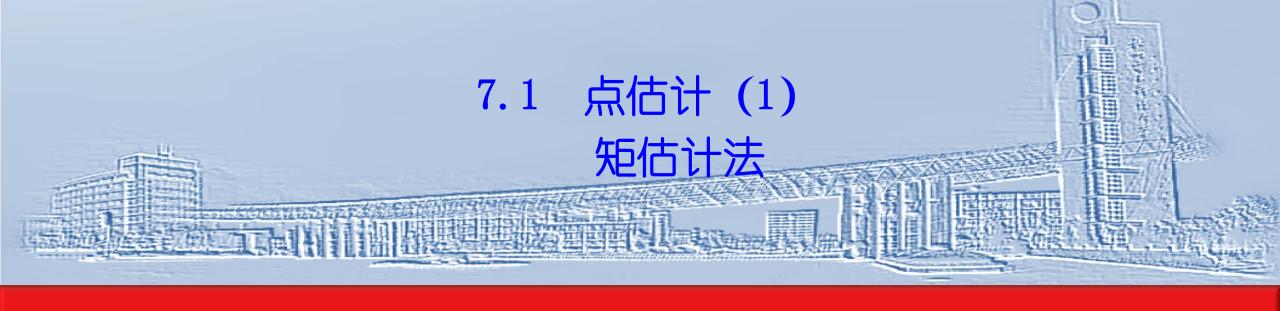
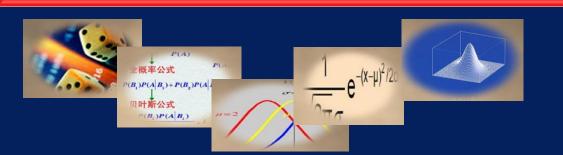
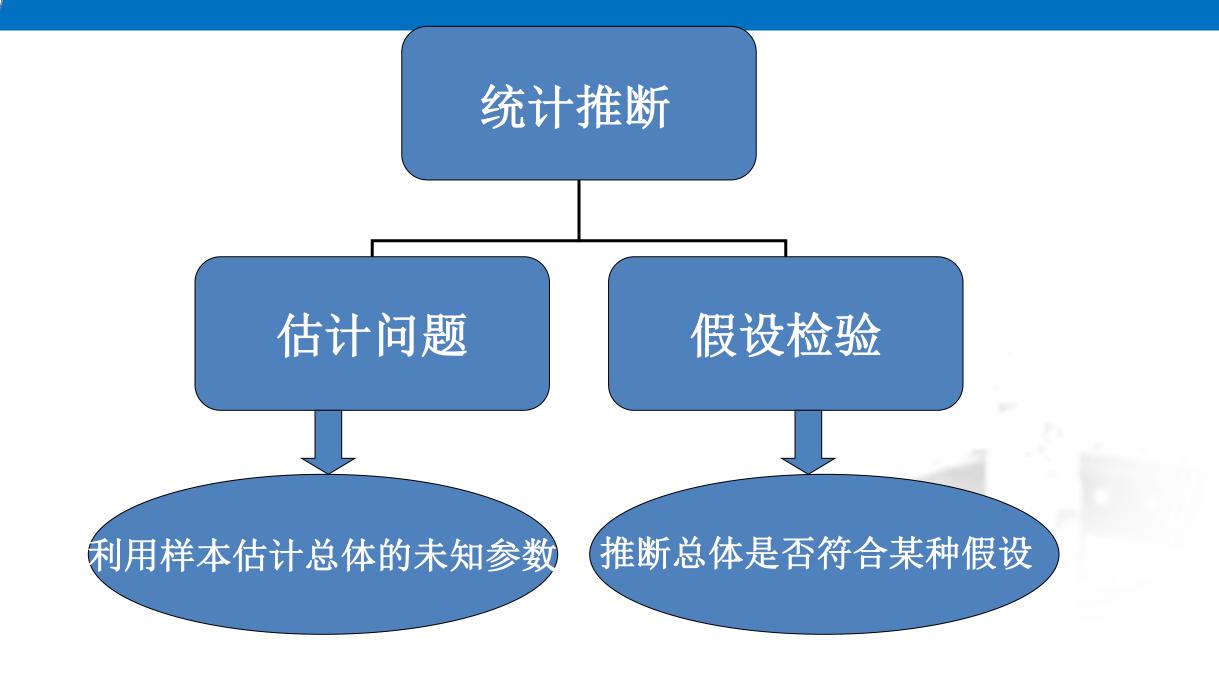


