

7.2 贝叶斯估计

后验概率

$$\int_{-\infty}^{\infty} C(\theta, \hat{\theta}(z)) f(\theta | z) d\theta = 最小$$
代价函数

平方代价:
$$C(\theta, \hat{\theta}) = (\theta - \hat{\theta})^2$$
 $\hat{\theta} = E[\theta \mid z]$

$$\hat{\theta} = E[\theta \mid z]$$

绝对值代价:
$$C(\theta, \hat{\theta}) = |\theta - \hat{\theta}|$$

$$\int_{-\infty}^{\hat{\theta}_{abs}} f(\theta \mid z) d\theta =$$

$$\int_{\hat{\theta}_{abs}}^{\infty} f(\theta \mid z) d\theta$$

均匀代价:
$$C(\theta, \hat{\theta}) = \begin{cases} 1, & |\theta - \hat{\theta}| \ge \frac{\Delta}{2} \\ 0, & |\theta - \hat{\theta}| < \frac{\Delta}{2} \end{cases}$$

$$\frac{\partial f(\theta \mid z)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_{map}} = 0$$

$$\frac{\partial \ln f(\theta \mid z)}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_{map}} = 0$$

$$\frac{\partial f(\theta \mid z)}{\partial \theta} \bigg|_{\theta = \hat{\theta}_{map}} = 0$$

$$\frac{\partial \ln f(\theta \mid z)}{\partial \theta} \bigg|_{\theta = 0} = 0$$

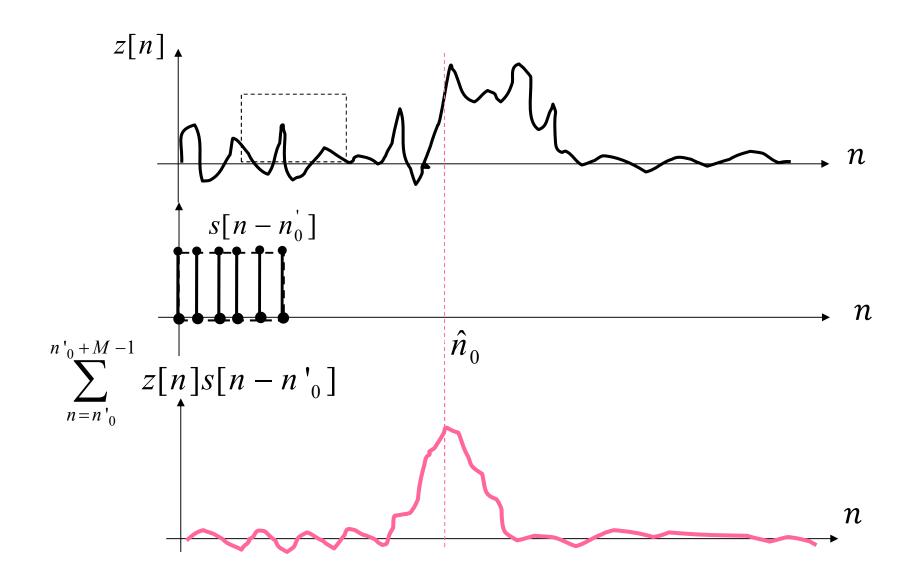
复习

7.3 最大似然估计

$$\left. \frac{\partial f(z \mid \theta)}{\partial \theta} \right|_{\theta = \hat{\theta}_{mL}} = 0$$

$$\left. \frac{\partial \ln f(z \mid \theta)}{\partial \theta} \right|_{\theta = \hat{\theta}_{mI}} = 0$$

复习





习题: 7.7 7.15 7.19



各种方法的适应范围

最大似然估计

A为未知常参量:

最小二乘估计

最小均方估计

最大后验估计

f(A) 已知

A为随机变量:

条件中位数估计

线性最小均方估计

f(A)未知,一、二阶特性已知

复习相关概念:

1. 方差: 刻画离散程度

$$D(\theta) = Var(\theta) = E[(\theta - m_{\theta})^{2}] = E(\theta^{2}) - m_{\theta}^{2}$$

总体方差:
$$s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (\theta_i - \overline{\theta})^2$$

样本方差:
$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2$$

2. 均方误差(MSE)与均方根误差(RMSE): 刻画估计量与被估计量(即真值)之间的偏差

$$Mse(\hat{\theta}) = E\left[\left(\hat{\theta} - \theta\right)^2\right]$$

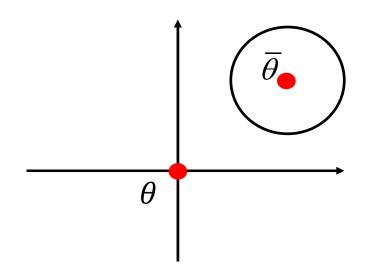
掌握!

