北京工业大学2018—2019学年第一学期

《概率论与数理统计》(工类)课程考试 A 卷参考答案与评分标准

- 一、填空题 (15 个空, 每空 2 分, 共 30 分)
- 1. 设 P(A) = 0.5, $P(A \cup B) = 0.7$. 则当 A 与 B 互斥时, <math>P(B) = 0.2; A 与 B相互独立时, P(B) = 0.4.
- 2. 在相同条件下做 4 次独立试验, 假设每次试验时事件 A 发生的概率都是 p, 且 4 次试验中 A 恰发生 1 次与发生 2 次的概率相等. 用 X 表示 4 次试验中 A 发生的次数时, $E(X) = 1.6_{-}$, $Var(X) = 0.96_{-}$.
- 3. 设随机变量 X 服从参数 λ 的泊松分布,且 $P\{X \ge 1\} = 1 e^{-2}$,则 $\lambda = 2$, $E(X^2) = 6$.
- 4. 设随机变量 X 可能取的值为 -2, 0 和 1, 且 $P\{X = -2\} = 0.4$, $P\{X = 0\} = 0.3$. 则 $E(X) = \underline{-0.5}$, $Var(X) = \underline{1.65}$.
- 5. 若随机变量 X_1, X_2 相互独立,且 $X_1 \sim N(3, 3^2), X_2 \sim N(1, 2^2), X = X_1 2X_2,$ 则 $X \sim N(1, 5^2)$, $P\{-4 < X < 6\} = 0.6826$.
- 6. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为抽自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的随机样本, μ 与 σ^2 为未知常数, \overline{X} 与 S^2 分别为样本均值与方差,即 $\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i \overline{X})^2$. 则 $\overline{X} \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1}$, $\frac{\overline{X} \mu}{\sqrt{S^2/n}} \sim t_{n-1}$, μ 的置信度为 1α 的置信区间 $\overline{X} (S/\sqrt{n})t_{n-1}(\alpha/2)$, $\overline{X} + (S/\sqrt{n})t_{n-1}(\alpha/2)$, σ^2 的置信度为 1α 的置信区间 $\overline{X} (S/\sqrt{n})t_{n-1}(\alpha/2)$, \overline{X}

二、解答题 (每题 14 分, 共 70 分)

- 1. 有型号相同的产品三箱, 第一箱装 12 件, 其中 2 件为次品; 第二箱装 8 件, 其中只有 1 件为次品; 第三箱装 20 件, 其中 4 件为次品.
 - (1). 从三箱抽取 1箱, 然后从中随机抽取 1件产品, 求抽到次品的概率;
 - (2). 如发现抽到的产品为次品, 求其抽自第 1 箱的概率.
 - **解** 设 A_1, A_2, A_3 分别表示抽到第一至三箱的产品, B 表示 {抽到次品}, 则

$$P(A_i) = 1/3, \quad i = 1, 2, 3;$$

 $P(B|A_1) = 2/12 = 1/6, \quad P(B|A_2) = 1/8, \quad P(B|A_3) = 4/20 = 1/5.$

(假设 2 分, 概率和条件概率 2 分, 共 4 分)

(1). $P(B) = P(A_1)P(B|A_1) + P(A_2)P(B|A_2) + P(A_3)P(B|A_3) = \frac{59}{360} \approx 0.163889$; (全概率公式 3 分, 结果 2 分)

(2).
$$P(A_1|B) = \frac{P(A_1B)}{P(B)} = \frac{P(A_1)P(B|A_1)}{\sum_{j=1}^{3} P(A_j)P(B|A_j)} = \frac{20}{59} \approx 0.338983$$
.

(贝叶斯公式 3 分, 结果 2 分)

- 2. 设随机变量 X_1, X_2 相互独立, 且二者均服从 [0,1] 区间上均匀分布, 令 $X = X_1 + X_2$, 求
 - (1). X 的概率密度函数 $f_X(x)$;
 - (2). E(X) 和 Var(X);
 - (3). $Y = X^2$ 的概率密度函数 $f_Y(y)$.

解 (1). 设 $F_X(x)$ 为 X 的分布函数, (2 %) 当 x < 0 时, $F_X(x) = P\{X \le x\} = P\{X_1 + \overline{X_2} \le x\} = 0$; $0 \le x \le 1$ 时, $F_X(x) = P\{X \le x\} = P\{X_1 + X_2 \le x\} = x^2/2$; $1 \le x \le 2$ 时, $F_X(x) = P\{X_1 + X_2 \le x\} = 1 - (2 - x)^2/2$; x > 2 时, $F_X(x) = 1$. (分布函数正确 2 分)

于是,

$$f_X(x) = \begin{cases} x, & 0 \le x < 1 \\ 2 - x, & 1 \le x < 2 \\ 0, & \text{其他}; \end{cases}$$

(概率密度函数正确 1分)

(2).
$$E(X) = E(X_1) + E(X_2) = 1$$
, $Var(X) = Var(X_1) + Var(X_2) = \frac{1}{6}$; (各 2 分, 共 4 分)

