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
 - $Z = \frac{Y}{Y}$ 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)

$$\Longrightarrow$$
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

$$P\{Z = z_k\} = P\{g(X, Y) = z_k\}$$

$$= \sum_{z_k = g(x_i, y_i)} p_{ij}, \quad k = 1, 2, ...$$

例 $\begin{array}{cccc}
\frac{1}{12} & \frac{1}{12} & \frac{3}{12} \\
\frac{2}{12} & \frac{1}{12} & 0 \\
\frac{2}{12} & 0 & \frac{2}{12}
\end{array}$ $\frac{1}{2}$ 求 (1) X + Y, (2) |X - Y| 的分布律. 解:



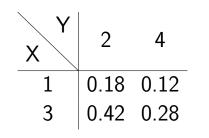
设两个独立的随机变量 X 与 Y 的分布律为

$$\begin{array}{c|cc} X & 1 & 3 \\ \hline P & 0.3 & 0.7 \end{array}$$

$$\begin{array}{c|ccc} Y & 2 & 4 \\ \hline P & 0.6 & 0.4 \end{array}$$

求 Z = X + Y的分布律.

解.



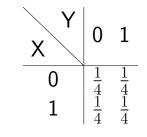
$$\begin{array}{c|ccccc} X + Y & 3 & 5 & 7 \\ \hline P & 0.18 & 0.54 & 0.28 \end{array}$$

X, Y相互独立且具有同一分布律

$$\begin{array}{c|cc} X & \mathbf{0} & \mathbf{1} \\ \hline P & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{array}$$

求 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布律.

解:



$$\frac{\max\{X, Y\} \mid \mathbf{0} \mid \mathbf{1}}{P \mid \frac{1}{4} \mid \frac{3}{4}}$$



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,

$$F_Z(z) = P\{Z \le z\}$$

= $P\{g(X, Y) \le Z\} = \iint_{g(x,y) \le z} f(x, y) dx dy$.

• 再通过求导得到概率密度函数,

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

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:

$$F_Z(z) = P\{Z \le z\}$$

= $P\{X - Y \le Z\} = \iint f(x, y) dx dy$.

z的取值不同, 积分区域不同,

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

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

2.
$$0 < Z < 1$$
 时,
$$\iint f(x, y) dx dy = 1 - \iint f(x, y) dx dy$$

$$\iint f(x,y) dxdy = 1 - \iint f(x,y) dxdy$$

$$\iint\limits_{x-y \le z} f(x,y) dxdy = 1 - \iint\limits_{x-y > z} f(x,y) dxdy$$

3
$$7 > 1$$
 Ht $F_{\alpha}(x) = 1$

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

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;
- $Z = XY, Z = \frac{Y}{X}$;
- $Z = \max\{X, Y\}, Z = \min\{X, Y\};$ 5为连续刑的随机亦是

仍为连续型的随机变量.

$$Z = X + Y$$
的分

$$Z = X + Y$$
 的分布
 $F_Z(z) = P\{Z \le z\} = P\{X + Y \le z\}$

$$= \iint f(x,y) dx dy$$

世界次积分
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^{z-y} f(x,y) dx \right) dy$$

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

$$= \int_{-\infty}^{z} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} f(u - y, y) du \right) dy$$
$$= \int_{-\infty}^{z} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} f(u - y, y) dy \right) du \stackrel{\triangle}{=} \int_{-\infty}^{z} f_{Z}(u) du$$

$$Z = X + Y$$
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

为 $f_X * f_Y$. 即

- 上面公式称为函数 f_X 和 $f_Y(y)$ 的卷积公式,记
- $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy$

 $f_X * f_Y = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z - y) f_Y(y) dy$

 $= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx.$

 $= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx.$

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.

