

第三章 二维随机变量及其分布

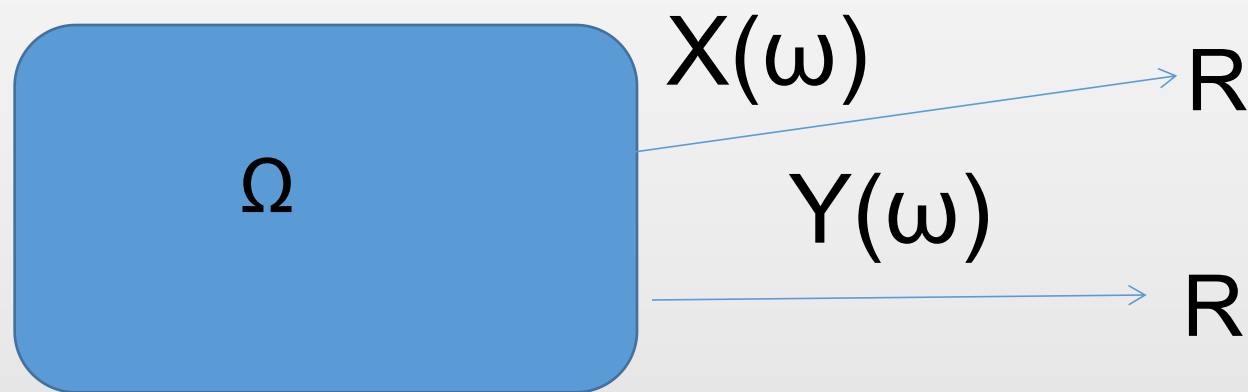
- 二维随机变量的联合分布与边际分布
- 二维离散型随机变量
- 二维连续型随机变量
- 二维随机变量函数的分布
- 综合例题

§ 3.1 二维随机变量的联合分布与边际分布

- 二维随机变量的定义
- 联合分布函数的定义与性质
- 联合分布函数与边际分布函数的关系

二维随机变量的定义

定义1 设随机试验 E 的样本空间为 $\Omega=\{\omega\}$, $X=X(\omega)$ 和 $Y=Y(\omega)$ 是定义在 Ω 上的随机变量, 称向量 (X,Y) 为二维随机变量或二维随机向量。



