

第7章测试题

《参数估计》

姓名：_____ 学号：_____

1. 设总体 X 的概率密度为

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

其中 $0 < \theta < 1$ 为未知参数, X_1, \dots, X_n 为简单随机样本。

- (1) 求 θ 的矩估计量;
- (2) 求 θ 的最大似然估计量。

【答案】

解:

- (1) 计算矩估计量:

$$E(X) = \int_{\theta}^1 x \frac{1}{1-\theta} dx = \frac{1-\theta^2}{2(1-\theta)} = \frac{1+\theta}{2}.$$

令 $E(X) = \bar{X}$, 得

$$\hat{\theta}_1 = 2\bar{X} - 1.$$

- (2) 最大似然估计量:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \left(\frac{1}{1-\theta} \right)^n \mathbf{1}\{\theta \leq x_{(1)}\},$$

其中 $x_{(1)} = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ 。

在 $\theta \leq x_{(1)}$ 上,

$$\ln L(\theta) = -n \ln(1-\theta), \quad \frac{d}{d\theta} \ln L(\theta) = \frac{n}{1-\theta} > 0,$$

故 $\ln L(\theta)$ 随 θ 单调递增, 在可行区间右端取得最大值:

$$\hat{\theta}_2 = x_{(1)}.$$

2. 设总体 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\theta/x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$ 为未知参数, 样本为 X_1, \dots, X_n 。

- (1) 求 θ 的矩估计量;
- (2) 求 θ 的最大似然估计量。

【答案】

解:

- (1) 计算矩估计量:

$$E(X) = \int_0^\infty x \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\theta/x} dx = \theta.$$

因而

$$\hat{\theta}_1 = \bar{X}.$$

- (2) 最大似然估计量:

似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\theta^2}{x_i^3} e^{-\theta/x_i} = \frac{\theta^{2n}}{\prod_{i=1}^n x_i^3} \exp\left(-\theta \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}\right).$$

对数似然

$$\ln L(\theta) = 2n \ln \theta - 3 \sum_{i=1}^n \ln x_i - \theta \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}.$$

求导并令其为零:

$$\frac{d}{d\theta} \ln L(\theta) = \frac{2n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} = 0$$

解得

$$\hat{\theta}_2 = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}.$$

3. 设总体 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{\theta}{2}, & 0 < x < 2, \\ \frac{1}{2} - \frac{\theta}{2}, & 2 \leq x \leq 4, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

其中 $0 < \theta < 2$ 为未知参数。记样本中落在 $0 < x < 2$ 的个数为 k 。

- (1) 求 θ 的矩估计量;
- (2) 求 θ 的最大似然估计量。

【答案】

解：

- (1) 计算矩估计量：

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^2 x \frac{\theta}{2} dx + \int_2^4 x \left(\frac{1}{2} - \frac{\theta}{2} \right) dx \\ &= \frac{\theta}{2} \cdot \frac{2^2}{2} + \left(\frac{1}{2} - \frac{\theta}{2} \right) \cdot \frac{4^2 - 2^2}{2} \\ &= 3 - 2\theta. \end{aligned}$$

令 $E(X) = \bar{X}$, 得

$$\hat{\theta}_1 = \frac{3 - \bar{X}}{2}.$$

- (2) 最大似然估计量：

若有 k 个样本落在 $(0, 2)$ 内, 其余 $n - k$ 个落在 $[2, 4]$ 内, 则

$$L(\theta) = \left(\frac{\theta}{2} \right)^k \left(\frac{1}{2} - \frac{\theta}{2} \right)^{n-k} = \left(\frac{\theta}{2} \right)^k \left(\frac{1-\theta}{2} \right)^{n-k}.$$

对数似然

$$\ln L(\theta) = k \ln \theta + (n - k) \ln(1 - \theta) + \text{常数}.$$

求导并令其为零：

$$\frac{k}{\theta} - \frac{n - k}{1 - \theta} = 0 \Rightarrow \hat{\theta}_2 = \frac{k}{n}.$$

由 $0 \leq k \leq n$ 可知 $0 \leq \hat{\theta}_2 \leq 1 < 2$, 满足参数空间 $0 < \theta < 2$ 。

