

北 京 交 通 大 学

2019-2020-1- 《概率论与数理统计 B》期末考试 试卷 A 参考答案

一、单选题 (本题满分 30 分, 共有 10 道小题, 每道小题 3 分)

1、设随机事件 A 与 B 互不相容, 且 $P(A \cup B) < 1$, $P(A) > 0$, $P(B) > 0$. 则在下列四个等式中, 错

误的式子为 【 D 】.

(A) $P(B\bar{A}) = P(B)$

(B) $P(\bar{A}B \cup A\bar{B}) = P(\bar{A}B) + P(A\bar{B})$

(C) $P(\bar{A} \cup \bar{B}) = 1$

(D) $P(\bar{A}\bar{B}) = 0$.

解: 由于 $AB = \emptyset$, 所以 $B \subset \bar{A}$, 因此 $\bar{A}B = B$, 所以有 $P(\bar{A}B) = P(B)$, 即选项 (A) 正确;

由于 $\bar{A}B$ 与 $A\bar{B}$ 互不相容, 所以 $P(\bar{A}B \cup A\bar{B}) = P(\bar{A}B) + P(A\bar{B})$, 即选项 (B) 正确;

由于 $\bar{A} \cup \bar{B} = \overline{AB}$, 再由 $AB = \emptyset$, 得 $P(\bar{A} \cup \bar{B}) = P(\overline{AB}) = 1 - P(AB) = 1 - 0 = 1$.

即选项 (C) 正确;

由于 $\bar{A}\bar{B} = \overline{A \cup B}$, 所以 $P(\bar{A}\bar{B}) = P(\overline{A \cup B}) = 1 - P(A \cup B)$. 再由于 $P(A \cup B) < 1$,

所以, $P(\bar{A}\bar{B}) = 1 - P(A \cup B) > 0$, 即选项 (D) 错误.

2、设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X_1, X_2, \dots, X_n 为取自总体 X 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值, S^2 为样本方差, 则有 【 B 】.

(A) $E(\bar{X}^2 - S^2) = \mu^2 - \sigma^2$

(B) $E(\bar{X} - S^2) = \mu - \sigma^2$

(C) $E(\bar{X}^2 + S^2) = \mu^2 + \sigma^2$

(D) $E(\bar{X} - S^2) = \mu^2 + \sigma^2$.

解: 由于 \bar{X} 与 S^2 相互独立, 故 $E(\bar{X} - S^2) = E(\bar{X}) - E(S^2) = \mu - \sigma^2$.

3、设随机变量 $X \sim t(n) (n > 1)$, $Y = \frac{1}{X^2}$, 则 【 C 】.

(A) $Y \sim \chi^2(n)$ (B) $Y \sim \chi^2(n-1)$ (C) $Y \sim F(n, 1)$ (D) $Y \sim F(1, n)$.

解: 由 $X \sim t(n)$, 故 $X = \frac{U}{\sqrt{V/n}}$, 其中 $U \sim N(0, 1)$, $V \sim \chi^2(n)$.

于是 $Y = \frac{1}{X^2} = \frac{V/n}{U^2/1} \sim F(n, 1)$, 故 (C) 正确.

4、 X_1, X_2, \dots, X_n 为取自总体 $N(0, 1)$ 的简单随机样本, 记 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$,

$T = (\bar{X} + 1)(S^2 + 1)$, 则 $E(T) =$ 【 C 】.

(A) 0

(B) 1

(C) 2

(D) 4.

解: $E(\bar{X}) = 0$, $E(S^2) = 1$, 且 \bar{X} 与 S^2 相互独立, 故

$$E(T) = E[(\bar{X} + 1)(S^2 + 1)] = E[(\bar{X} + 1)] \cdot E[(S^2 + 1)] = 1 \times (1 + 1) = 2.$$

5、 X 的密度函数为 $f(x)$, $f(-x)=f(x)$, $F(x)$ 为 X 的分布函数, 对任意 a , 必有【 B 】.