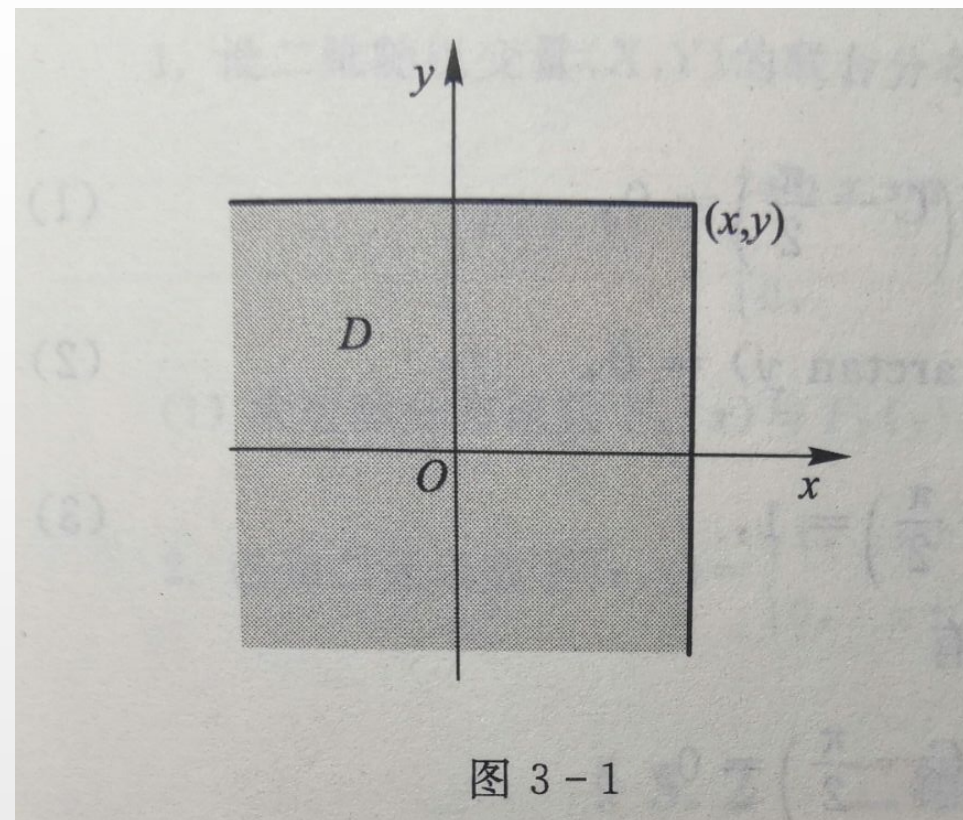
联合分布函数的定义

定义 2 设 (X, Y) 是一个二维随机变量, 对任意实数 x, y , 称二元函数

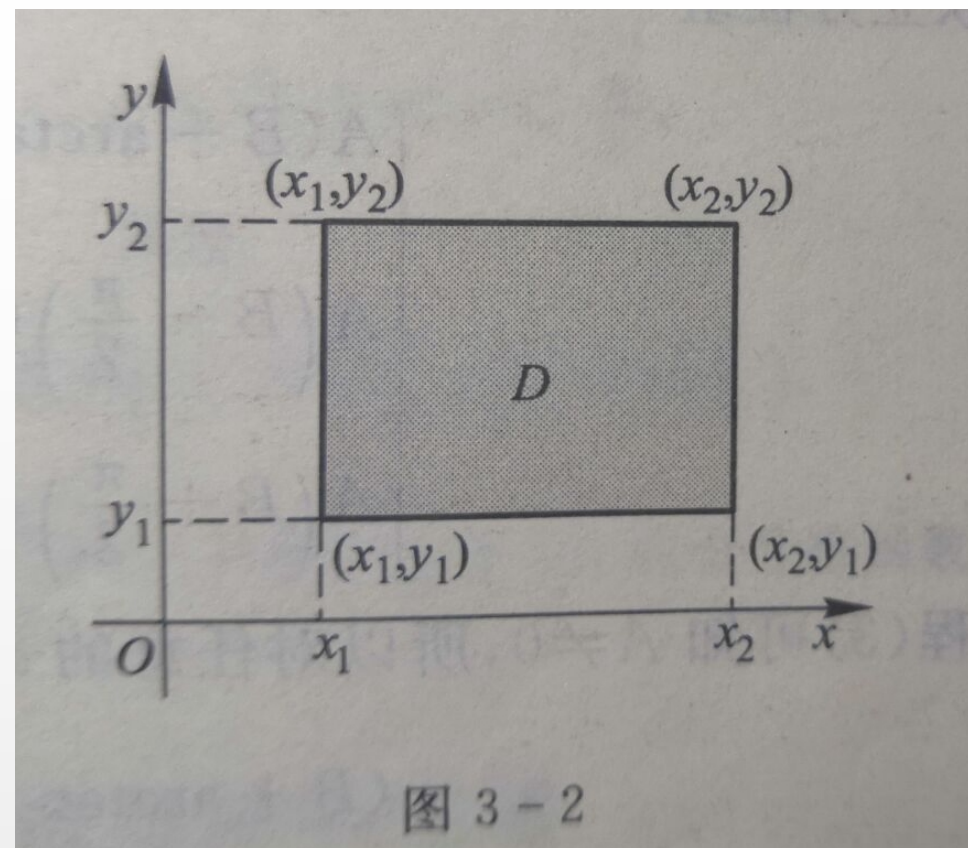
$$F(x, y) = P(\{X \leq x\} \cap \{Y \leq y\}) \triangleq P(X \leq x, Y \leq y)$$

为二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数.

注:(1).若将 (X, Y) 看成 R^2 上的一个随机点, 那么 $F(x, y)$ 描述的就是随机点 (X, Y) 落在平面上以 (x, y) 为顶点的左下方无穷矩形的概率。



$$\begin{aligned}
 & (2). \forall x_1 \leq x_2, y_1 \leq y_2 \text{ 有} \\
 & P\{x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2\} \\
 & = F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) \\
 & + F(x_1, y_1) - F(x_2, y_1) \\
 & \quad \text{(同正异负)}
 \end{aligned}$$



它表示随机点 (X, Y) 落在矩形区域 D 内的概率。

联合分布函数的性质

1°. $F(x, y)$ 对 x 或 y 都是单调不减的函数,

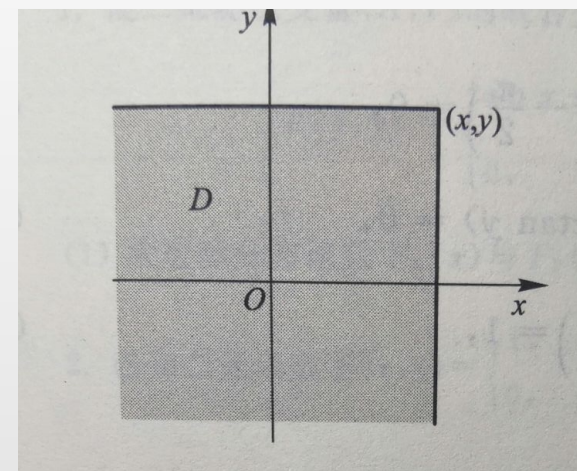
对 $\forall y$, 若 $x_1 < x_2$, 则 $F(x_1, y) \leq F(x_2, y)$

对 $\forall x$, 若 $y_1 < y_2$, 则 $F(x, y_1) \leq F(x, y_2)$

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

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

$F(+\infty, +\infty) = 1$



3°. $F(x, y)$ 对 x 和 y 是右连续的,

$$\forall y, \text{ 则 } F(x+0, y) = F(x, y), \quad \forall x, \text{ 则 } F(x, y+0) = F(x, y)$$

4° (矩形法则) $\forall x_1 < x_2, y_1 < y_2$ 有

$$\begin{aligned} & F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) \\ & + F(x_1, y_1) - F(x_2, y_1) \geq 0 \end{aligned}$$

