

第7章 参数估计









二、有效性

对于一个参数,可能有多个无偏估计量,采用哪一个好?

包含两点: ①无偏性;

②在所有无偏估计中找一个"好"的估计。

(估计量的波动性越小越好,即方差越小越好)

设 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, X_2, ..., X_n)$ 与 $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, X_2, ..., X_n)$ 都是 θ 的无偏估计,若 $D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta}_2)$,则称 $\hat{\theta}_1$ 优于 $\hat{\theta}_2$,或 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效。若对任一 θ 的无偏估计 $\hat{\theta}$ 都有 $D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta})$,则称 $\hat{\theta}_1$ 是 $\hat{\theta}$ 的最小方差无偏估计(MVUE)。



二、有效性

例1:
$$\hat{\mu} = \overline{X}$$
 $\hat{\mu}_1 = \sum_{i=1}^n W_i X_i$ 哪个有效?

$$D(\hat{\mu}) = \frac{\sigma^2}{n} \qquad D(\hat{\mu}_1) = D(\sum_{i=1}^n W_i X_i) = \sum_{i=1}^n W_i^2 D(X_i)$$

比较 $\sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2}$ 和 $\frac{1}{n}$ 的大小:

插入数学知识:对于 x_1, x_2, \dots, x_n , n个正数,

$$\sqrt{\frac{x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2}{n}} \ge \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \ge \sqrt[n]{x_1 x_2 \dots x_n} \ge \frac{n}{\frac{1}{x_1} + \dots + \frac{1}{x_n}}$$

平方平均 算术平均

几何平均 调和平均

等号成立,全相等

$$\sqrt{\frac{\sum W_i^2}{n}} \ge \frac{\sum W_i}{n} = \frac{1}{n} \implies \frac{\sum W_i^2}{n} \ge \frac{1}{n^2} \implies \sum W_i^2 \ge \frac{1}{n} \quad 等号当W_i全相等时成立$$

$$\therefore \hat{\mu}_1$$
 有效性不如 $\hat{\mu} = \bar{X}$

历安君子科技大学

例2:
$$X \sim U(\theta, \theta)$$

$$X \sim U(\theta, \theta)$$
 $\hat{\theta}_M = 2\overline{X}$ $\hat{\theta}_L = \frac{n+1}{n}X_{(n)}$

$$D(\hat{\theta}_M) = 4 \cdot \frac{\sigma^2}{n} = 4 \cdot \frac{\theta^2}{12n} = \frac{\theta^2}{3n} \qquad D(\hat{\theta}_L) = ?$$

$$E(\hat{\theta}_L^2) = \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 E(X_{(n)})^2 = \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_{X_{(n)}}(x) dx$$

$$= \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \int_0^{\theta} x^2 \frac{n}{\theta^n} x^{n-1} dx = \left(\frac{n+1}{n}\right)^2 \frac{n}{n+2} \theta^2$$

$$D(\hat{\theta}_L) = E(\hat{\theta}_L^2) - \left[E(\hat{\theta}_L)\right]^2 = \left[\frac{(n+1)^2}{n(n+2)} - 1\right]\theta^2 = \frac{1}{n(n+2)}\theta^2$$

比较
$$\frac{1}{3n}$$
大还是 $\frac{1}{n(n+2)}$ 大。 $n+2 \ge 3$

$$\frac{1}{3n} \ge \frac{1}{n(n+2)}$$
 等号在 $n=1$ 成立。

$$\therefore \hat{ heta}_{\scriptscriptstyle L}$$
 优于 $\hat{ heta}_{\scriptscriptstyle M}$

 $\therefore \hat{\theta}_{L}$ 优于 $\hat{\theta}_{M}$ 最大似然估计比矩估计好。

$$f_{X_{(n)}}(x) = nF^{n-1}(x)f(x)$$

$$= n\frac{x^{n-1}}{\theta^{n-1}}\frac{1}{\theta}I_{(0,\theta)}(x)$$

$$= \frac{nx^{n-1}}{\theta^n}I_{(0,\theta)}(x)$$



三、一致性(相合性)

