

# 第六章 参数估计

主讲教师 邓小艳



成都信息工程大学应用数学学院

# 参数估计

§ 6-1 参数的点估计

§ 6-2 估计量的评选标准

§ 6-3 参数的区间估计

§ 6-4 正态总体均值的置信区间

§ 6-5 正态总体方差的置信区间



## § 6-1 参数的点估计

- 点估计的定义
- 矩估计法
- 最大似然估计法

## 1. 似然函数

设总体 $X$ 是连续型R.V., 其概率密度 $f(x, \theta)$ 的形式已知, 它含有一个未知参数 $\theta$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 为来自 $X$ 的样本, 则样本 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 的联合密度为:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ &= f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(x_2) \cdots f_{X_n}(x_n) \\ &= f_X(x_1) f_X(x_2) \cdots f_X(x_n) \\ &= \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) \end{aligned}$$

当样本 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 取到一样本观测值 $x_1, x_2, \dots, x_n$ 时,  $L(\theta)$ 是 $\theta$ 的一个函数, 这个函数称为**样本的似然函数**.



设总体 $X$ 是离散型R.V., 其分布律 $P\{X=x\}=p(x,\theta)$ 的形式已知,它含有一个未知参数 $\theta$ ,  $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 为来自 $X$ 的样本, 则样本 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 的联合分布律为:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta) \\ &= P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \cdots, X_n = x_n\} \\ &= P\{X_1 = x_1\}P\{X_2 = x_2\} \cdots P\{X_n = x_n\} \\ &= P\{X = x_1\}P\{X = x_2\} \cdots P\{X = x_n\} \\ &= \prod_{i=1}^n P\{X = x_i\} \end{aligned}$$

当样本 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ 取到一样本观测值 $x_1, x_2, \cdots, x_n$ 时,  
 $L(\theta)$ 是 $\theta$ 的一个函数, 这个函数称为**样本的似然函数**.

## 样本的似然函数

$$L(\theta) = L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$$

$$= \begin{cases} P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n\} \\ f(x_1, x_2, \dots, x_n) \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \prod_{i=1}^n P\{X = x_i\} & (\text{离散型}) \\ \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) & (\text{连续型}) \end{cases}$$

$L(\theta)$ 反映了样本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  取到样本值  $x_1, x_2, \dots, x_n$  或在  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  的某个邻域内取值的概率。

例1 (1)  $X \sim \pi(\lambda)$ , 求  $L(x_1, x_2, \dots, x_n; \lambda)$

解:  $\mathbf{X}$ 的分布律为:

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$\therefore L(x_1, x_2, \dots, x_n; \lambda) = \prod_{i=1}^n P(X = x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda}$$

$$= \frac{\lambda^{\sum_{i=1}^n x_i}}{\prod_{i=1}^n x_i!} e^{-n\lambda}$$

(2) 设X的概率密度为:

$$f(x) = \begin{cases} (\theta + 1)x^\theta & 0 < x < 1, \theta > -1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

求  $L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$

解:  $L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$

$$= \begin{cases} \prod_{i=1}^n (\theta + 1)x_i^\theta & 0 < x_i < 1, i = 1, 2, \dots, n \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} (\theta + 1)^n (x_1 x_2 \cdots x_n)^\theta & 0 < x_i < 1, i = 1, 2, \dots, n \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$



## 2. 最大似然原理

概率最大的事件，最可能发生.

如果一个试验有若干个可能的结果 $A$ ,  $B$ ,  $C$ , ..., 若进行一次试验, 结果 $A$ 出现, 则一般认为 $A$ 出现的概率最大.

例如: 甲乙两人比赛射击, 分别射击目标一次, 结果甲中而乙不中, 则认为甲中的概率大.

在一次抽样中获得一组特殊的样值  $x_1, x_2, \cdots, x_n$ ,  
则样本  $X_1, X_2, \cdots, X_n$  取得样本值  $x_1, x_2, \cdots, x_n$  的概率最大, 即  $L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta)$  应达到最大, 故以  $L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta)$  达到最大值的  $\theta$  的值作为  $\theta$  的一个估计值是合理的.

