

北京师范大学 432 应用统计专业课模拟卷（2）

一、选择题，共 10 题，每题 3 分。

1. 设 A, B, C 都是事件，又 A 和 B 独立， B 和 C 独立， A 和 C 互不相容。 $P(A) = 1/2, P(B) = 1/4, P(C) = 1/8$ 。则概率 $P(A \cup B \cup C)$ 为（ ）。

- A. $23/33$
- B. $23/32$
- C. $11/16$
- D. $2/3$

【答案】B

【解析】由题意， $P(AB) = P(A)P(B), P(BC) = P(B)P(C), P(AC) = 0$ ，所以 $P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(AC) - P(BC) + P(ABC) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A)P(B) - P(B)P(C) = 23/32$ ，所以选择 B 项。

2. 参数估计中，其他条件不变的前提下，置信区间越宽则置信度（ ）。

- A. 越低
- B. 越高
- C. 不变
- D. 不确定

【答案】B

【解析】置信区间是指在某一置信度时，总体参数所在的区域距离或区域长度。置信度又称置信水平，是指总体参数值落在样本统计值某一区间内的概率。由此可见，在其他条件不变的前提下，置信区间越宽，置信水平越高，则置信度越高。

3. 最不受极端值影响的描述性统计量是（ ）。

- A. 众数
- B. 方差
- C. 标准差
- D. 均值

【答案】A

【解析】众数是一组数据中出现次数最多的变量值，用 M_0 表示。众数是一个位置代表值，不受极端值的影响，抗干扰性强。而方差、标准差、均值均利用了全部数据的信息，因此容易受到极端值的影响。

4. 设 X 和 Y 都服从标准正态分布，则（ ）。

- A. $X + Y$ 服从正态分布
- B. $X^2 + Y^2$ 服从卡方分布
- C. X^2 和 Y^2 都服从卡方分布
- D. X^2/Y^2 服从 F 分布

【答案】C

【解析】A 项，正态分布具有可加性的前提是随机变量 X, Y 相互独立，题目未说明 X, Y 相互独立，所以 $X + Y$ 不一定服从正态分布；B 项，卡方分布要求 X, Y 相互独立且同分布于标准正态分布，题目未说明 X, Y 相互独立；D 项，F 分布要求 X^2, Y^2 是相互独立的卡方分布，题目未说明 X, Y 相互独立。

5. 线性回归预测过程中，在自变量取值和置信度为一定的条件下，总是（ ）。

- A. 个别值的估计区间小于平均值的估计区间

【答案】A

【解析】随机变量 X 和 Y 独立同分布, $X \sim N(\mu, \sigma^2), Y \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则有

$$X + Y - 2\mu \sim N(0, 2\sigma^2), X - Y \sim N(0, 2\sigma^2)$$

即:

$$\left(\frac{X + Y - 2\mu}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(1), \left(\frac{X - Y}{\sqrt{2}\sigma}\right)^2 \sim \chi^2(1)$$

因此,

$$(X + Y - 2\mu)^2 / (X - Y)^2 \sim F(1, 1)$$

9. 将一枚骰子先后投掷 2 次, 事件 A 表示两次出现的点数之和为 8, 事件 B 表示第 1 次出现点数大于第 2 次出现的点数, 则下列命题中, 正确的是 ()。

① $P(A) > P(A|B)$

② $P(A) < P(A|B)$

③ $P(B) > P(B|A)$

④ $P(B) < P(B|A)$

A. ①③

B. ①④

C. ②③

D. ②④

【答案】A

【解析】令 (x, y) 表示先后投掷出的点数, 则 $A = \{(2, 6), (3, 5), (4, 4), (5, 3), (6, 2)\}, AB = \{(5, 3), (6, 2)\}$, 而事件 B 包含的基本事件个数等于从 6 个数中不计次序地选 2 个数的选法总数, 为 C_6^2 。分别计算 $P(A), P(B), P(AB)$:

$$P(AB) = \frac{2}{6 \times 6} = \frac{1}{18}, P(A) = \frac{5}{6 \times 6} = \frac{5}{36}, P(B) = \frac{C_6^2}{6 \times 6} = \frac{5}{12}$$

