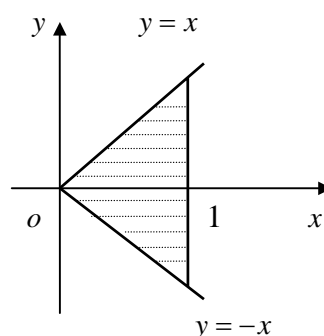
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_{-x}^x dy = 2x$$

其它情况 $f_X(x)$ 均为零，故关于 X 的边缘分布密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

由 (2-19) 式知，当 $0 < x < 1$ 时， Y 的条件分布密度为

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{2x}, & |y| < x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$



同理，由 (2-11) 式

图 2-5

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^1 dx = 1-y, & 0 < y < 1 \\ \int_{-y}^1 dx = 1+y, & -1 < y \leq 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

由 (2-17) 式， $0 < y < 1$ 时

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

$-1 < y \leq 0$ 时，

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

(2) X, Y 不独立, 因为 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ 。

12. (Ch2-27) 设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3\sqrt[3]{x^2}}, & \text{若 } x \in [1, 8], \\ 0, & \text{其他;} \end{cases}$$

$F(x)$ 是 X 的分布函数。求随机变量 $Y = F(X)$ 的分布函数。

分析: 先求出分布函数 $F(x)$ 的具体形式, 从而可确定 $Y = F(X)$, 然后按定义求 Y 的分布函数即可。注意应先确定 $Y = F(X)$ 的值域范围 ($0 \leq F(X) \leq 1$), 再对 y 分段讨论。

解: 易见, 当 $x \leq 1$ 时, $F(x) = 0$; 当 $x > 8$ 时, $F(x) = 1$ 。

对于 $x \in (1, 8]$, 有

$$F(x) = \int_1^x \frac{1}{3\sqrt[3]{t^2}} dt = \sqrt[3]{x} - 1。$$

设 $G(y)$ 是随机变量 $Y = F(X)$ 的分布函数。显然, 当 $y \leq 0$ 时, $G(y) = 0$; 当 $y > 1$ 时, $G(y) = 1$ 。

对于 $y \in (0, 1]$, 有

$$\begin{aligned} G(y) &= P\{Y < y\} = P\{F(X) < y\} \\ &= P\{\sqrt[3]{X} - 1 < y\} = P\{X < (y+1)^3\} \\ &= F[(y+1)^3] = y。 \end{aligned}$$

于是, $Y = F(X)$ 的分布函数为

$$G(y) = \begin{cases} 0, & \text{若 } y \leq 0, \\ y, & \text{若 } 0 < y \leq 1, \\ 1, & \text{若 } y > 1. \end{cases}$$

注: 事实上, 本题 X 为任意连续型随机变量均可, 此时 $Y = F(X)$ 仍服从均匀分布:

当 $y \leq 0$ 时, $G(y) = 0$;

当 $y > 1$ 时, $G(y) = 1$;

当 $0 < y \leq 1$ 时, $G(y) = P\{Y < y\} = P\{F(X) < y\}$

$$= P\{X < F^{-1}(y)\}$$

$$= F(F^{-1}(y)) = y。$$

13. (Ch2-30) 设 X 和 Y 相互独立, 下表列出了二维随机变量 (X, Y) 联合分布律及关于 X 和关于 Y 的边缘分布律的部分值, 试将其余数值填入表中的空白处。

$X \backslash Y$	y_1	y_2	y_3	$P\{X = x_i\} = p_{i\cdot}$
x_1		1/8		
x_2	1/8			
$P\{Y = y_j\} = p_{\cdot j}$	1/6			1

解: 由联合分布律与边缘分布律的关系知 $p_{11} = \frac{1}{6} - \frac{1}{8} = \frac{1}{24}$; 由 X 和 Y 相互独立性知 $p_{11} = P\{X = x_1\}P\{Y = y_1\} = p_{1\cdot} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{24}$, 即 $p_{1\cdot} = 1/4$; 同理, 依此得表中空白处的其它数值见下表:

