

Lec-11. 两个随机变量函数的分布

主讲教师：吴利苏 (wulisu@sdust.edu.cn)

主 页：wulisu.cn

目录

1. 离散型随机变量函数的分布

2. 连续型随机变量函数的分布

- $Z = X + Y$ 的分布
- $Z = \frac{Y}{X}$ 和 $Z = XY$ 的分布
- $M = \max\{X, Y\}$ 和 $N = \min\{X, Y\}$ 的分布

两个随机变量函数的分布

- 已知随机变量 X, Y 的分布、二元函数 $g(x, y)$

\implies 求 $Z = g(X, Y)$ 的分布.

离散型随机变量函数的分布

若离散型随机变量 (X, Y) 联合分布律为

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij},$$

则 $Z = g(X, Y)$ 的分布律为

$$\begin{aligned} P\{Z = z_k\} &= P\{g(X, Y) = z_k\} \\ &= \sum_{z_k = g(x_i, y_j)} p_{ij}, \quad k = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

例

	Y			
		-2	-1	0
X				
	-1	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{3}{12}$
	$\frac{1}{2}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{1}{12}$	0
	3	$\frac{2}{12}$	0	$\frac{2}{12}$

求 (1) $X + Y$, (2) $|X - Y|$ 的分布律.

解:

$X + Y$	-3	-2	-1	$-\frac{3}{2}$	$-\frac{1}{2}$	1	3
P	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{3}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{2}{12}$

$ X - Y $	1	0	1	$\frac{5}{2}$	$\frac{3}{2}$	3	5
P	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{3}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{2}{12}$	$\frac{2}{12}$

□

例

设两个独立的随机变量 X 与 Y 的分布律为

X	1	3
P	0.3	0.7

Y	2	4
P	0.6	0.4

求 $Z = X + Y$ 的分布律.

解.

	Y		
		2	4
X			
	1	0.18	0.12
	3	0.42	0.28

$X + Y$	3	5	7
P	0.18	0.54	0.28

□

例

X, Y 相互独立且具有同一分布律

X	0	1
P	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

求 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布律.

解:

		Y	
		0	1
X	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
	1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

		0	1
<hr/>		$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$
	P		

□

连续型随机变量函数的分布

已知连续型随机变量 (X, Y) , 求 $Z = g(X, Y)$ 的概率分布函数或概率密度函数.

- 先求 Z 的分布函数,

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P\{Z \leq z\} \\ &= P\{g(X, Y) \leq Z\} = \iint_{g(x,y) \leq z} f(x, y) dx dy. \end{aligned}$$

- 再通过求导得到概率密度函数,

$$f_Z(z) = F'_Z(z).$$

例

设 (X, Y) 的概率密度函数

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

求 $Z = X - Y$ 的概率密度函数 $f_Z(z)$.

解:

$$\begin{aligned}F_Z(z) &= P\{Z \leq z\} \\&= P\{X - Y \leq Z\} = \iint_{x-y \leq z} f(x, y) dx dy.\end{aligned}$$

z 的取值不同, 积分区域不同.

1. $z \leq 0$ 时, 不与 $f(x, y)$ 的非零区域相交. $F_Z(z) = 0$.
2. $0 < Z < 1$ 时,

$$\begin{aligned}\iint_{x-y \leq z} f(x, y) dx dy &= 1 - \iint_{x-y > z} f(x, y) dx dy \\&= 1 - \int_z^1 \int_0^{x-z} 3x dy dx = \frac{3}{2}z - \frac{1}{2}z^3.\end{aligned}$$

3. $Z \geq 1$ 时, $F_Z(z) = 1$.

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

□

连续型随机变量的三种函数

若 X, Y 为连续型随机变量, 则

- $Z = X + Y$;
- $Z = XY, Z = \frac{Y}{X}$;
- $Z = \max\{X, Y\}, Z = \min\{X, Y\}$;

仍为连续型的随机变量.