Classical:
$$mse(\hat{\theta}) = \int_{-\infty}^{\infty} (\theta - \hat{\theta})^2 f(\mathbf{z} \mid \theta) d\mathbf{z}$$

Bayesian:
$$Bmse(\hat{\theta}) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (\theta - \hat{\theta})^2 f(\mathbf{z}, \theta) d\mathbf{z} d\theta$$

【交互】: 首先为什么是 \mathbf{z} , θ 的二维积分,为什么又能化为一维?

如果用作图的方式来表现方差与均方误差之间的区别:



对于无偏估计,

方差=均方差

3. 均方值(MES)与均方根值(RMES)

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_{i}^{2}$$

1 性能指标

无偏性、有效性、一致性

(1) 无偏性

若估计量的均值等于被估计量的均值,则 称此估计是无偏的,即 $E[\hat{\theta}(z)] = E[\theta]$

$$E[\hat{\boldsymbol{\theta}}(\mathbf{z})] = \begin{cases} \boldsymbol{\theta} & \boldsymbol{\theta}$$
为确定性参量(非随机参量)
$$E[\hat{\boldsymbol{\theta}}(\mathbf{z})] = \begin{cases} E[\boldsymbol{\theta}] & \boldsymbol{\theta} \end{pmatrix}$$

当观测是多次测量时,这时估计量可表示为 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\mathbf{z}_N)$,

其中观测矢量为 $\mathbf{z}_N = [z_1, z_2, \dots, z_N]^T$, 一般说来, 观测数

据越多,估计的性能越好,对于有偏估计,如果

$$\lim_{N\to\infty} E[\hat{\theta}(\mathbf{z}_N)] = \begin{cases} \theta & \theta \end{pmatrix}$$
 未知常量
$$E(\theta) & \theta \end{pmatrix}$$
 随机变量

则称 $\hat{\theta}(\mathbf{z}_N)$ 为新近无偏估计。

(2) 有效性

对于无偏估计量,不同的估计一般具有不同的均方误差,均方误差越小越好。

若估计量的均方误差能达到最小方差,则此

估计称为有效估计(ee)。

对于非随机量,有: $Var(\hat{\theta}) = E\{[\hat{\theta} - \theta]^2\}$

对于随机量,有: $Var(\hat{\theta}) = E\{[\hat{\theta} - E(\hat{\theta})]^2\}$



(3) 一致性

即对于任意小数ε, 若有:

$$\lim_{N\to\infty} P(\left|\hat{\theta}(z_1, z_2, \dots, z_N) - \theta\right| < \varepsilon) = 1$$

则估计量 $\hat{\theta}$ 为一致估计量。

若满足
$$\lim_{N\to\infty} E\{\left[\theta - \hat{\theta}(\mathbf{z}_N)\right]^2\} = 0$$

则称 $\hat{\theta}$ 为均方一致估计量。



例: 高斯白噪声中未知电平的估计

$$z_i = A + v_i$$

$$i = 1, 2, ..., N$$

$$z_i = A + v_i$$
 $i = 1, 2, ..., N$ $A \sim U(-A_0, A_0)$

$$\hat{A}_{map} = \begin{cases} -A_0 & \overline{z} < -A_0 \\ \overline{z} & A_0 \leq \overline{z} \leq A_0 \\ A_0 & \overline{z} > A_0 \end{cases} \qquad \hat{A}_{ml} = \overline{z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_i \in \mathbb{Z}$$

$$\hat{A}_{ml} = \overline{z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} z_i \, \triangleleft \,$$

$$E(\hat{A}_{map}) \neq A \subset$$

$$E(\hat{A}_{ml}) = E\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} z_i\right) = A \in$$

