概率统计第十五讲 假假**验**验

假设检验的基本概念和思想(一)两类问题

1、参数假设检验

 $X_1,...,X_n \sim F(x;\theta), \theta \in \Theta$, 总体分布已知, 参数未知, 由观测值 $x_1,...,x_n$ 检验假设 H_0 : $\theta = \theta_0$; H_1 : $\theta \neq \theta_0$.

2、非参数假设检验

 $X_1,...,X_n \sim X_n$ 总体分布未知,由观测值 $X_1,...,X_n$ 检验假设

 H_0 : $F(x)=F_0(x;\theta)$; H_1 : $F(x)\neq F_0(x;\theta)$ 。 常称 H_0 为原假设, H_1 为备择假设。

本讲题要

- 基本概念
- 单正态总体的假设检验
- 双正态总体均值差与方差比的假设检验

(二) 检验法则与拒绝域

- •以样本($X_1, ..., X_n$)出发制定一个法则,一旦观测值($X_1, ..., X_n$)确定后,由这个法则就可作出判断是拒绝 H_0 还是接受 H_0 ,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W和 W^c , 即 $S=W\cup W^c$, $W\cap W^c=O$.
- •假设当 $(x_1, ..., x_n)$ ∈W时,我们就拒绝 H_0 ;当 $(x_1, ..., x_n)$ ∈W。时,我们就接受 H_0 。子集W⊂S就称为检验的拒绝域(或临界域)。一般将W° $\subset S$ 称为接收域。

(三) 检验的两类错误

称 H₀真而被拒绝的错误为第一类错误或 拒真错误,

称 H_0 假而被接受的错误为第二类错误或受伪错误。

记 $\alpha = P(拒绝H_0|H_0真);$ $\beta = P(接受H_0|H_0假).$

对于给定的一对 H_0 和 H_1 ,总可找出许多拒绝域,自然希望找到这种拒绝域W,使得犯两类错误的概率都很小。

如:对总体X~N(μ,1), 要检验

 H_0 : $\mu = 0$; H_1 : $\mu = 1$.

拒绝域可取 $\bar{x} \ge k$,那么k=?

根据Neyman-Pearson原则: 应选取k使

"犯第一类错误的概率不超过指定值α的条件下,尽量使犯第二类错误的概率小

"这里 $\mu = 0$ 时, $\bar{x} \sim N(0,1/n)$.

$$\alpha(0) = \mathbf{P}(\bar{x} \ge k \mid \mu = 0) = 1 - \Phi(\sqrt{nk}) \le \alpha,$$

 $\Rightarrow k \geq u_{1-\alpha}/\sqrt{n}$.

Neyman-Pearson提出了一个原则

"在控制犯第一类错误的概率不超过指定值α的条件下,尽量使犯第二类错误的概率β小"按这种法则做出的检验称为"显著性检验",α称为显著性水平或检验水平。

6

而 $\mu = 1$ 时, $\bar{x} \sim N(1,1/n)$.

 $\beta(1) = P(\overline{x} < k \mid \mu = 1) = \Phi(\sqrt{n}(k-1))$

β关于k单增,故为使β小,k要尽可能小。

对比 $k \geq u_{1-\alpha}/\sqrt{n}$.

说明k最小只能取到 $u_{1-\alpha}/\sqrt{n}$,得水平为

 α 的拒绝域为 $\bar{x} \ge u_{1-\alpha} / \sqrt{n}$.

