

假设检验

1、在假设检验中，常把一个被检验的假设称为原假设，用 H_0 表示，通常将不应轻易加以否定的假设作为原假设或零假设。当 H_0 被拒绝时接收的假设称为备择假设或对立假设，用 H_1 表示，他们通常成对出现。如果 θ_0 中只含一个点，我们称之为简单原假设。否则就称为复杂或符合原假设。

当 H_0 为简单假设时，其形式可写成 $H_0: \theta = \theta_0$ ，此时的备择假设通常为三种可能：

$$H_1: \theta \neq \theta_0, H_1: \theta < \theta_0, H_1: \theta > \theta_0$$

第一种情况我们成为双侧假设或双边假设，后两种我们称为单侧假设或单边假设。

当备择假设在原假设一侧时的检验称为单侧检验；

当备择假设分散在原假设两侧时的检验称为双侧检验。

2、假设检验的基本步骤

① 建立两个假设，原假设和备择假设

② 选择检验统计量，给出拒绝域形式

由样本对原假设进行判断总是通过一个统计量完成的，该统计量称为检验统计量。使原假设被拒绝的样本观测值所在区域称为拒绝域，一般用 W 表示。此时即将样本空间划分为两个互不相交区域 W 和 \bar{W} (接受域)，当样本属于 W 时，拒绝 H_0 ；否则不拒绝 H_0

③ 选择显著性水平

检验可能犯一下两类错误：

(1) H_0 为真但样本观测值落在拒绝域中，从而拒绝原假设 H_0 ，这种错误称为第一类错误，其发生的概率称为犯第一类错误的概率，或称拒真概率，通常记为 α

(2) H_0 不真 (即 H_1 为真) 但样本观测值落在接受域中, 从而接受原假设 H_0 , 这种错误称为第二类错误, 其发生的概率称为犯 **第二类错误** 的概率, 或称受伪概率, 通常记为 β

犯第一类错误的概率 α 和犯第二类错误的概率 β 可以用同一个函数表示, 即所谓的 **势函数**。势函数是假设检验中最重要的概念之一, 定义如下:

设检验问题

$$H_0: \theta \in \theta_0 \text{ vs } H_1: \theta \in \theta_1$$

的拒绝域为 W , 则样本观测值落在拒绝域内的概率称为该检验的势函数, 记为

$$g(\theta) = P_0(X \in W), \theta \in \Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$$

势函数 $g(\theta)$ 是定义在参数空间 θ 上的一个函数。犯两类错误的概率都是参数 θ 的函数, 并可由势函数算得, 即:

$$g(\theta) = \begin{cases} \alpha(\theta), & \theta \in \Theta_0 \\ 1 - \beta(\theta), & \theta \in \Theta_1 \end{cases}$$

在样本量一定的条件下不可能找到一个使 α 和 β 都小得检验, 因此通常情况下我们仅限制犯第一类错误的概率, 这就是费希尔的显著性检验

对检验问题 $H_0: \theta \in \theta_0 \text{ vs } H_1: \theta \in \theta_1$, 如果一个检验满足对任意的 $\theta \in \Theta_0$ 都有 $g(\theta) \leq \alpha$, 则称该检验师显著性水平 α 的显著性检验, 简称水平为 α 的检验

④ 给出拒绝域

确定显著水平后, 可以给定出检验的拒绝域 W

⑤ 做出判断

再有了明确的拒绝域后, 根据样本观测值我们可以做出判断

3、检验 P 值

当改变显著性水平之后, 拒绝域会改变, 结论也会改变。因此可以采用 **P 值进行检验**。

定义: 在一个假设检验问题中, 利用样本观测值能够做出拒绝原假设的最小显著性水平称为检验的 P 值

由检验的 P 值与人们心目中的显著性水平 α 进行比较可以很容易做出检验的结论:

如果 $\alpha \geq p$, 则在显著性水平为 α 下拒绝 H_0

如果 $\alpha < p$, 则在显著性水平为 α 下接受 H_0

4、正态总体参数的假设检验

(1) 单个正态总体均值的检验

①已知 σ 时的 $u(z)$ 检验

②未知 σ 时的 t 检验

表 7.2.1 单个正态总体均值的假设检验					
检验方法	H_0	H_1	检验统计量	拒绝域	P 值
u 检验 (σ 已知)	$\mu_1 \leq \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$u = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$	$\{u \geq u_{1-\alpha}\}$	$1 - \Phi(u_0)$
	$\mu_1 \geq \mu_2$	$\mu_1 < \mu_2$		$\{u \leq u_\alpha\}$	$\Phi(u_0)$
	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 \neq \mu_2$		$\{ u \geq u_{1-\alpha/2}\}$	$2(1 - \Phi(u_0))$
t 检验 (σ 未知)	$\mu_1 \leq \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}}$	$\{t \geq t_{1-\alpha}(n-1)\}$	$P(t \geq t_0)$
	$\mu_1 \geq \mu_2$	$\mu_1 < \mu_2$		$\{t \leq t_\alpha(n-1)\}$	$P(t \leq t_0)$
	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 \neq \mu_2$		$\{ t \geq t_{1-\alpha/2}(n-1)\}$	$P(t \geq t_0)$