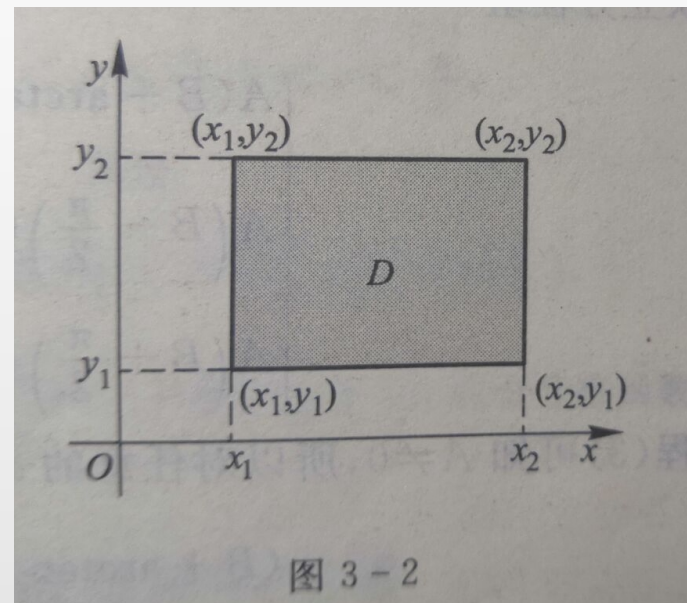


图 3-2

例1 已知二元函数 $F(x, y) = \begin{cases} 1, & 2x + y \geq 0 \\ 0, & 2x + y < 0 \end{cases}$,

证明 $F(x, y)$ 不是联合分布函数。

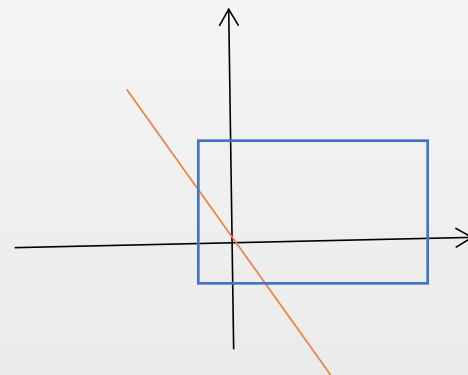
证明: 显然 $F(x, y)$ 对 x 或 y 都是右连续的单调不减函数,

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

$$P\{x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2\}$$

$$= F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) + F(x_1, y_1) - F(x_2, y_1)$$

$$= 1 - 1 + 0 - 1 = -1 \quad \text{F(x,y)不满足矩形法则}$$



例2 已知 $F(x, y) = A(B + \arctan x)(C + \arctan y)$,

$x, y \in R$ 为二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数,
求常数 A, B, C 。

解: 由 $F(-\infty, y) = 0, \quad F(x, -\infty) = 0, \quad F(+\infty, +\infty) = 1,$

得方程组

$$\begin{cases} A(B - \frac{\pi}{2})(C + \arctan y) = 0, \forall y \\ A(B + \arctan x)(C - \frac{\pi}{2}) = 0, \forall x \\ A(B + \frac{\pi}{2})(C + \frac{\pi}{2}) = 1 \end{cases} \quad \text{解得: } \begin{cases} B = \frac{\pi}{2} \\ C = \frac{\pi}{2} \\ A = \frac{1}{\pi^2} \end{cases}$$

即 $F(x, y) = \frac{1}{\pi^2} (\frac{\pi}{2} + \arctan x)(\frac{\pi}{2} + \arctan y).$

边际分布函数

定义 3 称随机变量 X 的分布函数 $F_X(x)$ 为二维随机变量 (X, Y) 关于 X 的边际分布函数。

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

定义 4 称随机变量 Y 的分布函数 $F_Y(y)$ 为二维随机变量 (X, Y) 关于 Y 的边际分布函数。

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X < +\infty, Y \leq y) = F(+\infty, y)$$

例3 已知二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数为 $F(x, y) = \frac{1}{\pi^2} (\frac{\pi}{2} + \arctan x)(\frac{\pi}{2} + \arctan y)$, 求 $P(X > 1)$ 。

解： $F_X(x) = F(x, +\infty) = \frac{1}{\pi} (\frac{\pi}{2} + \arctan x)$

$$\begin{aligned} P(X > 1) &= 1 - P(X \leq 1) = 1 - F_X(1) \\ &= 1 - \frac{1}{\pi} (\frac{\pi}{2} + \arctan 1) = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

§ 3.2 二维离散型随机变量

- 二维离散型随机变量的定义
- 联合分布列的定义与性质
- 联合分布列与边际分布列的关系
- 二维离散型随机变量的独立性
- 条件分布列

二维离散型随机变量的定义

定义5. 如果随机变量 X 与 Y 都是一维离散型随机变量，则称 (X, Y) 为二维离散型随机变量。

例： X 表示某地区在一段时间内出生的婴儿数，
 Y 表示该地区在这段时间内出生的男婴数，
则 (X, Y) 是二维离散型随机变量。

二维离散型随机变量的联合分布列的定义

定义6: 设 (X, Y) 为二维离散型随机变量, 它的所有可能取值为 $(x_i, y_j), (i, j = 1, 2, \cdots)$, 称

$$P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, (i, j = 1, 2, \cdots) \quad (3.2.1)$$

