

第7.2节 估计量的评价标准

- 一、问题的提出
- 二、无偏估计
- 三、有效估计
- 四、相合估计
- 五、小结



估计量的评选标准

- 由于对同一参数用不同的方法进行估计可能会得到不同的估计量，因此需要对估计量的好坏进行评选。
- 常用评选标准：
 - 无偏性；
 - 有效性；
 - 一致性\相合性。
- 估计量可以看作在未知参数 θ 附近摆动的随机变量，且摆动角度越小越好。（无偏性与有效性的实质）



一、无偏性

定义：若 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 为未知参数 θ 的估计量，且它的数学期望存在，若 $E\hat{\theta} = \theta$ ，则称 $\hat{\theta}$ 为 θ 的无偏估计量。

- 直观意义：若相互独立的重复多次用无偏估计量做实际估计，则所得各估计量的算术平均值与未知参数的真值基本一致，只有随机误差而无系统误差。



- 例1. 设 X_1, \dots, X_n 为取自总体 X 的简单随机样本，则样本均值 \bar{X} 为总体均值的无偏估计，样本二阶中心矩 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 则不是总体方差 σ^2 的无偏估计。

当 n 非常大时， $\frac{n-1}{n} D(X) \approx D(X)$ ，则 $\hat{\sigma}^2$ 可以近似的作为 $D(X)$ 的无偏估计。



当 n 不是很大时（即小样本），由上面推导可知

$$E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = \frac{n-1}{n} D(X),$$

$$E\left(\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\right) = D(X).$$

即样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 才是 $D(X)$ 的无偏估计。

因此一般总取 S^2 为 σ^2 的估计量。



例 2 设总体 X 的 k 阶矩 $\mu_k = E(X^k) (k \geq 0)$ 存在, 又设 X_1, X_2, \dots, X_n 是 X 的一个样本, 试证明不论总体服从什么分布, k 阶样本

矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$ 是 k 阶总体矩 μ_k 的无偏估计量.

证 X_1, X_2, \dots, X_n 与 X 同分布, 故有

$$E(X_i^k) = E(X^k) = \mu_k, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

即有

$$E(A_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^k) = \mu_k.$$



例4 设总体 X 服从参数为 $1/\theta$ 的指数分布, 概率密

度 $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$, 其中参数 $\theta > 0$, 又设

X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 试证 \bar{X} 和 $nZ = n[\min(X_1, X_2, \dots, X_n)]$ 都是 θ 的无偏估计.

证 因为 $E(\bar{X}) = E(X) = \theta$,
所以 \bar{X} 是 θ 的无偏估计量.



而 $X_{(1)} = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 服从参数为 $\frac{n}{\theta}$ 的指数分布,

$$\text{概率密度 } f_{\min}(x; \theta) = \begin{cases} \frac{n}{\theta} e^{-\frac{nx}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$\text{故知 } E(X_{(1)}) = \frac{\theta}{n}, \quad E(nX_{(1)}) = \theta,$$

所以 $nX_{(1)}$ 也是 θ 的无偏估计量.

由以上两例可知,同一个参数可以有不同的无偏估计量.



二、有效性

- 若 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$, $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$ 都是 θ 的无偏估计量；若 $D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$, 则称 $\hat{\theta}_1$ 较 $\hat{\theta}_2$ 有效。
- 直观意义： $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$, $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$ 的均值都是 θ 若 $\hat{\theta}_1$ 较 $\hat{\theta}_2$ 有效，则 $\hat{\theta}_1$ 的分布较尖， $\hat{\theta}_2$ 较平坦。



例5. 设 X_1, \dots, X_n 为总体 X 的简单随机样本($n > 2$),
证明用样本均值估计 $E(X)$, 比单个子样 X_i 或者
 $\frac{X_1 + X_2}{2}$ 估计 $E(X)$ 更有效。

解: $E(\bar{X}) = E(X), E(X_i) = E(X),$

$$E\left(\frac{X_1 + X_2}{2}\right) = \frac{1}{2}[E(X_1) + E(X_2)] = E(X),$$

因此 \bar{X} 、 X_i 、 $\frac{X_1 + X_2}{2}$ 均为无偏估计。



$$\text{而 } D(\bar{X}) = \frac{D(X)}{n}, D(X_i) = D(X),$$

$$D\left(\frac{X_1 + X_2}{2}\right) = \frac{1}{4}[D(X_1) + D(X_2)] = \frac{1}{2}D(X),$$

$$\text{因此 } D(\bar{X}) < D\left(\frac{X_1 + X_2}{2}\right) < D(X_i).$$

所以用 \bar{X} 比 X_i 、 $\frac{X_1 + X_2}{2}$ 更有效。



例6(续例4) 试证当 $n>1$ 时, θ 的无偏估计量

\bar{X} 较 θ 的无偏估计量 nZ 有效.

- 证 由于 $D(X)=\theta^2$, 故有

$$D(\bar{X}) = \frac{\theta^2}{n}.$$

再者, 由于 $D(Z) = \frac{\theta^2}{n^2}$, 故有 $D(nZ) = \theta^2$, 当

$n > 1$ 时 $D(nZ) > D(\bar{X})$, 故 \bar{X} 较 nZ 有效.



三、一致性\相合性

- 若 $\hat{\theta} = \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$ 为参数 θ 的估计量, 当 $n \longrightarrow \infty$ 时, 若 $\hat{\theta}$ 依概率收敛于 θ , 则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的一致估计量。

- 如果当 $n \rightarrow \infty$ 时, $\hat{\theta}$ 依概率收敛于 θ , 即任给 $\varepsilon > 0$,

$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta} - \theta| < \varepsilon) = 1$, 则称 $\hat{\theta}$ 为参数 θ 的一致估计。

- 如样本均值和样本方差分别是总体期望和方差的一致估计量。



- 从统计方法要求看：
 - 一致性/相合性是针对极限性质而言的，它只在样本容量较大时才起作用；
 - 无偏性在直观上更合理，但并不是每一个参数都有无偏估计量；
 - 有效性无论在直观还是理论上都比较合理，用得最多。