$Z = X + Y$ 的分布

$$F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X + Y \leq z\}$$

$$= \iint_{x+y \leq z} f(x, y) dx dy$$

$$\underline{\underline{\text{化累次积分}}} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \right) dy$$

$$\underline{\underline{\text{u=x+y}}} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^z f(u-y, y) du \right) dy$$

$$= \int_{-\infty}^z \left(\int_{-\infty}^{+\infty} f(u-y, y) dy \right) du \triangleq \int_{-\infty}^z f_Z(u) du$$

$Z = X + Y$ 的分布

- 所以 $Z = X + Y$ 的概率密度为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z - y, y) dy.$$

$Z = X + Y$ 的分布

- 所以 $Z = X + Y$ 的概率密度为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z - y, y) dy.$$

- 由对称性,

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx.$$

- 若 X 和 Y 相互独立, 则

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y)f_Y(y)dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx. \end{aligned}$$

- 上面公式称为函数 f_X 和 $f_Y(y)$ 的卷积公式, 记为 $f_X * f_Y$. 即

$$\begin{aligned} f_X * f_Y &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y)f_Y(y)dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx. \end{aligned}$$

例

设 X 和 Y 是相互独立的, 且都服从 $N(0, 1)$. 求 $Z = X + Y$ 的概率密度函数.

例

设 X 和 Y 是相互独立的, 且都服从 $N(0, 1)$. 求 $Z = X + Y$ 的概率密度函数.

解:

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot e^{-\frac{(z-x)^2}{2}} \\ &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(x-\frac{z}{2})^2} dx = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^2} dt \\ &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \cdot \sqrt{\pi} = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{z^2}{4}}. \end{aligned}$$

所以 $Z \sim N(0, 2)$.

性质

- 若 X, Y 相互独立且 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 则 $Z = X + Y$ 仍然服从正态分布且

$$Z \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2).$$

- n 个独立正态随机变量的线性组合仍服从正态分布. 即设 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ 且相互独立, 则

$$c_0 + c_1 X_1 + \dots + c_n X_n \sim N(\mu, \sigma^2),$$

其中 c_0, c_1, \dots, c_n 是不全为 0 的常数,

$$\mu = c_0 + c_1 \mu_1 + \dots + c_n \mu_n, \quad \sigma^2 = c_1^2 \sigma_1^2 + \dots + c_n^2 \sigma_n^2.$$

例

在一简单电路中, 两电阻 R_1 和 R_2 串联, 设 R_1, R_2 相互独立, 它们的概率密度均为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{10-x}{50} & 0 \leq x \leq 10; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

求总电阻 $R = R_1 + R_2$ 的概率密度.

$$\text{解: } f_R(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{R_1}(x)f_{R_2}(z-x)dx,$$

$$\text{被积函数不为 } 0 \Leftrightarrow \begin{cases} 0 < x < 10; \\ 0 < z-x < 10 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} 0 < x < 10; \\ z-10 < x < z \end{cases}$$

$$f_R(z) = \begin{cases} \int_0^z f(x)f(z-x)dx & 0 \leq z < 10; \\ \int_{z-10}^{10} f(x)f(z-x)dx & 10 \leq z < 20; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{15000}(600z - 60z^2 + z^3) & 0 \leq z < 10; \\ \frac{1}{15000}(20-z)^3 & 10 \leq z < 20; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

□

例

设 X, Y 相互独立, 且分别服从参数为 $\alpha, \theta; \beta, \theta$ 的 Γ 分布 ($X \sim \Gamma(\alpha, \theta), Y \sim \Gamma(\beta, \theta), \alpha, \beta, \theta > 0$), 概率密度分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^\beta \Gamma(\beta)} y^{\beta-1} e^{-\frac{y}{\theta}} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

证 $Z = X + Y$ 服从参数为 $\alpha + \beta, \theta$ 的 Γ 分布, 即 $X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \theta)$.

