



河海大学

Ch8 假设检验



● 假设检验的基本概念和思想

例 某糖厂用自动包装机将糖装箱。已知规定每箱的标准重量为100公斤。设每箱的糖重服从正态分布。由以往经验知重量的均方差为0.9 公斤并保持不变。某日开工后，为了检验包装机的工作是否正常，随机抽取该机所包装的9箱，称得其净重为(单位: kg): 99.3, 98.7, 100.5, 101.2, 98.3, 99.7, 105.1, 102.6, 100.5。问该日此包装机的工作是否正常 ? ($\alpha = 0.05$)

1. 两类问题

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{L}(x; \theta), \theta \in \Theta$$

(1) 参数假设检验

总体分布已知，参数未知，

由观测值 x_1, \dots, x_n 检验假设

$$H_0: \theta = \theta_0; H_1: \theta \neq \theta_0$$

(2) 非参数假设检验 $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} X$,

总体分布未知，由观测值 x_1, \dots, x_n 检验假设

$$H_0: F(x) = F_0(x; \theta); H_1: F(x) \neq F_0(x; \theta)$$

本课程主要讨论参数假设检验.

2. 检验法则与拒绝域

以样本 (X_1, \dots, X_n) 出发制定一个法则，一旦观测值 (x_1, \dots, x_n) 确定后，我们由这个法则就可作出判断是拒绝 H_0 还是接受 H_1 ，这种法则称为 H_0 对 H_1 的一个**检验法则**，简称**检验法**。

样本观测值的全体组成样本空间 S ，把 S 分成两个互不相交的子集 C 和 C^* ，即 $S=C \cup C^*$ ， $C \cap C^*=\emptyset$ ，假设当 $(x_1, \dots, x_n) \in C$ 时，我们就拒绝 H_0 ；当 $(x_1, \dots, x_n) \in C^*$ 时，我们就接受 H_0 。

子集 $C \subset S$ 就称为检验的**拒绝域**(或**临界域**)。

3. 检验的两类错误

给出了 H_0 对 H_1 的某个检验法则，即给出了 S 的两个划分 C 与 C^* ，由于样本的随机性，在进行判断时，还可能犯错误。

$$\{\text{拒绝}H_0 | H_0\text{真}\} = \{(x_1, \dots, x_n) \in C | H_0\text{真}\}$$

——第一类错误或弃真

$$\{\text{接受}H_0 | H_0\text{假}\} = \{(x_1, \dots, x_n) \in C^* | H_0\text{假}\}$$

——第二类错误或取伪

这两个事件都是小概率事件。

常记 $P\{\text{拒绝}H_0 | H_0\text{真}\} = \alpha$ ， $P\{\text{接受}H_0 | H_0\text{假}\} = \beta$ ， α ， β 在0~1之间，通常不超过0.1。

4. 显著性检验

对于给定的一对 H_0 和 H_1 ，总可找出许多临界域，人们自然希望找到这种临界域 C ，使得犯两类错误的概率 α 和 β 都很小。但在样本容量 n 一定时，这又是做不到的，除非容量 n 无限增大。

奈曼—皮尔逊 (*Neyman—Pearson*) 提出了一个原则：在控制犯第一类错误的概率 α 的条件下，尽量使犯第二类错误 β 小，这是最优检验 (MPT)。

但是有时MPT法则很难找到，甚至不存在。在这种情况下，我们不得不降低要求，另提一些原则。应用上常采纳的原则是“只对 α 加以限制，而不考虑 β 的大小”。按这种法则做出的检验称为“显著性检验”，此时 α 称为显著性水平或检验水平。

显著性检验的思想和步骤：

- (1)根据实际问题作出假设 H_0 与 H_1 ；
- (2)构造统计量，在 H_0 真时其分布已知；
- (3)给定水平 α 的值(一般为0.05, 0.025, 0.01, 0.005等),求出 H_0 对 H_1 的拒绝域C；
- (4)查表、计算得分位点和统计量的值；
- (5)比较统计量与分位点值的大小，得出结论，依据是**小概率原理**。

