

## 第七章 参数估计 参考答案

### 一、单选题 (共 5 小题, 每小题 4 分, 共 20 分)

1. 设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  为来自总体  $X$  的一组简单随机样本,  $E(X) = \mu, \text{Var}(X) = \sigma^2$ , 则可以作为  $\sigma^2$  的无偏估计量的是…………… (A)

- (A) 当  $\mu$  为已知时,  $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{n}$  (B) 当  $\mu$  为已知时,  $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{n-1}$   
(C) 当  $\mu$  为未知时,  $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{n}$  (D) 当  $\mu$  为未知时,  $\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{n-1}$

2. 设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  是总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的样本, 样本均值和样本方差分别为  $\bar{X}, S^2$ , 则以下结论中正确的是…………… (C)

- (A)  $S$  是  $\sigma$  的无偏估计量 (B)  $S$  是  $\sigma$  的极大似然估计量  
(C)  $S$  是  $\sigma$  的相合估计量 (D)  $\bar{X}$  与  $S^2$  不独立

3. 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体  $X$  的一组样本, 总体  $X$  的期望为  $\mu$ , 则下列结论正确的是…………… (C)

- (A)  $X_1$  是  $\mu$  的相合估计量 (B)  $X_1$  是  $\mu$  的极大似然估计量  
(C)  $X_1$  是  $\mu$  的无偏估计量 (D)  $X_1$  不是  $\mu$  的估计量

4. 设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  为来自总体  $X$  的一组样本,  $E(X) = \mu, \text{Var}(X) = \sigma^2$ , 且  $\mu, \sigma^2$  是未知参数,  $\hat{\mu}_1 = X_1, \hat{\mu}_2 = \bar{X}$ , 则下列结论错误的是…………… (C)

- (A)  $\hat{\mu}_1$  是  $\mu$  的无偏估计量 (B)  $\hat{\mu}_2$  是  $\mu$  的无偏估计量  
(C)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$  是  $\mu$  的极大似然估计量 (D) 估计量  $\hat{\mu}_2$  较  $\hat{\mu}_1$  更有效

5. 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 其中参数  $\mu$  已知,  $\sigma^2$  未知,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的一组样本, 则下述关于  $\sigma^2$  的估计量中不是无偏估计量的是…………… (B)

- (A)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$  (B)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$   
(C)  $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  (D)  $\frac{1}{2(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} (X_{i+1} - X_i)^2$

二、设  $\hat{\theta}_1$  和  $\hat{\theta}_2$  是  $\theta (\theta \neq 0)$  的两个无偏估计, 且  $\hat{\theta}_1$  和  $\hat{\theta}_2$  不相关,  $\text{Var}(\hat{\theta}_1) = 3\text{Var}(\hat{\theta}_2) \neq 0$ , 求在形如  $C_1 \hat{\theta}_1 + C_2 \hat{\theta}_2$  的估计中达到最小方差的无偏估计. (本题 20 分)

解. 因为  $\hat{\theta}_1$  和  $\hat{\theta}_2$  是  $\theta (\theta \neq 0)$  的两个无偏估计, 故  $E(\hat{\theta}_1) = E(\hat{\theta}_2) = \theta$ . 要使  $C_1 \hat{\theta}_1 + C_2 \hat{\theta}_2$  为  $\theta$  的无偏估计, 则

$$E(C_1 \hat{\theta}_1 + C_2 \hat{\theta}_2) = C_1 E(\hat{\theta}_1) + C_2 E(\hat{\theta}_2) = C_1 \theta + C_2 \theta = \theta,$$

即  $C_1 + C_2 = 1$ . 又因  $\hat{\theta}_1$  和  $\hat{\theta}_2$  不相关, 则

$$\text{Var}(C_1 \hat{\theta}_1 + C_2 \hat{\theta}_2) = C_1^2 \text{Var}(\hat{\theta}_1) + C_2^2 \text{Var}(\hat{\theta}_2) = (3C_1^2 + C_2^2) \text{Var}(\hat{\theta}_2).$$

求解可得,  $C_1 = \frac{1}{4}, C_2 = \frac{3}{4}$ .

三、设总体  $X$  的概率密度函数为  $f(x; \theta) = \frac{|x|}{2\theta} \cdot e^{-\frac{|x|}{\theta}} (-\infty < x < +\infty)$ , 其中  $\theta$  未知,  $\theta > 0$ ,  $(X_1, \dots, X_n)$  是取自总体  $X$  的一个样本, 试求:  $\theta$  的矩估计量  $\hat{\theta}_1$  和极大似然估计量  $\hat{\theta}_2$ . (本题 30 分)

**解.** (1) 矩估计法:  $E(X) = 0, E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot \frac{|x|}{2\theta} \cdot e^{-\frac{|x|}{\theta}} dx = \int_0^{+\infty} \frac{x^3}{\theta} \cdot e^{-\frac{x}{\theta}} dx = 6\theta^3$ , 即  $\theta = \sqrt[3]{\frac{E(X^2)}{6}}$ , 故  $\theta$  的矩估计量为

$$\hat{\theta}_1 = \sqrt[3]{\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}{6}}.$$

(2) 极大似然估计法: 似然函数为

$$L(\theta) = f(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \frac{|x_1| \cdots |x_n|}{(2\theta)^n} \cdot e^{-\frac{\sum_{i=1}^n |x_i|}{\theta}}.$$

取对数为

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

求导数为

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

解得  $\theta$  的极大似然估计量为  $\hat{\theta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n |x_i|}{n}$ .

四、设  $(X_1, \dots, X_n)$  是取自总体  $X$  的一个样本, 总体  $X$  的分布律如下:

$X$	-1	0	1
$P$	$\frac{\theta}{2}$	$1 - \theta$	$\frac{\theta}{2}$

其中  $\theta$  未知,  $0 < \theta < 1$ , 试求: (1)  $\theta$  的矩估计量  $\hat{\theta}_1$  和极大似然估计量  $\hat{\theta}_2$ ; (2) 讨论  $\hat{\theta}_1$  和  $\hat{\theta}_2$  的无偏性. (本题 30 分)

**解.** (1) 因为  $E(X) = 0, E(X^2) = \theta$ , 所以  $\theta$  的矩估计量为  $\hat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$ .

由分布律  $p(x; \theta) = \left(\frac{\theta}{2}\right)^{|x|} \cdot (1 - \theta)^{1-|x|}$  可得似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta) = \left(\frac{\theta}{2}\right)^{\sum_{i=1}^n |x_i|} \cdot (1 - \theta)^{n - \sum_{i=1}^n |x_i|}.$$

取对数为  $\ln L(\theta) = \left(\sum_{i=1}^n |x_i|\right) \cdot \ln\left(\frac{\theta}{2}\right) + \left(n - \sum_{i=1}^n |x_i|\right) \cdot \ln(1 - \theta).$

求导数为  $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n |x_i|}{\theta} - \frac{n - \sum_{i=1}^n |x_i|}{1 - \theta} = 0.$

解得  $\theta$  的极大似然估计量为  $\hat{\theta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n |x_i|}{n}$ .

(2) 经验证可得  $E(\hat{\theta}_1) = E(\hat{\theta}_2) = \theta$ , 即两者均为无偏估计.