Γ 函数和 B 函数

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx, \quad \alpha > 0$$

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^1 t^{\alpha-1} (1-t)^{\beta-1} dt, \quad \alpha, \beta > 0$$

Γ 函数和 B 函数

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx, \quad \alpha > 0$$

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^1 t^{\alpha-1} (1-t)^{\beta-1} dt, \quad \alpha, \beta > 0$$

等式关系:

- $\Gamma(\alpha + 1) = \alpha\Gamma(\alpha)$, $\Gamma(n + 1) = \int_0^{\infty} x^n e^{-x} dx = n!$;
- $B(\alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$.

证明: $Z = X + Y$ 的概率密度为 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx$,

被积函数不为 0 时 $\Leftrightarrow \begin{cases} x > 0; \\ z-x > 0 \end{cases}$

(1) $z < 0$, $f_Z(z) = 0$,

(2) $z > 0$,

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_0^z \frac{1}{\theta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\theta}} \frac{1}{\theta^\beta \Gamma(\beta)} (z-x)^{\beta-1} e^{-\frac{(z-x)}{\theta}} dx \\ &= \frac{e^{-\frac{z}{\theta}}}{\theta^{\alpha+\beta} \Gamma(\alpha) \Gamma(\beta)} \int_0^z x^{\alpha-1} (z-x)^{\beta-1} dx \\ &\stackrel{x=zt}{=} \frac{z^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}}}{\theta^{\alpha+\beta} \Gamma(\alpha) \Gamma(\beta)} \int_0^1 t^{\alpha-1} (1-t)^{\beta-1} dt \\ &= \frac{B(\alpha, \beta)}{\theta^{\alpha+\beta} \Gamma(\alpha) \Gamma(\beta)} z^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}} = \frac{1}{\theta^{\alpha+\beta} \Gamma(\alpha + \beta)} z^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}}. \end{aligned}$$

所以

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha+\beta)} z^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}} & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

即 $X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \theta)$.

□

所以

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha+\beta)} z^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}} & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

即 $X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \theta)$. □

性质 (Γ 分布可加性)

若 X_1, \dots, X_n 相互独立且 $X_i \sim \Gamma(\alpha_i, \beta)$. 则

$$X_1 + \dots + X_n \sim \Gamma(\alpha_1 + \dots + \alpha_n, \beta).$$

$Z = \frac{Y}{X}$ 和 $Z = XY$ 的分布

设 (X, Y) 为连续型随机变量, 则 $Z = \frac{Y}{X}$, $Z = XY$ 的概率密度为

$$f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x, xz) dx,$$

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f(x, \frac{z}{x}) dx.$$

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \leq z\} = \iint_{y/x \leq z} f(x, y) dx dy$$

$$\begin{aligned} F_{Y/X}(z) &= P\{Y/X \leq z\} = \iint_{y/x \leq z} f(x, y) dx dy \\ &= \iint_{y/x \leq z, x < 0} f(x, y) dx dy + \iint_{y/x \leq z, x > 0} f(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^0 \int_{zx}^{+\infty} f(x, y) dy dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^{zx} f(x, y) dy dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
F_{Y/X}(z) &= P\{Y/X \leq z\} = \iint_{y/x \leq z} f(x, y) dx dy \\
&= \iint_{y/x \leq z, x < 0} f(x, y) dx dy + \iint_{y/x \leq z, x > 0} f(x, y) dx dy \\
&= \int_{-\infty}^0 \int_{zx}^{+\infty} f(x, y) dy dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^{zx} f(x, y) dy dx \\
&\stackrel{\underline{\underline{y=xu}}}{=} \int_{-\infty}^0 \int_z^{-\infty} x f(x, xu) du dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^z x f(x, xu) du dx
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
F_{Y/X}(z) &= P\{Y/X \leq z\} = \iint_{y/x \leq z} f(x, y) dx dy \\
&= \iint_{y/x \leq z, x < 0} f(x, y) dx dy + \iint_{y/x \leq z, x > 0} f(x, y) dx dy \\
&= \int_{-\infty}^0 \int_{zx}^{+\infty} f(x, y) dy dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^{zx} f(x, y) dy dx \\
&\stackrel{\underline{\underline{y=xu}}}{=} \int_{-\infty}^0 \int_z^{-\infty} x f(x, xu) du dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^z x f(x, xu) du dx \\
&= \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^z (-x) f(x, xu) du dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^z x f(x, xu) du dx
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
F_{Y/X}(z) &= P\{Y/X \leq z\} = \iint_{y/x \leq z} f(x, y) dx dy \\
&= \iint_{y/x \leq z, x < 0} f(x, y) dx dy + \iint_{y/x \leq z, x > 0} f(x, y) dx dy \\
&= \int_{-\infty}^0 \int_{zx}^{+\infty} f(x, y) dy dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^{zx} f(x, y) dy dx \\
&\stackrel{\underline{\underline{y=xu}}}{=} \int_{-\infty}^0 \int_z^{-\infty} x f(x, xu) du dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^z x f(x, xu) du dx \\
&= \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^z (-x) f(x, xu) du dx + \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^z x f(x, xu) du dx \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^z |x| f(x, xu) du dx = \int_{-\infty}^z \left(\int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x, xu) dx \right) du
\end{aligned}$$

