#### § 3.5 多维随机变量

n维随机变量:设 $X_i$ , L,  $X_n$ 为定义在样本空间 $\Omega$ 上的随机变量,那么( $X_i$ , L,  $X_n$ )作为一个整体看就是一个n维随机变量,每个 $X_i$ 单独看就是一维随机变量。

n维随机变量的本质上与二维随机变量相同,与二维的情形类似,可以定义n维随机变量的联合分布,边缘分布,离散型与连续型以及独立性等概念。

定义3.9: 设( $X_1$ , L, $X_n$ )是n维随机变量, n元实函数  $F(x_1,L,x_n)$  @ $P(X_1 \le x_1,L,X_n \le x_n)$ ,  $\forall x_i \in R, i = 1,L,n$  称为( $X_1$ , L, $X_n$ )的联合分布函数。而 $X_i$ 的分布函数  $F_i(x_i)$  @ $P(X_i \le x_i)$ ,  $\forall x_i \in R$  称为关于 $X_i$ 的边缘分布函数。

定义3.10:设( $X_1$ , L,  $X_n$ )是n维随机变量,若( $X_1$ , L,  $X_n$ )的联合分布函数等于边缘分布函数之积,即:

$$F(x_1,L,x_n) = \prod_{i=1}^n F_i(x_i), \forall x_i$$
  
那么称 $X_1,L,X_n$ 相互独立。

n维离散型随机变量:设( $X_1$ ,L, $X_n$ )是n维随机变量,若( $X_1$ ,L, $X_n$ )取值只有有限多或可列多个,则称( $X_1$ ,L, $X_n$ )是离散型。

 $\mathbf{p}_{i_1 L i_n} = P(X_1 = x_1, L, X_n = x_n), i_1, L, i_n = 1, 2, L$  称为其联合分布律。而关于 $X_i$ 的分布律则称为边缘分布律。

离散型随机变量独立当且仅当联合分布律等于边缘分布律之积

n维连续型随机变量:设( $X_1$ ,L, $X_n$ )是n维随机变量,设( $X_1$ ,L, $X_n$ )的分布函数为**F**( $\mathbf{x}_1$ ,L, $\mathbf{x}_n$ ),若存在非负函数**f**( $\mathbf{x}_1$ ,L, $\mathbf{x}_n$ )使得

 $F(x_1,L,x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} K \int_{-\infty}^{x_1} f(u_1,L,u_n) du_1 L du_n, \forall (x_1,L,x_n)$  则称  $(X_1,L,X_n)$  是连续型, $f(x_1,L,x_n)$  为联合密度函数。 连续型随机变量独立当且仅当联合密度等于 边缘密度之积。

#### 分布的可加性

#### 定理3.11 (二项分布的可加性): 设 X,Y 相互独立

**且**  $X : B(m,p), Y : B(n,p), \mathbb{Z} = X + Y : B(m+n,p).$ 

证 由二项分布的概率公式及离散型卷积公式,

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

$$= \sum_{i=0}^{k} C_{m}^{i} p^{i} q^{m-i} C_{n}^{k-i} p^{k-i} q^{n-k+i} = p^{k} q^{m+n-k} \sum_{i=0}^{k} C_{m}^{i} C_{n}^{k-i}$$

$$= p^{k} q^{m+n-k} C_{m+n}^{k}, \quad k = 0,1,2,L$$
其中  $q = 1 - p$ ,这里应用了公式  $\sum_{i=0}^{k} C_{m}^{k-i} C_{n}^{k-i} = C_{m+n}^{k}$ 

应用:  $若X\sim B(n,p)$ ,那么可以把X看作n个相互独立同0-1 分布 $X_i$ 的和,即 $X_i\sim B(0,1)$  且相互独立 $X=X_1+L+X_n$ 

分布的可加性: 若 $X_1$ , L,  $X_n$ 是相互独立且服从同一分布类型的随机变量时, $X_1$ +L+ $X_n$ 也服从该类型分布,则称该类分布具有可加性。

定理3.12 (Poisson分布的可加性): 设 X,Y 相 互独立且  $X: p(\lambda), Y: P(\mu)$ 

 $Z = X + Y : P(\lambda + \mu).$ 

定理3.14: 设义 ~  $\Gamma(\alpha_i,\beta)$ , i=1, L , n,  $且X_1$ , L ,  $X_n$ 相互独立,那么 $X_1$ +L + $X_n$  ~  $\Gamma(\sum_{i=1}^n \alpha_i,\beta)$ 

