

第三章 多元随机变量及其分布

二元离散型随机变量

二元随机变量的分布函数

二元连续型随机变量

随机变量的独立性

二元随机变量函数的分布

问题的提出

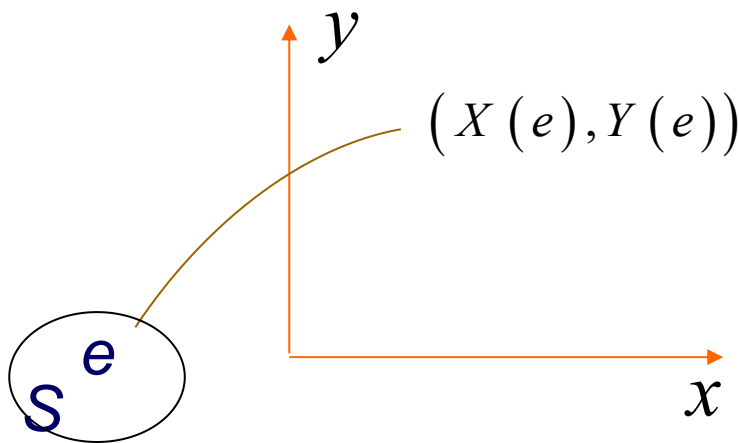
例1：研究某一地区学龄儿童的发育情况。仅研究身高 H 的分布或仅研究体重 W 的分布是不够的。需要同时考察每个儿童的身高和体重值，研究身高和体重之间的关系，这就要引入定义在同一样本空间的两个随机变量。

例2： 研究某种型号炮弹的弹着点分布。每枚炮弹的弹着点位置需要由横坐标和纵坐标来确定，而它们是定义在同一样本空间的两个随机变量。

3.1 二元离散型随机变量

定义：设 E 是一个随机试验，样本空间 $S=\{e\}$ ；

设 $X=X(e)$ 和 $Y=Y(e)$ 是定义在 S 上的随机变量，
由它们构成的向量 (X,Y) 叫做二元随机变量
或二维随机变量。



（一）联合概率分布

定义：若二元随机变量 (X, Y) 全部可能取到的不同值是有限对或可列无限对，则称 (X, Y) 是离散型随机变量。

离散型随机变量的联合概率分布律:

设 (X, Y) 所有可能取值为

$$(x_i, y_j), i, j = 1, 2, \dots$$

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

为二元离散型随机变量 (X, Y) 的联合概率分布律。

可以如右表格表示:

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

联合概率分布律的性质：

$$1^{\circ} \quad p_{ij} \geq 0, \quad i, j = 1, 2, \dots$$

$$2^{\circ} \quad \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = 1.$$

例1.1 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 $1\sim X$ 中等可能地取一整数，试求 (X,Y) 的联合概率分布。

解： $(X = i, Y = j)$ 的取值情况为

$$i = 1, 2, 3, 4; \quad 1 \leq j \leq i.$$

$$\begin{aligned} P(X = i, Y = j) &= P(X = i)P(Y = j \mid X = i) \\ &= \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{i}, \end{aligned}$$

$$i = 1, 2, 3, 4; \quad 1 \leq j \leq i.$$

即 (X, Y) 的联合概率分布为:

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

(二) 边际分布

对于离散型随机变量 (X, Y) ，联合分布律为

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

X, Y 的**边际（边缘）分布律**为：

$$P(Y=y_j)=P(X<+\infty, Y=y_j)=\sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} \overset{\text{记为}}{=} p_{\bullet j} \quad j=1, 2, \dots$$

$$P(X=x_i)=P(X=x_i, Y<+\infty)=\sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} \overset{\text{记为}}{=} p_{i\bullet} \quad i=1, 2, \dots$$

注意：记号 $p_{i\cdot}$ 表示是由 p_{ij} 关于 j 求和后得到的；
同样 $p_{\cdot j}$ 是由 p_{ij} 关于 i 求和后得到的。

$\begin{smallmatrix} Y \\ \diagdown \\ X \end{smallmatrix}$	y_1	y_2	\cdots	y_j	\cdots	$P(X = x_i)$
x_1	p_{11}	p_{12}	\cdots	p_{1j}	\cdots	$p_{1\cdot}$
x_2	p_{21}	p_{22}	\cdots	p_{2j}	\cdots	$p_{2\cdot}$
\vdots	\cdots		\cdots		\cdots	\vdots
x_i	p_{i1}	p_{i2}	\cdots	p_{ij}	\cdots	$p_{i\cdot}$
\vdots	\cdots		\cdots		\cdots	\vdots
$P(Y = y_j)$	$p_{\cdot 1}$	$p_{\cdot 2}$	\cdots	$p_{\cdot j}$	\cdots	1

例1.2 设一群体**80%**的人不吸烟，**15%**的人少量吸烟，**5%**的人吸烟较多，且已知近期他们患呼吸道疾病的概率分别为**5%**，**25%**，

70%.记
$$X = \begin{cases} 0, & \text{不吸烟,} \\ 1, & \text{少量吸烟} \\ 2, & \text{吸烟较多,} \end{cases}, Y = \begin{cases} 1, & \text{患病,} \\ 0, & \text{不患病.} \end{cases}$$

求**(1)** (X, Y) 的联合分布律和边际分布律；**(2)** 患病人中吸烟的概率。

解: (1)由题意可得

X	0	1	2
p	0.80	0.15	0.05

$$P\{Y=1|X=0\}=0.05, P\{Y=1|X=1\}=0.25,$$

$$P\{Y=1|X=2\}=0.70$$

$$P(X=i, Y=j) = P(X=i)P(Y=j|X=i)$$

$X \setminus Y$	0	1	$P(X=i)$
0	0.76	0.04	0.80
1	0.1125	0.0375	0.15
2	0.015	0.035	0.05
$P(Y=j)$	0.8875	0.1125	1

$$(2) P(\text{患病人中吸烟}) = P\{X = 1 \text{或} 2 \mid Y = 1\}$$

$$= \frac{0.0375 + 0.035}{0.1125} = 0.6444$$

(三) 条件分布

对于两个事件 A, B , 若 $P(A) > 0$, 考虑条件概率 $P(B | A)$.

对于二元离散型随机变量 (X, Y) , 设其分布律为

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

若 $P(Y = y_j) = p_{\bullet j} > 0$,

考虑条件概率 $P(X = x_i | Y = y_j)$

由条件概率公式可得：

$$P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}}$$

当*i*取遍所有可能的值，就得到了条件分布律。

定义：设 (X, Y) 是二元离散型随机变量，对于固定的 y_j ，若 $P(Y = y_j) > 0$ ，称

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

为在 $\{Y = y_j\}$ 条件下，随机变量 X 的**条件分布律**；

同样，对于固定的 x_i ，若 $P(X = x_i) > 0$ ，称

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

为在 $\{X = x_i\}$ 条件下，随机变量 Y 的**条件分布律**。

例1.3 设 (X,Y) 的联合分布律为

$X \backslash Y$	-1	0	1
1	a	0.2	0.2
2	0.1	0.1	b

已知 $P(Y \leq 0 \mid X < 2) = 0.5$.

求：(1) a, b 的值；

(2) $\{X=2\}$ 条件下 Y 的条件分布律；

(3) $\{X+Y=2\}$ 条件下 X 的条件分布律。

解：(1) 由分布律性质知 $a+b+0.6=1$ 即 $a+b=0.4$

$$0.5 = P(Y \leq 0 \mid X < 2) = \frac{P(X < 2, Y \leq 0)}{P(X < 2)} = \frac{a + 0.2}{a + 0.4},$$

$$\Rightarrow a = 0, \quad \Rightarrow b = 0.4.$$

$$(2) P(X = 2) = 0.6,$$

$$P(Y = j \mid X = 2) = \frac{P(X = 2, Y = j)}{P(X = 2)} = \begin{cases} 1/6, & j = -1, \\ 1/6, & j = 0, \\ 2/3, & j = 1. \end{cases}$$

$$(3) \quad P(X + Y = 2) = P(X = 1, Y = 1) \\ + P(X = 2, Y = 0) = 0.3,$$

$$P(X = i \mid X + Y = 2) = \frac{P(X = i, Y = 2 - i)}{P(X + Y = 2)}$$

$$= \begin{cases} 2/3, & i = 1, \\ 1/3, & i = 2. \end{cases}$$

例1.4 盒子里装有3只黑球，2只红球，1只白球，在其中不放回任取2球，以 X 表示取到黑球的数目， Y 表示取到红球的只数。求：

(1) (X, Y) 的联合分布律；

(2) $\{X=1\}$ 时 Y 的条件分布律；

(3) $\{Y=0\}$ 时 X 的条件分布律。

若采用放回抽样呢？求相应的(1),(2),(3).

