

估计量的优良性准则

样本均值是否是总体均值的一个好的估计量？

样本方差是否是总体方差的一个好的估计量？

- 一个“好的”估计量具有什么特性？
- 怎样决定一个估计量是否比另一个估计量“好”？
- 如何求得合理的估计量？

估计量的优良性准则

相合性

样本容量越大, 估计量 $\hat{\theta}$ 应越接近未知参数 θ 的真值

无偏性

估计量 $\hat{\theta}$ 的均值越接近未知参数 θ 的真值越好

有效性

估计量 $\hat{\theta}$ 偏离未知参数的真值 θ 的程度越小越好

相 合 性

设 X_1, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, $E(X) = \mu$, 对任意 $\varepsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\bar{X} - \mu| \geq \varepsilon\} = 0$$

⇒ 样本均值是总体均值的相合估计量

相 合 性

设 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的估计量. 若对任意 $\varepsilon > 0$,

对一切 $\theta \in \Theta$ 有 $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n) - \theta| \geq \varepsilon\} = 0$

则称 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是 θ 的相合估计量, 又称一致估计量.

如果 $g(\theta)$ 是一个连续函数, 且 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是 θ 的相合估计量

则 $g(\hat{\theta}) = g(\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n))$ 是 $g(\theta)$ 的相合估计量.

注意 如果估计量无相合性, 该估计量不可取!

无偏性

设 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的估计量.

系统偏差

$$E(\hat{\theta}) - \theta$$

若对一切 $\theta \in \Theta$, $E(\hat{\theta}) = \theta$

则称 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是 θ 的无偏估计量.

若对一切 $\theta \in \Theta$, $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$

则称 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是 θ 的渐进无偏估计量.

$$\text{无偏性 } E(\hat{\theta}) = \theta \quad \text{渐近无偏性 } \lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$$

例1: 设 X_1, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, μ, σ^2 是未知参数.

试判断 μ 与 σ^2 的极大似然估计量的无偏性.

$$\text{解: 已求得} \quad \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$\text{又} \quad E(\hat{\mu}) = E(\bar{X}) = \mu$$

$$E(\hat{\sigma}^2) = \frac{n-1}{n} E(S^2) = \frac{n-1}{n} \sigma^2 \quad \lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\sigma}^2) = \sigma^2$$

故 $\hat{\mu}$ 是无偏估计, $\hat{\sigma}^2$ 是渐进无偏估计.

无偏性 $E(\hat{\theta}) = \theta$

渐近无偏性 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$

例2: 设 X_1, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, μ 已知但 σ^2 未知.

试判断下列 σ^2 的估计量是否无偏:

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad U^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

解: $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \longrightarrow E(S^2) = \sigma^2$

$$\frac{X_1 - \mu}{\sigma}, \dots, \frac{X_n - \mu}{\sigma} \text{ i. i. d. } \sim N(0, 1) \longrightarrow \frac{nU^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n) \longrightarrow E(U^2) = \sigma^2$$

$\longrightarrow S^2$ 和 U^2 都是总体方差的无偏估计.

无偏性 $E(\hat{\theta}) = \theta$

渐近无偏性 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$

例3 证明样本方差是总体方差的无偏估计, 但样本均方差不是总体均方差的无偏估计

证: $E(S^2) = D(X) \longrightarrow$ 样本方差是总体方差的无偏估计

$$\left. \begin{array}{l} E(S^2) = [E(S)]^2 + D(S) \\ D(S) \geq 0 \end{array} \right\} \longrightarrow E(S^2) \geq [E(S)]^2$$

$$\longrightarrow E(S) \leq \sqrt{D(S)}$$

\longrightarrow 样本均方差不是总体均方差的无偏估计

均方误差

设 X_1, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的一个估计量.

误差: $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n) - \theta$ ↓ 带有随机性

均方误差: $M_{\hat{\theta}}(\theta) = E_{\theta} \left([\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n) - \theta]^2 \right)$

$$= [E_{\theta}(\hat{\theta} - \theta)]^2 + D_{\theta}(\hat{\theta})$$

$$E_{\theta}(\hat{\theta}) = \theta \implies M_{\hat{\theta}}(\theta) = D_{\theta}(\hat{\theta})$$

有效性

设 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$ 和 $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$ 都是未知参数 θ 的无偏估计量.

若对一切 $\theta \in \Theta$, 均有

$$D_{\theta}(\hat{\theta}_1) \leq D_{\theta}(\hat{\theta}_2)$$

且至少存在一个 $\theta \in \Theta$, 使得上述不等号严格成立, 则称 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效.

无偏性 $E(\hat{\theta}) = \theta$

例4. 设 X_1, X_2, X_3 是来自总体 X 的一个样本, 证明下面的三个估计量都是总体均值 μ 的无偏估计量, 且 $\hat{\mu}_1$ 较 $\hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3$ 都有效.

$$\hat{\mu}_1 = \bar{X} \quad \hat{\mu}_2 = \frac{1}{2}X_1 + \frac{1}{3}X_2 + \frac{1}{6}X_3 \quad \hat{\mu}_3 = X_1$$

证明: 因为 $E(\hat{\mu}_1) = E(\hat{\mu}_2) = E(\hat{\mu}_3) = \mu$

故 $\hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3$ 都是总体均值 μ 的无偏估计量.

$$\hat{\theta}_1 \text{ 比 } \hat{\theta}_2 \text{ 有效 } \iff D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta}_2)$$

$$D(\hat{\mu}_1) = D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{3}$$

$$D(\hat{\mu}_2) = D\left(\frac{1}{2}X_1 + \frac{1}{3}X_2 + \frac{1}{6}X_3\right) = \frac{7}{18}\sigma^2$$

$$D(\hat{\mu}_3) = D(X_1) = \sigma^2$$

因为 $D(\hat{\mu}_1) \leq D(\hat{\mu}_2) \leq D(\hat{\mu}_3)$ 故 $\hat{\mu}_1$ 较 $\hat{\mu}_2, \hat{\mu}_3$ 都有效.