于是,

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{2}{15}, P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{2}{5}$$

因此, $P(A) > P(A|B), P(B) > P(B|A)$, 命题①③正确, 应选 A。

10. 设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2) (\sigma > 0), X_1, X_2, \dots, X_{2n} (n \geq 2)$ 为来自该总体的简单随机样本, 其样本均值为 $\bar{X} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{2n} X_i$ 。记统计量 $Y_1 = \sum_{i=1}^{2n} (X_i - \bar{X})^2, Y_2 = \sum_{i=1}^n (X_i - X_{n+i})^2, Y_3 =$

$\sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2$, 则这 3 个统计量的数学期望 $E(Y_1), E(Y_2), E(Y_3)$ 的大小关系为 ()。

A. $E(Y_1) > E(Y_2) > E(Y_3)$

B. $E(Y_1) > E(Y_3) > E(Y_2)$

C. $E(Y_3) > E(Y_1) > E(Y_2)$

D. $E(Y_2) > E(Y_1) > E(Y_3)$

【答案】D

【解析】对于 Y_1 , 由于 $X_1, X_2, \dots, X_{2n} (n \geq 2)$ 是来自正态总体的简单随机样本, 其样本方差 $s^2 =$

$\frac{1}{2n-1} \sum_{i=1}^{2n} (X_i - \bar{X})^2$ 满足 $\frac{(2n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(2n-1)$, 于是:

$$E\left[\frac{(2n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = E\left(\frac{Y_1}{\sigma^2}\right) = 2n-1, E(Y_1) = (2n-1)\sigma^2$$

对于 Y_2 :

$$E(X_i - X_{n+i}) = \mu - \mu = 0, D(X_i - X_{n+i}) = \sigma^2 + \sigma^2 = 2\sigma^2$$

于是, $X_i - X_{n+i} \sim N(0, 2\sigma^2)$, $\frac{X_i - X_{n+i}}{\sqrt{2}\sigma} \sim N(0, 1)$, 且 $X_1 - X_{n+1}, X_2 - X_{n+2}, \dots, X_n - X_{2n}$ 相互独立,

因此 $\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - X_{n+i}}{\sqrt{2}\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(n)$,

$$E \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - X_{n+i}}{\sqrt{2}\sigma} \right)^2 \right] = n, E(Y_2) = E \left[\sum_{i=1}^n (X_i - X_{n+i})^2 \right] = 2n\sigma^2$$

对于 Y_3 , 由于 $X_1, X_2, \dots, X_{2n} (n \geq 2)$ 是来自正态总体的简单随机样本, 故 X_i 与 $X_{n+i} (i = 1, 2, \dots, n)$ 相互独立,

$$E(X_i + X_{n+i}) = \mu + \mu = 2\mu, D(X_i + X_{n+i}) = \sigma^2 + \sigma^2 = 2\sigma^2$$

于是, $X_1 + X_{n+1}, X_2 + X_{n+2}, \dots, X_n + X_{2n}$ 可看作来自正态总体 $N(2\mu, 2\sigma^2)$ 的简单随机样本, 其样本均值为 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i}) = 2\bar{X}$, 样本方差为 $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i + X_{n+i} - 2\bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} Y_3$.

因此, $\frac{Y_3}{2\sigma^2} \sim \chi^2(n-1), E\left(\frac{Y_3}{2\sigma^2}\right) = n-1, E(Y_3) = 2(n-1)\sigma^2$.

