

《概率论与数理统计》期末速通

3. 多维随机变量及其分布

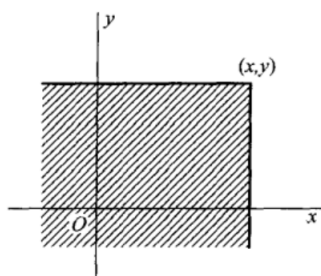
3.1 二维随机变量

3.1.1 二维随机变量

[定义3.1.1] 设随机试验 E 的样本空间 $S = \{e\}$. 设 $X = X(e), Y = Y(e)$ 都是 S 上的随机变量, 则称由它们构成的向量 (X, Y) 为**二维随机向量**或**二维随机变量**. 若 X_1, \dots, X_n 都是 S 上的随机变量, 则称由它们构成的向量 (X_1, \dots, X_n) 为 **n 维随机变量**, 称 X_i 为第 i 个**分量**.

[定义3.1.2] 设 (X, Y) 是二维随机变量. 对 $\forall x, y \in \mathbb{R}$, 称二元函数 $F(x, y) = P\{(X \leq x) \cap (Y \leq y)\} = P\{X \leq x, Y \leq y\}$ 为 (X, Y) 的**(联合)分布函数**.

[注] 联合分布函数的概率意义: 如下图, 将点 (X, Y) 视为平面上随机点的坐标, 则 $F(x, y)$ 在点 (x, y) 处的函数值是点 (X, Y) 落在以点 (x, y) 为右上角的左下方的无界矩形区域内的概率.



[定理3.1.1] [分布函数的性质] 设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数为 $F(x, y)$.

(1) **[单调性]** $F(x, y)$ 是分别关于 x 和 y 的不减函数, 即:

① 对固定的 y , 若 $x_2 > x_1$, 则 $F(x_2, y) \geq F(x_1, y)$.

② 对固定的 x , 若 $y_2 > y_1$, 则 $F(x, y_2) \geq F(x, y_1)$.

(2) **[有界性]** $0 \leq F(x, y) \leq 1$.

(3) ① 对固定的 y , 有 $F(-\infty, y) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x, y) = 0$.

② 对固定的 x , 有 $F(x, -\infty) = \lim_{y \rightarrow -\infty} F(x, y) = 0$.

③ $F(-\infty, -\infty) = \lim_{\substack{x \rightarrow -\infty \\ y \rightarrow -\infty}} F(x, y) = 0, F(+\infty, +\infty) = \lim_{\substack{x \rightarrow +\infty \\ y \rightarrow +\infty}} F(x, y) = 1$.

④ $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x, y), \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y)$ 都无法确定.

(4) ① 对固定的 y , $F(x, y)$ 关于 x 右连续, 即 $F(x_0 + 0, y) = \lim_{x \rightarrow x_0^+} F(x, y) = F(x_0, y)$.

② 对固定的 x , $F(x, y)$ 关于 y 右连续, 即 $F(x, y_0 + 0) = \lim_{y \rightarrow y_0^+} F(x, y) = F(x, y_0)$.

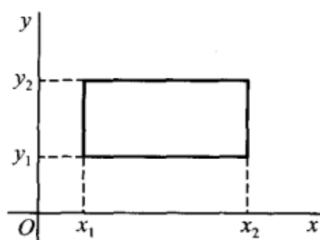
(5) 对 $\forall x_1 < x_2, y_1 < y_2$, 有

$$P\{x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2\} = F(x_2, y_2) - F(x_2, y_1) - F(x_1, y_2) + F(x_1, y_1) \geq 0.$$

[证] (5) $P\{x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2\}$

$$= P\{X \leq x_2, Y \leq y_2\} - P\{X \leq x_2, Y \leq y_1\} - P\{X \leq x_1, Y \leq y_2\} + P\{X \leq x_1, Y \leq y_1\}$$

$$= F(x_2, y_2) - F(x_2, y_1) - F(x_1, y_2) + F(x_1, y_1) \geq 0.$$



3.1.2 二维离散型随机变量

[定义3.1.2] 若二维随机变量 (X, Y) 所有可能的取值 $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n), \dots$ 是有限对或可列对, 则称 (X, Y) 为**二维离散型随机变量**, 称 $P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}$ ($i, j = 1, 2, \dots$) 为其**(联合)分布律**, 表格形式为:

$Y \setminus X$	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	\dots
y_j	p_{1j}	p_{2j}	\dots	p_{ij}	\dots
\vdots	\vdots	\vdots	\dots	\vdots	\ddots

则 $p_{ij} \geq 0, \sum_i \sum_j p_{ij} = 1$ ($i, j = 1, 2, \dots$).

[注] 随机变量 X 和 Y 的联合分布函数

$$F(x, y) = P\{X \leq x, Y \leq y\} = \sum_{x_i \leq x} \sum_{y_j \leq y} P\{X = x_i, Y = y_j\} = \sum_{x_i \leq x} \sum_{y_j \leq y} p_{ij},$$

形式繁琐, 故实际应用中二维离散型随机变量几乎不用联合分布函数, 而用联合分布律.

[例3.1.1] 设随机变量 X 在 $1, 2, 3, 4$ 这四个整数中等可能地取值, 随机变量 Y 在 $[1, X]$ 中等可能地取整数值. 求二维随机变量 (X, Y) 的分布律.

[解] $P\{X = i\} = \frac{1}{4} \quad (i = 1, 2, 3, 4).$

由乘法公式: $P\{X = i, Y = j\} = P\{Y = j \mid X = i\} \cdot P\{X = i\} = \frac{1}{i} \cdot \frac{1}{4} \quad (i = 1, 2, 3, 4; j \leq i).$

$Y \setminus X$	1	2	3	4
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{16}$
2	0	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{16}$
3	0	0	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{16}$
4	0	0	0	$\frac{1}{16}$

3.1.3 二维连续型随机变量

[定义3.1.3] 对二维随机变量 (X, Y) 的分布函数 $F(x, y)$, 若 \exists 非负函数 $f(x, y)$ s.t. $F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv$, 则称 (X, Y) 为**二维连续型随机变量**, 称 $f(x, y)$ 为 (X, Y) 的**联合概率密度**, 记作 $(X, Y) \sim f(x, y)$.

[定理3.1.2] 二元函数 $f(x, y)$ 是二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度的充要条件为:

(1) $f(x, y) \geq 0$.

(2) $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$.

[证] (2)由 $F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv$ 和 $\lim_{\substack{x \rightarrow +\infty \\ y \rightarrow +\infty}} F(x, y) = 1$ 即证.

