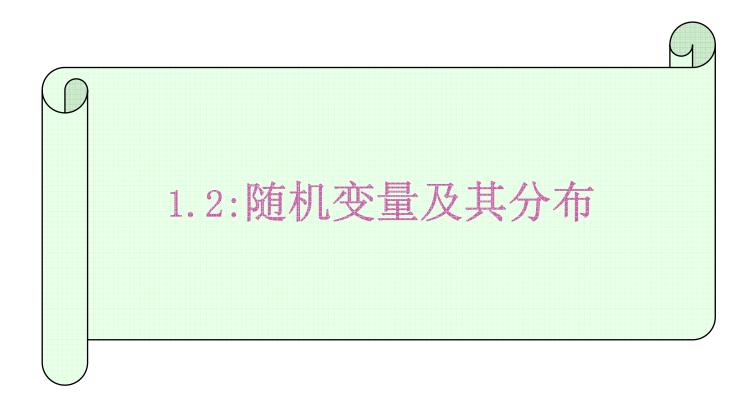
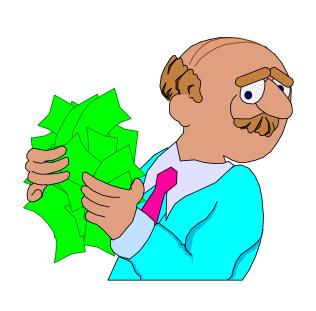
# 数理统计



#### 1.随机变量的定义:

如果对一切 $\omega \in \Omega$ ,有实值函数 $\xi = \xi(\omega) \in R$ 与之对应,则称实值函数 $\xi = \xi(\omega)$ ( $\omega \in \Omega$ )为一个随机变量.

注意: 任意  $x \in R$ ,  $\{\xi(\omega) \le x\}$ 为一个事件,



直观地说:随机变量 就是用来表示随机试验结果的变量.一般记为: $\xi$ , $\eta$  . . . 或 X, Y, . . .

#### 随机变量的分类:

按随机变量可能取值范围

- 1) 离散型随机变量(有限或可列个值)
- 2) 连续型随机变量(某一区间内)

按随机变量的维数

- 1) 一维随机变量
- 2) 多维随机变量



### 2.定义: 离散型随机变量 X 的概率分布

随机变量 X 的取值为至多可列个,则 X 称为离散型随机变量.

称  $P(X = x_k) = p_k$ ,  $k = 1,2,\cdots$  为离散型随机变量 X 的概率分布或分布律.

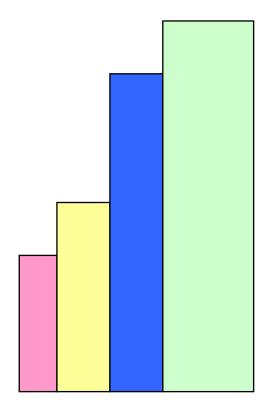
分布律一般用表格形式来表示:

X	$x_1$	$\mathcal{X}_2$	• • •	$\mathcal{X}_n$	•••
$p_{\scriptscriptstyle k}$	$p_{\scriptscriptstyle 1}$	$p_2$	• • •	$p_n$	• • •

#### 性质:

①非负性:  $p_k \ge 0$ ,  $k = 1, 2, \cdots$ .

②规范性:  $\sum_{k} p_{k} = 1$ .



例 1. 袋中有 2 个白球, 3 个黑球, 每次从中任取一球不放回,直到取到白球为止, 求取球次数的概率分布。

设Y为取到白球时的取球次数,Y=1,2,3,4,则

$$P(Y=1) = \frac{2}{5} = 0.4,$$
  $P(Y=2) = \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{4} = 0.3,$ 

$$P(Y=3) = \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{2}{3} = 0.2,$$

$$P(Y=4) = \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{4} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{2} = 0.1,$$
  $\begin{array}{c|cccc} Y & 1 & 2 & 3 & 4 \\ \hline P & 0.4 & 0.3 & 0.2 & 0.1 \end{array}$ 

显然, 
$$\sum_{m=1}^{4} P(Y=m) = 0.4 + 0.3 + 0.2 + 0.1 = 1$$

## 3.定义: 随机变量的分布函数:

设 $\xi$ 是一个随机变量,对于任意的实数  $x \in R$ ,则概率  $P\{\omega \mid \xi(\omega) \le x\} = P\{\xi \le x\}$ 与 **x** 有 关,它是 **x** 的一个函数.我们称:

$$F_{\xi}(x) = P\{\omega \mid \xi(\omega) \le x\} = P\{\xi \le x\},\,$$

为 $\xi$ 的分布函数,可简记为F(x)。

#### 注意:

任意一个随机变量都存在唯一的分布函数,但同样的分布函数,可以对应不同的随机变量.

