

第六章 参数估计



HIGH EDUCATION PRESS



机动



目录



上页



下页



返回



结束

参数估计是统计推断的基本问题之一. 在实际问题中, 总体 X 的分布函数的形式已知, 但它包含未知参数.

↓
概率分布函数的确切表达式不定

↓
由总体样本的一组观测值估计未知参数

↓
利用样本信息估计总体参数的问题

↓
参数估计问题

↓
点估计

↓
区间估计



第一节

参数的点估计

本节内容:

一. 矩估计法

二. 极大似然估计法



一. 参数的点估计

定义 设总体 $F(x)$ 的分布函数 $F(x;\theta)$ 形式已知, 其中 θ 是待估计的参数, 点估计问题就是利用样本构造一个统计量 $\hat{\theta}=\hat{\theta}(X_1, X_2, \text{L}, X_n)$ 来估计 θ , 我们称

$$\hat{\theta}=\hat{\theta}(X_1, X_2, \text{L}, X_n)$$

为 θ 的点估计量, 它是一个随机变量.

对于一个给定的样本观察值 $(x_1, x_2, \text{L}, x_n)$, 代入估计量得到一个具体的值 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \text{L}, x_n)$, 称其为 θ 的点估计值.



参数估计

制定求估计量的一般方法

制定评价估计量优良的准则

在某种特定准则下, 求最优估计量

证明某一估计量在某准则下的最优性

参数点估计的常用方法

矩估计法

极大似然估计法



二. 矩估计法

总体分布中的参数与其数字特征之间存在密切的关系.
而矩是随机变量最基本的数字特征.



总体分布中的参数与总体矩之间必有联系.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k - E(X^k) \right| < \varepsilon \right\} = 1$$



用样本矩作为总体矩的估计



矩估计法



- 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是连续总体 X 的样本,其分布函数为

$$F(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$$

其中 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 是待估参数. 假设总体 X 的前 k 阶矩

$$\mu_l = E(X^l) = \int_{-\infty}^{\infty} x^l f(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) dx$$

存在. 它是 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 的函数.

基于样本矩

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

以概率收敛于相应的总体矩 μ_l , 其中 $l = 1, 2, \dots, k$.



我们可用样本矩作为相应总体矩的估计量

用样本矩的连续函数作为相应总体的连续函数的估计量



矩估计的具体做法：

$$\begin{cases} \mu_1 = \mu_1(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \\ \mu_2 = \mu_2(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \\ \quad \quad \quad \text{M} \\ \mu_k = \mu_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \end{cases}$$

求得方程组的解

$$\begin{cases} \theta_1 = \theta_1(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \\ \theta_2 = \theta_2(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \\ \quad \quad \quad \text{M} \\ \theta_k = \theta_k(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \end{cases}$$



分别用 A_1, A_2, L , A_k 代替上述 $\theta_1, \theta_2, \text{L} , \theta_k$ 得

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{\theta}_1 = \theta_1(A_1, A_2, \text{L} , A_k) \\ \hat{\theta}_2 = \theta_2(A_1, A_2, \text{L} , A_k) \\ \text{M} \\ \hat{\theta}_k = \theta_k(A_1, A_2, \text{L} , A_k) \end{array} \right.$$

我们称 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \text{L} , \hat{\theta}_k$ 为 $\theta_1, \theta_2, \text{L} , \theta_k$ 的矩估计量.



- 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是离散总体 X 的样本, 其分布律为

$$P\{X = x\} = p(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$$

其中 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 是待估参数. 假设总体 X 的前 k 阶矩

$$\mu_l = E(X^l) = \sum_{x \in R_X} x^l f(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$$

存在. 它是 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 的函数.

基于样本矩

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

以概率收敛于相应的总体矩 μ_l , 其中 $l = 1, 2, \dots, k$.



矩估计的具体做法：

$$\begin{cases} \mu_1 = \mu_1(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \\ \mu_2 = \mu_2(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \\ \quad \quad \quad \text{M} \\ \mu_k = \mu_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \end{cases}$$

求得方程组的解

$$\begin{cases} \theta_1 = \theta_1(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \\ \theta_2 = \theta_2(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \\ \quad \quad \quad \text{M} \\ \theta_k = \theta_k(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \end{cases}$$



分别用 A_1, A_2, L , A_k 代替上述 $\theta_1, \theta_2, \text{L} , \theta_k$ 得

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{\theta}_1 = \theta_1(A_1, A_2, \text{L} , A_k) \\ \hat{\theta}_2 = \theta_2(A_1, A_2, \text{L} , A_k) \\ \text{M} \\ \hat{\theta}_k = \theta_k(A_1, A_2, \text{L} , A_k) \end{array} \right.$$

我们称 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \text{L} , \hat{\theta}_k$ 为 $\theta_1, \theta_2, \text{L} , \theta_k$ 的矩估计量.



例1 设总体 X 在 $[a, b]$ 上服从均匀分布, 且 a, b 未知.
 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本, 试求 a, b 的矩估计量.

解 首先求解总体 X 的前2阶矩

$$\begin{cases} \mu_1 = E(X) = \frac{a+b}{2} \\ \mu_2 = E(X^2) = D(X) + [E(X)]^2 = \frac{(b-a)^2}{12} + \frac{(a+b)^2}{4} \end{cases}$$

也就是说
$$\begin{cases} a+b = 2\mu_1 \\ b-a = \sqrt{12(\mu_2 - \mu_1^2)} \end{cases}$$



求得方程组的解

$$a = \mu_1 - \sqrt{3(\mu_2 - \mu_1^2)} \quad b = \mu_1 + \sqrt{3(\mu_2 - \mu_1^2)}$$

分别用 A_1, A_2 代替 μ_1, μ_2 得

$$\hat{a} = A_1 - \sqrt{3(A_2 - A_1^2)} = \bar{X} - \sqrt{\frac{3}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

$$\hat{b} = A_1 + \sqrt{3(A_2 - A_1^2)} = \bar{X} + \sqrt{\frac{3}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

故 \hat{a}, \hat{b} 就是 a, b 的矩估计量.