[注] (2)的几何意义: $z = f(x, y)$ 为一张空间曲面, 它与 xOy 平面间的空间区域的体积为 1.

[定理3.1.3] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合分布函数为 $F(x, y)$, 概率密度为 $f(x, y)$, 则:

- (1) $F(x, y)$ 在 \mathbb{R}^2 上连续.
- (2) 在 $f(x, y)$ 的连续点处, 有 $\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = f(x, y)$.
- (3) 对平面区域 G , 有 $P\{(X, Y) \in G\} = \iint_G f(x, y) dx dy$.

[证]

- (1) 因 $f(x, y)$ 在 \mathbb{R}^2 上可积, 则变上限二重积分 $F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv$ 连续.
- (2) 因 $f(x, y)$ 连续, 则变上限二重积分 $F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv$ 可导(存在二阶偏导数),

其先对 x 求偏导、再对 y 求偏导的结果为 $f(x, y)$.

[推论] 设二维随机变量 (X, Y) 的分布函数为 $F(x, y)$. 若 $F(x, y)$ 可导, 则 (X, Y) 是二维连续型随机变量, 且 $\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y}$ 是它的一个概率密度.

[例3.1.2] 设二维随机变量 (X, Y) 有密度 $f(x, y) = \begin{cases} c \cdot e^{-(2x+y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$. 求:

- (1) 常数 c .
- (2) 联合分布函数 $F(x, y)$.
- (3) 概率 $P\{Y \leq X\}$.

[解]

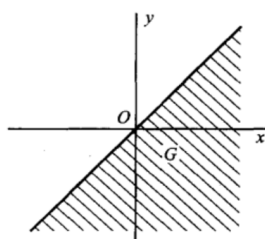
- (1) 因 $f(x, y) \geq 0$, 则 $c \geq 0$.

$$\begin{aligned} \text{因 } 1 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} c \cdot e^{-(2x+y)} dx dy \\ &= c \cdot \left(\int_0^{+\infty} e^{-y} dy \right) \cdot \left(\int_0^{+\infty} e^{-2x} dx \right) = \frac{c}{2}, \text{ 解得: } c = 2. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) F(x, y) &= \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv \\ &= \begin{cases} \int_0^y \int_0^x 2e^{-(2u+v)} du dv, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} (1 - e^{-2x})(1 - e^{-y}), & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}. \end{aligned}$$

- (3) 将 (X, Y) 视为平面上的随机点, 则事件 $\{Y \leq X\} = \{(X, Y) \in G\}$,

其中 G 为平面上直线 $y = x$ 下方的区域, 如下图阴影部分所示:



注意到 $f(x, y)$ 只在区域 $D = (0, +\infty) \times (0, +\infty)$ 上非零,

$$\begin{aligned} \text{则 } P\{Y \leq X\} &= \iint_D f(x, y) dx dy = \int_0^{+\infty} dx \int_0^x 2e^{-(2x+y)} dy \\ &= 2 \cdot \left(\int_0^{+\infty} e^{-2x} dx \right) \cdot \left(\int_0^x e^{-y} dy \right) = \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

3.1.4 n 维随机变量

[定义3.1.4] 设随机试验 E 的样本空间 $S = \{e\}$, 且 $X_1 = X_1(e), \dots, X_n = X_n(e)$ 是 S 上的随机变量, 由它们构成的 n 维向量 (X_1, \dots, X_n) 称为 n 维随机向量或 n 维随机变量. 对 $\forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$, 称 n 元函数 $F(x_1, \dots, x_n) = P\{X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n\}$ 为 (X_1, \dots, X_n) 的联合分布函数.

[注] n 维随机变量的联合分布函数类似于二维随机变量的联合分布函数.

3.2 边缘分布

3.2.1 边缘分布函数

[定义3.2.1] 设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数为 $F(x, y)$, 其中 X 和 Y 都是一维随机变量, 它们的分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 分别称它们为 (X, Y) 关于 X 和 Y 的边缘分布函数.

[定理3.2.1]

(1) 设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数为 $F(x, y)$, 则:

① 关于 X 的边缘分布函数 $F_X(x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y)$.

② 关于 Y 的边缘分布函数 $F_Y(y) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x, y)$.

(2) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$, 则:

① 关于 X 的边缘分布函数 $F_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$.

② 关于 Y 的边缘分布函数 $F_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$.

[证]

(1) ① $F_X(x) = P\{X \leq x\} = P\{X \leq x, Y < +\infty\} = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y)$.

② $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{x < +\infty, Y \leq y\} = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x, y)$.

[例3.2.1] 设二维随机变量有分布函数 $F(x, y) = \begin{cases} 1 - e^{-x} - e^{-y} + e^{-x-y}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$. 求其边缘分布函数.

[解]

$$F_X(x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y) = \begin{cases} \lim_{y \rightarrow +\infty} (1 - e^{-x} - e^{-y} + e^{-x-y}), & x > 0 \\ \lim_{y \rightarrow +\infty} 0, & x \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} 1 - e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}.$$

由 $F(x, y)$ 的对称性: $F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}.$

[定义3.2.2] 考察二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律. 注意到事件 $\{X = x_i\}$ 为事件 $\{X = x_i, Y = y_1\}, \dots, \{X = x_i, Y = y_n\}, \dots$ 的和事件, 且后者两两互斥, 由可列可加性:

$$P\{X = x_i\} = P\{X = x_i, Y = y_1\} + \dots + P\{X = x_i, Y = y_n\} + \dots = p_{i1} + \dots + p_{in} + \dots = \sum_{j=1}^{+\infty} p_{ij}.$$

记 $p_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{+\infty} p_{ij}$, 则 $P\{X = x_i\} = p_{i\cdot}$ ($i = 1, 2, \dots$). 同理记 $p_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{+\infty} p_{ij}$, 则

$P\{Y = y_j\} = p_{\cdot j}$ ($j = 1, 2, \dots$). 分别称 $p_{i\cdot}$ ($i = 1, 2, \dots$) 和 $p_{\cdot j}$ ($j = 1, 2, \dots$) 为 (X, Y) 关于 X 和 Y 的**边缘分布律**, 表格形式为:

X	x_1	\dots	x_n	\dots
p_i	$p_{1\cdot}$	\dots	$p_{n\cdot}$	\dots

Y	y_1	\dots	y_n	\dots
p_j	$p_{\cdot 1}$	\dots	$p_{\cdot n}$	\dots

[例3.2.2] 设整数 N 等可能地在 $1, \dots, 10$ 中取值, 设 $D = D(N)$ 为能整除 N 的正整数的个数, $F = F(N)$ 为能整除 N 的素数的个数. 求 D 和 F 的边缘分布律和联合分布律.

