

# 第 3 章-多维随机变量及其分布

李孟棠, 朱彬

中山大学-智能工程学院

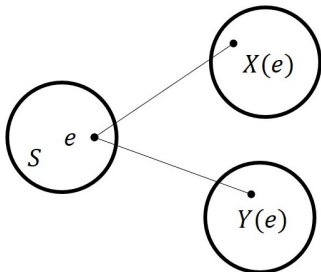
`{limt29,zhub26}@mail.sysu.edu.cn`

2021 年 × 月 × 日

知识点:

- ① 二维随机变量
- ② 边缘分布
- ③ 条件分布
- ④ 相互独立的随机变量
- ⑤ 两个随机变量的函数的分布

# 3.1 二维随机变量

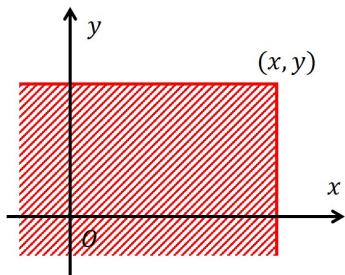


# 定义

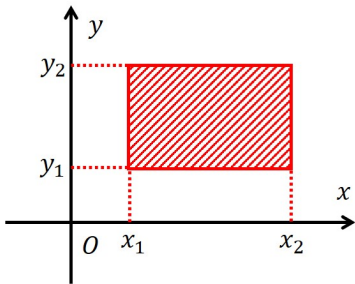
设  $(X, Y)$  是二维随机变量, 对于任意实数  $x, y$ , 二元函数

$$F(x, y) = P\{(X \leq x) \cap (Y \leq y)\} \stackrel{\text{denote}}{=} P\{X \leq x, Y \leq y\}$$

称为二维随机变量  $(X, Y)$  的**分布函数**, 或**联合 (joint) 分布函数**.



$F(x, y)$  表示随机变量  $(X, Y)$  落在  $(x, y)$  构成的左下方无穷矩形内的概率.



随机变量  $(X, Y)$  落在矩形内的概率为  
 $F(x_2, y_2) - F(x_2, y_1) - F(x_1, y_2) + F(x_1, y_1)$

## 性质 (分布函数 $F(x, y)$ )

分布函数  $F(x, y)$  具有如下基本性质:

①  $F(x, y)$  是  $x, y$  的非减函数: 如固定  $y$ , 若  $x_1 < x_2$ , 有  $F(x_1, y) \leq F(x_2, y)$ .  
同理如固定  $x$ , 若  $y_1 < y_2$ , 有  $F(x, y_1) \leq F(x, y_2)$ .

②  $0 \leq F(x, y) \leq 1$ , 并且

$$\begin{cases} F(-\infty, y) = 0 & \text{对于任意固定的 } y \\ F(x, -\infty) = 0 & \text{对于任意固定的 } x \\ F(-\infty, -\infty) = 0 \\ F(\infty, \infty) = 1 \end{cases}$$

③  $F(x, y)$  关于  $x, y$  右连续

$$\begin{cases} F(x+0, y) = F(x, y) \\ F(x, y+0) = F(x, y) \end{cases}$$

④ 对于任意  $x_1 < x_2, y_1 < y_2$  有

$$F(x_2, y_2) - F(x_2, y_1) - F(x_1, y_2) + F(x_1, y_1) \geq 0 \quad (1)$$

# 定义

若二维随机变量  $(X, Y)$  全部可能取值  $(x_i, y_j), i, j = 1, 2, \dots$  为有限对或可列无限对, 则称为**离散型二维随机变量**. 记  $P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}$ , 则称下式为  $(X, Y)$  的**分布律或联合分布律**.

$$p_{ij} \geq 0, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = 1$$

**联合分布函数**为

$$F(x, y) = \sum_{x_i \leq x} \sum_{y_j \leq y} p_{ij} \quad (2)$$

联合分布律也可以用表格表示, 例如

$Y \backslash X$	$x_1$	$x_2$	$\dots$	$x_i$	$\dots$
$y_1$	$p_{11}$	$p_{21}$	$\dots$	$p_{i1}$	$\dots$
$y_2$	$p_{12}$	$p_{22}$	$\dots$	$p_{i2}$	$\dots$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$
$y_j$	$p_{1j}$	$p_{2j}$	$\dots$	$p_{ij}$	$\dots$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\ddots$

## 例 (1)

设随机变量  $X$  在  $1, 2, 3, 4$  四个整数中等可能地取一个值, 另一个随机变量  $Y$  在  $1 \sim X$  中等可能地取一个值. 求  $(X, Y)$  的分布律.