- 类似可证 $Z = XY$ 的概念密度 (作业)

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f\left(x, \frac{z}{x}\right) dx.$$

- 特别地, X, Y 相互独立时,

$$f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f_X(x) f_Y(zx) dx,$$

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f_X(x) f_Y\left(\frac{z}{x}\right) dx.$$

例

某公司提供一种地震保险. 保费 Y 的概率密度为

$$f(y) = \begin{cases} \frac{y}{25} e^{-y/5} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

保险赔付 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} e^{-x/5} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

设 X 与 Y 相互独立, 求 $Z = Y/X$ 的概率密度.

解: 当 $z < 0$ 时, $f_Z(z) = 0$.

当 $z > 0$ 时,

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f_X(x) f_Y(zx) dx \\ &= \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{5} e^{-x/5} \cdot \frac{xz}{25} e^{-xz/5} dx \\ &= \frac{z}{125} \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x \cdot \frac{1+z}{5}} dx = \frac{z}{125} \int_0^{+\infty} x^{3-1} e^{-x} dx \\ &= \frac{z}{125} \cdot \frac{\Gamma(3)}{((1+z)/5)^3} \\ &= \frac{2z}{(1+z)^3}. \end{aligned}$$

□

$M = \max\{X, Y\}$ 和 $N = \min\{X, Y\}$ 的分布

设 X, Y 是相互独立的随机变量,



$$\begin{aligned} F_{\max}(z) &= P\{M \leq z\} = P\{X \leq z, Y \leq z\} \\ &= P\{X \leq z\}P\{Y \leq z\} = F_X(z)F_Y(z) \end{aligned}$$

$M = \max\{X, Y\}$ 和 $N = \min\{X, Y\}$ 的分布

设 X, Y 是相互独立的随机变量,



$$\begin{aligned} F_{\max}(z) &= P\{M \leq z\} = P\{X \leq z, Y \leq z\} \\ &= P\{X \leq z\}P\{Y \leq z\} = F_X(z)F_Y(z) \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} F_{\min}(z) &= P\{N \leq z\} = 1 - P\{N > z\} \\ &= 1 - P\{X > z, Y > z\} \\ &= 1 - P\{X > z\}P\{Y > z\} \\ &= 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)] \end{aligned}$$

$M = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ 和 $N = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ 的分布

设 X_1, \dots, X_n 是 n 个相互独立的随机变量,

- $F_{\max}(z) = F_{X_1}(z) \dots F_{X_n}(z),$

$M = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ 和 $N = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ 的分布

设 X_1, \dots, X_n 是 n 个相互独立的随机变量,

- $F_{\max}(z) = F_{X_1}(z) \dots F_{X_n}(z),$
- $F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_{X_1}(z)] \dots [1 - F_{X_n}(z)].$

$M = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ 和 $N = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ 的分布

设 X_1, \dots, X_n 是 n 个相互独立的随机变量,

- $F_{\max}(z) = F_{X_1}(z) \dots F_{X_n}(z),$
- $F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_{X_1}(z)] \dots [1 - F_{X_n}(z)].$
- 特别地, 当 X_1, \dots, X_n 有相同分布函数时

$$F_{\max}(z) = [F(z)]^n, \quad F_{\min} = 1 - [1 - F(z)]^n.$$

例

已知 X, Y 的分布函数.