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:

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X}(x) f_{Y}(z - x) dx = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^{2}}{2}} \cdot e^{-\frac{(z - x)^{2}}{2}}$$

$$= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^{2}}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(x - \frac{z}{2})^{2}} dx = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^{2}}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^{2}} dt$$

$$= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^{2}}{4}} \cdot \sqrt{\pi} = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{z^{2}}{4}}.$$

所以 $Z \sim N(0,2)$.

16/40

一般情况

性质

• 若 X, Y 相互独立且 $X \sim N(\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\sigma}_1^2)$, $Y \sim N(\boldsymbol{\mu}_2, \boldsymbol{\sigma}_2^2)$, 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

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

其中 $c_0, c_1, ..., c_n$ 是不全为 0 的常数, $\mu = c_0 + c_1 \mu_1 + ... + c_n \mu_n$, $\sigma^2 = c_1^2 \sigma_1^2 + ... + c_n^2 \sigma_n^2$.

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

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

求总电阻 $R = R_1 + R_2$ 的概率密度.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

y > 0;

其他

「函数和 B 函数

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

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

「函数和B函数

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

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

等式关系:

•
$$\Gamma(\alpha+1) = \alpha\Gamma(\alpha)$$
, $\Gamma(n) = (n-1)!$;

•
$$B(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}) = \frac{\Gamma(\boldsymbol{\alpha})\Gamma(\boldsymbol{\beta})}{\Gamma(\boldsymbol{\alpha}+\boldsymbol{\beta})}$$
.

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.

$$f_{Z}(z) = \int_{0}^{z} \frac{1}{\boldsymbol{\theta}^{\boldsymbol{\alpha}} \boldsymbol{\Gamma}(\boldsymbol{\alpha})} x^{\boldsymbol{\alpha}-1} e^{-\frac{x}{\boldsymbol{\theta}}} \frac{1}{\boldsymbol{\theta}^{\boldsymbol{\beta}} \boldsymbol{\Gamma}(\boldsymbol{\beta})} (z-x)^{\boldsymbol{\beta}-1} e^{-\frac{(z-x)}{\boldsymbol{\theta}}} dx$$
$$= \frac{e^{-\frac{z}{\boldsymbol{\theta}}}}{\boldsymbol{\theta}^{\boldsymbol{\alpha}+\boldsymbol{\beta}} \boldsymbol{\Gamma}(\boldsymbol{\alpha}) \boldsymbol{\Gamma}(\boldsymbol{\beta})} \int_{0}^{z} x^{\boldsymbol{\alpha}-1} (z-x)^{\boldsymbol{\beta}-1} dx$$

 $\frac{z=zt}{\theta^{\alpha+\beta-1}e^{-\frac{z}{\theta}}} \frac{z^{\alpha+\beta-1}e^{-\frac{z}{\theta}}}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \int_{0}^{1} t^{\alpha-1}(1-t)^{\beta-1}dt$ $= \frac{B(\alpha,\beta)}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} z^{\alpha+\beta-1}e^{-\frac{z}{\theta}} = \frac{1}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha+\beta)} z^{\alpha+\beta-1}e^{-\frac{z}{\theta}}.$ 22/40

所以

 $\mathbb{P}^{p} X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \theta).$

$$f_Z(z) = \begin{cases} rac{1}{m{ heta}^{lpha+m{eta}}\Gamma(lpha+m{eta})} z^{m{lpha}+m{eta}-1} e^{-rac{z}{m{ heta}}} & z>0; \end{cases}$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} rac{1}{m{ heta}^{lpha+m{eta}}\Gamma(m{lpha}+m{eta})} z^{m{lpha}+m{eta}-1} e^{-rac{z}{m{eta}}} & z>0; \ 0 & \mbox{\sharp.} \end{cases}$$

所以

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

 $\mathbb{P} X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \theta).$

性质 (「分布可加性)

