## §1.2 随机变量及其分布

## 一、随机变量

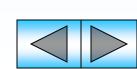
定义1.2.1 设 $(\Omega, F, P)$ 是概率空间,  $X(\omega)$ 是定义在 $\Omega$ 上的单值实函数, 若对于任意实数

 $x \in R$ ,有

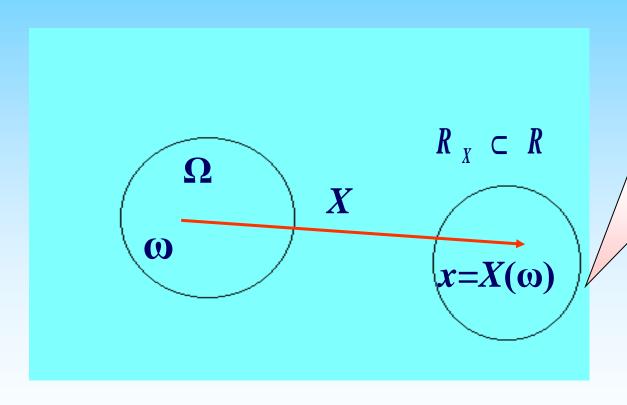
$$\{\omega: X(\omega) \leq x\} \in F$$
,

 $\eta X(\omega)$ 是随机变量.  $\circ$ 

可测空间  $(\Omega,F)$ 上的可 测函数.



## X是概率空间( $\Omega,F,P$ )上的随机变量,有 对于 $\omega \in \Omega$ ,有唯一 $X(\omega)$ 与之对应,



随机变量X 可理解为从 样本空间Ω到 实数集R<sub>X</sub>的 一个映射.



注 
$$\{\omega: X(\omega) \le x\} = \{X \le x\} \in \mathbb{F},$$
 使 $P\{X \le x\}$  总有意义.

## 由随机变量定义及σ代数性质,有

$$\{X = x\} = \{X \le x\} - \bigcup_{k=1}^{+\infty} \{X \le x - \frac{1}{k}\} \in \mathbf{F}$$

$$\{X < x\} = \{X \le x\} - \{X = x\} \in \mathbb{F}$$

$$\{X > x\} = \Omega - \{X \leq X\} \in \mathbb{F}, \cdots$$



## 二、分布函数

# 定义1.2.2 设 $X(\omega)$ 是定义在概率空间( $\Omega$ , F, P)上的随机变量,令

$$F(x) = P\{X \leq x\}, \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

称F(x) 为X 的分布函数.

对 
$$\forall a < b \in R$$
,有  $P\{a < X \leq b\} = F(b) - F(a)$ ,

## 性质

1) F(x)是单调不减函数;



2) 
$$0 \le F(x) \le 1$$
,  $\lim_{x \to -\infty} F(x) = 0$ ,  $\lim_{x \to +\infty} F(x) = 1$ ;

F(x)是右连续函数,即对

$$\forall x \in R, \qquad F(x+0) = F(x).$$

证3) 由于F(x)单调不减,根据单调原理仅需证,对任意的 $x \in R$ ,有

$$\lim_{n\to\infty}F\left(x+\frac{1}{n}\right)=F\left(x\right).$$



因 
$$\bigcap_{n=1}^{\infty} \{X \le x + \frac{1}{n}\} = \{X \le x\},$$
且 
$$\{X \le x + 1\} \supset \{X \le x + \frac{1}{2}\} \supset \cdots$$

$$\supset \{X \le x + \frac{1}{n}\} \supset \cdots$$

$$x \qquad x+1/2 \qquad x+1$$

事件列
$${X \le x + \frac{1}{n}}$$
单调下降趋于 ${X \le x}$ ,由概率

的连续性知性质3成立。



## 三、二维随机变量

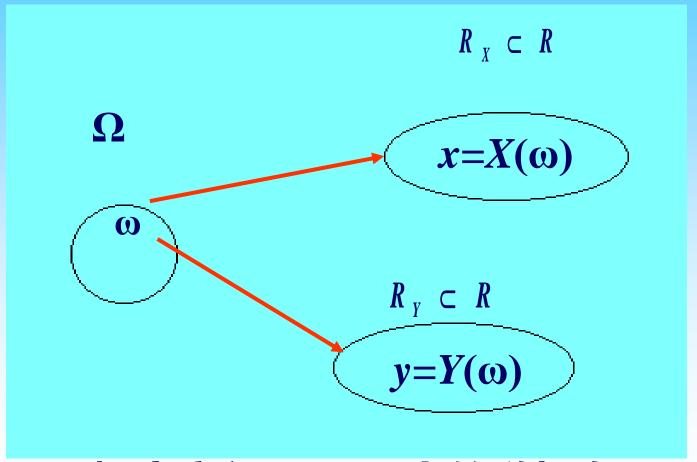
定义1.2.3 如果X和Y是定义在同一概率空间  $(\Omega, F, P)$ 上的两个随机变量,称(X,Y)为二维随 机变量(向量).