$X \backslash Y$	y_1	y_2	y_3	$P\{X = x_i\} = p_{i\cdot}$
x_1	1/24	1/8	1/12	1/4
x_2	1/8	3/8	1/4	3/4
$P\{Y = y_j\} = p_{\cdot j}$	1/6	1/2	1/3	1

14. (Ch2-31) 设 X, Y 相互独立, 其密度函数分别为

$$\varphi_X(x) = \begin{cases} xe^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad \varphi_Y(y) = \begin{cases} ye^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

求 $Z = X + Y$ 的概率密度。

解: 当 $z > 0$ 时,

$$\begin{aligned} f(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi_X(x) \varphi_Y(z-x) dx = \int_0^z (xze^{-z} - x^2e^{-z}) dx \\ &= \frac{1}{2} z^3 e^{-z} - \frac{1}{3} z^3 e^{-z} = \frac{1}{6} z^3 e^{-z} \quad (z > 0) \end{aligned}$$

当 $z \leq 0$ 时, $f(z) = 0$, 所以

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{6} e^{-z} z^3, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

或:
$$F(z) = \iint_{X+Y < z} \varphi(x, y) dx dy = \int_0^z \int_0^{z-x} xe^{-x} ye^{-y} dx dy$$

$$= -\frac{1}{6}e^{-z}z^3 - \frac{1}{2}z^2e^{-z} - ze^{-z} - e^{-z} + 1$$

所以

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{6}e^{-z}z^3, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$

15. (Ch2-33) 已知 X_1 和 X_2 的概率分布

X_1	-1	0	1
p_k	1/4	1/2	1/4

X_2	0	1
p_k	1/2	1/2

而且 $P\{X_1X_2 = 0\} = 1$ 。求：

(1) 随机变量 X_1 和 X_2 的联合分布；

(2) 问 X_1 和 X_2 是否独立？为什么？

分析：随机变量 X_1 与 X_2 的联合分布即为随机向量 (X_1, X_2) 的概率分布。由于 X_1 和 X_2 均为离散型随机变量，所以 (X_1, X_2) 为离散型随机向量，求其概率分布就是求 (X_1, X_2) 的所有可能取值及其相应的概率。

解：(1) 依题意， (X_1, X_2) 所有可能取值： $(-1, 0), (0, 0), (1, 0), (-1, 1), (0, 1), (1, 1)$ ，由 $P\{X_1X_2 = 0\} = 1$ 。易得

$$P\{X_1 = -1, X_2 = 1\} = P\{X_1 = 1, X_2 = 1\} = 0$$

又由 X_1 和 X_2 的概率分布与 X_1 和 X_2 的联合概率分布间的关系知

$$P\{X_1 = -1, X_2 = 0\} = P\{X_1 = 1, X_2 = 0\} = 1/4$$

$$P\{X_1 = 0, X_2 = 1\} = 1/2$$

因此由归一性（或由边缘分布与联合概率分布间的关系），必有

$$P\{X_1 = 0, X_2 = 0\} = 0$$

于是得 X_1 和 X_2 的联合概率分布表如下：

$P \backslash X_2$		0	1
X_1			
-1		1/4	0
0		0	1/2
1		1/4	0

(2) 由联合概率分布表得 X_1 和 X_2 的分布列分别为

X_1	-1	0	1
P	1/4	1/2	1/4

X_2	0	1
P	1/2	1/2

显然 $p_{ij} \neq p_{i \cdot} \times p_{\cdot j}$, 故 X_1 和 X_2 不独立。

16. (Ch2-34). 假设一电路装有三个同种电子元件, 其工作状态相互独立, 且无故障工作时间都服从参数为 $\lambda > 0$ 的指数分布, 当三个电子元件都无故障时电路正常工作, 否则整个电路不能正常工作, 试求电路正常工作的时间 T 的概率分布。

分析: 电路正常工作的时间 T 即三个电子元件无故障工作时间的最小值。

解: 设 T_i ($i = 1, 2, 3$) 表示“第 i 个元件无故障时间”, 且 T_i 的分布为

$$f_{T_i}(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases} \quad F_{T_i}(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t}, & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}$$