综上所述, $E(Y_2) > E(Y_1) > E(Y_3)$, 应选 D。

二、解答题, 共 7 题。

1. (15 分) 甲乙两个班级统计学考试成绩资料如下:

甲班的平均分数为 75 分, 标准差为 7 分; 乙班的考试成绩频数分布表如下:

乙班考试成绩频数分布表	
分数 (分)	人数 (人)
60 以下	4
60~70	8
70~80	13
80~90	7
90 以上	5

要求: (1) 计算乙班的平均考试分数。

(2) 计算乙班考试分数的方差及标准差。

(3) 计算乙班考试分数的离散系数。

(4) 比较甲乙两个班级考试分数的离散程度的大小。

【解】

(1) 乙班平均考试分数计算过程如下表所示:

乙班平均考试分数的分组数据表

分数 (分)	组中值 M_i	人数 f_i (人)	$M_i f_i$
60 以下	55	4	220
60~70	65	8	520
70~80	75	13	975
80~90	85	7	595

90 以上	95	5	475
合计	——	37	2785

由上表中数据可得：

$$\bar{x}_Z = \frac{\sum_{i=1}^n M_i f_i}{n} = \frac{2785}{37} = 75.27 \text{ (分)}$$

(2) 方差计算过程如下表所示：

分数 (分)	组中值 M_i	人数 f_i (人)	$(M_i - \bar{x})^2$	$(M_i - \bar{x})^2 f_i$
60 以下	55	4	410.873	1643.492
60~70	65	8	105.473	843.783
70~80	75	13	0.073	0.948
80~90	85	7	94.673	662.710
90 以上	95	5	389.273	1946.365
合计	——	37	1000.365	5097.298

由上表中的数据可得：

$$S_Z^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (M_i - \bar{x})^2 f_i}{n} = \frac{5097.298}{37} = 137.76$$

$$s_Z = \sqrt{S_Z^2} = \sqrt{137.76} = 11.74 \text{ (分)}$$

$$(3) v_{s_Z} = \frac{s_Z}{\bar{x}_Z} = \frac{11.74}{75.27} = 0.156$$

$$(4) v_{s_{\text{甲}}} = \frac{s_{\text{甲}}}{\bar{x}_{\text{甲}}} = \frac{7}{75} = 0.093$$

$v_{s_{\text{甲}}} < v_{s_Z}$ ，说明两个班的统计学考试成绩相比较，甲班的成绩较集中，乙班的成绩较分散。

2. (15 分) 设有 N 个袋子，每个袋子中装有 a 只黑球， b 只白球，从第一袋中取出一球放入第二袋中，然后从第二袋中取出一球放入第三袋，如此下去，问从最后一个袋中取出一球为黑球的概率是多少？

【解】设 $A_1 = \{\text{从第 1 袋中取出一球是黑球}\}$ ，则

$$P(A_1) = \frac{a}{a+b}, P(\bar{A}_1) = \frac{b}{a+b}$$

设 $A_2 = \{\text{从第 1 袋中取出一球放入第 2 袋中，再从第二袋中取出一球是黑球}\}$ ，则

$$P(A_2) = \frac{a}{a+b} \cdot \frac{a+1}{a+b+1} + \frac{b}{a+b} \cdot \frac{a}{a+b+1} = \frac{a}{a+b}, P(\bar{A}_2) = \frac{b}{a+b}$$

一般设 $A_k = \{\text{按上述规则取球放球，并在第 } k \text{ 袋中取出一球是黑球}\}$ ，且 $P(A_k) = \frac{a}{a+b}$ ，则

$$P(A_{k+1}) = P(A_k)P(A_{k+1}|A_k) + P(\bar{A}_k)P(A_{k+1}|\bar{A}_k) = \frac{a}{a+b}$$

由数学归纳法得， $P(A_N) = \frac{a}{a+b}$ 。

3. (10 分) 飞机坠落在 A, B, C 三个区域之一, 营救部门判断其概率分别为 0.7, 0.2, 0.1; 用直升机搜索这些区域, 若有残骸, 被发现的概率分别为 0.3, 0.4, 0.5, 若已用直升机搜索过 A 区域及 B 区域, 没有发现残骸, 在这种情况下, 试计算飞机坠落在 C 区域的概率。

【解】设 $A = \{\text{飞机坠落在 A 区域}\}$, $B = \{\text{飞机坠落在 B 区域}\}$, $C = \{\text{飞机坠落在 C 区域}\}$, $S = \{\text{已搜索过 A, B 区域, 没有发现残骸}\}$, 则

$$\begin{aligned} P(S) &= P(A)P(S|A) + P(B)P(S|B) + P(C)P(S|C) \\ &= 0.7 \times 0.7 + 0.2 \times 0.6 + 0.1 = 0.71 \end{aligned}$$