第七章 参数估计

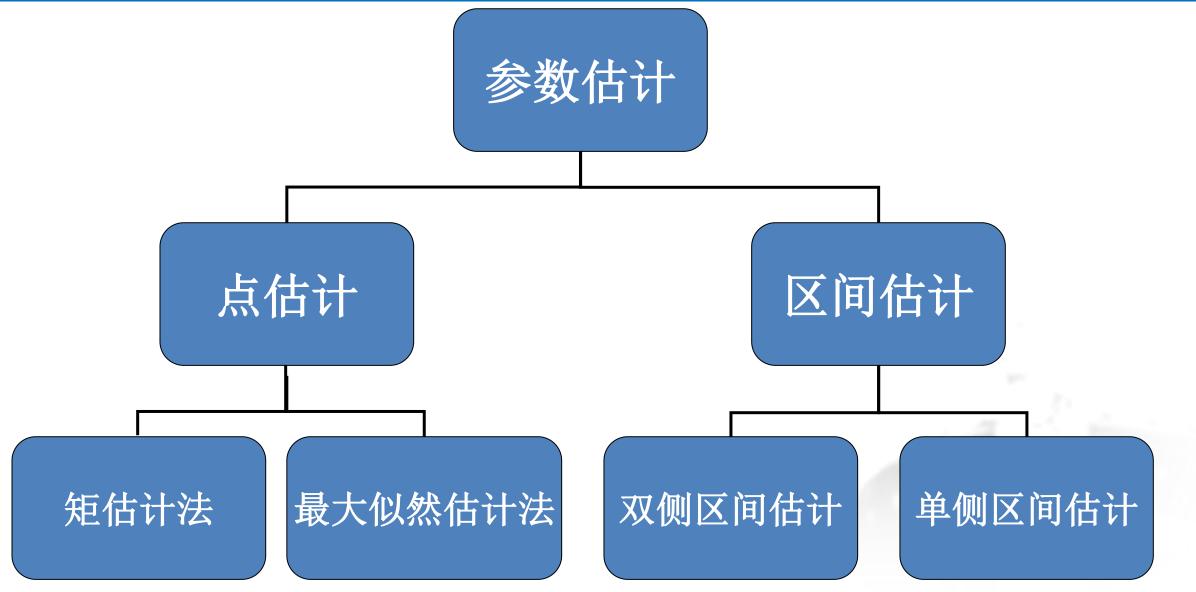














点估计法 最大似然估计

参数估计\估计量评选标准\有效性 相合性

无偏性



参数的点估计(Point Estimation)

设总体 X 的分布函数 $F(x;\theta)$ 的形式已知,其中 未知参数为 θ ,我们要构造样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的 一个适当的函数——即统计量 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$,每 当有了样本值 (x_1,x_2,\cdots,x_n) ,代入后得 $\hat{\theta}$ 的一个 值,作为未知参数 θ 的估计值。为着这样的目的而 构造的统计量 $\hat{\theta}$ 称为(θ 的)估计量。由于未知参数 θ 是数轴上一个点,用 $\hat{\theta}$ 去估计 θ ,等于用一个点 去估计另一个点,所以这样的估计叫做点估计。



矩估计法(The Method of Moments)

它是基于一种简单的"替换"思想建立起来的一种估计方法.

是英国统计学家K. 皮尔逊最早提出的.

其基本思想是用样本原点矩估计总体原点矩.

矩法估计的理论基础是: 辛钦大数定律.