思考:

如何准确理解"维"的含义? 如何理解"定义在同一概率空间"?



对  $\forall ω ∈ Ω$ , 有唯一(X(ω),Y(ω))与之对应.



(X,Y)是概率空间 $(\Omega,F,P)$ 上的随机向量.



Ex.1 随机试验E:检查n个学生的健康情况, $\{i\}$ 表示抽检到第i名学生,记样本空间为

$$\Omega = \{1, 2, \cdots, n\}$$

对于样本点 ¡ 6 可定义

身高: X(i) = h, 体重: Y(i) = w.

身高X与体重Y构成定义在( $\Omega$ , F)上的二维随机变量(X, Y).

EX.2 先抛一枚均匀硬币, 再掷一颗均匀硬币骰子试验的样本空间为



$$\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2 = \{(\omega_1, \omega_2), \omega_i \in \Omega_i \ i=1, 2\}$$

对 
$$\omega = (\omega_1, i) \in \Omega, \ \omega_1 = H(0), T(1), i=1,2, ...,6.$$

## 定义二维随机变量

$$(X(\omega),Y(\omega)) = \begin{cases} (1,i), & \omega_1 = T, & \omega_2 = i; \\ (0,i), & \omega_1 = H, & \omega_2 = i; \end{cases}$$



定义1.2.4 设(X, Y) 是定义在 $(\Omega, F, P)$ 上的随机向量,对  $\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$ 

$$F(x,y) \triangleq P\{\omega : X(\omega) \leq x, Y(\omega) \leq y\}$$

称为(X, Y)的联合分布函数.

注: 由(X,Y)的分布可确定X,Y各自的分布,反 之不行;即联合分布可确定边缘分布,反之不行。



## 定理1.2.1 若F(x,y)是联合分布函数,则有

- 1) F(x, y)分别对x 和y 单调不降;
- 2) F(x,y)对每个变元右连续;

3) 
$$\lim_{x \to -\infty} F(x, y) = 0, \lim_{y \to -\infty} F(x, y) = 0,$$
$$\lim_{x \to +\infty} F(x, y) = 1;$$
$$y \to +\infty$$
$$x \to +\infty$$

$$4) \quad \forall x_1 < x_2, y_1 < y_2,$$

$$F(x_{2}, y_{2}) - F(x_{1}, y_{2}) - F(x_{2}, y_{1}) + F(x_{1}, y_{1}) \geq 0.$$



# 注

- 1) 此定理的逆成立;
- 2) 可以推广到任意有限维的情形;
- 3) 分布函数与概率空间( $\Omega$ , F, P)的概率 ——对应.



## 四、条件分布

## 定义1.2.5 设(X,Y)的联合分布函数为F(x,y),记

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

$$= \lim_{\alpha \to o^{+}} \frac{F(x,y) - F(x-\alpha,y)}{F(x,+\infty) - F(x-\alpha,+\infty)}, \quad (\alpha > 0)$$

若极限存在,称为在X=x 的条件下,随机变量 Y的条件分布函数.



## 注 需满足对 ∀α > 0,

$$F(x,+\infty) - F(x-\alpha,+\infty)$$

$$= F_X(x) - F_X(x-\alpha)$$

$$= P\{x-\alpha < X \le x\} > 0$$

# 离散型随机变量(X,Y), 在 $y = y_k$ 条件下X的条件分布函数为

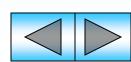
$$F_{X|Y}(x|y_k) = P\{X \le x|y = y_k\}$$

$$= \frac{\sum_{x_i \le x} P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_k\}}$$



$$P\{X = x_i | Y = y_k\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_k\}}{P\{Y = y_k\}}, (i = 1, 2, \dots)$$

称为在 $y = y_k$ 条件下X的条件分布律.