所求概率为

$$P(C|S) = \frac{P(C)P(S|C)}{P(S)} = \frac{0.1}{0.71} = 0.14$$

4. (20 分) 若 ξ, η 服从二元正态分布, $E\xi = a, D\xi = 1, E\eta = b, D\eta = 1$, 证明: ξ 与 η 的相关系数 $r = \cos q\pi$, 其中 $q = P\{(\xi - a)(\eta - b) < 0\}$.

【解】

由题设得

$$q = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-r^2}} \iint_{(x-a)(y-b)<0} e^{-\frac{1}{2(1-r^2)}[(x-a)^2 - 2r(x-a)(y-b) + (y-b)^2]} dx dy$$

令 $x = a + \rho \cos \theta$, $y = b + \rho \sin \theta$, $|\rho| = \rho$,

$$\begin{aligned} q &= \frac{1}{\pi\sqrt{1-r^2}} \int_{\frac{\pi}{2}}^{\pi} d\theta \int_0^{+\infty} \rho e^{-\frac{\rho^2}{2(1-r^2)}(1-2r\sin\theta\cos\theta)} d\rho \\ &= \frac{\sqrt{1-r^2}}{\pi} \int_{\frac{\pi}{2}}^{\pi} \frac{d\theta}{1-2r\sin\theta\cos\theta} \\ &= \frac{\sqrt{1-r^2}}{\pi} \int_{\frac{\pi}{2}}^{\pi} \frac{d\theta}{\cos^2\theta(\sec^2\theta - 2r\tan\theta)} \\ &= \frac{\sqrt{1-r^2}}{\pi} \int_{\frac{\pi}{2}}^{\pi} \frac{d\tan\theta}{1+\tan^2\theta - 2r\tan\theta} \\ &= \frac{\sqrt{1-r^2}}{\pi} \int_{\frac{\pi}{2}}^{\pi} \frac{d(\tan\theta - r)}{1-r^2 + (\tan\theta - r)^2} \\ &= \frac{\sqrt{1-r^2}}{\pi} \left(\frac{1}{\sqrt{1-r^2}} \arctan \frac{-r}{\sqrt{1-r^2}} + \frac{\pi}{2\sqrt{1-r^2}} \right) \\ &= \frac{1}{\pi} \arctan \frac{-r}{\sqrt{1-r^2}} + \frac{1}{2} \end{aligned}$$

于是得

$$\tan\left(q\pi - \frac{\pi}{2}\right) = -\frac{r}{\sqrt{1-r^2}}$$

$$\cot q\pi = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}}$$

由此推得 $r = \cos q\pi$.

5. (20 分) 已知随机变量 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 \leq x \leq \theta, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

其中 θ 为大于 0 的未知参数。 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个简单随机样本。

(1) 求 θ 的最大似然估计量 $\hat{\theta}$;

(2) 求 $E(\hat{\theta})$;

(3) 求 α , 使得 $E(\alpha\hat{\theta} - \theta)^2$ 最小。

【解】

(1) 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是相应于样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的一组样本值, 则似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \leq x_1, x_2, \dots, x_n \leq \theta, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & \theta \geq \max_{1 \leq i \leq n} x_i, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

又因为 $\frac{1}{\theta^n}$ 是关于 θ 的单调减少函数, 故当 $\theta = \max_{1 \leq i \leq n} x_i$ 时, $L(\theta)$ 取值最大。

因此, θ 的最大似然估计量为 $\hat{\theta} = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$.