#### 分布函数的性质

- (1) 非降性: F(x) 是单调非降函数, 即对任意的  $x_1 < x_2$ , 有  $F(x_1) \le F(x_2)$ ;
- (2) 规范性: 对任意  $x \in R$ ,有  $0 \le F(x) \le 1$ , 且  $F(-\infty) = 0$ ,  $F(+\infty) = 1$ ;
- (3) 右连续: 即对任意的 $x_0 \in R$ ,有

$$\lim_{x \to x_0^+} F(x) = F(x_0), \quad \text{RD } F(x_0 + 0) = F(x_0)$$

$$\lim_{x \to x_0^-} F(x) = F(x_0^-) \le F(x_0^-) \le F(x_0^-)$$

- 例 2. 掷一枚硬币,把出现正面与反面分别记为 +1 与一 1,这样可以把掷硬币的结果用随机变量 $\xi$ 来表示,显
  - 然对均匀硬币  $P(\xi = \pm 1) = \frac{1}{2}$ ,
  - (1) 试求 $\xi$ 的分布函数 $F_1(x)$ ; (2) 若令 $\eta = -\xi$ , 再求 $\eta$ 的分布函数 $F_2(x)$ 。

解: 
$$F_1(x) = \begin{cases} 0, & x \in (-\infty, -1) \\ \frac{1}{2}, & x \in [-1, 1) \\ 1, & x \in [+1, +\infty) \end{cases}$$

注意到
$$P(\eta = \mp 1) = P(\xi = \pm 1) = \frac{1}{2}$$

$$\therefore F_{\eta}(x) = F_2(x) = F_1(x)$$

#### 利用分布函数计算概率:

$$P(a < \xi \le b) = F(b) - F(a)$$

$$P(\xi > b) = F(+\infty) - F(b) = 1 - F(b).$$

$$P(\xi < a) = \lim_{n \to \infty} P(\xi \le a - \frac{1}{n})$$

$$= \lim_{n \to \infty} F(a - \frac{1}{n}) = F(a - 0)$$

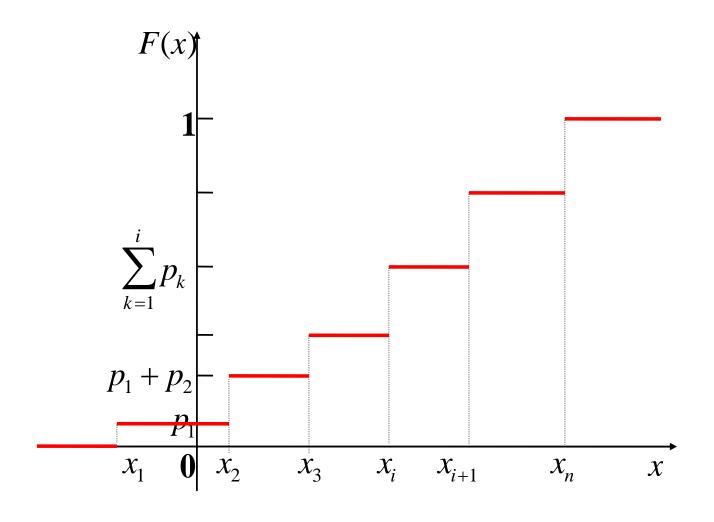
#### 利用分布函数计算概率:

$$P(\xi = a) = P(\xi \le a) - P(\xi < a)$$
  
=  $F(a) - F(a - 0)$ 

$$P(a \le \xi < b) = F(b-0) - F(a-0)$$

★对离散型随机变量,已知分布律,可求它的分布函数, 反之亦然。

分布函数图形特点: 右连续, 阶梯形



例 3. 随机变量 x 的分布律为

X	-1	2	3
$p_{_k}$	0.25	0.5	a

求a,及X的分布函数,

并求
$$P\{X \leq \frac{1}{2}\}, P\{\frac{3}{2} < X \leq \frac{5}{2}\},$$

解: a=0.25; X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ 0.25, & -1 \le x < 2 \\ 0.75, & 2 \le x < 3 \\ 1, & x \ge 3 \end{cases}$$

$$P\{X \le \frac{1}{2}\} = P\{X = -1\} = 0.25,$$

$$P\{\frac{3}{2} < X \le \frac{5}{2}\} = P\{X = 2\} = 0.5,$$

或利用分布函数求
$$P\{X \le \frac{1}{2}\} = F(\frac{1}{2}) = 0.25$$
,

$$P\{\frac{3}{2} < X \le \frac{5}{2}\} = F(\frac{5}{2}) - F(\frac{3}{2}) = 0.75 - 0.25 = 0.5$$