•可见,使 $\alpha(0) \le \alpha$ 与又使β尽可能小的k值恰好满足 $\alpha(0) = \alpha$ 。

•一般地,符合Neyman-Pearson原则的拒绝域满足 $\alpha(\theta_0)=\alpha$ 。

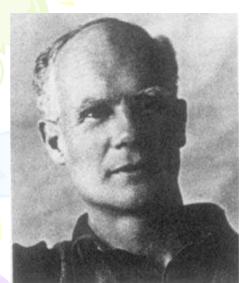


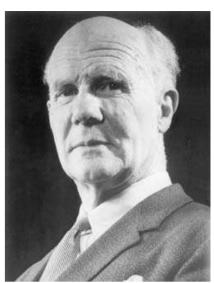


Jerzy Neyman
Born: 16 April 1894 in Bendery, Moldavia
Died: 5 Aug 1981 in Oakland, California, USA

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Ho真时其分布已知;
- (3)给定显著性水平α的值,参考 H_1 ,令 $P(拒绝H_0|H_0\bar{q})=\alpha$,求出拒绝域W;
- (4) 计算统计量的值,若统计量 $\in W$,则 拒绝 H_0 ,否则接受 H_0 。





Egon Sharpe PearsonBorn: 11 Aug 1895 in Hampstead (near London), England
Died: 12 June 1980 in Midhurst, Sussex, England

10

单正态总体的假设检验

一、单正态总体均值的假设检验 $\partial X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$,给定检验水平 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已知的情形---u检验

对于假设 H_0 : $\mu = \mu_0$; H_1 : $\mu \neq \mu_0$, 构造 $u = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu)}{\sigma} = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{\sigma} \sim N(0,1),$ 由 $P(|u| \geq u_{1-\alpha/2}) = \alpha$, 可得拒绝域: $\{|u| \geq u_{1-\alpha/2}\}$. 查表,计算,比较大小,得出结论。

说明:

- (1) *H*₀: μ=μ₀; *H*₁: μ≠μ₀称为双边HT问题;
- (2) H_0 : $\mu \leq \mu_0$; H_1 : $\mu > \mu_0$ 或 H_0 : $\mu \geq \mu_0$; $H_{1:}$ $\mu < \mu_0$ 称为单边HT问题,这是完备的HT问题;
- (3) H_0 : μ=μ₀; H_1 : μ>μ₀ (或μ<μ₀) ,也称 为单边问题,这是不完备的HT问题:
- (4)可证:完备的HT问题与不完备的HT问题有相同的拒绝域、从而检验法一致。

完备的右边HT问题

*H*₀: μ≤μ₀; *H*₁: μ>μ₀,

 H_0 下, $\frac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu)}{\sigma} \sim N(0,1)$, $\mu \leq \mu_0$ 。 令 $u = \frac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu_0)}{\sigma}$,若取拒绝域为 $W = \{u \geq u_{1-\alpha}\}$ (故这是合理的!)则犯第一类错误的概率为

別犯第一类错误的概率为
$$P(u \ge u_{1-\alpha} \mid \mu \le \mu_0) = P\left(\frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu + \mu - \mu_0)}{\sigma} \ge u_{1-\alpha}\right)$$

$$= P\left(\frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu)}{\sigma} \ge u_{1-\alpha} + \frac{\sqrt{n}(\mu_0 - \mu)}{\sigma}\right)$$

$$= 1 - \Phi\left(u_{1-\alpha} + \frac{\sqrt{n}(\mu_0 - \mu)}{\sigma}\right) \le 1 - \Phi(u_{1-\alpha}) = \alpha$$
于是,
$$\sup_{u \le u} P(u \ge u_{1-\alpha} \mid \mu \le \mu_0) = \alpha.$$

不完备的右边HT问题的解

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

$$H_0 \overline{\Gamma}, \quad u = \frac{\sqrt{n}(\overline{x} - \mu_0)}{\sigma} \sim N(0, 1),$$

由P(u≥u_{1-α})=α,可得拒绝域: W={u≥u_{1-α}}。

例1 设某厂生产一种灯管, 其寿命X~N(μ,200²), 由以往经验知平均寿命μ=1500小时, 现采用新工艺后, 在所生产的灯管中抽取25只, 测得平均寿命1675小时, 问采用新工艺后, 灯管寿命是否有显著提高。(α=0.05)

解: H_0 : μ =1500, H_1 : μ >1500。

$$H_0$$
 \uparrow , $u = \frac{\sqrt{25}(\bar{x} - 1500)}{200} \sim N(0, 1)$.

