

1 (10 分) 30 只铆钉随机地取来用于 6 个部件上, 其中有 2 个铆钉为次品。若每个部件用 5 只铆钉, 则

(1) 2 个次品铆钉恰好用于同一部件的概率是多少?

(2) 若已知 2 个次品铆钉都用于某一个部件, 则它们都用于 1 号部件的概率是多少?

解: 设  $A =$  “2 个次品铆钉恰好用于同一部件”,  $A_i =$  “2 个次品铆钉恰好用于  $i$  号部件”

假设每个铆钉都已编号, 则样本空间  $S$  中的样本点数  $\mu[S] = C_{30}^5 \times C_{25}^5 \times C_{20}^5 \times C_{15}^5 \times C_{10}^5 \times C_5^5$

$A$  中的样本点个数  $\mu[A] = 6 \times C_{28}^3 \times C_{25}^5 \times C_{20}^5 \times C_{15}^5 \times C_{10}^5 \times C_5^5$ , 送 1 个有 2 次品

$$\text{则 } P(A) = \frac{6 \times C_{28}^3 \times C_{25}^5 \times C_{20}^5 \times C_{15}^5 \times C_{10}^5 \times C_5^5}{C_{30}^5 \times C_{25}^5 \times C_{20}^5 \times C_{15}^5 \times C_{10}^5 \times C_5^5} = \frac{6 \times 5 \times 4}{30 \times 29} = \frac{4}{29} \quad \text{-----5 分}$$

$$(2) P(A_1) = \frac{C_{28}^3 \times C_{25}^5 \times C_{20}^5 \times C_{15}^5 \times C_{10}^5 \times C_5^5}{C_{30}^5 \times C_{25}^5 \times C_{20}^5 \times C_{15}^5 \times C_{10}^5 \times C_5^5} = \frac{5 \times 4}{30 \times 29} = \frac{2}{87}$$

$$P(A_1 | A) = \frac{P(A_1 A)}{P(A)} = \frac{P(A_1)}{P(A)} = \frac{1}{6} \quad \text{-----5 分}$$

注: 此题为基本题, 考核古典概型和条件概率。

2 (15 分) 设随机变量  $X$  的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} Ax^2 e^{-kx} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad (k > 0)$$

(1) 求常数  $A$ , (2) 求  $X$  的分布函数, (3)  $Y = 1 - X^2$  的分布函数

$$\text{解 (1)} \quad \int_0^{\infty} Ax^2 e^{-kx} dx = 1 \Rightarrow A = \frac{k^3}{2} \quad \text{-----5 分}$$

$$(2) F(x) = \int_{-\infty}^x f(u) du = \begin{cases} \int_0^x \frac{k^3}{2} u^2 e^{-ku} du & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad \text{-----2 分}$$

$$= \begin{cases} 1 - e^{-kx} \left( \frac{k^2}{2} x^2 + kx + 1 \right) & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad \text{-----3 分}$$

$$(3) F_Y(y) = P\{1 - X^2 \leq y\} = P\{X^2 \geq 1 - y\} \quad \text{-----2 分}$$

当  $y \geq 1$  时,  $F_Y(y) = 1$

-----1 分

$$\begin{aligned} \text{当 } y < 1 \text{ 时, } F_Y(y) &= P\{X \geq \sqrt{1-y}\} + P\{X \leq -\sqrt{1-y}\} \\ &= 1 - P\{X \leq \sqrt{1-y}\} + P\{X \leq -\sqrt{1-y}\} \\ &= 1 - F(\sqrt{1-y}) + F(-\sqrt{1-y}) = 1 - F(\sqrt{1-y}) \end{aligned}$$

$$\text{于是, } F_Y(y) = \begin{cases} e^{-k\sqrt{1-y}} \left( \frac{k^2}{2}(1-y) + k\sqrt{1-y} + 1 \right) & y < 1 \\ 1 & y \geq 1 \end{cases} \quad \text{-----2 分}$$

注: 此题为综合题, 综合考核连续型随机变量的概率密度的归一性、分布函数、随机变量函数的分布等知识点。

3.(15 分) 设随机变量  $(X, Y)$  的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} cxe^{-y}, & 0 < x < y < +\infty \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

(1) 求常数  $C$ ; (2) 试判断  $X$  与  $Y$  的独立性; (3) 求概率  $P\{X+Y \leq 1\}$ ;