而电路正常工作的时间 $T = \min\{T_1, T_2, T_3\}$, 即

$$F_{\min}(t) = 1 - (1 - F_{T_i}(t))^3$$

$$f_{\min}(t) = 3(1 - F_{T_i}(t))^2 \cdot f_{T_i}(t) = 3\lambda e^{-3\lambda t} \quad (t > 0)$$

故电路正常工作的时间 T 服从指数分布, 其概率分布为 $f(t) = \begin{cases} 3\lambda e^{-3\lambda t}, & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}$ 。

17. (Ch2-35) 设 X 和 Y 的联合分布是正方形 $G = \{(x, y): 1 \leq x \leq 3, 1 \leq y \leq 3\}$ 上的均匀分布, 试求随机变量 $U = |X - Y|$ 的概率密度 $p(u)$ 。

解: 由条件知 X 和 Y 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 1/4, & 1 \leq x \leq 3, 1 \leq y \leq 3 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

以 $F(u) = P\{U < u\} (-\infty < u < +\infty)$ 表示随机变量 $U = |X - Y|$ 的分布函数。显然, 当 $u \leq 0$ 时, $F(u) = 0$;

当 $u > 2$, $F(u) = 1$ 。

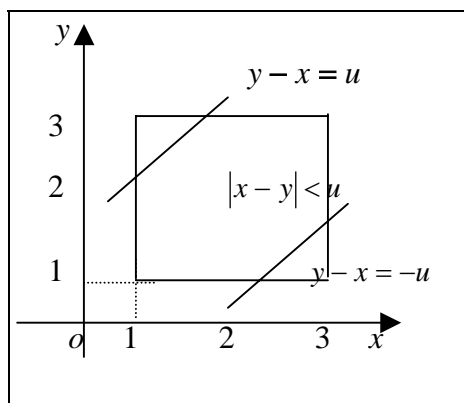
设 $0 < u \leq 2$ 时, 则

$$F(u) = \iint_{|x-y|<u} f(x, y) dx dy$$

$$= \iint_{(|x-y|<u) \cap G} \frac{1}{4} dx dy$$

$$= \frac{1}{4} [4 - (2-u)^2] = 1 - \frac{1}{4} (2-u)^2$$

于是, 随机变量 $U = |X - Y|$ 的概率密度为



$$p(u) = \begin{cases} \frac{1}{2}(2-u), & 0 < u \leq 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

18. (Ch2-36) 设随机变量 X 与 Y 独立, 其中 X 的概率分布为

X	0	1
p_k	0.3	0.7

而 Y 的概率密度为 $f(y)$, 求随机变量 $U = X + Y$ 的概率密度 $g(u)$ 。

分析: 求二维随机变量函数的分布, 一般用分布函数法转化为求相应的概率. 注意 X 只有两个可能的取值, 求概率时可用全概率公式进行计算。

解: 设 $F(y)$ 是 Y 的分布函数, 则由全概率公式, 知 $U = X + Y$ 的分布函数为

$$\begin{aligned} G(u) &= P\{X + Y < u\} \\ &= 0.3P\{X + Y < u | X = 0\} + 0.7P\{X + Y < u | X = 1\} \\ &= 0.3P\{Y < u | X = 0\} + 0.7P\{Y < u - 1 | X = 1\}. \end{aligned}$$

由于 X 和 Y 独立, 可见

$$\begin{aligned} G(u) &= 0.3P\{Y \leq u\} + 0.7P\{Y \leq u - 1\} \\ &= 0.3F(u) + 0.7F(u - 1). \end{aligned}$$

由此, 得 U 的概率密度

$$\begin{aligned} g(u) &= G'(u) = 0.3F'(u) + 0.7F'(u - 1) \\ &= 0.3f(u) + 0.7f(u - 1). \end{aligned}$$