[解] E 的样本空间和 D 、 F 的取值情况如下:

样本点 N	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

(1) 直接求边缘边缘分布律.

① D 所有可能的取值为 $1, 2, 3, 4$, 其分布律:

D	1	2	3	4
p_k	$\frac{1}{10}$	$\frac{4}{10}$	$\frac{2}{10}$	$\frac{3}{10}$

② F 所有可能的取值为 $0, 1, 2$, 其分布律:

F	0	1	2
p_k	$\frac{1}{10}$	$\frac{7}{10}$	$\frac{2}{10}$

(2) 先求联合分布律, 再求边缘分布律.

联合分布律:

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

[注] 二维离散型随机变量的联合分布律可唯一确定两个边缘分布律, 而两个边缘分布律无法唯一确定联合分布律. 如:

$Y \setminus X$	0	1	$P\{Y = j\}$
2	0.3	0.2	0.5
3	0.2	0.3	0.5
$P\{X = i\}$	0.5	0.5	1

$Y \setminus X$	0	1	$P\{Y = j\}$
2	0.2	0.3	0.5
3	0.3	0.2	0.5
$P\{X = i\}$	0.5	0.5	1

上述两个二维离散型随机变量的联合分布律不同, 但它们的边缘分布律相同.

3.2.2 边缘概率密度

[定义3.2.3] 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$, 其中 X 和 Y 都是一维随机变量, 它们的概率密度分别为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$, 分别称它们为 (X, Y) 关于 X 和 Y 的**边缘概率密度**.

[定理3.2.2] 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 则:

$$(1) \text{ 关于 } X \text{ 的边缘概率密度 } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy.$$

$$(2) \text{ 关于 } Y \text{ 的边缘概率密度 } f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx.$$

[证] 因 $F(x, y)$ 在 \mathbb{R}^2 上连续,

$$(1) F_X(x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y) = \int_{-\infty}^{+\infty} dv \int_{-\infty}^x f(u, v) du = \int_{-\infty}^x du \int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) dv.$$

$$\text{注意到 } X \text{ 的概率密度 } f_X(x) \text{ 满足 } F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx,$$

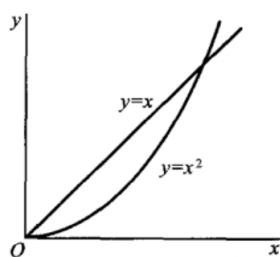
$$\text{则 } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) dv = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, v) dv = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy.$$

[注1] 二维连续型随机变量的联合概率密度可唯一确定两个边缘概率密度, 而两个边缘概率密度无法唯一确定联合概率密度, 如二维正态分布.

[注2] ①求 $f_X(x)$ 对 y 积分, 积分区域为 X 型区域; ②求 $f_Y(y)$ 对 x 积分, 积分区域为 Y 型区域.

[例3.2.3] 设随机变量 X 和 Y 有联合概率密度 $f(x, y) = \begin{cases} 6, & x^2 \leq y \leq x \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$. 求边缘概率密度 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$.

[解] $f(x, y)$ 取非零值的区域为曲线 $y = x^2$ 与 $y = x$ 所围成的区域, 如下图所示:



(1) X 型区域 $D = [0, 1] \times [x^2, x]$.

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{x^2}^x 6 dy, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} 6(x - x^2), & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

(2) Y 型区域 $D = [y, \sqrt{y}] \times [0, 1]$.

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^{\sqrt{y}} 6 dx, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} 6(\sqrt{y} - y), & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

3.3 条件分布

3.3.1 条件分布律

[定义3.3.1] 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律为 $P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij} \ (i, j = 1, 2, \dots)$, 关于 X 的边缘分布律 $P\{X = x_i\} = \sum_{j=1}^{+\infty} P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{+\infty} p_{ij} \ (i = 1, 2, \dots)$, 关于 Y 的边缘分布律 $P\{Y = y_j\} = \sum_{i=1}^{+\infty} P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{+\infty} p_{ij} \ (j = 1, 2, \dots)$.

(1) 对固定的 j , 若 $P\{Y = y_j\} > 0$, 则称 $P\{X = x_i | Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}} \ (i = 1, 2, \dots)$ 为在 $Y = y_j$ 条件下随机变量 X 的**条件分布律**.

(2) 对固定的 i , 若 $P\{X = x_i\} > 0$, 则称 $P\{Y = y_j | X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_{i\cdot}} \ (j = 1, 2, \dots)$ 为在 $X = x_i$ 条件下随机变量 Y 的**条件分布律**.

[注1] 条件分布律的分子为联合分布, 分母为边缘分布, 而边缘分布可由联合分布唯一确定, 故条件分布由联合分布唯一确定.

[注2] 对二维连续型随机变量 (X, Y) 和常数 $x_i, y_j \in \mathbb{R}$, 有 $P\{X = x_i\} = P\{Y = y_j\} = 0$, 故无法用上述方法定义条件分布.

[例3.3.1] 某工厂中汽车有两道工序, 第一个是固定3只螺丝, 第二个是焊接 2 个点. 设工人固定螺丝不良的个数为 X , 焊接点不良的个数为 Y . 已知二维随机变量 (X, Y) 的联合分布律如下:

$Y \setminus X$	0	1	2	3
0	0.840	0.030	0.020	0.010
1	0.060	0.010	0.080	0.002
2	0.010	0.005	0.004	0.001

求在 $X = 1$ 的条件下, Y 的条件分布律.

[解] 先求边缘分布律:

$Y \setminus X$	0	1	2	3	$P\{Y = j\}$
0	0.840	0.030	0.020	0.010	0.900
1	0.060	0.010	0.080	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

Y 所有可能的取值为 0, 1, 2.

$$\textcircled{1} P\{Y = 0 \mid X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 0\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.030}{0.045} = \frac{6}{9}.$$

$$\textcircled{2} P\{Y = 1 \mid X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 1\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.010}{0.045} = \frac{2}{9}.$$

$$\textcircled{3} P\{Y = 2 \mid X = 1\} = \frac{P\{X = 1, Y = 2\}}{P\{X = 1\}} = \frac{0.005}{0.045} = \frac{1}{9}.$$

故在 $X = 1$ 的条件下, Y 的条件分布律:

Y	0	1	2
$P\{Y = j \mid X = i\}$	$\frac{6}{9}$	$\frac{2}{9}$	$\frac{1}{9}$

[例3.3.2] 某人进行射击, 击中目标的概率为 p ($0 < p < 1$), 射击至击中目标两次时停止. 设 X 为首次击中目标所进行的射击次数, Y 为总射击次数. 求:

(1) X 和 Y 的联合分布律.