解：采用不放回抽样， (X,Y) 的联合分布律为

$X \setminus Y$	0	1	2	$P(X = i)$
0	0	$2/15$	$1/15$	$1/5$
1	$3/15$	$6/15$	0	$3/5$
2	$3/15$	0	0	$1/5$
$P(Y = j)$	$6/15$	$8/15$	$1/15$	1

Y	0	1
$P(Y = j X = 1)$	$1/3$	$2/3$

X	1	2
$P(X = i Y = 0)$	$1/2$	$1/2$

采用放回抽样， (X,Y) 的联合分布律为

$X \backslash Y$	0	1	2	$P(X = i)$
0	1/36	4/36	4/36	1/4
1	6/36	12/36	0	1/2
2	9/36	0	0	1/4
$P(Y = j)$	4/9	4/9	1/9	1

Y	0	1
$P(Y = j X = 1)$	1/3	2/3

X	0	1	2
$P(X = i Y = 0)$	1/16	6/16	9/16

例1.5 一射手进行射击，击中目标的概率为 p ($0 < p < 1$)，射击直至命中目标两次为止。

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。

试求 X 和 Y 的联合分布律和条件分布律。

解： (X, Y) 的联合分布律为

$$P(X = m, Y = n) = p^2 q^{n-2}, \quad q = 1 - p, \\ n > m \geq 1.$$

X 的边际分布律为

$$P(X = m) = pq^{m-1}, \quad m = 1, 2, \dots$$

Y 的边际分布律为

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

对每一 $m(m = 1, 2, \dots)$, $P(X = m) > 0$,

在 $\{X = m\}$ 条件下, Y 的条件分布律为:

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

如: $P(Y = n | X = 3) = pq^{n-4}, n = 4, 5, \dots$

对每一 $n(n = 2, 3, \cdots)$, $P(Y = n) > 0$,

在 $\{Y = n\}$ 条件下, X 的条件分布律为:

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

如: $P(X = m | Y = 10) = \frac{1}{9}, \quad m = 1, 2, \cdots, 9.$

3.2 二元随机变量的分布函数

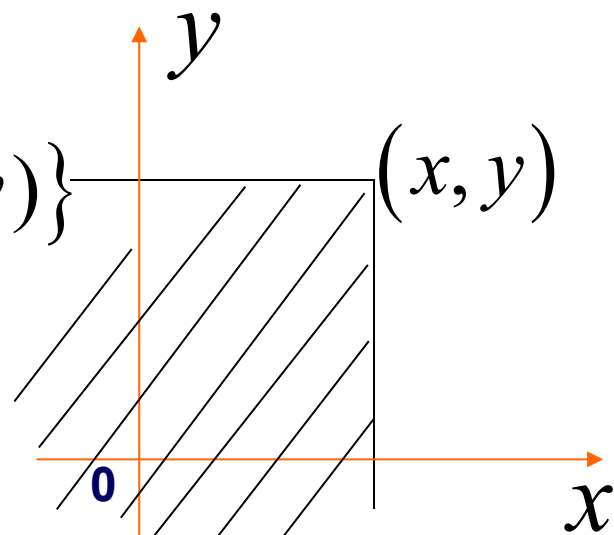
(一) 联合分布函数

定义：设 (X, Y) 是二元随机变量,对于任意实数 x, y , 二元函数

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

记成

$$= P(X \leq x, Y \leq y)$$



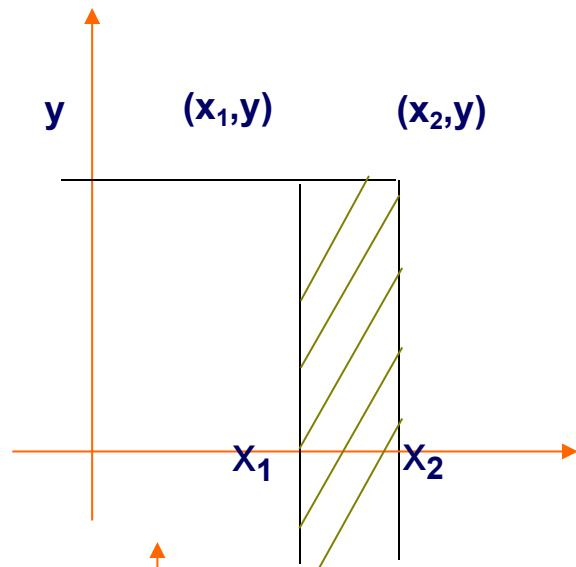
称为二元随机变量 (X, Y) 的联合分布函数。

分布函数 $F(x, y)$ 的性质

1° $F(x, y)$ 关于 x, y 单调不减, 即:

$$x_1 < x_2 \Rightarrow F(x_1, y) \leq F(x_2, y),$$

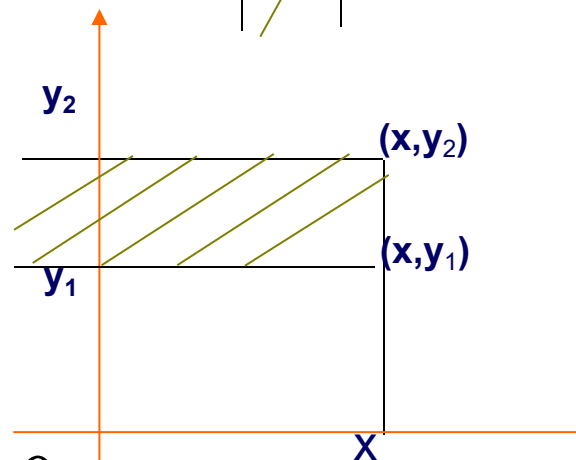
$$y_1 < y_2 \Rightarrow F(x, y_1) \leq F(x, y_2);$$



2° $0 \leq F(x, y) \leq 1, F(+\infty, +\infty) = 1,$

对任意 x, y

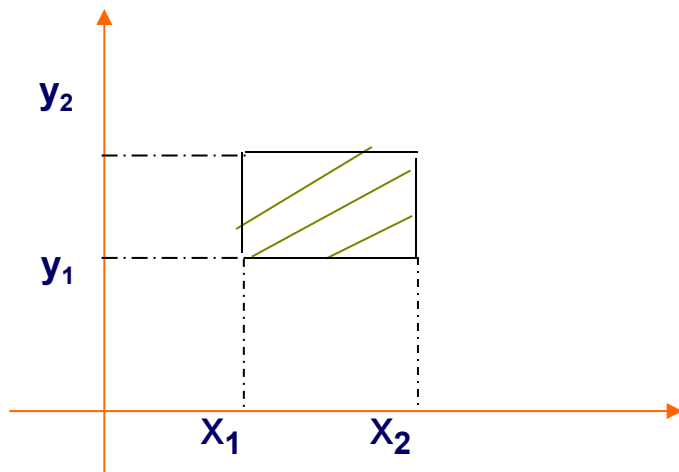
$$F(-\infty, y) = F(x, -\infty) = F(-\infty, -\infty) = 0;$$



3° $F(x, y)$ 关于 x, y 右连续, 即:

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} F(x + \varepsilon, y) = F(x, y),$$

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} F(x, y + \varepsilon) = F(x, y);$$



4° 若 $x_1 < x_2, y_1 < y_2$

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

因为 $P(x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2) =$

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

(二) 边际（边缘）分布函数

二元随机变量 (X, Y) 作为整体，有分布函数 $F(x, y)$ ，其中 X 和 Y 都是随机变量，它们的分布函数，记为 $F_X(x), F_Y(y)$ 称为**边际分布函数**。

$$F_X(x) = F(x, +\infty)$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y)$$

事实上,

$$F_X(x) = P(X \leq x) = P(X \leq x, Y \leq +\infty) = F(x, +\infty)$$

即在分布函数 $F(x, y)$ 中令 $y \rightarrow +\infty$, 就能得到 $F_X(x)$

同理得: $F_Y(y) = P(Y \leq y) = F(+\infty, y)$.

(三) 条件分布函数

定义：条件分布函数 若 $P(Y = y) > 0$,

则在 $\{Y = y\}$ 条件下, X 的条件分布函数为:

$$F_{X|Y}(x | y) = P(X \leq x | Y = y) = \frac{P(X \leq x, Y = y)}{P(Y = y)}$$

若 $P(Y = y) = 0$, 但对任给 $\varepsilon > 0$, $P(y < Y \leq y + \varepsilon) > 0$

则在 $\{Y = y\}$ 条件下, X 的条件分布函数为:

$$\begin{aligned} F_{X|Y}(x | y) &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} P(X \leq x | y < Y \leq y + \varepsilon) \\ &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} \frac{P(X \leq x, y < Y \leq y + \varepsilon)}{P(y < Y \leq y + \varepsilon)} \end{aligned}$$

仍记为 $P(X \leq x | Y = y)$

3.3 二元连续型随机变量

(一) 联合概率密度函数

定义：对于二元随机变量 (X, Y) 的分布函数 $F(x, y)$ ，如果存在非负函数 $f(x, y)$ ，使对于任意 x, y ，

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

称 (X, Y) 为二元连续型随机变量

称 $f(x, y)$ 为二元随机变量 (X, Y) 的
(联合) 概率密度函数.

联合密度函数性质：

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

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

3. 设 G 是平面上区域, (X, Y) 落在 G 内的概率

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

4. 在 $f(x, y)$ 的连续点 (x, y) , 有

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

注:(1)在几何上, $z = f(x, y)$ 表示空间一个曲面,
介于它和 xoy 平面的空间区域的体积为1.

(2) $P((X, Y) \in G)$ 等于以 G 为底, 以曲面
 $z = f(x, y)$ 为顶面的柱体体积.
所以 (X, Y) 落在面积为零的区域的概率为零.

例3.1 设二元随机变量 (X, Y) 的概率密度函数

$$f(x, y) = \begin{cases} ke^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(1)求常数 k ;

(2)求联合分布函数 $F(x, y)$;

(3)求 $P(Y \leq X)$.

