## 中国科学技术大学

## 2021—2022学年第二学期考试试卷

得分 \_\_\_\_\_

考试科目 概率论与数理统计

	所在院系 姓名 学号
	考试时间: 2022 年 6 月 13 日下午 14:30-16:30; 可使用简单计算器
,	30分, 每小题3分) <b>填空题或单选题, 答案可以直接写在试卷上.</b> L) 抛掷一枚均匀的硬币 $n$ 次, 已知出现正面的次数为 $k$ , 则第 1 次抛掷结果为正面的概率是
(:	2) 已知随机变量 <i>X</i> 和 <i>Y</i> 满足
	$P(X = 1) = p_1, P(\max\{X, Y\} = 1) = p_2, P(\min\{X, Y\} = 1) = p_3,$
	则 $P(Y=1) = $
;	B) 设随机向量 $(X,Y)$ 服从二维正态分布 $N(0,0;1,1;0)$ , 则 $\mathrm{E}\big[\sqrt{X^2+Y^2}\big] =$
(4	4) 设 $X$ 和 $Y$ 为随机变量, $Y \sim N(2,2)$ , 且满足 $\mathrm{E}[X Y] = Y^2$ , 则 $\mathrm{E}X =$
()	5) 在任一三角形 $\triangle ABC$ 内部随机取一点记为 $P$ , 然后在边 $BC$ 上随机取一点记为 $Q$ , 则直线 $PQ$ 与边 $AB$ 相交的概率为( ) (A) $\frac{1}{2}$ (B) $\frac{AB}{AB+AC}$ (C) $\frac{AB+\frac{1}{2}BC}{AB+AC+BC}$ (D) $\frac{AB^2}{AB^2+AC^2}$
(	5) 设 $X$ 和 $Y$ 为两个独立的标准正态随机变量, 则 $(X+Y)^2/(X-Y)^2$ 的分布为( ) (A) $\chi_1^2$ 分布 (B) $F_{1,1}$ 分布 (C) $F_{2,2}$ 分布 (D) 以上均不对
('	7) 设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是来自正态总体 $N(0, \sigma^2)$ 的一组简单随机样本, 其中 $\sigma^2$ 已知, 且以 $S^2$ 表示样本方差, 则( )  (A) $\sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi_n^2$ (B) $\left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 + \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$ (C) $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{\sigma}\right)^2 + \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$ (D) $\frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \frac{X_i}{\sigma}\right)^2 + \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2$
(8	8) 设总体 $X$ 的期望为 $\mu$ , 而 $\hat{\mu}_1$ 和 $\hat{\mu}_2$ 分别为 $\mu$ 的两个无偏估计量, 它们的方差分别 为 1 和 2, 相关系数为 $\frac{\sqrt{2}}{4}$ . 若使 $\alpha\hat{\mu}_1 + \beta\hat{\mu}_2$ 也为 $\mu$ 的一个无偏估计且方差尽可能 小, 则两常数之积 $\alpha\beta =$
(!	9) 设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一组简单随机样本, 其中方差 $\sigma^2$ 未知. 在置信水平 $\alpha$ 下, 设 $\mu$ 的置信区间为 $[\hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2]$ , 单侧置信下限和上限分别为 $\hat{\mu}_1^*$ 和 $\hat{\mu}_2^*$ , 则下列关系中错误的是( ) (A) $\hat{\mu}_1 < \hat{\mu}_1^*$ (B) $\hat{\mu}_2 > \hat{\mu}_2^*$ (C) $\hat{\mu}_2 - \hat{\mu}_1 = \hat{\mu}_2^* - \hat{\mu}_1^*$ (D) $\hat{\mu}_2 - \hat{\mu}_2^* = \hat{\mu}_1^* - \hat{\mu}_1$
(10	の) 现对正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 中的参数 $\mu$ 进行假设检验, 若在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下接受了原假设 $H_0: \mu = \mu_0$ , 则在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 下, 下列说法正确的是( ) (A) 依然接受 $H_0$ (B) 拒绝 $H_0$ (C) 可能接受或拒绝 $H_0$ (D) 犯第一类错误概率变大