(2) 关于 X 和 Y 的条件分布律.

[解]

(1) Y 所有可能的取值为 $n = 2, 3, \dots$; X 所有可能的取值为 $m = 1, \dots, n - 1$.

因射击至击中目标两次时停止, 则 $X = m, Y = n$ 时, 第 m 次和第 n 次射击击中目标, 其余射击未击中目标.

故 X 和 Y 的联合分布律 $P\{X = m, Y = n\} = p^2(1-p)^{n-2}$ ($n = 1, 2, \dots; m = 1, \dots, n - 1$).

$$\begin{aligned} (2) P\{X = m\} &= \sum_{n=m+1}^{+\infty} P\{X = m, Y = n\} = \sum_{n=m+1}^{+\infty} p^2(1-p)^{n-2} \\ &= p^2 \cdot \sum_{n=m+1}^{+\infty} (1-p)^{n-2} = p^2 \cdot \frac{(1-p)^{m-1}}{1-(1-p)} = p(1-p)^{m-1} \quad (m = 1, 2, \dots), \end{aligned}$$

其中等比级数 $\sum_{n=m+1}^{+\infty} (1-p)^{n-2}$ 的公比 $1-p < 1$, 则收敛, 其首项为 $(1-p)^{m-1}$.

$$P\{Y = n\} = \sum_{m=1}^{n-1} P\{X = m, Y = n\} = \sum_{m=1}^{n-1} p^2(1-p)^{n-2} = (n-1)p^2(1-p)^{n-2}.$$

① 关于 X 的条件分布律:

$$P\{X = m | Y = n\} = \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{Y = n\}} = \frac{1}{n-1} \quad (m = 1, \dots, n-1).$$

② 关于 Y 的条件分布律:

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

3.3.2 条件概率密度与条件分布函数

[定义3.3.2] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$, 关于 X 的概率密度为 $f_X(x)$, 关于 Y 的概率密度为 $f_Y(y)$.

(1) 对固定的 y , 若 $f_Y(y) > 0$, 则称 $\frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$ 为在 $Y = y$ 条件下随机变量 X 的**条件概率密度**, 记作

$$f_{X|Y}(x | y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}. \text{ 在 } Y = y \text{ 的条件下 } X \text{ 的} \textbf{条件分布函数}$$

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

(2) 对固定的 x , 若 $f_X(x) > 0$, 则称 $\frac{f(x, y)}{f_X(x)}$ 为在 $X = x$ 条件下随机变量 Y 的**条件概率密度**, 记作

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}. \text{ 在 } X = x \text{ 条件下 } Y \text{ 的} \textbf{条件分布函数}$$

$$F_{Y|X}(y | x) = P\{Y \leq y | X = x\} = \int_{-\infty}^y \frac{f(x, y)}{f_X(x)} dy.$$

[定义3.3.3] 设平面有界区域 G 的面积为 A . 若二维随机变量 (X, Y) 有概率密度 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{A}, & (x, y) \in G \\ 0, & otherwise \end{cases}$, 则

称 (X, Y) 在 G 上服从**(二维)均匀分布**.

[例3.3.3] 设二维随机变量 (X, Y) 在圆域 $x^2 + y^2 \leq 1$ 上服从均匀分布. 求条件概率密度 $f_{X|Y}(x | y)$.

[解] 圆域面积为 π , 则概率密度 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}$.

Y 型区域 $D = [-\sqrt{1-y^2}, \sqrt{1-y^2}] \times [-1, 1]$.

关于 Y 的边缘概率密度:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{-\sqrt{1-y^2}}^{\sqrt{1-y^2}} \frac{dx}{\pi}, & -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & otherwise \end{cases} = \begin{cases} \frac{2\sqrt{1-y^2}}{\pi}, & -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}.$$

因 $-1 < y < 1$ 时, $f_Y(y) > 0$, 此时 $f_{X|Y}(x | y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$

$$= \begin{cases} \frac{\frac{1}{\pi}}{\frac{2\sqrt{1-y^2}}{\pi}}, & -\sqrt{1-y^2} \leq x \leq \sqrt{1-y^2} \\ 0, & otherwise \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{1-y^2}}, & -\sqrt{1-y^2} \leq x \leq \sqrt{1-y^2} \\ 0, & otherwise \end{cases}.$$

[注] $y = 0$ 时, 在 $Y = 0$ 条件下 X 的条件概率密度 $f_{X|Y}(x | y = 0) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 \leq x \leq 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}$.

[例3.3.4] 设数 X 在区间 $(0, 1)$ 上等概率地随机取值. 观察到 $X = x$ ($0 < x < 1$) 时, 数 Y 在区间 $(x, 1)$ 上等概率地随机取值. 求 Y 的概率密度 $f_Y(y)$.

[解] 因 $X \sim U(0, 1)$, 则 $f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}$.

在 $X = x$ 的条件下, $Y \sim U(x, 1)$, 则 $f_{Y|X}(y | x) = \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & x < y < 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}$.

联合概率密度 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_{Y|X}(y | x) = \begin{cases} \frac{1}{1-x}, & 0 < x < 1, x < y < 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}$.

Y 型区域 $D = [0, y] \times [0, 1]$,

$$\text{则 } f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^y \frac{dx}{1-x}, & 0 < y < 1 \\ 0, & otherwise \end{cases} = \begin{cases} -\ln(1-y), & 0 < y < 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}.$$

3.4 随机变量的独立性

3.4.1 二维随机变量的独立性

[定义3.4.1] 设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数为 $F(x, y)$, 两个边缘分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$. 若对 $\forall x, y \in \mathbb{R}$, 都有 $P\{X \leq x, Y \leq y\} = P\{X \leq x\} \cdot P\{Y \leq y\}$, 即 $F(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$, 则称随机变量 X 与随机变量 Y **相互独立**.

(1) 对二维离散型随机变量 (X, Y) , 称随机变量 X 与随机变量 Y **相互独立**, 如果对 (X, Y) 的所有取值 (x_i, y_j) ($1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq m$), 都有 $P\{X = x_i, Y = y_j\} = P\{X = x_i\} \cdot P\{Y = y_j\}$.

