

4.4 似然比检验

- 一、似然比的概念
- 二、似然比检验的步骤
- 三、从似然比检验导出正态总体的几个检验



通过前几节的讨论知道，假设检验的关键问题是如何选择统计量，进而决定拒绝域，但是求统计量的分布是问题关键之所在。

Neyman-Pearson 在 1928 年提出了利用似然比获得检验统计量的一般方法。其基本思想与参数估计理论的极大似然方法类似。

似然比检验法的优点是不需要知道检验统计量的分布就可以检验。

一、似然比的概念

假设总体 $X \sim F(x; \theta)$, $\theta \in \Theta$, $(X_1, \dots, X_n)^T$

是来自总体 X 的一组样本,

对于一个假设检验问题,

零假设和备选假设

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \leftrightarrow H_1 : \theta \in \Theta_1,$$

$$\text{其中 } \Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta, \quad \Theta_0 \cap \Theta_1 = \emptyset.$$

给定后,

假设 $F(x; \theta)$ 的密度函数为 $f(x; \theta)$ (若 X 为离散型随机变量, $f(x; \theta)$ 表示分布列), 则样本 $(X_1, \dots, X_n)^T$ 的似然函数为

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

若 H_0 为真, 则应有

$$L_0(x_1, \dots, x_n) = \sup_{\theta \in \Theta_0} L(x_1, \dots, x_n; \theta)$$

令

$$L_1(x_1, \dots, x_n) = \sup_{\theta \in \Theta} L(x_1, \dots, x_n; \theta)$$

似然比定义为

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{L_1(x_1, \dots, x_n)}{L_0(x_1, \dots, x_n)}$$

直观上讲，若 H_0 为真， $\lambda(x_1, \dots, x_n)$ 应接近于1，
反之 $\lambda(x_1, \dots, x_n) \geq 1$.



例4.16 设 $X \sim P(\lambda)$, $(X_1, \dots, X_n)^T$ 为 X 的样本,
考虑检验 $H_0 : \lambda = \lambda_0, H_1 : \lambda \neq \lambda_0$,

解 根据题意

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

$$\begin{aligned} L(x_1, \dots, x_n; \lambda) &= \prod_{i=1}^n P(X = x_i; \lambda), \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda}, \quad x_i = 0, 1, 2, \dots, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad \lambda > 0. \\ &= \frac{\lambda^{n\bar{x}}}{\prod_{i=1}^n x_i!} e^{-n\lambda}, \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \end{aligned}$$

$$L(x_1, \cdots, x_n; \lambda) = \frac{\lambda^{n\bar{x}}}{\prod_{i=1}^{\infty} x_i!} e^{-n\lambda}.$$

$$L_0(x_1, \cdots, x_n) \equiv \frac{\lambda_0^{n\bar{x}}}{\prod_{i=1}^{\infty} x_i!} \sup_{\lambda \in \Theta} L(x_1, \cdots, x_n; \lambda)$$

$$L_1(x_1, \cdots, x_n) \equiv \frac{\bar{x}^{n\bar{x}}}{\prod_{i=1}^{\infty} x_i!} \sup_{\lambda \in \Theta} L(x_1, \cdots, x_n; \lambda)$$

$$\lambda(x_1, \cdots, x_n) = \frac{L_1(x_1, \cdots, x_n)}{L_0(x_1, \cdots, x_n)} = \frac{\bar{x}^{n\bar{x}}}{\lambda_0^{n\bar{x}}} e^{-n\bar{x} + n\lambda_0}.$$

二、似然比检验的步骤

假设总体 $X \sim F(x; \theta)$, $\theta \in \Theta$, $(X_1, \dots, X_n)^T$ 是来自总体 X 的一组样本,

下面给出似然比检验的一般步骤

(1) 明确零假设和备选假设

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \leftrightarrow H_1 : \theta \in \Theta_1,$$

其中 $\Theta_0 \cup \Theta_1 = \Theta$, $\Theta_0 \cap \Theta_1 = \emptyset$.

(2) 构造似然比

假设 $F(x; \theta)$ 的密度函数为 $f(x; \theta)$ (若 X 为离散型随机变量, $f(x; \theta)$ 表示分布列), 则样本 $(X_1, \dots, X_n)^T$ 的似然函数为

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

若 H_0 为真, 则应有

$$L_0(x_1, \dots, x_n) = \sup_{\theta \in \Theta_0} L(x_1, \dots, x_n; \theta)$$

令

$$L_1(x_1, \dots, x_n) = \sup_{\theta \in \Theta} L(x_1, \dots, x_n; \theta)$$

构造似然比

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{L_1(x_1, \dots, x_n)}{L_0(x_1, \dots, x_n)}$$

显然 $\lambda(x_1, \dots, x_n) \geq 1$ ，直观上讲，若 H_0 为真， $\lambda(x_1, \dots, x_n)$ 应接近于1，反之， $\lambda(x_1, \dots, x_n)$ 的值若足够大就应否定假设 H_0 。

这就是似然比检验的基本思想。

(3) 对于给定的检验的显著性水平 α ，选择一常数 λ_α ，
使对于一切 $\theta \in \Theta_0$ ，满足条件

$$P\{(x_1, \cdots, x_n) : \lambda(x_1, \cdots, x_n) \geq \lambda_\alpha\} \leq \alpha,$$

则拒绝域为

$$\bar{W}_\alpha = \{(x_1, \cdots, x_n) : \lambda(x_1, \cdots, x_n) \geq \lambda_\alpha\}$$