4. 设总体 X 的概率密度为

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

其中 $0 < \theta < 1$ 。

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的简单随机样本, \bar{X} 为样本均值。

- (1) 求参数 θ 的矩估计量 $\hat{\theta}$;
- (2) 判断 $4\bar{X}^2$ 是否为 θ^2 的无偏估计量, 并说明理由。

【答案】

解：

(1) 矩估计量：

先求数学期望

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^\theta x \cdot \frac{1}{2\theta} dx + \int_\theta^1 x \cdot \frac{1}{2(1-\theta)} dx \\ &= \frac{1}{2\theta} \cdot \frac{\theta^2}{2} + \frac{1}{2(1-\theta)} \cdot \frac{1-\theta^2}{2} \\ &= \frac{\theta}{4} + \frac{1-\theta^2}{4(1-\theta)} = \frac{1+2\theta}{4}. \end{aligned}$$

令 $E(X) = \bar{X}$, 得

$$\frac{1+2\theta}{4} = \bar{X} \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{4\bar{X}-1}{2} = 2\bar{X} - \frac{1}{2}.$$

(2) 判断 $4\bar{X}^2$ 是否为 θ^2 的无偏估计量：

计算

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_0^\theta x^2 \cdot \frac{1}{2\theta} dx + \int_\theta^1 x^2 \cdot \frac{1}{2(1-\theta)} dx \\ &= \frac{1}{2\theta} \cdot \frac{\theta^3}{3} + \frac{1}{2(1-\theta)} \cdot \frac{1-\theta^3}{3} \\ &= \frac{2\theta^2 + \theta + 1}{6}. \end{aligned}$$

因此

$$\begin{aligned} D(X) &= E(X^2) - (E(X))^2 \\ &= \frac{2\theta^2 + \theta + 1}{6} - \left(\frac{1+2\theta}{4}\right)^2 = \frac{4\theta^2 - 4\theta + 5}{48}. \end{aligned}$$

又

$$\begin{aligned} E(\bar{X}^2) &= D(\bar{X}) + (E(\bar{X}))^2 \\ &= \frac{D(X)}{n} + \left(\frac{1+2\theta}{4}\right)^2 \\ &= \frac{4\theta^2 - 4\theta + 5}{48n} + \frac{(1+2\theta)^2}{16}. \end{aligned}$$

从而

$$\begin{aligned} E(4\bar{X}^2) &= 4E(\bar{X}^2) \\ &= \frac{4\theta^2 - 4\theta + 5}{12n} + \frac{(1+2\theta)^2}{4} \neq \theta^2. \end{aligned}$$

因此, $4\bar{X}^2$ 不是 θ^2 的无偏估计量。

5. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 且

$$E(X) = \mu, \quad D(X) = \sigma^2.$$

(1) 确定常数 c , 使 $c \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2$ 为 σ^2 的无偏估计;

(2) 确定常数 c , 使 $(\bar{X})^2 - cS^2$ 为 μ^2 的无偏估计。

【答案】

解:

(1) 由于样本相互独立同分布,

$$\begin{aligned} E \left[c \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2 \right] &= c \sum_{i=1}^{n-1} E[(X_{i+1} - X_i)^2] \\ &= c \sum_{i=1}^{n-1} (E(X_{i+1}^2) - 2E(X_{i+1})E(X_i) + E(X_i^2)) \\ &= c \sum_{i=1}^{n-1} [(\sigma^2 + \mu^2) - 2\mu^2 + (\sigma^2 + \mu^2)] \\ &= 2c(n-1)\sigma^2. \end{aligned}$$

要使其成为 σ^2 的无偏估计量, 应有

$$2c(n-1)\sigma^2 = \sigma^2,$$

因而

$$c = \frac{1}{2(n-1)}.$$

(2) 计算

$$\begin{aligned} E[(\bar{X})^2 - cS^2] &= E(\bar{X})^2 - cE(S^2) \\ &= D(\bar{X}) + (E(\bar{X}))^2 - c\sigma^2 \\ &= \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 - c\sigma^2. \end{aligned}$$

要使其等于 μ^2 , 需满足

$$\frac{\sigma^2}{n} - c\sigma^2 = 0,$$

从而

$$c = \frac{1}{n}.$$