$$Mse(\hat{A}_{ml}) > Mse(\hat{A}_{map}) < 1$$

先验信息的利用,将有利于提高估计的性能

中山大學 7.4 估计量的性能

2、无偏估计量的性能边界

(1) 非随机参量

假定满足正则条件
$$E\left\{\frac{\partial \ln f(\mathbf{z};\theta)}{\partial \theta}\right\} = 0$$

$$Var(\hat{\theta}) = E\{[\theta - \hat{\theta}]^2\} \ge I(\theta)^{-1}$$
 克拉美-罗限

$$I(\theta) = E\left\{ \left[\frac{\partial \ln f(z;\theta)}{\partial \theta} \right]^{2} \right\} = -E\left\{ \frac{\partial^{2} \ln f(z;\theta)}{\partial \theta^{2}} \right\}$$

$$\frac{\partial \ln f(\mathbf{z}; \theta)}{\partial \theta} = k(\theta)(\hat{\theta} - \theta)$$

中山大學 SUN YAT-SEN UNIVERSITY 7.4 估计量的性能

【证明】设 $\hat{\theta}$ 是无偏估计,则有 $E(\hat{\theta} - \theta) = 0$,按照定义展开,即

$$E(\hat{\theta} - \theta) = \int_{-\infty}^{\infty} (\hat{\theta} - \theta) f(z|\theta) dz = 0$$

对 θ 求导,得到

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \int_{-\infty}^{\infty} (\hat{\theta} - \theta) f(z|\theta) dz = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial}{\partial \theta} \left[(\hat{\theta} - \theta) f(z|\theta) \right] dz = 0,$$

进一步有
$$-\int_{-\infty}^{\infty} f(z|\theta) dz + \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial f(z|\theta)}{\partial \theta} (\hat{\theta} - \theta) dz = 0$$

由微分法则
$$\left(lng(x)\right)' = \frac{g'(x)}{g(x)}$$
,以及 $\int_{-\infty}^{\infty} f(z|\theta) dz = 1$,上式可以写为

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial \ln f(z|\theta)}{\partial \theta} f(z|\theta) (\hat{\theta} - \theta) dz = 1$$

也可表示成

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial \ln f(z|\theta)}{\partial \theta} \sqrt{f(z|\theta)} \sqrt{f(z|\theta)} \Big(\widehat{\theta} - \theta \Big) dz = 1$$

利用柯西-许瓦兹不等式

$$\left[\int_{-\infty}^{\infty} f(x)g(x)dx\right]^{2} \le \int_{-\infty}^{\infty} f^{2}(x)dx \int_{-\infty}^{\infty} g^{2}(x)dx$$

可以有不等式成立:

$$1 \le \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{\partial lnf(z|\theta)}{\partial \theta} \right]^{2} f(z|\theta) \times \int_{-\infty}^{\infty} (\hat{\theta} - \theta)^{2} f(z|\theta) \, dz$$

$$E\left\{ \left[\frac{\partial lnf(z|\theta)}{\partial \theta} \right]^{2} \right\} = I(\theta) \qquad \text{Var}(\hat{\theta})$$

由柯西-许瓦兹不等式"="成立的条件,即

$$f(x) = kg(x)$$

可知, CRLB达到的条件, 即等号成立的条件是

$$\frac{\partial lnf(z|\theta)}{\partial \theta} = k(\theta) (\hat{\theta} - \theta)$$

【证毕】

此外,有

$$\mathsf{E}\!\!\left\{\!\!\left[\frac{\partial lnf(z|\theta)}{\partial \theta}\right]^2\right\}\!\!=\!\!-\!\!\mathsf{E}\!\!\left\{\frac{\partial^2 lnf(z|\theta)}{\partial \theta^2}\!\right\}$$

