

概率论与数理统计期末考试模拟题(四) 解答

一、填空题(每空3分,共18分)

1. 设 A, B 互不相容, $P(A) = 0.3, P(B) = 0.5$, 则 $P(\bar{B}|\bar{A}) = \underline{2/7}$.
2. 设 X 服从二项分布 $B(2, p)$, Y 的分布律为 $P\{Y=k\} = (1-p)^{k-1}p, k=1, 2, \dots$,
若已知 $P(X \geq 1) = \frac{5}{9}$, 则 $D(Y) = \underline{6}$.
3. 设随机变量 (X, Y) 服从区域 $G = \{(x, y) | x^2 + y^2 \leq 1\}$ 上的均匀分布, 则
 $P\left(\min(X, Y) \geq -\frac{1}{2}, \max(X, Y) \leq \frac{1}{2}\right) = \underline{\frac{1}{\pi}}$.
4. 若 X_1, X_2, X_3 独立同分布, $P(X_n = 1) = \frac{1}{4}, P(X_n = -1) = \frac{3}{4}, Y_n = X_n X_{n+1}, n = 1, 2,$
则 $P(Y_2 = 1 | Y_1 = 1) = \underline{0.7}$.
5. 若有一个容量为11的样本, 其样本均值为2, 样本二阶原点矩为10, 则样本
方差为 $\underline{6, 6}$.
6. 设 (X_1, X_2, \dots, X_5) 是取自总体 $N(0, 1)$ 的样本, 统计量 $T = \frac{X_1 + X_2}{\sqrt{C(X_3 + X_4)^2 + X_5^2}}$, 则当
 $C = \underline{0.5}$ 时, T 服从 $t(2)$ 分布.

二、单项选择题(每题3分,共15分)

1. 设随机变量 X 的分布函数 $F(x) = 0.4\Phi(x) + 0.6\Phi(x-1)$, $\Phi(x)$ 为标准正态分布函数, 则 $E(X) = (\text{D})$.
(A) 0 (B) 0.4 (C) 0.5 (D) 0.6
2. 将长为1米的木棍随机截成两段, 则此两段长度的相关系数等于(A).
(A) -1 (B) 0 (C) 0.5 (D) 1
3. 设随机变量 $X_i \sim \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ 1/4 & 1/2 & 1/4 \end{pmatrix}, i = 1, 2$, 且满足 $P(X_1 + X_2 = 0) = 1$, 则
 $P(X_1 = X_2) = (\text{C})$.
(A) 0 (B) $\frac{1}{4}$ (C) $\frac{1}{2}$ (D) 1
4. 设 $\{X_n\}_{n=1}^{+\infty}$ 独立同分布于Poisson分布 $P(\lambda)$, $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$, 记 $\Phi(x)$ 为标准正态分布函数, 则有(C).
(A) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - n\lambda}{n\lambda} \leq x\right) = \Phi(x)$ (B) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \leq x\right) = \Phi(x)$
(C) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \leq x\right) = \Phi(x)$ (D) $\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - \lambda}{\sqrt{n\lambda}} \leq x\right) = \Phi(x)$

5 下面说法中正确的是 (A) .

- ① 样本均值是总体期望的无偏估计
- ② 样本 k 阶原点矩是总体 k 阶原点矩的无偏估计
- ③ 样本方差是总体方差的无偏估计
- ④ 样本 k 阶中心矩是总体 k 阶中心矩的无偏估计

(A) ①②③ (B) ①③④ (C) ①②④ (D) ①②③④

三、(10 分) 设某地区移动、电信、联通的用户比例为 4:3:2, 一份对运营商的抽样调查数据表明: 移动、电信、联通的好评率分别为 80%、60%、70%. 现从这些数据资料中任取一位用户的评价,

- (1) 求该评价为好评的概率;
- (2) 若该评价是好评, 求该用户是电信用户的概率.