(2) 由于 X 服从 $[0, \theta]$ 上的均匀分布, 故 X 的分布函数为

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \frac{x}{\theta}, & 0 \leq x < \theta, \\ 1, & x \geq \theta. \end{cases}$$

设随机变量 $Y = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$, 计算 Y 的分布函数 $F_Y(y)$ 。

当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = 0$ 。

当 $0 \leq y < \theta$ 时,

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\left\{\max_{1 \leq i \leq n} X_i \leq y\right\} = P\{X_1 \leq y, X_2 \leq y, \dots, X_n \leq y\}$$

$$\stackrel{\text{独立性}}{\implies} P\{X_1 \leq y\}P\{X_2 \leq y\} \cdots P\{X_n \leq y\} = F_X^n(y) = \left(\frac{y}{\theta}\right)^n.$$

当 $y \geq \theta$ 时, $F_Y(y) = 1$.

于是,

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0, \\ \left(\frac{y}{\theta}\right)^n, & 0 \leq y < \theta, \\ 1, & y \geq \theta. \end{cases}$$

对 $F_Y(y)$ 求导, 可得

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{ny^{n-1}}{\theta^n}, & 0 < y < \theta, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

因此,

$$E(\hat{\theta}) = E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y \cdot f_Y(y) dy = \int_0^{\theta} y \cdot \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} dy = \frac{n}{\theta^n} \cdot \frac{y^{n+1}}{n+1} \Big|_0^{\theta} = \frac{n}{n+1} \theta.$$

(3) 将 $E(\alpha Y - \theta)^2$ 记为 α 的函数 $g(\alpha)$, 则

$$g(\alpha) = \alpha^2 \cdot \frac{n}{n+2} \theta^2 - 2\alpha \cdot \frac{n}{n+1} \theta^2 + \theta^2 = \left(\frac{n}{n+2} \alpha^2 - \frac{2n}{n+1} \alpha + 1 \right) \theta^2.$$

令 $\frac{d[g(\alpha)]}{d\alpha} = \left(\frac{2n}{n+2} \alpha - \frac{2n}{n+1} \right) \theta^2 = 0$, 解得 $\alpha = \frac{n+2}{n+1}$. 该点是 $g(\alpha)$ 的唯一驻点。又因为 $g''(\alpha) =$

$\frac{2n}{n+2} \theta^2 > 0$, 所以该唯一驻点是 $g(\alpha)$ 的极小值点, 也是最小值点。

因此, 当 $\alpha = \frac{n+2}{n+1}$ 时, $E(\alpha \hat{\theta} - \theta)^2$ 最小。

6. (20 分) 假设回归直线过原点, 即一元线性回归模型为 $y_i = \beta x_i + \epsilon_i, i = 1, 2, \dots, n, E(\epsilon_i) = 0, \text{Var}(\epsilon_i) = \sigma^2$, 诸观测值相互独立。

(1) 写出 β 的最小二乘估计和 σ^2 的无偏估计;

(2) 对给定的 x_0 , 其对应的因变量均值的估计为 \hat{y}_0 , 求 $\text{Var}(\hat{y}_0)$ 。

【解】(1) 根据最小乘法原理, 令 $Q = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta x_i)^2$, 则正规方程为:

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta} \Big|_{\hat{\beta}} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta} x_i) x_i = 0$$

解得最小二乘估计为 $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$ 。

因此,

$$E(\hat{\beta}) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 E(y_i) = \beta$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \right)^{-2} \sum_{i=1}^n x_i^2 \text{Var}(y_i) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

于是由

$$\begin{aligned} S_e &= \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum (\beta_1 x_i + \epsilon_i - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \\ &= \sum [x_i^2 (\hat{\beta}_1 - \beta_1)^2 + \epsilon_i^2 - 2(\hat{\beta}_1 - \beta_1) x_i \epsilon_i] \end{aligned}$$

有,

$$E(S_e) = \sum x_i^2 \text{Var}(\hat{\beta}_1) + n \text{Var}(\epsilon) - 2 \sum x_i E(\hat{\beta}_1 \epsilon_i)$$

将 $\hat{\beta}_1$ 可看作 y_1, y_2, \dots, y_n 的线性组合, 又因为 y_j 与 $\epsilon_i (i \neq j)$ 间的独立性, 有

$$E(\hat{\beta}_1 \epsilon_i) = \frac{1}{\sum_{j=1}^n x_j^2} E\left(\epsilon_i \sum_j x_j y_j\right) = \frac{x_i}{\sum_{j=1}^n x_j^2} \sigma^2$$