解

$$P\{X = i, Y = j\} = P\{Y = j|X = i\}P\{X = i\} = \frac{1}{i} \cdot \frac{1}{4}, i = 1 \sim 4, j \leq i$$

$(X, Y)$  的分布律由表格列出

$Y \backslash X$	1	2	3	4
1	1/4	1/8	1/12	1/16
2	0	1/8	1/12	1/16
3	0	0	1/12	1/16
4	0	0	0	1/16

## 定义

若对于二维随机变量  $(X, Y)$  的分布函数  $F(x, y)$ , 存在非负可积函数  $f(x, y)$  使得对于任意  $x, y$  有

$$F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv$$

## 性质 (概率密度 $f(x, y)$ )

- ①  $f(x, y) \geq 0$
- ②  $F(\infty, \infty) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(u, v) du dv = 1$
- ③ 设  $G$  为  $O_{xy}$  平面内区域, 点  $(X, Y)$  落在  $G$  内的概率为

$$P\{(X, Y) \in G\} = \iint_G f(x, y) dx dy \quad (3)$$

- ④ 若  $f(x, y)$  在点  $(x, y)$  连续, 则

$$\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = f(x, y)$$



## 例 (2)

设二维随机变量  $(X, Y)$  具有如下概率密度, 求 (1) 分布函数  $F(x, y)$ , (2) 概率  $P\{Y \leq X\}$ .

$$f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-(2x+y)} & x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

解 (1)

$$\begin{aligned} F(x, y) &= \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv = \int_0^y \int_0^x 2e^{-(2u+v)} du dv \\ &= 2 \cdot \left[ \int_0^x e^{-2u} du \right] \cdot \left[ \int_0^y e^{-v} dv \right] = 2 \cdot \left[ -\frac{1}{2} e^{-2u} \Big|_0^x \right] \cdot \left[ -e^{-v} \Big|_0^y \right] \\ &= 2 \cdot \left[ -\frac{1}{2} (e^{-2x} - 1) \right] \cdot \left[ -(e^{-y} - 1) \right] = (1 - e^{-2x})(1 - e^{-y}), \quad x > 0, y > 0 \end{aligned}$$

## 例 (2 续)

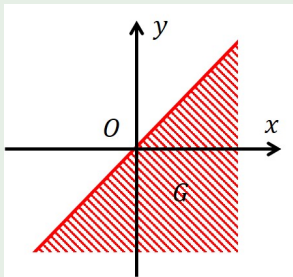
设二维随机变量  $(X, Y)$  具有如下概率密度, 求 (1) 分布函数  $F(x, y)$ , (2) 概率  $P\{Y \leq X\}$ .

$$f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-(2x+y)} & x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

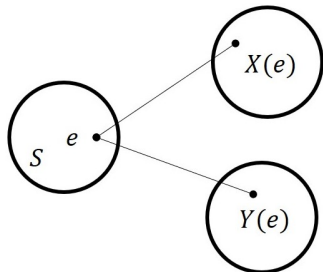
解

(2)  $(X, Y)$  为平面内随机点 (坐标), 那么  $Y \leq X$  即为平面上位于直线  $y = x$  右下方部分. 概率  $P\{Y \leq X\}$  为联合概率密度  $f(x, y)$  在此部分的积分.

$$\begin{aligned} P\{Y \leq X\} &= \iint_G f(x, y) dx dy \\ &= \int_0^\infty \int_y^\infty 2e^{-(2x+y)} dx dy = \frac{1}{3} \end{aligned}$$



## 3.2 边缘分布



$(X, Y)$  作为整体  $\rightarrow$  分布函数  $F(x, y)$ .

$X$  和  $Y \rightarrow$  分布函数  $F_X(x)$  和  $F_Y(y)$ .

## 定义 (边缘分布函数)

连续型:

$$F_X(x) = P\{X \leq x\} = P\{X \leq x, Y < \infty\} = F(x, \infty) \quad (4)$$

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X < \infty, Y \leq y\} = F(\infty, y) \quad (5)$$

离散型:

$$F_X(x) = F(x, \infty) = \sum_{x_i \leq x} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}$$

$$F_Y(y) = F(\infty, y) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{y_j \leq y} p_{ij}$$

## 定义 (边缘分布律/边缘概率密度)

连续型 ( $f_X(x), f_Y(y)$  称为  $(X, Y)$  关于  $X$  和  $Y$  的**边缘概率密度**):

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P\{X \leq x\} = P\{X \leq x, Y < \infty\} = F(x, \infty) \\ &= \int_{-\infty}^x \left[ \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \right] dx \\ f_X(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \end{aligned} \quad (6)$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx \quad (7)$$

离散型 ( $p_{i\cdot}, p_{\cdot j}$  称为  $(X, Y)$  关于  $X$  和  $Y$  的**边缘分布律**):

$$p_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = P\{X = x_i\}, \quad i = 1, 2, \dots$$

$$p_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} = P\{Y = y_j\}, \quad j = 1, 2, \dots$$

## 例 (1)

等可能地在  $1 \sim 10$  中取一个整数  $N$ , 设  $D = D(N)$  是能整除  $N$  的正整数的个数,  $F = F(N)$  是能整除  $N$  的质数的个数, 求  $D$  和  $F$  的联合分布律, 及分别的边缘分布率.

