

0 (四个)最常用的假设检验：应用复习

我们针对同一个随机样本的应用，来复习一下四个最常用的假设检验框架。对每种检验，我们需要变换所做的假设和决策规则。

0.1 随机样本

设 X_1, \dots, X_{10} 为总体服从正态分布的一个随机样本，均值(μ)未知，标准差已知($\sigma=1$)。

下面的表格代表了随机样本的实现值：

x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	\bar{x}
1.0	0.4	-0.3	1.2	-0.6	1.6	-0.3	2.0	0.5	-0.1	0.54

0.2 似然比检验 (LRT):

用显著性水平为 5% 进行似然比检验，原假设是总体均值为 0，备择假设是为总体均值为 1。

$$H_0: \mu = 0$$

$$H_1: \mu = 1$$

决策规则的表达式为：“如果 $f_1(x)/f_0(x) > k$ ，则拒绝 H_0 ”。

- 我们需要计算 k 和对于 $i = 0, 1$ 时， $f_i(x)$ 的值。 k 的值取决于我们想要构造的检验的显著性水平， $f_i(x)$ 的值取决于随机样本的实现值。

0.2.1 计算 k

为了计算 k, 我们需要先知道原假设中 $f_1(x)/f_0(x)$ 的分布。注意大写字母 X 说明统计量 $f_1(x)/f_0(x)$ 是一个由随机样本中的随机变量函数构造的随机变量。

计算 $f_1(x)/f_0(x)$ 分布的方法取决于 (具体例子) 假定的总体分布, 往往很难计算。一旦知道了 $f_1(x)/f_0(x)$ 的分布, 我们就可以寻找满足显著性水平条件的 k 值:

$$P(f_1(x)/f_0(x) > k | \mu=0) = \alpha = 0.05$$

DeGroot and Schervish(2002, 第 465 页第八章)中提出一种不一定要知道 $f_1(x)/f_0(x)$ 的分布就能计算 k 的方法。运用这种方法我们计算出 $k=1.22$, 这意味着 $P(f_1(x)/f_0(x) > 1.22 | \mu=0) = \alpha = 0.05$ 。大家课后可详见 DeGroot and Schervish 书中的叙述。
(不是考试必读部分)

0.2.2 计算似然比 $f_1(x)/f_0(x)$

计算 $f_0(x)$:

$$\begin{aligned} f_0(\mathbf{x} | \mu = 0) &= \prod_{j=1}^n f_0(x_j | \mu = 0) = \prod_{j=1}^{10} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-\mu)^2/(2\sigma^2)} \mid \mu = 0, \sigma = 1 \right) \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{10/2} \cdot 1^{10}} e^{-(2 \cdot 1^2)^{-1} \sum_{j=1}^{10} (x_j - 0)^2} = \frac{1}{(2\pi)^{10/2} \cdot 1^{10}} e^{-(2 \cdot 1^2)^{-1} 19.96} \end{aligned}$$

计算 $f_1(x)$:

$$\begin{aligned} f_1(\mathbf{x} | \mu = 1) &= \prod_{j=1}^n f_0(x_j | \mu = 1) = \prod_{j=1}^{10} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-\mu)^2/(2\sigma^2)} \mid \mu = 1, \sigma = 1 \right) \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{10/2} \cdot 1^{10}} e^{-(2 \cdot 1^2)^{-1} \sum_{j=1}^{10} (x_j - 1)^2} = \frac{1}{(2\pi)^{10/2} \cdot 1^{10}} e^{-(2 \cdot 1^2)^{-1} 9.16} \\ \implies f_1(\mathbf{x})/f_0(\mathbf{x}) &= e^{-0.5 \cdot 9.16} / e^{-0.5 \cdot 19.96} = e^{0.40} = 1.49 \end{aligned}$$

0.2.3 检验的结果

$f_1(x)/f_0(x)=1.49>k=1.22$ ，所以，在显著性水平为 5% 下，拒绝总体均值为 0 的原假设，接受总体均值为 1 的备择假设。

0.3 单侧检验:

用显著性水平为 6% 的单侧检验，检验原假设为总体均值为 0.4，备择假设为总体均值大于 0.4。

$$H_0: \mu = 0.4$$

$$H_1: \mu > 0.4$$

决策规则的表达式为：“如果 $\bar{x} > c$, 则拒绝 H_0 ”。

- 我们需要计算 c 值，它取决于我们想要构造的假设检验的显著性水平。

0.3.1 计算 c

我们要找到满足犯第一类错误的概率为 6% 这一条件的 c 的值，

$$P(\bar{X} > c | \mu = 0.4) = \alpha_0 = 0.06$$

要计算 c ，我们首先需要知道随机变量 \bar{X} 的分布。随机样本是正态分布，因此，可得

$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ 。那么在原假设中， $\bar{X} \sim N(0.4, \frac{1^2}{10})$ ，所以，

$$P\left(\frac{\sqrt{10}(\bar{X} - 0.4)}{1} > \frac{\sqrt{10}(c - 0.4)}{1}\right) = 0.06$$

因为 $\frac{\sqrt{10}(\bar{X} - 0.4)}{1} = Z \sim N(0, 1)$ ，我们知道

$$P\left(Z > \frac{\sqrt{10}(c - 0.4)}{1}\right) = 0.06$$

因为 $P(Z > z_{0.94}) = 0.06$, $z_{0.94}=1.555$, 可得:

$$\frac{\sqrt{10}(c - 0.4)}{1} = 1.555$$

因此,

$$c = 0.4 + \frac{1.555}{\sqrt{10}} = 0.892$$

0.3.2 检验的结果

$\bar{x} = 0.54 < c = 0.892$, 所以, 在显著性水平为 6%下, 不能拒绝总体均值为 0.4 的原假设 H_0 , 总体均值大于 0.4 的备择假设。

