安徽大学 20 18 -20 19 学年第 1 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",则依题意得 P(A) = p , $P(\overline{A}) = 1 - p$, P(B|A) = 1 , $P(B|\overline{A}) = \frac{1}{n}$.

(1) 由全概率公式有

$$P(B) = P(A)P(B \mid A) + P(A)P(B \mid A) = \frac{np - p + 1}{n}.$$
 7 \(\frac{1}{2}\)

(2) 由贝叶斯公式以及(1)的结果得

$$P(A|B) = \frac{P(A)P(B|A)}{P(B)} = \frac{np}{np-p+1}$$
. 13 $\%$

12. 解: (1)由

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

得k=4.

4分

(2)

$$P($$
方程有实根 $) = P(\Delta \ge 0) = P\left(X \le \frac{1}{2}\right) = \int_0^{1/2} 4(1-x)^3 dx = \frac{15}{16}$. 8分,

(3) 首先随机变量 Y 的分布函数为

$$F_{Y}(y) = P(Y \le y) = \begin{cases} 0, & y < 0, \\ P(X \le \sqrt{y}), & 0 \le y < 1, = \begin{cases} 0, & y < 0, \\ 1 - (1 - \sqrt{y})^{4}, & 0 \le y < 1, . \end{cases}$$

$$1, & 1 \le y,$$

从而Y的概率密度函数为

$$f_{\gamma}(y) = F_{\gamma}'(y) = \begin{cases} \frac{2(1-\sqrt{y})^{3}}{\sqrt{y}} & 0 < y < 1, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$
 13 分

13. 解: (1)由

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy,$$

得

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{12}{7}x^2 + \frac{6}{7}x, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

(2)由于

$$P(X > Y) = \iint_{X > Y} f(x, y) dx dy,$$

故

$$P(X > Y) = \int_0^1 \int_0^x \frac{6}{7} \left(x^2 + \frac{xy}{2} \right) dy dx = \frac{15}{56}.$$
 8 \(\frac{1}{2}\)

(3)由于

$$f_{Y|X}\left(y\left|\frac{1}{2}\right) = \frac{f\left(\frac{1}{2},y\right)}{f_X\left(\frac{1}{2}\right)},$$

则

$$f_{Y|X}\left(y \middle| \frac{1}{2}\right) = \begin{cases} \frac{1}{4}(y+1), & 0 < y < 2, \\ 0, & 其他, \end{cases}$$

从而

$$P\left(Y < \frac{1}{2} \middle| X = \frac{1}{2}\right) = \int_0^{1/2} f_{Y|X}\left(y \middle| \frac{1}{2}\right) dy = \frac{5}{32}.$$
 13 $\%$

14. 解: (1) 由于

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

所以

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

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

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

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

这样得到 (X_1, X_2) 联合分布及边际分布列如下表

X_1 X_2	0	1	
0	2/3	1/12	3/4
1	1/6	1/12	1/4
	5/6	1/6	

(2) 易见

$$P(X_1 = 0, X_2 = 0) \neq P(X_1 = 0)P(X_2 = 0),$$

所以 X_1 和 X_2 不独立.

9分

5分

(3) 注意到

$$EX_1 = \frac{1}{4}, EX_2 = \frac{1}{6}, EX_1X_2 = \frac{1}{12},$$

故

$$C \operatorname{ov}(X_1, X_2) = EX_1 X_2 - EX_1 EX_2 = \frac{1}{24} \neq 0$$
,

故 X_1 与 X_2 相关. 又

$$DX_1 = \frac{3}{16}, DX_2 = \frac{5}{36},$$

故 X_1 与 X_2 的相关系数为

$$\rho_{X_1 X_2} = \frac{C \text{ ov}(X_1, X_2)}{\sqrt{D X_1 D X_2}} = \frac{1}{\sqrt{15}}.$$
 13 $\stackrel{\triangle}{D}$

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

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

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

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

得到え的最大似然估计值为

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

第3页 共4页

故 λ 的最大似然估计量为 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^2$.

7分

(2) 由于

$$EX^{2} = \int_{0}^{+\infty} x^{2} \cdot \frac{2}{\lambda} x e^{-\frac{x^{2}}{\lambda}} dx = \lambda ,$$

因此

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

由此可知 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i^2$ 是 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 \(\frac{1}{2}\)

这里 $\alpha = 0.05$, $u_{0.05} = 1.96$, $\overline{x} = 680$,因而有

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

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

8分

五、证明题(每小题7分,共7分)

17. 证明: 对任意的 $k = 0, 1, \cdots$ 由于

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

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

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

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

从而 X+Y 服从参数为 $\lambda+\mu$ 的泊松分布.

7分