• 单正态总体的假设检验

一、单总体均值的假设检验

设 $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 水平 α , 由观测值 x_1, \dots, x_n 检验假设 $H_0: \mu = \mu_0; H_1: \mu \neq \mu_0$ 。

1. σ^2 已知的情形

构造

$$U = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

由 $P\{|U| > z_{\alpha/2}\} = \alpha$, 可得拒绝域: $|U| > z_{\alpha/2}$

查表，计算，比较大小，即得结论：

若 $|U| = \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{\sigma/\sqrt{n}} > z_{\alpha/2}$ ，则拒绝 H_0 而接受

H_1 ： $\mu \neq \mu_0$ ，反之，接受 H_0 ： $\mu = \mu_0$ 。

例 某电器零件的平均电阻 2.64 Ω ，标准差保持在 0.06 Ω ，改变加工工艺后，测得100个零件，其平均电阻为 2.62 Ω ，标准差不变。假设电阻近似地服从正态分布，问新工艺对此零件的电阻有无显著影响？（ $\alpha=0.01$ ）

说明

- (1) $H_0: \mu = \mu_0$; $H_1: \mu \neq \mu_0$ 称为**双边**HT问题;
 $H_0: \mu = \mu_0$; $H_1: \mu > \mu_0$ (或 $\mu < \mu_0$), 则称为**单边**问题; 这是一个**不完备**的HT问题。
- (2) $H_0: \mu \leq \mu_0$; $H_1: \mu > \mu_0$ 或 $H_0: \mu \geq \mu_0$; $H_1: \mu < \mu_0$ 也称为**单边**HT问题, 这是一个**完备**的HT问题。
 $H_1: \mu > \mu_0$ 称为**右边**HT问题; $H_1: \mu < \mu_0$ 称为**左边**HT问题。

对于 $H_0 : \mu = \mu_0$; $H_1 : \mu < \mu_0$, σ^2 已知

构造
$$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$$

可得拒绝域 $U < -z_\alpha = z_{1-\alpha}$

同理 $H_0 : \mu = \mu_0$; $H_1 : \mu > \mu_0$, σ^2 已知

构造
$$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$$

其拒绝域为 $U > z_\alpha$

例 在一批木材中抽出100根, 测量其小头直径, 测得样本均值 $\bar{x} = 11.20cm$. 已知小头直径服从正态分布且方差为 $\sigma^2 = 6.76$. 检验($\alpha = 0.05$):

$$H_0 : \mu = 12; \quad H_1 : \mu < 12.$$

现以 $H_0: \mu \leq \mu_0$; $H_1: \mu > \mu_0$, σ^2 已知为例,
说明完备单边问题与不完备单边问题有相同的
拒绝域。

完备单边问题与不完备单边问题有相同的拒绝域。

2. σ^2 未知的情形

对于假设 $H_0 : \mu = \mu_0$; $H_1 : \mu \neq \mu_0$, 构造

$$T = \frac{\overline{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

可得拒绝域: $|T| > t_{\alpha/2}(n-1)$

例 某批矿砂的5个样品中的镍含量，经测定为(%)：3.25, 3.27, 3.24, 3.26, 3.24。设测定值总体服从正态分布，问在 $\alpha=0.01$ 下能否接受假设：这批矿砂的镍含量的均值为3.25。

$$H_0 : \mu = \mu_0; H_1 : \mu < \mu_0$$

$$T = \frac{\overline{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

拒绝域: $T < -t_{\alpha}(n-1) = t_{1-\alpha}(n-1)$

$$H_0 : \mu = \mu_0; H_1 : \mu > \mu_0$$

$$T = \frac{\overline{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

拒绝域: $T > t_{\alpha}(n-1)$

例 已知用某种钢生产的钢筋强度 X 服从正态分布，且 $E(X)=52.00(kg/mm^2)$ 。今改变炼钢的配方，利用新法炼了七炉钢，从这七炉钢生产的钢筋中每炉抽一根测得其强度分别为：52.45, 48.51, 56.02, 51.53, 49.02, 53.38, 54.04。问用新方法炼钢生产的钢筋其强度的均值是否有明显提高 ($\alpha=0.05$)。

