习题 3.3

1. 设二维随机变量(X,Y)的联合分布列为

试分别求 $U = \max\{X, Y\}$ 和 $V = \min\{X, Y\}$ 的分布列。

$$P\{U=1\} = P\{X=0, Y=1\} + P\{X=1, Y=1\} = 0.05 + 0.07 = 0.12,$$

$$P\{U=2\} = P\{X=0, Y=2\} + P\{X=1, Y=2\} + P\{X=2, Y=1\} + P\{X=2, Y=2\}$$

$$= 0.15 + 0.11 + 0.04 + 0.07 = 0.37,$$

 $P\{U=3\}=P\{X=0,Y=3\}+P\{X=1,Y=3\}+P\{X=2,Y=3\}=0.20+0.22+0.09=0.51\text{ ,}$ 故 $U=\max\{X,Y\}$ 的分布列为

$$\begin{array}{c|cccc} U & 1 & 2 & 3 \\ \hline P & 0.12 & 0.37 & 0.51 \end{array}$$

因

$$P\{V=0\} = P\{X=0, Y=1\} + P\{X=0, Y=2\} + P\{X=0, Y=3\} = 0.05 + 0.15 + 0.20 = 0.40 ,$$

$$P\{V=1\} = P\{X=1, Y=1\} + P\{X=1, Y=2\} + P\{X=1, Y=3\} + P\{X=2, Y=1\}$$

$$= 0.07 + 0.11 + 0.22 + 0.04 = 0.44 ,$$

$$P\{V=2\} = P\{X=2, Y=2\} + P\{X=2, Y=3\} = 0.07 + 0.09 = 0.16$$

故 $V = \min\{X, Y\}$ 的分布列为

$$\begin{array}{c|ccccc} V & 0 & 1 & 2 \\ \hline P & 0.40 & 0.44 & 0.16 \end{array}$$

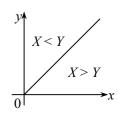
2. 设X和Y是相互独立的随机变量,且 $X \sim Exp(\lambda)$, $Y \sim Exp(\mu)$ 。如果定义随机变量Z如下

$$Z = \begin{cases} 1, & \stackrel{\text{def}}{=} X \leq Y; \\ 0, & \stackrel{\text{def}}{=} X > Y. \end{cases}$$

求Z的分布列。

解: 因(X,Y)的联合密度函数为

$$p(x,y) = p_X(x)p_Y(y) = \begin{cases} \lambda \mu e^{-(\lambda x + \mu y)}, & x > 0, y > 0; \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$



则

$$P\{Z=1\} = P\{X \le Y\} = \int_0^{+\infty} dx \int_x^{+\infty} \lambda \mu \, e^{-(\lambda x + \mu y)} \, dy = \int_0^{+\infty} dx \cdot (-\lambda) \, e^{-(\lambda x + \mu y)} \Big|_x^{+\infty}$$
$$= \int_0^{+\infty} \lambda \, e^{-(\lambda + \mu)x} \, dx = -\frac{\lambda}{\lambda + \mu} \, e^{-(\lambda + \mu)x} \Big|_0^{+\infty} = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \,,$$

$$P\{Z=0\}=1-P\{Z=1\}=\frac{\mu}{\lambda+\mu}$$
,

故Z的分布列为

$$\begin{array}{c|cc}
Z & 0 & 1 \\
P & \frac{\mu}{\lambda + \mu} & \frac{\lambda}{\lambda + \mu}
\end{array}$$

3. 设随机变量 X 和 Y 的分布列分别为

$$\frac{Y}{P} = \frac{0}{1/2} = \frac{1}{1/2}$$

已知 $P\{XY = 0\} = 1$,试求 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布列。

解: 因
$$P{XY = 0} = 1$$
, 有 $P{XY \neq 0} = 0$, 即

$$P\{X = -1, Y = 1\} = P\{X = 1, Y = 1\} = 0$$
,

则(X,Y)的分布列为

X	0	1	p_{i}		Y	0	1	p_{i}
-1			1/4		-1	1/4	0	1/4
0			1/2		0	0	1/2	1/2
1			1/4		1	1/4	0	1/4
$p_{\cdot j}$	1/2	1/2			$p_{\cdot j}$	1/2	1/2	

因

$$P{Z = 0} = P{X = -1, Y = 0} + P{X = 0, Y = 0} = \frac{1}{4} + 0 = \frac{1}{4},$$

$$P{Z=1} = 1 - P{Z=0} = \frac{3}{4}$$
,

故 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布列为

$$\begin{array}{c|cc} Z & 0 & 1 \\ \hline P & \frac{1}{4} & \frac{3}{4} \end{array}$$

- 4. 设随机变量 $X \times Y$ 独立同分布,在以下情况下求随机变量 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布列。
- (1) X 服从 p = 0.5 的 (0-1) 分布;
- (2) X 服从几何分布,即 $P\{X=k\}=(1-p)^{k-1}p$, $k=1,2,\cdots$ 。

解: (1) (X,Y) 的分布列为

$$\begin{array}{c|ccccc} Y & 0 & 1 & p_i. \\ \hline 0 & 0.25 & 0.25 & 0.5 \\ \hline 1 & 0.25 & 0.25 & 0.5 \\ \hline p_{\cdot j} & 0.5 & 0.5 \\ \hline \end{array}$$

因

$$P{Z = 0} = P{X = 0, Y = 0} = 0.25$$
,

$$P\{Z=1\}=1-P\{Z=0\}=0.75$$
,

故 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布列为

$$\frac{Z}{P} = \frac{0}{0.25} = \frac{1}{0.75}$$

(2) 因

$$P\{X \le k\} = \sum_{i=1}^{k} P\{X = i\} = \sum_{i=1}^{k} (1-p)^{i-1} p = \frac{1-(1-p)^k}{1-(1-p)} p = 1-(1-p)^k,$$

则

$$P\{Z \le k\} = P\{X \le k, Y \le k\} = P\{X \le k\} P\{Y \le k\} = [1 - (1 - p)^k]^2,$$

$$P\{Z = k\} = P\{Z \le k\} - P\{Z \le k - 1\} = [1 - (1 - p)^k]^2 - [1 - (1 - p)^{k-1}]^2$$

$$= [1 - (1 - p)^k - 1 + (1 - p)^{k-1}][1 - (1 - p)^k + 1 - (1 - p)^{k-1}]$$

$$= (1 - p)^{k-1} p \cdot [2 - (1 - p)^k - (1 - p)^{k-1}], \quad k = 1, 2, \dots$$

故 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布列为

$$P\{Z=k\}=(1-p)^{k-1}p\cdot[2-(1-p)^k-(1-p)^{k-1}], k=1,2,\cdots$$

5. 设X和Y为两个随机变量,且

$$P\{X \ge 0, Y \ge 0\} = \frac{3}{7}, \quad P\{X \ge 0\} = P\{Y \ge 0\} = \frac{4}{7},$$

试求 $P\{\max\{X,Y\} \ge 0\}$ 。

解: 设 A 表示事件 " $X \ge 0$ ", B 表示事件 " $Y \ge 0$ ", 有

$$P(AB) = \frac{3}{7}$$
, $P(A) = P(B) = \frac{4}{7}$,

故

$$P\{\max\{X,Y\} \ge 0\} = P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = \frac{4}{7} + \frac{4}{7} - \frac{3}{7} = \frac{5}{7}$$