即有 $\sum x_i E(\hat{\beta}_1 \epsilon_i) = \sigma^2$, 从而

$$E(S_e) = \sum \frac{x_i^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} \sigma^2 + n \sigma^2 - 2 \sigma^2 = (n-1) \sigma^2$$

因此, σ^2 的无偏估计为 $S_e/(n-1)$ 。

(2) 对给定的 x_0 , 对应均值的估计为 $\hat{y}_0 = \hat{\beta} x_0$, 于是

$$\text{Var}(\hat{y}_0) = x_0^2 \text{Var}(\hat{\beta}) = \frac{x_0^2 \sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

7. (20 分) 总体 X 服从如下分布。 X_1, \dots, X_4 为其样本量为 4 的简单随机样本 $(0 < \theta < \frac{1}{2})$ 。

X	-1	0	1
P	θ	$1-2\theta$	θ

(1) 求 θ 的矩估计和极大似然估计。

(2) 令 $T(X_1, \dots, X_4) = \sum_{i=1}^4 I(X_i = 0)$, 其中 I 为示性函数。针对假设 $H_0: \theta = 1/3, H_1: \theta = 1/4$ 构建拒绝域 $C\{(x_1, x_2, x_3, x_4): T(x_1, x_2, x_3, x_4) > 2\}$ 。求此检验的第一类错误概率 α 与第二类错误概率 β 。

【解】

(1) 矩估计:

$$\bar{X} = EX = 0, \overline{X^2} = EX^2 = \theta + \theta = 2\theta$$

$$\hat{\theta} = \frac{\overline{x^2}}{2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 x_i^2 = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^4 x_i^2$$

设 n_1 为 $X = -1$ 的频数, n_2 为 $X = 0$ 的频数。

极大似然估计:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= \theta^{n_1} \cdot (1-2\theta)^{n_2} \cdot \theta^{4-n_1-n_2} \\ \ln L(\theta) &= n_1 \ln \theta + n_2 \ln(1-2\theta) + (4-n_1-n_2) \ln \theta \\ &= (4-n_2) \ln \theta + n_2 \ln(1-2\theta) \\ \frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta} &= \frac{4-n_2}{\theta} - \frac{2n_2}{1-2\theta} = 0 \end{aligned}$$

解得：

$$\theta^* = \frac{4 - n_2}{8}$$

故矩估计为 $\hat{\theta} = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^4 x_i^2$ ，极大似然估计为 $\theta^* = \frac{4 - n_2}{8}$ 。

(2) 犯第一类错误的概率：

$$\begin{aligned}\alpha &= P\left(X \in C \mid \theta = \frac{1}{3}\right) \\&= P\left(T(x_1, x_2, x_3, x_4) > 2 \mid \theta = \frac{1}{3}\right) \\&= P\left(\sum_{i=1}^4 I(X_i = 0) > 2 \mid \theta = \frac{1}{3}\right) \\&= P\left(\sum_{i=1}^4 I(X_i = 0) = 3 \mid \theta = \frac{1}{3}\right) + P\left(\sum_{i=1}^4 I(X_i = 0) = 4 \mid \theta = \frac{1}{3}\right) \\&= C_4^3 \left(1 - 2 \times \frac{1}{3}\right)^3 \times \frac{2}{3} + \left(1 - 2 \times \frac{1}{3}\right)^4 = \frac{1}{9}\end{aligned}$$

犯第二类错误的概率：

$$\begin{aligned}\beta &= P\left(X \notin C \mid \theta = \frac{1}{4}\right) \\&= 1 - P\left(X \in C \mid \theta = \frac{1}{4}\right) \\&= 1 - C_4^3 \left(1 - 2 \times \frac{1}{4}\right)^3 \times \frac{1}{2} - \left(1 - 2 \times \frac{1}{4}\right)^4 \\&= \frac{11}{16}\end{aligned}$$