(2) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 两个边缘概率密度分别为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$. 称随机变量 X 与随机变量 Y **相互独立**, 如果 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ 在 \mathbb{R}^2 上几乎处处成立(不成立的点构成零测集).

[注] 若二维离散型随机变量的两个分量相互独立, 则:

(1) 联合分布律等于两个边缘分布律之积.

(2) 若 X 所有可能的取值为 x_1, \dots, x_n , Y 所有可能的取值为 y_1, \dots, y_m , 则需验证 nm 个等式.

[例3.4.1] 设二维离散型随机变量 (X, Y) 有如下的联合分布律.

$Y \setminus X$	0	1
1	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$
2	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$

求证: 随机变量 X 与随机变量 Y 相互独立.

[证] 两个边缘分布律如下.

$Y \setminus X$	0	1	$P\{Y = j\}$
1	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{6}$
2	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{6}$
$P\{X = i\}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{4}{6}$	1

$$\text{因} \begin{cases} P\{X = 0, Y = 1\} = \frac{1}{6} = P\{X = 0\} \cdot P\{Y = 1\} \\ P\{X = 0, Y = 2\} = \frac{1}{6} = P\{X = 0\} \cdot P\{Y = 2\} \\ P\{X = 1, Y = 1\} = \frac{2}{6} = P\{X = 1\} \cdot P\{Y = 1\} \\ P\{X = 1, Y = 2\} = \frac{2}{6} = P\{X = 1\} \cdot P\{Y = 2\} \end{cases}, \text{则 } X \text{ 与 } Y \text{ 相互独立.}$$

[例3.4.2] 设二维离散型随机变量 (X, Y) 有联合分布律

$P\{X = x, Y = y\} = p^2(1-p)^{x+y-2} \quad (0 < p < 1; x, y \in \mathbb{Z}^+)$. 判断随机变量 X 与随机变量 Y 是否相互独立.

$$\begin{aligned} \text{[解]} \quad P\{X = x\} &= \sum_{y=1}^{+\infty} P\{X = x, Y = y\} = p^2(1-p)^{x-2} \cdot \sum_{y=1}^{+\infty} (1-p)^y \\ &= p^2(1-p)^{x-2} \cdot \frac{1-p}{p} = p(1-p)^{x-1} \quad (x = 1, 2, \dots). \end{aligned}$$

同理 $P\{Y = y\} = p(1-p)^{y-1} \quad (y = 1, 2, \dots)$.

因 $P\{X = x, Y = y\} = p^2(1-p)^{x+y-2} = P\{X = x\} \cdot P\{Y = y\}$, 则 X 与 Y 相互独立.

[例3.4.3] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 有概率密度 $f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-(2x+y)}; & x, y > 0 \\ 0; & \text{otherwise} \end{cases}$. 求证: 随机变量 X 与随机

变量 Y 相互独立.

[解] X 型区域 $D_X = (0, +\infty) \times (0, +\infty)$,

$$\text{则 } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{+\infty} 2e^{-(2x+y)} dy; & x > 0 \\ 0; & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} 2e^{-2x}; & x > 0 \\ 0; & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$\text{其中 } \int_0^{+\infty} 2e^{-(2x+y)} dy = 2e^{-2x} \cdot \int_0^{+\infty} e^{-y} dy = 2e^{-2x} \cdot (-e^{-y})|_0^{+\infty} = 2e^{-2x}.$$

同理 $f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}; & y > 0 \\ 0; & \text{otherwise} \end{cases}$, 则 $f(x, y) = \begin{cases} 2e^{-(2x+y)}; & x, y > 0 \\ 0; & \text{otherwise} \end{cases} = f_X(x) \cdot f_Y(y)$, 故证.

[例3.4.3] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 有分布函数 $F(x, y) = \begin{cases} (1 - e^{-ax})y, & x \geq 0, 0 \leq y \leq 1 \\ 1 - e^{-ax}, & x \geq 0, y > 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (a > 0)$.

求证: 随机变量 X 与随机变量 Y 相互独立.

$$\text{[解]} \quad \text{边缘分布函数 } F_X(x) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F(x, y) = \begin{cases} \lim_{y \rightarrow +\infty} (1 - e^{-ax}), & x \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} 1 - e^{-ax}, & x \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

$$F_Y(y) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x, y) = \begin{cases} \lim_{x \rightarrow +\infty} (1 - e^{-2ax}), & 0 \leq y \leq 1 \\ \lim_{x \rightarrow +\infty} (1 - e^{-ax}), & y > 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} y, & 0 \leq y \leq 1 \\ 1, & y > 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

因 $F(x, y) = \begin{cases} (1 - e^{-ax})y, & x \geq 0, 0 \leq y \leq 1 \\ 1 - e^{-ax}, & x \geq 0, y > 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = F_X(x) \cdot F_Y(y) \quad (a > 0)$, 故证.

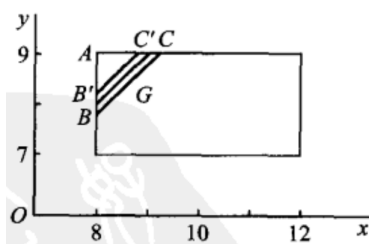
[例3.4.4] A到达办公室的时间在 08 ~ 12 时均匀分布, B到达办公室的时间在 07 ~ 09 时均匀分布, 设A与B的到达时间相互独立. 求A与B到达办公室的时间相差不超过 5 min 的概率.

[解] 设A和B分别于 X 时刻、 Y 时刻到达办公室, 则 $X \sim U(8, 12)$, $Y \sim U(7, 9)$,

$$\text{进而 } f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}, & 8 < x < 12 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 7 < y < 9 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

因 X 与 Y 独立, 则 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{8}, & 8 < x < 12, 7 < y < 9 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$, 其非零区域为下图所示的矩形

域:



设平面区域 $G = \left\{ (x, y) \mid |x - y| \leq \frac{1}{12} \right\}$, 则 $P \left\{ |X - Y| \leq \frac{1}{12} \right\} = \iint_G f(x, y) dx dy$.