【证明】

$$\int_{\{Z\}} f(\mathbf{z} \mid \theta) d\mathbf{z} = 1 \Longrightarrow \int_{\{Z\}} \frac{\partial f(\mathbf{z} \mid \theta)}{\partial \theta} d\mathbf{z} = \int_{\{Z\}} \frac{\partial \ln f(\mathbf{z} \mid \theta)}{\partial \theta} f(\mathbf{z} \mid \theta) d\mathbf{z} = 0$$

$$\stackrel{\text{$\sharp} = \text{$\chi$} \text{$\chi$} \text{$\sharp$}}{\Rightarrow} \int_{\{Z\}} \frac{\partial^2 \ln f(\mathbf{z} \mid \theta)}{\partial \theta^2} f(\mathbf{z} \mid \theta) d\mathbf{z} + \int_{\{Z\}} \left[\frac{\partial \ln f(\mathbf{z} \mid \theta)}{\partial \theta} \right]^2 f(\mathbf{z} \mid \theta) d\mathbf{z} = 0$$

$$\Rightarrow E \left\{ \left[\frac{\partial \ln f(\mathbf{z} \mid \theta)}{\partial \theta} \right]^2 \middle| \theta \right\} = -E \left[\frac{\partial^2 \ln f(\mathbf{z} \mid \theta)}{\partial \theta^2} \middle| \theta \right]$$

几点说明:

(1) 定理成立的条件

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \int_{-\infty}^{\infty} (\hat{\theta} - \theta) f(z|\theta) dz = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial}{\partial \theta} \left[(\hat{\theta} - \theta) f(z|\theta) \right] dz = 0$$

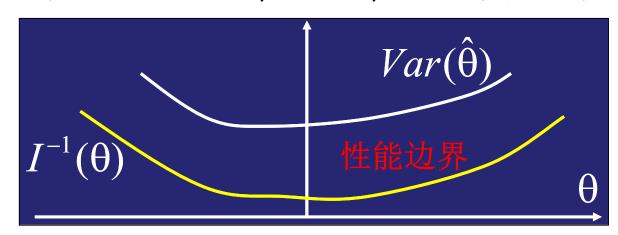
- 定理成立的条件是求导和积分可交换
- 如果积分限与被估计量θ有关,则求导和积分就不能交换。
- CRLB定理不成立的情况: 概率密度非零的区间与被估计量 有关,如: 概率密度为(0,θ)上均匀分布,而θ是被估计量。

正则条件保证了上述要求,即

$$\mathbf{0} = E\left\{\frac{\partial \ln f(\mathbf{z}|\theta)}{\partial \theta}\right\} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial \ln f(\mathbf{z}|\theta)}{\partial \theta} f(\mathbf{z}|\theta) d\mathbf{z} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial f(\mathbf{z}|\theta)}{\partial \theta} d\mathbf{z}$$

且
$$\frac{\partial}{\partial \theta} \int_{-\infty}^{\infty} f(\mathbf{z}|\theta) d\mathbf{z} = 0$$
 所以 $\int_{-\infty}^{\infty} \frac{\partial f(\mathbf{z}/\theta)}{\partial \theta} d\mathbf{z} = \frac{\partial}{\partial \theta} \int_{-\infty}^{\infty} f(\mathbf{z}/\theta) d\mathbf{z}$

(2) $I(\theta)$ 称为Fisher信息, I越大, 越有可能得到好的估计。



(3) 如果有效估计量存在,则该有效估计量一定是最大似然估计。

因为如果有效估计量存在,则表明满足

$$\frac{\partial lnf(z|\theta)}{\partial \theta} = k(\theta) (\hat{\theta} - \theta)$$

而最大似然估计满足

$$\left. \frac{\partial lnf(z|\theta)}{\partial \theta} \right|_{\theta = \widehat{\theta}_{ml}} = 0$$

所以有
$$k(\hat{\theta}_{ml})(\hat{\theta} - \hat{\theta}_{ml}) = 0$$
 即 $\hat{\theta} = \hat{\theta}_{ml}$

(4) 如果有效估计量不存在,则最大似然估计的方差不一定 是最小的。

例7.8 高斯白噪声中的DC电平。例子7.4中的ML估

计是否达到了CRLB,估计方差是多少?