二、(16分) 设随机向量(X,Y) 的联合概率密度函数为

$$f(x,y) = cx(y-x)e^{-y}, \quad 0 \le x \le y < \infty.$$

- (1) 求常数 c.
- (2) 分别求条件概率密度函数  $f_{X|Y}(x|y)$  和  $f_{Y|X}(y|x)$ .
- (3) 求期望 E[XY].
- (4) 求 X 和 Y 的相关系数 Corr(X,Y).
- $\Xi$ 、 (18分) 设随机变量 X 服从区间 (0,1) 上的均匀分布, Y 服从均值为 2 的指数分布, 且它们相互独立.
  - (1) 写出随机向量 (X,Y) 的联合概率密度函数 f(x,y).
  - (2) 求随机变量 Z = X + Y 的概率密度函数 p(z).
  - (3) 求关于 t 的一元二次方程  $t^2 + 2Xt + Y = 0$  有实根的概率 (精确到小数点后 3 位).
- 四、(24分)已知总体 X 服从 Pareto 分布, 即其概率密度函数为

$$f(x) = \frac{\alpha c^{\alpha}}{r^{\alpha+1}}, \quad x \ge c,$$

其中  $\alpha > 2, c > 0$  为未知参数. 设  $X_1, X_2, \cdots, X_n$  是来自该总体的一组简单随机样本, 且分别以  $\overline{X}$  和  $S^2$  表示样本均值和样本方差.

- (1) 分别求  $\alpha$  和 c 的矩估计  $\hat{\alpha}_1$  和  $\hat{c}_1$ .
- (2) 分别求  $\alpha$  和 c 的极大似然估计  $\hat{\alpha}_2$  和  $\hat{c}_2$ .
- (3) 估计量  $\hat{c}_2$  是否为 c 的一个无偏估计? 若是, 证明之; 若否, 修正之.
- 五、 (12分) 随机选取 8 个成人, 分别测量了他们在早晨起床时和晚上就寝时的身高 (单位: 厘米), 得到如下数据:

序号
 1
 2
 3
 4
 5
 6
 7
 8

 早晨(
$$x_i$$
)
 172
 168
 180
 181
 160
 163
 165
 177

 晚上( $y_i$ )
 172
 167
 177
 179
 159
 161
 166
 175

设成人身高服从正态分布, 能否认为成人早晨的身高显著高于晚上的身高 (显著性水平  $\alpha = 0.05$ )?

附录 标准正态分布函数:  $\Phi(1) = 0.8413$ ,  $\Phi(1.645) = 0.95$ ,  $\Phi(1.96) = 0.975$ 上分位数:  $t_7(0.025) = 2.365$ ,  $t_7(0.05) = 1.895$ ,  $t_{14}(0.025) = 2.145$ ,  $t_{14}(0.05) = 1.761$ 

(完)

## 参考答案

一、每小题3分.

 $\frac{k}{n}$ ;  $p_2 + p_3 - p_1$ ;  $\sqrt{\frac{\pi}{2}}$  (或  $\frac{1}{2}\sqrt{2\pi}$ ); 6; A; B; D;  $\frac{3}{16}$ ; C; A.

- 二、 每小题 4 分.
  - (1) 由边缘概率密度函数  $f_X(x) = cxe^{-x}, x > 0$  或  $f_Y(y) = \frac{c}{6}y^3e^{-y}, y > 0$ , 即知 c = 1.
  - (2) 所求条件概率密度函数为[没写变量取值范围, 每处扣 1 分]

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = 6x(y-x)y^{-3}, \quad 0 \le x \le y;$$
  
$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = (y-x)e^{x-y}, \quad x \le y < \infty.$$

(3) 可由

$$E[XY] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f(x, y) dx dy = \int_{0}^{\infty} y e^{-y} dy \int_{0}^{y} x^{2} (y - x) dx$$

及 Γ 函数的性质直接计算得出 E[XY] = 10. 但这里提供另一种方法, 无需二重积分. 首先, 由第 1 小题中的边缘密度和 Γ 函数的性质直接可得

$$EX = 2$$
,  $Var(X) = 2$ ;  $EY = 4$ ,  $Var(Y) = 4$ .

