## 习题(35)

**35.1** 设 $X_1, X_2, X_3$ 为总体X的样本,证明下列统计量都是总体均值E(X)的无偏估计量:

$$\begin{split} \gamma_1 &= \frac{2}{5} \cdot X_1 + \frac{1}{5} \cdot X_2 + \frac{2}{5} \cdot X_3 \,, \\ \gamma_2 &= \frac{1}{6} \cdot X_1 + \frac{1}{3} \cdot X_2 + \frac{1}{2} \cdot X_3 \,, \\ \gamma_3 &= \frac{1}{7} \cdot X_1 + \frac{3}{14} \cdot X_2 + \frac{9}{14} \cdot X_3 \,. \end{split}$$

并问哪一个无偏估计量最有效?

35.2 设总体 X 的密度函数

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{\theta} \cdot \exp\{-\frac{x^2}{2\theta}\} &, x > 0\\ 0 &, x \le 0 \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$ 为未知参数.  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 为 X 的样本,试求  $\theta$  的矩估计量  $\hat{\theta}$  : 并证明  $\hat{\theta}$  是  $\theta$  的相合估计量.

- **35.3** 设分别自总体  $N(\mu_1, \sigma^2)$  和  $N(\mu_2, \sigma^2)$  中抽取容量为  $n_1, n_2$  的两个独立样本.其样本方差分别为  $S_1^2, S_2^2$ .试证:对于任何常数 a,b (a+b=1) ,统计量  $aS_1^2+bS_2^2$  都是  $\sigma^2$  的无偏估计:并确定常数 a,b ,使  $D(aS_1^2+bS_2^2)$  达到最小.
  - 35.4 设总体 X 的密度函数为

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

 $X_1, X_2, X_3$ 为X的样本,试证: $4X_{(1)}$ 及 $\frac{4}{3}X_{(3)}$ 都是未知参数 $\theta$ 的无偏估计;并问哪个较有效?

## 习题(35)参考解答

1

**35.1 证** 由 $X_1, X_2, X_3$ 为总体X的样本,则

$$E(X_i) = E(X)$$
,  $D(X_i) = D(X)$ ,  $i = 1,2,3$ 

$$E(\gamma_1) = \frac{2}{5} \cdot E(X_1) + \frac{1}{5} \cdot E(X_2) + \frac{2}{5} \cdot E(X_3) = E(X)$$
.

同理,得

$$E(\gamma_2) = E(X)$$
,  $E(\gamma_3) = E(X)$ .

故 $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ 均为E(X)的无偏估计量.又由

$$D(\gamma_1) = (\frac{2}{5})^2 \cdot D(X_1) + (\frac{1}{5})^2 \cdot D(X_2) + (\frac{2}{5})^2 \cdot D(X_3) = \frac{9}{25} \cdot D(X),$$

同理,得

$$D(\gamma_2) = \frac{7}{18} \cdot D(X)$$
,  $D(\gamma_3) = \frac{47}{98} \cdot D(X)$ .

且
$$\frac{9}{25} < \frac{7}{18} < \frac{47}{98}$$
,所以,估计量 $\gamma_1$ 最有效.

35.2解:由

$$E(X) = \int_{0}^{+\infty} x \cdot \frac{x}{\theta} \cdot \exp\left\{-\frac{x^2}{2\theta}\right\} dx = \sqrt{\theta} \cdot \int_{0}^{+\infty} t^2 \cdot \exp\left\{-\frac{t^2}{2}\right\} dt$$
$$= \sqrt{\theta} \cdot \frac{\sqrt{2\pi}}{2} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \sqrt{\theta} \cdot \sqrt{\frac{\pi}{2}},$$

根据矩估计法,令

$$\overline{X} = E(X)$$
  $\overline{X} = \sqrt{\theta} \cdot \sqrt{\frac{\pi}{2}}$ 

解得 $\theta$  的矩估计量为 $\hat{\theta} = \frac{2}{\pi} \cdot \overline{X}^2$ .又当 $n \to \infty$ 时,由

$$\overline{X} \xrightarrow{P} E(X) = \sqrt{\theta} \cdot \sqrt{\frac{\pi}{2}}$$

则

$$\hat{\theta} = \frac{2}{\pi} \cdot \overline{X}^2 \xrightarrow{P} \frac{2}{\pi} \cdot [E(X)]^2 = \theta$$

即得 $\hat{\theta}$ 是 $\theta$ 的相合估计.

**35.3 解**: 由于
$$E(S_1^2) = \sigma^2$$
,  $E(S_2^2) = \sigma^2$ , 且在 $a + b = 1$ 时,有

$$E(aS_1^2 + bS_2^2) = a \cdot E(S_1^2) + b \cdot E(S_2^2) = (a+b)\sigma^2 = \sigma^2$$

所以, $aS_1^2 + bS_2^2$ 都是 $\sigma^2$ 的无偏估计.