解 记 $A_1 = \{\text{移动用户}\}, A_2 = \{\text{电信用户}\}, A_3 = \{\text{联通用户}\}, B = \{\text{好评}\},$

(1) 由全概率公式, $P(B) = \sum_{i=1}^3 P(A_i)P(B|A_i) = \frac{4}{9} \times 0.8 + \frac{3}{9} \times 0.6 + \frac{2}{9} \times 0.7 = \frac{32}{45}.$

(2) 由 Bayes 公式, $P(A_2|B) = \frac{P(A_2)P(B|A_2)}{P(B)} = \frac{\frac{3}{9} \times 0.6}{\frac{32}{45}} = \frac{9}{32}.$

四、(10 分) 设 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1, \\ a + b \arcsin x, & -1 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1, \end{cases}$

- (1) a, b 满足什么条件时, $F(x)$ 为某随机变量的分布函数?
- (2) 若 $F(x)$ 为连续型随机变量的分布函数, 求 a, b .

解 (1) 由定义, $F(x)$ 已满足右连续性和 $F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$, 还需要满足单调不减性, 所以 $b \geq 0, a - \frac{\pi}{2}b \geq 0, a + \frac{\pi}{2}b \leq 1.$

(2) 若 $F(x)$ 为连续型随机变量的分布函数, 则 $a - \frac{\pi}{2}b = 0, a + \frac{\pi}{2}b = 1, a = \frac{1}{2}, b = \frac{1}{\pi}.$

五、(10 分) 设 X 服从参数为 λ 的指数分布, $Y = [X] + 1, [x]$ 为不超过 x 的最大整数. (1) 求 Y 的分布; (2) 求在已知 $Y = 2$ 的条件下, X 的条件概率密度.

解 (1) Y 的取值为自然数, 对 $k = 1, 2, \dots,$

$$P(Y = k) = P(k-1 \leq X < k) = \int_{k-1}^k \lambda e^{-\lambda x} dx = (e^{-\lambda})^{k-1} (1 - e^{-\lambda}),$$

所以, $Y \sim G(1 - e^{-\lambda}).$

(2) 在已知 $Y = 2$ 的条件下, X 取值于区间 $[1, 2)$, 对 $x \in [1, 2)$,

$$P(X \leq x | Y = 2) = \frac{P(1 \leq X \leq x)}{P(Y=2)} = \frac{e^{-\lambda} - e^{-\lambda x}}{e^{-\lambda} - e^{-2\lambda}},$$

$$\therefore f(x|Y=2) = \begin{cases} \frac{\lambda e^{-\lambda x}}{e^{-\lambda} - e^{-2\lambda}}, & x \in [1, 2), \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

六、(12 分) 设随机变量 ξ, η 独立同分布, $\xi \sim U\left(-\frac{\pi}{3}, \frac{\pi}{3}\right)$.

(1) 求 $\xi + \eta$ 的概率密度; (2) 若 $X = \xi \cos \eta, Y = \xi \sin \eta$, 问 X, Y 是否不相关?

解 (1) 由 $f_{\xi+\eta}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{\xi}(x) f_{\eta}(z-x) dx$,

要使 $f_{\xi}(x) f_{\eta}(z-x) \neq 0$, 必须 $-\frac{\pi}{3} < x < \frac{\pi}{3}, -\frac{\pi}{3} < z-x < \frac{\pi}{3}$, 所以

对于 $z < -\frac{2\pi}{3}$ 或 $z > \frac{2\pi}{3}, f_{\xi+\eta}(z) = 0$,

对于 $-\frac{2\pi}{3} \leq z \leq 0, f_{\xi+\eta}(z) = \int_{-\frac{\pi}{3}}^{z+\frac{\pi}{3}} \left(\frac{3}{2\pi}\right)^2 dx = \left(\frac{3}{2\pi}\right)^2 \left(z + \frac{2\pi}{3}\right)$,

对于 $0 < z \leq \frac{2\pi}{3}, f_{\xi+\eta}(z) = \int_{z-\frac{\pi}{3}}^{\frac{\pi}{3}} \left(\frac{3}{2\pi}\right)^2 dx = \left(\frac{3}{2\pi}\right)^2 \left(\frac{2\pi}{3} - z\right)$.

(2) 因为 $E(X) = E(\xi)E(\cos \eta) = 0$, 所以

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) = E(\xi^2)E\left(\frac{1}{2} \sin 2\eta\right) = \frac{\left(\frac{2\pi}{3}\right)^2}{12} \int_{-\frac{\pi}{3}}^{\frac{\pi}{3}} \frac{1}{2} \sin 2x \frac{3}{2\pi} dx = 0,$$

所以 X, Y 不相关.