### 3. 最大似然估计

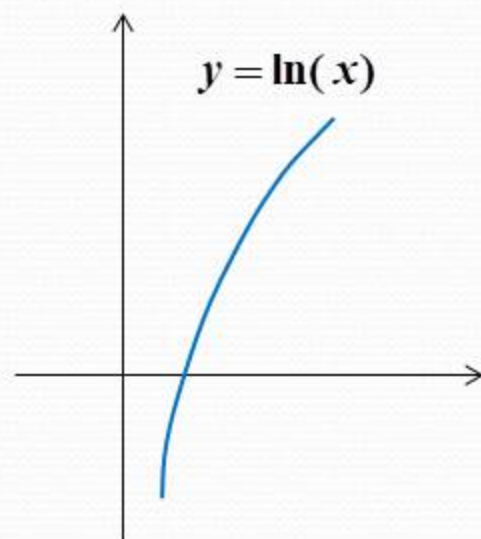
定义：若存在  $\hat{\theta}(x_1, x_2, \cdots, x_n)$  使  $L(\hat{\theta}) = \sup_{\theta \in \Theta} L(\theta)$ ,  
则称  $\hat{\theta}(x_1, x_2, \cdots, x_n)$  为  $\theta$  的最大似然估计值，而称  
 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  为  $\theta$  的最大似然估计量。

故最大似然估计就是求  $L(x_1, x_2, \cdots, x_n; \theta)$  的最大值点。

## 4.方法与步骤

求 $L(\theta)$ 的最大值点  $\hat{\theta}$

$\Leftrightarrow$ 求 $\text{Ln}[L(\theta)]$ 的最大值点  $\hat{\theta}$





## 计算步骤

(1) 写出似然函数  $L(\theta) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n P\{X = x_i\} & (\text{离散型}) \\ \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) & (\text{连续型}) \end{cases} \dots\dots(2)$

(2) 写出对数似然函数  $Ln [L(\theta)] = \begin{cases} \sum_{i=1}^n Ln (P\{X = x_i\}) \\ \sum_{i=1}^n Ln (f(x_i, \theta)) \end{cases}$

(3) 写出似然方程  $\frac{\partial Ln[L(\theta)]}{\partial \theta_i} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, l) \dots\dots(3)$

(4) 求解似然方程并写出估计值  $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_l)$

## 几点说明

(1) 若(3)式无解，可直接由(2)求 $\hat{\theta}$

(2) (3)式的解并非都是  $L(\theta)$  的最大值点，需验证

$$\left. \frac{\partial^2 \ln[L(\theta)]}{\partial \theta^2} \right|_{\theta=\hat{\theta}} < 0 \text{ 是否成立.}$$

**例2:** 设总体  $X \sim B(1, p)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自  $X$  的样本, 求参数  $p$  的最大似然估计量。

**解:**  $X$  的分布律为:  $P(X = x) = p^x(1-p)^{1-x}, x = 0, 1$

设  $x_1, x_2, \dots, x_n$  是对应于样本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  的一样本值

故似然函数为:

$$L(p) = \prod_{i=1}^n P(X = x_i) = \prod_{i=1}^n p^{x_i} (1-p)^{1-x_i} = p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{n - \sum_{i=1}^n x_i}$$

$$\text{而 } \ln[L(p)] = \left(\sum_{i=1}^n x_i\right) \ln p + \left(n - \sum_{i=1}^n x_i\right) \ln(1-p)$$



$$\text{令 } \frac{d[Ln(L(p))]}{dp} = \left(\sum_{i=1}^n x_i\right) \frac{1}{p} + \left(n - \sum_{i=1}^n x_i\right) \frac{1}{1-p} = 0$$

$$\text{解得: } \hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$$

$$\text{对任意 } p, 0 < \sum_{i=1}^n x_i \leq n$$

$$\therefore \frac{d^2[Ln(L(p))]}{dp^2} = -\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{p^2} - \frac{n - \sum_{i=1}^n x_i}{(1-p)^2} < 0$$