注: $u_0 = \sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0) / \sigma$, $t_0 = \sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0) / s$, t 是服从 $t(n-1)$ 的随机变量。

单个正态总体均值的假设检验					
检验方法	H_0	H_1	检验统计量	拒绝域	P 值
u 检验 (σ 已知)	$\mu_1 \leq \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$u = \frac{(\bar{x} - \mu_0)}{\sigma\sqrt{n}}$	$\{u \geq u_{1-\alpha}\}$	$1 - \Phi(u_0)$
	$\mu_1 \geq \mu_2$	$\mu_1 < \mu_2$		$\{u \leq u_\alpha\}$	$\Phi(u_0)$
	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 \neq \mu_2$		$\{ u \geq u_{1-\alpha/2}\}$	$2(1 - \Phi(u_0))$
t 检验 (σ 未知)	$\mu_1 \leq \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$t = \frac{(\bar{x} - \mu_0)}{s\sqrt{n}}$	$\{t \geq t_{1-\alpha}(n-1)\}$	$P(t \geq t_0)$
	$\mu_1 \geq \mu_2$	$\mu_1 < \mu_2$		$\{t \leq t_{1-\alpha}(n-1)\}$	$P(t \leq t_0)$
	$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 \neq \mu_2$		$\{ t \geq t_{1-\alpha/2}(n-1)\}$	$P(t \geq t_0)$

注: $u_0 = \frac{(\bar{x} - \mu_0)}{\sigma\sqrt{n}}$, $t_0 = \frac{(\bar{x} - \mu_0)}{s\sqrt{n}}$, s, t 是服从 $t(n-1)$ 的随机变量

例题：从甲地发送一个讯号到乙地。设乙地接收到的讯号值服从正态分布 $N(\mu, 0.2^2)$ ，其中 μ 为甲地发送的真实讯号值。现甲地重复发送同意讯号 5 次，乙地接收到的讯号值为 8.05, 8.15, 8.2, 8.1, 8.25，设接收方有理由猜测甲地发送

的信号值为 8, 问能否接受这猜测?

解: 这是一个假设检验问题, 总体 $X \sim N(\mu, 0.2^2)$ 检验假设为:

$$H_0: \mu = 8 \quad v.s. \quad H_1: \mu \neq 8$$

这个双侧检验问题的拒绝域为 $\{|u| \geq u_{1-\alpha/2}\}$, 取置信水平为 $\alpha = 0.05$, 则查表可

知 $u_{0.975} = 1.96$, $u = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} = 1.6771$, u 值未落入拒绝域内, 故不能拒绝原假设, 可认为猜测成立。

(2) 单个正态总体方差的检验

设 x_1, \dots, x_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 对方差亦可考虑如下三个检验问题

$$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2 \quad VS \quad H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$$

$$H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2 \quad VS \quad H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$$

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \quad VS \quad H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$$

通常假定 μ 未知, 他们采用的检验统计量是相同的, 均为

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2}$$

若取显著性水平为 α , 则对应三个检验问题的拒绝域依次分别为

$$W = \{\chi^2 \geq \chi_{1-\alpha}^2(n-1)\}$$

$$W = \{\chi^2 \leq \chi_{\alpha}^2(n-1)\}$$

$$W = \{\chi^2 \geq \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)\} \text{ 或 } W = \{\chi^2 \leq \chi_{\alpha/2}^2(n-1)\}$$

(3) 两个正态总体方差的检验

设 x_1, \dots, x_m 是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本, 设 y_1, \dots, y_n 是来自正态总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, 两个样本相互独立, 考虑如下三类检验问题

$$H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2 \quad VS \quad H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$$

$$H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2 \quad VS \quad H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$$

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \quad VS \quad H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

此处， μ_1, μ_2 均未知，记 s_x^2, s_y^2 分别是由 x_1, \dots, x_m 算得的 σ_1^2 得的无偏估计和 y_1, \dots, y_n 算得的 σ_2^2 的无偏估计，则建立如下的检验统计量

$$F = \frac{s_x^2}{s_y^2}$$

当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 时， $F \sim F(m-1, n-1)$ ，由此给出三个问题检验问题对应的拒绝域依次为

$$W = \{F \geq F_{1-\alpha}(m-1, n-1)\}$$

$$W = \{F \leq F_{\alpha}(m-1, n-1)\}$$

$$W = \{F \geq F_{1-\alpha/2}(m-1, n-1)\} \text{ 或 } W = \{F \leq F_{\alpha/2}(m-1, n-1)\}$$

5、正态性检验

正态分布是最常用的分布，用来判断总体分布是否为正态分布的检验方法称为正态性检验，他在实际问题中大量使用。

正态概率图可用来作正态性检验，方法如下：

利用样本数据在概率图上描点，用目测方法看这些点是否在一条直线附近，若是的话，可以认为该数据来自的总体为正态分布，若明显不在一条直线附近，则认为非正态。

其他正态性检验

(1) 夏皮洛-威尔克(Shapiro-Wilk)检验 (W 检验)

(2) 爱泼斯-普利(Epps-Pulley)检验 (EP 检验)

注：斯皮尔曼是检验相关性的