设 $\theta(X_1,...,X_n)$ 是参数 θ 的估计量,若当 $n \to \infty$ 时, $\theta(X_1,...,X_n)$ 依概率收敛于 θ ,则称 $\theta(X_1,...,X_n)$ 为 θ 的一致估计或相合估计。

无偏性和有效性都是针对固定样本大小n而言的。

一致性是考虑样本大小趋于无穷的性质。

例1:
$$X \sim U(\theta, \theta)$$

$$\hat{\theta}_{\scriptscriptstyle M} = 2\overline{X}$$

例1:
$$X \sim U(\theta, \theta)$$
 $\hat{\theta}_M = 2\overline{X}$ $\hat{\theta}_L = \frac{n+1}{n} X_{(n)}$ 是否为 θ 的一致估计?

依概率收敛:
$$\forall \varepsilon > 0 \quad \lim_{n \to \infty} P\{ \left| \theta - \theta \right| \ge \varepsilon \} = 0 \qquad \theta \not P \theta$$

$$\forall \varepsilon > 0 \quad \lim_{n \to \infty} P\{ \left| \theta - \theta \right| \ge \varepsilon \} = P(\left| \theta - E(\theta) \right| \ge \varepsilon) \le \frac{D(\theta)}{\varepsilon^2}$$

$$P(\left|\hat{\theta}_{M} - E(\hat{\theta}_{M})\right| \ge \varepsilon) \le \frac{\theta^{2}}{3n\varepsilon^{2}} \to 0 \qquad n \to \infty$$

$$P(\left|\hat{\theta}_L - E(\hat{\theta}_L)\right| \ge \varepsilon) \le \frac{\theta^2}{n(n+2)\varepsilon^2} \to 0 \qquad n \to \infty$$

所以 $\hat{\theta}_{M}$, $\hat{\theta}_{i}$ 均为 θ 的一致估计量。

例2: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ S^2 是否为 σ^2 的一致估计量?

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

$$\lceil (n-1)S^2 \rceil$$

$$E\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = n-1 \quad \to \quad E(S^2) = \sigma^2$$

$$D\left[\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}\right] = 2(n-1) \quad \Rightarrow \quad D(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}$$

$$\forall \varepsilon > 0$$
 $P(|S^2 - \sigma^2)| \ge \varepsilon \le \frac{2\sigma^4}{(n-1)\varepsilon^2} \to 0$ $n \to \infty$

$$\therefore S^2 P \sigma^2$$
 $S^2 \in \sigma^2$ 的一致估计量。



7.3 区间估计

例如估计一个人的年龄:

20岁 ——点估计 这两个区间的区别 (19, 21) 之间 ——区间估计 是区间长度不一样 (18, 22) 之间 ——区间估计

精度: 区间长度的一半。 区间长度越短,精度越高。

区间越长,精度越差,可靠度越高。

可靠度和精度是一对矛盾体,我们在做区间估计时要考虑两个因素,缺一不可。谁优先?

Neyman提出的准则: 先保证可靠度, 在此前提下尽可能提高精度。



置信区间(Neyman,上世纪30年代):

对该区间能包含未知数 θ 可置信到何种程度。

区间(a,b)不敢保证可以将 θ 罩住,但可以以95%的可靠度保证区间(a,b)可以将 θ 罩住。

$$\alpha = 0.05$$
 $1-\alpha = 95\%$ 置信水平

$$P\{\theta \in (a(X_1,...,X_n), b(X_1,...,X_n))\} \ge 1-\alpha$$

(a,b) 称为置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间。

区间估计就是在给定的置信水平下,去寻找精度最好的区间。



区间估计都是围绕点估计展开的,前几节可给的点估计都是性质优良的点估计,区间估计要把这些点包含在内。

$$\hat{\boldsymbol{\mu}} = \overline{\boldsymbol{X}} \qquad \hat{\boldsymbol{\sigma}}^2 = \boldsymbol{S}^2$$