6. 设X与Y的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

试求以下随机变量的密度函数: (1) Z = (X+Y)/2; (2) Z = Y - X。

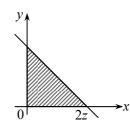
解:方法一:分布函数法。

(1) 对于
$$Z = \frac{X+Y}{2}$$
,作曲线簇 $\frac{x+y}{2} = z$,得 z 的分段点为 0 。

当
$$z < 0$$
时, $F_Z(z) = 0$,

$$\stackrel{\text{def}}{=} z \ge 0 \text{ pt}, \quad F_Z(z) = \int_0^{2z} dx \int_0^{2z-x} e^{-(x+y)} dy = \int_0^{2z} dx \cdot \left[-e^{-(x+y)} \right]_0^{2z-x}$$

$$= \int_0^{2z} (-e^{-2z} + e^{-x}) dx = (-e^{-2z} x - e^{-x}) \Big|_0^{2z} = 1 - (2z+1) e^{-2z},$$



可知 $F_Z(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故 $Z = \frac{X+Y}{2}$ 的密度函数为

$$p_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} 4z e^{-2z}, & z > 0; \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$

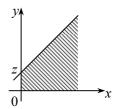
(2) 对于Z = Y - X, 作曲线簇y - x = z, 得z的分段点为0。

$$\stackrel{\text{\tiny Δ}}{=} z < 0 \text{ pt}, \quad F_Z(z) = \int_{-z}^{+\infty} dx \int_0^{x+z} e^{-(x+y)} dy = \int_{-z}^{+\infty} dx \cdot \left[-e^{-(x+y)} \right]_0^{x+z} = \int_{-z}^{+\infty} \left[-e^{-(2x+z)} + e^{-x} \right] dx$$

$$= \left[\frac{1}{2}e^{-(2x+z)} - e^{-x}\right]_{-z}^{+\infty} = -\left[\frac{1}{2}e^{z} - e^{z}\right] = \frac{1}{2}e^{z},$$

当
$$z \ge 0$$
 时, $F_Z(z) = \int_0^{+\infty} dx \int_0^{x+z} e^{-(x+y)} dy = \int_0^{+\infty} dx \cdot [-e^{-(x+y)}]_0^{x+z} = \int_0^{+\infty} [-e^{-(2x+z)} + e^{-x}] dx$

$$= \left[\frac{1}{2}e^{-(2x+z)} - e^{-x}\right]_{0}^{+\infty} = -\left[\frac{1}{2}e^{-z} - 1\right] = 1 - \frac{1}{2}e^{-z},$$



可知 $F_Z(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故Z=Y-X的密度函数为

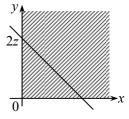
$$p_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^z, & z < 0; \\ \frac{1}{2} e^{-z}, & z \ge 0. \end{cases}$$

方法二:密度函数法。

(1) 对于
$$Z = \frac{X+Y}{2}$$
, 函数 $z = \frac{x+y}{2}$ 对任意固定的 y 关于 x 严格单增,反函数 $x = h(z, y) = 2z - y$,

偏导数 $h_z(z,y)=2$ 。则

$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(h(z, y), y) \cdot |h_{z}(z, y)| dy = \int_{-\infty}^{+\infty} 2p(2z - y, y) dy$$



作曲线簇 $\frac{x+y}{2} = z$, 得 z 的分段点为 0,

当
$$z \le 0$$
时, $p_Z(z) = 0$,

$$\stackrel{\text{def}}{=} z > 0 \text{ ft}, \quad p_Z(z) = \int_0^{2z} 2e^{-2z} dy = 4ze^{-2z},$$

故 $Z = \frac{X+Y}{2}$ 的密度函数为

$$p_Z(z) = \begin{cases} 4z e^{-2z}, & z > 0; \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$

(2)对于 Z=Y-X ,函数 z=y-x 对任意固定的 y 关于 x 严格单减,反函数 x=h(z,y)=y-z ,偏导数 $h_z(z,y)=-1$ 。则

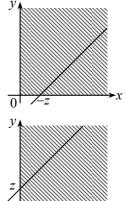
$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(h(z, y), y) \cdot |h_{z}(z, y)| dy = \int_{-\infty}^{+\infty} p(y - z, y) dy$$

作曲线簇 y-x=z, 得 z 的分段点为 0,

$$\stackrel{\cong}{=} z \le 0 \text{ ft}, \quad p_Z(z) = \int_0^{+\infty} e^{-2y+z} \, dy = -\frac{1}{2} e^{-2y+z} \Big|_0^{+\infty} = \frac{1}{2} e^z,$$

当
$$z > 0$$
时, $p_z(z) = \int_z^{+\infty} e^{-2y+z} dy = -\frac{1}{2} e^{-2y+z} \Big|_z^{+\infty} = \frac{1}{2} e^{-z}$,

故Z = Y - X的密度函数为



$$p_{Z}(z) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{z}, & z \le 0; \\ \frac{1}{2}e^{-z}, & z > 0. \end{cases}$$

7. 设X与Y的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} 3x, & 0 < x < 1, 0 < y < x; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

试求Z = X - Y的密度函数。

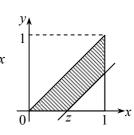
解:方法一:分布函数法。

对于Z = X - Y,作曲线簇x - y = z,得z的分段点为0,1。

当
$$z$$
<0时, $F_Z(z)$ =0,

$$\stackrel{\text{\tiny L}}{=} 0 \le z < 1 \text{ Pr}, \quad F_Z(z) = \int_0^z dx \int_0^x 3x dy + \int_z^1 dx \int_{x-z}^x 3x dy = \int_0^z 3x^2 dx + \int_z^1 3x z dx$$

$$= x^3 \Big|_0^z + \frac{3}{2} x^2 z \Big|_z^1 = \frac{3}{2} z - \frac{1}{2} z^3 ,$$



当 $z \ge 1$ 时, $F_z(z) = 1$,

可知 $F_{Z}(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故Z=X-Y的密度函数为

$$p_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1-z^2), & 0 < z < 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

方法二:密度函数法。

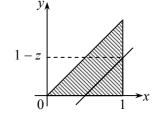
对于Z = X - Y, 函数z = x - y 对任意固定的y关于x严格单增,反函数x = h(z, y) = z + y, 偏导数

 $h_z(z,y)=1$ 。则

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(h(z, y), y) \cdot |h_z(z, y)| dy = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z + y, y) dy$$

作曲线簇x-y=z,得z的分段点为0,1,

当 $z \le 0$ 或 $z \ge 1$ 时, $p_Z(z) = 0$,



$$\stackrel{\text{def}}{=} 0 < z < 1 \text{ Iff}, \quad p_Z(z) = \int_0^{1-z} 3(z+y) dy = \frac{3}{2} (z+y)^2 \Big|_0^{1-z} = \frac{3}{2} (1-z^2),$$

故Z = X - Y的密度函数为

$$p_Z(z) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1-z^2), & 0 < z < 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

