§ 6.2 区间估计

前面,我们讨论了参数点估计. 它是用样本算得的一个值去估计未知参数. 但是,点估计值仅仅是未知参数的一个近似是,它没有反映出这个近似值的误差范围,它没有反映出这个近似值的误差范围,使用起来把握不大. 区间估计正好弥补了点估计的这个缺陷.

引例 已知 $X \sim N$ (μ ,1), μ 的无偏、有效点估计为 \bar{X} 人 常数 随机变量

不同样本算得的 μ 的估计值不同,因此除了给出 μ 的点估计外,还希望根据所给的样本确定一个随机区间,使其包含参数真值的概率达到指定的要求.



1. 置信区间Confidence Interval定义

设 θ 是一个待估参数,给定 $\alpha>0$,若由样本 $X_1,X_2,...X_n$ 确定的两个统计量

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{1}(\boldsymbol{X}_{1}, \boldsymbol{X}_{2}, \cdots, \boldsymbol{X}_{n}), \quad \hat{\boldsymbol{\theta}}_{2} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{2}(\boldsymbol{X}_{1}, \boldsymbol{X}_{2}, \cdots, \boldsymbol{X}_{n})$$

$$(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{1} < \hat{\boldsymbol{\theta}}_{2})$$
 满足

$$P(\hat{\theta}_1 \le \theta \le \hat{\theta}_2) = 1 - \alpha$$

则称区间 $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 是 θ 的置信水平(置信度、

置信概率)为1-α的置信区间.

 $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 分别称为置信下限和置信上限.

2.求置信区间的步骤

例 设 $X_1,...X_n$ 是取自 $N(\mu,\sigma^2)$ 的样本, σ^2 已知 求参数 μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间.

明确问题:求什么参数的置信区间? 置信水平是多少?

 μ 选 μ 的点估计为 \bar{X} $\bar{X} - \mu$

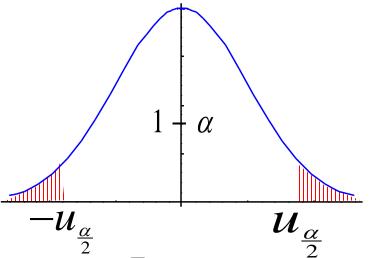
寻找未知参数的一个良好估计.

寻找一个待估参数和估计量的函数,要求 其分布为已知. 有了分布,就可以求出 U取值于任意区间的概率. 对于给定的置信水平(大概率),根据U的分布,确定一个区间,使得U取值于该区间的概率为置信水平.

对给定的置信水平 $1-\alpha$ 查正态分布表得 $u_{\alpha/2}$,

使 $P\{|\frac{\overline{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}| \leq u_{\alpha/2}\} = 1-\alpha$





从中解得

$$-u_{\frac{\alpha}{2}} \qquad u_{\frac{\alpha}{2}}$$

$$P\{\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2} \le \mu \le \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}\} = 1 - \alpha$$

于是所求µ的置信区间为

$$[\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}, \ \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}]$$

也可简记为
$$\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}$$



从例1解题的过程,我们归纳出求置信区间的一般步骤如下:

- 1. 明确问题,是求什么参数的置信区间? 置信水平 1-α是多少?
- 2. 寻找参数 θ 的一个良好的点估计T $(X_1, X_2, ..., X_n)$
- 3. 寻找一个待估参数 θ 和估计量T的函数 $S(T, \theta)$,且其分布为已知.

称 $S(T, \theta)$ 为枢轴量.



4. 对于给定的置信水平1- α ,根据 $S(T, \theta)$ 的分布,确定常数a, b,使得 $P(a \le S(T, \theta) \le b) = 1-\alpha$

5. 对 " $a \le S(T, \theta) \le b$ "作等价变形,得到如下形式: $P\{\hat{\theta}_1 \le \theta \le \hat{\theta}_2\} = 1 - \alpha$

则 $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 就是 θ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间.



可见,确定区间估计很关键的是要寻找一个待估参数 θ 和估计量T的函数 $S(T,\theta)$,且 $S(T,\theta)$ 的分布为已知,不依赖于任何未知参数(这样我们才能确定一个大概率区间).

而这与总体分布有关,所以,总体分布的形式是否已知,是怎样的类型,至关重要.

这里,我们主要讨论总体分布为正态的情形.若样本容量很大,即使总体分布未知,应用中心极限定理,可得总体的近似分布,于是也可以近似求得参数的区间估计.



