设随机变量X

IllegalMediaSource

- 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="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 $\mu[A]=6\times C_{28}^3\times C_{25}^5\times C_{20}^5\times C_{15}^5\times C_{10}^5\times C_5^5$ , 21 个有2 次

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

$$P(A_1 | A) = \frac{P(A_1 A)}{P(A)} = \frac{P(A_1)}{P(A)} = \frac{1}{6}$$

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

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

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

$$\Re (1)$$
 
$$\int_{0}^{\infty} Ax^{2}e^{-kx}dx = 1 \Rightarrow A = \frac{k^{3}}{2}$$
 ------5 分

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

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

(3) 
$$F_Y(y) = P\{1 - X^2 \le y\} = P\{X^2 \ge 1 - y\}$$

\_\_\_\_\_分

当 
$$y < 1$$
时,  $F_{\gamma}(y) = P\{X \ge \sqrt{1-y}\} + P\{X \le -\sqrt{1-y}\}$ 

$$= 1 - P\{X \le \sqrt{1-y}\} + P\{X \le -\sqrt{1-y}\}$$

$$= 1 - F(\sqrt{1-y}) + F(-\sqrt{1-y}) = 1 - F(\sqrt{1-y})$$

于是, 
$$F_{\gamma}(y) = \begin{cases} e^{-k\sqrt{1-y}} \left(\frac{k^2}{2}(1-y) + k\sqrt{1-y} + 1\right) & y < 1 \\ 1 & y \ge 1 \end{cases}$$

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

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

- (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

$$\int_{0}^{+\infty} dy \int_{0}^{y} Cx e^{-y} dx = \frac{C}{2} \int_{0}^{+\infty} y^{2} e^{-y} dy = C \Rightarrow C = 1$$
 -----4 \(\frac{1}{2}\)

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

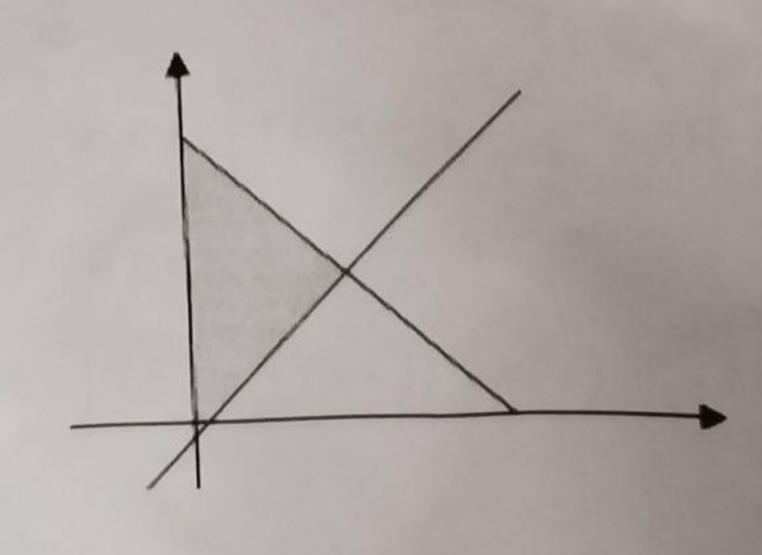
$$f_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_{0}^{y} xe^{-y} dx \\ 0 \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2} y^{2}e^{-y} & y \ge 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

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

(3)  

$$P\{X+Y \le 1\} = \int_{0}^{1/2} dx \int_{x}^{1-x} xe^{-y} dy$$

$$= \int_{0}^{1/2} xe^{-x} dx - \int_{0}^{1/2} xe^{-(1-x)} dx = 1 - e^{-1} - e^{-\frac{1}{2}}$$
-----3  $\frac{1}{2}$ 



IllegalMediaSource

(4) 
$$E(X) = \int_{0}^{\infty} x^{2}e^{-x}dx = 2$$

$$E(Y) = \int_{0}^{\infty} \frac{1}{2} y^{3} e^{-y} dy = 3$$

$$E(XY) = \int_{0}^{\infty} dy \int_{0}^{y} x^{2} y e^{-y} dx = \frac{1}{3} \int_{0}^{\infty} y^{4} e^{-y} dy = 8$$

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

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

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

合格率为

$$P\{X > 1000\} = \int_{1000}^{\infty} \frac{1}{10000} e^{-\frac{x}{10000}} dx = e^{-0.1} \approx 0.9$$
 ----- 5 \(\frac{\partial}{2}\)

(2) 设生产n个电子元件,其中合格品个数为Y,则Y~B(n, 0.9),

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

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

解得
$$\sqrt{n} \ge 33.55 \Rightarrow n \ge 1126$$
 -----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

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

若取 $\hat{\mu}_1 = \bar{X} - 1$  ,  $\hat{\mu}_2 = \min(X_1, X_2, ..., X_n) - \frac{1}{n}$  , 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  $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{\mu}^{+\infty} x e^{-(x-\mu)} dx = \mu + 1$ ,故  $E(\hat{\mu}_1) = \mu$  即  $\hat{\mu}_1$  是  $\mu$  的无偏估计。

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

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

$$F_{z}(z) = \begin{cases} 1 - e^{-n(z-\mu)} & z \ge \mu \\ 0 & z < \mu \end{cases} :: f_{z}(z) = \begin{cases} ne^{-n(z-\mu)} & z \ge \mu \\ 0 & z < \mu \end{cases}$$

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

故 $\hat{\mu}_2$ 是 $\mu$ 的无偏估计。

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

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

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

则 
$$D(\hat{\mu}_2) = D(Z - \frac{1}{n}) = D(Z) = \frac{1}{n^2}$$
 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 X1, ···, Xn 为取自参数为 λ 的泊松分布总体的样本, 求 λ 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 5}

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

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

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

$$H_0: \mu = 32; H_1: \mu \neq 32$$

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

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

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。

-----2分

注: 此题为基本题, 考核正态总体均值的检验。