8. 某种商品一周的需要量是一个随机变量,其密度函数为

$$p_1(t) = \begin{cases} t e^{-t}, & t > 0; \\ 0, & t \le 0. \end{cases}$$

设各周的需要量是相互独立的, 试求

(1) 两周需要量的密度函数 $p_2(x)$; (2) 三周需要量的密度函数 $p_3(x)$ 。

解:方法一:根据独立伽玛变量之和仍为伽玛变量。

设 T_i 表示该种商品第i周的需要量,因 T_i 的密度函数为

$$p_1(t) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(2)} t^{2-1} e^{-t}, & t > 0; \\ 0, & t \le 0. \end{cases}$$

可知 T_i 服从伽玛分布Ga(2,1)。

(1)两周需要量为 T_1+T_2 ,因 T_1 与 T_2 相互独立且都服从伽玛分布 Ga(2,1),由伽玛分布可加性可知 T_1+T_2 服从伽玛分布 Ga(4,1), $p_2(x)=\frac{1}{\Gamma(4)}x^{4-1}\,\mathrm{e}^{-x}$, x>0,即密度函数为

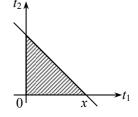
$$p_2(x) = \begin{cases} \frac{1}{6}x^3 e^{-x}, & x > 0; \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

(2) 三周需要量为 $T_1+T_2+T_3$,因 T_1,T_2,T_3 相互独立且都服从伽玛分布 Ga(2,1),由伽玛分布可加性 可知 $T_1+T_2+T_3$ 服从伽玛分布 Ga(6,1), $p_2(x)=\frac{1}{\Gamma(6)}x^{6-1}e^{-x}$, x>0,即密度函数为

$$p_3(x) = \begin{cases} \frac{1}{120} x^5 e^{-x}, & x > 0; \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

方法二:分布函数法。

(1) 两周需要量为 $X_2 = T_1 + T_2$,作曲线簇 $t_1 + t_2 = x$,得x的分段点为0。



$$\begin{split} &\stackrel{\text{def}}{=} x \geq 0 \text{ BF}, \quad F_2(x) = \int_0^x dt_1 \int_0^{x-t_1} t_1 \, \mathrm{e}^{-t_1} \cdot t_2 \, \mathrm{e}^{-t_2} \, dt_2 = \int_0^x dt_1 \cdot t_1 \, \mathrm{e}^{-t_1} \left(-t_2 \, \mathrm{e}^{-t_2} - \mathrm{e}^{-t_2} \right) \Big|_0^{x-t_1} \\ &= \int_0^x \left[(t_1^2 - xt_1 - t_1) \, \mathrm{e}^{-x} + t_1 \, \mathrm{e}^{-t_1} \right] dt_1 = \left[\left(\frac{1}{3} t_1^3 - \frac{1}{2} t_1^2 x - \frac{1}{2} t_1^2 \right) \mathrm{e}^{-x} - t_1 \, \mathrm{e}^{-t_1} - \mathrm{e}^{-t_1} \right]_0^x \\ &= \left(\frac{1}{3} x^3 - \frac{1}{2} x^3 - \frac{1}{2} x^2 \right) \mathrm{e}^{-x} - x \, \mathrm{e}^{-x} - \mathrm{e}^{-x} - (-1) = 1 - \mathrm{e}^{-x} - x \, \mathrm{e}^{-x} - \frac{1}{2} x^2 \, \mathrm{e}^{-x} - \frac{1}{6} x^3 \, \mathrm{e}^{-x} \, , \end{split}$$

可知 $F_2(x)$ 连续, X_2 是连续随机变量,故 $X_2 = T_1 + T_2$ 的密度函数为

$$p_2(x) = F_2'(x) = \begin{cases} \frac{1}{6}x^3 e^{-x}, & x > 0; \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

(2) 三周需要量为 $X_3 = T_1 + T_2 + T_3 = X_2 + T_3$,作曲线簇 $x_2 + t_3 = x$,得x的分段点为0。

当
$$x < 0$$
时, $F_2(x) = 0$,

$$\stackrel{\text{def}}{=} x \ge 0 \text{ iff}, \quad F_3(x) = \int_0^x dx_2 \int_0^{x-x_2} \frac{1}{6} x_2^3 e^{-x_2} \cdot t_3 e^{-t_3} dt_3 = \int_0^x dx_2 \cdot \frac{1}{6} x_2^3 e^{-x_2} \left(-t_3 e^{-t_3} - e^{-t_3} \right) \Big|_0^{x-x_2}$$

22

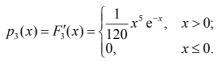
$$= \frac{1}{6} \int_0^x \left[(x_2^4 - x_2^3 x - x_2^3) e^{-x} + x_2^3 e^{-x_2} \right] dx_2$$

$$= \frac{1}{6} \left[\left(\frac{1}{5} x_2^5 - \frac{1}{4} x_2^4 x - \frac{1}{4} x_2^4 \right) e^{-x} - x_2^3 e^{-x_2} - 3x_2^2 e^{-x_2} - 6x_2 e^{-x_2} - 6e^{-x_2} \right]_0^x$$

$$= \frac{1}{6} \left(\frac{1}{5} x^5 - \frac{1}{4} x^5 - \frac{1}{4} x^4 \right) e^{-x} - \frac{1}{6} x^3 e^{-x} - \frac{1}{2} x^2 e^{-x} - x e^{-x} - e^{-x} - (-1)$$

$$= 1 - e^{-x} - x e^{-x} - \frac{1}{2} x^2 e^{-x} - \frac{1}{6} x^3 e^{-x} - \frac{1}{24} x^4 e^{-x} - \frac{1}{120} x^5 e^{-x},$$

可知 $F_3(x)$ 连续, X_3 是连续随机变量,故 $X_3 = T_1 + T_2 + T_3 = X_2 + T_3$ 的密度函数为



方法三: 密度函数法(卷积公式)。

(1) 两周需要量为 $X_2 = T_1 + T_2$,且 $T_1 与 T_2$ 相互独立,卷积公式

$$p_2(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{T_1}(x - t_2) p_{T_2}(t_2) dt_2 .$$

作曲线簇 $t_1 + t_2 = x$, 得x的分段点为0。

$$\stackrel{\text{\tiny Δ}}{=} x > 0 \text{ } \text{ } \text{ } \text{ } \text{ } f_2(x) = \int_0^x (x - t_2) e^{-(x - t_2)} \cdot t_2 e^{-t_2} dt_2 = \int_0^x (x t_2 - t_2^2) e^{-x} dt_2$$

$$= \left(\frac{1}{2} t_2^2 x - \frac{1}{3} t_2^3\right) e^{-x} \bigg|_0^x = \frac{1}{6} x^3 e^{-x} ,$$

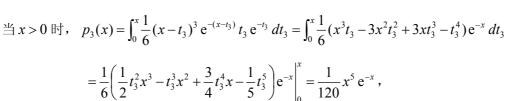
故 $X_2 = T_1 + T_2$ 的密度函数为

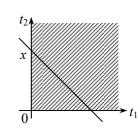
$$p_2(x) = \begin{cases} \frac{1}{6} x^3 e^{-x}, & x > 0; \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

(2) 三周需要量为 $X_3 = T_1 + T_2 + T_3 = X_2 + T_3$,且 $X_2 = T_1 + T_2 与 T_3$ 相互独立,卷积公式

$$p_3(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{X_2}(x - t_3) p_{T_3}(t_3) dt_3$$

作曲线簇 $x_2 + t_3 = x$, 得x的分段点为0。





故 $X_3 = T_1 + T_2 + T_3 = X_2 + T_3$ 的密度函数为

$$p_3(x) = \begin{cases} \frac{1}{120} x^5 e^{-x}, & x > 0; \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

- 9. 设随机变量 X 与 Y 相互独立, 试在以下情况下求 Z = X + Y 的密度函数:
- (1) $X \sim U(0,1)$, $Y \sim U(0,1)$; (2) $X \sim U(0,1)$, $Y \sim Exp(1)$.