## 连续型随机变量



## 4.连续型随机变量的概率密度

1)定义:如果对于随机变量 X 的分布函数 F(x) 存在非负函数  $\varphi(x)$  ,使对于任意实数  $x \in R$  ,有 $F(x) = \int_{-\infty}^{x} \varphi(t) dt$  ,则称 X 为连续型随机变量,其中, $\varphi(x)$  称为 X 的概率密度函数。

## 2)性质:

$$(1)\,\varphi(x)\geq 0\,;$$

$$(2) \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x) dx = 1;$$

## 3)已知概率密度求分布函数

$$P\{x_1 \le X < x_2\} = F(x_2) - F(x_1) = \int_{x_1}^{x_2} \varphi(x) dx.$$

4)已知分布函数求概率密度:

若 $\varphi(x)$ 在点x 处连续,则 $F'(x) = \varphi(x)$ 

当
$$\Delta x \to 0$$
时 $P(x < X \le x + \Delta x) = \int_{x}^{x + \Delta x} \phi(x) \approx \phi(x) \Delta x \to 0$ 

5)结论: (1)对连续型随机变量 X ,  $P\{X = c\} = 0$ 

(2) 
$$P(a \le X \le b) = P(a < X \le b) = P(a \le X < b)$$
  
=  $P(a < X < b) = F(b) - F(a)$ 

(3)连续型随机变量的分布函数是连续函数。

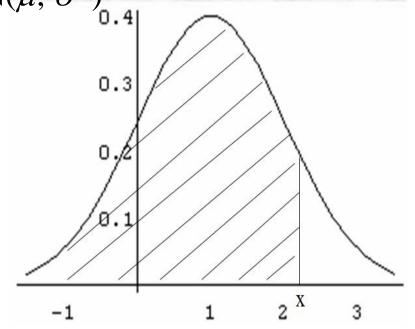
比如:随机变量 $\xi$ 的密度函数为:

$$p(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \ (-\infty < x < +\infty)$$

此时我们称 $\xi$  服从正态分布,记为  $\xi$ ~ $N(\mu, \sigma^2)_{0.4}$ 

ξ的密度函数如右图所示

满足 1) 非负性,即  $p(x) \ge 0$ ;



2) 规范性,即p(x)与x轴围成的面积为1

而 
$$P\{\xi \leq x\} = \int_{-\infty}^{x} p(t)dt = F_{\xi}(x)$$
就表示阴影部分的面积

## 例 4. 设随机变量 X 具有概率密度为

$$\varphi(x) = \begin{cases} ke^{-3x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

试确定常数k, 并求P(X > 0.1) 及F(x)。

解: 
$$(1)$$
  $\because \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x) dx = 1$ ,  $\therefore \int_{0}^{\infty} k e^{-3x} dx = 1$ ,  $k \cdot \left(-\frac{1}{3}\right) e^{-3x} \Big|_{0}^{\infty} = 1$ ,  $\therefore k = 3$ ,

$$\varphi(x) = \begin{cases} 3e^{-3x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

(2) 
$$P(X > 0.1) = \int_{0.1}^{\infty} \varphi(x) dx = \int_{0.1}^{\infty} 3e^{-3x} dx$$
  
=  $-e^{-3x} \Big|_{0.1}^{\infty} = 0.7408$ 

(3) 当 
$$x \le 0$$
 时,  $F(x) = \int_{-\infty}^{x} 0 dx = 0$ 

当
$$x > 0$$
时, $F(x) = \int_{-\infty}^{0} 0 dx + \int_{0}^{x} 3e^{-3t} dt = -e^{-3t} \Big|_{0}^{x} = 1 - e^{-3x}$ 

$$\therefore F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-3x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

## 一般,随机变量X的分布密度为

$$\varphi(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

 $\lambda > 0$ ,则称 X 为指数分布,记为  $e(\lambda)$ 。(常用在产品的寿命)



# 多维随机变量

(随机向量)及其分布

### 5.随机向量的定义:

设  $\{\xi_i(\omega)\}\ i = 1, 2, \dots, n$  是 n 个 随 机 变 量 , 则 称  $\xi(\omega) = (\xi_1(\omega), \xi_2(\omega), \dots, \xi_n(\omega))$  为 n 维 随 机 向 量 或 n 维 随 机 变 量 。