解：(1)利用 $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = 1$, 得

$$k \int_0^{\infty} e^{-2x} dx \int_0^{\infty} e^{-3y} dy = k/6 = 1$$

$$\Rightarrow k = 6$$

$$f(x, y) = \begin{cases} 6e^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$(2) \quad F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv$$

$$= \begin{cases} \int_0^y \int_0^x 6e^{-(2u+3v)} du dv, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

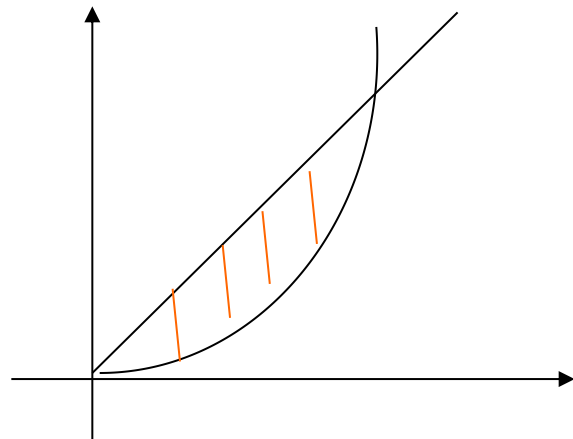
$$= \begin{cases} \int_0^x 2e^{-2u} du \int_0^y 3e^{-3v} dv, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} (1 - e^{-2x})(1 - e^{-3y}), & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\begin{aligned}
 (3) \quad P(Y \leq X) &= \int_0^{\infty} \int_y^{\infty} 6e^{-(2x+3y)} dx dy \\
 &= \int_0^{\infty} 3e^{-3y} (-e^{-2x} \big|_y^{\infty}) dy \\
 &= \int_0^{\infty} 3e^{-3y} e^{-2y} dy \\
 &= \int_0^{\infty} 3e^{-5y} dy \\
 &= -\frac{3}{5} e^{-5y} \big|_0^{\infty} = \frac{3}{5}
 \end{aligned}$$

例3.2 设随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} cy, & 0 < x < 1, x^2 < y < x \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



求(1) 常数 c ;

(2) $P(X > 0.5)$;

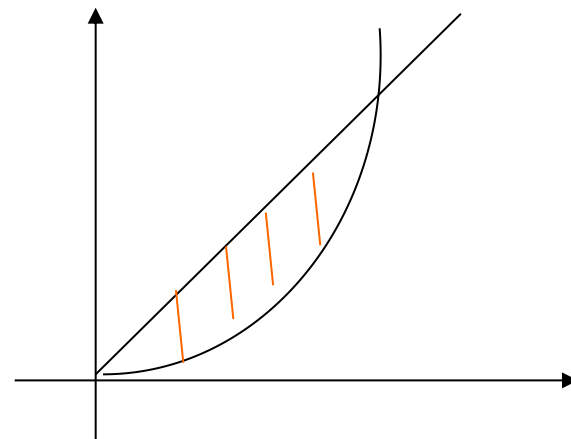
(3) $P(Y \leq 0.5)$;

(4) $P(X > 0.5, Y \leq 0.5)$.

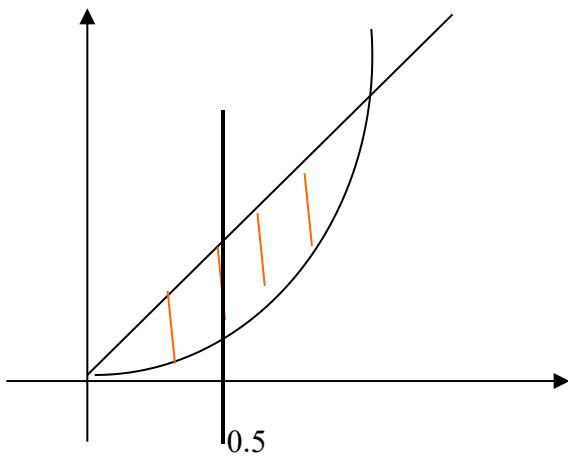
解： (1) $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy$

$$= \int_0^1 dx \int_{x^2}^x cy dy = \frac{c}{15}$$

$$\Rightarrow c = 15$$

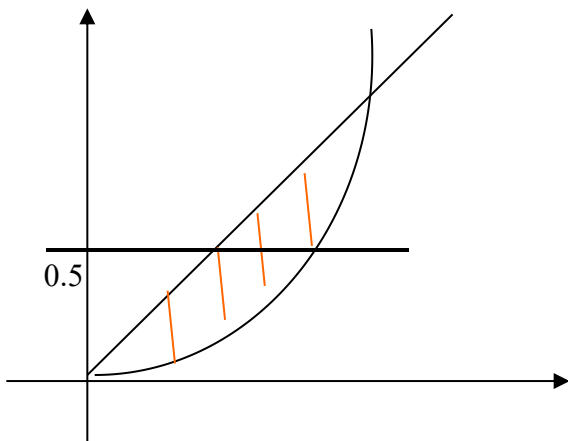


$$(2) P(X > 0.5) = 1 - \int_0^{1/2} dx \int_{x^2}^x 15y dy = \frac{47}{64} = 0.734$$



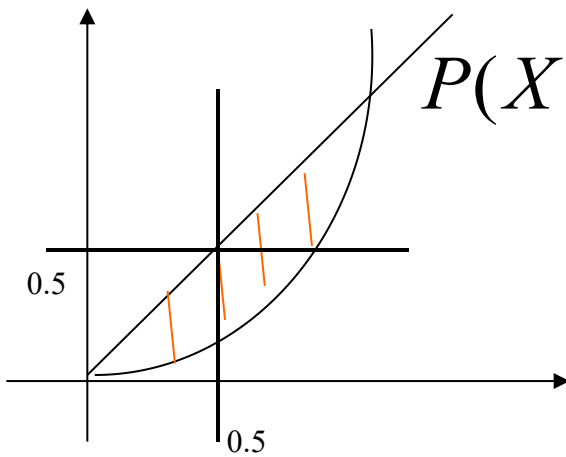
$$(3) P(Y \leq 0.5) = \int_0^{1/2} dy \int_y^{\sqrt{y}} 15y dx$$

$$= \int_0^{1/2} 15(y^{3/2} - y^2) dy = \frac{6\sqrt{2} - 5}{8} = 0.436$$



$$(4) P(X > 0.5, Y \leq 0.5) = \int_{1/4}^{1/2} dy \int_{0.5}^{\sqrt{y}} 15y dx$$

$$= \int_{1/4}^{1/2} 15(y^{3/2} - 0.5y) dy = \frac{48\sqrt{2} - 57}{64} = 0.170$$



$$P(X > 0.5, Y \leq 0.5) \neq P(X > 0.5)P(Y \leq 0.5)$$

(二) 边际（边缘）概率密度函数

设连续型随机变量 (X, Y) 的密度函数为 $f(x, y)$,
则 X, Y 的边际概率密度函数分别为

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

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

事实上,

$$F_X(x) = F(x, +\infty) = \int_{-\infty}^x \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) dv \right] du$$

$$= \int_{-\infty}^x f_X(u) du$$

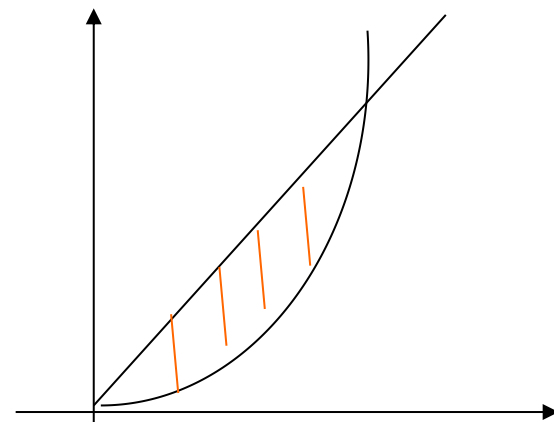
同理:

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = \int_{-\infty}^y \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) du \right] dv$$

$$= \int_{-\infty}^y f_Y(v) dv$$

例3.3: (续上例)设二元随机变量 (X,Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} 15y, & 0 < x < 1, x^2 < y < x \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



求 X, Y 的边际概率密度函数 $f_X(x), f_Y(y)$.

$$\begin{aligned} \text{解: } f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_{x^2}^x 15y dy, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{15}{2}(x^2 - x^4), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx \\ &= \begin{cases} \int_y^{\sqrt{y}} 15y dx = 15(y^{\frac{3}{2}} - y^2), & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \end{aligned}$$

(三) 条件概率密度函数

定义：条件概率密度函数

设二元随机变量 (X, Y) 的密度函数为 $f(x, y)$,

X, Y 的边际密度函数为 $f_X(x), f_Y(y)$,

则在 $\{Y = y\}$ 条件下 X 的条件密度函数为

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

在 $\{X = x\}$ 条件下, Y 的条件密度函数为

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}, f_X(x) > 0.$$

$$\text{即 } F_{X|Y}(x | y) = \int_{-\infty}^x \frac{f(u, y)}{f_Y(y)} du$$

$$\therefore F_{X|Y}(x | y) = \lim_{\Delta y \rightarrow 0^+} \frac{P(X \leq x, y < Y \leq y + \Delta y)}{P(y < Y \leq y + \Delta y)}$$

$$= \lim_{\Delta y \rightarrow 0^+} \frac{\frac{1}{\Delta y} \int_{-\infty}^x ds \int_y^{y+\Delta y} f(u, v) dv}{\frac{1}{\Delta y} \int_y^{y+\Delta y} f_Y(t) dt}$$

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

$$\therefore F_{X|Y}(x | y) = \int_{-\infty}^x \frac{f(u, y)}{f_Y(y)} du.$$

条件密度函数性质(以 $f_{X|Y}(x|y)$ 为例):

1. $f_{X|Y}(x|y) \geq 0,$

2. $\int_{-\infty}^{+\infty} f_{X|Y}(x|y)dx = 1,$

3. $P\{a < X < b | Y = y\} = \int_a^b f_{X|Y}(x|y)dx,$

4. 在 $f_{X|Y}(x|y)$ 的连续点 x , 有 $\frac{dF_{X|Y}(x|y)}{dx} = f_{X|Y}(x|y),$

5. $f(x, y) = f_{X|Y}(x|y)f_Y(y) = f_X(x)f_{Y|X}(y|x).$

例3.4 设有一件工作需要甲乙两人接力完成，完成时间不能超过30分钟。设甲先干了 X 分钟，再由乙完成，加起来共用 Y 分钟。若 $X \sim U(0, 30)$ ，在 $\{X=x\}$ 条件下， $Y \sim U(x, 30)$ 。