解

样本点	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$D$	1	2	2	3	2	4	2	4	3	4
$F$	0	1	1	1	1	2	1	1	1	2

$F \backslash D$	1	2	3	4	$P\{F = j\}$
0	1/10	0	0	0	1/10
1	0	4/10	2/10	1/10	7/10
2	0	0	0	2/10	2/10
$P\{D = i\}$	1/10	4/10	2/10	3/10	1

## 例 (1 续)

等可能地在  $1 \sim 10$  中取一个整数  $N$ , 设  $D = D(N)$  是能整除  $N$  的正整数的个数,  $F = F(N)$  是能整除  $N$  的质数的个数, 求  $D$  和  $F$  的联合分布律, 及分别的边缘分布率.

解

$F \backslash D$	1	2	3	4	$P\{F = j\}$
0	1/10	0	0	0	1/10
1	0	4/10	2/10	1/10	7/10
2	0	0	0	2/10	2/10
$P\{D = i\}$	1/10	4/10	2/10	3/10	1

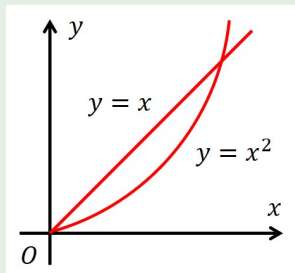
$D$	1	2	3	4
$p_{i\cdot}$	1/10	4/10	2/10	3/10

$F$	0	1	2
$p_{\cdot j}$	1/10	7/10	2/10

## 例 (2)

设随机变量  $X, Y$  的联合概率密度如下, 求边缘概率密度.

$$f(x, y) = \begin{cases} 6 & x^2 \leq y \leq x \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$



解

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \int_{x^2}^x 6 dy = 6(x - x^2), \quad 0 \leq x \leq 1$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \int_y^{\sqrt{y}} 6 dx = 6(\sqrt{y} - y), \quad 0 \leq y \leq 1$$



### 例 (3)

设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率密度如下, 称为**二维正态分布**, 其中  $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$  为常数,  $\sigma_1, \sigma_2 > 0, \rho \in (-1, 1)$ , 记  $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho)$ .

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

$$-\infty < x < \infty, -\infty < y < \infty$$

边缘概率密度可由公式 (6,7) 求得

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, \quad -\infty < x < \infty$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}, \quad -\infty < y < \infty$$

## 3.3 条件分布

# 离散型随机变量

设  $(X, Y)$  是二维离散型随机变量, 其分布律为

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots$$

$(X, Y)$  关于  $X$  和  $Y$  的边缘分布律分别为

$$P\{X = x_i\} = p_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots$$

$$P\{Y = y_j\} = p_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}, \quad j = 1, 2, \dots$$

考虑事件  $\{Y = y_j\}$  已经发生, 事件  $\{X = x_i\}$  的概率

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}}, \quad i = 1, 2, \dots$$

容易发现, 上式具有如下性质:

①

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} \geq 0$$

②

$$\sum_{i=1}^{\infty} P\{X = x_i | Y = y_j\} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}} = \frac{p_{\cdot j}}{p_{\cdot j}} = 1$$

## 定义 (离散型随机变量的条件分布)

设  $(X, Y)$  是二维离散型随机变量, 对于固定的  $j$ , 若  $P\{Y = y_j\} > 0$ , 则称下式为  $Y = y_j$  条件下随机变量  $X$  的**条件分布律**.

$$P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}}, \quad i = 1, 2, \dots \quad (8)$$

同理, 对于固定的  $i$ , 若  $P\{X = x_i\} > 0$ , 则称下式为  $X = x_i$  条件下随机变量  $Y$  的**条件分布律**.

$$P\{Y = y_j | X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_{i \cdot}}, \quad j = 1, 2, \dots \quad (9)$$

## 例 (1)

在一汽车工厂中, 一辆汽车有两道工序是有机器人完成的. 其一是紧固 3 只螺栓, 其二是焊接 2 处焊点. 以  $X$  表示由机器人紧固的螺栓不良的数目, 以  $Y$  表示由机器人焊接的不良数目. 根据积累的资料知  $(X, Y)$  的分布律如下, 求:

1) 在  $X = 1$  的条件下,  $Y$  的条件分布律; 2) 在  $Y = 0$  的条件下,  $X$  的条件分布律.

$Y \backslash X$	0	1	2	3	$P\{Y = j\}$
0	0.840	0.030	0.020	0.010	0.900
1	0.060	0.010	0.008	0.002	0.080
2	0.010	0.005	0.004	0.001	0.020
$P\{X = i\}$	0.910	0.045	0.032	0.013	1

$$P\{Y = 0|X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 0\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.030}{0.045}$$

$$P\{Y = 1|X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 1\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.010}{0.045}$$

$$P\{Y = 2|X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 2\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.005}{0.045}$$

# 例 (1 续)

$Y \backslash X$	0	1	2	3	$P\{Y = j\}$
0	0.840	0.030	0.020	0.010	0.900
1	0.060	0.010	0.008	0.002	0.080
2	0.010	0.005	0.004	0.001	0.020
$P\{X = i\}$	0.910	0.045	0.032	0.013	1

$$P\{X = 0|Y = 0\} = \frac{P\{X = 0, Y = 0\}}{P\{Y = 0\}} = \frac{0.840}{0.900}$$

$$P\{X = 1|Y = 0\} = \frac{P\{X = 1, Y = 0\}}{P\{Y = 0\}} = \frac{0.030}{0.900}$$

$$P\{X = 2|Y = 0\} = \frac{P\{X = 2, Y = 0\}}{P\{Y = 0\}} = \frac{0.020}{0.900}$$

$$P\{X = 3|Y = 0\} = \frac{P\{X = 3, Y = 0\}}{P\{Y = 0\}} = \frac{0.010}{0.900}$$

## 例 (2)

一射手进行射击, 击中目标的概率为  $0 < p < 1, q = 1 - p$ , 射击直至击中目标两次为止. 设以  $X$  表示首次击中目标所进行的射击次数, 以  $Y$  表示总共进行的射击次数. 求  $X, Y$  的联合分布律和条件分布律.