矩估计法(The Method of Moments)

记总体 l 阶矩为 $\mu_l = E(X^l)$

样本
$$l$$
 阶矩为 $A_l = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^l$

大数定律: $\overline{X} \xrightarrow{P} \mu, A_l \xrightarrow{P} \mu_l$

基本原理: 总体矩=样本矩, 令 $\mu_l = A_l$



矩估计法(The Method of Moments)

基本步骤:

步骤1: 求出总体原点矩 $u_l = E(X^l)$

(含有待估未知参数)

k为未知参数的个数

选择原点矩;

几个未知参数选择几个矩;

从低阶到高阶选择矩。

原点矩

步骤2:列方程或者方程组,

$$u_{l} = A_{l}, l = 1, 2, ..., k$$

步骤3:解方程或者方程组,求出矩位

$$\hat{\theta}_{l} = \theta_{l}(A_{1}, A_{2}, ..., A_{k}), l = 1, 2, ..., k$$

只有一个未知参数时,则令

$$E(X) = X$$



例1 设总体 X 服从均匀分布 $U(0,\theta)$, $(X_1,\cdots X_n)$ 是取自

X 的样本,求未知参数 θ 的矩估计量。

解 步骤1 求出总体均值 $E(X) = \theta/2$,

步骤2 列方程

$$\diamondsuit \frac{\theta}{2} = \overline{X}$$

步骤3 解方程

得 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = 2\vec{X}$

一个未知数, 一个未知数, 一个不知数, 估计值 $\hat{\theta} = 2x$. 即均值

> 区别于真实值,记得给估计量戴上帽子哦!估计量 实质是个随机变量

例2 设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, (X_1, \dots, X_n) 是

取自 X 的样本,试求 μ , σ^2 矩估计量。

 μ (1) $E(X) = \mu$; $E(X^2) = \mu^2 + \sigma^2$

(2)
$$\Rightarrow \begin{cases} E(X) = \overline{X} = A_1; \\ E(X^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 = A_2. \end{cases}$$

两个未知数,选择两个原点矩,即一阶原点矩,即一阶原点矩

(3)
$$\hat{\beta} = \bar{X};$$

$$\hat{\sigma}^2 = A_2 - A_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2.$$



练习题

$$\mathbf{1}, \ \mathbf{\mathcal{U}} \ X \sim f(x;\theta) = \begin{cases} \theta c^{\theta} x^{-(\theta+1)}, & x > c, \\ 0, & x \le c. \end{cases}$$

其中c > 0为已知常数, $\theta > 1$, θ 为未知常数,

求未知参数 在计量和估计值。

2、考虑泊松分布、指数分布等其他常见分布的矩估计量.

常见于选择填空中



练习1

解 步骤1 求出总体均值 $E(X) = \int_{c}^{+\infty} \theta c^{\theta} x^{-(\theta+1)} dx = \frac{c\theta}{\theta-1}$

步骤2 列方程
$$\frac{c\theta}{\theta-1} = \overline{X}$$

步骤3 解方程 估计量
$$\hat{\theta} = \frac{\overline{X}}{\overline{X} - c}$$
 估计值
$$\hat{\theta} = \frac{\overline{x}}{\overline{X} - c}$$



思考



- 1、矩估计法的基本原理?解题步骤?
- 2、矩估计法采用的是什么矩?
- 3、估计量和估计值的区别?



最大似然估计法(极大似然估计法) (The Method of Maximum Likelihood)

最大似然法,也叫极大似然法,它最早是由高斯所提出 的. 后来由英国统计学家费歇(R A Fisher)于1912年在其一 篇文章中重新提出,并且证明了这个方法的一些性质.极大 似然估计这一名称也是费歇给的. 它是建立在极大似然原理 的基础上的一个统计方法. 为了对极大似然原理有一个直观 的认识,我们先来看个例子.



引例:设一个盒子中装有黑球、白球,两种球的数量之比为 3:1,但不知哪种球多,p表示从盒子中任取一球是黑球的概率,那么p=1/4或者p=3/4。现在有放回的从盒中取3个球,试根据样本中的黑球数X来估计参数p。



解. 样本中黑球数 $X \sim b(3, p)$, 即:

$$P\{X = x\} = C_3^x p^x (1-p)^{3-x} \qquad (x = 0, 1, 2, 3)$$

对p的两个可能值,X的分布律如下:

\boldsymbol{X}	0	1	2	3
$p=1/4, P\{X=x\}$	27/64	27/64	9/64	1/64
$p=3/4$, $P\{X=x\}$	1/64	9/64	27/64	27/64

若X=0, p=1/4 P{X=0}=27/64>P{X=0}=1/64 (p=3/4) 根据这个样本可以推断p=1/4,以此类推。



极大似然估计法的基本思想:

根据样本值来选择参数,使该样本发生的概率最大。

离散型随机变量:

联合分布律

何体现样太发

连续型随机变量:

联合密度函数

似然函数



(1) 设总体为离

离散型随机变量的联合分布律

为未知参数, (x_1, \cdots)

 $L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} p(x_i; \theta)$ 为"似然函数"。 是 x_i ,不是x

(注意: 小写的x_i, x_i下入mn一分布律的连乘)

求 $\hat{\theta}$, 使 $L(\theta)$ 达到最大,则称 $\hat{\theta} = \overset{\wedge}{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为 θ

的最大似然估计量

求最大似然估计量实际上就是求似然函数最大值点问题。



(2) 设总体为连续型,其概率密度函数为 $f(x;\theta)$, 其中

 θ 为未知参数, (x_1, \cdots) 连续型随机变量的联合密度函数

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta)$$
 为"似然函数"。

是 x_i ,不是x ,使 $L(\theta)$ 达到最大,则称 $\hat{\theta}=\hat{\theta}(X_1,X_2,\cdots,X_n)$ 为

θ 的最大似然估计量 求最大似然估计量实际上就

是求似然函数最大值点问题。



求最大似然估计(MLE)的一般步骤是:

(1) 由总体分布导出样本的联合分布 律(或)

把样本联合概率分布律(或联合密度)中自变量看成已知常数,而把参数 θ 看作自变量

似然函数
$$L(\theta) = L(x_1, x_2, ..., x_n; \theta)$$

对数似然函数

(2) 求似然函数 $L(\theta)$ 的最大值点(常常转化为求 $\ln L(\theta)$ 的最大值点),

即 θ 的MLE:

$$\Leftrightarrow \frac{\mathrm{d}\ln(L(\theta))}{\mathrm{d}\theta} = 0$$

一个未知参数: 求导;

多个未知参数: 求偏导.

(3) 解方程求出驻点,即为 θ 的最大似然估计值 $\theta = \theta(x_1, x_2, ...x_n)$,

称
$$\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, ...X_n)$$
 为 θ 的最大似然估计量。



对数函数的基本性质:

若a > 0, b > 0,则有:

- (1) $\ln ab = \ln a + \ln b$
- $(2) \quad \ln\frac{a}{b} = \ln a \ln b$
- $(3) \ln a^b = b \ln a$

把似然函数转换成对数似然函数,不改变其最值点,但是可以简化计算,乘积转换成求和,商转换成差.乘方转换成乘积



思考



- 1、如何理解最大似然估计法的基本思想?
- 2、如何确定似然函数?
- 3、似然估计法的基本步骤?



第七章 参数估计

7.1 点估计(3) 最大似然估计法的计算



最大似然估计法

求最大似然估计(MLE)的一般步骤是:

(1) 由总体分布导出样本的联合分布 律 (或联合概率密度), 即:

似然函数
$$L(\theta) = L(x_1, x_2, ..., x_n; \theta)$$

(2) 求似然函数 $L(\theta)$ 的最大值点(常常转化为求 $\ln L(\theta)$ 的最大值点),

即 θ 的MLE: $\Rightarrow \frac{d \ln(L(\theta))}{d \ln(L(\theta))} = 0$

(3) 解方程求出驻点,即为 θ 的最大似然估计值 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, x_2, ...x_n)$,

称 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, ...X_n)$ 为 θ 的最大似然估计量。



例1 设总体X服从指数分布,其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} &, x \ge 0 \\ 0 &, x < 0 \end{cases}$$

 (X_1,\dots,X_n) 是取自 X 的样本, (x_1,x_2,\dots,x_n) 为样本值,求未知参数 λ 极大似然估计量。



解: (1) 似然函数: $L(\lambda) = \prod_{i=1}^{n} (\lambda e^{-\lambda x_i}) = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^{n} x_i}$ 是 x_i ,不是 x_i

(2) 取对数: $\ln L(\lambda) = n \ln \lambda - \lambda \sum_{i=1}^{n} x_{i}$, 取对数, 简化计算



