# Ch 10 参数估计

极大似然估计:最大化似然函数 $L(\theta) = L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta)$ ,出现观测值 $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \cdots, X_n = x_n$ 出现的概率最大

- 计算对数似然函数 $\ln(L(x_1, x_2, \dots, x_m; \theta))$
- 求对数似然函数中参数θ的一阶偏导,令其等于零
- 求解方程组得到最大似然估计量 $\hat{\theta}$

最大似然估计的不变性: 己知 $\hat{\theta}$ 是 $\theta$ 的最大似然估计,  $\mu = \mu(\theta)$ 为 $\theta$ 的函数且存在反函数,则 $\hat{\mu} = \mu(\hat{\theta})$ 是 $\mu$ 的最大似然估计

估计量的评价标准:无偏性、有效性、一致性

无偏估计:  $E_{X_1,X_2,\cdots,X_n}[\hat{\theta}] = E_{X_1,X_2,\cdots,X_n}[\hat{\theta}(X_1,X_2,\cdots,X_n)] = \theta$  $\theta_1$ 比 $\theta_2$ 有效: $Var(\hat{\theta}_1) \leq Var(\hat{\theta}_2)$  随机变量X的概率密度为 $f(x;\theta)$ 或分布函数为 $F(x;\theta)$ ,令

$$\operatorname{Var}_{0}(\theta) = \left[ nE\left(\frac{\partial \ln f(X;\theta)}{\partial \theta}\right)^{2} \right]^{-1} \operatorname{Var}_{0}(\theta) = \left[ nE\left(\frac{\partial \ln F(X;\theta)}{\partial \theta}\right)^{2} \right]^{-1}$$

对任意的无偏估计量 $\hat{\theta}$ 有

$$Var(\hat{\theta}) \ge Var_0(\theta)$$
,

称 $Var_0(\theta)$ 为估计量 $\hat{\theta}$ 方差的下界.

当 $Var(\hat{\theta}) = Var_0(\theta)$ 时称 $\hat{\theta}$ 为达到方差下界的无偏估计量,此时 $\hat{\theta}$ 为最有效估计量,简称有效估计量

设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体X的样本,且X的概率密度为

$$f(x;\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}e^{-\frac{x}{\theta}} & x \ge 0\\ 0 & \text{\sharp} \text{ } \end{cases}$$

证明: $\theta$ 的最大似然估计为有效估计量.

设 $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n)$ 是 $\theta$ 一个估计量,当 $n \to \infty$ 时有 $\hat{\theta}_n \overset{P}{\to} \theta$ 成立,即对任意 $\epsilon > 0$ 有

$$\lim_{n\to\infty} P[|\hat{\theta}_n - \theta| > \epsilon] = 0$$

则称 $\hat{\theta}_n$ 为 $\theta$ 的一致估计量

- 一致性刻画了在足够多样本情形下估计量 $\hat{\theta}$ 能有效逼近真实值 $\theta$
- 一致性是对估计的基本要求,不满足一致性估计量一般不予考虑

#### 一致性的充分条件

**定理:** 设 $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是 $\theta$ 的一个估计量, 若满足以下两个条件:

$$\lim_{n\to\infty} E\left[\widehat{\theta}_n\right] = \theta \qquad \lim_{n\to\infty} Var(\widehat{\theta}_n) = 0$$

则 $\hat{\theta}_n$ 为 $\theta$ 的一致估计量.

#### 一致性的函数不变性

已知 $\hat{\theta}_{n_1}$ , $\hat{\theta}_{n_2}$ ,…, $\hat{\theta}_{n_k}$ 分别为 $\theta_1$ , $\theta_2$ ,…, $\theta_k$ 满足一致性的估计量,

对连续函数 $g: \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ ,有函数 $\hat{\eta}_n = g(\hat{\theta}_{n_1}, \hat{\theta}_{n_2}, \cdots, \hat{\theta}_{n_k})$ 是 $\eta = g(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_k)$ 满足一致性的估计量

设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体X的样本,且X的概率密度为

$$f(x;\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}e^{-\frac{x}{\theta}} & x \ge 0\\ 0 & \text{#th} \end{cases}$$

则样本均值 $\bar{X}_n = \sum_{i=1}^n X_i/n$ 为 $\theta$ 的无偏、有效、一致估计量.

设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体 $X \sim U(0, \theta)$ 的样本, 证明:  $\theta$ 的最大似然估计量是一致估计量.

## Ch 10.3 参数区间估计

区间估计问题: 设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体X的样本,  $\theta$ 为总体X的分布函数 $F(x, \theta)$ 的未知参数, 根据样本估计

$$\widehat{\theta}_1 = \widehat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n) \ \widehat{\theta}_2 = \widehat{\theta}_2(X_1, X_2, \cdots, X_n)$$

使得以较大的概率保证有 $\theta \in (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 成立, 称为参数估计问题

具体而言,对任意给定 $\alpha \in (0,1)$ ,有

$$P\left[\hat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \cdots, X_n)\right] \ge 1 - \alpha$$

设 $X_1, X_2 \cdots, X_n$ 是来自总体X的样本,总体的分布函数含未知参数  $\theta$ ,求统计量 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  和  $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  使得  $P\left[\hat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \cdots, X_n)\right] \ge 1 - \alpha$ 

则称 $1 - \alpha$ 为置信度,  $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 为 $\theta$ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

置信区间[ $\hat{\theta}_1$ ,  $\hat{\theta}_2$ ]是随机区间, $1-\alpha$ 为该区间包含 $\theta$ 的概率或可靠程度. 若 $\alpha=0.05$ , 则置信度为95%.