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

$$X_1 + \cdots + X_n \sim \Gamma(\boldsymbol{\alpha}_1 + \cdots + \boldsymbol{\alpha}_n, \boldsymbol{\beta}).$$

$$Z = \frac{Y}{Y}$$
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

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

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \le z\} = \iint_{y/x \le z} f(x, y) dxdy$$

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \le z\} = \iint_{y/x \le z} f(x, y) dxdy$$

$$= \iint\limits_{y/x \le z} f(x,y) \, dx dy + \iint\limits_{y/x \le z, x > 0} f(x,y) \, dx dy$$

$$= \int_{-\infty}^{0} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) \, dy dx + \int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{2x} f(x,y) \, dy dx$$

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \le z\} = \iint f(x, y) dxdy$$

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \le z\} = \iint_{y/x \le z} f(x, y) dxdy$$

$$= \iint_{y/x \le z, x < 0} f(x, y) dxdy + \iint_{y/x \le z, x > 0} f(x, y) dxdy$$

$$= \int_{-\infty}^{0} \int_{zx}^{+\infty} f(x, y) dydx + \int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{zx} f(x, y) dydx$$

$$= \underbrace{\int_{-\infty}^{0} \int_{zx}^{+\infty} f(x, y) dydx}_{0} + \underbrace{\int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{z} x f(x, xu) dudx}_{0} + \underbrace{\int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{z} x f(x, xu) dudx}_{0}$$

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \le z\} = \iint f(x, y) dxdy$$

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \le z\} = \iint_{y/x \le z} f(x, y) dxdy$$

$$= \iint_{y/x \le z, x < 0} f(x, y) dxdy + \iint_{y/x \le z, x > 0} f(x, y) dxdy$$

$$= \int_{-\infty}^{0} \int_{zx}^{+\infty} f(x, y) dydx + \int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{zx} f(x, y) dydx$$

$$= \underbrace{\int_{-\infty}^{0} \int_{z}^{-\infty} f(x, xu) dudx}_{-\infty} + \underbrace{\int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{z} xf(x, xu) dudx}_{-\infty}$$

$$= \int_{-\infty}^{0} \int_{-\infty}^{z} (-x) f(x, xu) dudx + \int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{z} xf(x, xu) dudx$$

$$F_{Y/X}(z) = P\{Y/X \le z\} = \iint f(x, y) dxdy$$

 $= \iint f(x,y) dxdy + \iint f(x,y) dxdy$

 $= \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{+\infty} f(x,y) \, dy dx + \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{2\pi} f(x,y) \, dy dx$

 $= \frac{y=xu}{z} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{-\infty} xf(x,xu) du dx + \int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{z} xf(x,xu) du dx$

 $= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{z} (-x) f(x, xu) du dx + \int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{z} x f(x, xu) du dx$

$$\frac{1}{5}/4$$

$= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{z} |x| f(x, xu) du dx = \int_{-\infty}^{z} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x, xu) dx \right) du$

• 类似可证 Z = XY 的概念密度 (作业)

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

• 特别地, X, Y 相互独立时,

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

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

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

设 X与 Y相互独立, 求 Z = Y/X的概率密度.

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

$$= \int_{0}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{5} e^{-x/5} \cdot \frac{xz}{25} e^{-xz/5} dx$$

$$= \frac{z}{125} \int_{0}^{+\infty} x^{2} e^{-x \cdot \frac{1+z}{5}} dx = \frac{z}{125} \int_{0}^{+\infty} x^{3-1} e^{-x} dx$$

$$= \frac{z}{125} \cdot \frac{\Gamma(3)}{((1+z)/5)^{3}}$$

$$= \frac{2z}{(1+z)^{3}}.$$

解: 当 z < 0 时, $f_Z(z) = 0$.