$p$ 的最大似然估计值为:

$$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$$

$p$ 的最大似然估计量为:

$$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}$$



与 $p$ 的  
矩估计  
值相同

例3：设总体X的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta & 0 < x < 1, \theta > -1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

其中 $\theta$ 是未知参数，求 $\theta$ 的最大似然估计量。

解：似然函数为：

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = \prod_{i=1}^n (\theta+1)x_i^\theta = (\theta+1)^n (x_1 x_2 \cdots x_n)^\theta$$

对数似然函数为：

$$\ln[L(\theta)] = n \ln(\theta+1) + \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$\text{令 } \frac{d}{d\theta} \ln[L(\theta)] = \frac{n}{\theta+1} + \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0$$

$$\text{解得: } \hat{\theta} = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}$$

$$\therefore \frac{d^2}{d\theta^2} \ln[L(\theta)] = -\frac{n}{(\theta+1)^2} < 0$$

$$\theta \text{ 的最大似然估计值为: } \hat{\theta} = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i}$$

$$\theta \text{ 的最大似然估计量为: } \hat{\theta} = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i}$$

与  $\theta$  的  
矩估计  
值不同



**例4:** 设总体 $X$ 在 $[0, \theta]$ 上服从均匀分布, $\theta (\theta>0)$  未知, $X_1, X_2, \dots, X_n$ 为来自 $X$ 的样本, 求 $\theta$ 的最大似然估计量。

**解:** $X$ 的概率密度为: 
$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 < x \leq \theta \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

似然函数为: 
$$L(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 < x_1, x_2, \dots, x_n \leq \theta \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

当  $0 < x_1, x_2, \dots, x_n \leq \theta$  时

对数似然函数为:  $Ln[L(\theta)] = -nLn \theta$



无解

$$\text{令 } \frac{d}{d\theta} \ln[L(\theta)] = -\frac{n}{\theta} = 0$$

直接求当  $\theta$  取何值时,  $L(\theta) = \frac{1}{\theta^n}$  取到最大值

解:  $X$  的概率密度为:  $f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 < x \leq \theta \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

似然函数为:  $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 < x_1, x_2, \dots, x_n \leq \theta \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

记  $x_{(n)} = \max(x_1, x_2, \dots, x_n)$ , 由于  $x_1, x_2, \dots, x_n \leq \theta$ ,

相当于  $x_{(n)} \leq \theta$ , 因而上式相当于

$$L(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n} & \theta \geq x_{(n)} \\ 0 & \theta < x_{(n)} \end{cases}$$

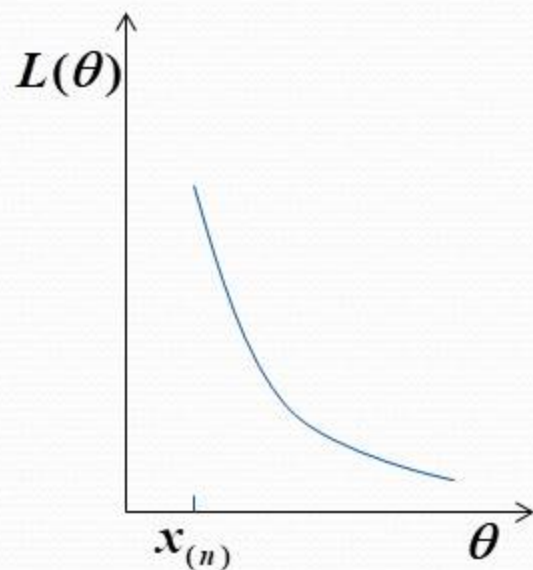
即当  $\theta < x_{(n)}$  时  $L(\theta) = 0$ ; 而当  $\theta \geq x_{(n)}$  时,  $L(\theta)$  随  $\theta$  的增加而减少, 故  $L(\theta)$  在  $x_{(n)}$  取到最大值。