注: 本题属新题型, 求两个随机变量和的分布, 其中一个连续型一个是离散型, 具有一定的难度和综合性。

19. 设一厂家生产的每台仪器, 以概率 0.7 可以直接出厂, 以概率 0.3 需要进一步调试, 经调试后以概率 0.8 可以出厂, 以概率 0.2 定为不合格品不能出厂, 现该厂新生产 n ($n \geq 2$) 台仪器, (假定各台仪器的生产过程相互独立), 求:

- (1) 全部能出厂的概率 α ;
- (2) 其中恰好有两台不能出厂的概率 β ;
- (3) 其中至少有两台不能出厂的概率 θ 。

分析: 依题假定, n 台仪器生产过程相互独立知, 每台仪器能否出厂可看成一次试验, n 台仪器可看成是 n 重贝努利试验, 因此若设 X 表示所生产的 n 台仪器能出厂的台数, 则 $X \sim B(n, p)$ (p 待定, 即每台仪器能出厂的概率)。从而以上三个问题依次化为求 $\alpha = P\{X = n\}$ 、 $\beta = P\{X = n - 2\}$ 、 $\theta = P\{X \leq n - 2\}$ 。为

求以上概率需先求每台仪器能出厂的概率。

解：设 A ：“仪器需要进一步调试”，则 \bar{A} ：“仪器能直接出厂”；

B ：“仪器能出厂”，则 AB ：“仪器经调试后能出厂”。

由条件知， $P(A) = 0.3$ ， $P(B|A) = 0.8$ ， $P(AB) = P(A)P(B|A) = 0.24$ ，所以

$$P(B) = P(\bar{A}B) + P(AB) = P(\bar{A}) + P(AB) = 0.7 + 0.24 = 0.94$$

又设 X 表示所生产的 n 台仪器能出厂的台数，则 $X \sim B(n, 0.94)$ ，从而

$$\alpha = P\{X = n\} = C_n^n p^n q^{n-n} = 0.94^n$$

$$\beta = P\{X = n-2\} = C_n^2 p^{n-2} q^2 = C_n^2 \times 0.94^{n-2} \times 0.06^2$$

$$\theta = P\{X \leq n-2\} = 1 - P(X = n-1) - P(X = n) = 1 - n \times 0.94^{n-1} \times 0.06 - 0.94^n$$

或设 X 表示所生产的 n 台仪器不能出厂的台数，则 $X \sim B(n, 0.06)$ ，从而

$$\alpha = P\{X = 0\}、\beta = P\{X = 2\}、\theta = P\{X \geq 2\}。$$

20. 假设随机变量 X 的绝对值不大于 1， $P\{X = -1\} = \frac{1}{8}$ ， $P\{X = 1\} = \frac{1}{4}$ ；

在事件 $\{-1 < X < 1\}$ 出现的条件下， X 在 $(-1, 1)$ 内任一子区间上取值的概率与子区间的长度成正比，试求：

(1) X 的分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$ ；(2) X 取负值的概率 p 。

分析：要求对分布函数的概念有较好的理解和掌握，从而严格按照分布函数的定义求解。

解：(1) 由条件知，当 $x < -1$ 时， $F(x) = 0$ ； $F(-1) = \frac{1}{8}$ ；

$$P\{-1 < X < 1\} = 1 - \frac{1}{8} - \frac{1}{4} = \frac{5}{8}$$

易见在 X 的值属于 $(-1, 1)$ 的条件下，事件 $\{-1 < X < x\}(-1 < x < 1)$ 的条件概率为 $P\{-1 < X \leq x | -1 < X < 1\} = \frac{x+1}{2}$ 。于是，对于 $-1 < x < 1$ ，有

$$\begin{aligned} P\{-1 < X \leq x\} &= P\{-1 < X \leq x, -1 < X < 1\} \\ &= P\{-1 < X < 1\} \cdot P\{-1 < X \leq x | -1 < X < 1\} \\ &= \frac{5}{8} \cdot \frac{x+1}{2} = \frac{5x+5}{16} \end{aligned}$$

$$F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X \leq -1\} + P\{-1 < X \leq x\} = \frac{1}{8} + \frac{5x+5}{16} = \frac{5x+7}{16}$$