(4) 求  $X$  与  $Y$  的协方差。

解 (1) 根据  $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$  得

$$\int_0^{+\infty} dy \int_0^y Cxe^{-y} dx = \frac{C}{2} \int_0^{+\infty} y^2 e^{-y} dy = C \Rightarrow C = 1 \quad \text{-----4 分}$$

$$(2) f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_x^{+\infty} xe^{-y} dy = xe^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

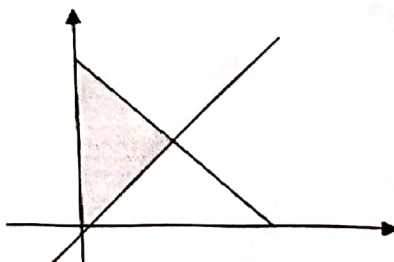
$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^y xe^{-y} dx = \frac{1}{2} y^2 e^{-y} & y \geq 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

$f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ , 故  $X$  与  $Y$  不独立。-----4 分

(3)

$$\begin{aligned} P\{X+Y \leq 1\} &= \int_0^{1/2} dx \int_x^{1-x} xe^{-y} dy \\ &= \int_0^{1/2} xe^{-x} dx - \int_0^{1/2} xe^{-(1-x)} dx = 1 - e^{-1} - e^{-\frac{1}{2}} \end{aligned}$$

-----3 分



$$(4) E(X) = \int_0^{\infty} x^2 e^{-x} dx = 2$$

$$E(Y) = \int_0^{\infty} \frac{1}{2} y^3 e^{-y} dy = 3$$

$$E(XY) = \int_0^{\infty} dy \int_0^y x^2 y e^{-y} dx = \frac{1}{3} \int_0^{\infty} y^4 e^{-y} dy = 8$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 2 \quad \text{-----4 分}$$

注：此题为基本题，考核二维连续型随机变量概率密度的性质、独立性概念、概率计算及数字特征。

4、(10 分) 设某种电子元件的寿命服从均值为 10000 小时的指数分布，假定寿命大于 1000 小时为合格品，

(1) 求该电子元件的合格率；(2) 为得到至少 1000 个合格品的概率不低于 90%，应生产多少个电子元件？

解：(1) 设该电子元件的寿命为  $X$ ，则  $X$  的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10000} e^{-\frac{x}{10000}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

合格率为

$$P\{X > 1000\} = \int_{1000}^{\infty} \frac{1}{10000} e^{-\frac{x}{10000}} dx = e^{-0.1} \approx 0.9 \quad \text{----- 5 分}$$

(2) 设生产  $n$  个电子元件，其中合格品个数为  $Y$ ，则  $Y \sim B(n, 0.9)$ ，

$$\text{则 } P\{Y \geq 1000\} \geq 0.9, \text{ 由中心极限定理, } P\{Y \geq 1000\} \approx 1 - \Phi\left(\frac{1000 - 0.9n}{\sqrt{0.9 \times 0.1n}}\right) \geq 0.9$$

$$\Leftrightarrow \Phi\left(\frac{0.9n - 1000}{\sqrt{0.9 \times 0.1n}}\right) \geq 0.9 \Rightarrow \frac{0.9n - 1000}{\sqrt{0.9 \times 0.1n}} \geq 1.28$$

$$\text{解得 } \sqrt{n} \geq 33.55 \Rightarrow n \geq 1126 \quad \text{-----5 分}$$

注：此题为基本题，考核中心极限定理及指数分布和正态分布的性质。

5. (10 分) 设  $X_1, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本， $X$  的概率密度为

$$f(x, \mu) = \begin{cases} e^{-(x-\mu)} & x \geq \mu \\ 0 & x < \mu \end{cases}$$

若取  $\hat{\mu}_1 = \bar{X} - 1$ ,  $\hat{\mu}_2 = \min(X_1, X_2, \dots, X_n) - \frac{1}{n}$ , 求证  $\hat{\mu}_1$ ,  $\hat{\mu}_2$  都是  $\mu$  的无

偏估计, 并比较  $\hat{\mu}_1$  与  $\hat{\mu}_2$  的有效性。

解  $E(\hat{\mu}_1) = E(\bar{X} - 1) = E(X) - 1$ , 而  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{\mu}^{+\infty} xe^{-(x-\mu)}dx = \mu + 1$ ,