(4) 对于 $(X_1, \cdots, X_n)^T$ 的一组观测值，若

$(x_1, \cdots, x_n)^T \in \bar{W}_\alpha$ ，则拒绝 H_0 ，否则只能接受 H_0 。

三、从似然比检验导出正态总体的几个检验

例4.17 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, $(X_1, \dots, X_n)^T$ 为 X 的样本, 考虑检验 $H_0: \mu = \mu_0$ ($H_1: \mu \neq \mu_0$), 这里 σ^2 已知。

解 根据题意

$$(1) \quad H_0: \mu = \mu_0 \leftrightarrow H_1: \mu \neq \mu_0$$

$$\Theta_0 = \{\mu_0\},$$

$$\Theta_1 = \Theta - \Theta_0 = \{\mu: \mu \in (-\infty, +\infty), \mu \neq \mu_0\},$$

$$\begin{aligned}
 (2) \quad L(x_1, \dots, x_n; \mu) &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right\} \\
 &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - \mu)^2 \right] \right\}
 \end{aligned}$$

显然 $L_0(x_1, \dots, x_n) = \sup_{\theta \in \Theta_0} L(x_1, \dots, x_n; \theta)$

$$\begin{aligned}
 &\stackrel{\mu=\mu_0}{=} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - \mu_0)^2 \right] \right\}
 \end{aligned}$$

$$L_1(x_1, \dots, x_n) = \sup_{\mu \in \Theta} L(x_1, \dots, x_n; \mu)$$

$$\begin{aligned}
 &\stackrel{\mu=\bar{x}}{=} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - \bar{x})^2 \right] \right\} \\
 &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right\}
 \end{aligned}$$

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{L_1(x_1, \dots, x_n)}{L_0(x_1, \dots, x_n)}$$

$$= \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right\}}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - \mu_0)^2\right]\right\}}$$

$$= \exp\left\{-\frac{n}{2\sigma^2} (\bar{x} - \mu_0)^2\right\}$$

针对 $\lambda(x_1, \dots, x_n) = \exp\left\{\frac{n}{2\sigma^2}(\bar{x} - \mu_0)^2\right\}$

(3) 对于给定的显著性水平 α , 拒绝域为

$$\bar{W}_\alpha = \{(x_1, \dots, x_n) : \lambda(x_1, \dots, x_n) \geq \lambda_\alpha\}$$

$$= \{(x_1, \dots, x_n) : |\bar{x} - \mu_0| > C_\alpha\}$$

其中 C_α 满足 $P\{|\bar{X} - \mu_0| > C_\alpha \mid \mu_0\} = \alpha$,

当 H_0 成立时, 由于 $\frac{\sqrt{n}}{\sigma}(\bar{X} - \mu_0) \sim N(0, 1)$.

$$|\bar{X} - \mu_0| > C_\alpha \iff \frac{\sqrt{n}}{\sigma} |\bar{X} - \mu_0| > \frac{\sqrt{n}}{\sigma} C_\alpha = \mu_{\alpha/2}$$

$$\iff C_\alpha = \frac{u_{\alpha/2}}{\sqrt{n}} \sigma, \quad \text{与4.2节结论一致。}$$

例4.18 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, (X_1, \dots, X_n) 是 X 的一组样本。
方差 σ^2 未知, 检验:

$$H_0 : \mu = \mu_0 \leftrightarrow H_1 : \mu \neq \mu_0$$

解 根据题意

$$(1) \quad H_0 : \mu = \mu_0 \leftrightarrow H_1 : \mu \neq \mu_0$$

$$\Theta_0 = \{(\mu, \sigma^2) : \mu = \mu_0, 0 < \sigma^2 < \infty\},$$

$$\Theta_1 = \Theta - \Theta_0 = \{(\mu, \sigma^2) : \mu \in (-\infty, +\infty), \\ \mu \neq \mu_0, 0 < \sigma^2 < \infty\},$$

$$\begin{aligned}
 (2) \quad L(x_1, \cdots, x_n; \mu) &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2\right\} \\
 &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\right)^n \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - \mu)^2\right]\right\}
 \end{aligned}$$

则令 $\theta = (\mu, \sigma^2)$, 有

$$L_1(x_1, \cdots, x_n) = \sup_{\mu \in \Theta} L(x_1, \cdots, x_n; \mu)$$

$$\begin{aligned}
 \mu = \bar{x}, \sigma^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \\
 &= \left(\frac{n}{2\pi \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right)^{\frac{n}{2}} \exp\left\{-\frac{n}{2}\right\}
 \end{aligned}$$

$$L_0(x_1, \dots, x_n) = \sup_{\theta \in \Theta_0} L(x_1, \dots, x_n; \theta)$$

$$\begin{aligned} \mu = \mu_0, \sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2 \\ = \left(\frac{n}{2\pi \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2} \right)^{\frac{n}{2}} \exp\left\{-\frac{n}{2}\right\} \end{aligned}$$

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{L_1(x_1, \dots, x_n)}{L_0(x_1, \dots, x_n)} = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right]^{\frac{n}{2}}$$

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \Bigg]^{\frac{n}{2}} = \left(1 + \frac{T^2}{n-1}\right)^{\frac{n}{2}},$$

这里 $T = \frac{\sqrt{n(n-1)}(\bar{x} - \mu_0)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{s_n^*}$

3) 对于给定的显著性水平 α

由于 $\lambda(x_1, \dots, x_n)$ 是 T^2 的严格增函数，因而似然比检验的拒绝域为

$$\bar{W}_\alpha = \{(x_1, \dots, x_n)^T, |T| > C_\alpha\}$$

其中 C_α 满足

$$P\{|T| > C_\alpha \mid (\mu_0, \sigma^2)\} = \alpha,$$

当 H_0 成立时, $T \sim t(n-1)$. 则 $C_\alpha = t_{\alpha/2}(n-1)$,
这与4.2节得到的结果是一致的.



Thank You!