对于 $x \geq 1$ ，有 $F(x) = 1$ 。从而

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ (5x+7)/16, & -1 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases}$$

(2) X 取负值的概率 $p = P\{X < 0\} = F(0) - P(X=0) = F(0) = \frac{7}{16}$ 。

21. 设 X 服从参数为 2 的指数分布, 证明 $Y = 1 - e^{-2X}$ 在 $(0,1)$ 上服从均匀分布。

解: 由题意, X 的概率分布为 $f(x) = \begin{cases} 2e^{-2x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$, 由 $Y = 1 - e^{-2X}$ 可解

得 $x = -\frac{1}{2}\ln(1-y)$, $x'_y = \frac{1}{2}(\frac{1}{1-y})$, 由定理得

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2e^{-2 \times (-1/2) \ln(1-y)} \cdot \frac{1}{2(1-y)}, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

故 $Y = 1 - e^{-2X}$ 在 $(0,1)$ 上服从均匀分布。

22. 假设一大型设备在任何长为 t 的时间内发生故障的次数 $N(t)$ 服从参数为 λt 的泊松分布, 求: (1) 相继两次故障之间间隔时间 T 的概率分布;

(2) 在设备已经无故障工作 8 小时的情况下, 再无故障工作 8 小时的概率 θ 。

解: (1) 由于 T 是非负变量, 可见当 $t \leq 0$ 时, $F(t) = P\{T \leq t\} = 0$;

设 $t > 0$, 则事件 $\{T > t\}$ 与 $\{N(t) = 0\}$ 等价, 因此当 $t > 0$ 时, 有

$$F(t) = P\{T \leq t\} = 1 - P\{T > t\} = 1 - P\{N(t) = 0\}$$

而由条件 $N(t)$ 服从参数为 λt 的泊松分布, 所以 $P\{N(t) = 0\} = e^{-\lambda t}$, 即

$$F(t) = 1 - P\{N(t) = 0\} = 1 - e^{-\lambda t}$$

于是 T 服从参数为 λ 的指数分布, 其概率分布为

$$f(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t > 0 \\ 0, & t \leq 0 \end{cases}.$$

$$(2) \theta = P\{T \geq 16 | T \geq 8\} = \frac{P\{T \geq 16, T \geq 8\}}{P\{T \geq 8\}} = \frac{P\{T \geq 16\}}{P\{T \geq 8\}} = \frac{e^{-16\lambda}}{e^{-8\lambda}} = e^{-8\lambda}$$

23. 假设一设备开机后无故障工作的时间 X 服从指数分布, 平均无故障工作的时间 (EX) 为 5 小时, 设备定时开机, 出现故障时自动关机, 而在无故障的情况下工作 2 小时便关机。试求该设备每次开机无故障工作的时间 Y 的分布函数 $F(y)$ 。

解: 设 X 的分布参数为 λ 。则

$$X \sim f(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}e^{-\frac{1}{5}x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}, \quad F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{1}{5}x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases},$$

所以 $EX = \frac{1}{\lambda} = 5$, 即 $\lambda = \frac{1}{5}$ 。显然,

$$Y = \min\{X, 2\}.$$

对于 $y < 0$, $F(y) = 0$; 对于 $y \geq 2$, $F(y) = 1$;

设 $0 \leq y < 2$, 有

$$\begin{aligned} F(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{\min\{X, 2\} \leq y\} \\ &= 1 - P\{\min\{X, 2\} > y\} = 1 - P\{X > y\} \\ &= P\{X \leq y\} = 1 - e^{-\frac{1}{5}y}. \end{aligned}$$

$$\text{于是, } Y \text{ 的分布函数为 } F(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ 1 - e^{-y/5}, & 0 \leq y < 2 \\ 1, & 2 \leq y \end{cases}$$

24. 有 100 个零件, 其中 90 个一等品, 10 个二等品, 随机的取 2 个, 安装在一台设备上, 若 2 个零件中有 i 个 ($i=0,1,2$) 二等品, 则该设备的使用寿命服从参数为 $\lambda=i+1$ 的指数分布, 试求 (1) 设备寿命超过 1 的概率; (2) 若已知设备寿命超过 1, 则安装在该设备上的 2 个零件均为一等品的概率。

