



南京大學
NANJING UNIVERSITY

第八章 假设检验

主要内容

- 8.1 假设检验
- 8.2 正态总体均值的假设检验
- 8.3 正态总体方差的假设检验



南京大學
NANJING UNIVERSITY

8. 1 假设检验

何为假设检验？

- 首先针对一个或多个总体提出关于**概率分布或参数**的假设。提出的假设可能是正确的，也可能是错误的。
- 为判断提出的假设是否正确，从总体中抽取样本，根据样本的取值，按一定原则进行检验，然后作出接受或拒绝假设的决定。

假设检验的内容

- 总体均值、均值差的检验
- 总体方差、方差比的检验
- 分布拟合检验
- 秩和检验

假设检验的理论依据

- 小概率事件原理

- 即一般认为小概率事件在一次随机抽样中不会发生。

引例

- 某车间用一台包装机包装葡萄糖. 袋装糖的净重是一个随机变量, 它服从**正态分布**. 当机器正常时, 其均值为 0.5kg , 标准差为 0.015kg . 某日开工后为检验包装机是否正常, 随机地抽取它所包装的糖 9 袋, 称得净重为(kg): 0.497 0.506 0.518 0.524 0.498 0.511 0.520 0.515 0.512, 问机器是否正常?

以 μ, σ 分别表示这一天袋装糖的净重总体 X 的均值和标准差. 由于长期实践表明**标准差比较稳定**, 所以假设 $\sigma = 0.015$.

引例

提出以下两个相互对立的假设：

$H_0 : \mu = \mu_0 = 0.5$ —— 称为原假设或零假设

原假设的对立面：

$H_1 : \mu \neq \mu_0$ —— 称为备择假设

假设检验
的任务

必须在原假设与备择假设
之间作一选择

因为 $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2 / n)$, 从而 $E(\bar{X}) = \mu$.

若原假设 H_0 正确, 则 \bar{X} 偏离 0.5 不应该太远,

若 \bar{X} 偏离 0.5 太远, 就怀疑 H_0 的正确性而拒绝 H_0 ,

检验统计量, 记为 Z

即当 $\left| \frac{\bar{X} - 0.5}{0.015 / 3} \right|$ 取较大值时(小概率事件), 拒绝 H_0 .

小概率事件

因此, 可以确定一个常数 k 使得 $P\left(\left| \frac{\bar{X} - 0.5}{0.015 / 3} \right| \geq k\right) = \alpha$

显著性水平

取 $\alpha = 0.05$, 则 $k = z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{0.025} = 1.96$

则 $\left| \frac{\bar{X} - 0.5}{0.015 / 3} \right| \geq 1.96$ 为检验的拒绝域

$\left| \frac{\bar{X} - 0.5}{0.015 / 3} \right| < 1.96$ 为检验的接受域 (实际上没理由拒绝)

现在 $\left| \frac{\bar{x} - 0.5}{0.015 / 3} \right| = \left| \frac{0.511 - 0.5}{0.015 / 3} \right| = 2.2$

落入拒绝域, 则拒绝原假设 H_0 .

说明总体均值发生了显著性变化, 机器不再正常工作!

由上例可知, 在给定 α 的前提下, 接受还是拒绝原假设完全取决于**样本值**, 因此所作检验可能导致以下两类错误的产生:

第一类错误	——	弃真错误
第二类错误	——	取伪错误

假设检验的两类错误

所作判断 真实情况	拒绝 H_0	不拒绝 H_0
H_0 为真	第一类错误 (弃真)	判断正确
H_0 为假	判断正确	第二类错误 (取伪)

犯第一类错误的概率通常记为 α (就是小概率事件临界值)

犯第二类错误的概率通常记为 β

引例中，犯第一类错误的概率

$$P(\text{拒绝}H_0 | H_0 \text{为真})$$

$$= P\left(\left|\frac{\bar{X} - 0.5}{0.015 / 3}\right| \geq k\right)$$

$$= \alpha$$

所以, 拒绝 H_0 的概率为 α , α 越大, 犯第一类错误的概率越大.

假设检验的两类错误

- 任何检验方法都不能完全排除犯错误的可能性。
理想的检验方法应使犯两类错误的概率都很小，但在样本容量给定的情形下，不可能使两者都很小，降低一个，往往使另一个增大。
- 假设检验的指导思想是控制犯第一类错误的概率不超过 α ，然后，若有必要，通过增大样本容量的方法来降低 β 。

注 备择假设可以是双边的，也可以单边的.

引例中的备择假设是双边的. 若关心的是每包重量是否提高了. 此时可作如下的右边假设检验:

$$H_0 : \mu \leq 0.5; \quad H_1 : \mu > 0.5$$

若关心的是每包重量是否降低了. 此时可作如下的左边假设检验:

$$H_0 : \mu \geq 0.5; \quad H_1 : \mu < 0.5$$

右边检验的拒绝域

设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ 未知, σ 已知, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本. 给定显著性水平 α , 求检验问题

$$H_0: \mu \leq \mu_0, \quad H_1: \mu > \mu_0$$

的拒绝域.