#### 6.随机向量的分布函数:

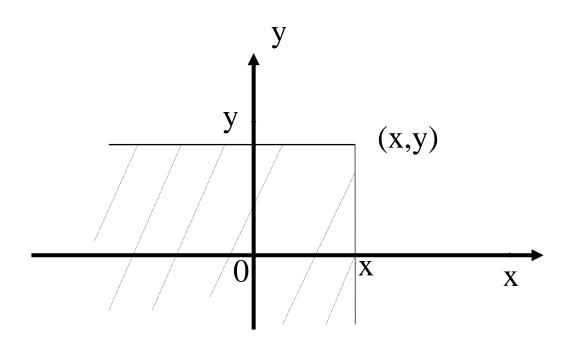
对任意实数 $x_1, x_2, \dots, x_n$ , 称函数

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P\{\xi_1 \le x_1, \xi_2 \le x_2, \dots, \xi_n \le x_n\}$$

为随机向量 *\xi* 的(联合)分布函数。

## 二维随机变量(X,Y)的分布函数:

$$F(x, y) = P(X \le x, Y \le y)$$



二维分布函数F(x,y)的性质:

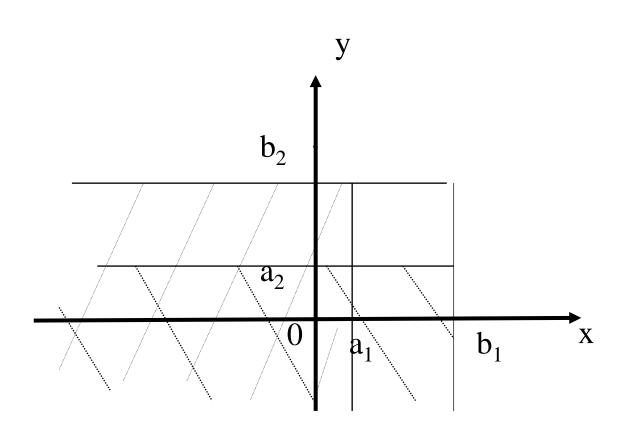
(1)F(x,y)是x(或 y)的单调非减.

(2) 
$$0 \le F(x, y) \le 1$$
,  $\coprod F(+\infty, +\infty) = 1$   
 $F(-\infty, y) = 0$ ,  $F(x, -\infty) = 0$ ,

(3) F(x,y) 是 $x(\mathbf{g}y)$ 的右连续函数.

$$P(a_1 < X \le b_1, a_2 < Y \le b_2)$$

$$= F(b_1, b_2) - F(a_1, b_2) - F(b_1, a_2) + F(a_1, a_2)$$



#### 7. 离散型随机变量的联合分布列

若二维随机变量  $(\xi, \eta)$  的可能取值为有限个 (或可列个)数对 $(x_i, y_j)$ 时,其对应的概率:

$$p_{ij} = P\{\xi = x_i, \eta = y_j\}, i, j = 1, 2, \dots$$

满足规范性条件  $\sum_{i,j=1}^{+\infty} p_{ij} = 1$  ,则称  $(\xi,\eta)$  为二维离散型 随机变量。

## 二维离散随机变量的联合分布表:

$\sim V$			<i></i>
X	$y_1$	$y_2 \cdots$	$y_n \cdots$
$x_1$	$p_{11}$	$p_{12}\cdots$	$p_{1n}\cdots$
$\mathcal{X}_2$	$p_{21}$	$p_{22}\cdots$	$p_{2n}$ · · ·
•	•	•	•
$\mathcal{X}_m$	$p_{m1}$	$p_{m2}\cdots$	$p_{\it mn}$ $\cdots$
•	•	•	•

 $\{p_{ij}\}$ 成为某随机变量 $(\xi,\eta)$ 分布列的充要条件

仍为: (1)非负性:  $p_{ij} \ge 0$ ;

(2)规范性:  $\sum_{i, j=1}^{+\infty} p_{ij} = 1$ .

#### 8.二维连续随机变量的联合密度函数

设二维随机变量( $\xi$ , $\eta$ )的分布函数为F(x,y),如果存在一个定义在 $R\times R$ 上的二元非负可积函数 p(x,y),使得对 $\forall (x,y)\in R\times R$ ,有

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

则称( $\xi$ , $\eta$ )为二维连续型随机变量,同时称p(x,y)为( $\xi$ , $\eta$ )的联合概率密度函数。

在 
$$p(x, y)$$
 的连续点有  $\frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y} = p(x, y)$ 

p(x,y)为密度函数的充要条件为:

- (1) 非负性:  $p(x, y) \ge 0$ ;
- (2)规范性:  $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx dy = 1$

- ★ $(\xi,\eta)$ 落在平面区域G内的概率为:  $P\{(\xi,\eta)\in G\}=\iint p(x,y)dxdy$ .
- ★几何上,此概率即为分布曲面之下,以区域 *G* 为 底的曲顶柱体的体积。

## 例 5. 设 $(\xi, \eta)$ 具有概率密度

$$p(x, y) = \begin{cases} ce^{-2x-3y} &, & x \ge 0, y \ge 0 \\ 0 &, & \not\equiv \& \end{cases}$$

试求: (1)常数C; (2)分布函数F(x, y);

(3) 
$$p(\xi > \eta)$$
.

