

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:

$$\begin{array}{c|ccccccc} X + Y & -3 & -2 & -1 & -\frac{3}{2} & -\frac{1}{2} & 1 & 3 \\ \hline P & \frac{1}{12} & \frac{1}{12} & \frac{3}{12} & \frac{2}{12} & \frac{1}{12} & \frac{2}{12} & \frac{2}{12} \end{array}$$

$$\begin{array}{c|ccccccc} |X - Y| & 1 & 0 & 1 & \frac{5}{2} & \frac{3}{2} & 3 & 5 \\ \hline P & \frac{1}{12} & \frac{1}{12} & \frac{3}{12} & \frac{2}{12} & \frac{1}{12} & \frac{2}{12} & \frac{2}{12} \end{array}$$

□

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	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

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

□

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,

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

- 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, $F_Z(z) = 1$.

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

□

连续型随机变量的常见三种函数

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

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P\{Z \leq z\} = P\{X + Y \leq z\} \\ &= \iint_{x+y \leq z} f(x, y) dx dy \\ &\stackrel{\text{化累次积分}}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \right) dy \\ &\stackrel{u=x+y}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\int_{-\infty}^z f(u-y, y) du \right) dy \\ &= \int_{-\infty}^z \left(\int_{-\infty}^{+\infty} f(u-y, y) dy \right) du \triangleq \int_{-\infty}^z f_Z(u) du \end{aligned}$$

$Z = X + Y$ 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

$$c_0 + c_1X_1 + \dots + c_nX_n \sim N(\mu, \sigma^2),$$

其中 c_0, c_1, \dots, c_n 是不全为 0 的常数,

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

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

证明: $Z = X + Y$ 的概率密度为

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

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

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

$$(2) z > 0,$$

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

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

$$\begin{aligned} 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_Z(z) dz = \int_{-\infty}^{+\infty} A z^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}} dz \\ &= A \theta^{\alpha+\beta} \int_0^{+\infty} \left(\frac{z}{\theta}\right)^{\alpha+\beta-1} e^{-\frac{z}{\theta}} d\left(\frac{z}{\theta}\right) \\ &= A \theta^{\alpha+\beta} \Gamma(\alpha + \beta). \end{aligned}$$

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

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