- (A) $F(-a)=1-\int_0^a f(x)dx$ (B) $F(-a)=\frac{1}{2}-\int_0^a f(x)dx$
 (C) $F(-a)=F(a)$ (D) $F(-a)=2F(a)-1$.

解: $F(-a)=\int_{-\infty}^{-a} f(x)dx=\frac{1}{2}-\int_{-a}^0 f(x)dx=\frac{1}{2}-\int_0^a f(x)dx$;

$$F(a)+F(-a)=1 \Rightarrow F(-a)=1-F(a).$$

6、设随机变量 X, Y 相互独立, 且 $X \sim N(0, 2)$, $Y \sim N(0, 3)$, 则 $D(X^2+Y^2)=$ 【 D 】.

- (A) 5 (B) 13 (C) 18 (D) 26.

解: $X \sim N(0, 2)$, 故 $\frac{X}{\sqrt{2}} \sim N(0, 1)$, 则 $\frac{X^2}{2} \sim \chi^2(1)$, 所以 $D(X^2)=8$, 同理 $D(Y^2)=18$.

又由于 X, Y 相互独立, 故 $D(X^2+Y^2)=8+18=26$.

7、随机变量 (X, Y) 的分布函数为 $F(x, y)$, 边缘分布为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 则概率 $P(X > x, Y > y)$ 等于【 C 】.

- (A) $1-F(x, y)$ (B) $1-F_X(x)-F_Y(y)$
 (C) $F(x, y)-F_X(x)-F_Y(y)+1$ (D) $F(x, y)+F_X(x)+F_Y(y)-1$.

解: $P(X > x, Y > y)=1-P(X \leq x)-P(Y \leq y)+P(X \leq x, Y \leq y)$
 $=1-F(x)-F(y)+F(x, y)$.

8、设随机变量 X 服从参数为 1 的指数分布, 记 $Y=\max\{X, 1\}$, 则 $EY=$ 【 B 】.

- (A) 1 (B) $1+e^{-1}$ (C) $1-e^{-1}$ (D) e^{-1} .

解: 随机变量 X 的密度函数为 $f(x)=\begin{cases} e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$, 因此

$$\begin{aligned} EY &= E[\max\{X, 1\}] = \int_{-\infty}^{+\infty} \max(x, 1) \cdot f(x)dx \\ &= \int_0^{+\infty} \max(x, 1) \cdot e^{-x}dx \\ &= \int_0^1 e^{-x}dx + \int_1^{+\infty} xe^{-x}dx = 1 + e^{-1}. \end{aligned}$$

9、设总体 X 服从区间 $(\theta, \theta+1)$ 上的均匀分布, (X_1, X_2, \dots, X_n) 是取自该总体中的一个样本, 则未知参数 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta}=$ 【 A 】.

- (A) $\bar{X}-\frac{1}{2}$ (B) $\bar{X}+\frac{1}{2}$ (C) $\bar{X}-1$ (D) $\bar{X}+1$.

解: 总体 X 的密度函数为 $f(x)=\begin{cases} 1 & \theta < x < \theta+1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$, 则

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{\theta}^{\theta+1} xdx = \frac{1}{2}x^2 \Big|_{\theta}^{\theta+1} = \frac{1}{2}[(\theta+1)^2 - \theta^2] = \frac{1}{2}(2\theta+1) = \theta + \frac{1}{2},$$

所以, $\theta = E(X) - \frac{1}{2}$.

将 $E(X)$ 用样本均值 \bar{X} 来替换, 得 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = \bar{X} - \frac{1}{2}$.

10、设 $X \sim U[-1, 1]$, 则 $U = \arcsin X$ 和 $V = \arccos X$ 的相关系数等于 【 A 】

(A) -1 . (B) 0 . (C) 0.5 . (D) 1 .

解: 由于 $U = \arcsin X$ 和 $V = \arccos X$ 有明显的线性关系:

$$\arcsin X + \arccos X = \frac{\pi}{2},$$

可见, $U = \arcsin X$ 和 $V = \arccos X$ 相关系数 ρ 的绝对值等于 1.