例3. 某射手进行射击,击中目标两次则停止射击,每次的命中率为p(0 ,令<math>X 表示第一次命中目标时的射击次数,令Y表示第二次命中目标时的射击次数,求条件分布律

$$P\{X = i | Y = j\}, \quad i = 1, 2, \dots j - 1.$$

解

$$P{X=i, Y=j}=p^2(1-p)^{j-2},$$

$$(1 \le i < j=2,3,...)$$



$$P\{Y = j\} = \sum_{i=1}^{j-1} P\{X = i, Y = j\} = \sum_{i=1}^{j-1} p^{2} (1 - p)^{j-2}$$
$$= (j-1) p^{2} (1 - p)^{j-2}, \qquad (j = 2, 3, \dots)$$

## 当j=2,3,...时,条件分布律存在

$$P\{X = i | Y = j\} = P\{X = i, Y = j\} / P\{Y = j\}$$

$$= p^{2} (1 - p)^{j-2} / (j-1) p^{2} (1 - p)^{j-2}$$

$$= \frac{1}{j-1}, \qquad (i = 1, 2, \dots, j-1)$$



## 连续型(X, Y),有

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

称 
$$f_{Y|X}(y|x) = F'_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$$

为在X=x条件下,随机变量Y的条件密度函数.



## 例4 设随机变量(X,Y)在D上服从均匀分布

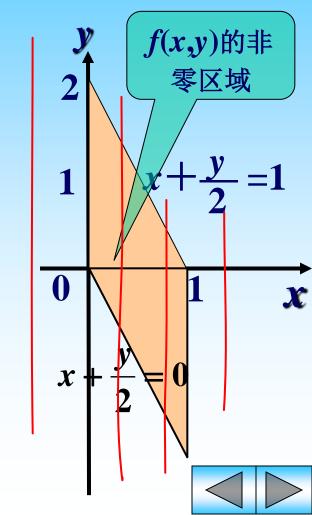
$$D = \{(x,y): 0 \le x \le 1, 0 \le x + \frac{y}{2} \le 1\}$$

武求 
$$f_{X|Y}(x|y)$$
 和  $f_{Y|X}(y|x)$ .

解: 
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & (x,y) \in D, \\ 0, & (x,y) \notin D. \end{cases}$$

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

$$= \begin{cases} \int_{-2x}^{2(1-x)} \frac{1}{2} dy = 1, & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{# } \vec{v} \end{cases}$$



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

$$\begin{cases}
\int_{-\frac{y}{2}}^{1} \frac{1}{2} dx = \frac{1}{2} (1 + \frac{y}{2}), -2 \le y < 0; & 2
\end{cases}$$

$$\begin{cases}
\int_{-\frac{y}{2}}^{1 - \frac{y}{2}} \frac{1}{2} dx = \frac{1}{2} (1 - \frac{y}{2}), 0 \le y < 2; & 1
\end{cases}$$

$$= \begin{cases}
\frac{1}{2} (1 - \frac{|y|}{2}), & |y| < 2; \\
0, & \text{! } \cancel{x} : 2
\end{cases}$$

$$\begin{vmatrix}
y & |y| < 2; \\
0, & \text{! } \cancel{x} : 2
\end{cases}$$

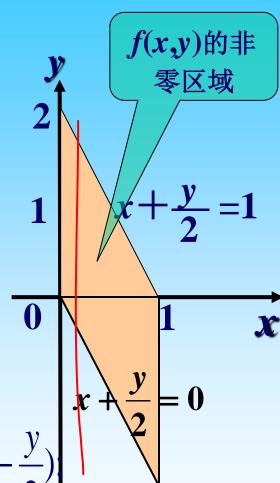


## 

$$\begin{split} f_{Y|X}(y|x) &= \frac{f(x,y)}{f_X(x)} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{2}, & -2x < y < 2(1-x); \\ 0, & \text{$\sharp$ $\dot{\mathbf{r}}$.} \end{cases} \end{split}$$

## 当/y/<2时

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{1}{1 - \frac{|y|}{2}}, -\frac{y}{2} \lor 0 < x < 1 \land (1 - \frac{y}{2}), \\ 1 - \frac{|y|}{2}, -\frac{y}{2} \lor 0 < x < 1 \land (1 - \frac{y}{2}), \\ 0, & \text{the position} \end{cases}$$





Ex.4已知 $X \sim N(\mu, \tau^2)$  ,给定X=x 的条件下,Y的条件分布为  $N(x,\sigma^2)$ ,求Y的分布及给定Y=y的条件下X 的条件分布.