**解** 事件  $P\{X = m, Y = n\}$  ( $m < n$ ) 的概率

$$P\{X = m, Y = n\} = p \cdot p \cdot \underbrace{q \cdot q \cdot \dots \cdot q}_{n-2} = p^2 q^{n-2}, \quad n = 2, 3, \dots, m = 1, 2, \dots, n-1$$

$$P\{X = m\} = \sum_{n=m+1}^{\infty} P\{X = m, Y = n\} = \sum_{n=m+1}^{\infty} p^2 q^{n-2} = pq^{m-1}, \quad m = 1, 2, \dots$$

$$P\{Y = n\} = \sum_{m=1}^{n-1} P\{X = m, Y = n\} = \sum_{m=1}^{n-1} p^2 q^{n-2} = (n-1)p^2 q^{n-2}, \quad n = 2, 3, \dots$$

$$P\{X = m | Y = n\} = \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{Y = n\}} = \frac{p^2 q^{n-2}}{(n-1)p^2 q^{n-2}} = \frac{1}{n-1}, \quad m = 1, \dots, n-1$$

$$P\{Y = n | X = m\} = \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{X = m\}} = \frac{p^2 q^{n-2}}{pq^{m-1}} = pq^{n-m-1}, \quad n = m+1, m+2, \dots$$

Ex. 验证本题中边缘分布的归一化。

# 连续型随机变量

现在考虑连续型随机变量  $(X, Y)$ . 此时  $P\{X = x\} = 0, P\{Y = y\} = 0$ .  
只能考虑  $P\{X \leq x | y < Y \leq y + \varepsilon\}$ :

$$P\{X \leq x | y < Y \leq y + \varepsilon\} = \frac{P\{X \leq x, y < Y \leq y + \varepsilon\}}{P\{y < Y \leq y + \varepsilon\}} \quad (10)$$
$$\approx \frac{\varepsilon \int_{-\infty}^x f(x, y) dx}{\varepsilon f_Y(y)} = \int_{-\infty}^x \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} dx$$

类似离散型随机变量, 这里也有如下性质:

①

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} \geq 0$$

②

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_{X|Y}(x|y) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} dx = 1$$



## 定义 (连续型随机变量的条件分布)

设二维随机变量  $(X, Y)$  的概率密度为  $f(x, y)$ ,  $(X, Y)$  关于  $Y$  的边缘概率密度为  $f_Y(y)$ . 若对固定的  $y$  有  $f_Y(y) > 0$ , 则称  $\frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$  为  $Y = y$  条件下  $X$  的**条件概率密度**, 记作

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}, \quad (11)$$

称  $\int_{-\infty}^x f_{X|Y}(t|y) dt = \int_{-\infty}^x \frac{f(t, y)}{f_Y(y)} dt$  为  $Y = y$  条件下  $X$  的**条件分布函数**

$$F_{X|Y}(x|y) = P\{X \leq x | Y = y\} = \int_{-\infty}^x \frac{f(t, y)}{f_Y(y)} dt. \quad (12)$$

### 例 (3)

设  $G$  是平面上的一个有界区域, 其面积为  $A$ . 若二维随机变量  $(X, Y)$  具有如下概率密度, 则称其服从在区域  $G$  上的**均匀分布**.

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{A} & (x, y) \in G \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

现在设  $G$  为单位圆域  $x^2 + y^2 \leq 1$ , 求条件概率密度  $f_{X|Y}(x|y)$ .

**解** 边缘概率密度

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\sqrt{1-y^2}}^{\sqrt{1-y^2}} dx = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^2}, \quad -1 \leq y \leq 1.$$

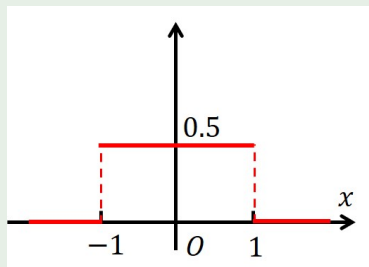
当  $-1 < y < 1$  时,

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{\frac{1}{\pi}}{\frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^2}} = \frac{1}{2\sqrt{1-y^2}}, \quad -\sqrt{1-y^2} \leq x \leq \sqrt{1-y^2}.$$