# $Z = Max\{X,Y\}$ , $Z = Min\{X,Y\}$ 的分布

设X 与Y 是两个相互独立的随机变量,其分布函数分别为  $F_X(x), F_Y(y)$ ,又设

 $M = Max\{X,Y\}, N = Min\{X,Y\},$ 

则M 和N 也是随机变量,那么它们的分布又是怎样的呢? 下面定理给出了回答。

# 定理 在以上条件下,随机变量 M 和 N 的分布函数分别为

$$F_M(z) = F_X(z)F_Y(z)$$
,  $F_N(z) = 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]_{\circ}$ 

#### 证明 在以上条件下,

$$\begin{split} F_{M}(z) &= P(M \leq z) = P(Max\{X,Y\} \leq z) = P(X \leq z,Y \leq z) \\ &= P(X \leq z)P(Y \leq z) = F_{X}(z)F_{Y}(z); \\ F_{N}(z) &= P(N \leq z) = 1 - P(N > z) = 1 - P(X > z,Y > z) \\ &= 1 - P(X > z)P(Y > z) = 1 - [1 - P(X \leq z)][1 - P(Y \leq z)] \\ &= 1 - [1 - F_{X}(z)][1 - F_{Y}(z)]_{\circ} \end{split}$$

# 在将上述定理推广到 n 维,有

定理 设随机变量  $X_1, X_2, L, X_n$  相互独立,且 他们的分布函数分别为 $F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2), L, F_{X_n}(x_n)$ 

$$iZ_{M} = Max\{X_{1}, X_{2}, L, X_{n}\}, N = Min\{X_{1}, X_{2}, L, X_{n}\},$$

### 则M 和N 的分布函数分别为

$$F_M(z) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(z), \qquad F_N(z) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - F_{X_i}(z))_{\circ}$$

特别地, 若  $F_{X_i}(x) = F(x)(i = 1, 2, L, n)$ , 即各

# 随机变量的分布函数相同,则

$$F_M(z) = (F(z))^n$$
,  $F_N(z) = 1 - (1 - F(z))^n$ .

例: 设某系统由 4 个相互独立的电子元件组成,其连接方式是(1)并联,(2)串联。若每个元件的寿命  $T_i$ : e(0.5)(i=1,2,3,4)(单位:万小时)。试就以上两种连接方式求系统使用寿命的密度函数及寿命大于 $4\times10^4$ 小时的概率。

解: 显然。对每个  $T_i(i=1,2,3,4)$ , 有分布函数为

$$F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-0.5t}, & t > 0, \\ 0, & else_{\circ} \end{cases}$$

(1) 连接方式为并联时,系统的寿命为

$$T = Max\{T_1, T_2, T_3, T_4\}$$
°

### 由以上定理,有

$$F_T(t) = (F(t))^4 = \begin{cases} (1 - e^{-0.5t})^4, & t > 0, \\ 0, & else_{\circ} \end{cases}$$

从而有
$$f_T(t) = \begin{cases} 2(1 - e^{-\frac{1}{2}t})^3, & t > 0, \\ 0, & t \le 0. \end{cases}$$

### 所求概率为

$$P(T > 1.2) = 1 - P(T \le 1.2) = 1 - F_T(1.2)$$
  
=  $1 - (1 - e^{-\frac{1}{2} \times 1.2})^4 \approx 0.9586$ .

# (2) 连接方式为串联时,系统的寿命为

$$T = Min\{T_1, T_2, T_3, T_4\}$$
.

由以上定理,有 
$$F_Z(t)=1-(1-F(t))^4=\begin{cases} 1-e^{-2t}, & t>0,\\ 0, & else. \end{cases}$$
 从而有 
$$f_Z(t)=\begin{cases} 2e^{-2t}, & t>0\\ 0, & t\leq 0.. \end{cases}$$
 所求概率为

$$f_Z(t) = \begin{cases} 2e^{-2t}, & t > 0 \\ 0, & t \le 0. \end{cases}$$

$$P(T > 1.2) = 1 - P(T \le 1.2) = 1 - F_T(1.2) = e^{-2 \times 1.2} \approx 0.0907$$