$$z_{i} = A + v_{i} \qquad i = 1, 2, ..., N \qquad v_{i} \sim N(0, \sigma^{2})$$

$$\hat{A}_{ml} = \overline{z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} z_{i}$$

$$E[\hat{A}_{ml}] = E\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}z_{i}\right] = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E[z_{i}] = A$$
 无偏估计

$$\frac{\partial \ln f(\mathbf{z}; A)}{\partial A} = \frac{N}{\sigma^2} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} z_i - A \right) = \frac{N}{\sigma^2} (\hat{A}_{ml} - A)$$
 达到了CRLB

$$Var(\hat{A}_{ml}) = -\frac{1}{I} = \frac{\sigma^2}{N}$$

中山大學 7.4 估计量的性能

2、无偏估计量的性能边界

(2) 随机参量

任何无偏估计量的均方误差满足

 $Mse(\hat{\theta}) = E\{[\theta - \hat{\theta}]^2\} \ge J^{-1}$ 克拉美-罗限

$$J = E\left\{ \left[\frac{\partial \ln f(z, \theta)}{\partial \theta} \right]^{2} \right\} = -E\left\{ \frac{\partial^{2} \ln f(z, \theta)}{\partial \theta^{2}} \right\}$$

等号成立的条件:
$$\frac{\partial \ln f(\mathbf{z}, \theta)}{\partial \theta} = k \cdot (\hat{\theta} - \theta)$$
 (式7. 4. 29)

注意, k不是 Z 或者 θ 的函数

如果有某个无偏估计达到CRLB, 那么该估计必定是最大后 验概率估计. 而最小均方估计的均方误差也是最小的, 所以这时 最小均方估计与最大后验概率估计等价。

例7. 10 高斯白噪声中的直流电平估计-高斯先验分布。设有N次独立观测 z_i =A+ v_i , i=1, 2, ···. N,其中v^N(0, σ^2),A^{σ} $N(\mu_A, \sigma_A^2)$,求A的估计的CRLB。

【解】 $\diamondsuit \mathbf{z} = [z_1, z_2, z_3, \dots z_N]$ 求后验概率

$$f(\mathbf{z}, A) = f(\mathbf{z} \mid A) f(A)$$

$$= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{N/2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} (z_i - A)^2\right] \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_A^2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_A^2} (A - \mu_A)^2\right]$$

$$\ln f(\mathbf{z}, A) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} (z_i - A)^2 - \frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma_A^2) - \frac{1}{2\sigma_A^2} (A - \mu_A)^2$$

$$\frac{\partial \ln f(\mathbf{z}, A)}{\partial A} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} (z_i - A) - \frac{1}{\sigma_A^2} (A - \mu_A)$$

$$= \left(\frac{N}{\sigma^{2}} + \frac{1}{\sigma_{A}^{2}}\right) \left(\frac{\frac{N}{\sigma^{2}} \overline{z} + \frac{\mu_{A}}{\sigma_{A}^{2}}}{\frac{N}{\sigma^{2}} + \frac{1}{\sigma_{A}^{2}}} - A\right) = \left(\frac{N}{\sigma^{2}} + \frac{1}{\sigma_{A}^{2}}\right) \left(\hat{A}_{map} - A\right)$$
(7. 4. 34)

其中 \hat{A}_{map} 是例7. 3中求得的A的最大后验概率估计,它可表示为

$$\hat{A}_{map} = \frac{\frac{N}{\sigma^2} \overline{z} + \frac{\mu_A}{\sigma_A^2}}{\frac{N}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_A^2}}$$

它的均值为:

$$E(\hat{A}_{map}) = E\left(\frac{\frac{N}{\sigma^2}\overline{z} + \frac{\mu_A}{\sigma_A^2}}{\frac{N}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_A^2}}\right) = \mu_A = E(A)$$

可见 \hat{A}_{map} 是无偏估计。由(7.4.34)式可以看出, \hat{A}_{map} 满足(7.4.29)式,因此,它的均方误差等于CRLB。又

$$\frac{\partial^2 \ln f(\mathbf{z}, A)}{\partial A^2} = -\frac{N}{\sigma^2} - \frac{1}{\sigma_A^2}$$

$$Mse(\hat{\theta}) = E[(\hat{\theta} - \theta)^2] = \left(\frac{N}{\sigma^2} + \frac{1}{\sigma_A^2}\right)^{-1} = \frac{\sigma_A^2 \sigma^2}{N\sigma_A^2 + \sigma^2}$$

总结:有效估计量是建立在无偏的基础上的,因为克拉美一罗不等式取等号的条件,都是在任意无偏估计量基础上导出的。