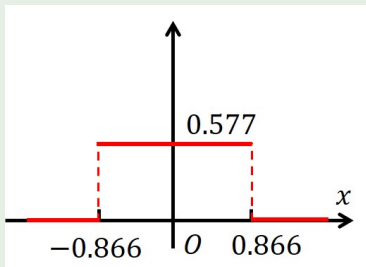
### 例 (3 续)

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{1}{2\sqrt{1-y^2}}, \quad -\sqrt{1-y^2} \leq x \leq \sqrt{1-y^2}$$

当  $y = 0$  时的  $f_{X|Y}(x|y)$ :



当  $y = 0.5$  时的  $f_{X|Y}(x|y)$ :



## 例 (4)

设数  $X$  在区间  $(0, 1)$  上随机取值, 当观察到  $X = x$  ( $0 < x < 1$ ) 时, 数  $Y$  在区间  $(x, 1)$  上随机取值, 求  $Y$  的概率密度  $f_Y(y)$ .

**解** 易知  $X$  的概率密度为

$$f_X(x) = 1, \quad 0 < x < 1$$

对于任意给定的  $x$  ( $0 < x < 1$ ), 在  $X = x$  的条件下  $Y$  的条件概率密度为

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \frac{1}{1-x}, \quad x < y < 1$$

由公式 (11) 可得  $X$  和  $Y$  的联合概率密度为

$$f(x, y) = f_{Y|X}(y|x) \cdot f_X(x) = \frac{1}{1-x}, \quad 0 < x < y < 1$$

于是  $Y$  的边缘概率密度为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \int_0^y \frac{1}{1-x} dx = -\ln(1-y), \quad 0 < y < 1$$

## 3.4 相互独立的随机变量

相互独立的事件  $\rightarrow$  相互独立的随机变量

# 定义

设  $F(x, y)$  及  $F_X(x), F_Y(y)$  分别是二维随机变量  $(X, Y)$  的分布函数及边缘分布函数. 若对于所有  $x, y$  有

$$P\{X \leq x, Y \leq y\} = P\{X \leq x\}P\{Y \leq y\} \quad (13)$$

即

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y) \quad (14)$$

则称随机变量  $X, Y$  **相互独立**.

- ① 连续型情况:  $f(x, y), f_X(x), f_Y(y)$  分别为  $(X, Y)$  的联合概率密度和边缘概率密度, 则  $X, Y$  相互独立的条件 (14) 等价于

$$f(x, y) = f_X(x) f_Y(y) \quad (15)$$

- ② 离散型情况:  $X, Y$  相互独立的条件 (14) 等价于对于  $(X, Y)$  所有可能的取值  $(x_i, y_j)$  有

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = P\{X = x_i\}P\{Y = y_j\} \quad (16)$$

## 例

离散型情况:

$Y \backslash X$	0	1	$P\{Y = j\}$
1	1/6	2/6	1/2
2	1/6	2/6	1/2
$P\{X = i\}$	1/3	2/3	1

则有

$$P\{X = 0, Y = 1\} = 1/6 = P\{X = 0\}P\{Y = 1\},$$

$$P\{X = 0, Y = 2\} = 1/6 = P\{X = 0\}P\{Y = 2\},$$

$$P\{X = 1, Y = 1\} = 2/6 = P\{X = 1\}P\{Y = 1\},$$

$$P\{X = 1, Y = 2\} = 2/6 = P\{X = 1\}P\{Y = 2\}.$$

也就是说, 对  $(X, Y)$  所有可能的取值  $(x_i, y_j)$  有

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

因此  $X, Y$  相互独立.

## 例

离散型情况:

或例如 (3.2 节例 2), 分布律

$F \backslash D$	1	2	3	4	$P\{F = j\}$
0	1/10	0	0	0	1/10
1	0	4/10	2/10	1/10	7/10
2	0	0	0	2/10	2/10
$P\{D = i\}$	1/10	4/10	2/10	3/10	1

对  $P\{D = 1, F = 0\} = 1/10 \neq P\{D = 1\}P\{F = 0\}$ , 因此  $X, Y$  不相互独立.



## 例

连续型情况 (3.1 节例 2):

$$f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-(2x+y)} & x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases},$$

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

有  $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$ , 因此  $X, Y$  相互独立.

例：二维正态（高斯）随机变量  $(X, Y)$  的概率密度为

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}, \quad x, y \in \mathbb{R}$$

由 3.2 节例 3 可知边缘概率密度为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, \quad x \in \mathbb{R}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}, \quad y \in \mathbb{R}$$

$f_X(x)$  与  $f_Y(y)$  的乘积为

$$f_X(x)f_Y(y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

因此，若  $\rho = 0$ ，则有  $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$ ，即  $X, Y$  相互独立。反之，若  $X, Y$  相互独立，则有  $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$ ，导出  $\rho = 0$ （证明？）。故对二维正态分布随机变量  $(X, Y)$ ，其分量  $X, Y$  相互独立的充要条件为  $\rho = 0$ 。

## 例

一负责人到达办公室的时间均匀分布在 8-12 时, 他的秘书到达办公室的时间均匀分布在 7-9 时, 设他们两人到达的时间相互独立, 求他们到达办公室的时间差不超过 5 分钟 ( $1/12$  小时) 的概率.

