

安徽大学 2018—2019 学年第一学期
《概率论与数理统计 A》(A 卷) 考试
试题参考答案及评分标准

一、填空题 (每小题 2 分, 共 10 分)

1、 $\frac{3}{5}$ 2、 $\frac{9}{64}$ 3、 $3e^{-2}$ 4、 σ^2 5、(480.4, 519.6)

二、选择题 (每小题 2 分, 共 10 分)

6、D 7、C 8、D 9、A 10、B

三、分析计算题 (每小题 13 分, 共 65 分)

11、解：设 A ：考生会解这道题； B ：考生选出正确答案；则由题意得：

$$P(A) = p, P(\bar{A}) = 1 - p, P(B|A) = 1, P(B|\bar{A}) = \frac{1}{n} \quad 4 \text{ 分}$$

(1) 由全概率公式有

$$P(B) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A}) = p + (1-p)\frac{1}{n} = \frac{np - p + 1}{n}, \quad 7 \text{ 分}$$

(2) 由贝叶斯公式以及 (1) 的结果得

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A)P(B|A)}{P(B)} = \frac{np}{np - p + 1} \quad 13 \text{ 分}$$

12、解：(1) 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1 \Rightarrow 1 = \int_0^1 k(1-x)^3 dx \quad 3 \text{ 分}$

解得 $k = 4 \quad 4 \text{ 分}$

(2) $P(\text{方程有实根}) = P(\Delta \geq 0) = P(X \leq \frac{1}{2}) \quad 6 \text{ 分}$

$$= \int_0^{\frac{1}{2}} 4(1-x)^3 dx = \frac{15}{16} \quad 8 \text{ 分}$$

(3) $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y)$

① $y < 0$, $F_Y(y) = P(\Phi) = 0$

② $0 \leq y < 1$, $F_Y(y) = P(X^2 \leq y) = P(0 \leq X < \sqrt{y}) = \int_0^{\sqrt{y}} 4(1-x)^3 dx = 1 - (1 - \sqrt{y})^4$

③ $y \geq 1$, $F_Y(y) = P(\Omega) = 1$

$$\text{则 } F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y < 0 \\ 1 - (1 - \sqrt{y})^4 & 0 \leq y < 1 \\ 1 & y \geq 1 \end{cases} \quad 12 \text{ 分}$$

$$\text{从而概率密度函数为 } f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{2(1 - \sqrt{y})^3}{\sqrt{y}} & 0 \leq y < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad 13 \text{ 分}$$

13、解：(1) $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y)dy \quad 2 \text{ 分}$

$$= \begin{cases} \int_0^2 \frac{6}{7} \left(x^2 + \frac{xy}{2} \right) dy & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

H324

$$= \begin{cases} \frac{12}{7}x^2 + \frac{6}{7}x & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad 4 \text{ 分}$$

$$\begin{aligned} (2) \quad P(X > Y) &= \iint_{x>y} f(x, y) dx dy \\ &= \int_0^1 dx \int_0^x \frac{6}{7} \left(x^2 + \frac{xy}{2} \right) dy \\ &= \frac{15}{56} \end{aligned} \quad \begin{array}{l} 7 \text{ 分} \\ 8 \text{ 分} \end{array}$$

$$(3) \text{ 在 } 0 < x < 1 \text{ 下, 有 } f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{\frac{6}{7} \left(x^2 + \frac{xy}{2} \right)}{\frac{12}{7}x^2 + \frac{6}{7}x} = \frac{6 \left(x^2 + \frac{xy}{2} \right)}{12x^2 + 6x} & 0 < y < 2 \\ \frac{0}{f_X(x)} = 0 & \text{其它} \end{cases}$$

则

$$f_{Y|X}(y|\frac{1}{2}) = \begin{cases} \frac{1}{4}(y+1) & 0 < y < 2 \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad 12 \text{ 分}$$

从而

$$P(Y < \frac{1}{2} | X = \frac{1}{2}) = \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{1}{4}(y+1) dy = \frac{5}{32} \quad 13 \text{ 分}$$

14、解：(1) 由于

$$P(AB) = P(A)P(B|A) = \frac{1}{12}, P(B) = \frac{P(AB)}{P(A|B)} = \frac{1}{6}$$

所以

$$P(X_1=1, X_2=1) = P(AB) = \frac{1}{12},$$

$$P(X_1=1, X_2=0) = P(A\bar{B}) = P(A) - P(AB) = \frac{1}{6},$$

$$P(X_1=0, X_2=1) = P(\bar{A}B) = P(B) - P(AB) = \frac{1}{12},$$

$$P(X_1=0, X_2=0) = 1 - \frac{1}{12} - \frac{1}{6} - \frac{1}{12} = \frac{2}{3}$$