(1) 求 (X, Y) 的联合密度函数以及条件密度函数 $f_{X|Y}(x|y)$ ；

(2) 当已知两人共花了25分钟完成工作时，求甲的工作时间不超过10分钟的概率。

解：已知 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{30}, & 0 < x < 30, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases},$

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{1}{30-x}, & x < y < 30, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

$$f(x, y) = f_X(x) f_{Y|X}(y|x)$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{30(30-x)}, & 0 < x < 30, x < y < 30, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

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

$$= \begin{cases} \int_0^y \frac{1}{30(30-x)} dx = \frac{1}{30} \ln \frac{30}{(30-y)}, & 0 < y < 30, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

当 $0 < y < 30$ 时,

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{1}{(30-x) \ln \frac{30}{(30-y)}}, & 0 < x < y, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

$$P(X < 10 | Y = 25) = \int_0^{10} f_{X|Y}(x|25)dx$$

$$= \int_0^{10} \frac{1}{(30-x)\ln 6} dx = \frac{\ln 3 - \ln 2}{\ln 6} \approx 0.2263.$$

(四) 二元均匀分布与二元正态分布

(1) 若二元随机变量 (X, Y) 在二维有界区域 D 上取值, 且具有概率密度函数

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{D\text{的面积}}, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

则称 (X, Y) 在 D 上服从均匀分布。

若 D_1 是 D 的子集, 则

$$P\{(X, Y) \in D_1\} = \iint_{D_1} f(x, y) dx dy,$$

即

$$P\{(X, Y) \in D_1\} = \frac{D_1 \text{的面积}}{D \text{的面积}}.$$

例3.5 设二元随机变量 (X, Y) 在区域

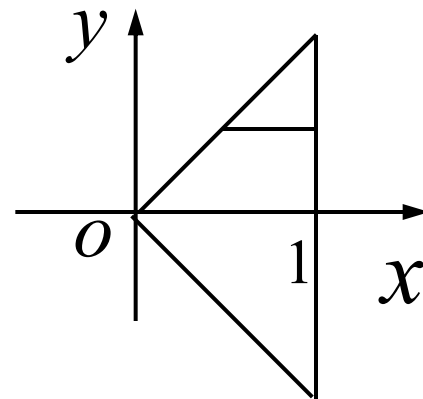
$$\{(x, y) : |y| < x < 1\}$$

内均匀分布，求条件密度函数

$$f_{X|Y}(x | y) \text{ 及 } P(X > \frac{2}{3} | Y = \frac{1}{2}).$$

解： 根据题意， (X,Y) 的概率密度函数为：

$$f(x,y)=\begin{cases} 1, & |y|<x<1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



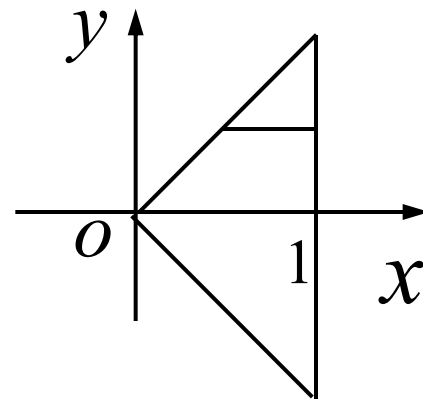
Y 的边际概率密度函数为：

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

$$= \begin{cases} \int_{|y|}^1 dx = 1 - |y|, & -1 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

于是给定 $y(-1 < y < 1)$, X 的条件密度函数为:

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{1}{1-|y|}, & |y| < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$



二元均匀分布的条件分布仍为均匀分布

$$\begin{aligned} P(X > \frac{2}{3} | Y = \frac{1}{2}) &= \int_{2/3}^{\infty} f_{X|Y}(x | \frac{1}{2}) dx \\ &= \int_{2/3}^1 2 dx = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

二元正态分布 设二元随机变量 (X, Y) 的概率密度函数为:

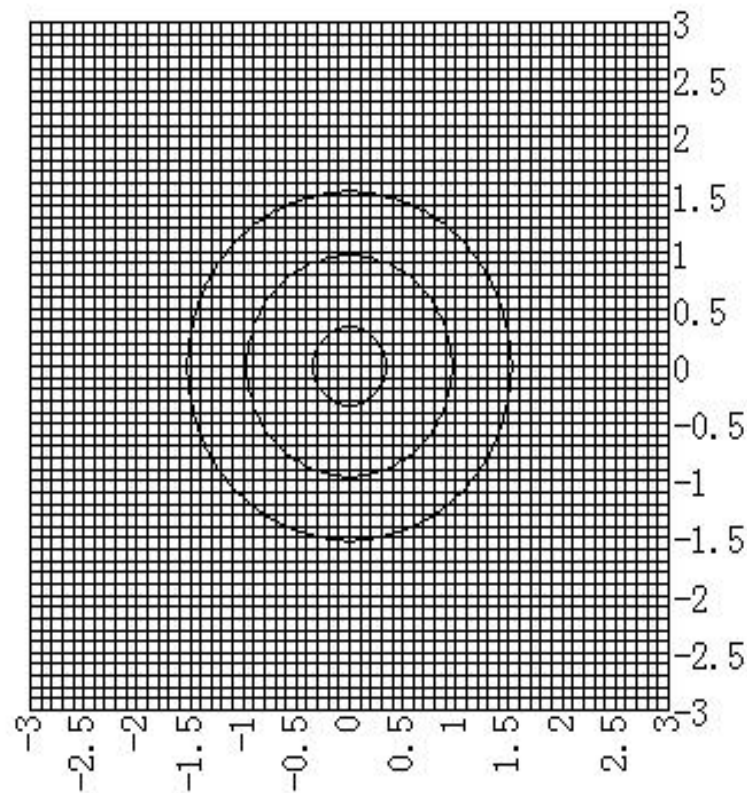
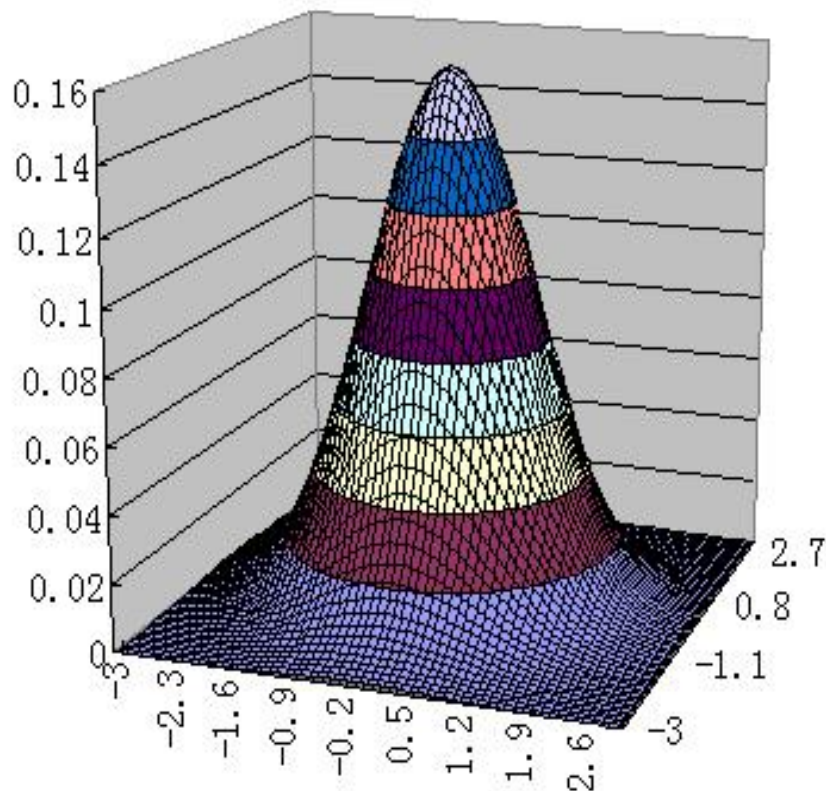
$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \\ \times \exp \left\{ \frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\} \\ (-\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty)$$

其中 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$ 都是常数, 且 $\sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0, -1 < \rho < 1$;

称 (X, Y) 为服从参数为 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$ 的二元正态分布,

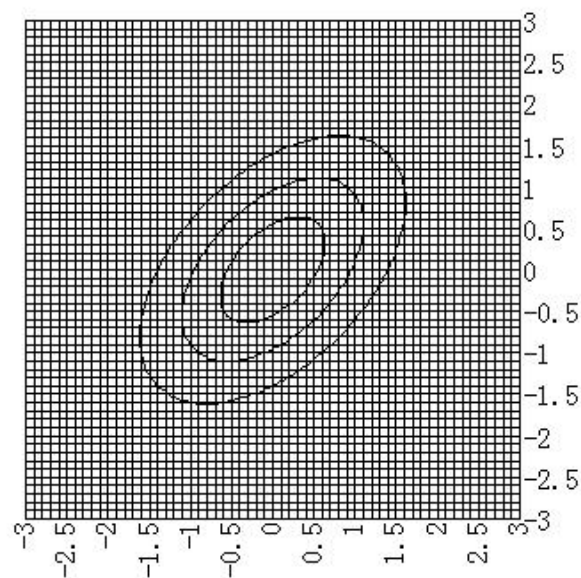
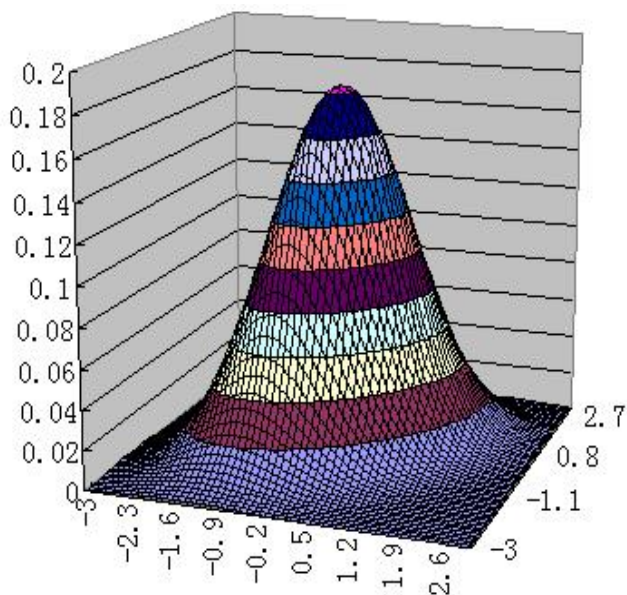
记为: $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ 。