**解** 设  $X, Y$  分别为负责人和秘书到达办公室的时间, 则其概率密度分别为

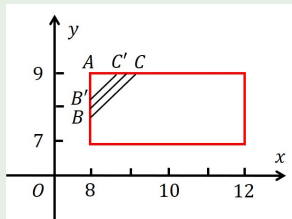
$$f_X(x) = \begin{cases} 1/4 & 8 < x < 12 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} 1/2 & 7 < y < 9 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

因为  $X, Y$  相互独立, 因此  $(X, Y)$  的概率密度为

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} 1/8 & 8 < x < 12, 7 < y < 9 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

两人到达办公室的时间差不超过 5 分钟 ( $1/12$  小时), 即求  $|X - Y| \leq 1/12$  的概率.

$$P\{|X - Y| \leq 1/12\} = \iint_G f(x, y) dx dy = 1/48$$



# 推广到 $n$ 维随机变量

## 定义 ( $n$ 维随机变量的概率密度函数)

$n$  维随机变量  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  的分布函数为

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P\{X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n\}$$

其中  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  为任意实数. 若存在非负可积函数  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  使得对于任意实数  $x_1, x_2, \dots, x_n$  有

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n$$

则称  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  为  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  的概率密度函数.

## 定义 ( $n$ 维随机变量的 $k$ 维边缘分布函数、边缘概率密度函数)

$n$  维随机变量  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  的分布函数为  $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , 则其  $k$  维边缘分布函数就可以确定. 例如  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  关于  $X_1$ 、关于  $(X_1, X_2)$  的边缘分布函数为

$$F_{X_1}(x_1) = F(x_1, \infty, \infty, \dots, \infty)$$

$$F_{X_1 X_2}(x_1, x_2) = F(x_1, x_2, \infty, \infty, \dots, \infty)$$

$(X_1, X_2, \dots, X_n)$  关于  $X_1$ 、关于  $(X_1, X_2)$  的边缘概率密度函数为

$$f_{X_1}(x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_2 dx_3 \dots dx_n$$

$$f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_3 \dots dx_n$$

若对所有的  $x_1, x_2, \dots, x_n$  有

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) F_{X_2}(x_2) \dots F_{X_n}(x_n)$$

则称  $X_1, X_2, \dots, X_n$  **相互独立**.

## 定义

若对于所有的  $x_1, x_2, \dots, x_m; y_1, y_2, \dots, y_n$  有

$$F(x_1, x_2, \dots, x_m, y_1, y_2, \dots, y_n) = F_1(x_1, x_2, \dots, x_m)F_2(y_1, y_2, \dots, y_n)$$

则称随机变量  $(X_1, X_2, \dots, X_m)$  和  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  **相互独立**.

## 定理

若  $(X_1, X_2, \dots, X_m)$  和  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  相互独立, 则有

- ①  $X_i (i = 1, 2, \dots, m)$  和  $Y_j (j = 1, 2, \dots, n)$  **相互独立**.
- ② 若有连续函数  $h(\cdot), g(\cdot)$ , 则  $h(X_1, X_2, \dots, X_m)$  和  $g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$  **相互独立**.

## 3.5 两个随机变量的函数的分布

已知  $X$  的概率密度, 求  $Y = \text{func}(X)$  例如  $Y = X^2$  的概率密度.

# 一、 $Z = X + Y$

## 定义

设  $(X, Y)$  是二维连续型随机变量, 它具有概率密度  $f(x, y)$ , 则  $Z = X + Y$  仍为连续型随机变量, 其概率密度为

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(z-y, y) dy, \quad (17)$$

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, z-x) dx, \quad (18)$$

又若  $X$  和  $Y$  **相互独立**, 其边缘概率密度分别为  $f_X(x), f_Y(y)$ , 则公式 (17) 和 (18) 变为

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy, \quad (19)$$

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx. \quad (20)$$

以上两式称为  $f_X$  和  $f_Y$  的**卷积公式**, 记为  $f_X * f_Y$ , 即

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



## 证明.

新的随机变量  $Z = X + Y$  的分布函数  $F_Z(z)$  为

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

积分区域为直线  $x + y = z$  的左下方区域. 将二重积分化为累次积分, 得到

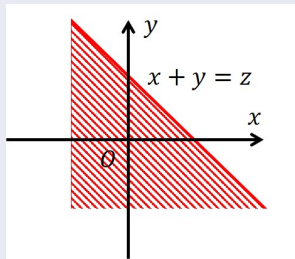
$$F_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[ \int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \right] dy$$

固定  $z$  和  $y$ , 对积分  $\int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx$  做变量替换  $x = u - y$ , 得

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

于是

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



## 例 (1)

设  $X, Y$  是两个相互独立的随机变量, 且都服从  $N(0, 1)$ , 概率密度如下, 求  $Z = X + Y$  的概率密度.

解

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

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

由公式 (20) 得

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

令  $t = x - z/2$ , 得

$$f_Z(z) = \frac{1}{2\pi} e^{-z^2/4} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2} dt = \frac{1}{2\pi} e^{-z^2/4} \sqrt{\pi} = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-z^2/4}$$

即  $Z \sim N(0, 2)$ .

