

北京工业大学 2020 —2021 学年 第 I 学期末

“概率论与数理统计” 课程 考试 (经类, A 卷) 参考答案

一、填空题 (15 个空, 每空 3 分, 共 45 分)

1. 设 A 和 B 为事件, 且 $P(A)=0.4$, $P(A \cup B)=0.6$. 当 A 与 B 互不相容时, $P(B) = \underline{0.2}$; A 与 B 相互独立时, $P(B) = \underline{1/3}$.
2. 设随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = \begin{cases} a + be^{-0.5x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$ 其中 a 与 b 为常数, 则 $a = \underline{1}$, $b = \underline{-1}$.
2. 设 X 服从参数为 λ 的泊松分布, 且 $P\{X=1\} = P\{X=2\}$, 则 $E(X^2) = \underline{6}$.
3. 若 X 服从 $[0,1]$ 区间上均匀分布, 记 $A = \{0.1 \leq X \leq 0.3\}$, Y 表示对 X 进行 20 次独立观测后事件 A 发生的次数. 则 $E(Y) = \underline{4}$, $Var(Y) = \underline{3.2}$.
5. 设随机变量 X 可能取三个值 $-2, 0$ 和 1 , 且 $P(X=-2)=0.25$, $P(X=1)=0.35$, $E(X) = \underline{-1.5}$, $Var(X) = \underline{1.3275}$.
6. 设随机变量 X_1, X_2 相互独立, 且 $X_1 \sim N(3, 3^2)$, $X_2 \sim N(1, 2^2)$. 令 $X = X_1 - 2X_2$, 则 $X \sim \underline{N(1, 5^2)}$. 进一步, 若记 $\Phi(x)$ 为标准正态分布的分布函数, 且已知 $\Phi(1)=0.8413$, $\Phi(2)=0.9772$, 则 $P\{-4 < X < 11\} = \underline{0.8185}$.
7. 设 $X_1, X_2, \dots, X_n (n > 2)$ 为抽自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的随机样本, 记
$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$
 则 $\sqrt{n}(\bar{X} - \mu) / \sqrt{S^2} \sim \underline{t_{n-1}}$, $(n-1)S^2 / \sigma^2 \sim \underline{\chi_{n-1}^2}$.
8. 设 X_1, \dots, X_{10} 是抽自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的随机样本, 经计算得 $\bar{x} = 5$, $s^2 = 0.09$. 根据本试卷第 5 页上的 t 分布表与 χ^2 分布表, 得未知参数 μ 的置信系数为 0.95 的置信区间为 $[\underline{4.8762}, \underline{5.1238}]$, σ^2 的置信系数为 0.95 的置信区间为 $[\underline{0.05487}, \underline{0.17418}]$.

二、(5 个小题, 每小题 11 分, 共 55 分)

注: 每题下列各题时必须要有解题过程, 无解题过程的不能得分.

1. 某一地区肺癌发病率为 0.005. 已知肺癌患者做肿瘤标记物试验, 结果呈阳性概率为 0.95, 非癌症患者做试验呈阳性概率为 0.03. 求:

- (1) 任选一人做肿瘤标记物试验, 结果呈阳性的概率;
(2) 一人做肿瘤标记物试验结果呈阳性, 其是癌症患者和非癌症患者的概率.

解 设 $A = \{\text{试验呈阳性}\}$, $B_1 = \{\text{肺癌患者}\}$, $B_2 = \{\text{非肺癌患者}\}$, 则

$$P(B_1) = 0.005, \quad P(B_2) = 0.995, \quad P(A|B_1) = 0.95, \quad P(A|B_2) = 0.03.$$

——写对假设 1 分、2 个概率与 2 个条件概率 1 分

- (1) 由全概率公式, 得

$$P(A) = P(B_1)P(A|B_1) + P(B_2)P(A|B_2) = 0.005 \times 0.95 + 0.995 \times 0.03 = 0.0346;$$

——全概率公式 2 分, 计算 1 分, 结果 1 分

- (2) 由贝叶斯公式, 得

$$P(B_1|A) = \frac{P(B_1)P(A|B_1)}{P(A)} = \frac{0.005 \times 0.95}{0.0346} = 0.13728,$$

$$P(B_2|A) = 1 - 0.13728 = 0.86272.$$

——叶斯公式 2 分, 计算 1 分, 结果各 1 分

2. 设随机变量 X 服从区间 $(0, 1]$ 上的均匀分布, 令 $Y = -2 \ln X$. 求 Y 的

- (1) 分布函数 $F_Y(y)$; (2) 概率密度函数 $f_Y(y)$; (3) 期望 $E(Y)$.