因 $|x - y| \leq \frac{1}{2}$, 则 $\begin{cases} l_{BC} : y \geq x - \frac{1}{12} \\ l_{B'C'} : y \leq x + \frac{1}{12} \end{cases}$, 进而 G 为上图所示的四边形区域 $BB'C'C$.

$$\text{故 } P \left\{ |X - Y| \leq \frac{1}{12} \right\} = \iint_G f(x, y) dx dy = \frac{1}{8} \cdot S_G = \frac{1}{8} \left[\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{13}{12} \right)^2 - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{11}{12} \right)^2 \right] = \frac{1}{48}.$$

3.4.2 n 维随机变量

[定义3.4.2] 定义 n 维随机变量 (X_1, \dots, X_n) 的**联合分布函数** $F(x_1, \dots, x_n) = P\{X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n\}$, 关于随机变量 X_i ($1 \leq i \leq n$) 的**边缘分布函数** $F_{X_i}(x_i) = F(+\infty, \dots, +\infty, x_i, +\infty, \dots, +\infty)$.

[定义3.4.3] 设 n 维随机变量 (X_1, \dots, X_n) 的联合分布函数为 $F(x_1, \dots, x_n)$. 若 \exists 非负函数 $f(x_1, \dots, x_n)$ s. t. 对 $\forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$, 都有 $F(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} \cdots \int_{-\infty}^{x_1} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n$, 则称 $f(x_1, \dots, x_n)$ 为 (X_1, \dots, X_n) 的**概率密度函数**, 简称**概率密度**, 关于随机变量 X_i 的**边缘概率密度** $f_{X_i}(x_i) = \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty}}_{(n-1)\uparrow} f(x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_{i-1} dx_{i+1} \cdots dx_n$.

[定义3.4.4] 对 n 维随机变量 (X_1, \dots, X_n) , 称随机变量 X_1, \dots, X_n **相互独立**, 如果对 $\forall x_1, \dots, x_n$, 都有 $F(x_1, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) \cdots F_{X_n}(x_n)$.

3.4.3 二维正态分布

[定义3.4.5] 若二维随机变量 (X, Y) 有概率密度

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

$\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$ 都是常数, 且 $\sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0, -1 < \rho < 1$, 则称 (X, Y) 服从参数为 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$ 的**二维正态分布**, 记作 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$.

[定理3.4.1] 若二维随机变量 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 则随机变量 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$.

[证] 因 $\frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} = \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - \rho^2 \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2},$

$$\text{则 } f_X(x) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right\} dy$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad * \text{ 令 } t = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right).$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \quad (-\infty < x < +\infty). \text{ 同理 } f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}} \quad (-\infty < y < +\infty).$$

[注] 本定理表明: 二维随机变量的联合分布可唯一确定两个边缘分布, 但两个边缘分布不能唯一确定联合分布.

[定理3.4.2] 设二维随机变量 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 则随机变量 X 与随机变量 Y 相互独立的充要条件是: $\rho = 0$.

[证] 因 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 则 $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}.$

(充) $\rho = 0$ 时, $f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\} = f_X(x) \cdot f_Y(y).$

(必) 因 X 与 Y 相互独立, 则 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y).$

令 $x = \mu_1, y = \mu_2$, 则 $\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2}$, 解得: $\rho = 0.$

3.5 两个随机变量的函数的分布

3.5.1 两个离散型随机变量的函数

[例3.5.1] 设二维离散型随机变量 (X, Y) 有如下的联合分布律.

$X \setminus Y$	-1	1
-1	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
0	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{6}$
1	0	$\frac{1}{6}$

求:

(1) 随机变量 $Z_1 = X + Y$ 的分布律.

(2) 随机变量 $Z_2 = X \cdot Y$ 的分布律.

(3) 随机变量 $Z_3 = \frac{X}{Y}$ 的分布律.

(4) 随机变量 $Z_4 = \max\{X, Y\}$ 的分布律.

(5) 随机变量 $Z_5 = \min\{X, Y\}$ 的分布律.

[解]

(X, Y)	$(-1, -1)$	$(-1, 1)$	$(0, -1)$	$(0, 1)$	$(1, -1)$	$(1, 1)$
p	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{6}$	0	$\frac{1}{6}$
$Z_1 = X + Y$	-2	0	-1	1	0	2
$Z_2 = X \cdot Y$	1	-1	0	0	-1	1
$Z_3 = \frac{X}{Y}$	1	-1	0	0	-1	1
$Z_4 = \max\{X, Y\}$	-1	1	0	1	1	1
$Z_5 = \min\{X, Y\}$	-1	-1	-1	0	-1	1

(1)

$Z_1 = X + Y$	-2	-1	0	1	2
p	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

(2)

$Z_2 = X \cdot Y$	-1	0	1
p	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

(3)

$Z_3 = \frac{X}{Y}$	-1	0	1
p	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

(4)

$Z_4 = \max\{X, Y\}$	-1	0	1
p	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{6}$

(5)

$Z_5 = \min\{X, Y\}$	-1	0	1
p	$\frac{4}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

3.5.2 $Z = X + Y$ 的分布

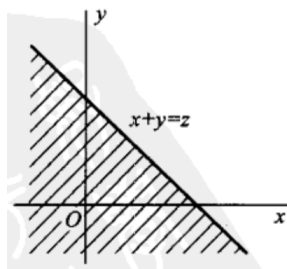
[定理3.5.1] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 随机变量 $Z = g(X, Y)$. 若可从函数 $z = g(x, y)$ 中解出 $y = h(x, z)$, 则 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, h(x, z)) \cdot \left| \frac{\partial h(x, z)}{\partial z} \right| dx$.

[定理3.5.2] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 则 $Z = X + Y$ 是连续型随机变量, 其概率密度 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x)dx$ 或 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y)dy$. 若随机变量 X 与随机变量 Y 独立, 设 (X, Y) 的两个边缘分布分别为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$, 则 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) \cdot f_Y(z-x)dx$ 或 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) \cdot f_Y(y)dy$, 其中 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) \cdot f_Y(y)dy$, 其中 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) \cdot f_Y(y)dy$ 称为 f_X 与 f_Y 的卷积公式.

[证1] 以证明 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y)dy$ 为例.

(1) 因 $F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X + Y \leq z\} = P\{(x, y) \in G\}$,

其中 G 为平面上直线 $x + y = z$ 的下方的区域, 如下图所示:



Y 型区域 $G = (-\infty, z-y] \times (-\infty, +\infty)$,

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

因 $f_Z(z)$ 中需出现从 $-\infty$ 到 z 上的积分, 令 $\begin{cases} x = u - y \\ y = y \end{cases}$, 则 $J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial y} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial y} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = 1$,

且 $x \rightarrow -\infty$ 时, $u \rightarrow -\infty$; $x = z - y$ 时, $u = z$.