置信区间常用公式

- (一) 一个正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的情形
 - (1) 方差 σ^2 已知, μ 的置信区间

$$[\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}, \ \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}]$$

枢轴量
$$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$$

(2) 方差 σ^2 未知, μ 的置信区间



$$[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)]$$

推导 选取枢轴量
$$T = \frac{X - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$P\{\mid T\mid \leq t_{\alpha/2}(n-1)\} = 1-\alpha$$

$$P\{|\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}| \le t_{\alpha/2}(n-1)\} = 1 - \alpha$$

$$P\{\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1) \le \mu \le \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)\} = 1 - \alpha$$

$$[\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1), \overline{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)]$$



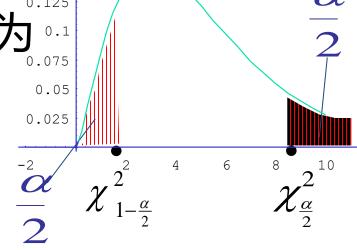
(3) 当 μ 已知时,方差 σ^2 的置信区间

取枢轴量
$$Q = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2 \sim \chi^2(n)$$

$$P\left(\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^{2}(n) < \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2}}{\sigma^{2}} < \chi_{\frac{\alpha}{2}}^{2}(n)\right) = 1 - \alpha$$

得 σ^2 的置信度为 $1-\alpha$ 置信区间为

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu)^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)}, \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n)}\right)$$





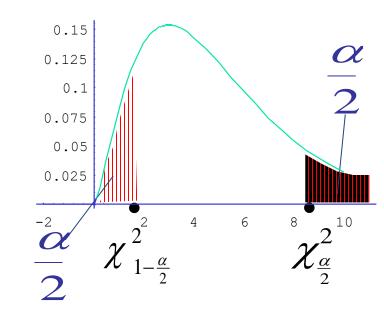
(4) 当 μ 未知时,方差 σ^2 的置信区间

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

$$P(\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2) = 1-\alpha$$

得 σ^2 的置信区间为

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}\right)$$



例 某工厂生产一批滚珠,其直径 X 服从 正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$,现从某天的产品 中随机抽取6件,测得直径为

15.1, 14.8, 15.2, 14.9, 14.6, 15.1

- (1) 若 σ^2 =0.06, 求 μ 的置信区间
- (2) 若 σ^2 未知,求 μ 的置信区间
- (3) 若 μ 未知,求方差 σ^2 的置信区间。

_. 置信度 均为0.95

解(1)
$$[\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}, \ \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}]$$

$$u_{\frac{\alpha}{2}} = u_{0.025} = 1.96$$

由给定数据算得
$$\bar{x} = \frac{1}{6} \sum_{i=1}^{6} x_i = 14.95$$

由公式得 μ 的置信区间为

$$(14.95-1.96\times0.1, 14.95+1.96\times0.1)$$

$$=(14.75, 15.15)$$

(2)
$$[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha/2}(n-1)]$$

查表
$$t_{0.025}(5) = 2.5706$$

$$s^{2} = \frac{1}{5} \left(\sum_{i=0}^{6} x_{i}^{2} - 6\overline{x}^{2} \right) = 0.051. \quad s = 0.226$$

由公式得
$$\mu$$
的置信区间为
($\overline{x} - \frac{S}{\sqrt{6}}t_{0.025}(5)$, $\overline{x} + \frac{S}{\sqrt{6}}t_{0.025}(5)$)
= (14.71, 15.187)

(3)
$$\left[\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}\right]$$
 $s^2 = 0.051.$

查表得
$$\chi^2_{0.025}(5) = 12.833$$
, $\chi^2_{0.975}(5) = 0.831$

由公式得 σ^2 的置信区间为

$$\left(\frac{5s^2}{\chi_{0.025}^2(5)}, \frac{5s^2}{\chi_{0.975}^2(5)}\right) = (0.0199, 0.3069)$$

- **例6. 2. 3** 某工厂生产的灯泡寿命近似服从正态分布,标准差 σ =40,若25个灯泡的样本平均寿命为1180h,
- (1)求此厂家生产的所有灯泡总体均值 μ 的 0.95置信区间
- (2)若希望误差 $e = |x \mu| < 10h$,需要多大的样本?
- \mathbf{M} (1)因 σ 已知,所以选枢轴变量

$$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

$$\therefore P\{|\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}| \le u_{\alpha/2}\} = 1-\alpha = 0.95$$

$$\therefore$$
 置信区间[$\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}, \ \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} u_{\alpha/2}$]