二、单总体方差的假设检验

设 $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$, 水平 α , 由观测值 x_1, \dots, x_n 检验假设

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

1. μ 未知的情形

构造 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

拒绝域: $\chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)$ 或 $\chi^2 > \chi_{\alpha/2}^2(n-1)$ 。

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2; \quad H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$$

构造 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

拒绝域: $\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2; \quad H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$$

构造 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

拒绝域: $\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n-1)$

例 某厂生产一批某种型号的汽车蓄电池，由以往经验知其寿命 X 近似地服从正态分布，它的均方差为0.80(年)。现从该厂生产的该型号蓄电池中任意抽取13个，算得样本均方差为0.92(年)，取显著性水平 $\alpha=0.10$ ，问该厂生产的这批蓄电池寿命的方差是否有明显改变？

2. μ 已知的情形

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

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2} = \chi^2_{n-1} \quad \text{真}_0 H = \sim \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2_{n-1}$$

$$\text{其中 } S_{\mu}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2。$$

即可作相应的假设检验。（留做练习）

综上有单个正态总体的检验表：
关于均值 μ 的假设检验：

H_0	H_1	拒绝(H_0)域	
		σ^2 已知	σ^2 未知
		$U = \frac{\bar{X} - \mu_0^{H_0\text{真}}}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$	$T = \frac{\bar{X} - \mu_0^{H_0\text{真}}}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$ U > z_{\alpha/2}$	$ T > t_{\alpha/2}(n-1)$
	$\mu > \mu_0$	$U > z_{\alpha}$	$T > t_{\alpha}(n-1)$
	$\mu < \mu_0$	$U < -z_{\alpha}$	$T < -t_{\alpha}(n-1)$

关于均值 σ^2 的假设检验：

H_0	H_1	拒绝(H_0)域	
		μ 已知 $\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2}$ H_0 真 $\sim \chi^2(n)$	μ 未知 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ H_0 真 $\sim \chi^2(n-1)$
$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(n)$ or $\chi^2 > \chi_{\alpha/2}^2(n)$	$\chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)$ or $\chi^2 > \chi_{\alpha/2}^2(n-1)$
	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	$\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n)$	$\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n-1)$
	$\sigma^2 < \sigma_0^2$	$\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n)$	$\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$

• 双正态总体均值差与方差比的假设检验

一、均值差的假设检验

设 $X_1, \dots, X_{n_1} \stackrel{iid}{\sim} N(u_1, \sigma_1^2); Y_1, \dots, Y_{n_2} \stackrel{iid}{\sim} N(u_2, \sigma_2^2),$

两样本独立，水平 α ，由观测值 $x_1, \dots, x_{n_1};$

y_1, \dots, y_{n_2} 检验假设 $H_0: \mu_1 = \mu_2; H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

即 $H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0; H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$

1. σ_1^2 、 σ_2^2 已知的情形

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 ; \quad H_1 : \mu_1 - \mu_2 \neq 0$$

$$\text{构造 } U = \frac{\bar{X} - \bar{Y} \overset{H_0 \text{真}}{=} \bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

可得拒绝域： $|U| > z_{\alpha/2}$

对应单边问题的拒绝域分别为

左边 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 < 0$ 为： $U < -z_{\alpha}$ ；

右边 $H_1 : \mu_1 - \mu_2 > 0$ 为： $U > z_{\alpha}$ 。

2. $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 未知的情形

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

可得拒绝域: $|T| > t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$

对应单边问题的拒绝域分别为

左边 $H_1: \mu_1 - \mu_2 < 0$ 为: $T < -t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$;

右边 $H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$ 为: $T > t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$.