为二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布列 (律) 。

联合分布列的性质

(1).非负性: $p_{ij} \geq 0, i, j = 1, 2, \dots$

(2).归一性: $\sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = 1$

边际分布列

定义7. 称随机变量 X 的分布列为二维随机变量 (X, Y) 关于 X 的边际分布列;
称随机变量 Y 的分布列为二维随机变量 (X, Y) 关于 Y 的边际分布列。

$$P(X = x_i) \hat{=} p_{i\bullet} = P(X = x_i, \bigcup_{j=1}^{\infty} (Y = y_j)) = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}$$

$$P(Y = y_j) \hat{=} p_{\bullet j} = P(\bigcup_{i=1}^{\infty} (X = x_i), Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}$$

联合分布列和边际分布列的关系

$X \backslash Y$						$P(X = x_i) = p_{i\cdot}$
	y_1	y_2	\dots	y_j	\dots	
x_1	p_{11}	p_{12}	\dots	p_{1j}	\dots	$p_{1\cdot}$
x_2	p_{21}	p_{22}	\dots	p_{2j}	\dots	$p_{2\cdot}$
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots		\vdots
x_i	p_{i1}	p_{i2}	\dots	p_{ij}	\dots	$p_{i\cdot}$
\vdots	\vdots	\vdots		\vdots		\vdots
$P(Y = y_j) = p_{\cdot j}$	$p_{\cdot 1}$	$p_{\cdot 2}$	\dots	$p_{\cdot j}$	\dots	$\sum_i \sum_j p_{ij} = 1$

例4 设有3件正品2件次品共5件产品，从中任取两次，每次1件，分别以X和Y表示第一、第二次取到的正品个数。试分别在有放回与无放回两种情况下求(X,Y)的联合分布列与边缘分布列。

有放回

X \ Y	0	1	P _{i·}
0	0.16	0.24	0.4
1	0.24	0.36	0.6
P _{·j}	0.4	0.6	1

无放回

X \ Y	0	1	P _{i·}
0	0.1	0.3	0.4
1	0.3	0.3	0.6
P _{·j}	0.4	0.6	1

$$\begin{aligned} & \frac{2}{5} \times \frac{1}{4} \\ & \frac{2}{5} \times \frac{3}{4} \\ & \frac{3}{5} \times \frac{2}{4} \end{aligned}$$

例5 设某射手向一目标独立地进行连续射击，每次命中的概率为 p ，用 X 表示第二次命中时的射击次数， Y 表示第三次命中时的射击次数，求 (X,Y) 的联合分布列，并且利用联合分布列求出 X 和 Y 的边缘分布列。

解： X 的可能取值为 $2, 3, \dots$ ， Y 的可能取值为 $3, 4, \dots$ ，
$$P(X = m, Y = n) = C_{m-1}^1 \cdot p^3 \cdot q^{n-3}, \text{ 其中 } q = 1 - p,$$

第 n 次射击时射中，前 $n-1$ 次射击中有2次射中，
第 m 次射击时射中，前 $m-1$ 次射击中恰有一次射中

其中 $n = 3, 4, 5, \dots, m = 2, 3, 4, \dots, n - 1$,
 X 的边际分布列为

$$\begin{aligned} P(X = m) &= \sum_{n=m+1}^{\infty} P(X = m, Y = n) \\ &= \sum_{n=m+1}^{\infty} (m-1) p^3 q^{n-3} \\ &= (m-1) p^3 \sum_{n=m+1}^{\infty} q^{n-3} = (m-1) p^3 \frac{q^{m-2}}{1-q} \end{aligned}$$

$$= (m-1)p^2q^{m-2}, \quad m = 2, 3, 4, \dots。$$

Y 的边际分布列为

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

$$= \sum_{m=2}^{n-1} (m-1)p^3q^{n-3}$$

$$\begin{aligned} &1 + 2 + \dots + (n-2) \\ &= \frac{1+(n-2)}{2} (n-2) \end{aligned}$$

$$= p^3q^{n-3} \sum_{m=2}^{n-1} (m-1) = C_{n-1}^2 p^3q^{n-3}$$

$$n = 3, 4, \dots。$$

例6 已知 X 和 Y 的边缘分布列均为 $\begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \end{pmatrix}$,
且 $P(XY = 0) = 1$, 试求 (X, Y) 的联合分布列。

$X \backslash Y$	-1	0	1	$P_{i\cdot}$
-1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
0	$\frac{1}{4}$?	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
$P_{\cdot j}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	1

二维离散型随机变量的独立性

定义8. 若二维离散型随机变量 的联合分布列
与边际分布列满足

$$p_{ij} = p_{i\cdot} \cdot p_{\cdot j}, i, j = 1, 2, \dots \quad (3.2.2)$$

则称 X 与 Y 是相互独立的。

$$\frac{P_{ij}}{P_{ij+1}} = \frac{P_{i\cdot} \cdot P_{\cdot j}}{P_{i\cdot} \cdot P_{\cdot j+1}} = \frac{P_{\cdot j}}{P_{\cdot j+1}},$$

任意两列成比例
任意两行成比例

例 7. 设 (X, Y) 的联合分布列为

$X \backslash Y$	1	2	3	$p_{i.}$
1	$1/18$	$1/9$	$1/6$	$1/3$
2	α	β	γ	$2/3$

且 X 与 Y 相互独立, 求 α, β, γ .