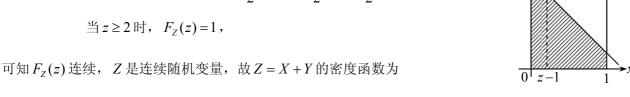
解:方法一:分布函数法。

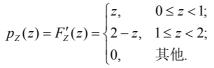
(1) 作曲线簇 x + y = z, 得 z 的分段点为 0,1,2。

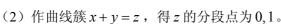
当
$$z < 0$$
时, $F_z(z) = 0$,

$$\stackrel{\text{def}}{=} 0 \le z < 1$$
 $\stackrel{\text{def}}{=} 0$, $F_z(z) = \int_0^z dx \int_0^{z-x} 1 dy = \int_0^z (z-x) dx = \left(zx - \frac{1}{2}x^2\right)\Big|_0^z = \frac{1}{2}z^2$, $0 \le z < 1$ $\stackrel{\text{def}}{=} 0$

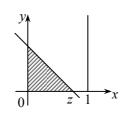
当 $z \ge 2$ 时, $F_Z(z) = 1$,

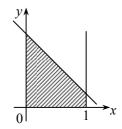






当
$$z$$
<0时, $F_Z(z)$ =0,





$$\stackrel{\text{def}}{=} 0 \le z < 1 \text{ Hz}, \quad F_Z(z) = \int_0^z dx \int_0^{z-x} e^{-y} dy = \int_0^z dx \cdot (-e^{-y}) \Big|_0^{z-x} = \int_0^z (1 - e^{-z+x}) dx$$

$$= (x - e^{-z+x}) \Big|_0^z = z - 1 + e^{-z} ,$$

$$\stackrel{\text{def}}{=} z \ge 1 \text{ Period}, \quad F_Z(z) = \int_0^1 dx \int_0^{z-x} e^{-y} dy = \int_0^1 dx \cdot (-e^{-y}) \Big|_0^{z-x} = \int_0^1 (1 - e^{-z+x}) dx$$

$$= (x - e^{-z+x}) \Big|_0^1 = 1 - e^{1-z} + e^{-z} ,$$

可知 $F_Z(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故Z=X+Y的密度函数为

$$p_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} 1 - e^{-z}, & 0 \le z < 1; \\ (e - 1)e^{-z}, & z \ge 1; \\ 0, & z < 0. \end{cases}$$

方法二:密度函数法(卷积公式)。

因Z = X + Y,且X = Y相互独立,卷积公式

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(z - y) p_Y(y) dy$$

(1) 作曲线簇 x+y=z, 得 z 的分段点为 0,1,2 。

当
$$z \le 0$$
或 $z \ge 2$ 时, $p_z(z) = 0$,

$$\stackrel{\omega}{=} 0 < z < 1 \text{ ft}, \quad p_Z(z) = \int_0^z 1 dy = z$$

当
$$1 \le z < 2$$
时, $p_z(z) = \int_{z=1}^1 1 dy = 2 - z$,

故Z = X + Y的密度函数为

$$p_Z(z) = \begin{cases} z, & 0 < z < 1; \\ 2 - z, & 1 \le z < 2; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

(2) 作曲线簇 x + y = z, 得 z 的分段点为 0.1。

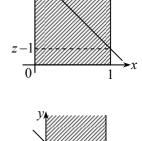
当
$$z \le 0$$
时, $p_z(z) = 0$,

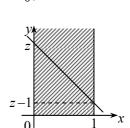
$$\stackrel{\text{def}}{=} 0 < z < 1 \text{ ft}, \quad p_Z(z) = \int_0^z e^{-y} dy = (-e^{-y})\Big|_0^z = 1 - e^{-z},$$

当
$$z \ge 1$$
 时, $p_Z(z) = \int_{z-1}^z e^{-y} dy = (-e^{-y})\Big|_{z-1}^z = -e^{-z} + e^{-z+1} = (e-1)e^{-z}$,

故Z = X + Y的密度函数为

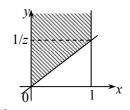
$$p_Z(z) = \begin{cases} 1 - e^{-z}, & 0 < z < 1; \\ (e - 1)e^{-z}, & z \ge 1; \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$





- 10. 设随机变量 X 与 Y 相互独立,试在以下情况下求 Z = X/Y 的密度函数:
- (1) $X \sim U(0,1)$, $Y \sim Exp(1)$; (2) $X \sim Exp(\lambda_1)$, $Y \sim Exp(\lambda_2)$.
- 解:方法一:分布函数法。
- (1) 作曲线簇 $\frac{x}{y} = z$, 即直线簇 $y = \frac{x}{z}$, 得 z 的分段点为 0。

当
$$z$$
<0时, $F_z(z)$ =0,



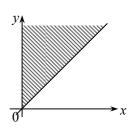
$$\stackrel{\text{def}}{=} z \ge 0 \text{ fr}, \quad F_Z(z) = \int_0^1 dx \int_{\frac{x}{z}}^{+\infty} e^{-y} dy = \int_0^1 dx \cdot (-e^{-y}) \Big|_{\frac{x}{z}}^{+\infty} = \int_0^1 e^{-\frac{x}{z}} dx = z(1 - e^{-\frac{1}{z}}),$$

可知 $F_Z(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故 $Z = \frac{X}{V}$ 的密度函数为

$$p_{Z}(z) = F'_{Z}(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{1}{z}} - \frac{1}{z} e^{-\frac{1}{z}}, & z > 0; \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$

(2) 作曲线簇 $\frac{x}{y} = z$, 即直线簇 $y = \frac{x}{z}$, 得 z 的分段点为 0。

当
$$z$$
<0时, $F_Z(z)$ =0,



$$\begin{split} & \stackrel{\text{def}}{=} z \geq 0 \text{ BF}, \quad F_Z(z) = \int_0^{+\infty} dx \int_{\frac{x}{z}}^{+\infty} \lambda_1 \, \mathrm{e}^{-\lambda_1 x} \cdot \lambda_2 \, \mathrm{e}^{-\lambda_2 y} \, dy = \int_0^{+\infty} dx \cdot \lambda_1 \, \mathrm{e}^{-\lambda_1 x} \cdot \left(- \, \mathrm{e}^{-\lambda_2 y} \right) \Big|_{\frac{x}{z}}^{+\infty} \\ & = \int_0^{+\infty} \lambda_1 \, \mathrm{e}^{-\lambda_1 x} \cdot \mathrm{e}^{-\frac{\lambda_2 x}{z}} \, dx = \int_0^{+\infty} \lambda_1 \, \mathrm{e}^{-(\lambda_1 + \frac{\lambda_2}{z})x} \, dx = -\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \frac{\lambda_2}{z}} \, \mathrm{e}^{-(\lambda_1 + \frac{\lambda_2}{z})x} \Big|_0^{+\infty} = \frac{\lambda_1 z}{\lambda_1 z + \lambda_2} \, , \end{split}$$