 \overline{X} 是正态分布,分布函数对称,区间形式可以写为 $\mu \in (\overline{X}-d,\overline{X}+d)$

 S^2 分布是 χ^2 分布 不取负值,不对称,于是不能以 S^2 为中心 $\pm d$ 的形式。

$$\hat{\sigma}^2 \in (\frac{S^2}{B}, \frac{S^2}{A}) \qquad 0 < A < 1 < B$$



二、样本正态总体均值µ和方差σ²的区间估计

总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,取一个样本 $(X_1, ..., X_n)$, μ 是未知参数, $\hat{\mu} = \overline{X}$ $\mu \in (\overline{X} - d, \overline{X} + d)$, 求d 。保证可靠的前提下,精度越高越好。

可靠度如何求?

$$P\{\mu \in (\overline{X} - d, \overline{X} + d)\} \ge 1 - \alpha$$
 区间把 μ 罩住的概率超过 $1 - \alpha$

概率P是对哪个量求的?

μ是未知常数θ,无随机性,因此概率不是对μ取的而是对 \overline{X} 取的。

95%的置信区间的理解:

μ有95%的可能性落在区间内? 错误

正确: 反复抽样多次,每个样本确定一个区间,在这么多区间内有95%的可能性把μ包含住。

$$P(\overline{X} - d \le \mu \le \overline{X} + d) = P(-d \le \overline{X} - \mu \le d) = P(\left| \overline{X} - \mu \right| \le d)$$

$$X \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n}) = P\left\{ \left| \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \right| \le \frac{d}{\sigma / \sqrt{n}} \right\} \ge 1 - \alpha$$

$$= P\left\{ \left| \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \right| > \frac{d}{\sigma / \sqrt{n}} \right\} \le \alpha$$

$$\Rightarrow \frac{d}{\sigma / \sqrt{n}} \ge Z_{\frac{\alpha}{2}} \to d \ge \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}}$$

保证可靠度的前提下精度d越小越好,故等号成立时为最优精度。 (以后为了方便,直接按 $P[\theta \in (a,b)] = 1 - \alpha$ 求置信区间)

历安電子科技大學

 $\overline{X} - d$, $\overline{X} + d$ 都是统计量,不含未知常数,所以对 σ^2 要分情况讨论:

(1)
$$\sigma^2$$
已知 $d = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\frac{\alpha}{2}}$ $\alpha = 0.05$

$$\alpha = 0.05$$

$$Z_{\frac{\alpha}{2}} = Z_{0.025} = 1.96$$
 5%的误差

$$\alpha = 0.1$$

$$Z_{\frac{\alpha}{2}} = Z_{0.05} = 1.645$$

μ的置信水平为1-α的置信区间 $(\overline{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\underline{\alpha}})$

(2) σ^2 未知

 σ 未知,不能构造统计量,那么把 σ 换成样本标准差S。

$$P\left\{\left|\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}\right| \le \frac{d}{S/\sqrt{n}}\right\} = 1-\alpha \quad \text{但是新构造出的统计量不是正态分布} \quad \frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$\frac{d}{S/\sqrt{n}} = t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \rightarrow d = \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$$
 置信区间 $(\overline{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1))$

记住: σ 与Z配套, S与t配套。



通过上面例子中的两种情况总结区间估计步骤:

- 1) 找出一个待估参数 θ 的良好的点估计 θ (多数是通过最大似然估计)。
- 2)构造一个 $\hat{\theta}(X_1,...,X_n)$ 与 θ 的函数 $\mathbf{W}\left(\hat{\theta}(X_1,...,X_n),\theta\right)$ 其分布与 θ 无关,不含未知参数。 W称为枢轴量。