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

$$\text{则 } Z \text{ 的概率密度 } f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(u - y, y)dy = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z - y, y)dy.$$

(2) X 与 Y 独立时, 有 $f(z - y, y) = f_X(z - y) \cdot f_Y(y)$.

[证2] 设函数 $z = g(x, y) = x + y$, 则 $y = h(x, z) = z - x$, 此时 $\left| \frac{\partial h(x, z)}{\partial z} \right| = 1$.

$$\text{由定理3.5.1: } f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) \cdot 1dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x)dx.$$

[例3.5.2] 设随机变量 $X \sim N(0, 1), Y \sim N(0, 1)$, 且 X 与 Y 相互独立. 求随机变量 $Z = X + Y$ 的概率密度.

[解] 因 $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}$, 且 X 与 Y 相互独立,

$$\begin{aligned}
 \text{则 } f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) \cdot f_Y(z-x) dx \\
 &= \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot e^{-\frac{z^2-2xz+x^2}{2}} dx = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{2}} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2+xz} dx \\
 &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{2}} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \exp \left\{ -\left(x - \frac{z}{2}\right)^2 + \frac{z^2}{4} \right\} dx \quad * \text{配凑为 } \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi}. \\
 &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \exp \left\{ -\left(x - \frac{z}{2}\right)^2 \right\} dx \quad * \text{令 } t = x - \frac{z}{2}. \\
 &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^2} dt = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{z^2}{4}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{2}} \exp \left\{ -\frac{(z-0)^2}{2 \cdot (\sqrt{2})^2} \right\}, \text{ 即 } Z \sim N(0, 2).
 \end{aligned}$$

[推广]

(1) n 个独立的、服从正态分布的随机变量之和也服从正态分布.

设 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2) (1 \leq i \leq n)$, 且 X_1, \dots, X_n 相互独立, 则 $X_1 + \dots + X_n \sim N\left(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2\right)$.

(2) n 个独立的、服从正态分布的随机变量的线性组合也服从正态分布.

[例3.5.3] 设某电路中两电阻 R_1 和 R_2 串联. 设随机变量 R_1 与随机变量 R_2 相互独立, 且它们的概率密度都为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{10-x}{50}, & 0 \leq x \leq 10 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}. \text{ 求总电阻 } R = R_1 + R_2 \text{ 的概率密度.}$$

[解] 因 $f_{R_1}(x) = \begin{cases} \frac{10-x}{50}, & 0 \leq x \leq 10 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, f_{R_2}(y) = \begin{cases} \frac{10-y}{50}, & 0 \leq y \leq 10 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases},$

$$\text{则 } f_R(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{R_1}(x) \cdot f_{R_2}(z-x) dx.$$

$$\text{因 } s. t. f_{R_1}(x), f_{R_2}(z-x) \text{ 同时非零的区间满足 } \begin{cases} 0 < x < 10 \\ 0 < z-x < 10 \end{cases},$$

$$\text{即 } \begin{cases} 0 < x < 10 \\ z-10 < x < z \end{cases}, \text{ 下面讨论该不等式组的解集何时非空.}$$

下面讨论 z 的取值范围, 分段点满足 $z-10=0, z-10=10, z=0, z=10$, 即 $z=0, 10, 20$.

① $z < 0$ 时, 区间 $(z-10, z)$ 与区间 $(0, 10)$ 不交, 即两密度函数不同时非零, 则 $f_R(z) = 0$.

② $0 \leq z < 10$ 时, $(z-10, z) \cap (0, 10) = (0, z)$,

$$\text{此时 } f_R(z) = \int_0^z f_{R_1}(x) \cdot f_{R_2}(z-x) dx = \frac{600z - 60z^2 + z^3}{15000}.$$

③ $10 \leq z < 20$ 时, $(z-10, z) \cap (0, 10) = (z-10, 10)$,

$$\text{此时 } f_R(z) = \int_{z-10}^{10} f_{R_1}(x) \cdot f_{R_2}(z-x) dx = \frac{(20-z)^3}{15000}.$$

④ $z \geq 20$ 时, 区间 $(z-10, z)$ 与区间 $(0, 10)$ 不交, 则 $f_R(z) = 0$.

$$\text{综上, } f_R(z) = \begin{cases} \frac{600z - 60z^2 + z^3}{15000}, & 0 \leq z < 10 \\ \frac{(20-z)^3}{15000}, & 10 \leq z < 20 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

3.5.3 $Z = \frac{X}{Y}, Z = X \cdot Y$ 的分布

[定理3.5.3] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 则 $Z = \frac{Y}{X}$ 是连续型随机变量, 其概率密度 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot f(x, xz) dx$. 若随机变量 X 与随机变量 Y 独立, 则 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot f_X(x) \cdot f_Y(xz) dx$.

[证] 设函数 $z = g(x, y) = \frac{y}{x}$, 则 $y = h(x, z) = xz$, 此时 $\left| \frac{\partial h(x, z)}{\partial z} \right| = |x|$.

$$\text{由定理3.5.1: } f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot f(x, xz) dx.$$

[定理3.5.4] 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 则 $Z = X \cdot Y$ 是连续型随机变量, 其概率密度 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} \cdot f\left(x, \frac{z}{x}\right) dx$. 若随机变量 X 与随机变量 Y 独立, 则

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} \cdot f_X(x) \cdot f_Y\left(\frac{z}{x}\right) dx.$$

[证] 设函数 $z = g(x, y) = xy$, 则 $y = h(x, z) = \frac{z}{x}$, 此时 $\left| \frac{\partial h(x, z)}{\partial z} \right| = \frac{1}{|x|}$.

由**定理3.5.1**: $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} \cdot f\left(x, \frac{z}{x}\right) dx$.

[例3.5.4] 设随机变量 Y 的概率密度 $f(y) = \begin{cases} \frac{y}{25} e^{-\frac{y}{5}}, & y > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$, 随机变量 X 的概率密度 $g(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} e^{-\frac{x}{5}}, & x > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$, 且 X 与 Y 相互独立. 求随机变量 $Z = \frac{Y}{X}$ 的概率密度.

[解] 因 X 与 Y 相互独立, 则 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot f(x, xz) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot f_X(x) \cdot f_Y(xz) dx$.

上式的被积函数非零时, 有 $\begin{cases} x \neq 0 \\ f_X(x) \neq 0 \\ f_Y(xz) \neq 0 \end{cases}$, 则 $\begin{cases} x > 0 \\ xz > 0 \end{cases}$, 进而 $z > 0$.

① $z \leq 0$ 时, $f_Z(z) = 0$.