解: 因为 X 与 Y 相互独立, 所以 $\frac{P_{ij}}{P_{i+1 j}} = \frac{P_{i.}}{P_{i+1.}},$

$$\frac{\frac{1}{18}}{\alpha} = \frac{\frac{1}{9}}{\beta} = \frac{\frac{1}{6}}{\gamma} = \frac{\frac{1}{3}}{\frac{2}{3}}, \quad \alpha = \frac{1}{9}, \quad \beta = \frac{2}{9}, \quad \gamma = \frac{1}{3}$$

二维离散型随机变量的条件分布列

定义9. 若 $P(X = x_i) = p_{i\bullet} > 0$, 则称

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

为 $X = x_i$ 条件下 Y 的条件分布列。

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

例 8. 设在某医院每天出生的 婴儿总数 $X \sim P(14)$,
其中出生婴儿为男婴的 概率为0.51, 以 Y 表示
每天在该医院出生的男 婴个数,
求 (1). (X, Y) 的联合分布列 ;
(2). Y 的边际分布列
(3). 条件分布列 $P(X = n | Y = m)$ 。

解: (1). 在 $X = n$ 的条件下, 男 婴个数 $Y \sim B(n, 0.51)$,

$$\text{即 } P(Y = m \mid X = n) = C_n^m 0.51^m 0.49^{n-m} \quad m = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$P(X = n) = \frac{14^n}{n!} e^{-14}, \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

$$\begin{aligned} P(X = n, Y = m) &= P(X = n)P(Y = m \mid X = n) \\ &= \frac{14^n}{n!} e^{-14} \cdot C_n^m 0.51^m 0.49^{n-m} \\ &= \frac{(14 \times 0.51)^m (14 \times 0.49)^{n-m}}{m! \cdot (n-m)!} e^{-14} \end{aligned}$$

$$= \frac{7.14^m \cdot 6.86^{n-m}}{m! \cdot (n-m)!} e^{-14}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \quad m = 0, 1, 2, \dots, n$$

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

$$= \sum_{n=m}^{\infty} \frac{7.14^m \cdot 6.86^{n-m}}{m! \cdot (n-m)!} e^{-14}$$

$$= e^{-14} \frac{7.14^m}{m!} \sum_{n=m}^{\infty} \frac{6.86^{n-m}}{(n-m)!} = e^{-14} \frac{7.14^m}{m!} \cdot e^{6.86}$$

$$= \frac{7.14^m}{m!} \cdot e^{-7.14}, \quad m = 0, 1, 2, \dots$$

$$(3). P(X = n | Y = m) = \frac{P(X = n, Y = m)}{P(Y = m)}$$

$$= \frac{\frac{7.14^m \cdot 6.86^{n-m}}{m! \cdot (n-m)!} e^{-14}}{\frac{7.14^m}{m!} e^{-7.14}} = \frac{6.86^{n-m}}{(n-m)!} e^{-6.86},$$

$$n = m, m + 1, m + 2, \dots$$

§ 3.3 二维连续型随机变量

- 二维连续型随机变量的定义
- 二维连续型随机变量的联合密度
- 二维连续型随机变量的边际密度
- 两种常见的二维连续型分布
- 二维连续型随机变量的条件密度函数
- 二维连续型随机变量的独立性

二维连续型随机变量的定义

定义9. 设 $F(x,y)$ 是二维随机变量 (X,Y) 的联合分布函数, 若存在非负二元函数 $f(x,y)$, 使得对任意的 $x,y \in \mathbb{R}$, 总有

$$F(x,y) = \int_{-\infty}^x du \int_{-\infty}^y f(u,v) dv \quad (3.3.1)$$

则称 (X,Y) 为二维连续型随机变量,

称 $f(x,y)$ 为 (X,Y) 的联合概率密度函数。

注: (1) $F(x,y)$ 是二元连续函数。

联合密度函数 $f(x,y)$ 的性质:

(1) 非负性: $f(x,y) \geq 0$

(2) 归一性: $\int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy = 1$

(3). 设 G 是 xoy 平面上的区域, 点 (X,Y) 落在区域 G 内的概率为

$$P\{(X,Y) \in G\} = \iint_G f(x,y) dx dy \quad (3.3.2)$$

(4).若 $f(x, y)$ 在点 (x, y) 连续, 则有 $\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = f(x, y)$ 。

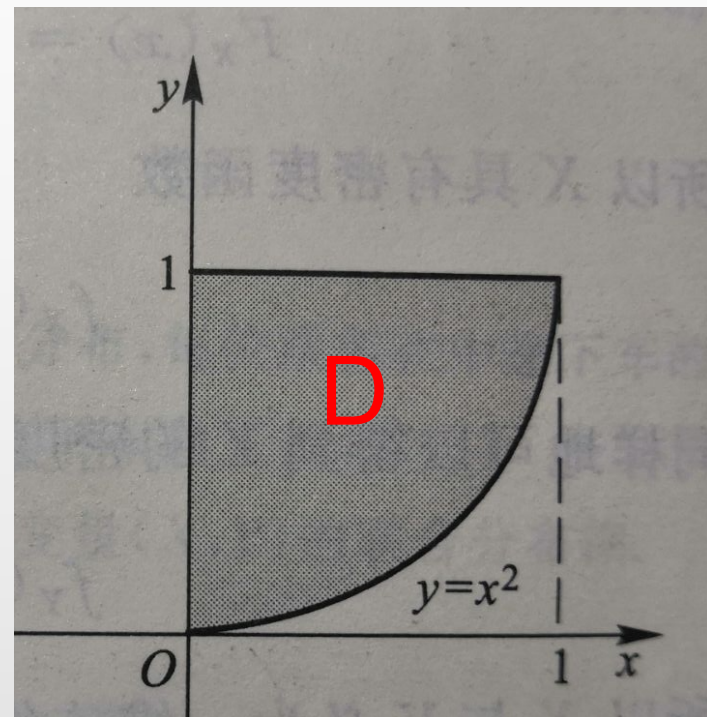
例1 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为:

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

其中 $A > 0$ 为常数, 试求:

(1) 常数 A ; (2) $P(X > Y)$;

(3). $P(Y > \frac{1}{2} | X > Y)$ 。



解：(1).由归一性得 $\iint_D Axy dxdy = 1$

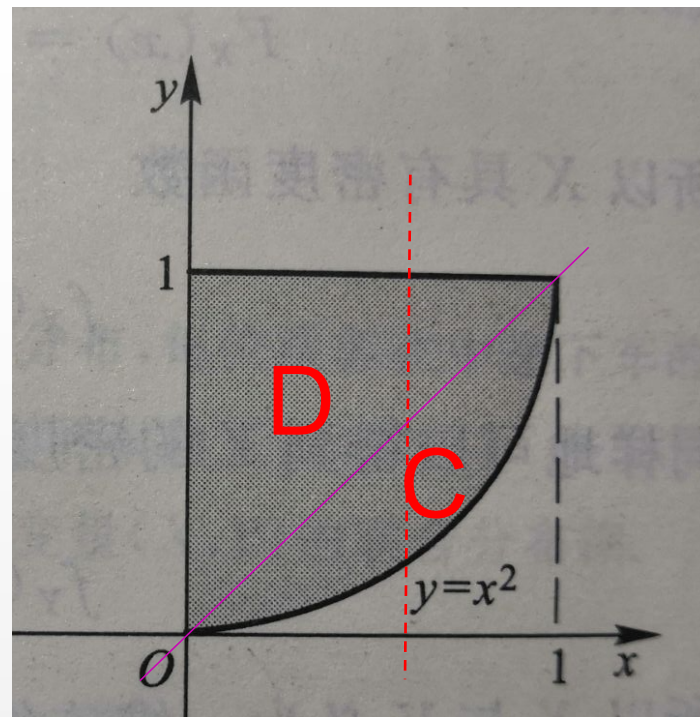
一投二穿

$$= \int_0^1 dx \int_{x^2}^1 Axy dy$$

$$= \int_0^1 Ax \cdot \frac{1-x^4}{2} dx$$

$$= A \cdot \frac{1}{6}, \quad A = 6$$

$$(2). P(X > Y) = \iint_{x>y} f(x, y) dxdy = \iint_C 6xy dxdy$$



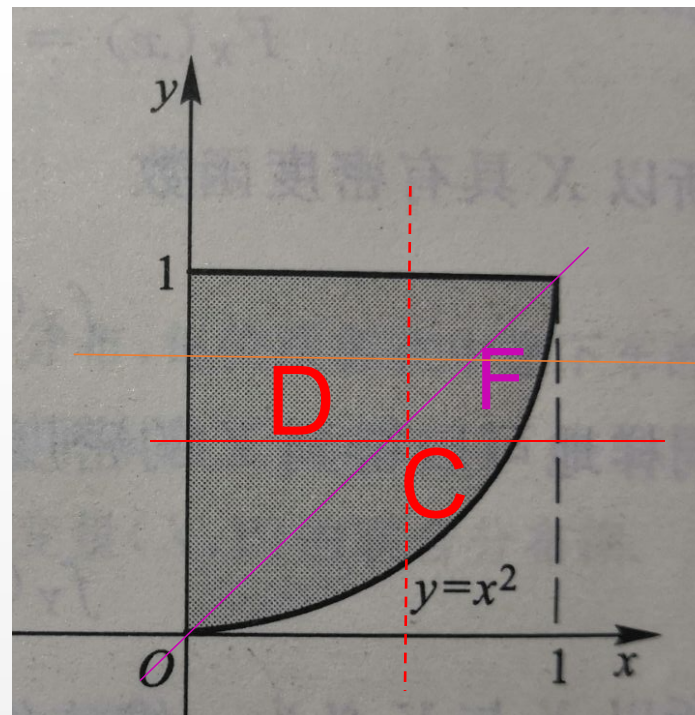
$$= \int_0^1 dx \int_{x^2}^x 6xy dy$$

$$= \int_0^1 3x \cdot (x^2 - x^4) dx = \frac{1}{4},$$

$$(3). P(Y > \frac{1}{2} | X > Y)$$

$$= \frac{P(Y > \frac{1}{2}, X > Y)}{P(X > Y)} = \frac{\frac{11}{64}}{\frac{1}{4}} = \frac{11}{16}$$

$$P(Y > \frac{1}{2}, X > Y) = \iint_F 6xy dx dy = \int_{\frac{1}{2}}^1 dy \int_y^{\sqrt{y}} 6xy dx = \frac{11}{64},$$



边际密度函数

如果二维随机变量 (X, Y) 是连续型的, X 的
边际分布函数

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

这表明 X 也是连续型随机变量, 其密度
函数为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \quad (3.3.3)$$