又由于 $S_1^2$ , $S_2^2$ 相互独立,且

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \quad \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$$

$$D(\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2}) = 2(n_1 - 1), \quad D(\frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2}) = 2(n_2 - 1)$$

$$D(S_1^2) = \frac{2\sigma^4}{n_1 - 1}, \qquad D(S_2^2) = \frac{2\sigma^4}{n_2 - 1}$$

$$D(aS_1^2 + bS_2^2) = a^2 \cdot D(S_1^2) + b^2 \cdot D(S_2^2) = a^2 \cdot \frac{2\sigma^4}{n_1 - 1} + b^2 \cdot \frac{2\sigma^4}{n_2 - 1}$$

$$= 2(\frac{a^2}{n_1 - 1} + \frac{b^2}{n_2 - 1})\sigma^4.$$

于是问题转化为:要确定常数 a,b ,在条件 a+b=1 下,使得  $\frac{a^2}{n_1-1}+\frac{b^2}{n_2-1}$  达到最小.

曲 
$$a+b=1$$
  $b=1-a$ .记 $L(a)=\frac{a^2}{n_1-1}+\frac{(1-a)^2}{n_2-1}$ ,令

$$\frac{d}{da}L(a) = 0 \qquad \frac{2a}{n_1 - 1} - \frac{2(1 - a)}{n_2 - 1} = 0.$$

则所求常数a,b分别为

$$a = \frac{n_1 - 1}{n_1 + n_2 - 2}$$
,  $b = \frac{n_2 - 1}{n_1 + n_2 - 2}$ 

时,  $D(aS_1^2 + bS_2^2)$  达到最小.

**35.4 解**: 考虑更一般情形,对于容量为n的样本 $X_1, X_2, \dots, X_n$ ,将比较 $(n+1)X_{(1)}$ 与 $\frac{n+1}{n}X_{(n)}$ .

已知总体 X 的密度函数为 f(x) ,则 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , & x < 0 \\ \frac{x}{\theta} & , & 0 \le x \le \theta \\ 1 & , & x > \theta \end{cases}$$

对于X的样本 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ ,则 $X_{(1)}, X_{(n)}$ 的密度函数分别为

$$f_{(1)}(x) = n \cdot [1 - F(x)]^{n-1} \cdot f(x) = \begin{cases} \frac{n}{\theta} \cdot (1 - \frac{x}{\theta})^{n-1} & , \ 0 \le x \le \theta \\ 0 & , \quad \text{ide.} \end{cases}$$

$$f_{(n)}(x) = n \cdot [F(x)]^{n-1} \cdot f(x) = \begin{cases} \frac{n}{\theta^n} \cdot x^{n-1}, & 0 \le x \le \theta \\ 0, & 其他 \end{cases}$$

则

$$E(X_{(1)}) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{(1)}(x) dx = \int_{0}^{\theta} x \cdot \frac{n}{\theta} \cdot (1 - \frac{x}{\theta})^{n-1} dx = \frac{1}{n+1} \cdot \theta,$$

$$E(X_{(n)}) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{(n)}(x) dx = \int_{0}^{\theta} x \cdot \frac{n}{\theta^{n}} \cdot x^{n-1} dx = \frac{n}{n+1} \cdot \theta$$

$$E[(n+1)X_{(1)}] = \theta$$
,  $E(\frac{n+1}{n}X_{(n)}) = \theta$ .

即知 $(n+1)X_{(1)}$ 及 $\frac{n+1}{n}X_{(n)}$ 是 $\theta$ 的无偏估计.本题中n=3,则得 $4X_{(1)}$ 及 $\frac{4}{3}X_{(3)}$ 都是 $\theta$ 的无偏估计.

又由

$$E(X_{(1)}^{2}) = \int_{0}^{\theta} x^{2} \cdot \frac{n}{\theta} \cdot (1 - \frac{x}{\theta})^{n-1} dx = \frac{2}{(n+1)(n+2)} \cdot \theta^{2},$$

$$E(X_{(n)}^{2}) = \int_{0}^{\theta} x^{2} \cdot \frac{n}{\theta^{n}} \cdot x^{n-1} dx = \frac{n}{n+2} \cdot \theta^{2}$$

$$D((n+1)X_{(1)}) = (n+1)^{2} \cdot D(X_{(1)}) = (n+1)^{2} \cdot [E(X_{(1)}^{2}) - (E(X_{(1)}))^{2}]$$

$$= (n+1)^{2} \cdot [\frac{2}{(n+1)(n+2)} \cdot \theta^{2} - (\frac{1}{n+1} \cdot \theta)^{2}]$$

$$= \frac{n}{n+2} \cdot \theta^{2},$$

$$D(\frac{n+1}{n} X_{(n)}) = (\frac{n+1}{n})^{2} \cdot D(X_{(n)}) = (\frac{n+1}{n})^{2} \cdot [E(X_{(n)}^{2}) - (E(X_{(n)}))^{2}]$$

$$= (\frac{n+1}{n})^{2} \cdot [\frac{n}{n+2} \cdot \theta^{2} - (\frac{n}{n+1} \cdot \theta)^{2}]$$

$$= \frac{1}{n(n+2)} \cdot \theta^{2}.$$

则当n > 1时,有

$$\frac{1}{n(n+2)} \cdot \theta^2 < \frac{n}{n+2} \cdot \theta^2,$$

即有

$$D(\frac{n+1}{n}X_{(n)}) < D((n+1)X_{(1)}).$$

本题中n=3,则 $D(\frac{4}{3}X_{(3)}) < D(4X_{(1)})$ ,故 $\frac{4}{3}X_{(3)}$ 较 $4X_{(1)}$ 有效.