以下为 $(X, Y) \sim N(0, 0, 1, 1, \rho)$, 其中 $\rho=0$ 的顶曲面图及俯瞰图

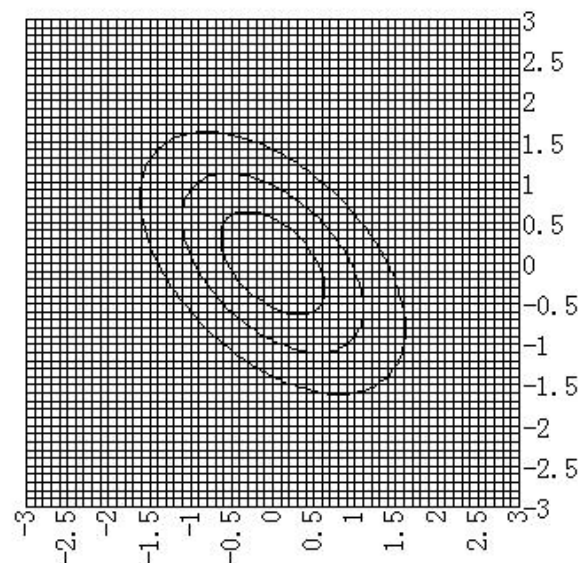
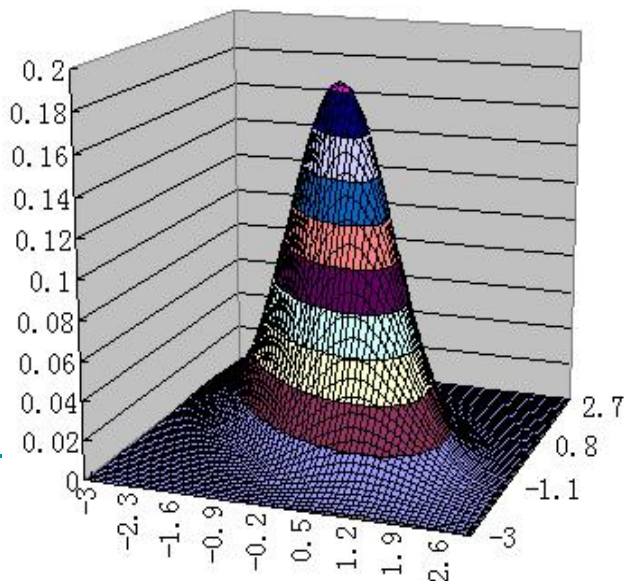


以下为 $(X,Y) \sim N(0,0,1,1,\rho)$, 其中 $\rho = \pm 0.5$ 的顶曲面图及俯瞰图

$\rho=0.5$



$\rho=-0.5$



例3.6 设随机变量 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$;

求(1) X, Y 的边际密度函数 $f_X(x), f_Y(y)$;

(2) 条件密度函数 $f_{Y|X}(y|x), f_{X|Y}(x|y)$.

$$\begin{aligned}
& \text{解: } (1) f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]\right\} dy \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \rho\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right]^2} dy \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma_2^2(1-\rho^2)}\left\{y - \left[\mu_2 + \rho\frac{\sigma_2}{\sigma_1}(x-\mu_1)\right]\right\}^2} dy \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \quad \text{即 } X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2).
\end{aligned}$$

同理 $f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}$, 即

$$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2).$$

即二元正态分布的边际分布是正态分布,

并且都不依赖于参数 ρ .

$$\begin{aligned}
 (2) \quad f_{Y|X}(y|x) &= \frac{f(x, y)}{f_X(x)} \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_2 \sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ \frac{-1}{2(1-\rho^2)\sigma_2^2} \left[y - \left(\mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (x - \mu_1) \right) \right]^2 \right\}
 \end{aligned}$$

即在 $\{X = x\}$ 条件下, Y 的条件分布是正态分布

$$N\left(\mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (x - \mu_1), (1 - \rho^2) \sigma_2^2\right)$$

同理, 在 $\{Y = y\}$ 条件下, X 的条件分布是正态分布

$$N\left(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (y - \mu_2), (1 - \rho^2) \sigma_1^2\right).$$

3.4 随机变量的独立性

定义：设 $F(x, y)$ 及 $F_X(x), F_Y(y)$ 分别是随机变量 (X, Y) 的联合分布函数及边际分布函数，若对所有实数 x, y 有

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x)P(Y \leq y)$$

即 $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$

称随机变量 X, Y 相互独立.

若 (X, Y) 是离散型随机变量, 则 X, Y 相互独立的条件等价于:

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

即 $p_{ij} = p_{i\bullet} p_{\bullet j}$ 对一切 i, j 都成立.

若 (X, Y) 是连续型随机变量, $f(x, y), f_X(x), f_Y(y)$ 分别是 (X, Y) 的联合密度函数和边缘密度函数, 则 X, Y 相互独立的条件等价于:

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) \text{ 几乎处处成立;}$$

即平面上除去零“面积”集以外, 处处成立.

例4.1 判断在例3.1中 X 和 Y 是否相互独立？

即 (X, Y) 具有概率密度函数

$$f(x, y) = \begin{cases} 6e^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

解：计算得， X 和 Y 的边际概率密度分别为：

$$f_X(x) = \begin{cases} 2e^{-2x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} 3e^{-3y}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

故有 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$, 因而 X, Y 是相互独立的。

请问：连续型随机变量 X, Y 相互独立，其密度函数 $f(x, y)$ 有何特征？

定理3.4.1 连续型随机变量 X, Y 相互独立的充分必要条件是

$$f(x, y) = m(x) \cdot n(y), \quad |x| < +\infty, |y| < +\infty.$$

思考题：若随机变量 (X, Y) 的密度函数如下所示，问哪些密度函数对应的 X 与 Y 是相互

独立的？

$$(1) f(x, y) = \begin{cases} e^{-2x}, & x > 0, 0 < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$(2) f(x, y) = \begin{cases} xy/2, & 0 < x < y < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$(3) f(x, y) = \begin{cases} x + y, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$(4) f(x, y) = \begin{cases} xy, & 0 < x < 2, 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

答： (1) , (4) 。

例4.2 (X, Y) 具有分布律如下, 则:

$$P(X=1, Y=0) = 1/6 = P(X=1)P(Y=0)$$

$$P(X=2, Y=0) = 1/6 = P(X=2)P(Y=0)$$

$$P(X=1, Y=1) = 2/6 = P(X=1)P(Y=1)$$

$$P(X=2, Y=1) = 2/6 = P(X=2)P(Y=1)$$

因而 X, Y 是相互独立的。

		Y		
		0	1	$P(X=j)$
X	1	$1/6$	$2/6$	$1/2$
	2	$1/6$	$2/6$	$1/2$
$P(Y=i)$		$1/3$	$2/3$	

例4.3 若 (X, Y) 具有分布律如下, 则:

$$P(X = 1, Y = 0) = 1/6$$

$$P(X = 1)P(Y = 0) = 1/2 \times 1/2 = 1/4$$

故 $P(X = 1, Y = 0) \neq P(X = 1)P(Y = 0)$

因而 X 与 Y 不相互独立。

$X \backslash Y$		0	1	$P(X=j)$
1		$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{2}$
2		$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{2}$
$P(Y=i)$		$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	

例4.4 设 X 与 Y 是相互独立的随机变量，已知 (X, Y) 的联合分布律的部分值，求其余未知的概率值。

$X \backslash Y$	0	1	2	$P(X = i)$
1	0.01	0.2	0.04	0.25
2	0.03	0.6	0.12	
$P(Y = j)$	0.04	0.8		

例4.5 证明：对于二维正态随机变量 (X, Y) ,
 X 与 Y 相互独立的充要条件是参数 $\rho = 0$.

证：因为 (X, Y) 的概率密度函数为：

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

又由例题3.6知，其边际密度函数的乘积为：

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

" \Leftarrow " 如果 $\rho = 0$, 则对于所有 x, y , 有 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

即 X, Y 相互独立。

" \Rightarrow " 反之, 若 X, Y 相互独立,

由于 $f(x, y), f_X(x), f_Y(y)$ 都是连续函数,

故对于所有的 x, y , 有 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

特别的有 $f(\mu_1, \mu_2) = f_X(\mu_1)f_Y(\mu_2)$,

$$\text{即 } \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \quad \Rightarrow \quad \rho = 0$$

例4.6 设甲乙两种元件的寿命 X, Y 相互独立服从同一分布，其密度函数为：

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

求甲元件寿命不大于乙元件寿命2倍的概率.