例2 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,样本 (X_1, \dots, X_n) ,其中 和 σ^2 未知,试求 μ 和 σ^2 的极大似然估计量。

解: (1) 似然函数
$$L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2}}$$
 是 x_i ,不是 x

(2) 取对数
$$\ln L(\mu, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum (x_i - \mu)^2$$
,

取对数. 简化计算



(3) 解得
$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum X_i = \bar{X},$$
 大似然估计量与相应的矩估计量相同

整理后, 正态分布最

即为 μ 和 σ^2 的最大似然估计量。







例3 (了解) 设总体 X 服从均匀分布 $U(0,\theta)$, (X_1,\dots,X_n) 是取自 X 的样本,求未知参数 θ 的最大似然估计量。

 \mathbf{H} $U(0,\theta)$ 的密度函数为

$$f(x;\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 < x < \theta \\ 0, & 其它 \end{cases}$$



似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

$$\mathbf{L}(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \le x_1, \dots, x_n \le \underline{\theta} \\ 0, & \underline{\sharp} \ \dot{\nabla} \end{cases}$$

显然当 $\hat{\theta} = \max_{1 \le i \le n} x_i$ 时, L 最大,

故 θ 的极大似然估计量为 $\hat{\theta} = \max_{1 \le i \le n} X_i$.

比较: θ 的矩法估计量为 $\hat{\theta} = 2\bar{X}$.



练习题

设总体工的概率密度为

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

 (X_1, \dots, X_n) 是取自 X 的样本, $\theta > -1$ 是未知参数,试分别用矩估计法和最大似然估计法给出 θ 的估计量。



练习题

解 矩估计法

(1) 总体X的数学期望为

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) \, dx = \int_{0}^{1} (\theta + 1) x^{\theta + 1} \, dx = \frac{\theta + 1}{\theta + 2},$$

$$(2) \diamondsuit \frac{\theta+1}{\theta+2} = \overline{X}$$

(3) 得 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = \frac{2X-1}{1-\bar{X}}$.



最大似然估计法

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

(2)
$$\ln L = n \ln(\theta + 1) + \theta \sum_{i=1}^{n} \ln x_i$$
, $\Rightarrow \frac{d \ln L}{d \theta} = \frac{n}{\theta + 1} + \sum_{i=1}^{n} \ln x_i = 0$,

(3) 解得的最大似然估计值为: $\hat{\theta} = -1 - \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \ln x_i}$.

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







- 1、如何通过求导或者偏导求最大似然估计值?
- 2、对于驻点不存在的似然函数如何求其最值点?



一、无偏性 (Unbiasedness)

估计量是随机变量,对于不同的样本值就会得到不同的估计值,希望估计值在未知参数真值左右徘徊,最好它的数学期望等于未知参数的真值,这就导致了无偏性这个标准。

定义 设 (X_1, \dots, X_n) 是总体X 的一个样本, $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的估计量,如果有

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$
,

则称 $\hat{\theta}$ 为 θ 的无偏估计量。



$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

无偏估计量的含义是: $\hat{\theta}$ 作为样本的函数是一个随机变量,它在 θ 的真值附近波动,但其平均值恰好是 θ 的真值。比如用一台秤去 称物品,误差有两个来源: 一是秤本身制作结构上的问题,这属于系统误差; 另一种是操作上或其它随机因素的干扰,这属于随机误差。

无偏性即要求没有系统误差。

设 (X_1,\dots,X_n) 为取自总体X的样本,

$$E(\overline{X}) = E(X)$$
,

说明 \overline{X} 是总体均值 E(X) 的无偏估计;

样本方差
$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$
, $E(S^2) = D(X)$,

说明 S^2 是总体方差 D(X) 的无偏估计.



例1 设总体 X 服从均匀分布 $U(0,\theta)$,试证 θ 的矩法估计量 $\hat{\theta} = 2\bar{X}$ 是 θ 的无偏估计量。

if
$$E(\hat{\theta}) = E(2\bar{X}) = 2E(\bar{X}) = 2E(X) = 2 \cdot \frac{\theta}{2} = \theta$$
.