类似的， Y 的密度函数为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx \quad (3.3.4)$$

例1 (续) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度函数为：

$$f(x, y) = \begin{cases} 6xy, & 0 < x < 1, x^2 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

试求：(4). X 与 Y 的边缘密度函数 $f_X(x), f_Y(y)$ 。

解：(4).r.v.X的取值范围为(0,1),

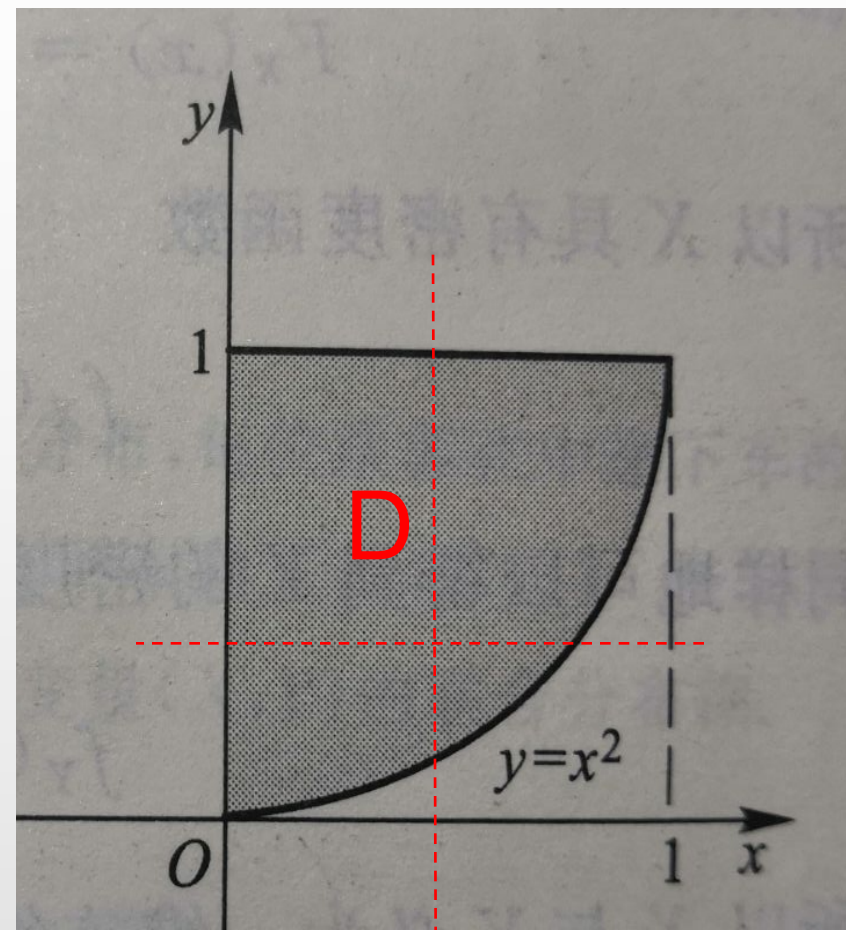
当 $0 < x < 1$ 时,

$$f_X(x) = \int_{x^2}^1 6xydy = 3x(1-x^4),$$

$$f_X(x) = \begin{cases} 3x(1-x^4), & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

r.v.Y的取值范围为(0,1),

$$\text{当 } 0 < y < 1 \text{ 时, } f_Y(y) = \int_0^{\sqrt{y}} 6xydx$$



$$= 3y^2,$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} 3y^2, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

两种常见的二维连续型分布

二维均匀分布

定义2. 设 D 为平面上有面积的区域，其面积为 S_D ，

若二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为：

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{S_D}, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (3.3.5)$$