解： (X, Y) 的联合密度函数为

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4}e^{-\frac{x+y}{2}} & x > 0, y > 0, \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} P(X \leq 2Y) &= \int_0^\infty dx \int_{x/2}^\infty \frac{1}{4}e^{-\frac{x+y}{2}} dy \\ &= \int_0^\infty \frac{1}{2}e^{-\frac{x}{2}}e^{-\frac{x}{4}} dx = \int_0^\infty \frac{1}{2}e^{-\frac{3x}{4}} dx = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

一般n元随机变量的一些概念和结果

n 元随机变量

设 E 是一个随机试验，它的样本空间是 $S = \{e\}$;

设 $X_1 = X_1(e), X_2 = X_2(e), \dots, X_n = X_n(e)$ 是定义在 S 上的随机变量，由它们构成的一个 n 元向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 称为 n 元随机变量。

分布函数

对于任意 n 个实数 x_1, x_2, \dots, x_n ， n 元函数：

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

称为 n 元随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数。



离散型随机变量的分布律

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 所有可能取值为 $(x_{1i_1}, x_{2i_2}, \dots, x_{ni_n})$ $i_j = 1, 2, \dots$

$$P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}, \dots, X_n = x_{ni_n}) \quad j = 1, 2, \dots, n, \quad i_j = 1, 2, \dots$$

称为 n 元离散型随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布律。



连续型随机变量的概率密度函数

若存在非负函数 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 使得对于任意实数 x_1, x_2, \dots, x_n

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} \int_{-\infty}^{x_{n-1}} \cdots \int_{-\infty}^{x_1} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \cdots dx_n$$

称 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为 n 元连续型随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的密度函数。

边际分布

(X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 已知,
则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的 k ($1 \leq k \leq n$) 元边际分布函数
就随之确定。

例如:

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

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

$$P(X_1 = x_{1i_1}) = \sum_{i_2, i_3, \dots, i_n} P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}, \dots, X_n = x_{ni_n})$$

$$P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}) = \sum_{i_3, i_4, \dots, i_n} P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}, \dots, X_n = x_{ni_n})$$

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

$$f_{(X_1, X_2)}(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_3 dx_4 \dots dx_n$$

多元随机变量相互独立

若对于所有的 x_1, x_2, \dots, x_n , 有:

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

则称 X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的

(X_1, X_2, \dots, X_m) 与 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 的独立性

设 (X_1, X_2, \dots, X_m) 的分布函数为 $F_1(x_1, x_2, \dots, x_m)$,

(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 的分布函数为 $F_2(y_1, y_2, \dots, y_n)$,

$(X_1, X_2, \dots, X_m, Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 的分布函数为

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

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

称 (X_1, X_2, \dots, X_m) 与 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 相互独立。

④ 定理

设 (X_1, X_2, \dots, X_m) 与 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 相互独立,
则 $X_i (i = 1, 2, \dots, m)$ 与 $Y_j (j = 1, 2, \dots, n)$ 相互独立;
若 $h(x_1, x_2, \dots, x_m)$ 和 $g(y_1, y_2, \dots, y_n)$ 是连续函数,
则 $h(X_1, X_2, \dots, X_m)$ 和 $g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 相互独立。

3.5 二元随机变量的函数的分布

设二元离散型随机变量 (X, Y) 具有概率分布

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

(1) 设 $U = u(X, Y), V = v(X, Y)$,

则 (U, V) 的分布律是什么?

(2) $Z = g(X, Y)$ 的分布律是什么?

对于 (1) , 先确定 (U, V) 的取值 (u_i, v_j) $i, j = 1, 2, \dots$
再找出 $(U = u_i, V = v_j) = \{(X, Y) \in D\}$, 从而计算出分布律;

对于 (2) 类似 (1) , 先确定 Z 的取值 z_i , $i = 1, 2, \dots$
再找出 $(Z = z_i) = \{(X, Y) \in D\}$, 从而计算出分布律;

例5.1 设 (X, Y) 的联合分布律为：

		Y	
		1	2
X	1	0.2	0.1
	2	0.3	0.4

令 $U = X + Y$, $V = \max(X, Y)$,

求 (U, V) 的联合分布律及 U, V 的边缘分布律。

解：

$U \backslash V$	1	2
2	0.2	0
3	0	0.4
4	0	0.4

U	2	3	4
p	0.2	0.4	0.4

V	1	2
p	0.2	0.8

例5.2 设 X 的密度函数 $f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$

$$\text{令 } U = \begin{cases} 1, & X > 1 \\ 0, & X \leq 1 \end{cases}, \quad V = \begin{cases} 1, & X > 2 \\ 0, & X \leq 2 \end{cases}$$

求 (U, V) 的联合分布律.

解： $P(U = 1, V = 1) = P(X > 1, X > 2) = P(X > 2) = e^{-2}$

$$P(U=1, V=0) = P(X > 1, X \leq 2) = P(1 < X \leq 2) = e^{-1} - e^{-2}$$

$$P(U = 0, V = 1) = P(X \leq 1, X > 2) = 0$$

$$P(U = 0, V = 0) = P(X \leq 1, X \leq 2) = P(X \leq 1) = 1 - e^{-1}$$

(一) $Z = X + Y$ 的分布

设 (X, Y) 为离散型随机变量，分布律为

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

设 Z 的可能取值为 $z_1, z_2, \dots, z_k, \dots$ ，则

$Z = X + Y$ 的分布律为

$$\begin{aligned} P(Z = z_k) &= P(X + Y = z_k) \\ &= \sum_{i=1}^{+\infty} P(X = x_i, Y = z_k - x_i), k = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

$$\text{或 } P(Z = z_k) = \sum_{j=1}^{+\infty} P(X = z_k - y_j, Y = y_j), k = 1, 2, \dots$$

特别地，当 X 与 Y 相互独立时，

$$P(Z = z_k) = \sum_{i=1}^{+\infty} P(X = x_i)P(Y = z_k - x_i), k = 1, 2, \dots$$

或
$$P(Z = z_k) = \sum_{j=1}^{+\infty} P(X = z_k - y_j)P(Y = y_j), k = 1, 2, \dots$$

例5. 3 设随机变量 $X \sim P(\lambda_1)$, $Y \sim P(\lambda_2)$,
且 X, Y 相互独立。若 $Z = X + Y$,
求 Z 的概率分布律。

解: $P(X = i) = \frac{\lambda_1^i e^{-\lambda_1}}{i!}, \quad i = 0, 1, 2, \dots,$

$$P(Y = j) = \frac{\lambda_2^j e^{-\lambda_2}}{j!}, \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

$$\begin{aligned}
 P(Z = k) &= \sum_{i=0}^k P(X = i)P(Y = k - i) = \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i e^{-\lambda_1}}{i!} \frac{\lambda_2^{k-i} e^{-\lambda_2}}{(k-i)!} \\
 &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda_1^i \lambda_2^{k-i} \\
 &= \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots
 \end{aligned}$$

即 $Z = X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2).$

设连续型随机变量 (X, Y) 的密度函数为 $f(x, y)$,

则 $Z = X + Y$ 的分布函数为:

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

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

固定 z, y
令 $u = x + y$

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

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

故 Z 的密度函数为 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y)dy$

由 X, Y 的对称性, $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x)dx$.

当 X 与 Y 相互独立时,

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

称为卷积公式.

例5.4 设 X 和 Y 是相互独立的标准正态随机变量，
求 $Z=X+Y$ 的概率密度函数。

解：由卷积公式：

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

即 $Z \sim N(0, 2)$

一般地，设 X 与 Y 相互独立，

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

则 $aX + bY + c \sim N(a\mu_1 + b\mu_2 + c, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2)$

例5.5 设 X, Y 相互独立，同服从 $[0, 1]$ 上的均匀分布，求 $Z = X + Y$ 的概率密度函数。

解：(方法1)利用卷积公式：

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

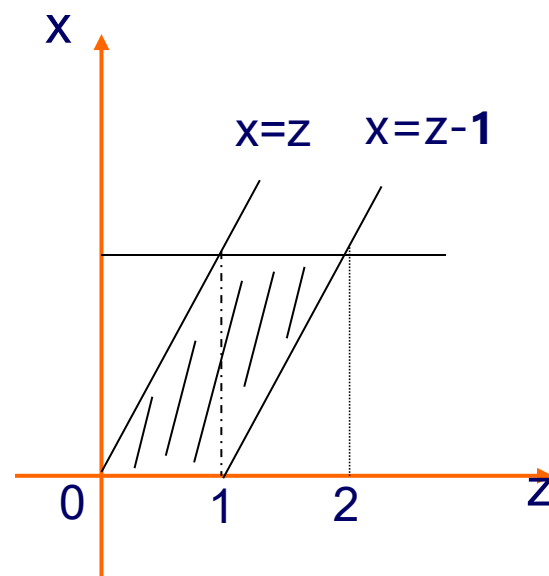
易知仅当

$$\begin{cases} 0 \leq x \leq 1 \\ 0 \leq z-x \leq 1 \end{cases} \quad \text{即} \quad \begin{cases} 0 \leq x \leq 1 \\ z-1 \leq x \leq z \end{cases}$$

时上述积分的被积函数不等于零

参考图得：

$$f_Z(z) = \begin{cases} \int_0^z dx = z & 0 \leq z \leq 1 \\ \int_{z-1}^1 dx = 2-z & 1 < z \leq 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



(方法2) 利用分布函数 $F_Z(z) = P(X + Y \leq z)$

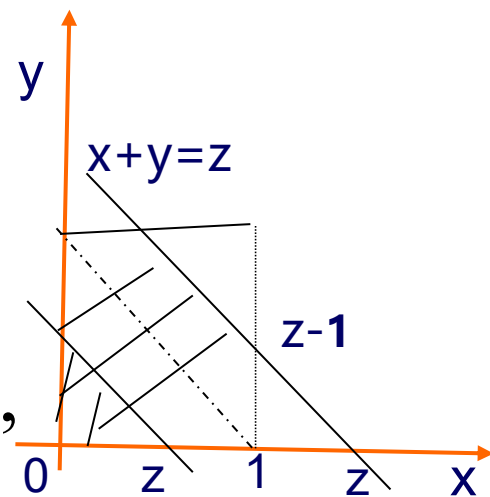
当 $z < 0$ 时, $F_Z(z) = P(X + Y \leq z) = 0$,