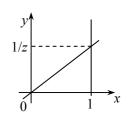
可知 $F_Z(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故 $Z = \frac{X}{Y}$ 的密度函数为

$$p_{Z}(z) = F'_{Z}(z) = \begin{cases} \frac{\lambda_{1}\lambda_{2}}{(\lambda_{1}z + \lambda_{2})^{2}}, & z > 0; \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$

方法二:密度函数法。

对于 $Z = \frac{X}{Y}$, 函数 $z = \frac{x}{y}$ 对任意固定的 $y \neq 0$ 关于 x 严格单调,反函数 x = h(z, y) = yz, 偏导数

 $h_z(z,y)=y$ 。 则



$$\stackrel{\text{def}}{=} z > 0 \text{ ft, } p_{z}(z) = \int_{0}^{\frac{1}{z}} \mathrm{e}^{-y} \cdot y dy = -(y+1) \, \mathrm{e}^{-y} \Big|_{0}^{\frac{1}{z}} = -\left(\frac{1}{z}+1\right) \mathrm{e}^{-\frac{1}{z}} + 1 = 1 - \mathrm{e}^{-\frac{1}{z}} - \frac{1}{z} \, \mathrm{e}^{-\frac{1}{z}} \, ,$$

故 $Z = \frac{X}{Y}$ 的密度函数为

$$p_Z(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{1}{z}} - \frac{1}{z} e^{-\frac{1}{z}}, & z > 0; \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$

(2) 作曲线簇 $\frac{x}{y} = z$, 即直线簇 $y = \frac{x}{z}$, 得 z 的分段点为 0。

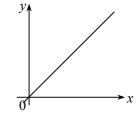
当
$$z \le 0$$
时, $p_Z(z) = 0$,

$$\stackrel{\text{def}}{=} z > 0 \text{ Per}, \quad p_Z(z) = \int_0^{+\infty} \lambda_1 e^{-\lambda_1 z y} \cdot \lambda_2 e^{-\lambda_2 y} \cdot y dy = -\lambda_1 \lambda_2 \left[\frac{y}{\lambda_1 z + \lambda_2} + \frac{1}{(\lambda_1 z + \lambda_2)^2} \right] e^{-(\lambda_1 z + \lambda_2) y} \Big|_0^{+\infty}$$

$$=\frac{\lambda_1\lambda_2}{(\lambda_1z+\lambda_2)^2},$$

故 $Z = \frac{X}{Y}$ 的密度函数为

$$p_Z(z) = \begin{cases} \frac{\lambda_1 \lambda_2}{(\lambda_1 z + \lambda_2)^2}, & z > 0; \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$



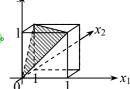
11. 设 X_1, X_2, X_3 为相互独立的随机变量,且都服从(0,1)上的均匀分布,求三者中最大者大于其他两

者之和的概率。

解:设 A_i 分别表示 X_i 大于其他两者之和,i=1,2,3。显然 A_i , A_2 , A_3 ,两两互不相容,且由对称性可知

$$P(A_1) = P(A_2) = P(A_3)$$
, [1]

$$P(A_1 \cup A_2 \cup A_3) = P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) = 3P(A_3) = 3P(X_3 > X_1 + X_2)$$



因 X_1, X_2, X_3 相互独立且都服从(0,1)上的均匀分布,则由几何概型知

$$P\{X_3 > X_1 + X_2\} = \frac{\frac{1}{3} \times 1 \times \frac{1}{2}}{1} = \frac{1}{6},$$

故

$$P(A_1 \cup A_2 \cup A_3) = 3P\{X_3 > X_1 + X_2\} = \frac{1}{2}$$

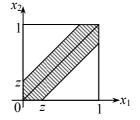
12. 设随机变量 X_1 与 X_2 相互独立同分布,其密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

试求 $Z = \max\{X_1, X_2\} - \min\{X_1, X_2\}$ 的分布。

解:分布函数法。二维随机变量 (X_1, X_2) 的联合密度函数为

$$p(x_1, x_2) = \begin{cases} 4x_1x_2, & 0 < x_1 < 1, 0 < x_2 < 1; \\ 0, & \text{i.e.} \end{cases}$$



因 $Z = \max\{X_1, X_2\} - \min\{X_1, X_2\} = |X_1 - X_2|$,作曲线簇 $|x_1 - x_2| = z$,得z的分段点为0, 1。

当
$$z < 0$$
时, $F_z(z) = 0$,

当z≥1时, $F_Z(z)$ =1,

可知 $F_Z(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故 $Z = \max\{X_1, X_2\} - \min\{X_1, X_2\} = |X_1 - X_2|$ 的密度函数为

27

$$p_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} \frac{8}{3} - 4z + \frac{4z^3}{3}, & 0 < z < 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

- 13. 设某一个设备装有 3 个同类的电器元件,元件工作相互独立,且工作时间都服从参数为 λ 的指数分布。当 3 个元件都正常工作时,设备才正常工作。试求设备正常工作时间T的概率分布。
 - **解**:设 T_i 表示第i个元件正常工作,有 T_i 服从指数分布 $Exp(\lambda)$,分布函数为

$$F_i(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t}, & t > 0; \\ 0, & t \le 0. \end{cases} \quad i = 1, 2, 3,$$

则设备正常工作时间 $T = \min\{T_1, T_2, T_3\}$,分布函数和密度函数分别为

$$F_{T}(t) = 1 - [1 - F_{1}(t)][1 - F_{2}(t)][1 - F_{3}(t)] = \begin{cases} 1 - e^{-3\lambda t}, & t > 0; \\ 0, & t \le 0. \end{cases}$$

$$p_T(t) = F'_T(t) = \begin{cases} 3\lambda e^{-3\lambda t}, & t > 0; \\ 0, & t \le 0. \end{cases}$$

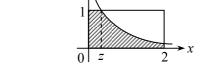
故设备正常工作时间 $T = \min\{T_1, T_2, T_3\}$ 服从参数为 3λ 的指数分布。

- 14. 设二维随机变量 (X,Y) 在矩形 $G = \{(x,y) | 0 \le x \le 2, 0 \le y \le 1\}$ 上服从均匀分布,试求边长分别为 X 和 Y 的矩形面积 Z 的密度函数。
 - \mathbf{M} : 二维随机变量(X,Y)的联合密度函数为

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 \le x \le 2, 0 \le y \le 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

方法一:分布函数法。

矩形面积Z = XY,作曲线族xy = z,得z的分段点为0,2。



当
$$z < 0$$
时, $F_z(z) = 0$,

$$\stackrel{\text{def}}{=} 0 \le z < 2 \text{ Hy,} \quad F_{z}(z) = \int_{0}^{z} dx \int_{0}^{1} \frac{1}{2} dy + \int_{z}^{2} dx \int_{0}^{z} \frac{1}{2} dy = \int_{0}^{z} \frac{1}{2} dx + \int_{z}^{2} \frac{z}{2x} dx$$

$$= \frac{z}{2} + \frac{z}{2} \ln x \Big|_{z}^{2} = \frac{z}{2} + \frac{z}{2} (\ln 2 - \ln z) ,$$