无偏性 $E(\hat{\theta}) = \theta$ 渐近无偏性 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$

例5. 设 X_1, \dots, X_n 是来自正态总体 X 的一个样本, μ 已知, 设

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad U^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

试比较上述两个总体方差的无偏估计量 S^2 与 U^2 哪个更有效.

解: $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \longrightarrow D\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right) = 2(n-1)$

$$\longrightarrow D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad U^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \longrightarrow D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

$$\frac{X_1 - \mu}{\sigma}, \dots, \frac{X_n - \mu}{\sigma} \text{ i. i. d. } \sim N(0, 1) \longrightarrow \frac{nU^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

$$\longrightarrow D\left(\frac{nU^2}{\sigma^2}\right) = 2n \longrightarrow D(U^2) = \frac{2\sigma^4}{n}$$

$$\longrightarrow D(U^2) < D(S^2) \longrightarrow U^2 \text{ 比 } S^2 \text{ 更有效}$$

无偏性 $E(\hat{\theta}) = \theta$ 渐近无偏性 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$

例6. 设 X_1, \dots, X_n 是来自总体 X 的一个样本, 总体 X 具有均匀分布, 其概率密度函数为

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

求未知参数 θ 的矩估计量与极大似然估计量, 并判断其无偏性. 如果不是无偏估计量, 将其修正为无偏估计并比较修正后的两个无偏估计量的有效性。

解: 总体矩 $E(X) = \frac{\theta}{2} \implies \bar{X} = \frac{\theta}{2} \implies \tilde{\theta} = 2\bar{X}$

$E(\tilde{\theta}) = 2E(\bar{X}) = \theta \implies$ 矩估计量 $\tilde{\theta} = 2\bar{X}$ 为 θ 的无偏估计

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

已求得 θ 的极大似然估计量为 $\hat{\theta} = X_{(n)} = \max\{X_1, \dots, X_n\}$

$$F_X(x) = \int_0^x \frac{1}{\theta} dt = \frac{x}{\theta} \quad 0 \leq x \leq \theta$$

X_1, \dots, X_n 独立且
与总体 X 同分布

$$F_{\hat{\theta}}(x) = [F_X(x)]^n = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{x^n}{\theta^n}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 1, & x > \theta \end{cases}$$

等式两边求导, 得 $f_{\hat{\theta}}(x) = \begin{cases} \frac{nx^{n-1}}{\theta^n}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$

无偏性 $E(\hat{\theta}) = \theta$

渐近无偏性 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$

$$f_{\hat{\theta}}(x) = \begin{cases} \frac{nx^{n-1}}{\theta^n}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \implies E(\hat{\theta}) = \int_0^\theta x \frac{nx^{n-1}}{\theta^n} dx = \frac{n}{n+1} \theta$$

因为 $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$

故 θ 的极大似然估计量 $\hat{\theta} = X_{(n)}$ 为渐进无偏估计量

$$E(\hat{\theta}) = \frac{n}{n+1} \theta \implies E\left(\frac{n+1}{n} \hat{\theta}\right) = \theta \implies \frac{n+1}{n} \hat{\theta} = \frac{n+1}{n} X_{(n)} \text{ 为 } \theta \text{ 的无偏估计量}$$

$$\hat{\theta}_1 \text{ 比 } \hat{\theta}_2 \text{ 有效 } \iff D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta}_2)$$

比较 $\tilde{\theta} = 2\bar{X}$ 和 $\frac{n+1}{n}\hat{\theta} = \frac{n+1}{n}X_{(n)}$ 的有效性

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \implies D(\tilde{\theta}) = 4D(\bar{X}) = 4D\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{\theta^2}{3n}$$

$$f_{\hat{\theta}}(x) = \begin{cases} \frac{nx^{n-1}}{\theta^n}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \implies E(\hat{\theta}^2) = \frac{n\theta^2}{n+2} \implies D\left(\frac{n+1}{n}\hat{\theta}\right) = \frac{\theta^2}{n(n+2)}$$

$$\text{当 } n > 1 \text{ 时, } D(\tilde{\theta}) \geq D\left(\frac{n+1}{n}\hat{\theta}\right) \implies \text{当 } n > 1 \text{ 时,}$$

修正后的极大似然估计量较矩估计量更有效

小 结

相合性 样本容量越大, 估计量 $\hat{\theta}$ 应越接近未知参数 θ 的真值

无偏性 估计量 $\hat{\theta}$ 的均值越接近未知参数 θ 的真值越好

有效性 估计量 $\hat{\theta}$ 偏离未知参数的真值 θ 的程度越小越好