七、(10 分) 设总体 X 的密度

$$f(x) = \begin{cases} a|x - \mu|, & \mu - \theta \leq x \leq \mu + \theta, \\ 0, & \text{其它}, \end{cases}, \quad (X_1, X_2, \dots, X_n) \text{ 为取自总体 } X \text{ 的样本.}$$

(1) 求 a ; (2) 若 μ 已知, 求 θ 的矩估计量.

解 (1) 由 $\int_{\mu-\theta}^{\mu+\theta} a|x - \mu| dx = a \int_0^{\theta} 2x dx = a\theta^2 = 1$, 有 $a = \frac{1}{\theta^2}$.

(2) μ 已知, $E(X) = \mu, D(X) = \int_{\mu-\theta}^{\mu+\theta} (x - \mu)^2 \frac{1}{\theta^2} |x - \mu| dx = \frac{\theta^2}{2}$,

令 $\tilde{S}^2 = \frac{\theta^2}{2}$, 得 θ 的矩估计 $\hat{\theta}_M = \sqrt{2\tilde{S}} = \sqrt{\frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$. (注: 估计不唯一)

八、(15 分) 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本.

(1) 若 μ 已知, σ^2 未知, 求 σ^2 的极大似然估计量;

(2) 若 μ 已知, 由 (1) 构造 σ 的置信水平为 95% 的双侧置信区间;

(3) 若已知 $\sigma = 2$, 考虑如下的假设检验问题,

$$H_0: \mu = 2 \quad \text{vs} \quad H_1: \mu = 3$$

检验由拒绝域 $W = \{\bar{x} \geq 2.8\}$ 确定, 当 $n = 36$ 时, 求检验犯两类错误的概率.

(用 $\Phi(\cdot)$ 表示, 不用计算)

解 (1) μ 已知, 极大似然函数

$$L(\sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\right\},$$

对数极大似然函数 $\ln L(\sigma^2) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^n(x_i - \mu)^2$,

求导 $\frac{d(\ln L(\sigma^2))}{d(\sigma^2)} = -\frac{n}{2}\frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4}\sum_{i=1}^n(x_i - \mu)^2$,

令 $\frac{d(\ln L(\sigma^2))}{d(\sigma^2)} = 0$, 得 σ^2 的极大似然估计 $\widehat{\sigma^2} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(x_i - \mu)^2$,

所以, σ^2 的极大似然估计量 $\widehat{\sigma^2} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(X_i - \mu)^2$.

(2) 因为 $\sum_{i=1}^n\left(\frac{X_i - \mu}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(n)$,

所以, $P\left(\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n) \leq \frac{\sum_{i=1}^n(X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)\right) = 1 - \alpha$, 有

$$P\left(\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n(X_i - \mu)^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)}} \leq \sigma \leq \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n(X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n)}}\right) = 1 - \alpha,$$

σ 的置信水平为 95% 的双侧置信区间 $\left[\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n(X_i - \mu)^2}{\chi_{0.025}^2(n)}}, \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n(X_i - \mu)^2}{\chi_{0.975}^2(n)}}\right]$.

(3) 在 H_0 成立的条件下, $\bar{X} \sim N(2, \frac{4}{36})$, 检验犯第一类错误的概率

$$\alpha = P(\bar{X} \geq 2.8 | H_0) = P\left(\frac{\bar{X} - 2}{\sqrt{\frac{4}{36}}} \geq \frac{2.8 - 2}{\sqrt{\frac{4}{36}}}\right) = 1 - \Phi(2.4),$$

在 H_1 成立的条件下, $\bar{X} \sim N(3, \frac{4}{36})$, 检验犯第二类错误的概率

$$\beta = P(\bar{X} < 2.8 | H_1) = P\left(\frac{\bar{X} - 3}{\sqrt{\frac{4}{36}}} < \frac{2.8 - 3}{\sqrt{\frac{4}{36}}}\right) = \Phi(-0.6) = 1 - \Phi(0.6).$$