第一、二次作业

- 5.14 设母体 ξ 服从参数为 λ 的泊松分布, $(\xi_1,\xi_2,\cdots,\xi_n)$ 是取自此母体的一个子样. 求
 - (1) 子样的联合概率分布列;

解: (1) 子样的联合分布列:

$$P(\xi_1 = x_1, \xi_2 = x_2, \dots, \xi_n = x_n) = \prod_{i=1}^n P(\xi_i = x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} = \lambda^{\sum_{i=1}^n x_i} e^{-n\lambda} \left(\prod_{i=1}^n x_i! \right)^{-1},$$

$$x_i = 0, 1, 2, \dots, i = 1, 2, \dots, n.$$

5.15 若 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 是取自正态母体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的子样,求 $u = \sum_{i=1}^k \xi_i \, \exists v = \sum_{i=1}^n \xi_i, 0 < k < r < n$ 的联合分布.

解: 因为 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 独立同分布,均服从 $N(\mu, \sigma^2)$,且u, v都是 $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ 的线性组合,故u, v均服从正态分布。又

$$Eu = \sum_{i=1}^{k} E\xi_{i} = k\mu, \quad Du = \sum_{i=1}^{k} D\xi_{i} = k\sigma^{2},$$

$$Ev = \sum_{i=1}^{n} E\xi_{i} = (n-r+1)\mu, \quad Dv = \sum_{i=1}^{n} D\xi_{i} = (n-r+1)\sigma^{2},$$

故

$$u \sim N(k\mu, k\sigma^2), \ \ v \sim N((n-r+1)\mu, (n-r+1)\sigma^2).$$

由于0 < k < r < n,所以u, v相互独立。从而(u, v)服从二维正态分布 $N(k\mu, (n - r + 1)\mu, k\sigma^2, (n - r + 1)\sigma^2, 0)$.

- 5.10 设(ξ_1, ξ_2) 为取自正态母体 $\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的一个子样,试证:
- $(1)\xi_1 + \xi_2 与 \xi_1 \xi_2$ 是相互独立的;
- (2) $\frac{(\xi_1+\xi_2)^2}{(\xi_1-\xi_2)^2}$ 服从F(1,1) 分布.

解: (1) 由 (ξ_1,ξ_2) 为取自正态母体 $\xi \sim N(0,\sigma^2)$ 的一个子样知, ξ_1 与 ξ_2 独立,其联合分布的密度函数

$$f_{\xi_1,\xi_2}(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma^2}e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}}.$$

令 $U = \xi_1 + \xi_2, V = \xi_1 - \xi_2$,从而有 $\xi_1 = \frac{1}{2}(U + V), \xi_2 = \frac{1}{2}(U - V)$,

$$J = \begin{vmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{vmatrix} = -\frac{1}{2},$$

故由变量变换定理知

$$f_{U,V}(u,v) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{(\frac{u+v}{2})^2 + (\frac{u-v}{2})^2}{2\sigma^2}} |J|$$
$$= \frac{1}{4\pi\sigma^2} e^{-\frac{u^2+v^2}{4\sigma^2}}.$$

因此, $(\xi_1 + \xi_2, \xi_1 - \xi_2)$ 服从二维正态分布 $N(0,0,2\sigma^2,2\sigma^2,0)$ 。从而,由 $\rho = 0$ 知 $\xi_1 + \xi_2$ 与 $\xi_1 - \xi_2$ 独立。

(2) 由(1) 知 $\xi_1 + \xi_2$ 与 $\xi_1 - \xi_2$ 独立,且 $\xi_1 + \xi_2, \xi_1 - \xi_2 \sim N(0, 2\sigma^2)$ 从而有

$$\frac{(\xi_1 + \xi_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi(1), \frac{(\xi_1 - \xi_2)^2}{2\sigma^2} \sim \chi(1),$$

进而

$$\frac{(\xi_1 + \xi_2)^2}{(\xi_1 - \xi_2)^2} \sim F(1, 1).$$