因为 $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2 / n)$, 从而 $E(\bar{X}) = \mu$.

若原假设 H_0 正确, 则 $\bar{X} \leq \mu_0$ 是大概率事件,

即 $\bar{X} \geq \mu_0$ 是小概率事件, 此时应拒绝 H_0 .

即当 $\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$ 取较大值时(小概率事件), 拒绝 H_0 .

因此, 可以确定一个常数 k 使得 $P\left(\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \geq k\right) = \alpha$

则 $k = z_\alpha$

则 $\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \geq z_\alpha$ 为检验的拒绝域

$\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} < z_\alpha$ 为检验的接受域 (实际上没理由拒绝)

左边检验的拒绝域

设总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ 未知, σ 已知, X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本. 给定显著性水平 α , 求检验问题

$$H_0: \mu \geq \mu_0, \quad H_1: \mu < \mu_0$$

的拒绝域.

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \leq -z_\alpha \text{ 为检验的拒绝域}$$

$$\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} > -z_\alpha \text{ 为检验的接受域 (实际上没理由拒绝)}$$

假设检验的步骤

1. 根据实际问题所关心的内容, 建立 H_0 与 H_1
2. 在 H_0 为真时, 选择合适的统计量 W
3. 给定显著性水平 α , 确定拒绝域
4. 根据样本值计算, 并作出相应的判断



南京大學
NANJING UNIVERSITY

8.2 正态总体均值的假设检验

(一) 单个正态总体均值 μ 的检验

拒绝域的推导

给定显著性水平 α 与样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) ,

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 已知, 需检验:

$$H_0 : \mu = \mu_0, \quad H_1 : \mu \neq \mu_0$$

选择统计量 $Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$

$$P(\text{拒绝}H_0 | H_0 \text{为真}) = \alpha$$

$$\text{则 } P_{H_0} \left(\left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \right| \geq k \right) = \alpha$$

$$\text{则 } k = z_{\alpha/2}$$

所以本检验的拒绝域为

$$|Z| \geq z_{\alpha/2} \quad \text{-----} \quad \boxed{Z \text{ 检验法}}$$

Z 检验法 (σ^2 已知)

原假设 H_0	备择假设 H_1	检验统计量及其 H_0 为真时的分布	拒绝域
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$ $\sim N(0, 1)$	$ Z \geq z_{\alpha/2}$
$\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$		$Z \leq -Z_{\alpha}$
$\mu \leq \mu_0$	$\mu > \mu_0$		$Z \geq Z_{\alpha}$

t 检验法 (σ^2 未知)

原假设 H_0	备择假设 H_1	检验统计量及其 H_0 为真时的分布	拒绝域
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$t = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$ $\sim t(n-1)$	$ t \geq t_{\frac{\alpha}{2}}$
$\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$		$t \leq -t_{\alpha}$
$\mu \leq \mu_0$	$\mu > \mu_0$		$t \geq t_{\alpha}$

- **例** 某种元件的寿命 X (以 h 计)服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 均未知, 现测得16只元件的寿命如下:

159 280 101 212 224 379 179 264

222 362 168 250 149 260 485 170

问是否有理由认为元件的平均寿命大于225 h ?

- **解** 按题意需检验

$$H_0: \mu \leq \mu_0 = 225, \quad H_1: \mu > 225$$

选择统计量
$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

检验的拒绝域为
$$t \geq t_{\alpha}(n-1)$$

现在 $n = 16$, 取 $\alpha = 0.5$, 则拒绝域为

$$t > t_{0.5}(15) = 1.7531$$

经计算, $\bar{x} = 241.5$, $s = 98.7259$,

即有 $t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} = \frac{241.5 - 225}{98.7259 / \sqrt{16}} = 0.6658 < 1.7531$

因此 t 没有落在拒绝域中, 故接受 H_0 ,

即认为元件的平均寿命不大于 225 h.

(二) 两个正态总体均值差的检验

$(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ 为取自总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本,

$(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$ 为取自总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本,

且两样本相互独立,

\bar{X}, S_1^2 ; \bar{Y}, S_2^2 分别表示两样本的均值与方差

需检验 $H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0, H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$

关于均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 的检验

原假设 H_0	备择假设 H_1	检验统计量及其在 H_0 为真时的分布	拒绝域
$\mu_1 - \mu_2 = 0$	$\mu_1 - \mu_2 \neq 0$	$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$ $\sim N(0,1)$ <p>(σ_1^2, σ_2^2 已知)</p>	$ Z \geq z_{\alpha/2}$
$\mu_1 - \mu_2 \geq 0$	$\mu_1 - \mu_2 < 0$		$Z \leq -z_{\alpha}$
$\mu_1 - \mu_2 \leq 0$	$\mu_1 - \mu_2 > 0$		$Z \geq z_{\alpha}$