故  $E(\hat{\mu}_1) = \mu$  即  $\hat{\mu}_1$  是  $\mu$  的无偏估计。 -----2 分

记  $Z = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , 则  $F_Z(z) = 1 - (1 - F_X(z))^n$

$$\text{而 } F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \begin{cases} \int_{\mu}^x e^{-(t-\mu)}dt = 1 - e^{-(x-\mu)} & x \geq \mu \\ 0 & x < \mu \end{cases}$$

$$\text{则 } F_Z(z) = \begin{cases} 1 - e^{-n(z-\mu)} & z \geq \mu \\ 0 & z < \mu \end{cases} \quad \therefore f_Z(z) = \begin{cases} ne^{-n(z-\mu)} & z \geq \mu \\ 0 & z < \mu \end{cases},$$

$$E(Z) = \int_{\mu}^{\infty} zne^{-n(z-\mu)}dz = \mu + \frac{1}{n}, \text{ 故 } E(\hat{\mu}_2) = E(Z - \frac{1}{n}) = E(Z) - \frac{1}{n} = \mu$$

故  $\hat{\mu}_2$  是  $\mu$  的无偏估计。 -----5 分

$$E(X^2) = \int_{\mu}^{\infty} x^2 e^{-(x-\mu)}dx = \mu^2 + 2\mu + 2, \quad D(X) = \mu^2 + 2\mu + 2 - (\mu + 1)^2 = 1,$$

$$\text{则 } D(\hat{\mu}_1) = D(\bar{X} - 1) = D(\bar{X}) = \frac{D(X)}{n} = \frac{1}{n}$$

$$E(Z^2) = \int_{\mu}^{\infty} z^2 ne^{-n(z-\mu)}dz = \frac{2}{n^2} + \frac{2\mu}{n} + \mu^2, \quad D(Z) = \frac{2}{n^2} + \frac{2\mu}{n} + \mu^2 - \left(\mu + \frac{1}{n}\right)^2 = \frac{1}{n^2}$$

$$\text{则 } D(\hat{\mu}_2) = D\left(Z - \frac{1}{n}\right) = D(Z) = \frac{1}{n^2} \quad \text{因 } D(\hat{\mu}_2) = \frac{1}{n^2} < \frac{1}{n} = D(\hat{\mu}_1)$$

则  $\hat{\mu}_2$  更有效 -----3 分

注: 本题为综合题, 考核估计量的无偏性、有效性。

6. (10 分) 设  $X_1, \dots, X_n$  为取自参数为  $\lambda$  的泊松分布总体的样本, 求  $\lambda$  的矩估计和极大似然估计。

解. (1)  $E(X) = \lambda$ , 则  $\lambda$  的矩估计为  $\bar{X}$ , -----4 分



$$(2) \text{ 似然函数 } L(\lambda) = \prod_{i=1}^n P_{\lambda}(X = x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i} e^{-n\lambda}}{\prod_{i=1}^n x_i!} \quad \text{-----2 分}$$

$$\ln L(\lambda) = \sum_{i=1}^n x_i \ln \lambda - n\lambda - \sum_{i=1}^n \ln(x_i!) \quad \frac{d[\ln L(\lambda)]}{d\lambda} = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i - n = 0 \quad \text{-----2 分}$$

$$\text{解似然方程 } \lambda = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \text{ 则 } \lambda \text{ 的极大似然估计为 } \hat{\lambda}_{MLE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X} \quad \text{-----2 分}$$

注：此题为基本题，考核矩估计和极大似然估计。

7. (10 分) 某批矿砂的 9 个样品中的镍含量，经测定为(%):

32.56      29.66      31.64      30      31.37      31.03      29.33      30.23      31.79

设测定值总体服从正态分布，问在  $\alpha = 0.05$  下能否接受假设：这批矿砂的镍含量的均值为 32？

解：要检验的假设是

$$H_0: \mu = 32; H_1: \mu \neq 32 \quad \text{-----2 分}$$

$$H_0 \text{ 下, } T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1) \quad \text{水平 } \alpha \text{ 的拒绝域为 } |t| \geq t_{\alpha/2}(n-1) \quad \text{-----2 分}$$

$$\text{这里: } n=9, t_{\alpha/2}(n-1) = t_{0.025}(8) = 2.306, \bar{x} = 30.85, s = 1.09 \Rightarrow t = -3.17 \Rightarrow |t| > 2.306$$

-----4 分

满足拒绝域的要求，所以拒绝假设  $H_0$ ，即认为这批矿砂的镍含量的均值不是 32。

注：此题为基本题，考核正态总体均值的检验。 \quad \text{-----2 分}