因为 $\arcsin X$ 和 $\arccos X$ 增减变化趋势恰好相反, 立可断定 $\rho = -1$.

二、选择题 (本题满分 20 分, 共有 5 道小题, 每道小题 4 分)

1、设 X 表示在 n 次独立重复试验中事件 A 发生的次数, 又 $P(A) = \frac{1}{2}$, 且 $E[X(X-1)] = 5$, 则必有 【 B 】.

(A) $n^2 - n - 20 = 0$ (B) $n = 5$ (C) $n = -4$ (D) $n = 4$.

解: 由于 X 表示在 n 次独立重复试验中事件 A 发生的次数, 所以 $X \sim B(n, p)$. 且 $p = P(A) = \frac{1}{2}$.

所以, $E(X) = np = \frac{n}{2}$, $D(X) = np(1-p) = \frac{n}{4}$. 但是

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = E(X(X-1)) + E(X) - [E(X)]^2 = 5 + \frac{n}{2} - \left(\frac{n}{2}\right)^2 = \frac{n}{4},$$

由此, 得方程 $\frac{n^2}{4} - \frac{n}{4} - 5 = 0$, $n^2 - n - 20 = 0$.

解方程, 得 $n_1 = 5$, $n_2 = -4$. 舍去 $n_2 = -4$, 得 $n_1 = 5$.

2、二维随机变量 (X, Y) 在区域 $D = \{(x, y) | -1 < x < 1, -1 < y < 1\}$ 上服从均匀分布, 则 【 D 】.

(A) $P(X+Y \geq 0) = \frac{1}{4}$ (B) $P(X-Y \geq 0) = \frac{1}{4}$
(C) $P(\max\{X, Y\} \geq 0) = \frac{1}{4}$ (D) $P(\min\{X, Y\} \geq 0) = \frac{1}{4}$.

解: $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4}, & -1 < x < 1, -1 < y < 1, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$, 所以

$$P(X+Y \geq 0) = \iint_{x+y \geq 0} f(x, y) dx dy = \iint_{y \geq -x} \frac{1}{4} dx dy = \frac{1}{2};$$

$$P(X-Y \geq 0) = \iint_{x-y \geq 0} f(x, y) dx dy = \iint_{y \leq x} \frac{1}{4} dx dy = \frac{1}{2};$$

$$P(\min\{X, Y\} \geq 0) = P(X \geq 0, Y \geq 0) = \iint_{x \geq 0, y \geq 0} f(x, y) dx dy = \int_0^1 dx \int_0^{\frac{1}{4}} dy = \frac{1}{4};$$

$$\begin{aligned} P(\max\{X, Y\} \geq 0) &= 1 - P(\max\{X, Y\} < 0) \\ &= 1 - P(X < 0, Y < 0) \\ &= 1 - \iint_{x < 0, y < 0} f(x, y) dx dy = 1 - \frac{1}{4} = \frac{3}{4}. \end{aligned}$$

3、设总体 X 服从参数为 λ ($\lambda > 0$) 的泊松分布, X_1, X_2, \dots, X_n ($n \geq 2$) 为取自总体 X 的简单随机样本,

则对应的统计量 $T_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, $T_2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} X_i + \frac{1}{n} X_n$, 有 **【 D 】**.

(A) $E(T_1) > E(T_2)$, $D(T_1) > D(T_2)$ (B) $E(T_1) > E(T_2)$, $D(T_1) < D(T_2)$

(C) $E(T_1) < E(T_2)$, $D(T_1) > D(T_2)$ (D) $E(T_1) < E(T_2)$, $D(T_1) < D(T_2)$.