可见枢轴量的三个特点:①包含样本;②包含待估参数; ③分布与 θ 无关,不含未知参数。 (其实就是构造一个已知分布的统计量,使之包含 θ 和 θ)

3)根据置信水平,利用 $P(a \le W \le b) = 1 - \alpha$ 再由分布函数的上 $\frac{\alpha}{2}$ 分位点求得置信区间,这样的估计方法叫做枢轴变量法。



μ 未知 求 σ^2 的置信区间

1) σ^2 的无偏估计量为 S^2 。

2) 枢轴量 含
$$\sigma^2$$
、S²
$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

3)
$$P\left(\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^{2}(n-1) \le \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}} \le \chi_{\frac{\alpha}{2}}^{2}(n-1)\right) = 1-\alpha$$

$$\therefore P\left(\frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^{2}(n-1)} \leq \sigma^{2} \leq \frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^{2}(n-1)}\right) = 1 - \alpha$$

$$\sigma^2$$
 的置信水平为1- α 的置信区间为:
$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}\right)$$



三、两样本正态总体均值差的区间估计

两个正态总体
$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$
, 样本 $\left(X_1, \dots, X_{n_1}\right)$ $\hat{\mu}_1 = \overline{X}$, $\hat{\mu}_2 = \overline{Y}$ $\left(Y_1, \dots, Y_{n_2}\right)$

易得
$$\mu_1 - \mu_2 = \overline{X} - \overline{Y}$$
 估 $\mu_1 - \mu_2 \in (a,b)$

$$a = a(X_1,...,X_{n_1};Y_1,...,Y_{n_2})$$

与合样本相关
$$b = b(X_1, ..., X_n; Y_1, ..., Y_n)$$

X、Y独立, $\overline{X} = \overline{Y}$ 是两个正态分布 $\overline{X}, \overline{Y}$ 的线性组合,还是正态分布。

$$P\left(\left|\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)\right| \le d\right)\right) = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P \left(\left| \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \right| \le \frac{d}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \right) = 1 - \alpha$$

$$\rightarrow \frac{d}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = Z_{\frac{\alpha}{2}}$$

两样本是单样本的简单推广



再分 σ_1^2 σ_2^2 已知和未知的情况:

1)
$$\sigma_1^2 \sigma_2^2 = \Xi M$$
 $d = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} Z_{\frac{\alpha}{2}}$

置信水平为
$$1-\alpha$$
 的置信区间:
$$\left(\overline{X} - \overline{Y} \pm \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} Z_{\frac{\alpha}{2}}\right)$$

2) $\sigma_1^2 \sigma_2^2$ 未知 只能讨论 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 这种特殊情况。

$$P\left(\left|\frac{\overline{X}-\overline{Y}-(\mu_1-\mu_2)}{\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}}\right| \leq \frac{d}{\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}}\right) = 1-\alpha$$

$$P\left(\left|\frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}S_w}\right| \le \frac{d}{\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}S_w}\right) = 1 - \alpha$$
服从什么分布?

$$S_{w}^{2} = \frac{1}{n_{1} + n_{2} - 2} \left[\sum_{n_{1}} (X_{i} - \overline{X})^{2} + \sum_{n_{2}} (Y_{i} - \overline{Y})^{2} \right]$$
$$= \frac{1}{n_{1} + n_{2} - 2} \left[(n_{1} - 1)S_{1}^{2} + (n_{2} - 1)S_{2}^{2} \right]$$

$$\frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1-1) \qquad \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2-1)$$

$$\mathbb{P} \frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

$$S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 1}$$

$$\Rightarrow d = \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} S_w t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)$$

$$n_1 + n_2 - 2 = (n_1 - 1) + (n_2 - 1) > n_1 - 1$$
 \vec{x} $n_2 - 1$

与单样本相比,自由度n增加, $\frac{t_{\alpha}}{2}$ 下降,d下降,精度提高。

合样本的好处——提高精度。