由P(*u*≥*u*_{1-α})=α,可得拒绝域: *u*≥*u*_{0.95}=1.645。

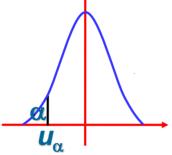
这里
$$u = \frac{\sqrt{25}(1675 - 1500)}{200} = 4.375 > 1.645$$
,拒绝 H_0 。

左边HT问题

 H_0 : μ=μ₀; H_1 : μ<μ₀或 H_0 : μ≥μ₀; H_1 : μ<μ₀。

$$\mu = \mu_0$$
时, $\frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 。

由 $P(u \le u_{\alpha}) = \alpha$,可得显著性水平为 α 的拒绝域为 $u \le u_{\alpha}$ 。



17

注:上题中,用双边检验或右边检验都是错误的.

- •若用双边检验,*H*₀: μ**=4.55**; *H*₁: μ**≠4.55**,则 拒绝域为|*u*|≥*u*_{1-α/2}=1.96。
- •由|u|=3.78>1.96, 故拒绝H₀, 说明可以认为该日铁水的平均含碳量显著异于4.55, 但无法说明是显著高于还是低于4.55. 不合题意。
- •若用右边检验,*H*₀: μ≤4.55; *H*₁: μ>4.55,则 拒绝域为*u*≥*u*_{0.05}=-1.645。
- •由*u*=-3.78<-1.645, 故接受*H*₀, 说明不能认为该日铁水的平均含碳量显著高于4.55, 但无法区分是等于还是低于4.55, 也不合题意。

例2 已知某炼铁厂的铁水含碳量在正常情况下服从正态分布 N(4.55,0.11²). 某日测得5 炉铁水含碳量如下: 4.28, 4.40, 4.42, 4.35, 4.37. 如果标准差不变, 该日铁水的平均含碳量是否显著偏低? (取 α=0.05)

解: H_0 : μ =4.55, H_1 : μ <4.55。 $H_0 \bar{\Gamma}, u = \frac{\sqrt{5}(\bar{x}-4.55)}{0.11} \sim N(0,1).$ 由 $P(u \le u_{\alpha}) = \alpha$, 得水平为 α 的拒绝域为 $u \le u_{0.05} = -1.645$ 。这里 $u = \frac{\sqrt{5}(4.364-4.55)}{0.11} = -3.78 < -1.645,$ 拒绝 H_0 。

2、σ未知的情形----t检验

双边检验:

 H_0 : $\mu = \mu_0$; H_1 : $\mu \neq \mu_0$.

 H_0 真时: $t = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{s} \sim t(n-1)$ 。 由P[|t| $\geq t_{1-\alpha/2}(n-1)$] = α , 得水平为 α 的拒绝域为 |t| $\geq t_{1-\alpha/2}(n-1)$ 。

例3 用热敏电阻测温仪间接测量地热勘探井底温度,重复测量7次,测得温度(℃): 112.0 113.4 111.2 112.0 114.5 112.9 113.6 而用某种精确办法测得温度为112.6(可看作真值),试问用热敏电阻测温仪间接测温有无系统偏差(设温度测量值x服从正态分布,取 α=0.05)?

解: H_0 : μ =112.6; H_1 : μ ≠112.6。

 H_0 真时: $t=\frac{\sqrt{n(\bar{x}-\mu_0)}}{s}\sim t(n-1)$,

由 $P[|t| \ge t_{0.975}(n-1)]$ =0.05,得水平为 α =0.05的拒绝域

为: |t|≥t_{0.975}(6)=2.4469。这里

$$|t| = \left| \frac{\sqrt{7}(112.8 - 112.6)}{1.135} \right| = 0.466 < 2.4469,$$
 接受 H_0 .