当
$$z \ge 2$$
时, $F_z(z) = 1$,

可知 $F_{z}(z)$ 连续,Z是连续随机变量,故矩形面积Z = XY的密度函数为

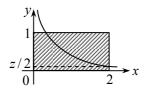
$$p_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} \frac{1}{2} \ln \frac{2}{z}, & 0 < z < 2, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

方法二:密度函数法。

矩形面积 Z=XY,函数 z=xy 对任意固定的 $y\neq 0$ 关于 x 严格单调,反函数 $x=h(z,y)=\frac{z}{y}$,偏导数

$$h_z(z,y) = \frac{1}{y}$$
。 则

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p\left(\frac{z}{y}, y\right) \cdot \left|\frac{1}{y}\right| dy,$$



作曲线族 xy = z, 得 z 的分段点为 0,2。

当
$$z \le 0$$
或 $z \ge 2$ 时, $p_Z(z) = 0$,

当
$$0 < z < 2$$
 时, $p_Z(z) = \int_{\frac{z}{2}}^{1} \frac{1}{2y} dy = \frac{1}{2} \ln y \Big|_{\frac{z}{2}}^{1} = 0 - \frac{1}{2} \ln \frac{z}{2} = \frac{1}{2} \ln \frac{2}{z}$,

故矩形面积 Z = XY 的密度函数为

$$p_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{2} \ln \frac{2}{z}, & 0 < z < 2; \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

15. 设二维随机变量 (X,Y) 服从圆心在原点的单位圆内的均匀分布, 求极坐标

$$R = \sqrt{X^2 + Y^2}$$
, $\theta = \arctan(Y/X)$,

的联合密度函数。

注: 此题有误,对于极坐标,不是 $\theta = \arctan(Y/X)$,应改为 $\tan \theta = Y/X$, $0 \le \theta < 2\pi$ 。

 \mathbf{M} : 二维随机变量(X,Y)的联合密度函数为

$$p_{XY}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & 0 \le x^2 + y^2 < 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

因二元函数组 $r = \sqrt{x^2 + y^2}$, $\tan \theta = \frac{y}{x}$, 反函数 $x = r \cos \theta$, $y = r \sin \theta$, 雅可比行列式为

$$J = \begin{vmatrix} x_r & x_\theta \\ y_r & y_\theta \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \cos \theta & -r \sin \theta \\ \sin \theta & r \cos \theta \end{vmatrix} = r ,$$

且当 $x^2 + y^2 < 1$ 时,有 $0 \le r < 1, 0 \le \theta < 2\pi$,故 (R, θ) 的联合密度函数为

$$p_{R\theta}(r,\theta) = p_{XY}(r\cos\theta, r\sin\theta) \cdot |r| = \begin{cases} \frac{r}{\pi}, & 0 \le r < 1, 0 \le \theta < 2\pi; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

16. 设随机变量 X 与 Y 独立同分布, 其密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0; \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

- (1) 求U = X + Y 与 V = X/(X + Y)的联合密度函数 $p_{UV}(u, v)$;
- (2) 以上的U与V独立吗?

解:二维随机变量(X,Y)的联合密度函数为

$$p_{XY}(x,y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

(1) 因二元函数组 $u=x+y, v=\frac{x}{x+y}$,反函数x=uv, y=u(1-v),雅可比行列式为

$$J = \begin{vmatrix} x_u & x_v \\ y_u & y_v \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} v & u \\ 1 - v & -u \end{vmatrix} = -u ,$$

且当x>0, y>0时,有u>0, 0< v<1,故(U,V)的联合密度函数为

$$p_{UV}(u,v) = p_{XY}(uv,u(1-v)) \cdot |(-u)| = \begin{cases} u e^{-u}, & u > 0, 0 < v < 1; \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

(2) 支撑区域 $D = \{(u, v) | u > 0, 0 < v < 1\} : 0 < u < +\infty, 0 < v < 1$ 。 当 $0 < u < +\infty$ 时,

$$p_U(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{UV}(u, v) dv = \int_0^1 u e^{-u} dv = u e^{-u}, \quad u > 0.$$

又支撑区域 $D:0<v<1,0<u<+\infty$ 。当0<v<1时,

$$p_V(v) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{UV}(u, v) du = \int_{0}^{+\infty} u e^{-u} du = \Gamma(2) = 1, \quad 0 < v < 1$$

可见 $p_{UV}(u,v) = p_U(u)p_V(v)$, 故U与V相互独立。

17. 设 X, Y 独立同分布,且都服从标准正态分布 N(0,1),试证: $U = X^2 + Y^2$ 与 V = X/Y 相互独立。 **证明:** 二维随机变量 (X,Y) 的联合密度函数为

$$p_{XY}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}}, -\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty,$$

因二元函数组 $u=x^2+y^2, v=\frac{x}{y}$, 在y>0条件下, 反函数 $x=\frac{v}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}$, $y=\frac{1}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}$, 雅可比行

列式为

$$J = \begin{vmatrix} x_u & x_v \\ y_u & y_v \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{v}{\sqrt{1 + v^2}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{u}} & \frac{1}{(1 + v^2)\sqrt{1 + v^2}} \sqrt{u} \\ \frac{1}{\sqrt{1 + v^2}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{u}} & -\frac{v}{(1 + v^2)\sqrt{1 + v^2}} \sqrt{u} \end{vmatrix} = -\frac{1}{2(1 + v^2)},$$

且 $-\infty$ <x< $+\infty$,0<y< $+\infty$ 时,有0<u< $+\infty$, $-\infty$ <v< $+\infty$,则

$$p_{UV}^{(1)}(u,v) = p_{XY}\left(\frac{v}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}, \frac{1}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}\right) \cdot \left| -\frac{1}{2(1+v^2)} \right| = \frac{1}{4\pi(1+v^2)}e^{-\frac{u}{2}}, \quad u > 0;$$

因二元函数组 $u=x^2+y^2, v=\frac{x}{y}$, 在y<0条件下,反函数 $x=-\frac{v}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}, y=-\frac{1}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}$, 雅可比

行列式为

$$J = \begin{vmatrix} x_u & x_v \\ y_u & y_v \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -\frac{v}{\sqrt{1+v^2}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{u}} & -\frac{1}{(1+v^2)\sqrt{1+v^2}} \sqrt{u} \\ -\frac{1}{\sqrt{1+v^2}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{u}} & \frac{v}{(1+v^2)\sqrt{1+v^2}} \sqrt{u} \end{vmatrix} = -\frac{1}{2(1+v^2)},$$

且 $-\infty$ <x< $+\infty$, $-\infty$ <y<0时,有0<u< $+\infty$, $-\infty$ <v< $+\infty$,则

$$p_{UV}^{(2)}(u,v) = p_{XY}\left(-\frac{v}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}, -\frac{1}{\sqrt{1+v^2}}\sqrt{u}\right) \cdot \left|-\frac{1}{2(1+v^2)}\right| = \frac{1}{4\pi(1+v^2)}e^{-\frac{u}{2}}, \quad u > 0.$$