得 (X_1, X_2) 的联合分布律及边缘分布律为

| | | X_2 | |
|-------|---|---------------|----------------|
| | | 0 | 1 |
| X_1 | 0 | $\frac{2}{3}$ | $\frac{1}{12}$ |
| | 1 | $\frac{1}{6}$ | $\frac{1}{12}$ |

5 分

(2) 利用同一表格法得边缘分布律为：

| $X_1 \backslash X_2$ | 0 | 1 | $P(X_1 = x_i)$ |
|----------------------|---------------|----------------|----------------|
| 0 | $\frac{2}{3}$ | $\frac{1}{12}$ | $\frac{3}{4}$ |
| 1 | $\frac{1}{6}$ | $\frac{1}{12}$ | $\frac{1}{4}$ |
| $P(X_2 = x_j)$ | $\frac{5}{6}$ | $\frac{1}{6}$ | 1 |

8 分
9 分

因为 $P(X_1 = 0, X_2 = 0) \neq P(X_1 = 0)P(X_2 = 0)$ ，所以 X_1 和 X_2 不独立.

(3) 注意到 $EX_1 = \frac{1}{4}, EX_2 = \frac{1}{4}, EX_1X_2 = \frac{1}{12}$,

故

$$\text{Cov}(X_1, X_2) = EX_1X_2 - EX_1EX_2 = \frac{1}{24} \neq 0$$

11 分

故 X_1 和 X_2 相关, 又 $DX_1 = \frac{3}{16}, DX_2 = \frac{5}{36}$,

则 X_1 和 X_2 的相关系数为

$$\rho_{X_1X_2} = \frac{\text{Cov}(X_1, X_2)}{\sqrt{DX_1DX_2}} = \frac{1}{\sqrt{15}}$$

13 分

15、解: (1) 设总体 X 的样本值为 $x_1, x_2, \dots, x_n (x_i > 0, i = 1, 2, \dots, n)$, 则似然函数为

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \left(\frac{2}{\lambda}\right)^n \cdot \prod_{i=1}^n x_i \cdot e^{-\frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i^2}$$

4 分

取对数有

$$\ln L(\lambda) = n \ln 2 - n \ln \lambda + \sum_{i=1}^n \ln x_i - \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

由

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

得到 λ 的极大似然估计值为

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

6 分

故得到 λ 的极大似然估计量为

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$$

7 分

(2) 由于

$$EX^2 = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \frac{2}{\lambda} x e^{-\frac{x^2}{\lambda}} dx = \lambda$$

10 分

因此

$$E\hat{\lambda} = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n EX_i^2 = \lambda$$

12 分

由此可知 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ 时 λ 的无偏估计量.

13 分

四、应用题 (每小题 8 分, 共 8 分)

16、解: 由题意得到

$$H_0: \mu = 700; \quad H_1: \mu \neq 700$$

在 H_0 成立的前提下,

$$Z = \frac{\sqrt{9}(\bar{X} - 700)}{20} \sim N(0,1)$$

4 分

这里 $\alpha = 0.05, u_{0.025} = 1.96, \bar{x} = 680$,

因而有

$$|z| = \left| \frac{\sqrt{9}(680 - 700)}{20} \right| = 3 > 1.96$$

7 分

因而拒绝 H_0 , 即认为这批钢索的断裂强度不为 700 kg/cm^2 .

8 分

五、证明题 (每小题 7 分, 共 7 分)

17、证明: 因为 X 与 Y 独立且分别服从参数为 λ 和 μ 的泊松分布, 则

$$P(X=i) = \frac{\lambda^i e^{-\lambda}}{i!}, \quad P(Y=j) = \frac{\mu^j e^{-\mu}}{j!}, \quad i, j = 0, 1, 2, \dots$$

2 分

对任意的 $k = 0, 1, 2, \dots$, 由于

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

4 分

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

5 分

$$= \sum_{i=0}^k \frac{\lambda^i e^{-\lambda}}{i!} \frac{\mu^{k-i} e^{-\mu}}{(k-i)!}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda^i \mu^{k-i}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} (\lambda + \mu)^k = \frac{(\lambda + \mu)^k}{k!} e^{-(\lambda+\mu)}$$

7 分

从而 $X+Y$ 服从参数为 $\lambda + \mu$ 的泊松分布.