即  $\theta$  的最大似然估计值为:

$$\hat{\theta} = \max(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$\theta$  的最大似然估计量为:

$$\hat{\theta} = \max(X_1, X_2, \dots, X_n)$$



**例5:** (1) 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自  $X$  的样本, 求  $\mu, \sigma^2$  的最大似然估计量。

(2) 设某种零件的长度(cm)  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 随机的取5只测得其长度为1.43, 1.55, 1.57, 1.47, 1.51, 求零件长度的均值与方差的最大似然估计值。



解:  $X$  的概率密度为:  $f(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$

似然函数为: 
$$L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_i-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$
$$= (2\pi)^{-n/2} (\sigma^2)^{-n/2} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n (x_i-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

对数似然函数为:

$$\ln[L(\mu, \sigma^2)] = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

$$\text{令} \begin{cases} \frac{\partial [Ln(L(\mu, \sigma^2))]}{\partial \mu} = \frac{1}{\sigma^2} (\sum_{i=1}^n x_i - n\mu) = 0 \\ \frac{\partial [Ln(L(\mu, \sigma^2))]}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2(\sigma^2)^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = 0 \end{cases}$$

$$\text{解得:} \begin{cases} \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x} \\ \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \end{cases}$$

$\mu, \sigma^2$  的最大似然估计量为:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{n-1}{n} S^2$$

与  $\mu, \sigma^2$   
的矩估  
计量同

代入样本值得  $\mu, \sigma^2$  的最大似然估计值为:

$$\hat{\mu} = \bar{x} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 x_i = 1.506(cm)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 (x_i - \bar{x})^2 = 0.0026(cm^2)$$



**练习1:** 设总体  $X \sim B(m, p)$ , 参数  $p(0 < p < 1)$

未知,  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自  $X$  的样本, 求  $p$  的最大似然估计量。

**解:** 设  $x_1, x_2, \dots, x_n$  是对应于样本  $X_1, X_2, \dots, X_n$  的一样本值

$$\because X \sim B(m, p)$$

$\therefore X$  的分布律为:

$$P\{X = x\} = C_m^x p^x (1-p)^{m-x}, \quad x = 0, 1, 2, \dots, m$$

$\therefore$  似然函数为

$$L(p) = \prod_{i=1}^n P\{X = x_i\} = \prod_{i=1}^n \left[ C_m^{x_i} p^{x_i} (1-p)^{m-x_i} \right]$$

$$= C_m^{x_1} p^{x_1} (1-p)^{m-x_1} \times C_m^{x_2} p^{x_2} (1-p)^{m-x_2} \times \dots \times C_m^{x_n} p^{x_n} (1-p)^{m-x_n}$$



即 
$$L(p) = \prod_{i=1}^n C_m^{x_i} \times p^{\sum_{i=1}^n x_i} \times (1-p)^{mn - \sum_{i=1}^n x_i}$$

对数似然函数为：

$$\ln[L(p)] = (\ln p) \sum_{i=1}^n x_i + \left( mn - \sum_{i=1}^n x_i \right) \ln(1-p) + \sum_{i=1}^n \ln C_m^{x_i}$$

$$\text{令 } \frac{d}{dp} \ln[L(p)] = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{p} + \frac{mn - \sum_{i=1}^n x_i}{1-p} = 0 \Rightarrow p = \frac{1}{mn} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{\bar{x}}{m}$$

$$\text{又 } \because \left. \frac{d^2[\ln(L(p))]}{dp^2} \right|_{p=\frac{\bar{x}}{m}} < 0$$

$\therefore p$  的最大似然估计值为： $\hat{p} = \frac{\bar{x}}{m}$

$p$  的最大似然估计量为： $\hat{p} = \frac{\bar{X}}{m}$

**练习2:** 设总体 $X$ 服从参数为  $\theta$  的指数分布, 求  $\theta$  的最大似然估计量。

**练习3:** 设总体 $X$ 在  $[a, b]$  上服从均匀分布,  $a, b$  未知,  $x_1, x_2, \dots, x_n$  为来自  $X$  的样本, 求  $a, b$  的最大似然估计量。