解: 设 X 表示设备寿命, A_i 表示 “2 个零件中有 i 个 ($i=0,1,2$) 二等品”, 则 X 的分布函数为

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$P(A_0) = \frac{C_{90}^2}{C_{100}^2} = \frac{89}{110}, \quad P(A_1) = \frac{C_{90}^1 C_{10}^1}{C_{100}^2} = \frac{2}{11}, \quad P(A_2) = \frac{C_{10}^2}{C_{100}^2} = \frac{1}{110},$$

$$P(X \geq 1 | A_0) = e^{-1}, \quad P(X \geq 1 | A_1) = e^{-2}, \quad P(X \geq 1 | A_2) = e^{-3}$$

(1) 由全概率公式

$$P(X \geq 1) = \sum_{i=0}^2 P(X \geq 1 | A_i) P(A_i) = \frac{89}{110} e^{-1} + \frac{2}{11} e^{-2} + \frac{1}{110} e^{-3} \approx 0.32$$

(2) 由贝叶斯公式

$$P(A_0 | X \geq 1) = \frac{P(X \geq 1 | A_0) P(A_0)}{P(X \geq 1)} = \frac{89}{110} e^{-1} / 0.32 \approx 0.93$$

24. 设二维随机变量 (X, Y) 的概率分布为 $f(x, y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 < x < y \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

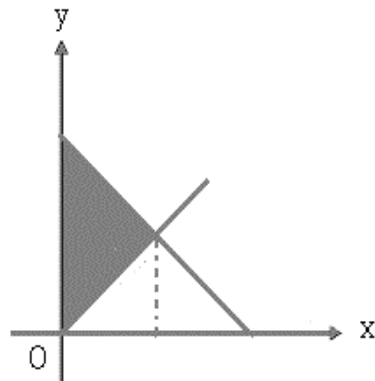
求 (1) 随机变量 X 的密度函数 $f_X(x)$; (2) 概率 $P\{X + Y \leq 1\}$ 。

解: (1) $x \leq 0$ 时, $f_X(x) = 0$; $x > 0$ 时, $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_x^{+\infty} e^{-y} dy = e^{-x}$,

故随机变量 X 的密度函数 $f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & 0 < x \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$

(2) $P\{X + Y \leq 1\}$

$$\begin{aligned} &= \iint_{X+Y \leq 1} f(x, y) dx dy = \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_x^{1-x} e^{-y} dy \\ &= e^{-1} + 1 - 2e^{-\frac{1}{2}} \end{aligned}$$



25. 设某班车起点站上客人数 X 服从参数为 $\lambda (\lambda > 0)$ 的泊松分布, 每位乘客在中途下车的概率为 $p (0 < p < 1)$, 且中途下车与否相互独立。以 Y 表示中途下车的人数, 求:

(1) 在发车时有 n 个乘客的条件下, 中途有 m 人下车的概率;

(2) 二维随机变量 (X, Y) 的概率分布。

解: (1) $P\{Y = m | X = n\} = C_n^m p^m (1-p)^{n-m} \quad 0 \leq m \leq n, n = 0, 1, 2, \dots$

(2) $P\{X = n, Y = m\} = P\{Y = m | X = n\} P\{X = n\}$

$$= C_n^m p^m (1-p)^{n-m} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!}, \quad 0 \leq m \leq n, n = 0, 1, 2, \dots$$

26. 假设随机变量 Y 服从参数为 $\lambda = 1$ 的指数分布, 随机变量

$$X_k = \begin{cases} 0, & \text{若 } Y \leq k, \\ 1, & \text{若 } Y > k, \end{cases} \quad (k = 1, 2)$$

求 X_1 和 X_2 的联合概率分布;