当 z > 0 时.

$$M = \max\{X, Y\}$$
 和 $N = \min\{X, Y\}$ 的分布设 X, Y 是相互独立的随机变量.

$$F_{\max}(z) = P\{M \le z\} = P\{X \le z, Y \le z\}$$
$$= P\{X \le z\} P\{Y \le z\} = F_X(z) F_Y(z)$$

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

设 X. Y 是相互独立的随机变量,

$$F_{\max}(z) = P\{M \le z\} = P\{X \le z, Y \le z\}$$
$$= P\{X < z\}P\{Y < z\} = F_X(z)F_Y(z)$$

 $F_{\min}(z) = P\{N \le z\} = 1 - P\{N > z\}$ $= 1 - P\{X > z, Y > z\}$ $= 1 - P\{X > z\}P\{Y > z\}$ $= 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]$

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

设 $X_1, ..., X_n$ 是 n 个相互独立的随机变量,

• $F_{\max}(z) = F_{X_1}(z)...F_{X_n}(z)$,

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

设 $X_1, ..., X_n$ 是 n 个相互独立的随机变量,

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

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

设 $X_1, ..., X_n$ 是 n 个相互独立的随机变量,

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

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

已知
$$X, Y$$
 的分布函数.
$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x} & x \ge 0; \\ 0 & x < 0, \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} 1 - 0.5e^{-y} & y \ge 0; \\ 0.5e^y & y < 0, \end{cases}$$
 X 与 Y 相互独立, 求 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布函数.

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

$$32/40$$

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

解: $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z)$.

当 z < 0 时, $F_z(z) = 0$,

当 z > 0 时.

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

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

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

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

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

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)

 Σ_1 Σ_2 的寿命分别为 Σ_1 Σ_2 的寿命分别为 Σ_2 已知其概率密度为

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

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

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

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

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

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

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

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

$$\frac{1}{2} = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z} & z > 0; \\ 0 & \text{其h.} \end{cases}$$

(ii) 并联,
$$Z = \max\{X, Y\}$$

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

 $f_{ ext{max}}(z) = \begin{cases} oldsymbol{lpha} e^{-oldsymbol{lpha}z} + oldsymbol{eta} e^{oldsymbol{eta}z} - (oldsymbol{lpha} + oldsymbol{eta}) e^{-(oldsymbol{lpha} + oldsymbol{eta})z} \\ 0 \end{cases}$

z > 0; 其他. (iii) 备用情况 Z = X + Y.

$$= \frac{\alpha \beta}{\beta - \alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}).$$

$$f(z) = \begin{cases} \frac{\alpha \beta}{\beta - \alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}) & z > 0; \\ 0 & \sharp \, \text{他}. \end{cases}$$

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

 $=\int_{0}^{z} \boldsymbol{\alpha} e^{-\boldsymbol{\alpha}(z-y)} \boldsymbol{\beta} e^{-\boldsymbol{\beta}y} dy$

 $= \alpha \beta e^{-\alpha z} \int_{\hat{x}}^{z} e^{-(\beta - \alpha)y} dy$

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx \xrightarrow{X, Y \notin \dot{\Xi}} \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z - x) dx$$

 $= \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y,y) dy \xrightarrow{X,Y \not = \pm} \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy.$

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z - x) dx$$
$$= \int_{-\infty}^{+\infty} f(z - y, y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z - y) f_Y(y) dy.$$

 $f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x, xz) dx \xrightarrow{X, Y \nmid \pm \frac{1}{2}} \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f_X(x) f_Y(xz) dx$

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f(x, \frac{z}{x}) dx \xrightarrow{X, Y \nmid \pm \frac{z}{x}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} f_X(x) f_Y(\frac{z}{x}) dx.$$

$$39/40$$

$$F_{max}(z) = F(z, z) \xrightarrow{X, Y \not \equiv} F_X(z) F_Y(z).$$

$$F_{min}(z) = F_X(z) + F_Y(z) - F(z, z)$$

$$\xrightarrow{X,Y独立} F_X(z) + F_Y(z) - F_X(z)F_Y(z)$$

$$\xrightarrow{X,Y独立} 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)].$$