例4 某厂生产镍合金线,其抗拉强度的均值为 10620 (kg/mm²) 今改进工艺后生产一批镍合金线,抽取10根,测得抗拉强度 (kg/mm²) 为: 10512, 10623, 10668, 10554, 10776, 10707, 10557, 10581, 10666, 10670。 认为抗拉强度服从正态分布,取 α =0.05, 问新生产的镍合金线的抗拉强度是否比过去生产的合金线抗拉强度要高? 解: H_0 : μ =10620; H_1 : μ >10620。

$$H_0$$
真时: $t = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{s} \sim t(n-1)$,

由P[$\succeq t_{0.95}(9)$]=0.05, 得拒绝域为 $\succeq t_{0.95}(9)$ =1.8331, 这里 $t = \frac{\sqrt{10}(10631.4 - 10620)}{81} = 0.45 < 1.8331, 接受<math> H_{0.95}(9)$ =0.45 < 1.8331,

右边HT问题:

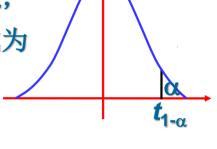
 H_0 : μ=μ₀; H_1 : μ>μ₀或 H_0 : μ≤μ₀; H_1 : μ>μ₀.

$$\mu = \mu_0$$
 时: $t = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{s} \sim t(n-1)$,

 $由P[t≥t_{1-\alpha}(n-1)] = α$

得水平为α的拒绝域为

 $t \ge t_{1-\alpha}(n-1)$.



左边HT问题

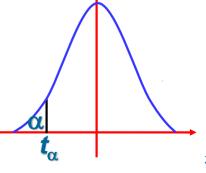
 H_0 :μ=μ₀; H_1 :μ<μ₀或 H_0 :μ≥μ₀; H_1 :μ<μ₀。

$$\mu = \mu_0$$
 时: $t = \frac{\sqrt{n}(\overline{x} - \mu_0)}{s} \sim t(n-1).$

由P[*t*≤*t*_α(*n* −1)]=α,得

水平为α的拒绝域为:

 $t \leq t_{\alpha}(n-1)$.



例5 设正品镍合金线的抗拉强度服从均值不低于10620(kg/mm²)的正态分布,今从某厂生产的镍合金线中抽取10根,测得平均抗拉强度10600 (kg/mm²),样本标准差为80. 问该厂的镍合金线的抗拉强度是否不合格? (α=0.1)

解: H₀: μ≥10620; H₁: μ<10620。

$$\mu = 10620$$
 时: $t = \frac{\sqrt{10(\bar{x} - 10620)}}{s} \sim t(9)$

由P[t≤t_{0.1}(9)]=0.1,得拒绝域为t≤t_{0.1}(9) =-1.383.

这里
$$t = \frac{\sqrt{10}(10600 - 10620)}{80} = -0.79 > -1.383, 接受H_0$$
。

单边检验

对于右边问题: H_0 : $\sigma^2 = \sigma_0^2$, H_0 : $\sigma^2 > \sigma_0^2$, 可得拒绝域: $\chi^2 \ge \chi^2_{1-\alpha}(n-1)$; 而对左边问题: H_0 : $\sigma^2 = \sigma_0^2$, H_0 : $\sigma^2 < \sigma_0^2$, 可得拒绝域: $\chi^2 \le \chi_{\alpha}^2(n-1)$.

二、单总体方差的假设检验

设 $X_1, \dots, X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$, 给定检验水平 α ,由观测值 x_1, x_2, \dots, x_n 检验假设 $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2; H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$ 。 假定 μ 未知,双边检验:在假设 H_0 下 。 $(n-1)s^2$

 $\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1), \quad \chi^2_{\alpha/2} \qquad \chi^2$

由 $P[\chi^2 \le \chi^2_{\alpha/2}(n-1)$ 或 $\chi^2 \ge \chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)] = \alpha$,得水平为α的拒绝域为

$$\chi^2 \leq \chi^2_{\alpha/2}(n-1)$$
 或 $\chi^2 \geq \chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)$.