解: (1) 利用密度规范性得

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

$$= \begin{cases} (1-e^{-2x})(1-e^{-3y}) \\ 0 \end{cases}$$

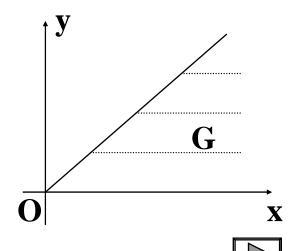
$$= \begin{cases} (1-e^{-2x})(1-e^{-3y}) & 0 \le x < +\infty, \quad 0 \le y < +\infty \\ 0 & \text{#th} \end{cases}$$

(3) 
$$P(\xi > \eta) = \iint_{(x, y) \in G} p(u, v) du dv$$
,

#### 化成累次积分:

$$P(\xi > \eta) = \int_0^{+\infty} dx \cdot \int_0^x 6e^{-2x} e^{-3y} dy$$

$$= \int_0^{+\infty} 2e^{-2x} (1 - e^{-3x}) dx = \frac{3}{5}.$$





## 边际分布、独立性

#### 9. 随机向量的边际分布(即随机向量的部分分量的分布)

假设二维离散随机变量 $(\xi,\eta)$ 的概率分布为:

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

其分量 & 的分布:

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

称为边际分布列;

同样, $\eta$ 的边际分布为:

$$P(\eta = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} P(\xi = x_i, \eta = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} = p_{ij}, \quad j = 1, 2, \dots$$

例 6. 已知 10 件产品中有 3 件一等品, 5 件二等品, 2 件三等品。从这批产品中任取 4 件产品, 求其中一等品、二等品件数各自的分布律。

解:设*X*及*Y*分别是取出的 4 件产品中一等品及二等品的件数,则我们有

$$\begin{split} P(X=i,Y=j) &= \frac{C_3^i C_5^j C_2^{4-i-j}}{C_{10}^4}\,,\\ i=0,1,2,3; \qquad j=0,1,2,3,4; \qquad 4-i-j=0,1,2\\ \mathbb{RI} \quad i=0,1,2,3; \qquad j=0,1,2,3,4; \qquad i+j=2,3,4 \end{split}$$

Y						$p_{iullet}$
X	0	1	2	3	4	·
			10	20	_5_	35
0	0	0	210	210	210	210
		15	60	_30_		105
1	0	210	210	210	0	210
	3	30	30		ŕ	63
2	210	210	210	0	0,	210
	2	_5_				7
3	210	210	0	0	0	210
$p_{ullet j}$	_5_	50	100	50	_5_	
	210	210	210	210	210	1

### 一等品件数X的分布律为:

$\overline{X}$	0	1	2	3
$p_{iullet}$	35	105	63	7
_ <i>\</i>	$\overline{210}$	210	210	210

## 二等品件数 Y 的分布律为:

Y	0	1	2	3	4
$p_{ullet i}$	5	50	100	50	5
_ · J				210	210

# 二维随机变量 $(\xi,\eta)$ 的边缘分布函数

$$F_{\xi}(x) = P(\xi \le x) = P(\xi \le x, \eta < +\infty) = F(x, +\infty)$$

$$F_{\eta}(y) = P(\eta \le y) = P(\xi < +\infty, \eta \le y) = F(+\infty, y)$$

### 对二维连续型随机变量

ξ的边缘分布函数:

$$F_{\xi}(x) = F(x,+\infty) = \int_{-\infty}^{x} dx \int_{-\infty}^{+\infty} p(x,y)dy$$

ξ的边缘概率密度:

$$p_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x,y)dy$$

 $\eta$  的边缘分布函数:

$$F_{\eta}(y) = F(+\infty, y) = \int_{-\infty}^{y} dy \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx$$

 $\eta$  的边缘概率密度:

$$p_{\eta}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx$$

例 7. 设(X,Y)在以原点为中心,r为半径的圆域R上服 从均匀分布,

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi r^2}, & x^2 + y^2 \le r^2 \\ 0, & x^2 + y^2 > r^2 \end{cases}$$