## 定理

一般地, 若随机变量  $X, Y$  相互独立且

$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2),$$

则新随机变量  $Z = X + Y$

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

结论可以推广到  $n$  个相互独立的随机变量

$$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2, \dots, n,$$

则新随机变量  $Z = \sum_{i=1}^n X_i$

$$Z \sim N\left(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right).$$

更一般的结论: 有限多个相互独立的正态随机变量的线性组合仍然服从正态分布.

## 例 (2)

一简单电路中串联两个电阻  $R_1, R_2$ , 设其相互独立, 概率密度均如下, 求总电阻  $R = R_1 + R_2$  的概率密度.

解

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

由公式 (20) 得

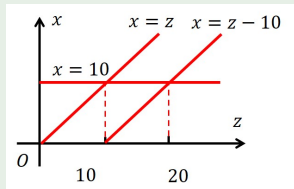
$$f_R(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)f(z-x)dx$$

易知当满足如下积分区间时, 被积函数才非负

$$\begin{cases} 0 \leq x \leq 10 \\ 0 \leq z-x \leq 10 \end{cases} \longrightarrow \begin{cases} 0 \leq x \leq 10 \\ z-10 \leq x \leq z \end{cases}$$

带入  $f_R(z)$  得

$$f_R(z) = \begin{cases} \int_0^z f(x)f(z-x)dx & 0 \leq z < 10 \\ \int_{z-10}^{10} f(x)f(z-x)dx & 10 \leq z \leq 20 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{15000}(z^3 - 60z^2 + 600z) & 0 \leq z < 10 \\ \frac{1}{15000}(-z+20)^3 & 10 \leq z \leq 20 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$



### 例 (3)

设随机变量  $X, Y$  相互独立, 且分别服从参数为  $\alpha, \theta; \beta, \theta$  的  $\Gamma$  分布, 记为  $X \sim \Gamma(\alpha, \theta), Y \sim \Gamma(\beta, \theta)$ , 概率密度如下, 证明  $Z = X + Y \sim \Gamma(\alpha + \beta, \theta)$ .

证

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

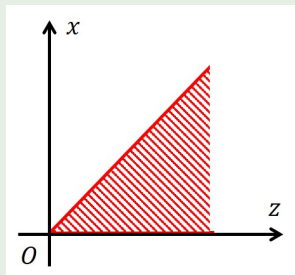
$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^\beta \Gamma(\beta)} y^{\beta-1} e^{-y/\theta} & y > 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}, \beta > 0, \theta > 0$$

由公式 (20) 得

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

易知当满足如下积分区间时, 被积函数才非负

$$\begin{cases} x > 0 \\ z-x > 0 \end{cases} \longrightarrow \begin{cases} x > 0 \\ x < z \end{cases}$$



### 例 (3 续)

当  $z < 0$  时  $f_Z(z) = 0$ ; 当  $z > 0$  时

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

THIS IS UNFINISHED HERE!!

TBA...

## 二、 $Z = Y/X, Z = XY$

设  $(X, Y)$  是二维连续型随机变量, 概率密度  $f(x, y)$ , 则  $Z = Y/X, Z = XY$  仍为连续型随机变量, 概率密度为

$$f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x, xz) dx \quad (21)$$

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|x|} f\left(x, \frac{z}{x}\right) dx \quad (22)$$

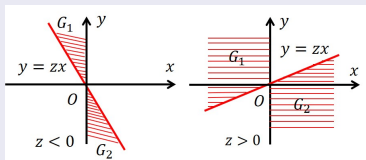
若  $X, Y$  相互独立, 边缘概率密度分别为  $f_X(x), f_Y(y)$ , 则公式 (21) 与 (22) 分别变为

$$f_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f_X(x) f_Y(xz) dx \quad (23)$$

$$f_{XY}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|x|} f_X(x) f_Y\left(\frac{z}{x}\right) dx \quad (24)$$

证明.

$$\begin{aligned} F_{Y/X}(z) &= P\{Y/X \leq z\} = \iint_{G_1 \cup G_2} f(x, y) dx dy \\ &= \iint_{y/x \leq z, x < 0} f(x, y) dx dy + \iint_{y/x \leq z, x > 0} f(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^0 \left[ \int_{zx}^{\infty} f(x, y) dy \right] dx + \int_0^{\infty} \left[ \int_{-\infty}^{zx} f(x, y) dy \right] dx \\ &\stackrel{y=xu}{=} \int_{-\infty}^0 \left[ \int_z^{-\infty} x f(x, xu) du \right] dx + \int_0^{\infty} \left[ \int_{-\infty}^z x f(x, xu) du \right] dx \\ &= \int_{-\infty}^0 \left[ \int_{-\infty}^z (-x) f(x, xu) du \right] dx + \int_0^{\infty} \left[ \int_{-\infty}^z x f(x, xu) du \right] dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left[ \int_{-\infty}^z |x| f(x, xu) du \right] dx = \int_{-\infty}^z \left[ \int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x, xu) dx \right] du \end{aligned}$$





### 例 (4)

某公司提供一种地震保险, 保险费  $Y$  及保险赔付  $X$  的概率密度如下, 设其相互独立, 求  $Z = Y/X$  的概率密度.