## 解 已知

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\tau}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\tau^2}}, \quad x \in \mathbb{R},$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(y-x)^2}{2\sigma^2}}, y \in \mathbb{R}.$$



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

$$= \frac{1}{2\pi\tau\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\tau^2} - \frac{(y-x)^2}{2\sigma^2}}, (x,y) \in R_2$$

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

## (X,Y)是— 维正态吗?

$$= \frac{1}{2\pi\tau\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\tau^2} - \frac{(y-x)^2}{2\sigma^2}} dx$$



$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi(\tau^2+\sigma^2)}}e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2(\tau^2+\sigma^2)}}, \quad y \in R$$

## 五、随机向量的独立性

## 定义1.2.6 设(X, Y)是二维随机变量, 对

$$\forall (x, y) \in R_2$$

$$P \{ X \leq x, Y \leq y \} = P \{ X \leq x \} P \{ Y \leq y \}$$

$$(1)$$

## 成立,称X与Y相互独立.



注本质上是事件的独立,(X,Y)定义在( $\Omega$ ,F, P)上, 对 $\forall (x,y) \in \mathbb{R}_2$ , 随机事件{ $X \le x$ }与{ $Y \le y$ }相互独立.

$$(1) \overrightarrow{\pi} \Leftrightarrow F_{\chi}(x) F_{\gamma}(y) = F(x, y) \qquad (2)$$

对所有 $(x, y) \in R_2$ 成立.

定义1.2.6  $(X_1, X_2, ..., X_n)$ 是n 维随机变量,若对任意  $(x_1, x_2, ..., x_n) \in \mathbb{R}^n$ ,有



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

成立,称随机向量 $X_1, X_2, ..., X_n$ 相互独立.

定理1.2.2 若随机变量 $X_1, X_2, ..., X_n$ 相互独立,

则其中任意 $k(2 \le k \le n)$ 个随机变量

$$X_{i_1}, X_{i_2}, \cdots, X_{i_k}$$

也相互独立.

定理1.2.3 设有 $n_1+n_2+...+n_k$ 维随机变量

$$(X_{11}, \cdots, X_{1,n_1}, X_{2,1}, \cdots, X_{2,n_2}, \cdots, X_{k,1}, \cdots, X_{k,n_k})$$



## 若 $\psi_i$ 是 $n_i$ 元实变实值连续函数,令

$$Y_{i} = \varphi_{i}(X_{i_{1}}, \dots, X_{i,n_{i}}) \qquad (i = 1, 2, \dots, k)$$

## 有 1) $Y_1, Y_2, ..., Y_k$ 必为同一概率空间的随机变量;

## 相互独立,则 $Y_1,Y_2,...,Y_k$ 也相互独立.





问题: 若  $X \sim N(0,1), Y \sim N(0,1),$ 且 X = Y不相关,即  $\rho_{XY} = 0$ .能否说明相互独立?

## 否 反例如下:

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi} \left( e^{-\frac{x^2 + y^2}{2}} + e^{-\pi^2} (\sin x \cos y) 1_{\{-\pi < x < \pi, -\pi < y < \pi\}} \right),$$

$$(x,y) \in \mathbb{R}^2.$$

Ex.4 (X,Y) 服从二维正态分布。

证明:多维随机向量服从正态分布的一个充要条件:任一非零线性组合服从一维正态分布。

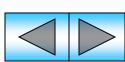
$$E[e^{j\theta(aX+bY)}] = E\{E[e^{j\theta(aX+bY)} \mid X]\}$$

全数学期 望公式

$$= E\{e^{j\theta aX + j\theta bX - \frac{1}{2}\theta^2b^2\sigma^2}\}$$

$$= e^{j\theta(a+b)\mu - \frac{1}{2}\theta^2 \left( (a+b)^2 \tau^2 + b^2 \sigma^2 \right)}$$

## (X,Y) 的相关系数?



在上式中令a=0, b=1得  $Y \sim N(\mu, \tau^2 + \sigma^2)$ . 再用全数学期望公式,

$$E[XY] = E\{E[XY | X]\} = E\{X \cdot X\}.$$

因此 
$$\rho_{X,Y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$
$$= \frac{D(X)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$$
$$= \frac{\tau}{\sqrt{\tau^2 + \sigma^2}}.$$