解: 总体 X 服从参数为 λ ($\lambda > 0$) 的泊松分布, 故 $E(X_i) = \lambda$, $D(X_i) = \lambda$, $i = 1, 2, \dots, n$.

$$E(T_1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{n\lambda}{n} = \lambda, \quad D(T_1) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{n\lambda}{n^2} = \frac{\lambda}{n};$$

$$E(T_2) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} E(X_i) + \frac{\lambda}{n} = (1 + \frac{1}{n})\lambda,$$

$$D(T_2) = \frac{1}{(n-1)^2} \sum_{i=1}^{n-1} D(X_i) + \frac{\lambda}{n^2} = (\frac{1}{n-1} + \frac{1}{n^2})\lambda.$$

所以, $E(T_1) < E(T_2)$, $D(T_1) < D(T_2)$.

4、设 X_1, X_2, \dots, X_n 为取自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的简单随机样本, 记样本方差为 S^2 , 则 $D(S^2)$ 等于

【 C 】.

(A) $\frac{2\sigma^2}{n-1}$ (B) $\frac{2\sigma^2}{n}$ (C) $\frac{2\sigma^4}{n-1}$ (D) $\frac{2\sigma^4}{n}$.

解: 显然, 有 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, $D[\chi^2(n-1)] = 2(n-1)$,

$$\text{得到, } D[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}] = \frac{(n-1)^2}{\sigma^4} D(S^2) = D[\chi^2(n-1)] = 2(n-1),$$

$$\text{所以, } D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}.$$

5、设 \bar{X} 是取自总体 X 中的简单随机样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的样本均值, 则 \bar{X} 是 μ 的矩估计的充分条件是 **【 A 】**.

(A) $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ (B) X 服从参数为 μ 的指数分布

(C) $P(X = m) = \mu(1-\mu)^{m-1}, m = 1, 2, \dots$ (D) X 服从 $[0, \mu]$ 上的均匀分布.

解: 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $E(X) = \mu$, μ 的矩估计 $\hat{\mu} = \bar{X}$, 故 (A) 正确;

若 X 服从参数为 μ 的指数分布, 则 $E(X) = \frac{1}{\mu}$, μ 的矩估计 $\hat{\mu} = \frac{1}{\bar{X}}$, 故 (B) 错误;

若 X 服从参数为 μ 的几何分布, 则 $E(X) = \frac{1}{\mu}$, μ 的矩估计 $\hat{\mu} = \frac{1}{\bar{X}}$, 故 (C) 错误;

若 X 服从 $[0, \mu]$ 上的均匀分布, 则 $E(X) = \frac{\mu}{2}$, μ 的矩估计 $\hat{\mu} = 2\bar{X}$, 故 (D) 错误.

三、(满分 10 分) 一房间有 3 扇同样大小的窗户, 其中只有一扇是打开的. 有一只鸟在房子里飞来飞去, 它只能从开着的窗子飞出去. 假定这只鸟是没有记忆的, 且鸟飞向各个窗子是随机的. 若令 X 表示鸟为了飞出房间试飞的次数. 求 (1) X 的分布律. (2) 这只鸟最多试飞 3 次就飞出房间的概率. (3) 若有一只鸟飞出该房间 5 次, 其中有 4 次它最多试飞了 3 次就飞出房间, 请问“假定这只鸟是没有记忆的”是否合理?

解: (1) X 的取值为 1, 2, 3, 6, 并且

$$P\{X = k\} = P\{\text{前 } k-1 \text{ 次试飞均未飞出房间, 第 } k \text{ 次试飞飞出房间}\} = \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{3},$$

因此 X 的分布律为

$$P\{X = k\} = \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{3} \quad (k = 1, 2, 3, 6). \quad \text{--3 分}$$

$$(2) P\{\text{这只鸟最多试飞 3 次就飞出房间}\} = P\{X \leq 3\} = \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} + \left(\frac{2}{3}\right)^2 \cdot \frac{1}{3} = \frac{19}{27}. \quad \text{--6 分}$$

(3) 若将这只鸟是否“最多试飞 3 次就飞出房间”看作是一次 *Bernoulli* 试验, 则这只鸟飞进该房间 5 次可以看作是一个 5 重 *Bernoulli* 试验.

$$A = \{\text{这只鸟最多试飞 3 次就飞出房间}\}, \text{ 则 } P(A) = \frac{19}{27}.$$

$$\text{所以, } P\{\text{5 重 Bernoulli 试验恰好成功 4 次}\} = C_5^4 \left(\frac{19}{27}\right)^4 \cdot \frac{8}{27} = 0.3633.$$