求X及Y边缘概率密度。

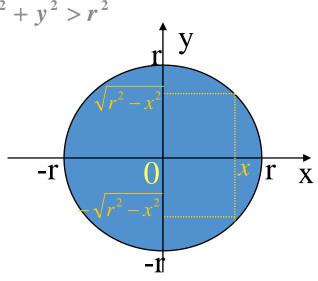
解: 
$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dy$$

当 $|x| \leq r$ 时,

$$p_X(x) = \int_{-\sqrt{r^2 - x^2}}^{\sqrt{r^2 - x^2}} \frac{1}{\pi r^2} dy = \frac{2\sqrt{r^2 - x^2}}{\pi r^2}$$

$$x^2 + y^2 \le r^2$$

$$x^2 + y^2 > r^2$$



$$\therefore p_X(x) = \begin{cases} \frac{2\sqrt{r^2 - x^2}}{\pi r^2}, & |x| \leq r \\ 0, & |x| > r \end{cases}$$

同理 
$$p_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{2\sqrt{r^{2} - y^{2}}}{\pi r^{2}}, & |y| \leq r \\ 0, & |y| > r \end{cases}$$

# 10.条件分布

### 离散型随机变量的条件分布

$$P_{\xi|\eta}(x_i | y_j) = P(\xi = x_i | \eta = y_j)$$

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

#### 连续型随机变量的条件分布

$$p_{\xi|\eta}(x \mid y) = \frac{p(x,y)}{p_{\eta}(y)}$$

称  $p_{\xi|\eta}(x|y)$  为在  $\eta = y$  条件下,连续随机变量  $\xi$  的条件概率密度函数。

例 8 (二维正态分布)设随机变量( $\xi$ , $\eta$ )具有密度函数 ( $\sigma_1 > 0$ ,  $\sigma_2 > 0$ , $|\rho| \le 1$ ):

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

求边际分布密度

解: 
$$p_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy$$

即 $\xi \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ , 类似地 $\eta \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。

# 11. 随机变量的独立性

随机变量 $\xi_1, \xi_2, ..., \xi_n$ 相互独立表示他们取值互不影响.用分布函数来表示:

随机变量  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  相互独立等价于联合分布函数等于它们边际分布函数的乘积:

$$F_{\xi_1\cdots\xi_n}(x_1, x_2, \cdots x_n) = \prod_{i=1}^n F_{\xi_i}(x_i)$$

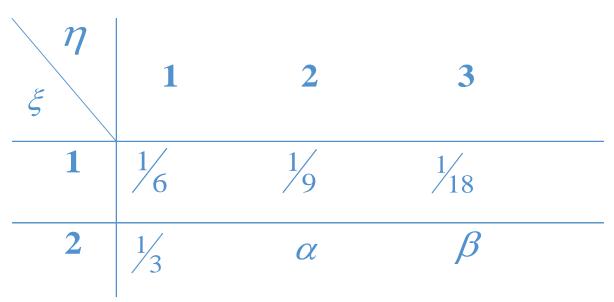
# 二维离散型随机变量的独立性

$$P(\xi = x_i, \eta = y_j) = P(\xi = x_i) \cdot P(\eta = y_j),$$
  
 $i = 1, 2, \dots, j = 1, 2, \dots.$ 

# 二维连续型随机变量的独立性

$$p(x,y) = p_{\xi}(x) \cdot p_{\eta}(y)$$

#### 例 9. 设二维随机变量 $(\xi,\eta)$ 的联合分布列为



问其中的 $\alpha$ , $\beta$ 取什么值时 $\xi$ 与 $\eta$ 独立?

解: 由规范性可知<sup>1</sup> =  $\frac{1}{6} + \frac{1}{9} + \frac{1}{18} + \frac{1}{3} + \alpha + \beta$ ,

从而
$$\beta = \frac{1}{3} - \alpha$$
.

### 再求边际分布

$$P(\xi=1) = \frac{1}{6} + \frac{1}{9} + \frac{1}{18} = \frac{1}{3}, \quad P(\xi=2) = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3},$$

$$P(\eta = 1) = \frac{1}{6} + \frac{1}{3} = \frac{1}{2}, \qquad P(\eta = 2) = \frac{1}{9} + \alpha,$$

$$P(\eta = 3) = \frac{7}{18} - \alpha$$

根据独立性:  $P(\xi=1, \eta=2) = P(\xi=1)P(\eta=2)$ 

例 **10.** 设(*X*,*Y*)在以原点为中心,*r*为半径的圆域 *R*上服从均匀分布,二维概率密度为:

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi r^2}, & x^2 + y^2 \le r^2 \\ 0, & x^2 + y^2 > r^2 \end{cases}$$

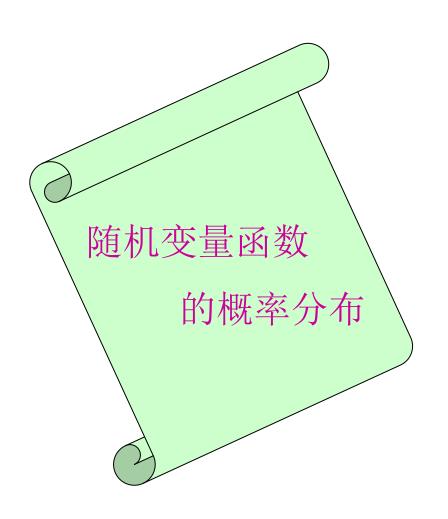
问: X与Y是否相互独立?

