设总体X的分布函数 $F(X,\theta)$,其中 θ 为未知参数(也可为向量). 现从总体中抽取一样本 X_1,X_2,\cdots,X_n , 如何依据样本估计参数 θ , 或 θ 的函数 $g(\theta)$, 此类问题称为参数估计问题. 内容包括: 点估计, 估计量标准, 区间估计.

点估计 9.1

9.1.1矩估计法

总体X的k阶矩: $a_k = E[X^k]$

样本k阶矩: $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$ 总体X的k阶中心矩: $b_k = E[(X - E(X))^k]$ 样本k 阶中心矩: $B_k = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$

用相应的样本矩去估计总体矩, 从而求解参数 θ 的方法称为矩估计法. 矩估计法的理论基础是大数 定理: X_1, X_2, \dots, X_n 为i.i.d.的随机变量, 若 $E(X) = \mu$, 则当 $n \to \infty$ 时, 有

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \xrightarrow{P} \mu.$$

推论: 若 $E[X^k] = a_k$ 存在, 则当 $n \to \infty$ 时, 有

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^k \xrightarrow{P} a_k = E[X^k].$$

矩估计方法: 总体X的分布函数F包含m个未知参数 $\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_m$:

- 1) 求总体X的k阶矩: $a_k = a_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = E[X^k], \quad k \in [m]. (a^k \mathbf{n}) + \mathbf{n} + \mathbf{$
- 2) 计算样本的*k*阶矩: $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^k$.
- 3) 令样本矩等于总体矩 $A^k=a^k=a^k(\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_m)$ $(k=1,2,\cdots,m)$, 得到m个关于 $\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_m$ 的方程组.
- 4) 求解方程组得到估计量 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \cdots, \hat{\theta}_n$.

例9.1. 设总体X的概率密度函数

$$f(x) = \begin{cases} (\alpha + 1)x^{\alpha} & x \in (0, 1) \\ 0 & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

 X_1, X_2, \cdots, X_n 取自总体X的样本, 求参数 α 的矩估计.

解. 根据矩估计化计算总体X的期望

$$E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{1} x(\alpha + 1) x^{\alpha + 1} dx = \frac{\alpha + 1}{\alpha + 2}.$$

样本X的均值 $\bar{X} = \sum_{i=1}^{n} X_i/n$. 令样本矩代替总体矩,

$$E(X) = \frac{\alpha + 1}{\alpha + 2} = \bar{X},$$

求解出 $\alpha = (2\bar{X} - 1)/(1 - \bar{X}).$

例9.2. 设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是取自总体X的一样本,总体X的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \theta e^{-(x-\mu)\theta} & x \ge \mu \\ 0 & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$, 求 μ , θ 的矩估计.

解. 令随机变量 $Y = X - \mu$, 由题意可知Y服从参数为 θ 的指数分布, 则总体

$$E[Y] = 1/\theta, \text{Var}Y = 1/\theta^2,$$

由此得到 $E(X) = \mu + 1/\theta \pi Var(X) = 1/\theta^2$. 计算对应的样本矩:

$$A_1 = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \qquad B_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$

求解方程组

$$\mu + \frac{1}{\theta} = A_1, \qquad \frac{1}{\theta^2} = B_2,$$

解得
$$\mu = \bar{X} - \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 / n}$$
和 $\theta = 1 / \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 / n}$

习题. 1) 求正态总体 $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 的 μ, σ^2 的矩估计法; 2) 求总体 $X \sim \mathcal{U}(a, b)$ 中a, b的矩估计法.

9.1.2 极大似然估计法

如果X为离散型随机变量, 其分布列为 $\Pr(X=x) = \Pr(X;\theta)$, 则样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的分布列为

$$L(\theta) = L(\theta; X_1, X_2, \cdots, X_n) = \prod_{i=1}^n \Pr(X_i; \theta).$$

 $L(\theta)$ 为样本 X_1, X_2, \cdots, X_n 发生的概率.

若X为连续型随机变量,概率密度为 $f(x;\theta)$,则 $X_1=x_1,X_2=x_2,\cdots,X_n=x_n$ 的联合概率密度为 $\prod_{i=1}^n f(x_i;\theta)$,记

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

由概率密度定义可知: $L(\theta)$ 越大, (X_1, X_2, \dots, X_n) 落入 (x_1, x_2, \dots, x_n) 的领域的概率越大.

针对上述离散和连续型随机变量, $L(\theta)$ 是 θ 的函数, 统称 $L(\theta)$ 为样本 X_1, X_2, \cdots, X_n 的似然函数. 若

$$\widehat{\theta} = \arg\max_{\theta} L(x_1, x_2, \cdots, x_m; \theta),$$

 $\widehat{\kappa}\widehat{\theta}$ 为 θ 的极大似然估计量. 直觉而言, 极大似然估计量 $\widehat{\theta}$ 是使观测值 $X_1=x_1,X_2=x_2,\cdots,X_n=x_n$ 出现的概率最大.

求解方法: 最大化似然函数, 步骤如下:

- 1) 写出对数似然函数 $\log(L(x_1, x_2, \cdots, x_m; \theta))$
- 2) 对对数似然函数中的 θ 一个/多个变量求一阶导数,并令一阶导数等于0.
- 4) 求解方程组得到极大似然估计量 $\hat{\theta}$.

例9.3. 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是取自总体 $X \sim B(1, p)$ 的一个样本, 求参数p的极大似然估计.