例6 电工器材厂生产一批保险丝,取10根测得其熔化时间(min)为42,65,75,78,59,57,68,54,55,71.问是否可以认为整批保险丝的熔化时间的方差小于等于80?(α=0.05,熔化时间为正态变量。)

解: H_0 : $\sigma^2 \le 80$; H_1 : $\sigma^2 > 80$ 。这里 $\chi^2 = \frac{9s^2}{\sigma_0^2}$ $\sigma^2 = 80$ 时, $\chi^2 = \frac{9s^2}{80} \sim \chi^2(9)$, $= \frac{9 \times 121.8}{80} = 13.7$ 得水平为 $\alpha = 0.05$ 的拒绝域为 <16.919, $\chi^2 \ge \chi^2_{1-\alpha}(9) = \chi^2_{0.95}(9) = 16.919$ 。接受 H_0 。

EX

设保险丝的融化时间服从正态分布,取9根测得其熔化时间(min)的样本均值为62,标准差为10.

- (1)是否可以认为整批保险丝的熔化时间服从 $N(60, 9^2)$?($\alpha=0.05$)
- (2)是否可以认为整批保险丝的熔化时间的 方差显著大于**70**?(α**=0.05**)

答: (1) |t|=0.6<2.306,接受60; 2.18< χ^2 =9.877<17.535,接受9。

(2) χ^2 =11.42<15.507,认为方差不显著>70。

29

由P(|u| ≥ $u_{1-\alpha/2}$) = α ,得拒绝域 |u| ≥ $u_{1-\alpha/2}$ 。

由P[|t| ≥ $t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2)$] = α ,得拒绝域 |t| ≥ $t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2)$ 。

而对应的单边问题

 H_0 : $\mu_1 = \mu_2$; H_1 : $\mu_1 > \mu_2$ 或 H_0 : $\mu_1 \leq \mu_2$; H_1 : $\mu_1 > \mu_2$, 拒绝域为 $u \geq u_{1-\alpha}$ 或 $t \geq t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$;

 H_0 : $\mu_1 = \mu_2$; H_1 : $\mu_1 < \mu_2$ 或 H_0 : $\mu_1 \ge \mu_2$; H_1 : $\mu_1 < \mu_2$, 拒绝域为 $u \le u_α$ 或 $t \le t_α(n_1 + n_2 - 2)$ 。

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 $X_1, ..., X_{n_1}$ i.i.d. $N(\mu_1, \sigma_1^2); Y_1, ..., Y_{n_2}$ $\sim N(\mu_2, \sigma_2^2),$ 两样本独立, 给定检验水平 α ,由观测值 $x_1, ..., x_n;$

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

 $1, \sigma_1, \sigma_2$ 已知时的u检验

$$H_0 \overrightarrow{\Gamma}, \quad u = \frac{\overline{x} - \overline{y}}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0,1)_{\circ}$$

2、 $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$ 但未知时的t检验

$$H_0$$
 $\overline{\ }$, $t = \frac{\overline{x} - \overline{y}}{s_w \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)_\circ$

例7. 比较甲, 乙两种安眠药的疗效。将20名患者分成两组, 每组10人. 其中10人服用甲药后延长睡眠的时数分别为1.9, 0.8, 1.1, 0.1, -0.1, 4.4, 5.5, 1.6, 4.6, 3.4; 另10人服用乙药后延长睡眠的时数分别为0.7, -1.6, -0.2, -1.2, -0.1, 3.4, 3.7, 0.8, 0.0, 2.0. 若服用两种安眠药后增加的睡眠时数服从方差相同的正态分布. 试问两种安眠药的疗效有无显著性差异? (α=0.10)