故(U,V)的联合密度函数为

$$p_{UV}(u, v) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi(1+v^2)} e^{-\frac{u}{2}}, & u > 0; \\ 0, & u \le 0. \end{cases}$$

支撑区域 $D = \{(u, v) | u > 0\}: 0 < u < +\infty, -\infty < v < +\infty$ 。 当 $0 < u < +\infty$ 时,

$$p_{U}(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{UV}(u, v) dv = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi(1+v^{2})} e^{-\frac{u}{2}} dv = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{u}{2}} \cdot \arctan v \Big|_{-\infty}^{+\infty} = \frac{1}{2} e^{-\frac{u}{2}}, \quad u > 0.$$

又支撑区域 $D: -\infty < v < +\infty, 0 < u < +\infty$ 。当 $-\infty < v < +\infty$ 时,

$$p_{V}(v) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{UV}(u, v) du = \int_{0}^{+\infty} \frac{1}{2\pi(1+v^{2})} e^{-\frac{u}{2}} du = -\frac{1}{\pi(1+v^{2})} e^{-\frac{u}{2}} \Big|_{0}^{+\infty} = \frac{1}{\pi(1+v^{2})} e^{-\frac{u}{2}} e^{-\frac{u}{$$

可见 $p_{UV}(u,v) = p_U(u)p_V(v)$, 故U与V相互独立。

18. 设随机变量 X 与 Y 相互独立,且 $X\sim Ga(\alpha_1,\lambda)$, $Y\sim Ga(\alpha_2,\lambda)$ 。试证 U=X+Y 与 V=X/(X+Y)

相互独立,且 $V \sim Be(\alpha_1, \alpha_2)$ 。

证明:二维随机变量(X,Y)的联合密度函数为

$$p_{XY}(x,y) = \begin{cases} \frac{\lambda^{\alpha_1 + \alpha_2}}{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)} x^{\alpha_1 - 1} y^{\alpha_2 - 1} e^{-\lambda(x+y)}, & x > 0, y > 0; \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

因二元函数组 $u=x+y,v=\frac{x}{x+y}$, 反函数x=uv,y=u(1-v), 雅可比行列式为

$$J = \begin{vmatrix} x'_u & x'_v \\ y'_v & y'_v \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} v & u \\ 1 - v & -u \end{vmatrix} = -u ,$$

且当x>0, y>0时,有u>0, 0< v<1,故(U,V)的联合密度函数为

$$p_{UV}(u, v) = p_{XY}(uv, u(1-v)) \cdot |(-u)|$$

$$= \begin{cases} \frac{\lambda^{\alpha_1 + \alpha_2}}{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)} (uv)^{\alpha_1 - 1} [u(1 - v)]^{\alpha_2 - 1} e^{-\lambda u} \cdot |-u|, & u > 0, 0 < v < 1; \\ 0, & \text{ #.d.} . \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{\lambda^{\alpha_1 + \alpha_2}}{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)} u^{\alpha_1 + \alpha_2 - 1} e^{-\lambda u} v^{\alpha_1 - 1} (1 - v)^{\alpha_2 - 1}, & u > 0, 0 < v < 1; \\ 0, & \sharp \text{ th.} \end{cases}$$

支撑区域 $D = \{(u, v) | u > 0, 0 < v < 1\}: 0 < u < +\infty, 0 < v < 1$ 。 当 $0 < u < +\infty$ 时,

$$p_{U}(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{UV}(u, v) dv = \int_{0}^{1} \frac{\lambda^{\alpha_{1} + \alpha_{2}}}{\Gamma(\alpha_{1})\Gamma(\alpha_{2})} u^{\alpha_{1} + \alpha_{2} - 1} e^{-\lambda u} \cdot v^{\alpha_{1} - 1} (1 - v)^{\alpha_{2} - 1} dv$$

$$= \frac{\lambda^{\alpha_1 + \alpha_2}}{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)} u^{\alpha_1 + \alpha_2 - 1} e^{-\lambda u} \int_0^1 v^{\alpha_1 - 1} (1 - v)^{\alpha_2 - 1} dv$$

$$=\frac{\lambda^{\alpha_1+\alpha_2}}{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)}u^{\alpha_1+\alpha_2-1}e^{-\lambda u}\cdot\frac{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)}{\Gamma(\alpha_1+\alpha_2)}=\frac{\lambda^{\alpha_1+\alpha_2}}{\Gamma(\alpha_1+\alpha_2)}u^{\alpha_1+\alpha_2-1}e^{-\lambda u},\quad u>0\ .$$

又支撑区域 $D:0<v<1,0<u<+\infty$ 。当0<v<1时,

$$\begin{split} p_{V}(v) &= \int_{-\infty}^{+\infty} p_{UV}(u, v) du = \int_{0}^{+\infty} \frac{\lambda^{\alpha_{1} + \alpha_{2}}}{\Gamma(\alpha_{1})\Gamma(\alpha_{2})} u^{\alpha_{1} + \alpha_{2} - 1} e^{-\lambda u} \cdot v^{\alpha_{1} - 1} (1 - v)^{\alpha_{2} - 1} du \\ &= \frac{\lambda^{\alpha_{1} + \alpha_{2}}}{\Gamma(\alpha_{1})\Gamma(\alpha_{2})} v^{\alpha_{1} - 1} (1 - v)^{\alpha_{2} - 1} \cdot \int_{0}^{+\infty} u^{\alpha_{1} + \alpha_{2} - 1} e^{-\lambda u} du \\ &= \frac{\lambda^{\alpha_{1} + \alpha_{2}}}{\Gamma(\alpha_{1})\Gamma(\alpha_{2})} v^{\alpha_{1} - 1} (1 - v)^{\alpha_{2} - 1} \cdot \frac{\Gamma(\alpha_{1} + \alpha_{2})}{\lambda^{\alpha_{1} + \alpha_{2}}} = \frac{\Gamma(\alpha_{1} + \alpha_{2})}{\Gamma(\alpha_{1})\Gamma(\alpha_{2})} v^{\alpha_{1} - 1} (1 - v)^{\alpha_{2} - 1}, \quad 0 < v < 1 \text{ o} \end{split}$$

则

$$p_{V}(v) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\alpha_{1} + \alpha_{2})}{\Gamma(\alpha_{1})\Gamma(\alpha_{2})} \cdot v^{\alpha_{1}-1} (1-v)^{\alpha_{2}-1}, & 0 < v < 1; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

故 $V \sim Be(\alpha_1, \alpha_2)$,且 $p_{UV}(u, v) = p_U(u)p_V(v)$,故U 与 V相互独立。

19. 设随机变量 U_1 与 U_2 相互独立,且都服从(0,1)上的均匀分布,试证明:

(1)
$$Z_1 = -2 \ln U_1 \sim Exp(1/2)$$
, $Z_2 = 2\pi U_2 \sim U(0, 2\pi)$;