例2 设总体 X 的均值 μ 和方差 σ^2 都存在, 且有 $\sigma^2 > 0$.
但 μ, σ^2 都未知. 又设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本.
试求 μ, σ^2 的矩估计量.

解 首先求解总体 X 的前2阶矩

$$\begin{cases} \mu_1 = E(X) = \mu \\ \mu_2 = E(X^2) = D(X) + [E(X)]^2 = \sigma^2 + \mu^2 \end{cases}$$

求得方程组的解

$$\mu = \mu_1 \quad \sigma^2 = \mu_2 - \mu_1^2$$

分别用 A_1, A_2 代替 μ_1, μ_2 得



$$\hat{\mu}_1 = A_1 = \bar{X}$$

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

注: 总体均值与方差的矩估计量的表达式不因总体分布的变化而变化.



三. 极大似然计法

- 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是离散总体 X 的样本 总体 X 的分布律

$$P\{X = x\} = p(x; \theta), \quad \theta \in \Theta$$

的形式为已知. θ 是待估参数, 其中 Θ 是 θ 的取值范围.

样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的联合分布律为

$$\prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$$

构造函数

$$L(\theta) = L(\underbrace{x_1, x_2, \dots, x_n}_{\text{常数}}; \underbrace{\theta}_{\text{待估参数}}) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$$



$$L(\theta) = L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^{\infty} p(x_i; \theta)$$



$L(\theta)$ 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的似然函数



当 $\theta = \theta_0 \in \Theta$ 时, $L(\theta)$ 的取值很大,
而其余 $\theta \in \Theta$ 使得 $L(\theta)$ 取值较小



取 θ_0 作为未知参数 θ 的估计值较为合理



极大似然估计思想



对任一固定的样本值 x_1, x_2, \dots, x_n , 在 θ 取值的可能范围 Θ 内挑选使得似然函数

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

达到最大的参数值 $\hat{\theta}$ 作为 θ 的估计值. 即取 $\hat{\theta}$ 使

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \hat{\theta}) = \max_{\theta \in \Theta} L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$$

这样的 $\hat{\theta}$ 是样本值 x_1, x_2, \dots, x_n 的函数, 记作 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 并称为参数 θ 的极大似然估计值. 而相应的统计量

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

称为参数 θ 的极大似然估计量.



- 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是连续总体 X 的样本 总体 X 的概率密度 $f(x; \theta)$ 的形式已知, 其中 $\theta \in \Theta$ 是待估参数.

样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的联合概率密度为

$$\prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$

若 x_1, x_2, \dots, x_n 是样本的一个样本值, 则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 落在点 (x_1, x_2, \dots, x_n) 的邻域内的概率近似为

$$\prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) dx_i$$

其值随 θ 的变化而变化.



我们取 θ 的估计值 $\hat{\theta}$ 使概率

$$\prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) dx_i$$

取到最大值,但因子 $\prod_{i=1}^n dx_i$ 不受 θ 的影响. 因此只考虑

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

的最大值.此时将 $L(\theta)$ 称为样本的似然函数.



我们称满足

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \hat{\theta}) = \max_{\theta \in \Theta} L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta)$$

的 $\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为 θ 极大似然估计值. 而相应的统计量

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

称为参数 θ 的极大似然估计量.



例3 设总体 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其中 μ 和 σ^2 为未知参数. X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本. 试求 μ 和 σ^2 的极大似然估计量.

解 总体 X 的分布密度为

$$f(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (-\infty < x < +\infty)$$

构造似然函数

$$L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_i-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$



$$L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$= (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}$$

对上式两边取对数

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

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



解上述方程组得

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

故 μ 和 σ^2 的极大似然估计量为

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

与例2的结论比较



例4 设总体 X 在 $[a, b]$ 服从均匀分布, a, b 未知, x_1, x_2, \dots, x_n 是一个样本值. 试求 a, b 的极大似然估计量.

解 记 $x_{(1)} = \min\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, $x_{(2)} = \max\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$,
已知总体 X 的概率密度是

$$f(x; a, b) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

似然函数为

$$L(a, b) = \begin{cases} \frac{1}{(b-a)^n} & a \leq x_1, x_2, \dots, x_n \leq b \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



由于 $a \leq x_1, x_2, \dots, x_n \leq b$ 等价于 $a \leq x_{(1)}, x_{(n)} \leq b$.

故似然函数可改写为

$$L(a, b) = \begin{cases} \frac{1}{(b-a)^n} & a \leq x_{(1)}, x_{(n)} \leq b \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

于是对满足条件 $a \leq x_{(1)}, x_{(n)} \leq b$ 的任意 a, b 有

$$L(a, b) = \frac{1}{(b-a)^n} \leq \frac{1}{(x_{(n)} - x_{(1)})^n}$$

即 $L(a, b)$ 在 $a = x_{(1)}, b = x_{(n)}$ 时取到最大值. 故 a, b 的极大似然估计值为



$$\hat{a} = x_{(1)} = \min_{1 \leq i \leq n} x_i \quad \hat{b} = x_{(n)} = \max_{1 \leq i \leq n} x_i$$

进而 a, b 的极大似然估计量为

$$\hat{a} = X_{(1)} = \min_{1 \leq i \leq n} X_i \quad \hat{b} = X_{(n)} = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$$



Homework

P135: $2+3(\text{双号})+5+6+10$