原假设 H_0	备择假设 H_1	检验统计量及其在 H_0 为真时的分布	拒绝域
$\mu_1 - \mu_2 = 0$	$\mu_1 - \mu_2 \neq 0$	$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} S_w}$ $\sim t(n_1 + n_2 - 2)$ $\left(\begin{array}{c} \sigma_1^2, \sigma_2^2 \text{未知} \\ \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \end{array} \right)$	$ t \geq t_{\frac{\alpha}{2}}$
$\mu_1 - \mu_2 \geq 0$	$\mu_1 - \mu_2 < 0$		$t \leq -t_{\alpha}$
$\mu_1 - \mu_2 \leq 0$	$\mu_1 - \mu_2 > 0$		$t \geq t_{\alpha}$

其中
$$S_w = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

例 用两种方法治疗某种类型的精神病，从疗法1的65个病例的记录得到平均疗程为123天，均方差21天；从疗法2的53个病例的记录得到平均疗程为132天，均方差30天，问在 $\alpha = 0.1$ 时，这两种疗法的平均疗程有无显著差异？（不论哪种疗法的疗程都服从正态分布，已经检验方差是齐性的）

解 按题意需检验

$$H_0: \mu_1 = \mu_2, H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

选择统计量
$$t = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} S_w}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

现在 $n_1 = 65$, $n_2 = 53$, $\alpha = 0.1$, 故拒绝域为

$$|t| \geq t_{0.05}(116) = 1.658$$

由给定值算得 $|t| = 1.912$,

落在拒绝域内, 故拒绝 H_0 ,

即认为两种疗法的平均疗程有显著差异.



南京大學
NANJING UNIVERSITY

8.3 正态总体方差的假设检验

(一) 单个总体的情况

拒绝域的推导

给定显著性水平 α 与样本 (X_1, X_2, \dots, X_n) ,

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, μ, σ^2 未知, 需检验:

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

选择统计量 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1)$

若原假设正确, 则 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1)$

因为 $E(S^2) = \sigma_0^2$, 所以 $\frac{S^2}{\sigma_0^2}$ 在1附近摆动,

进而 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ 在某个范围内摆动, 这是一个大概率事件,

反之, $\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ 在某个范围外取值是一个小概率事件,

$$\text{令 } P\left(\frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \leq k_1 \text{ 或 } \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \geq k_2\right) = \alpha,$$

$$\text{可得 } k_1 = \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1), k_2 = \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$$

$$\text{因此拒绝域为: } \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1) \text{ 或 } \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \geq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$$

χ^2 检验法

原假设 H_0	备择假设 H_1	检验统计量及其在 H_0 为真时的分布	拒绝域
$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ $\sim \chi^2(n-1)$ <p>(μ 未知)</p>	$\chi^2 \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ 或 $\chi^2 \geq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$
$\sigma^2 \geq \sigma_0^2$	$\sigma^2 < \sigma_0^2$		$\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$
$\sigma^2 \leq \sigma_0^2$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$		$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n-1)$

(二) 两个总体的情况

$(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ 为取自总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的样本,

$(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$ 为取自总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本,

且两样本相互独立,

S_1^2, S_2^2 分别表示两样本的方差,

且设 $\mu_1, \sigma_1^2, \mu_2, \sigma_2^2$ 均未知,

需检验 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2, H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

关于方差比 σ_1^2 / σ_2^2 的检验

原假设 H_0	备择假设 H_1	检验统计量及其在 H_0 为真时的分布	拒绝域
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ 或 $F \geq F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
$\sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 < \sigma_2^2$		$F \leq F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
$\sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 > \sigma_2^2$		$F \geq F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$

μ_1, μ_2 均未知

例 在甲乙两地各取了50块和52块岩心，进行磁化率测定，算出样本无偏方差 $s_1^2 = 0.0142$, $s_2^2 = 0.0054$, 今取显著水平 $\alpha = 0.10$, 问甲、乙两地段磁化率方差是否有显著差异？（设磁化率服从正态分布）

解 按题意需检验

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

选择统计量 $F = S_1^2 / S_2^2 \sim F(49, 51)$

则拒绝域为 $F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(49, 51)$

或 $F \geq F_{\frac{\alpha}{2}}(49, 51)$

现在 $\alpha = 0.10$, 查表得 $F_{0.05}(49, 51) = 1.59$,

$F_{0.95}(49, 51) = 1 / F_{0.05}(51, 49) = 1 / 1.64 = 0.61$,

则拒绝域为: $F \leq 0.61$ 或 $F \geq 1.59$

由给定值算得: $F = \frac{s_1^2}{s_2^2} = \frac{0.0142}{0.0054} = 2.63$

显然 $F = 2.63 > 1.59$, 落入拒绝域内, 故拒绝 H_0 ,

即认为甲乙两地岩心磁化率方差有显著差异.

THE END