这表明: “假定这只鸟是没有记忆的”是合理的. --10 分

四、(满分 10 分) 设某种商品每周的需求量 X 是服从区间 $[10, 30]$ 上均匀分布的随机变量, 而经销商店进货数量为区间 $[10, 30]$ 中的某一整数, 商店每销售一单位商品可获利 500 元; 若供大于求则削价处理, 每处理一单位商品亏损 100 元; 若供不应求, 则可从外部调剂供应, 此时一单位商品可获利 300 元, 为使商品所获利润的期望值不少于 9280 元, 试确定最小进货量.

$$\text{解: 令 } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{20}, & 10 < x < 30, \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad \text{设进货量为 } s, \text{ 则利润为} \quad \text{--2 分}$$

$$Z = \begin{cases} 500X - 100(s - X), & 10 < X < s \\ 500s + 300(X - s), & s \leq X < 30 \end{cases} = \begin{cases} 600X - 100s, & 10 < X < s \\ 200s + 300X, & s \leq X < 30 \end{cases}$$

$$z = g(x) = \begin{cases} 600x - 100s, & 10 < x < s \\ 200s + 300x, & s \leq x < 30 \end{cases} \quad \text{--5 分}$$

$$EZ = Eg(X) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x)dx = \int_{10}^s (600x - 100s) \frac{1}{20} dx + \int_s^{30} (200s + 300x) \frac{1}{20} dx$$

$$= -7.5s^2 + 350s + 5250. \quad \text{--7 分}$$

由题意, 得 $-7.5s^2 + 350s + 5250 \geq 9280$, $(3s - 62)(2.5s - 65) \leq 0$,

即 $3s - 62 \geq 0$, $2.5s - 65 \leq 0$, $20\frac{2}{3} \leq s \leq 26$,

因此, 最小进货量 $s = 21$.

--10 分

五、(满分 10 分) 已知 X 为随机变量, $Y = X^2 + X + 1$,

1) 若 X 的概率分布为 $P(X = -1) = P(X = 0) = P(X = 1) = \frac{1}{3}$; 求 Y 的分布函数 $F_Y(y)$;

2) 若 X 的分布函数 $F_X(x)$, 求 Y 的分布函数 $F_Y(y)$;

3) 若 X 在 $(0, 1)$ 上服从均匀分布, 求 Y 的概率密度 $f_Y(y)$.

解: 1) 由题意, Y 为离散型随机变量, 因此,

$$P(Y = 1) = P(X = -1) + P(X = 0) = \frac{2}{3}; \quad P(Y = 3) = P(X = 1) = \frac{1}{3},$$

故 Y 的分布函数

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = \begin{cases} 0 & , y < 1 \\ \frac{2}{3} & 1 \leq y < 3 \\ 1 & 3 \leq y \end{cases} \quad \text{--3 分}$$

$$2) F_X(x) = P(X \leq x), \quad Y = X^2 + X + 1 = (X + \frac{1}{2})^2 + \frac{3}{4} \geq \frac{3}{4},$$

$$\text{因此, } F_Y(y) = P(Y \leq y) = P((X + \frac{1}{2})^2 + \frac{3}{4} \leq y),$$

当 $y < \frac{3}{4}$ 时, $F_Y(y) = 0$;

$$\text{当 } y \geq \frac{3}{4} \text{ 时, } F_Y(y) = P((X + \frac{1}{2})^2 \leq y - \frac{3}{4}) = P(|X + \frac{1}{2}| \leq \sqrt{y - \frac{3}{4}})$$

$$= P(-\sqrt{y - \frac{3}{4}} \leq X + \frac{1}{2} \leq \sqrt{y - \frac{3}{4}})$$

$$= P(-\sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2} \leq X \leq \sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2})$$

$$= F_X(\sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}) - F_X(-\sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}).$$

故 Y 的分布函数

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & , y < \frac{3}{4} \\ F_X(\sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}) - F_X(-\sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}) & , y \geq \frac{3}{4} \end{cases} \quad \text{--6 分}$$

3) 若 X 在 $(0, 1)$ 上服从均匀分布, 即 $f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{other.} \end{cases}$

故, $F_Y(y) = P(X^2 + X + 1 \leq y, 0 < X < 1)$.

