

第一类错误: 弃真 $\alpha(\theta)$

第二类错误: 取伪 $\beta(\theta)$

$\sup_{\theta \in \theta_0} \alpha(\theta) \leq \alpha$ 称为显著性 α 的检验

正态总体的假设检验

6已知

$$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \Leftrightarrow H_1: \mu > \mu_0 \\ \quad (\mu \leq \mu_0) \\ H_0: \mu = \mu_0 \Leftrightarrow H_1: \mu < \mu_0 \\ \quad (\mu > \mu_0) \\ H_0: \mu = \mu_0 \Leftrightarrow H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases}$$

6未知

$$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \Leftrightarrow H_1: \mu > \mu_0 \\ \quad (\mu \leq \mu_0) \\ H_0: \mu = \mu_0 \Leftrightarrow H_1: \mu < \mu_0 \\ \quad (\mu > \mu_0) \\ H_0: \mu = \mu_0 \Leftrightarrow H_1: \mu \neq \mu_0 \end{cases}$$

$$u = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \stackrel{\mu = \mu_0}{\sim} N(0, 1) \quad D: \left\{ x: \bar{X} > \mu_0 + U_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$$

$$D: \left\{ x: \bar{X} < \mu_0 - U_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right\}$$

$$D: \{ |u| > c \} = \alpha \Rightarrow \alpha = 2(1 - \Phi(c)) \Rightarrow D: \{ u: |u| > U_{\frac{\alpha}{2}} \}$$

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S / \sqrt{n}} \stackrel{\mu = \mu_0}{\sim} t_{n-1} \quad D: \{ t: t > t_{\alpha(n-1)} \}$$

$$D: \{ t: |t| > t_{\alpha(n-1)} \}$$

已知:

$$\begin{cases} H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2 \\ H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2 \\ H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2 \end{cases}$$

$$\chi^2 = \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_n^2 \quad D = \{ \chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n) \}$$

$$D = \{ \chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n) \}$$

$$D = \{ \chi^2 > \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n) \}, \{ \chi^2 < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n) \}$$

未知:

$$\begin{cases} H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2 \\ H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2 \\ H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2 \end{cases}$$

$$\chi^2 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{(n-1)}^2$$

(卡方检验)

$$D = \{ \chi^2 > \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \}, \{ \chi^2 < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \}$$

两个正态总体

估计 μ_x 与 μ_y

σ_x^2, σ_y^2 已知

$$H_0: \mu_x \geq \mu_y \Leftrightarrow H_1: \mu_x < \mu_y$$

\vdots

$$H_0: \mu_x = \mu_y \Leftrightarrow H_1: \mu_x \neq \mu_y$$

$$U = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\sigma_x^2/m + \sigma_y^2/n}} \sim N(0,1) \quad D: \{U < -U_{\alpha/2}\}$$

$$D: \{|U| > U_{\frac{\alpha}{2}}\}$$

$\sigma_x^2 = \sigma_y^2$

$$H_0: \mu_x \geq \mu_y \Leftrightarrow H_1: \mu_x < \mu_y$$

\vdots

$$H_0: \mu_x = \mu_y \Leftrightarrow H_1: \mu_x \neq \mu_y$$

$$\text{用 } S_w^2 = \frac{1}{m+n-2} [\sum (x_i - \bar{x})^2 + \sum (y_i - \bar{y})^2] \text{ 代替 } \sigma_x^2, \sigma_y^2$$

$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_x - \mu_y)}{\sqrt{\frac{S_w^2}{m} + \frac{S_w^2}{n}}} \sim t_{(m+n-2)}$$

$$D: \{|t| > t_{\frac{\alpha}{2}}(n+m-2)\}$$

像正态 N , t 分布这种对称的,

单侧就是 $> U_{\alpha/2}, < -U_{\alpha/2} \rightarrow t_{\alpha/2} < -t_{\alpha/2}$

双侧就是 $> U_{\frac{\alpha}{2}} < -U_{\frac{\alpha}{2}}$

像 χ^2 这种不对称的

单侧: $> \chi_{\alpha}, < \chi_{1-\alpha}$

双侧 $> \chi_{\frac{\alpha}{2}}, < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}$

P值

P值代表了原假设的荒谬程度，P值越小代表原假设越荒谬。

alpha值代表的显著性水平，或者说“最小荒谬接受值”

如果 $P < \alpha$,我们认为原假设比我们能接受的还荒谬，于是拒绝原假设；

相反，如果 $P > \alpha$ ，我们就接受原假设。

P值的计算：当原假设成立时，检验统计量比观测值更加离谱的概率。

从这个定义很好值观理解：就如果p值很小，说明在原假设成立的情况下，现在观测到的样本落到了所有可能发生域的边界（这应该很少发生，所以我们认为这是一个小概率事件），而我们认为：如果一个假设是正确的，就不会发生小概率事件，所以我们认为原假设不成立。

例3: 设 x_1, x_2, \dots, x_n 是来自 $B(1, \theta)$ 的样本观测值,要检验如下(单侧)假设:

$$H_0: \theta \leq \theta_0 \leftrightarrow H_1: \theta > \theta_0.$$

取检验统计量为 $T(\tilde{X}) = \sum_{i=1}^n X_i$, 则拒绝域形式为 $D = \{T(\tilde{x}) \geq C\}$. 则在得到观测值 $\sum_{i=1}^n x_i = t_0$ 后,我们只需要计算概率 $p = P_{\theta_0} \{\sum_{i=1}^n X_i \geq t_0\}$. 这就是检验的p值.