② $z > 0$ 时, $f_Z(z) = \int_0^{+\infty} |x| \cdot \frac{1}{5} e^{-\frac{x}{5}} \cdot \frac{xz}{25} e^{-\frac{xz}{5}} dx$

$$= \frac{z}{125} \cdot \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \exp\left\{-\left(\frac{1+z}{5}\right)x\right\} dx \stackrel{a=\frac{1+z}{5}}{=} \frac{z}{125} \cdot \int_0^{+\infty} x^2 e^{-ax} dx = \frac{2z}{(1+z)^3}.$$

综上, $f_Z(z) = \begin{cases} \frac{2z}{(1+z)^3}, & z > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$.

3.5.4 $Z = \max\{X, Y\}$, $Z = \min\{X, Y\}$ 的分布

[定理3.5.5] 设两相互独立的随机变量 X 和 Y 的分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 则:

(1) ① 随机变量 $Z = \max\{X, Y\}$ 的分布函数 $F_Z(z) = F_X(z) \cdot F_Y(z)$.

② 若 X 与 Y 同分布, 设它们的分布函数都为 $F(x)$, 概率密度都为 $f(x)$, 则 $F_Z(z) = [F(x)]^2$, Z 的概率密度 $f_Z(z) = 2 \cdot F(z) \cdot f(z)$.

(2) ① 随机变量 $Z = \min\{X, Y\}$ 的分布函数 $F_Z(z) = 1 - [1 - F_X(z)] \cdot [1 - F_Y(z)]$.

② 若 X 与 Y 同分布, 设它们的分布函数都为 $F(x)$, 概率密度都为 $f(x)$, 则 $F_Z(z) = 1 - [1 - F_Z(z)]^2$, Z 的概率密度 $f_Z(z) = 2 \cdot [1 - F(z)] \cdot f(z)$.

[证]

(1) $F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{\max\{X, Y\} \leq z\} = P\{X \leq z, Y \leq z\}$

$$= P\{X \leq z\} \cdot P\{Y \leq z\} = F_X(z) \cdot F_Y(z).$$

若 X 与 Y 同分布, 则 $F_Z(z) = [F(x)]^2$,

$$\text{进而 } f_Z(z) = \frac{d}{dz} [F_Z(z)]^2 = 2 \cdot F_Z(z) \cdot [F(z)]' = 2 \cdot F_Z(z) \cdot f(z).$$

(2) $F_Z(z) = P\{Z \leq z\} = P\{\min\{X, Y\} \leq z\} = 1 - P\{\min\{X, Y\} > z\}$

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

$$= 1 - (1 - P\{X \leq z\}) \cdot (1 - P\{Y \leq z\}) = 1 - [1 - F_X(z)] \cdot [1 - F_Y(z)].$$

若 X 与 Y 同分布, 则 $F_Z(z) = 1 - [1 - F(z)]^2$,

$$\text{进而 } f_Z(z) = \frac{d}{dz} \{1 - [1 - F(z)]^2\} = -2 \cdot [1 - F(z)] \cdot [-f(z)] = 2 \cdot [1 - F(z)] \cdot f(z).$$

[推广] 设随机变量 X_1, \dots, X_n 相互独立, 其中 X_i ($1 \leq i \leq n$) 的分布函数为 $F_{X_i}(x_i)$.

(1) ① 随机变量 $Z = \max\{X_1, \dots, X_n\}$ 的分布函数 $F_Z(z) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(z)$.

② 若 X_1, \dots, X_n 同分布, 设它们的分布函数都为 $F(x)$, 则 $F_Z(z) = [F(z)]^n$.

(2) ① 随机变量 $Z = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ 的分布函数 $F_Z(z) = 1 - \prod_{i=1}^n [1 - F_{X_i}(x_i)]$.

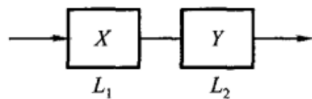
② 若 X_1, \dots, X_n 同分布, 设它们的分布函数都为 $F(x)$, 则 $F_Z(z) = 1 - [1 - F(z)]^n$.

[例3.5.5] 设系统 L 由两相互独立的子系统 L_1, L_2 连接而成, 连接方式为: (1)串联, (2)并联, (3)备用(L_1 损坏时 L_2 才开始工作), 如下图所示. 设 L_1, L_2 的寿命分别为 X, Y , 它们的概率密度分别为

$f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}, f_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases} \quad (\alpha, \beta > 0, \alpha \neq \beta)$. 分别求各种连接方式下 L 寿命 Z 的概率密度.

[解] 边缘分布函数 $F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\alpha x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}, F_Y(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\beta y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$.

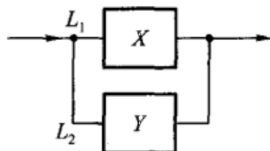
(1) 串联, 如下图所示, 此时有 $Z = \min\{X, Y\}$.



边缘分布函数 $F_Z(z) = 1 - [1 - F_X(z)] \cdot [1 - F_Y(z)] = \begin{cases} 1 - e^{-(\alpha+\beta)z}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$,

则边缘概率密度 $f_Z(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$.

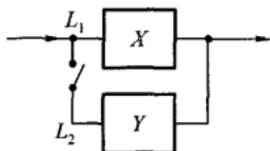
(2) 并联, 如下图所示, 此时有 $Z = \max\{X, Y\}$.



边缘分布函数 $F_Z(z) = F_X(z) \cdot F_Y(z) = \begin{cases} (1 - e^{-\alpha z})(1 - e^{-\beta z}), & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$,

则边缘概率密度 $f_Z(z) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$.

(3) 备用, 如下图所示, 此时有 $Z = X + Y$, 则边缘概率密度 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) \cdot f_Y(z-x) dx$.



上式的被积函数非零需满足 $\begin{cases} x > 0 \\ z-x > 0 \end{cases}$, 则 $\begin{cases} x > 0 \\ x < z \end{cases}$.

① $z < 0$ 时, 区间 $(-\infty, z)$ 与区间 $(0, +\infty)$ 不交, 则 $f_Z(z) = 0$.

② $z \geq 0$ 时, $(-\infty, z) \cap (0, +\infty) = (0, z)$,

$$\text{则 } f_Z(z) = \int_0^z \alpha e^{-\alpha x} \cdot \beta e^{-\beta(z-x)} dx = \alpha \beta e^{-\beta z} \cdot \int_0^z e^{-\alpha x + \beta x} dx = \frac{\alpha \beta}{\beta - \alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}).$$