(2)
$$X = \sqrt{Z_1} \cos Z_2$$
 和 $Y = \sqrt{Z_1} \sin Z_2$ 是相互独立的标准正态随机变量。

证明: (1) 对于 $Z_1 = -2 \ln U_1$,有 $z_1 = -2 \ln u_1$ 严格单减,反函数 $u_1 = h(z_1) = e^{-\frac{z_1}{2}}$,导数 $h'(z_1) = -\frac{1}{2} e^{-\frac{z_1}{2}}$,

且当 $0 < u_1 < 1$ 时,有 $z_1 > 0$,可得

$$p_{Z_1}(z_1) = 1 \cdot \left| -\frac{1}{2} e^{-\frac{z_1}{2}} \right| = \frac{1}{2} e^{-\frac{z_1}{2}}, \quad z_1 > 0$$

则 $Z_1 = -2 \ln U_1$ 的密度函数为

$$p_{Z_1}(z_1) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{z_1}{2}}, & z_1 > 0; \\ 0, & z_1 \le 0. \end{cases}$$

故 $Z_1 = -2 \ln U_1 \sim Exp(1/2)$ 。

对于 $Z_2=2\pi U_2$,有 $z_2=2\pi u_2$ 严格单增,反函数 $u_2=h(z_2)=\frac{z_2}{2\pi}$,导数 $h'(z_2)=\frac{1}{2\pi}$,且当 $0< u_2<1$ 时,有 $0< z_2<2\pi$,可得

$$p_{Z_2}(z_2) = 1 \cdot \left| \frac{1}{2\pi} \right| = \frac{1}{2\pi}, \quad 0 < z_2 < 2\pi$$

则 $Z_2 = 2\pi U_2$,的密度函数为

$$p_{Z_2}(z_2) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi}, & 0 < z_2 < 2\pi; \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

故 $Z_2 = 2\pi U_2 \sim U(0, 2\pi)$ 。

(2) 因 U_1 与 U_2 相互独立,有 Z_1 = $-2\ln U_1$ 与 Z_2 = $2\pi U_2$ 相互独立,二维随机变量 (Z_1,Z_2) 的联合密度函数为

$$p_{Z_1Z_2}(z_1,z_2) = p_{Z_1}(z_1)p_{Z_2}(z_2) = \begin{cases} \frac{1}{4\pi}e^{-\frac{z_1}{2}}, & z_1 > 0, 0 < z_2 < 2\pi; \\ 0, & \sharp \text{ th.} \end{cases}$$

因二元函数组 $x=\sqrt{z_1}\cos z_2$, $y=\sqrt{z_1}\sin z_2$, 反函数 $z_1=x^2+y^2$, $\tan z_2=\frac{y}{x}$, $(0< z_2< 2\pi)$, 雅可比行列式为

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial z_1}{\partial x} & \frac{\partial z_1}{\partial y} \\ \frac{\partial z_2}{\partial x} & \frac{\partial z_2}{\partial y} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 2x & 2y \\ -y & x \\ x^2 + y^2 & x^2 + y^2 \end{vmatrix} = 2,$$

且当 $z_1 > 0, 0 < z_2 < 2\pi$ 时,有 $-\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty$,故(X, Y)的联合密度函数为

$$p_{XY}(x, y) = p_{Z_1Z_2}(x^2 + y^2, \arctan \frac{y}{x}) \cdot |2| = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2 + y^2}{2}}, -\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty$$

即 (X,Y) 服从二维正态分布 N(0,0,1,1,0) ,相关系数 $\rho=0$,故 $X=\sqrt{Z_1}\cos Z_2$ 和 $Y=\sqrt{Z_1}\sin Z_2$ 是相互独立的标准正态随机变量。

20. 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 且 $X_i \sim Exp(\lambda_i)$, 试证:

$$P\{X_i = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}\} = \frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n}$$

证明: 因 $X_j \sim Exp(\lambda_j)$, 密度函数和分布函数分别为

$$p_{j}(x) = \begin{cases} \lambda_{j} e^{-\lambda_{j} x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases} \quad F_{j}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda_{j} x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases} \quad j = 1, 2, \dots, n.$$

设 $Y_i = \min\{X_1, \dots, X_{i-1}, X_{i+1}, \dots, X_n\}$,则 Y_i 的分布函数和密度函数分别为

$$0 \longrightarrow x$$

$$F_{Y_i}(y) = 1 - [1 - F_1(y)] \cdots [1 - F_{i-1}(y)][1 - F_{i+1}(y)] \cdots [1 - F_n(y)]$$

$$= \begin{cases} 1 - \mathrm{e}^{-(\lambda_1 + \dots + \lambda_{i-1} + \lambda_{i+1} + \dots + \lambda_n)y}, & y > 0; \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

$$p_{Y_i}(y) = F'_{Y_i}(y) = \begin{cases} (\lambda_1 + \dots + \lambda_{i-1} + \lambda_{i+1} + \dots + \lambda_n) e^{-(\lambda_1 + \dots + \lambda_{i-1} + \lambda_{i+1} + \dots + \lambda_n)y}, & y > 0; \\ 0, & y \le 0. \end{cases}$$

故

$$\begin{split} P\{X_i &= \min\{X_1, X_2, \cdots, X_n\}\} = P\{X_i \leq Y_i\} \\ &= \int_0^{+\infty} dx \int_x^{+\infty} \lambda_i \, \mathrm{e}^{-\lambda_i x} \cdot (\lambda_1 + \cdots + \lambda_{i-1} + \lambda_{i+1} + \cdots + \lambda_n) \, \mathrm{e}^{-(\lambda_1 + \cdots + \lambda_{i-1} + \lambda_{i+1} + \cdots + \lambda_n) y} \, dy \\ &= \int_0^{+\infty} dx \cdot \lambda_i \, \mathrm{e}^{-\lambda_i x} \cdot \left[- \, \mathrm{e}^{-(\lambda_1 + \cdots + \lambda_{i-1} + \lambda_{i+1} + \cdots + \lambda_n) y} \right]_x^{+\infty} = \int_0^{+\infty} \lambda_i \, \mathrm{e}^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_n) x} \, dx \\ &= -\frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_n} \, \mathrm{e}^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_n) x} \Big|_0^{+\infty} = \frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_n} \, \circ \end{split}$$

21. 设连续随机变量 X_1, X_2, \cdots, X_n 独立同分布, 试证:

$$P\{X_n > \max\{X_1, X_2, \dots, X_{n-1}\}\} = \frac{1}{n}$$

证明: 设 X_i 的密度函数为 p(x), 分布函数为 F(x), 又设 $Y = \max\{X_1, X_2, \cdots, X_{n-1}\}$,则 Y 的分布函数和密度函数分别为

$$F_{Y}(y) = [F(y)]^{n-1},$$

$$p_Y(y) = F'_Y(y) = (n-1)[F(y)]^{n-2} \cdot p(y)$$
,

故

$$\begin{split} P\{X_{n} > \max\{X_{1}, X_{2}, \cdots, X_{n-1}\}\} &= P\{X_{n} > Y\} \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{x} p(x) p_{Y}(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} dx \cdot p(x) F_{Y}(y) \Big|_{-\infty}^{x} = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) F_{Y}(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) [F(x)]^{n-1} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} [F(x)]^{n-1} dF(x) = \frac{1}{n} [F(x)]^{n} \Big|_{-\infty}^{+\infty} = \frac{1}{n} \ . \end{split}$$