解:已经求出 X,Y 的边缘分布密度分别为:

$$p_{X}(x) = \begin{cases} \frac{2\sqrt{r^{2} - x^{2}}}{\pi r^{2}}, & |x| \leq r \\ 0, & |x| > r \end{cases}$$

$$p_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{2\sqrt{r^{2} - y^{2}}}{\pi r^{2}}, & |y| \leq r \\ 0, & |y| > r \end{cases}$$

显然,  $p(x,y) \neq p_X(x)p_Y(y)$ 因此, X 与 Y 不相互独立.



### 随机变量函数的分布

问题:如何从已知分布的随机变量出发,去求其函数的分布?

比如:测量圆轴直径d,而关心的是截面积A, $A = \frac{1}{4}\pi d^2$ 。已知直径d的分布,要求截面积A的分布。

注意: 随机变量的函数仍然是随机变量。

例 11. 已知随机变量 X 的分布律为

X	-1	0	1	2
$p_{\scriptscriptstyle k}$	0.2	0.3	0.1	0.4

求(1)Y = -2X,  $(2)Y = (X-1)^2$ 的分布律。

解: (1)Y = -2X 是单值函数, $f(x_i)$ 各不相等,所以有

$$P(Y = 2) = P(X = -1) = 0.2$$

$$P(Y = 0) = P(X = 0) = 0.3$$

$$P(Y = -2) = P(X = 1) = 0.1$$

$$P(Y = -4) = P(X = 2) = 0.4$$

$\overline{Y}$	2	0	-2	-4
$p_{k}$	0.2	0.3	0.1	0.4

$$(2)Y = (X-1)^2$$
不是单值函数, 
$$P(Y=0) = P(X=1) = 0.1,$$
 
$$P(Y=1) = P(X=0) + P(X=2) = 0.3 + 0.4 = 0.7,$$
 
$$P(Y=4) = P(X=-1) = 0.2$$

即

Y	0	1	4
$p_{k}$	0.1	0.7	0.2

注:离散型随机变量(包括多维)的函数分布都可按上例的方法来求解

#### 例 12. 若随机变量 $\xi$ 具有如下分布率:

$$P\{\xi = k\} = \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda} \quad (k = 0, 1, 2...)$$

则称 $\xi$ 服从参数为 $\lambda$ 的波松分布,记为 $\xi \sim P(\lambda)$ .

设 $X \sim P(\lambda_1)$ ,  $Y \sim P(\lambda_2)$ , X 与 Y独立.

求Z = X + Y的分布。

解: Z的一切可能取值为0,1,2,3...

$$P(Z = k) = \sum_{i=0}^{k} P(X = i) P(Y = k - i)$$

$$= \sum_{i=0}^{k} \frac{\lambda_{1}^{i}}{i!} e^{-\lambda_{1}} \cdot \frac{\lambda_{2}^{k-i}}{(k-i)!} e^{-\lambda_{2}} = \frac{e^{-(\lambda_{1} + \lambda_{2})}}{k!} \sum_{i=0}^{k} \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda_{1}^{i} \lambda_{2}^{k-i}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda_{1} + \lambda_{2})}}{k!} \sum_{i=0}^{k} C_{k}^{i} \lambda_{1}^{i} \lambda_{2}^{k-i} = \frac{e^{-(\lambda_{1} + \lambda_{2})}}{k!} (\lambda_{1} + \lambda_{2})^{k}$$

$$= \frac{(\lambda_{1} + \lambda_{2})^{k}}{k!} e^{-(\lambda_{1} + \lambda_{2})} \qquad \therefore Z \sim P(\lambda_{1} + \lambda_{2})$$

结论:独立的服从泊松分布的随机变量之和仍服从泊松分布,且参数为前两个参数之和。

## 连续型随机变量函数的分布

问题: 如何根据 X 的密度函数  $p_X(x)$  寻找 Y = f(X) 的分布?