则称 (X, Y) 服从区域 D 上的二维均匀分布。

例2 设平面区域 D 由曲线 $y = \frac{1}{x^2}$ 及直线 $x = 1$,

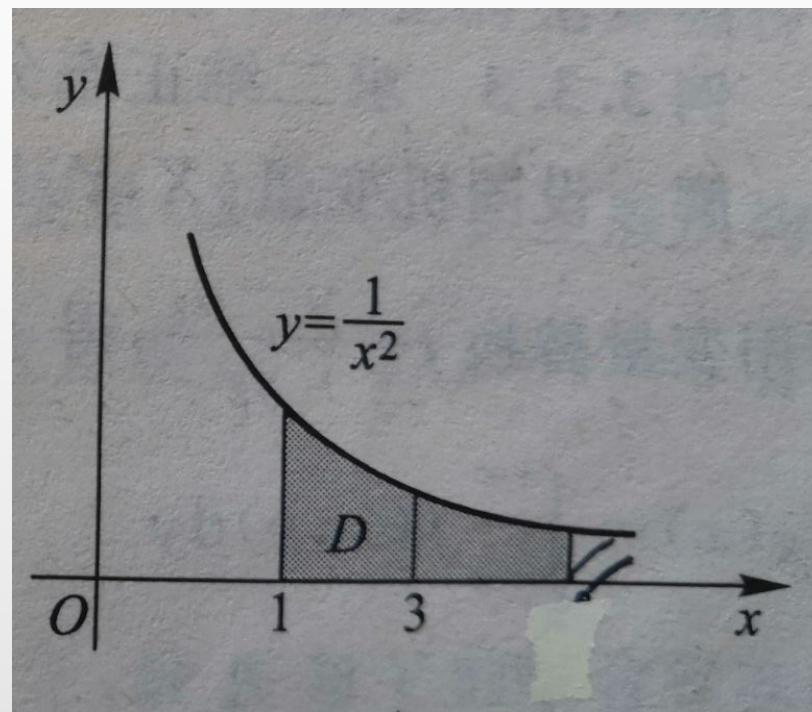
$y = 0$ 所围成, 二维随机变量 (X, Y) 服从区域 D

上的均匀分布。求

(1). (X, Y) 的联合密度函数

(2). X 与 Y 的边缘密度函数

$f_X(x)$ 与 $f_Y(y)$ 。



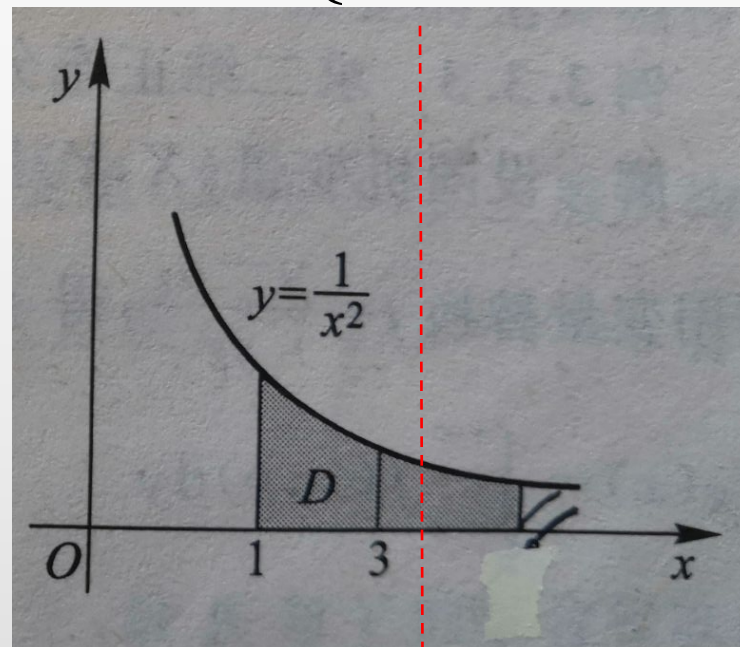
解： (1) $\cdot S_D = \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^2} dx = 1$

(X, Y) 的联合密度函数为 $f(x, y) = \begin{cases} 1, & (x, y) \in D \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

(2) r.v. X 的取值范围为 $[1, +\infty)$,

当 $1 < x < +\infty$ 时,

$$f_X(x) = \int_0^{\frac{1}{x^2}} 1 dy = \frac{1}{x^2}$$



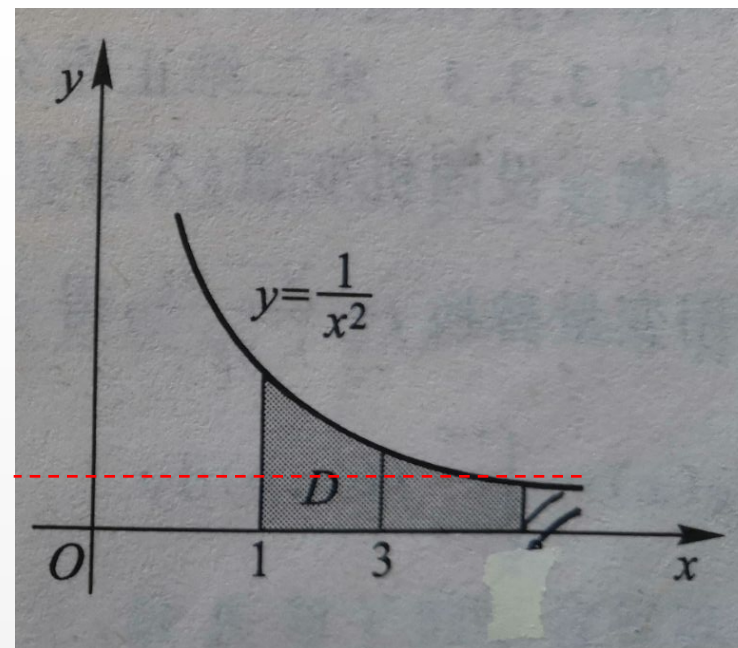
$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{x^2}, & 1 < x < +\infty, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

r.v. Y 的取值范围为 $(0, 1]$,

当 $0 < y < 1$ 时,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_1^{\frac{1}{\sqrt{y}}} 1 dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{y}} - 1, \end{aligned}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{y}} - 1, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



二维正态分布

定义3 二维若随机变量 (X, Y) 的联合密度函数为

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

$\mu_1, \mu_2 \in R, \sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0, -1 < \rho < 1$,
称 (X, Y) 服从参数为 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho$ 的二维正态分布,
记为 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ 。

例 3 二维 $r.v.(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$,

求边际分布 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$ 。

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

$$\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} = t$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)t}{\sigma_1} + t^2\right]\right\} dt$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[t - \frac{\rho(x-\mu_1)}{\sigma_1}\right]^2\right\} dt$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \cdot$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[t - \frac{\rho(x-\mu_1)}{\sigma_1}\right]^2\right\} dt$$

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