(3). 考虑 $y = g(x) = x^2$ (0 < $x \le 2$) 的反函数 $x = h(y) = \sqrt{y}$ (0 < $y \le 4$) 是单调增函数, 且导函数存在, 则有 **(2 分)**

$$f_Y(y) = f_X(\sqrt{y})h'(y) = \begin{cases} \sqrt{y} \times \frac{1}{2\sqrt{y}}, & 0 < y < 1 \\ (2 - \sqrt{y}) \times \frac{1}{2\sqrt{y}}, & 1 \le y \le 4 \\ 0, & \not\equiv \& \end{cases}$$
$$= \begin{cases} 0.5, & 0 < y < 1 \\ 1/\sqrt{y} - 0.5, & 1 \le y \le 4 \\ 0, & \not\equiv \& \end{cases}.$$

(公式 2 分, 结果 1 分)

3. 设二维连续型随机变量 (X,Y) 有联合概率密度函数

$$f(x,y) = \begin{cases} ay(1-x), & 0 \le y \le x \le 1 \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

- (1). 确定常数 a;
- (2). 求边缘概率密度函数 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$;
- (3). 回答 X 与 Y 是否独立? 为什么?
- (4). 计算 *E*(*Y*).

解 (1). 由

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_{0}^{1} dx \int_{0}^{x} ay (1 - x) dy = \frac{a}{2} \int_{0}^{1} x^{2} (1 - x) dx = \frac{a}{24} = 1,$$

得 a = 24. (累次积分、积分值、令积分值等于 1 并求出 a 各 1 分, 共 3 分)

(2). 当 $x \in [0, 1]$ 时, $f_X(x) = \int_0^x 24y(1-x) dy = 12x^2(1-x)$; **(每步 1 分,共 2 分)** $x \notin [0, 1]$ 时, $f_X(x) = 0$. **(1 分)**

当 $y \in [0, 1]$ 时, $f_Y(y) = \int_y^1 24y(1-x) dx = 12y(1-y)^2$; (每步 1分, 共2分) $y \notin [0, 1]$ 时, $f_Y(y) = 0$. (1分)

- (3). X 与 Y 不独立. 因 $f(x,y) \neq f_X(x)f_Y(y)$. (结论、原因各 1 分, 共 2 分)
- (4). $E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y f(x,y) dx dy = \int_{0}^{1} dx \int_{0}^{x} 24y^{2}(1-x) dy = 8 \int_{0}^{1} (1-x)x^{3} dx = 0.4$. (累次积分、定积分、积分值各 1 分, 共 3 分)
- 4. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 $X \sim N(0, \sigma^2)$ 的随机样本, $\sigma^2 > 0$ 是未知参数. 求 (1). σ^2 的矩估计 $\widehat{\sigma^2}$; (2). σ^2 的极大似然估计 $\widehat{\sigma^2}$; (3). 回答 $\widehat{\sigma^2}$ 是否为 σ^2 的无偏估计, 为什么?

解 (1).
$$E(X^2) = \sigma^2$$
, (2 分)
令 $E(X^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^2$, (2 分)
得 $\widehat{\sigma^2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^2$; (1 分)

(2). σ^2 的似然函数为

$$L(\sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma} \exp\left\{-\frac{x_i^2}{2\sigma^2}\right\} = (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^n x_i^2\right\}\;; \quad \underline{\textbf{(2 分)}}$$
 对数似然函数为

$$\ell(\sigma^2) = \ln L(\sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} x_i^2 . \quad (1 \ \%)$$

上式对 σ^2 求导, 并令其等于零, 得 (2分)

$$\frac{\mathrm{d}\,\ell(\sigma^2)}{\mathrm{d}\,\sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \ . \quad \underline{(2 \ \%)}$$

解上述方程, 得

$$\widetilde{\sigma^2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2; \quad (2 \ \%)$$

(3). $\widehat{\sigma^2}$ 是 σ^2 的无偏估计. 因对任意的 $\sigma^2 > 0$, 均有

$$E(\widehat{\sigma^2}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^2) = \sigma^2 .$$

(结论、原因各 1 分, 共 2 分)

- 5. 假设某品牌日光灯的使用寿命 (单位:小时) 服从正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ 和 σ^2 未知. 现从该品牌的日光灯中随机抽取 9 只进行试验, 测得它们寿命的平均值为 100.4, 样本方差为 0.49。 问在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下, 从样本看:
 - (1). 能否认为 $\mu = 100$? (2). 能否认为 $\sigma^2 < 0.5$?

解
$$n=9$$
, $\alpha=0.05$, $\overline{x}=100.4$, $s^2=0.49$, $s=0.7$, $\mu_0=100$, $\sigma_0^2=0.5$. (2 分)

- (1). $H_0: \mu = \mu_0 \longleftrightarrow H_1: \mu \neq \mu_0$. (2 分) 由 $0.4 = |\overline{x} - \mu_0| < \frac{s}{\sqrt{n}} \times t_{n-1}(\alpha/2) = (0.7/3) \times 2.3060 \approx 0.5387$, (公式 2 分、计算 1 分) 接受原假设, 即能认为 $\mu = 100$. (1 分)
- (2). $H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2 \longleftrightarrow H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$. <u>(2 分)</u> 由 $7.84 = \frac{8 \times 0.49}{0.5} = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} > \chi_{n-1}^2 (1-\alpha) = 2.733$, <u>(公式 2 分、计算 1 分)</u>接受原假设, 即不能认为 $\sigma^2 < 0.5$. **(1 分)**