

3.5. 两个离散型随机变量函数的分布

例: 已知 (X, Y) 的联合概率分布律如下. 求随机变量 $Z = X + Y$ 和 $Z = XY$ 的分布律

$Y \backslash X$	-1	2
-1	0.25	0.15
1	0.10	0.15
2	0.30	0.05

由 (X,Y) 的联合概率分布, 得

p_k	0.25	0.10	0.30	0.15	0.15	0.05
(X,Y)	$(-1,-1)$	$(-1,1)$	$(-1,2)$	$(2,-1)$	$(2,1)$	$(2,2)$
$X+Y$	-2	0	1	1	3	4
XY	1	-1	-2	-2	2	4

$X \backslash Y$	-1	2	$P(Y = y_j)$
-1	0.25	0.15	0.40
1	0.10	0.15	0.25
2	0.30	0.05	0.35
$P(X = x_i)$	0.65	0.35	

随机变量 $Z = X + Y$ 的分布律为

$X + Y$	-2	0	1	3	4
p_k	0.25	0.10	0.45	0.15	0.05

随机变量 $Z = XY$ 的分布律为

XY	-2	-1	1	2	4
p_k	0.45	0.10	0.25	0.15	0.05

X 和 Y 是否独立?

故不独立

$P(X = -1, Y = -1) \neq P(X = -1)P(Y = -1)$

例: 已知 (X, Y) 的联合概率分布律如下. 求随机变量 $Z=X+Y$ 和 $Z=XY$ 的分布律

$X \backslash Y$	-1	2
-1	0.30	0.20
1	0.12	0.08
2	0.18	0.12

求随机变量 $Z=X+Y$ 和 $Z=XY$ 的分布律

解 由联合分布律得:

p_k	0.30	0.12	0.18	0.20	0.08	0.12
(X, Y)	$(-1, -1)$	$(-1, 1)$	$(-1, 2)$	$(2, -1)$	$(2, 1)$	$(2, 2)$
$X + Y$	-2	0	1	1	3	4
XY	1	-1	-2	-2	2	4

$X \backslash Y$	-1	2	$P(Y = y_j)$
-1	0.30	0.20	0.50
1	0.12	0.08	0.20
2	0.18	0.12	0.30
$P(X = x_i)$	0.60	0.40	

随机变量 $Z = X + Y$ 的分布律为

$X + Y$	-2	0	1	3	4
p_k	0.30	0.12	0.38	0.08	0.12

随机变量 $Z = XY$ 的分布律为

XY	-2	-1	1	2	4
p_k	0.38	0.12	0.30	0.08	0.12

X 和 Y 是否独立?
独立

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$$

例: 设 $X_i \sim P(\lambda_i), i = 1, 2$ 。若 X_1 和 X_2 相互独立, 则

$$X = X_1 + X_2 \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$$

证明 $P(X = k) = P(X_1 + X_2 = k) = \sum_{i=0}^k P(X_1 = i, X_2 = k - i)$

$$= \sum_{i=0}^k P(X_1 = i)P(X_2 = k - i)$$

$$= \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i e^{-\lambda_1}}{i!} \frac{\lambda_2^{k-i} e^{-\lambda_2}}{(k-i)!} = \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{k-i}}{i!(k-i)!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}$$

$$= \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \quad \text{故 } X = X_1 + X_2 \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$$

类似地: 设 $X_1 \sim b(n_1, p), X_2 \sim b(n_2, p)$ 。若 X_1 和 X_2 相互独立, 则

$$X = X_1 + X_2 \sim b(n_1 + n_2, p)$$

二维连续型随机变量函数的分布

设 (X, Y) 为二维连续型随机变量, 其连续函数 $Z = \varphi(X, Y)$ 仍然是连续型随机变量。

问题: 如何求解 Z 的概率密度 $f_Z(z)$?