当 $z \geq 2$ 时, $F_Z(z) = P(X + Y \leq z) = 1$,

当 $0 \leq z < 1$ 时, $F_Z(z) = P(X + Y \leq z) = \frac{1}{2} z^2$,

当 $1 \leq z < 2$ 时, $F_Z(z) = P(X + Y \leq z) = 1 - \frac{1}{2} (1 - (z - 1))^2$,

求导得 $f_Z(z) = \begin{cases} z, & 0 \leq z \leq 1, \\ 2 - z, & 1 < z \leq 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$



例5.6 设随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} 3x, & 0 < y < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

记 $Z = X + Y$, 求 Z 的概率密度函数。

解：(方法1)利用公式

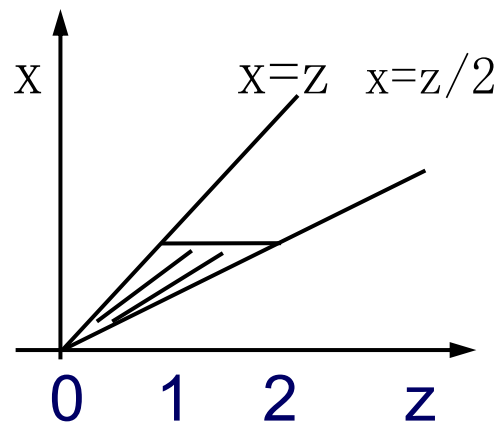
$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx$$

$$f(x, z-x) = \begin{cases} 3x, & 0 < z-x < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$0 < z-x < x < 1 \Leftrightarrow \frac{z}{2} \leq x \leq \min(z, 1), 0 < z < 2$$

参考图得：

$$f_Z(z) = \begin{cases} \int_{\frac{z}{2}}^z 3x dx = \frac{9}{8} z^2, & 0 < z \leq 1 \\ \int_{\frac{z}{2}}^1 3x dx = \frac{3}{2} \left(1 - \frac{z^2}{4}\right), & 1 < z < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



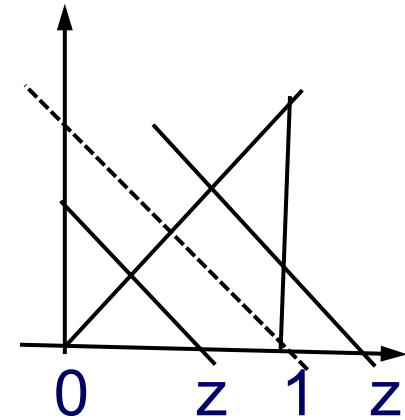
(方法2) 利用分布函数 $F_Z(z) = P(X + Y \leq z)$

当 $z < 0$ 时, $F_Z(z) = P(X + Y \leq z) = 0$,

当 $z \geq 2$ 时, $F_Z(z) = P(X + Y \leq z) = 1$,

当 $0 \leq z < 1$ 时, $F_Z(z) = \int_0^{z/2} dy \int_y^{z-y} 3x dx = \frac{3}{8} z^3$,

当 $1 \leq z < 2$ 时, $F_Z(z) = 1 - \int_{z/2}^1 dx \int_{z-x}^x 3x dy = -\frac{z^3}{8} + \frac{3z}{2} - 1$.



求导得: $f_Z(z) = \begin{cases} 9z^2/8, & 0 < z \leq 1, \\ 3(4 - z^2)/8, & 1 < z < 2, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

例5.7：某人一天做两份工作，一份工作的酬金 X 为100元、150元、200元的概率各为 $1/3$ ，另一份工作的酬金 $Y \sim N(150, 400)$. 设 X, Y 相互独立，记一天的酬金总数为 Z ， $Z = X + Y$ 。求

(1) Z 的概率密度函数；

(2) 求一天酬金多于300元的概率。

解：(1) 先求 Z 的分布函数，利用全概率公式

$$\begin{aligned} F_Z(t) &= P(Z \leq t) = P\{X + Y \leq t\} \\ &= P(X = 100)P\{X + Y \leq t \mid X = 100\} + \\ &\quad P(X = 150)P\{X + Y \leq t \mid X = 150\} + \\ &\quad P(X = 200)P\{X + Y \leq t \mid X = 200\} \\ &= \frac{1}{3}[P\{Y \leq t - 100 \mid X = 100\} + P\{Y \leq t - 150 \mid X = 150\} - \\ &\quad + P\{Y \leq t - 200 \mid X = 200\}] \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{3} [P\{Y \leq t - 100\} + P\{Y \leq t - 150\} + P\{Y \leq t - 200\}]$$

$$= \frac{1}{3} [F_Y(t - 100) + F_Y(t - 150) + F_Y(t - 200)]$$

$$f_Z(t) = F_Z'(t) = \frac{1}{60\sqrt{2\pi}} \left[e^{\frac{-(t-250)^2}{800}} + e^{\frac{-(t-300)^2}{800}} + e^{\frac{-(t-350)^2}{800}} \right]$$

$$(2) P(Z > 300) = 1 - F_Z(300)$$

$$= 1 - \frac{1}{3} \left[\Phi\left(\frac{5}{2}\right) + \Phi(0) + \Phi\left(-\frac{5}{2}\right) \right] = 0.5.$$

(二) $M = \max\{X, Y\}$, $N = \min\{X, Y\}$ 的分布

设 X, Y 是两个相互独立的随机变量, 它们的分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 记 M, N 的分布函数分别为 $F_{\max}(z)$ 和 $F_{\min}(z)$ 。 则

$$F_{\max}(z) = P(M \leq z) = P(X \leq z, Y \leq z) = P(X \leq z)P(Y \leq z)$$

$$\text{即 } F_{\max}(z) = F_X(z)F_Y(z);$$

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

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

$$\text{即 } F_{\min}(z) = 1 - (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z)).$$

推广到 n 个相互独立的随机变量的情况

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是 n 个相互独立的随机变量，它们的分布函数分别为： $F_{X_i}(x_i) \quad i=1, 2, \dots, n$ ，则：

$M = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$ 及 $N = \min_{1 \leq i \leq n} X_i$ 的分布函数 $F_{\max}(z)$ 和 $F_{\min}(z)$ 为

$$F_{\max}(z) = F_{X_1}(z)F_{X_2}(z) \cdots F_{X_n}(z) \stackrel{F_{X_i}(z)=F(z)}{=} (F(z))^n,$$

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

$$\begin{aligned} & \stackrel{F_{X_i}(z)=F(z)}{=} 1 - [1 - F(z)]^n. \end{aligned}$$

例5.8 设 X 与 Y 独立, 均服从 $U(0, 1)$,
分别求 $M = \max(X, Y)$, $N = \min(X, Y)$ 的密度函数。

解： X, Y 的分布函数均为 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x, & 0 \leq x \leq 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$

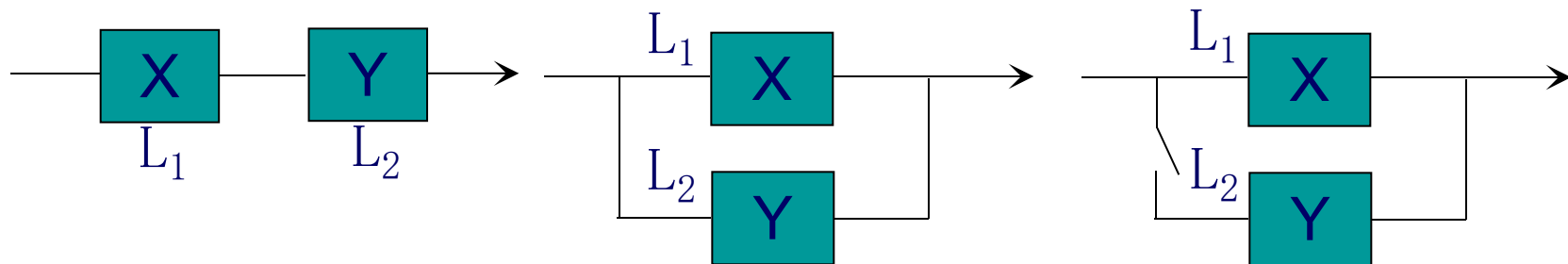
$$F_M(x) = [F(x)]^2 = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x^2, & 0 \leq x \leq 1, \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

$$f_M(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$F_N(x) = 1 - [1 - F(x)]^2 = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1 - (1 - x)^2, & 0 \leq x \leq 1, \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

$$f_N(x) = \begin{cases} 2(1 - x), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

例5.9 设系统 L 由两个相互独立的子系统 L_1, L_2 联结而成，联结的方式分别为：(1) 串联；(2) 并联；(3) 备用(当系统 L_1 损坏时，系统 L_2 开始工作)。如图，设 L_1, L_2 的寿命为 X, Y ，分别服从参数为 α, β 的指数分布($\alpha \neq \beta$)，试分别就以上三种联结方式写出 L 的寿命 Z 的概率密度函数。



解：根据题意， X, Y 的密度函数分别为

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

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

X, Y 的分布函数分别为

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\alpha x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-\beta y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

(1) 串联的情况



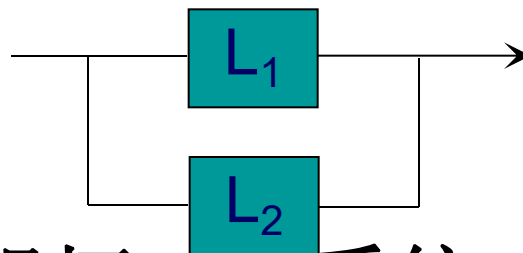
由于当 L_1, L_2 中由一个损坏时，系统 L 就停止工作，所以 L 的寿命为 $Z = \min(X, Y)$;

$$F_{\min}(z) = 1 - (1 - F_X(z))(1 - F_Y(z)) = \begin{cases} 1 - e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$

Z 的概率密度函数为:

$$f_{\min}(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases} \quad Z \sim E(\alpha + \beta).$$