所以ê是的无偏估计量。



例2 设 $D(X) \neq 0$, $E(\overline{X}) = \mu$,试问 \overline{X}^2 是否为 μ^2 的无偏估计?

$$E(\overline{X}^2) = D(\overline{X}) + [E(\overline{X})]^2$$

$$= \frac{1}{n}D(X) + \mu^2 \neq \mu^2,$$

故 \bar{X}^2 不是 μ^2 的无偏估计。



二、有效性 (Efficiency)

一般来说,一个参数往往有多个无偏估计量.

若 θ 有两个无偏估计量: $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$, 则 $\hat{\theta} = a\hat{\theta}_1 + b\hat{\theta}_2$ 当a+b=1时也是 θ 的无偏估计量。

定义设总体有一未知参数 θ ,样本 (X_1,\dots,X_n) , $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$ 均为 θ 的无偏估计,如果 $D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$,则称 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ **有效**。



二、有效性 (Efficiency)

例3 设 (X_1, X_2, X_3) 为取自总体 X 的样本,试证明下列三个统计量均为 E(X)的无偏估计量,并比较有效性.

$$\hat{\theta}_1 = \frac{1}{5}X_1 + \frac{3}{10}X_2 + \frac{1}{2}X_3,$$

$$\hat{\theta}_2 = \frac{2}{3}X_1 + \frac{1}{2}X_2 - \frac{1}{6}X_3,$$

$$\hat{\theta}_3 = \frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{3}X_2 + \frac{1}{3}X_3.$$

$$\hat{\theta}_{1} = \frac{1}{5}X_{1} + \frac{3}{10}X_{2} + \frac{1}{2}X_{3}, \hat{\theta}_{2} = \frac{2}{3}X_{1} + \frac{1}{2}X_{2} - \frac{1}{6}X_{3}, \hat{\theta}_{3} = \frac{1}{3}X_{1} + \frac{1}{3}X_{2} + \frac{1}{3}X_{3}.$$

$$\mathbf{iE} \quad E(\hat{\theta}_1) = E(\frac{1}{5}X_1 + \frac{3}{10}X_2 + \frac{1}{2}X_3)$$

$$= (\frac{1}{5} + \frac{3}{10} + \frac{1}{2})E(X) = E(X),$$

$$E(\hat{\theta}_2) = (\frac{2}{3} + \frac{1}{2} - \frac{1}{6})E(X) = E(X),$$

$$E(\hat{\theta}_3) = (\frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{1}{3})E(X) = E(X),$$

所以 $\hat{\theta}_1$, $\hat{\theta}_2$, $\hat{\theta}_3$ 均为E(X)的无偏估计量。

$$\hat{\theta}_{1} = \frac{1}{5}X_{1} + \frac{3}{10}X_{2} + \frac{1}{2}X_{3}, \hat{\theta}_{2} = \frac{2}{3}X_{1} + \frac{1}{2}X_{2} - \frac{1}{6}X_{3}, \hat{\theta}_{3} = \frac{1}{3}X_{1} + \frac{1}{3}X_{2} + \frac{1}{3}X_{3}.$$

$$\mathbf{\hat{D}}(\hat{\theta}_1) = D(\frac{1}{5}X_1 + \frac{3}{10}X_2 + \frac{1}{2}X_3)$$

$$= (\frac{1}{25} + \frac{9}{100} + \frac{1}{4})D(X) = 0.38D(X),$$

$$D(\hat{\theta}_2) = (\frac{4}{9} + \frac{1}{4} + \frac{1}{36})D(X) = 0.72D(X),$$

$$D(\hat{\theta}_3) = (\frac{1}{9} + \frac{1}{9} + \frac{1}{9})D(X) = 0.33D(X).$$

所以 $\hat{\theta}_3$ 最为有效。



三、一致性(Consistency)(不要求)

定义如果对 $\forall \varepsilon > 0$,有 $\lim_{n \to \infty} P\{ |\hat{\theta}_n - \theta| \ge \varepsilon \} = 0$,

称 $\hat{\theta}_n$ 是 θ 的一致估计量或相合估计量。

即当 $n \to \infty$ 时, $\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 依概率收敛于 θ .



估计量的评选标准

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

二、有效性

$$D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$$

$$\hat{\theta_n} \xrightarrow[n \to \infty]{P} \theta$$







如何理解无偏性、有效性、一致性?



谢谢大家!