### 求解的基本思想:

从有 Y 的分布函数入手,把 Y 的分布函数 F(y) 表示为 X 的密度函数在对应区域上的积分:

$$F_Y(y) = P(Y \le y) = P(f(X) \le y) = \int_{f(x) \le y} p_X(x) dx$$

两边再对y求导即得Y的密度函数 $p_{Y}(y)$ ,这个方法对多维连续型随机变量的函数也适用

例 13. 设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 即

$$p_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (-\infty < x < +\infty)$$

 $求 Y = a + bX, (b \neq 0)
 的概率密度。$ 

解: 不妨设 b>0,当 b<0 时同理可求:

$$F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{f(X) \le y\} = P\{a + bX \le y\}$$

$$= P\{X \le \frac{y - a}{b}\} = \int_{-\infty}^{\frac{y - a}{b}} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$p_{Y}(y) = F_{Y}(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma b}} e^{-\frac{(y-a-\mu b)^{2}}{2\sigma^{2}b^{2}}}$$
$$\therefore Y \sim N(a+b\mu,\sigma^{2}b^{2})$$

结论:服从正态分布的随机变量的线性函数仍然服从正态分布。

即: 若 
$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
, 则  $a + bX \sim N(a + b\mu, \sigma^2 b^2)$   
特别地,取  $a = -\frac{\mu}{\sigma}, b = \frac{1}{\sigma}$ ,则  $a + bX = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 

例 **14.**  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ,  $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ , X 与 Y 独立, 求 Z = X + Y的分布。

解:因X, Y独立,故联合密度函数:

$$p(x,y) = p_X(x)p_Y(y)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}$$

$$F(z) = P\{Z \le z\} = P\{X + Y \le z\} = \iint_{x+y \le z} P(x, y) dx dx$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{z-x} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}} dy$$

$$p(z) = F'(z)$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} e^{-\frac{(z-x-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}} dx$$

$$=\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2}\int_{-\infty}^{+\infty}e^{-(Ax^2-2Bx+C)}dx$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_{1}\sigma_{2}} \cdot \sqrt{\frac{\pi}{A}} e^{-\frac{AC-B^{2}}{A}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{1/2A}} e^{\frac{(x-\frac{B}{A})^{2}}{2\cdot(\sqrt{1/2A})^{2}}} dx$$

$$=\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2}\cdot\sqrt{\frac{\pi}{A}}e^{-\frac{AC-B^2}{A}}$$

其中

$$A = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_2^2} \right), \quad B = \frac{1}{2} \left( \frac{\mu_1}{\sigma_1^2} + \frac{z - \mu_2}{\sigma_2^2} \right),$$

$$C = \frac{1}{2} \left( \frac{\mu_1^2}{\sigma_2^2} + \frac{(z - \mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right)$$

$$\therefore p_{Z}(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{\sigma_{1}^{2} + \sigma_{2}^{2}}} e^{-\frac{[z - (\mu_{1} + \mu_{2})]^{2}}{2(\sigma_{1}^{2} + \sigma_{2}^{2})}}$$

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

### 结论:两个独立的正态随机变量之和仍为正态分布。

推论:有限个独立的正态随机变量之和仍为正态分布。

即: 相互独立的 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2, \dots, n$ ,

$$\text{III} \sum_{i=1}^{n} X_{i} \sim N(\sum_{i=1}^{n} \mu_{i}, \sum_{i=1}^{n} \sigma_{i}^{2}).$$

例 15.  $\xi$ 与 $\eta$ 独立,且 $\xi$ ~N(0,1), $\eta$ ~N(0,1),  $\chi \zeta = \xi^2 + \eta^2$ 的概率密度。

解: 
$$p(x,y)=p_X(x)p_Y(y)=\frac{1}{2\pi}e^{-\frac{x^2+y^2}{2}}$$

当
$$z \le 0$$
时,  $F_{\zeta}(z) = 0$ ,  $p_{\zeta}(z) = 0$ 

当
$$z > 0$$
时, $F_{\zeta}(z) = \iint_{x^2 + y^2 < z} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2 + y^2}{2}} dxdy$ 

$$= \frac{1}{2\pi} \cdot 2\pi \cdot (-1) e^{-\frac{r^2}{2}} \Big|_{0}^{\sqrt{z}}$$

$$= 1 - e^{-\frac{z}{2}}$$

$$\therefore p_{\zeta}(z) = \frac{1}{2}e^{-\frac{z}{2}}$$

$$\therefore p_{\zeta}(z) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-\frac{z}{2}}, & z > 0 \\ 0, & z < 0 \end{cases} \qquad \therefore \zeta \sim E(\frac{1}{2}) \quad \text{in } \Re z \sim \chi^{2}(2)$$