解. 似然函数

$$L(p) = \prod_{i=1}^{n} p^{X_i} (1-p)^{1-X_i} = p^{\sum_{i=1}^{n} X_i} (1-p)^{n-\sum_{i=1}^{n} X_i},$$
$$\ln L(p) = \sum_{i=1}^{n} X_i \ln p + (n - \sum_{i=1}^{n}) \ln(1-p),$$

设

$$0 = \frac{d \ln L(p)}{dp} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{n} X_i - \frac{1}{1-p} (n - \sum_{i=1}^{n} X_i).$$

所以 $p = \sum_{i=1}^{n} X_i / n = \bar{X}$. [验证矩估计法]

例9.4. 设总体 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2), \mu, \sigma^2$ 未知, X_1, X_2, \cdots, X_n 为X的样本, 求 μ, σ^2 的极大似然估计.

解. 由正太分布可知X的概率密度函数为 $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$. 则样本 X_1, X_2, \cdots, X_n 的似然函数为

$$L(\mu, \sigma^2) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^n} \exp\left(-\sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right).$$

由此得到对数似然函数为 $\ln L(\mu, \sigma^2) = -n \ln(2\pi)^{\frac{1}{2}} - n \ln \sigma - \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2/2\sigma^2$. 对参数 μ 求导计算可得

$$\frac{d \ln L(\mu, \sigma^2)}{d\mu} = \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) = 0 \quad \Longrightarrow \quad \mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X},$$

对σ求导计算可得

$$\frac{d \ln L(\mu, \sigma^2)}{d \sigma} = -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = 0 \quad \Longrightarrow \quad \sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$

前面两例的矩估计和极大似然估计完全一样.

例9.5. 设总体X的密度函数

$$f(x) = \begin{cases} (\alpha+1)x^{\alpha} & x \in (0,1) \\ 0 & \not\exists \dot{\Xi} \end{cases}$$

设 X_1, X_2, \cdots, X_n 是总体X的样本, 求 α 的极大似然估计.

解. 首先得到对数似然函数

$$L(\alpha) = (\alpha + 1)^n \prod_{i=1}^n X_i^{\alpha} = (\alpha + 1)^n (X_1 X_2 \cdots X_n)^{\alpha},$$

以及其对数似然函数 $\ln L(\alpha) = n \ln(\alpha + 1) + \alpha \ln(X_1 X_2 \cdots X_n)$. 求导并令其为0有

$$\frac{d \ln L(\alpha)}{d \alpha} = \frac{n}{\alpha + 1} + \ln(X_1 X_2 \cdots X_n) = 0,$$

求解得

$$\alpha = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \ln(\frac{1}{X_i})} - 1 = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \ln(\frac{1}{X_i})} - 1.$$

对于上例, 其矩估计值为 $\alpha = (2\bar{X} - 1)/(1 - \bar{X})$, 因此矩估计值与极大似然估计值可能不同.

例9.6. 总体 $X \sim U(a,b)$, 求a,b的极大似然估计.

解. 首先得到X的密度函数为f(x) = 1/(b-a) $(x \in [a,b])$, 其它为零, 因此似然函数为

$$L(a,b) = \begin{cases} \frac{1}{(b-a)^n} & a \le X_1, X_2, \cdots, X_n \le b \\ 0 & \not\exists \Xi \end{cases}$$

直接求导无法解出a与b的估计, 此时可以从极大似然定义出发, 最大化L(a,b), 应使得b尽可能小、a尽可能大, 但需满足 $a \le X_1, X_2, \cdots, X_n \le b$, 因此极大似然估计量为:

$$b = \max\{X_1, X_2, \cdots, X_n\}$$
 $a = \min\{X_1, X_2, \cdots, X_n\}.$

极大似然估计不可变性: 设 $\hat{\theta}$ 为 θ 的极大似然估计, $\mu(\theta)$ 为 θ 的函数, 且具有单值反函数 $\theta = \theta(\mu)$, 则 $\hat{\mu} = \mu(\hat{\theta})$ 是 μ 的极大似然估计.

例9.7. X_1, X_2, \cdots, X_n 是总体X的一个样本, 总体X的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \theta e^{-(x-\mu)\theta} & x \ge \mu \\ 0 & \sharp \dot{\mathcal{C}} \end{cases}$$

 \bar{x}_{μ}, θ 的极大似然估计.

解. 首先得到似然函数为

$$L(\theta, \mu) = \begin{cases} \theta^n e^{-\theta \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)} & X_i \ge \mu \\ 0 & \text{ \'E} \end{cases}$$

进一步得到对数似然函数为

$$\ln L(\theta, \mu) = n \ln \theta - \theta \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu).$$

求导并设导数为零可得

$$\frac{\ln L(\theta, \mu)}{d\theta} = \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu) = 0 \quad \Rightarrow \quad \theta = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu)},$$

另一方程为

$$\frac{\ln L(\theta, \mu)}{d\mu} = \theta \sum_{i=1}^{n} X_i = 0 \quad \Rightarrow \quad \theta = 0,$$

此时无解求解 θ , μ 的极大似然估计. 回到似然函数的定义

$$L(\theta,\mu) = \begin{cases} \theta^n e^{-\theta \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)} & X_1, X_2, \dots, X_n \ge \mu \\ 0 & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

可以发现 μ 越大, 似然函数 $L(\theta,\mu)$ 越大, 但须满足 $X_i \leq \mu \ (i \in [n])$. 由此可得极大似然估计

$$\hat{\mu} = \min\{X_1, X_2, \cdots, X_n\},\$$

以及

$$\hat{\theta} = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \hat{\mu})}.$$