首先求出 Z 的分布函数:

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(\varphi(X, Y) \leq z) = P((X, Y) \in G)$$

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

则 Z 的概率密度: $f_Z(z) = F_Z'(z)$

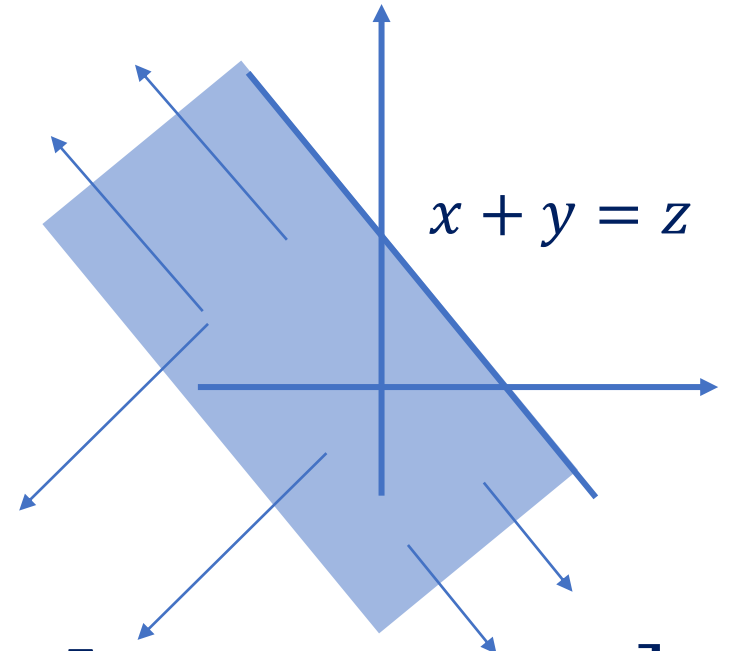
1: $Z = X + Y$ 的分布。 设 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$

则 $Z = X + Y$ 的分布函数为

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

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \right] dy.$$

这里 $\int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \xrightarrow{x=u-y} \int_{-\infty}^z f(u-y, y) du$



$$\text{那么, } F_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \right] dy = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_{-\infty}^z f(u-y, y) du \right] dy$$

$$= \int_{-\infty}^z \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(u-y, y) dy \right] du. \quad \text{故} \quad f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y) dy$$

令 $z - y = x$, 则 $y = -x + z$

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

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

Z 的概率密度 $f_Z(z)$ 为

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

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

特别地, 如果 X 和 Y 是独立的, 即 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

Z 的概率密度 $f_Z(z)$ 为

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

或

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

称为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$ 的卷积 (convolution), 记为

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

例: 假设随机变量 X 和 Y 相互独立, 且都服从标准正态分布 $N(0, 1)$. 求随机变量 $Z = X + Y$ 的概率密度函数.

解: X 和 Y 的概率密度分别为

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}, \quad -\infty < x, y < \infty.$$

由卷积公式

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

即 $Z \sim N(0, 2)$.

命题: 假设随机变量 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2, \dots, n$, 且相互独立, 则

$$X = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n \sim N\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2\right)$$

思考: $X_1 \sim N(2, 4^2)$, $X_2 \sim N(-3, 5^2)$, 且相互独立, 则

1. $X_1 - X_2 \sim N(5, 41)$
2. $X_1 + X_2 \sim N(-1, 41)$
3. $X_2 - X_1 \sim N(-5, 41)$

例: 假设随机变量 X 和 Y 相互独立, 概率密度分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases} \quad \text{求 } Z = X + Y \text{ 的概率密度}$$

解: 由于 X 和 Y 相互独立, 由卷积公式得 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx$

显然, 仅当 $0 \leq x \leq 1$ 且 $z-x > 0$, 我们有 $f_X(x)f_Y(z-x) \neq 0$

(1). 当 $z < 0$, 如果 $x < 0$, 那么 $f_X(x) = 0$; 如果 $x \geq 0$, 那么 $z-x < 0$

因此 $f_Y(z-x) = 0$. 所以, 我们总有 $f_X(x)f_Y(z-x) = 0$.

(2). 当 $0 \leq z \leq 1$, 如果 $0 \leq x < z$, 则 $f_X(x)f_Y(z-x) \neq 0$

(3). 当 $z > 1$ 时, 对所有的 $0 \leq x \leq 1$, 都有 $f_X(x)f_Y(z-x) \neq 0$

$$\text{综上, } f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx = \begin{cases} 0, & z < 0, \\ \int_0^z e^{-(z-x)} dx = 1 - e^{-z}, & 0 \leq z \leq 1, \\ \int_0^1 e^{-(z-x)} dx = e^{-z}(e-1), & z > 1, \end{cases}$$