0.4 双侧检验:

在显著性水平为 1%下, 采用对称的双侧检验, 检验总体均值等于 0.1 的原假设和总体均值不等于 0.1 的备择假设。

$$H_0: \mu = 0.1$$

$$H_1: \mu \neq 0.1$$

决策规则的表达式为: “如果 $\bar{x} < c_1$ 或 $\bar{x} > c_2$, 拒绝 H_0 ”。

- 需要计算 c_1 和 c_2 , 它们的值取决于检验的显著性水平。

0.4.1 计算 c_1 和 c_2

我们需要找到满足犯第一类错误概率为 1%这一条件的 c_1 和 c_2 的值。

$$P(\bar{X} < c_1 | \mu = 0.1) + P(\bar{X} > c_2 | \mu = 0.1) = \alpha = 0.01$$

因为我们构造的是一个对称的检验, 需要满足如下两个条件:

$$P(\bar{X} < c_1 | \mu = 0.1) = 0.005 \quad \text{和} \quad P(\bar{X} > c_2 | \mu = 0.1) = 0.005$$

为了计算 c_1 和 c_2 ，我们需要知道随机变量 \bar{X} 的分布。随机样本是正态的，则可知

$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ ，在原假设中， $\bar{X} \sim N(0.1, \frac{1^2}{10})$ ，因此：

$$P\left(\frac{\sqrt{10}(\bar{X} - 0.1)}{1} < \frac{\sqrt{10}(c_1 - 0.1)}{1}\right) = 0.005 \quad \text{且} \quad P\left(\frac{\sqrt{10}(\bar{X} - 0.1)}{1} > \frac{\sqrt{10}(c_2 - 0.1)}{1}\right) = 0.005$$

因为 $\frac{\sqrt{10}(\bar{X} - 0.1)}{1} = Z \sim N(0, 1)$ ，可得：

$$P\left(Z < \frac{\sqrt{10}(c_1 - 0.1)}{1}\right) = 0.005 \quad \text{以及} \quad P\left(Z > \frac{\sqrt{10}(c_2 - 0.1)}{1}\right) = 0.005$$

因为 $P(Z < z_{0.005}) = 0.005$ 和 $P(Z > z_{0.995}) = 0.005$ ，在这里， $z_{0.005} = -2.575$ 和

$z_{0.995} = 2.575$ ，可得：

$$\frac{\sqrt{10}(c_1 - 0.1)}{1} = -2.575 \quad \text{和} \quad \frac{\sqrt{10}(c_2 - 0.1)}{1} = 2.575$$

解得：

$$c_1 = 0.1 + \frac{-2.575}{\sqrt{10}} = -0.714 \quad \text{和} \quad c_2 = 0.1 + \frac{2.575}{\sqrt{10}} = 0.914$$

- 注意，计算 c_2 可以遵循上述单侧检验中计算 c 的步骤。（ $\alpha = 0.005$ ）

0.4.2 检验结果

$\bar{x} = 0.54 > c_1 = -0.714$ 和 $\bar{x} = 0.54 < c_2 = 0.914$ ，则显著性水平为 1% 时不能够拒绝总体均值等于 0.1 的原假设而去接受总体均值不为 0.1 的备择假设。

0.5 广义似然比检验 (GLRT):

我们并不是求解这个检验，而是给出基本的指导：

$$H_0 : \mu = 0$$

$$H_1 : \mu \neq 0$$

决策规则表达式为：“如果 $T > d$ ，则拒绝 H_0 ”。

T 为如下统计量：

$$T = \frac{\sup_{\theta \in \Omega_0} L(\theta_1, \dots, \theta_k | x_1, \dots, x_n)}{\sup_{\theta \in \Omega} L(\theta_1, \dots, \theta_k | x_1, \dots, x_n)} = \frac{\sup_{\theta \in \Omega_0} f(\mathbf{x} | \theta \in \Omega_0)}{\sup_{\theta \in \Omega} f(\mathbf{x} | \theta \in \Omega)}$$

● 我们需要计算 T 和 d 。对于 T ，就要找到似然函数的最大值（给定样本数据），通过在原假设和备择假设的集（此时 $\forall \mu \in \mathfrak{R}$ ）中的所有可能的值估计 μ 。这个似然函数的最大值为从分母中得到的那个数值。

● 我们需要遵循相同的步骤来计算分子中的数值，但是，只需要在原假设空间内估计 μ 所有可能值的似然数。因为在这种情况下，原假设空间是一个简单原假设，所以必须在 $\mu = 0$ 处估计似然数。

● 我们根据条件， $P(T < d | \mu = 0) = \alpha$ ，计算 d 。与似然比检验一样，计算 T 的分布方法因情况不同而异，很多时候很难计算。当计算广义似然比检验时，我们采用另一种方法。这种方法只应用于假设 $n \rightarrow \infty$ 的情况下。在一个大样本中，我们知道 $-2 \ln T$ 的极限分布（这一结果本课程不予证明）如下：

$$-2 \ln T \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \chi^2_{(r)}$$

其中， r 等于 Ω 中的自由参数 # 减掉 Ω_0 中的自由参数 #¹

● 如果 $-2 \ln T > \chi^2_{(r), \alpha}$ ，则拒绝 H_0 。

¹技术结果表明该分布是一个 $\chi^2_{(r)}$ 分布，自由度 $r = \dim \Omega - \dim \Omega_0$ 。