分析: X_1 和 X_2 是随机变量 Y 的函数, 要求联合概率分布需首先确定随机向

量 (X_1, X_2) 的一切可能取值, 然后计每个可能取值的相应概率。

解: 由题意, $Y \sim f(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$, 从而得

$$P\{Y \leq 1\} = \int_{-\infty}^1 f(y) dy = \int_0^1 e^{-y} dy = 1 - e^{-1}, \quad P\{Y > 1\} = e^{-1};$$

$$P\{Y \leq 2\} = \int_{-\infty}^2 f(y)dy = \int_0^2 e^{-y} dy = 1 - e^{-2}, \quad P\{Y > 2\} = e^{-2}.$$

又 (X_1, X_2) 的一切可能取值为 $(0, 0)$ 、 $(1, 0)$ 、 $(1, 1)$ ，并且

$$P\{X_1 = 0, X_2 = 0\} = P\{Y \leq 1, Y \leq 2\} = P\{Y \leq 1\} = 1 - e^{-1};$$

$$P\{X_1 = 1, X_2 = 0\} = P\{Y > 1, Y \leq 2\} = P\{1 < Y \leq 2\} = e^{-1} - e^{-2};$$

$$P\{X_1 = 1, X_2 = 1\} = P\{Y > 1, Y > 2\} = P\{Y > 2\} = e^{-2}.$$

而 $\{X_1 = 0, X_2 = 1\} \Leftrightarrow \{Y \leq 1, Y > 2\}$ 为不可能事件，故其概率等于 0，所以 X_1 和 X_2 的联合概率分布为

$X_2 \backslash X_1$	0	1
0	$1 - e^{-1}$	$e^{-1} - e^{-2}$
1	0	e^{-2}

27. 设随机变量 X 在区间 $(0, 1)$ 上服从均匀分布，在 $X = x (0 < x < 1)$ 的条件下，随机变量 Y 在区间 $(0, x)$ 上服从均匀分布，求

- (1) 随机变量 X 和 Y 的联合概率密度；
- (2) Y 的概率密度；
- (3) 概率 $P\{X + Y > 1\}$ 。

分析：正确理解已知条件，即条件密度是求解本题的关键。

解：(1) X 的概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

在 $X = x (0 < x < 1)$ 的条件下， Y 的条件概率密度为

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

当 $0 < y < x < 1$ 时，随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为

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

在其它点 (x, y) 处，有 $f(x, y) = 0$ ，即

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{x}, & 0 < y < x < 1, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

(2) 当 $0 < y < 1$ 时, Y 的概率密度为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_y^1 \frac{1}{x} dx = -\ln y ;$$

当 $y \leq 0$ 或 $y \geq 1$ 时, $f_Y(y) = 0$. 因此

$$f_Y(y) = \begin{cases} -\ln y, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$(3) P\{X + Y > 1\} = \iint_{X+Y>1} f(x, y) dx dy = \int_{\frac{1}{2}}^1 dx \int_{1-x}^x \frac{1}{x} dy = \int_{\frac{1}{2}}^1 (2 - \frac{1}{x}) dx = 1 - \ln 2.$$

注: 本题考查了二维连续型随机变量的边缘概率密度, 条件概率密度, 联合概率密度的相互关系, 以及二维连续型随机变量取值于一个区域的概率的计算, 属于综合性题型。

28. 设 ξ 与 η 独立同分布, 已知 ξ 的概率分布为 $P\{\xi = i\} = 1/3 (i = 1, 2, 3)$,

又设 $X = \max\{\xi, \eta\}$, $Y = \min\{\xi, \eta\}$ 。

求 (X, Y) 的概率分布。

解: (X, Y) 概率分布为

$Y \backslash X$	1	2	3
1	1/9	2/9	2/9
2	0	1/9	2/9
3	0	0	1/9

$$\text{例如: } P\{X = 2, Y = 1\} = P\{\xi = 2, \eta = 1\} + P\{\eta = 2, \xi = 1\} = \frac{1}{9} + \frac{1}{9} = \frac{2}{9}$$

(2) 由 (X, Y) 概率分布得 X 的概率分布为

X	1	2	3
P	1/9	3/9	5/9