解 (1) 记 Y 的分布函数为 $F_Y(y)$, 则当 $y \geq 0$ 时,

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(-2 \ln X \leq y) = P(X \geq e^{-0.5y}) = 1 - e^{-0.5y};$$

——3 分

当 $y \leq 0$ 时, $F_Y(y) = 0$, 故
$$F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-0.5y}, & y \geq 0 \\ 0, & y < 0. \end{cases}$$

——2 分

$$(2) \quad f_Y(y) = \begin{cases} 0.5e^{-0.5y}, & y \geq 0 \\ 0, & y < 0. \end{cases}$$

——3 分

$$(3) \quad E(Y) = \int_0^{\infty} y f_Y(y) dy = \int_0^{\infty} 0.5y e^{-0.5y} dy = 2 \int_0^{\infty} x e^{-x} dx = 2\Gamma(2) = 2.$$

——表达式 1 分, 定积分 1 分, 结果 1 分

3. 设二维随机向量 (X, Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} c \cdot e^{-y}, & 0 \leq x \leq y < \infty, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

- (1) 求 Y 的常数 c ; (2) 求 X 和 Y 的边缘概率密度 $f_X(x)$ 与 $f_Y(y)$;
(3) 问 X 和 Y 是否独立? 为什么?

解 (1) 由 $1 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = \int_0^{\infty} dy \int_0^y c \cdot e^{-y} dx = c \int_0^{\infty} y e^{-y} dy = c$, 得

$c = 1$; ——— 积分表达式 1 分, 定积分 1 分, 结果 1 分

$$(2) \quad f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_x^{\infty} e^{-y} dy, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} e^{-x} & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_0^y e^{-y} dx, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} y \cdot e^{-y} & y > 0, \\ 0, & y \leq 0; \end{cases}$$

——— 各积分表达式 1 分, 定积分 1 分, 结果 1 分

(3) X 和 Y 不独立, 因联合密度不等于边缘密度的乘积.

——— 原因、结论各结果 1 分

4. 设总体 X 有概率密度函数

$$f(x) = \begin{cases} \lambda^2 x e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$$

其中 $\lambda > 0$ 为未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 为从总体 X 中抽出的随机样本. 求 λ 的:

(1) 矩估计 $\hat{\lambda}$; (2) 极大似然估计 $\tilde{\lambda}$.

解 (1) 记 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 由 $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx = \int_0^{\infty} \lambda^2 x^2 e^{-\lambda x} dx = \dots = \frac{2}{\lambda}$.

----- 写出 $E(X)$ 式 1 分, 算出结果 2 分

利用 $\bar{X} = E(X)$, 得 $\bar{X} = \frac{2}{\hat{\lambda}}$. 解该式, 得 $\hat{\lambda} = \frac{2}{\bar{X}}$;

----- 建立估计方程及求解各 1 分, 矩估计结果 1 分

(2) 记 $L(\lambda) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \lambda^{2n} (\prod_{i=1}^n x_i) e^{-n\lambda \bar{x}}$ 为参数 λ 的似然函数,

----- 似然函数 1 分

则 $\ln L(\lambda) = 2n \ln \lambda + \sum_{i=1}^n \ln x_i - n\lambda \bar{x}$, ----- 对数似然函数 1 分

令 $\frac{d \ln L(\lambda)}{d \lambda} = \frac{2n}{\lambda} - n\bar{x} = 0$, 解得 $\tilde{\lambda} = \frac{2}{\bar{x}}$. 故 $\tilde{\lambda} = \frac{2}{\bar{X}}$.

----- 建立估计方程及求解各 1 分, 极大似然估计 1 分

5. 设学生某次考试成绩服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，现从该总体中随机抽取 25 位的考试成绩，算得样本均值为 75.5，标准差为 3.95。问在显著性水平 0.05 下，从样本看，(1) 是否接受 “ $\mu > 75$ ” 的假设？ (2) 是否接受 “ $\sigma = 4$ ” 的假设？

附 t 分布与 χ^2 分布表

$t_{24}(0.025) = 2.0639$	$t_{24}(0.05) = 1.7109$	$t_{25}(0.025) = 2.0595$	$t_{25}(0.05) = 1.7081$
$\chi_{24}^2(0.025) = 39.364$	$\chi_{24}^2(0.05) = 36.415$	$\chi_{25}^2(0.025) = 40.646$	$\chi_{25}^2(0.05) = 37.652$
$\chi_{24}^2(0.975) = 12.401$	$\chi_{24}^2(0.95) = 13.848$	$\chi_{25}^2(0.975) = 13.120$	$\chi_{25}^2(0.95) = 14.611$

解 $n=25$, $\mu_0 = 75$, $\sigma_0 = 4$, $\alpha = 0.05$, $\bar{x} = 75.5$, $s = 3.95$. — 已知写正确 1 分

(1) 检验模型 $H_0: \mu \leq \mu_0 \Leftrightarrow \mu > \mu_0$ ，由于

$$|\bar{x} - \mu_0| = |75.5 - 75| = 0.5 < \frac{s}{\sqrt{n}} t_{n-1}(\alpha) = \frac{3.95}{5} \times 1.7109 = 1.3516,$$

知样本在原假设的接受域内，故接受原假设，即不接受 “ $\mu > 75$ ” 的假设；

(2) 检验模型 $H_0: \sigma = \sigma_0 \Leftrightarrow \sigma \neq \sigma_0$ ，由于

$$\frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} = \frac{24 \times 3.95^2}{4^2} = 23.40375 \in (12.401, 39.364) = (\chi_{n-1}^2(1-\alpha/2), \chi_{n-1}^2(\alpha/2)),$$

知样本在原假设的接受域内，即接受 “ $\sigma = 4$ ” 的假设。

——每问 5 分：模型正确 2 分，论证 2 分，结论 1 分

草稿纸

姓名： _____

学号： _____