3. σ_1^2 、 σ_2^2 未知的情形

此时没有已知精确分布的统计量来作检验，
只有在大样本($n_1, n_2 \geq 30$)的情况下，可认为

$$\sigma_1^2 \approx S_1^2, \sigma_2^2 \approx S_2^2,$$

从而得到第一种情形。

例 在漂白工艺中要考察温度对针织品断裂强力的影响。在 70°C 与 80°C 下分别作了七次和九次测试，测得断裂强力的数据如下(单位:kg):

70°C : 20.5, 18.8, 20.9, 21.5, 19.5, 21.6, 21.8;

80°C : 17.7, 19.2, 20.3, 20.0, 18.6, 19.0, 19.1,
20.0, 18.1;

根据以往经验知两种温度下的断裂强力都近似服从正态分布，其方差相等且相互独立，试问两种温度下的平均断裂强力有无显著差别 ($\alpha=0.05$) ?

二、方差比的假设检验

设 $X_1, \dots, X_{n_1} \stackrel{iid}{\sim} N(\mu_1, \sigma_1^2); Y_1, \dots, Y_{n_2} \stackrel{iid}{\sim} N(\mu_2, \sigma_2^2),$

两样本独立，水平 α ，由观测值

$$x_1, \dots, x_{n_1}; \quad y_1, \dots, y_{n_2}$$

检验假设 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2; H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

1. μ_1 、 μ_2 未知的情形

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

$$\text{构造 } F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

即得拒绝域

$$F < F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1) \text{ 或 } F > F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$$

而对应的单边问题的拒绝域分别是

$$\text{左边: } F < F_{1-\alpha}(n_1-1, n_2-1);$$

$$\text{右边: } F > F_{\alpha}(n_1-1, n_2-1)。$$

2. μ_1 、 μ_2 已知的情形

构造 $F = \frac{S_{\mu_1}^2}{S_{\mu_2}^2} \stackrel{H_0 \text{真}}{=} \frac{S_{\mu_1}^2 / \sigma_1^2}{S_{\mu_2}^2 / \sigma_2^2} \sim F(n_1, n_2),$

即可得到检验的拒绝域。(自己完成)

例 机器包装食盐，假设每袋盐的净重服从正态分布，规定每袋标准重量为1kg，标准差为 0.02 kg。某天开工后，为检验其机器工作是否正常，从装好的食盐中随机抽取9袋，测其净重(单位：kg)为：0.994，1.014，1.02，0.95，1.03，0.968，0.976，1.048，0.982，问这天包装机工作是否正常 ($\alpha=0.05$) ？

关于均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 的假设检验：

H_0	H_1	拒绝(H_0)域	
		σ_1^2, σ_2^2 已知	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 未知
		$U = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$ $H_0 \text{真} \sim N(0, 1)$	$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ $H_0 \text{真} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$
$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 \neq \mu_2$	$ U > z_{\alpha/2}$	$ T > t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$
	$\mu_1 > \mu_2$	$U > z_{\alpha}$	$T > t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$
	$\mu_1 < \mu_2$	$U < -z_{\alpha}$	$T < -t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$

关于方差比 σ_1^2 / σ_2^2 的假设检验：

H_0	H_1	拒绝(H_0)域	
		μ_1, μ_2 已知	μ_1, μ_2 未知
		$F = \frac{\frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{\frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \mu_2)^2}$ $\underset{H_0 \text{真}}{\sim} F(n_1, n_2)$	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \underset{H_0 \text{真}}{\sim} F(n_1 - 1, n_2 - 1)$
$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	\neq	$F < F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2)$ $\text{or } F > F_{\alpha/2}(n_1, n_2)$	$F < F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ $\text{or } F > F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
	$>$	$F > F_{\alpha}(n_1, n_2)$	$F > F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
	$<$	$F < F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$	$F < F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$