例: 假设随机变量 X 和 Y 相互独立. Y 的概率密度为 $f_Y(y)$, $-\infty < y < \infty$, X 的概率分布律如下

求 $Z = X + Y$ 的概率密度

X	x_1	x_2
p_k	$1 - p$	p

解 Z 的分布函数如下

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

$$= P(X = x_1)P(X + Y \leq z|X = x_1) + P(X = x_2) P(X + Y \leq z|X = x_2)$$

$$= P(X = x_1)P(Y \leq z - x_1|X = x_1) + P(X = x_2) P(Y \leq z - x_2|X = x_2)$$

$$= P(X = x_1)P(Y \leq z - x_1) + P(X = x_2) P(Y \leq z - x_2)$$

$$= (1 - p)F_Y(z - x_1) + p F_Y(z - x_2)$$

$$\text{故有, } f_Z(z) = F'_Z(z) = (1 - p)f_Y(z - x_1) + p f_Y(z - x_2).$$

情形 2: $Z = \frac{X}{Y}$. 设 $f(x, y)$ 是二维随机向量 (X, Y) 的概率密度.

则 $Z = X/Y$ 的分布函数是

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

令 $u = y, v = \frac{x}{y}$, 则 $x = uv, y = u$,

相应的 Jacobian 矩阵为 $J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial v} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial v} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} v & u \\ 1 & 0 \end{vmatrix} = -u$

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(X/Y \leq z) = \iint_{x/y \leq z} f(x, y) dx dy = \iint_{v \leq z} f(uv, u) |J| du dv \\ &= \int_{-\infty}^z \left[\int_{-\infty}^{\infty} f(uv, u) |u| du \right] dv, \end{aligned}$$

故有 $f_Z(z) = F_Z'(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(uz, u) |u| du$.

例: 假设随机变量 X 和 Y 相互独立, 相应的概率密度分别为,

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} 2e^{-2y}, & y > 0, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

求 $Z = X/Y$ 的概率密度.

解: 当 $z > 0$, Z 的概率密度是

$$f_Z(z) = \int_0^{+\infty} e^{-uz} 2e^{-2u} |u| du = \int_0^{+\infty} 2ue^{-(2+z)u} du = \frac{2}{(2+z)^2}$$

当 $z \leq 0$, 我们有 $f_Z(z) = 0$.

$$\text{所以, } f_Z(z) = \begin{cases} \frac{2}{(2+z)^2}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0, \end{cases}$$

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(uz, u) |u| du.$$

例: 假设随机变量 X 和 Y 相互独立, 且都服从标准正态分布 $X \sim N(0,1)$. 求 $Z = X/Y$.

解: Z 的概率密度为

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(zu)f_Y(u)|u|du = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{u^2(1+z^2)}{2}} |u|du \\ &= \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{u^2(1+z^2)}{2}} udu \\ &= \frac{1}{\pi(1+z^2)}, \quad -\infty < z < \infty. \end{aligned}$$

情形 3: 假设随机变量 X 和 Y 相互独立, 分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$. 求 $M = \max \{X, Y\}$ 和 $N = \min \{X, Y\}$ 分布函数

解:

$$F_M(z) = P(M \leq z) = P(X \leq z, Y \leq z)$$

$$= P(X \leq z)P(Y \leq z) = F_X(z)F_Y(z)$$

$$F_N(z) = P(N \leq z) = 1 - P(N > z) = 1 - P(X > z, Y > z)$$

$$= 1 - P(X > z)P(Y > z)$$

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

假设 X_i 相互独立 ($i = 1, 2, \dots, n$), 分布函数分别为 $F_{X_i}(x)$

求 $M = \max \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 的分布函数

$$\begin{aligned} F_M(z) &= P(M \leq z) = P(X_1 \leq z, X_2 \leq z, \dots, X_n \leq z) \\ &= F_{X_1}(z) F_{X_2}(z) \cdots F_{X_n}(z) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F_N(z) &= P(N \leq z) = 1 - P(N > z) = 1 - P(X_1 > z, X_2 > z, \dots, X_n > z) \\ &= 1 - \left(1 - F_{X_1}(z)\right) \left(1 - F_{X_2}(z)\right) \cdots \left(1 - F_{X_n}(z)\right) \end{aligned}$$

特别地, 如果分布函数皆为 $F(x)$,

$$F_M(z) = [F(z)]^n, \quad F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^n.$$

例: 假设随机变量 X 和 Y 相互独立, 且服从参数为1 的指数分布.
求 $Z = \max \{X, Y\}$ 的密度函数.