查表
$$u_{\frac{\alpha}{2}} = u_{0.025} = 1.96$$

由公式得 μ 的置信区间为

$$(1180-1.96\times\frac{40}{\sqrt{25}}, \quad 1180+1.96\times\frac{40}{\sqrt{25}})$$

=(1164.32, 1195.68)

(2)若希望误差 $e = x - \mu < 10h$

$$||\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}|| \le u_{\alpha/2}|$$

$$|\bar{X} - \mu| \le u_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\therefore u_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < 10$$

$$\therefore n > (u_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{10})^2 = 61.465$$

所以样本大小为62个灯泡

(二) 两个正态总体的情形

 $(X_1,...X_n)$ 为取自总体 $N(\mu_1,\sigma_1^2)$ 的样本,

 $(Y_1,...Y_n)$ 为取自总体 $N(\mu_2,\sigma_2^2)$ 的样本,

 \bar{X}, S_1^2 ; \bar{Y}, S_2^2 分别表示两样本的均值与方差

置信度为 $1-\alpha$

(1) σ_1^2 , σ_2^2 已知, μ_1 - μ_2 的置信区间

$$\overline{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n}), \quad \overline{Y} \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{m}) \quad \overline{X}, \overline{Y} \quad 相互独立,$$

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}} \sim N(0, 1)$$

μ_1 - μ_2 的置信区间为

$$\left((\overline{X}-\overline{Y})-u_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n}+\frac{\sigma_2^2}{m}}, (\overline{X}-\overline{Y})+u_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n}+\frac{\sigma_2^2}{m}}\right)$$

(2)
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$$
未知 μ_1 - μ_2 的置信区间

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}} \sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2}}} \sim t(n+m-2)$$

$$\frac{[(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)]/\sqrt{\frac{\sigma^2}{n} + \frac{\sigma^2}{m}}}{\sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{\sigma^2}}/(n+m-2)} \sim t (n+m-2)$$

$$P\left(\left|\frac{(\bar{X}-\bar{Y})-(\mu_{1}-\mu_{2})}{\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{1}{m}}\sqrt{\frac{(n-1)S_{1}^{2}+(m-1)S_{2}^{2}}{n+m-2}}}\right| < t_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha$$

μ_1 - μ_2 的置信区间为

$$\left((\bar{X} - \bar{Y}) \pm t_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}} \sqrt{\frac{(n-1)S_1^2 + (m-1)S_2^2}{n+m-2}}\right)$$

(3) 方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间 (μ_1, μ_2) 已知)

取枢轴量

$$F = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu_1)^2}{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} (Y_j - \mu_2)^2} = \frac{\frac{m}{n} \sum_{j=1}^{m} (Y_j - \mu_2)^2}{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} (Y_j - \mu_2)^2} \sim F(n, m)$$

因此, 方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间为

$$\left(\frac{m}{n} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu_1)^2}{\sum_{j=1}^{m} (Y_j - \mu_2)^2} F_{1 - \frac{\alpha}{2}}(m, n), \frac{m}{n} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu_1)^2}{\sum_{j=1}^{m} (Y_j - \mu_2)^2} F_{\frac{\alpha}{2}}(m, n)\right)$$

(4) 方差比
$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$$
 的置信区间 (μ_1 , μ_2 未知)
取枢轴量 $F = \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} = \frac{S_2^2}{\sigma_1^2} \sim F(n-1, m-1)$

$$F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma_1^2}/(n-1)}{\frac{(m-1)S_2^2}{\sigma_2^2}/(m-1)} \sim F(n-1, m-1)$$

因此, 方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间为

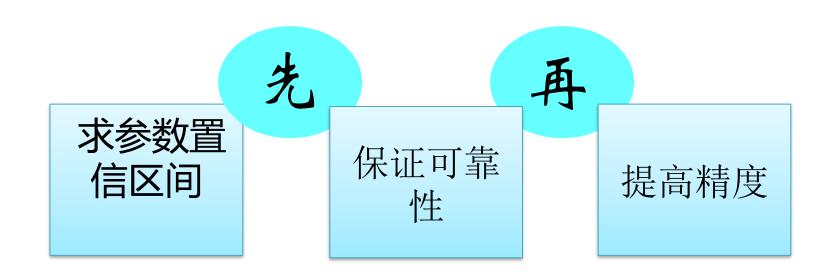
$$\left(\frac{S_1^2}{S_2^2}F_{1-\frac{\alpha}{2}}(m-1,n-1), \frac{S_1^2}{S_2^2}F_{\frac{\alpha}{2}}(m-1,n-1)\right)$$