解: H_0 : $\mu_1 = \mu_2$; H_1 : $\mu_1 \neq \mu_2$ 。 得拒绝域 H_0 下, $t = \frac{\overline{x} - \overline{y}}{s_w \sqrt{1/10 + 1/10}} \sim t(18)$, $|t| \geq t_{0.95}(18)$ $\pm P[|t| \geq t_{0.95}(18)] = 0.1$,

这里:

$$\bar{x} = 2.33, \ s_1 = 2.002, \ \bar{y} = 0.75, \ s_2 = 1.789,$$

$$s_w = \sqrt{\frac{9s_1^2 + 9s_2^2}{18}} \approx 1.898,$$

$$|t| = \frac{|\overline{x} - \overline{y}|}{s_w \sqrt{1/10 + 1/10}} \approx 1.86 > 1.7341,$$

拒绝Ho,认为两种安眠药的疗效有显著性差异。

二、方差比的假设检验

设 X_1 ,…, X_{n_1} i.i.d. $N(\mu_1, \sigma_1^2)$; Y_1 ,…, Y_{n_2} i.i.d. $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 两样本独立,给定检验水平 α ,由观测值

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

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

假定μ1,μ2未知,则

 H_0 真时, $F := s_1^2/s_2^2 \sim F(n_1-1,n_2-1)$ 。

EX1 上题中,试检验是否甲安眠药比乙安眠药疗效显著?

$$H_0: \mu_1 \le \mu_2; H_1: \mu_1 > \mu_2$$

 $H_0 \vdash , t = \frac{\overline{x} - \overline{y}}{s_w \sqrt{1/10 + 1/10}} \sim t(18),$

由P[**≥**t_{0.9}(18)]=0.1,得拒绝域 **≥**t_{0.9}(18)=1.3304。

这里: t=1.86>1.3304,故拒绝 H_0 ,认为甲安眠药比乙安眠药疗效显著。

EX2 上题中,试检验是否乙安眠药比甲安眠药 疗效显著?

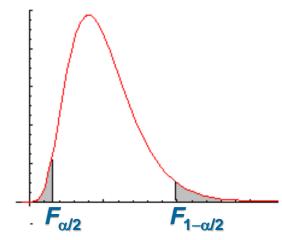
由P[F≤ $F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$ 或F≥ $F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$]= α ,

得拒绝域

$$F \leq F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$$
,

或

$$F \ge F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$$
 .



而对应的单边问题

 H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$; H_1 : $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$, 或 H_0 : $\sigma_1^2 \le \sigma_2^2$; H_1 : $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ 。 拒绝域为 $F \ge F_{1-\alpha}(n_1-1, n_2-1)$;

 H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$; H_1 : $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$, 或 H_0 : $\sigma_1^2 \ge \sigma_2^2$; H_1 : $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ 。 拒绝域为 $F \le F_0(n_1-1, n_2-1)$ 。 例8. 有甲乙两种机床,加工同样产品,从这两台机床加工的产品中 随 机 地 抽 取 若 干 产品,测得产品直径为(单位:mm):

甲: 20.5, 19.8, 19.7, 20.4, 20.1, 20.9, 19.6, 19.9.

Z: 19.7, 20.8, 20.5, 19.8, 19.4, 20.6, 19.2.

假定甲, 乙 两台机床的产品直径都服从正态分布, 试比较甲, 乙两台机床加工的精度有无显著 差异? $(\alpha=0.05)$ 故接受 H_0 。

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

 H_0 真时, $F := s_1^2/s_2^2 \sim F(7,6)$ 。

拒绝域为*F ≤F*_{0.025}(7, 6)=1/5.12=0.1953

或 $F \ge F_{1-0.025}(7, 6) = F_{0.975}(7, 6) = 5.7$ 。

这里: $s_1^2=0.204$, $s_2^2=0.397$, $F\approx 0.51 \in (0.1953,5.3)$,