通常采用95%的置信度,有时也可99%或90%等

设 $X_1, X_2 \cdots, X_n$ 是来自总体X的样本,总体的分布函数含未知参数  $\theta$ ,求统计量 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  和  $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  使得  $P\left[\hat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n) < \theta < \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \cdots, X_n)\right] \ge 1 - \alpha$  则称 $1 - \alpha$ 为置信度, $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 为 $\theta$ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间

- $\hat{\theta}_2 \hat{\theta}_1$ 反映了估计精度: 长度越小精度越大.
- $\alpha$ 反映了估计的可靠度:  $\alpha$ 越小可靠度越高.
- 给定 $\alpha$ , 区间[ $\hat{\theta}_1$ ,  $\hat{\theta}_2$ ]的选取并不唯一确定, 通常选长度最小的一个区间.

#### 枢轴变量法

- 先找一样本函数 $W(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$ 包含待估参数 $\theta$ ,但不含其它参数,且函数W分布已知,称为枢轴变量.
- 给定置信度 $1-\alpha$ ,根据W的分布找出临界值 $\alpha$ 和b,使得  $P[a < W < b] = 1-\alpha$ 成立.
- 根据a < W < b解出 $\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2$ ,则  $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 为 $\theta$ 的置信度为  $1 \alpha$ 的置信区间.

## 正态总体, 方差已知, 求期望的区间估计

设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,若方差 $\sigma^2$ 已知. 给定 $\alpha \in (0,1)$ ,确定置信度为 $1 - \alpha \Gamma \mu$ 的置信区间  $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 

## 正态总体, 方差未知, 求期望的区间估计

设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,若方差 $\sigma^2$ 未知. 给定 $\alpha \in (0,1)$ ,确定置信度为 $1 - \alpha \Gamma \mu$ 的置信区间  $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ .

### 正态总体, 求方差的置信区间

设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 是来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,考虑方差 $\sigma^2$ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间.

#### 五大正态分布的抽样分布定理

- 设 $X_1, \dots, X_n$ 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,则有 $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$
- 设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,其样本均值 $\bar{X}$ 和修正样本方差 $S^2$ 相互独立,且 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$
- 设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,其样本均值 $\bar{X}$ 和修正样本方差 $S^2$ ,且 $\frac{\bar{X}-\mu}{\sqrt{S^2/n}} \sim t(n-1)$
- 设 $X_1, \dots, X_m$ 和 $Y_1, \dots, Y_n$ 分别来自总体 $N(\mu_X, \sigma_X^2)$ 和 $N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ 的样本,修正样本方差分别为 $S_X^2$ 和 $S_Y^2$ ,则 $\frac{S_X^2/\sigma_X^2}{S_Y^2/\sigma_Y^2} \sim F(m-1, n-1)$ .
- 设 $X_1$ ,…, $X_m$ 和 $Y_1$ ,…, $Y_n$ 分别来自总体 $N(\mu_X,\sigma^2)$ 和 $N(\mu_Y,\sigma^2)$ 的样本,其样本均值分别 $\bar{X}$ 和 $\bar{Y}$ ,修正样本方差分别为 $S_X^2$ 和 $S_Y^2$ ,则

$$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{(m-1)S_X^2 + (n-1)S_Y^2}{m+n-2}} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n}}} \sim t(m+n-2)$$

设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 和 $Y_1, Y_2, \dots, Y_m$ 分别来自总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本,求 $\sigma_1^2/\sigma_2^2$ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的区间估计.

设 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 和 $Y_1, Y_2, \dots, Y_m$ 分别来自总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本,方法 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 未知,求 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的区间估计.

对某些实际问题,我们往往只关心置信区间的上限或下限,例如,次品率只关心上限,产品的寿命只关心下限,由此引入单侧置信区间及其估计

单侧置信区间:给定 $\alpha \in (0,1)$ ,若样本 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 的统计量 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, X_2, \cdots, X_n)$ 满足

$$P[\theta > \hat{\theta}_1] \ge 1 - \alpha,$$

则称 $(\hat{\theta}_1, +\infty)$ 为 $\theta$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的单侧置信区间, $\hat{\theta}_1$ 称为单侧置信下限.

设 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 是来自总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的样本,若方差 $\sigma^2$ 已知,求 $\mu$ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的单侧置信下限和上限.

从一批出厂的灯泡中随机抽取10盏灯泡,测试其寿命分别为: 1000, 1500, 1250, 1050, 950, 1000, 1150, 1050, 950, 1000 (单位: 小时).

假设这批灯泡的寿命服从正态分布, 求这批灯泡平均寿命的置信度为95%的单侧置信下限.