几点说明

- 1. 要求 θ 以很大的可能被包含在 $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 内, $P(\hat{\theta}_1 \leq \theta \leq \hat{\theta}_2) = 1 \alpha$ 要尽可能大. 即要求估计尽量可靠.
- 2. 估计的精度要尽可能的高. 如要求区间长度 $\hat{\theta}_2 \hat{\theta}_1$ 尽可能短.

置信度与精度是一对矛盾,当样本容量固定时,置信度越高,则精度越差.

处理"可靠性与精度关系"的原 则



特别说明

需要指出的是,给定样本,给定置信水平,置信区间也不是唯一的.

对同一个参数,我们可以构造许多置信区间.

例 设 $X_1,...X_n$ 是取自 $N(\mu,\sigma^2)$ 的样本, σ^2 已知. 求参数 μ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间.

对给定的置信水平1-α

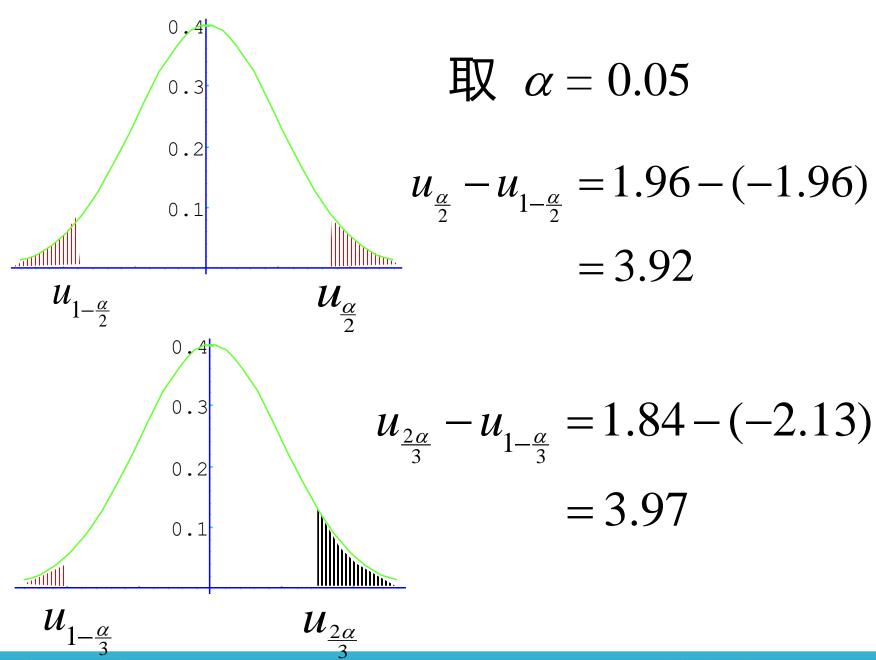
查正态分布表得 $\mu_{\alpha/2}$

使
$$P\{|\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}|\leq u_{\alpha/2}\}=1-\frac{u_{\alpha}}{\sigma}$$
 $P\{\bar{X}-\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}\leq\mu\leq\bar{X}+\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}\}=1-\alpha$ $[\bar{X}-\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2},\ \bar{X}+\frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}]$

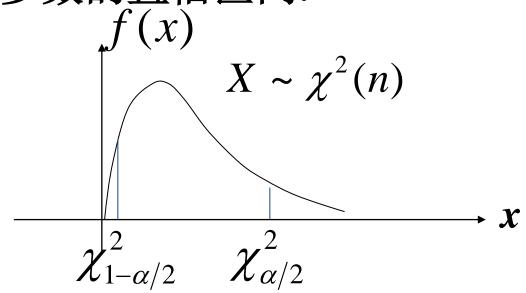
为何要取 $u_{\alpha/2}$?

为什么这样取?

区间的长度为
$$2u_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$
 — 达到最短



即使在概率密度不对称的情形,如 χ^2 分布,F分布,习惯上仍取对称的百分位点来计算未知参数的置信区间.



在保证足够可靠的前提下,尽量使区间的长度短一些.