解: X 和 Y 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

Z 的分布函数为

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(X \leq z, Y \leq z)$$

$$= P(X \leq z) \cdot P(Y \leq z)$$

$$= F^2(z)$$

独立事件积的概率等于单个事件概率的积

$$f_Z(z) = F_Z'(z) = 2F_Z(z)F_Z'(z) = \begin{cases} 2e^{-z}(1 - e^{-z}), & z \geq 0 \\ 0, & z < 0 \end{cases}$$

例 (X,Y) 的联合概率分布如下, 求 $M = \max\{X,Y\}$, $N = \min\{X,Y\}$ 概率分布

<div><div><div><div></div><div>Y</div></div></div><div><div>X</div><div></div></div></div>	-2	3							
-1	0.25	0.15	p_k	0.25	0.10	0.30	0.15	0.15	0.05
2	0.10	0.15	(X,Y)	$(-2,-1)$	$(-2,2)$	$(-2,4)$	$(3,-1)$	$(3,2)$	$(3,4)$
4	0.30	0.05	$M = \max\{X,Y\}$	-1	2	4	3	3	4
			$N = \min\{X,Y\}$	-2	-2	-2	-1	2	3

随机变量 $M = \max\{X,Y\}$ 的分布律为

M	-1	2	3	4
p_k	0.25	0.10	0.30	0.35

随机变量 $N = \min\{X,Y\}$ 的分布律为

N	-2	-1	2	3
p_k	0.65	0.15	0.15	0.05

例 如果随机变量 X_1 和 X_2 均服从参数为 λ 的指数分布, 且相互独立, 求 $Z = \min\{X_1, X_2\}$ 的概率密度函数

解 X_i 的分布函数为
$$F_{X_i}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

故 Z 的分布函数为

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = 1 - P(Z > z) = 1 - P(X_1 > z, X_2 > z) \\ &= 1 - (1 - F_{X_1}(z))(1 - F_{X_2}(z)) = \begin{cases} 1 - e^{-2\lambda z}, & z > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned}$$

$$f_Z(z) = \frac{dF_Z(z)}{dz} = \begin{cases} 2\lambda e^{-2\lambda z}, & z > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad Z \sim E(2\lambda)$$

例: 设随机变量 X 和 Y 均为服从 $N(0, \sigma^2)$ 的正态分布, 且相互独立.

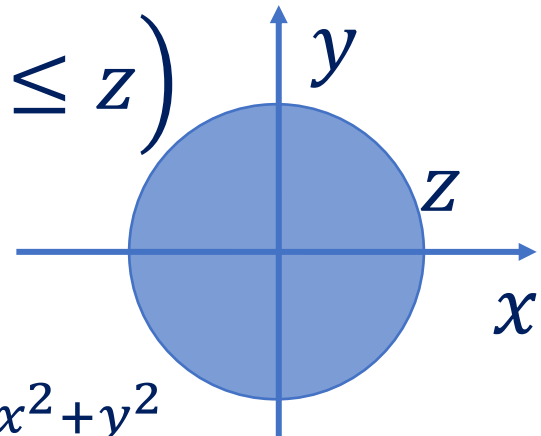
求 $Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$ 的概率密度.

解 Z 的分布函数 $F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(\sqrt{X^2 + Y^2} \leq z)$

(1) 当 $z \leq 0$, $F_Z(z) = 0$;

(2) 当 $z > 0$ 时

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= \iint_{x^2+y^2 \leq z^2} f(x)f(y)dxdy = \iint_{x^2+y^2 \leq z^2} \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}} dxdy \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_0^{2\pi} d\theta \int_0^z e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} r dr \\ &= 1 - e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, \quad \text{故, } f_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} \frac{z}{\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, & z \geq 0 \\ 0, & z < 0 \end{cases} \end{aligned}$$



注: 该分布称为 **瑞利分布**, 在噪声、海浪等领域应用广泛。再比如, 炮弹着地点的坐标为 (X, Y) , X 和 Y 均为服从 $N(0, \sigma^2)$, X 和 Y 相互独立. 那么, 炮弹着地点到原点的距离服从瑞利分布