另一方面,由(2)中结论可知

$$E[Y|X = x] = \int_{x}^{\infty} y(y - x)e^{x - y}dy = x + 2,$$

亦即 E[Y|X] = X + 2. 由此可得,

$$E[XY] = E[E(XY|X)] = E[XE(Y|X)] = E[X^2] + 2EX = 10.$$

- (4) 综上可知,  $Corr(X,Y) = (10 2 \times 4)/\sqrt{2 \times 4} = \frac{\sqrt{2}}{2}$ .
- 三、 每小题 6 分.
  - (1) 所求答案为  $f(x,y) = \frac{1}{2}e^{-y/2}$ , 0 < x < 1, y > 0. [没写变量取值范围扣 2 分.]
  - (2) [此小题方法有多种选择, 如直接利用卷积公式, 但必须注意变量的取值范围满足 z-1 < y < z, y > 0, 故需对 z 进行分段讨论.] 所求答案为

$$p(z) = \begin{cases} 1 - e^{-z/2}, & 0 < z < 1; \\ (\sqrt{e} - 1)e^{-z/2}, & z \ge 1. \end{cases}$$

(3) 即求概率  $P(Y \le X^2)$ . 设 G 为由曲线  $y = x^2, x = 1$  和 y = 0 所围成的区域, 则

$$P(Y \le X^{2}) = \iint_{G} f(x, y) dx dy = \int_{0}^{1} dx \int_{0}^{x^{2}} \frac{1}{2} e^{-y/2} dy$$
$$= \int_{0}^{1} \left( 1 - e^{-\frac{x^{2}}{2}} \right) dx = 1 - \sqrt{2\pi} [\Phi(1) - \Phi(0)]$$
$$= 0.145.$$

四、 每小题 8 分.

(1) 首先, 可计算得

$$EX = \frac{\alpha c}{\alpha - 1}, \quad Var(X) = \frac{\alpha c^2}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)}.$$

然后通过联立方程  $EX = \overline{X}$ ,  $Var(X) = S^2$ , 可得  $\alpha$  和 c 的矩估计分别为

$$\hat{\alpha}_1 = 1 + \sqrt{1 + \overline{X}^2/S^2}, \quad \hat{c}_1 = \frac{\overline{X}\sqrt{1 + \overline{X}^2/S^2}}{1 + \sqrt{1 + \overline{X}^2/S^2}} \ \ \overrightarrow{\mathbb{Z}} \frac{\overline{X}\sqrt{\overline{X}^2 + S^2}}{S + \sqrt{\overline{X}^2 + S^2}}.$$

注: 在本小题中, 可将样本方差  $S^2$  替换成样本中心二阶矩  $m_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2$ .

(2) 首先, 可得似然函数为

$$L(\alpha, c) = \prod_{i=1}^{n} \frac{\alpha c^{\alpha}}{x_i^{\alpha+1}}, \quad c \le x_1, x_2, \cdots, x_n,$$

且由此可知参数 c 的极大似然估计为  $\hat{c}_2 = X_{(1)}$ , 即  $\min\{X_1, X_2, \cdots, X_n\}$ . 然后, 可求得对数似然函数为

$$l(\alpha, c) = n \ln \alpha + n\alpha \ln c - (\alpha + 1) \sum_{i=1}^{n} \ln x_i.$$

最后, 通过令  $\frac{\partial l(\alpha,c)}{\partial \alpha} = 0$ , 可得  $\alpha$  的极大似然估计为  $\hat{\alpha}_2 = n / \sum_{i=1}^n \ln(X_i/X_{(1)})$ .

- (3) 否. 通过计算可知估计量  $\hat{c}_2 = X_{(1)}$  服从参数为  $n\alpha$  和 c 的 Pareto 分布. 故由第 1 小问可知  $\mathrm{E}[\hat{c}_2] = \frac{n\alpha c}{n\alpha 1}$ , 从而  $\hat{c}_2$  不是 c 的无偏估计, 但可修正为  $\hat{c}_2^* = \frac{n\alpha 1}{n\alpha} X_{(1)}$ .
- 五、成对数据检验, 且可认为成对数据之差来自正态总体  $N(\mu, \sigma^2)$ . 本题要求在显著性水平  $\alpha = 0.05$  下检验  $H_0: \mu \leq 0 \leftrightarrow H_1: \mu > 0$ . 对成对数据, 样本容量 n = 8,  $\overline{x} \overline{y} = 1.25, s = 1.2817$ , 则由一样本 t 检验的检验统计量为

$$t = \frac{\overline{x} - \overline{y}}{s/\sqrt{n}} = 2.758 > t_7(0.05) = 1.895,$$

故拒绝原假设,即认为"成人早晨的身高比晚上的身高要高"具有显著性.