(2) 并联的情况



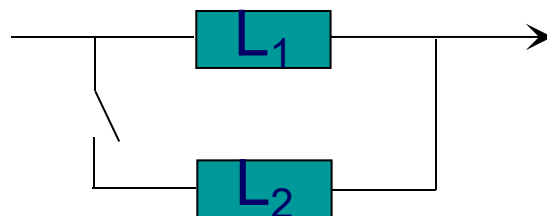
由于当且仅当 L_1, L_2 都损坏时，系统 L 才停止工作，所以这时 L 的寿命为 $Z=\max(X, Y)$ ， Z 的分布函数为：

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

Z 的概率密度函数为：

$$f_{\max}(z) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$

(3) 备用的情况



由于这时当系统 L_1 损坏时，系统 L_2 才开始工作，
因此整个系统 L 的寿命 $Z=X+Y$;

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

当 $z \leq 0$ 时， $f_Z(z) = 0$; 当 $z > 0$ 时，

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_0^z \alpha e^{-\alpha(z-y)} \beta e^{-\beta y} dy = \frac{\alpha\beta}{\beta-\alpha} [e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}]. \\ &= \alpha\beta e^{-\alpha z} \int_0^z e^{-(\beta-\alpha)y} dy \end{aligned}$$

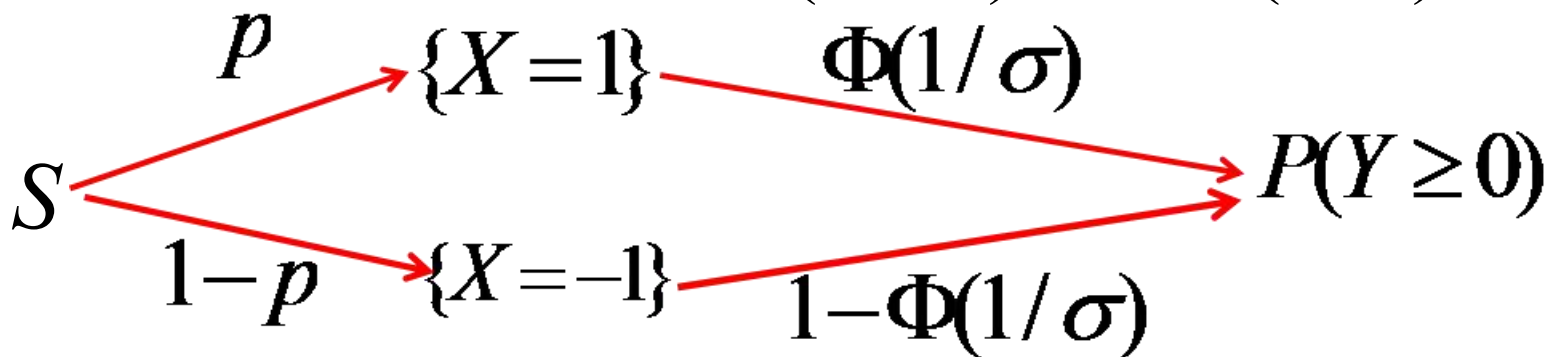
例5.10: 发送机发送信号 X , 假设在传输过程中带有噪声 $N \sim N(0, \sigma^2)$ 且与发送信号独立. 最后接收到的信号是 $Y = X + N$. 当 $Y \geq 0$ 时判断 $X = 1$; 否则判断 $X = -1$. 假设 $P(X = 1) = p, P(X = -1) = 1 - p, 0 < p < 1$.

- (1) 如果 $X = 1$, 那么判断准确的概率?
- (2) 如果 $Y \geq 0$, 那么判断准确的概率?
- (3) 如果 $Y < 0$, 那么判断准确的概率?

解:(1)所求概率为 $P(Y \geq 0 | X = 1) = P(X + N \geq 0 | X = 1)$

$$= P(1 + N \geq 0 | X = 1) = P(N \geq -1) = 1 - \Phi(-1/\sigma) = \Phi(1/\sigma)$$

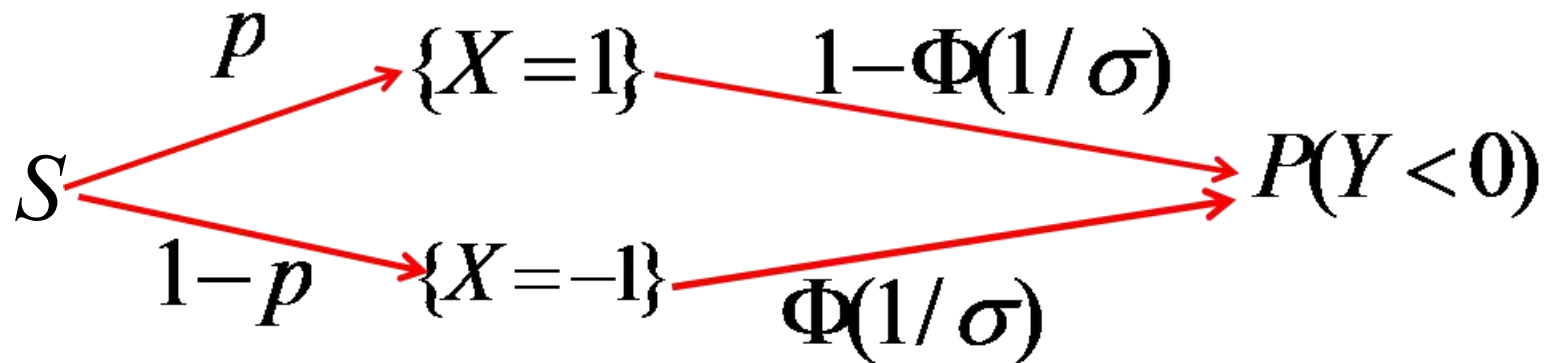
$$(2) P(Y \geq 0 | X = -1) = P(-1 + N \geq 0 | X = -1) \\ = P(N \geq 1) = 1 - \Phi(1/\sigma)$$



由贝叶斯公式, 所求概率为 $P(X = 1 | Y \geq 0)$

$$= \frac{p\Phi(1/\sigma)}{p\Phi(1/\sigma) + (1-p)(1-\Phi(1/\sigma))}$$

(3)



由贝叶斯公式, 所求概率为 $P(X = -1 | Y < 0)$

$$= \frac{(1-p)\Phi(1/\sigma)}{(1-p)\Phi(1/\sigma) + p(1-\Phi(1/\sigma))}$$

如 $1-p$ 越大, σ 越小, 则 $(1-p)\Phi(1/\sigma)$ 越大,
 $p(1-\Phi(1/\sigma))$ 越小, 从而 $P(X = -1 | Y < 0)$ 越大.

特别地, 当 $p = 0.5$ 时,

$$P(X = 1 | Y \geq 0) = P(X = -1 | Y < 0) = \Phi(1 / \sigma)$$

如 $\sigma = 0.5$, 则 $P(X = 1 | Y \geq 0) = P(X = -1 | Y < 0) = 0.9772$

如 $\sigma = 1$, 则 $P(X = 1 | Y \geq 0) = P(X = -1 | Y < 0) = 0.8413$

如 $\sigma = 2$, 则 $P(X = 1 | Y \geq 0) = P(X = -1 | Y < 0) = 0.6915$

例5.11 设 $Z = AX + (1 - A)Y$, $A \sim B(1, p)$,

且 $F_X(x), F_Y(y)$ 已知, A, X, Y 相互独立,

(1) 求 Z 的分布函数 $F_Z(z)$;

(2) 若 $p = \frac{1}{2}$, $P(X = 2) = 1$, $Y \sim U(0, 1)$,

求 $F_Z(z)$,

并判断此时 Z 是什么类型的随机变量?

解：(1) Z 的分布函数为

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(AX + (1-A)Y \leq z) \\ &= P(A=1)P(AX + (1-A)Y \leq z \mid A=1) \\ &\quad + P(A=0)P(AX + (1-A)Y \leq z \mid A=0) \\ &= pP(X \leq z) + (1-p)P(Y \leq z) = pF_X(z) + (1-p)F_Y(z) \end{aligned}$$

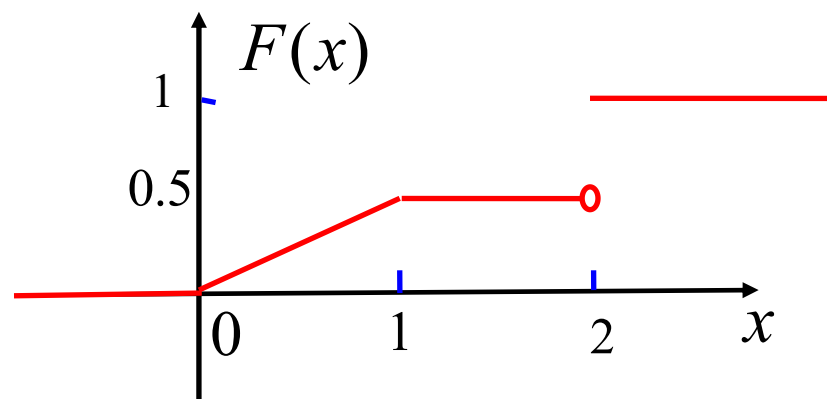
(2) 由题意，可知 X 和 Y 的分布函数分别为

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 2, \\ 1, & x \geq 2; \end{cases} \quad F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0, \\ y, & 0 \leq y < 1, \\ 1, & y \geq 1. \end{cases}$$

现 $p = 0.5$, 故 Z 的分布函数为

$$F_Z(z) = \frac{1}{2}F_X(z) + \frac{1}{2}F_Y(z)$$

$$= \begin{cases} 0, & z < 0; \\ z/2, & 0 \leq z < 1; \\ 1/2, & 1 \leq z < 2; \\ 1, & z \geq 2. \end{cases}$$



由此判断 Z 是既非连续型又非离散型的随机变量.

课件待续!

THE
END