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x} & x \geq 0; \\ 0 & x < 0, \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} 1 - 0.5e^{-y} & y \geq 0; \\ 0.5e^y & y < 0, \end{cases}$$

X 与 Y 相互独立, 求 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布函数.

解: $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z)$.

当 $z < 0$ 时, $F_Z(z) = 0$,

当 $z \geq 0$ 时,

$$F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z) = (1 - e^{-z})(1 - 0.5e^{-z}),$$

所以

$$F_Z(z) = \begin{cases} (1 - e^{-z})(1 - 0.5e^{-z}) & z \geq 0; \\ 0 & z < 0. \end{cases}$$

□

例

设 X, Y 相互独立, 均服从 $U(0, 1)$, 求
 $M = \max\{X, Y\}$ 的概率密度.

$$\text{解: } f(x) = \begin{cases} 1 & x \in (0, 1); \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

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

$$F_{\max}(x) = F^2(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0; \\ x^2 & 0 < x < 1; \\ 1 & x \geq 1; \end{cases}$$

$$f_{\max}(x) = F'_{\max}(x) = \begin{cases} 2x & x \in (0, 1); \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

□

例

设系统 L 由两个相互独立的子系统 L_1, L_2 连接而成, 连接的方式分别为 (i) 串联, (ii) 并联, (iii) 备用 (当 L_1 损坏时, L_2 开始工作)

设 L_1, L_2 的寿命分别为 X, Y . 已知其概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x} & x > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta y} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

其中 $\alpha > 0, \beta > 0$, 且 $\alpha \neq \beta$, 试分别就三种连接方式写出 L 的寿命 Z 的概率密度.

解:(i) 串联, 由于 L_1, L_2 中一个损坏时, 系统 L 就停止工作, 则 L 的寿命为 $Z = \min\{X, Y\}$.

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

$$F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-\beta y} & y > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$F_{\min}(z) = \begin{cases} 1 - (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z)) & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 1 - e^{-(\alpha+\beta)z} & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_{\min}(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z} & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

(ii) 并联, $Z = \max\{X, Y\}$

$$F_{\max}(z) = F_X(z)F_Y(z) = \begin{cases} (1 - e^{-\alpha z})(1 - e^{-\beta z}) & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$f_{\max}(z) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z} & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

(iii) 备用情况 $Z = X + Y$.

$$\begin{aligned} f(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y)f_Y(y) dy \\ &= \int_0^z \alpha e^{-\alpha(z-y)} \beta e^{-\beta y} dy \\ &= \alpha\beta e^{-\alpha z} \int_0^z e^{-(\beta-\alpha)y} dy \\ &= \frac{\alpha\beta}{\beta-\alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}), \quad z > 0. \\ f(z) &= \begin{cases} \frac{\alpha\beta}{\beta-\alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}) & z > 0; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases} \end{aligned}$$

□

•

$$\begin{aligned} f_{X+Y}(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx \stackrel{\text{X, Y独立}}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y) dy \stackrel{\text{X, Y独立}}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy. \end{aligned}$$

•

$$\begin{aligned} f_{Y/X}(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x, xz) dx \stackrel{\text{X, Y独立}}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f_X(x) f_Y(xz) dx \\ f_{XY}(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f(x, \frac{z}{x}) dx \stackrel{\text{X, Y独立}}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f_X(x) f_Y(\frac{z}{x}) dx. \end{aligned}$$



$$F_{max}(z) = F(z, z) \stackrel{X, Y \text{独立}}{=} F_X(z)F_Y(z).$$



$$\begin{aligned} F_{min}(z) &= F_X(z) + F_Y(z) - F(z, z) \\ &\stackrel{X, Y \text{独立}}{=} F_X(z) + F_Y(z) - F_X(z)F_Y(z) \\ &\stackrel{X, Y \text{独立}}{=} 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]. \end{aligned}$$