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{y}{25} e^{-y/5} & y > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases} \quad f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} e^{-x/5} & x > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

**解** 由公式 (23) 可知, 当  $z < 0$  时,  $f_Z(z) = 0$ ; 当  $z > 0$  时

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_0^{\infty} x \cdot \frac{1}{5} e^{-x/5} \cdot \frac{xz}{25} e^{-xz/5} \\ &= \frac{z}{125} \int_0^{\infty} x^2 \cdot \exp\left(-x \cdot \frac{1+z}{5}\right) dx = \frac{2z}{(1+z)^3} \end{aligned}$$

### 三、 $M = \max\{X, Y\}, N = \min\{X, Y\}$

设  $(X, Y)$  相互独立, 分布函数分别为  $F_X(x), F_Y(y)$ , 则

①  $M = \max\{X, Y\}$ :

$$\begin{aligned} F_{\max(X,Y)}(z) &= P\{M \leq z\} = P\{X \leq z, Y \leq z\} = P\{X \leq z\}P\{Y \leq z\} \\ F_{\max(X,Y)}(z) &= F_X(z)F_Y(z) \end{aligned} \quad (25)$$

② 类似的,  $N = \min\{X, Y\}$ :

$$\begin{aligned} F_{\min(X,Y)}(z) &= P\{N \leq z\} = 1 - P\{N > z\} = 1 - P\{X > z, Y > z\} \\ &= 1 - P\{X > z\}P\{Y > z\} = 1 - [1 - P\{X \leq z\}][1 - P\{Y \leq z\}] \\ F_{\min(X,Y)}(z) &= 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)] \end{aligned} \quad (26)$$

③ 推广到  $n$  个随机变量:  $X_1, X_2, \dots, X_n$ :

$$F_{\max}(z) = F_{X_1}(z)F_{X_2}(z)\dots F_{X_n}(z) \quad (27)$$

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_{X_1}(z)][1 - F_{X_2}(z)]\dots[1 - F_{X_n}(z)] \quad (28)$$

④ 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  独立且同分布

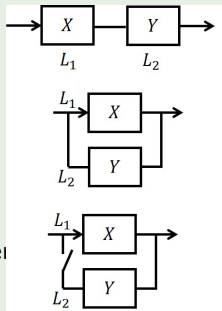
$$F_{\max}(z) = [F_X(z)]^n \quad (29)$$

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_X(z)]^n \quad (30)$$

## 例 (5)

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,  $L_2$  工作), 已知  $L_1, L_2$  的寿命分别为  $X, Y$ , 他们的概率密度如下,  $\alpha > 0, \beta > 0, \alpha \neq \beta$ , 求三种连接  $L$  的寿命  $Z$  的概率密度.

$$f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x} & x > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}, f_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta y} & y > 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

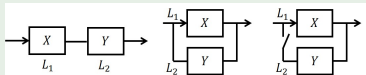


**解**(i) 串联: 当  $L_1, L_2$  有一个损坏时,  $L$  就停止工作, 因此  $Z = \min\{X, Y\}$

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)] = 1 - e^{-(\alpha+\beta)z}, \quad z > 0$$

$$f_{\min}(z) = (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z}, \quad z > 0$$

## 例 (5 续)



(ii) 并联: 仅当  $L_1, L_2$  都损坏时,  $L$  才停止工作, 因此  $Z = \max\{X, Y\}$

$$F_{\max}(z) = F_X(z)F_Y(z) = (1 - e^{-\alpha z})(1 - e^{-\beta z}), \quad z > 0$$

$$f_{\max}(z) = \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z}, \quad z > 0$$

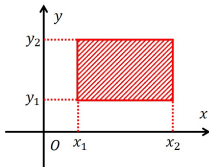
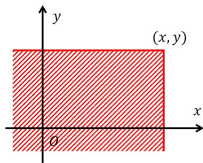
(iii) 备用: 当  $L_1$  损坏时  $L_2$  开始工作, 因此  $L$  的寿命为  $Z = X + Y$  (根据公式 (19))

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

# 章节小结

知识点:

- ① 二维随机变量  $X, Y$ , 分布函数  $F(x, y)$ , 概率密度  $f(x, y)$



- ② 离散型: 联合分布律; 连续型: 联合概率密度  $f(x, y)$ .
- ③ 离散型: 边缘分布律 (公式 (4,5)); 连续型: 边缘概率密度 (公式 (6,7)).
- ④ 二维随机变量的条件分布: 离散型:(公式 (8,9)); 连续型:(公式 (11))
- ⑤ 相互独立的随机变量: 离散型:(公式 (16)); 连续型:(公式 (15))
- ⑥ 两个随机变量的函数的分布:  
 $Z = X + Y, Z = Y/X, Z = XY, Z = \max\{X, Y\}, Z = \min\{X, Y\}$

# 章节结束

作业:1、3、4-7、9、11、13、15、17、19、21、23、24、26、28、30-36.