当 $y < 1$ 时, $F_Y(y) = 0$;

$$\begin{aligned} \text{当 } 1 \leq y < 3 \text{ 时, } F_Y(y) &= P\left(\left(X + \frac{1}{2}\right)^2 + \frac{3}{4} \leq y, 0 < X < 1\right) \\ &= P\left(-\sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2} \leq X \leq \sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}, 0 < X < 1\right) \\ &= P\left(0 < X \leq \sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}\right) = \sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

当 $y \geq 3$ 时, $F_Y(y) = P\left(\left(X + \frac{1}{2}\right)^2 + \frac{3}{4} \leq y, 0 < X < 1\right) = 1$.

故 Y 的分布函数

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 1, \\ \sqrt{y - \frac{3}{4}} - \frac{1}{2}, & 1 \leq y < 3, \\ 1, & 3 \leq y. \end{cases} \quad \text{故 } f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{4y-3}}, & 1 < y < 3, \\ 0, & \text{other.} \end{cases} \quad \text{--10 分}$$

六、(满分 10 分) 设总体 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \theta x^{-(\theta+1)} & x > 1 \\ 0 & x \leq 1 \end{cases}$, 其中 $\theta > 1$ 是未知参

数. (X_1, X_2, \dots, X_n) 是从该总体中抽取的一个样本, 试求参数 θ 的最大似然估计量.
解: 构造似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \prod_{i=1}^n \theta x_i^{-(\theta+1)} = \theta^n (x_1 x_2 \dots x_n)^{-(\theta+1)} \quad \text{--3 分}$$

$$\text{取 } \ln L(\theta) = n \ln \theta - (\theta + 1) \sum_{i=1}^n \ln x_i.$$

$$\text{令 } \frac{d}{d\theta} \ln L(\theta) = \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0. \quad \text{--5 分}$$

$$\text{得 } \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0, \text{ 即得到似然函数的唯一驻点 } \theta = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}. \quad \text{--8 分}$$

$$\text{所以, 参数 } \theta \text{ 的最大似然估计量为 } \hat{\theta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}. \quad \text{--10 分}$$

七、(满分 10 分) 某工厂生产的一种螺钉, 标准要求长度是 32.5 毫米. 实际生产的产品, 假定其长度 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 未知. 现从该厂生产的一批产品中抽取 6 件, 得尺寸数据: 32.56; 29.66; 31.64; 30.00; 31.87; 31.03. 问这批产品是否合格? (取显著性水平 $\alpha = 0.01$). ($t_{0.01}(5) = 3.3649$, $t_{0.01}(6) = 3.1427$, $t_{0.005}(5) = 4.0322$, $t_{0.005}(6) = 3.7074$).

解: 设在 $\alpha = 0.01$ 下的检验假设为

$$H_0: \mu = 32.5, \quad H_1: \mu \neq 32.5 \quad \text{--2 分}$$

取检验统计量 $T = \frac{\bar{X} - 32.5}{S/\sqrt{6}} \sim t(5)$, 则有 --4 分

检验的拒绝域为

$$W = \left\{ (x_1, \dots, x_n) \mid \frac{|\bar{x} - \mu_0|}{s/\sqrt{n}} > t_{\alpha/2}(n-1) \right\}. \quad \text{--6 分}$$

其中, $n = 6$, $\alpha = 0.01$, $\mu_0 = 32.5$, $t_{\alpha/2}(n-1) = t_{0.005}(5) = 4.0322$, --8 分

将样本值代入算出统计量 T 的值

$$|T| = 2.997 < 4.0322.$$

所以接受 H_0 , 即认为这批产品合格. --10 分