# 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
  - $Z = \frac{X}{V}$  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

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

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

$$\begin{array}{c|ccccc} Y & -2 & -1 & 0 \\ \hline -1 & \frac{1}{12} & \frac{1}{12} & \frac{3}{12} \\ \frac{1}{2} & \frac{2}{12} & \frac{1}{12} & 0 \\ 3 & \frac{2}{12} & 0 & \frac{2}{12} \\ \end{array}$$

求 (1) 
$$X + Y$$
, (2)  $|X - Y|$  的分布律.

解:



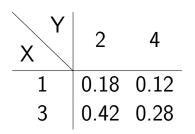
设两个独立的随机变量 X 与 Y 的分布律为

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

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

求 Z = X + Y的分布律.

解.



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

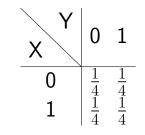


X, Y相互独立且具有同一分布律

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

求  $Z = \max\{X, Y\}$  的分布律.

解:





### 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  $f(x, y) = \begin{cases} 3x & 0 < x < 1, 0 < y < x, \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$  求 Z = X - Y 的概率密度函数  $f_Z(z)$ .

解:

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 < 0 时, 不与 f(x, y) 的非零区域相交.  $F_z(z) = 0$ .
- 2.0 < Z < 1 时.

$$\int \int_{x-y \le z} f(x,y) dxdy = 1 - \int \int_{x-y \ge z} f(x,y) dxdy$$

$$\int \int_{x-y \le z} f(x,y) \, dx \, dy = 1 - \int \int_{x-y>z} f(x,y) \, dx \, dy$$
$$= 1 - \int_{x-y>z} f(x,y) \, dx \, dy \, dx = \frac{3}{2}z - \frac{1}{2}z^3.$$

3. 
$$Z \ge 1$$
 时,  $F_Z(z) = 1$ .

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

## 连续型随机变量的常见三种函数

若X, Y为连续型随机变量,则

- $\bullet$  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

$$F_{Z}(z) = P\{Z \le z\} = P\{X + Y \le z\}$$

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

$$\frac{\mathbb{E}_{x \to x} \mathbb{E}_{x \to x}}{\int_{-\infty}^{+\infty} \left( \int_{-\infty}^{z-y} f(x,y) dx \right) dy}$$

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

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

#### 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

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

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

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

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  $Z \sim N(0,2)$ .

16/38

#### 一般情况

# 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

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

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

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

求总电阻  $R = R_1 + R_2$  的概率密度.

解: 
$$f_R(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{R_1}(x) f_{R_2}(z-x) dx$$
,  
被积函数不为  $0 \Leftrightarrow \begin{cases} 0 < x < 10; \\ 0 < z - x < 10 \end{cases}$   
 $\Rightarrow \begin{cases} 0 < x < 10; \\ z - 10 < x < z \end{cases}$ 

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

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

其他.

设 X, Y 相互独立, 且分别服从参数为  $\alpha, \theta; \beta, \theta$ 的  $\Gamma$  分布  $(X \sim \Gamma(\alpha, \theta), Y \sim \Gamma(\beta, \theta), \alpha, \beta, \theta > 0)$ , 概率密度分别为  $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^{\alpha} \Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\frac{x}{\theta}} \\ 0 \end{cases}$ x > 0; 其他.  $f_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^{\beta} \Gamma(\beta)} y^{\beta - 1} e^{-\frac{y}{\theta}} \\ 0 \end{cases}$ y > 0: 其他 证 Z = X + Y 服从参数为  $\alpha + \beta, \theta$  的  $\Gamma$  分布, 即  $X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \theta).$ 

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.  $f_Z(z) = \int_0^z \frac{1}{\theta^{\alpha} \Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\frac{x}{\theta}} \frac{1}{\theta^{\beta} \Gamma(\beta)} (z - x)^{\beta - 1} e^{-\frac{(z - x)}{\theta}} dx$  $= \frac{e^{-\frac{z}{\theta}}}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \int_0^z x^{\alpha-1} (z-x)^{\beta-1} dx$  $\frac{z=zt}{\theta^{\alpha+\beta-1}e^{-\frac{z}{\theta}}} \int_{0}^{1} t^{\alpha-1} (1-t)^{\beta-1} dt \stackrel{\Delta}{=} Az^{\alpha+\beta-1}e^{-\frac{z}{\theta}}$ 

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

其中  $A = \frac{1}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \int_0^1 t^{\alpha-1} (1-t)^{\beta-1}$ .

1/38

$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_Z(z) dz = \int_{-\infty}^{+\infty} A z^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}} dz$$
$$= A \theta^{\alpha+\beta} \int_{0}^{+\infty} \left(\frac{z}{\theta}\right)^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{-\theta}} d\left(\frac{z}{\theta}\right)$$

即  $A = \frac{1}{\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha+\beta)}$ . 所以

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

 $=A\theta^{\alpha+\beta}\Gamma(\alpha+\beta).$ 

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

# 性质 (Γ分布可加性)

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

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

$$Z = \frac{X}{Y}$$
和  $Z = XY$ 的分布

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

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

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

$$y/x \le z$$

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

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

 $= \int_0^{\infty} \int_0^{+\infty} f(x,y) \, dy dx + \int_0^{+\infty} \int_0^{\infty} f(x,y) \, dy dx$ 

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

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

• 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

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

保险赔付X的概率密度为

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

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

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

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

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

$$F_{\min}(z) = P\{N \le z\} = 1 - P\{N > z\}$$

$$= 1 - P\{X > z, Y > z\}$$

$$= 1 - P\{X > z\}P\{Y > z\}$$

$$= 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]$$

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

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

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

•

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

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

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

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

• 特别地, 当  $X_1, ..., X_n$  有相同分布函数时  $F_{\text{max}}(z) = [F(z)]^n$ ,  $F_{\text{min}} = 1 - [1 - F(z)]^n$ . 30/38

已知 X, Y 的分布函数.

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.

解: 
$$F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z)$$
.  
当  $z < 0$  时,  $F_Z(z) = 0$ ,  
当  $z > 0$  时,  
 $F_Z(z) = F_X(z)F_Y(z) = (1 - e^{-z})(1 - 0.5e^{-z})$ ,  
所以  
 $F_Z(z) = \begin{cases} (1 - e^{-z})(1 - 0.5e^{-z}) & z \ge 0; \\ 0 & z < 0. \end{cases}$ 

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

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

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

$$f_{\text{max}}(x) = F_{\text{max}}(x) = \begin{cases} 2x & x \in (0, 1); \\ 0 & \text{ i. i. } \end{cases}$$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

(ii) 并联, 
$$Z = \max\{X, Y\}$$

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

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

(iii) 备用情况 Z = X + Y.

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

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

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

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

 $= \int_0^\infty \alpha e^{-\alpha(z-y)} \beta e^{-\beta y} dy$