

# 第九章

## 方差分析及回归分析

王笑尘

北京邮电大学网络空间安全学院

wxiaochen@bupt.edu.cn

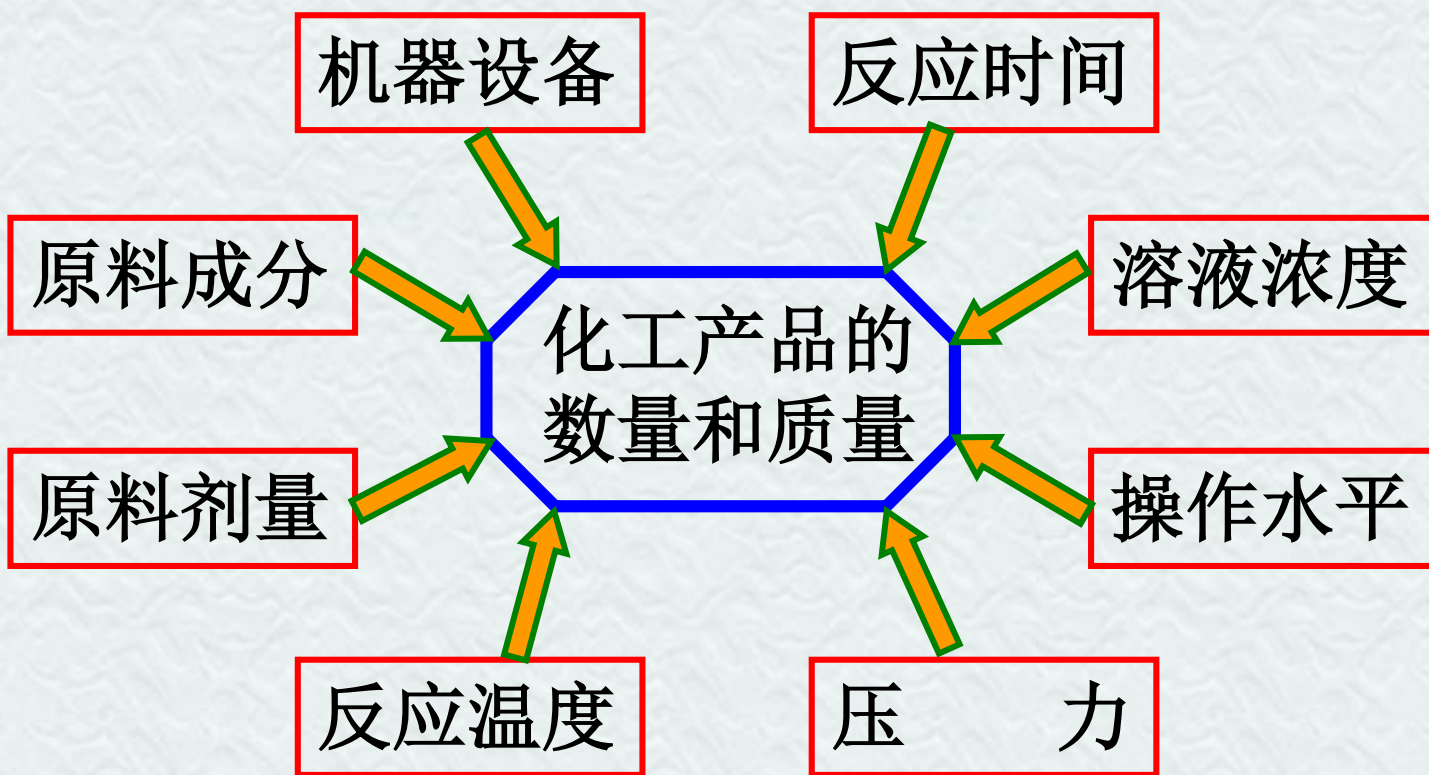


# 第一节 单因素试验的方差分析

- 一、单因素试验
- 二、平方和的分解
- 三、 $S_E, S_A$ 的统计特性
- 四、假设检验问题的拒绝域
- 五、未知参数的估计
- 六、小结



# 一、单因素试验

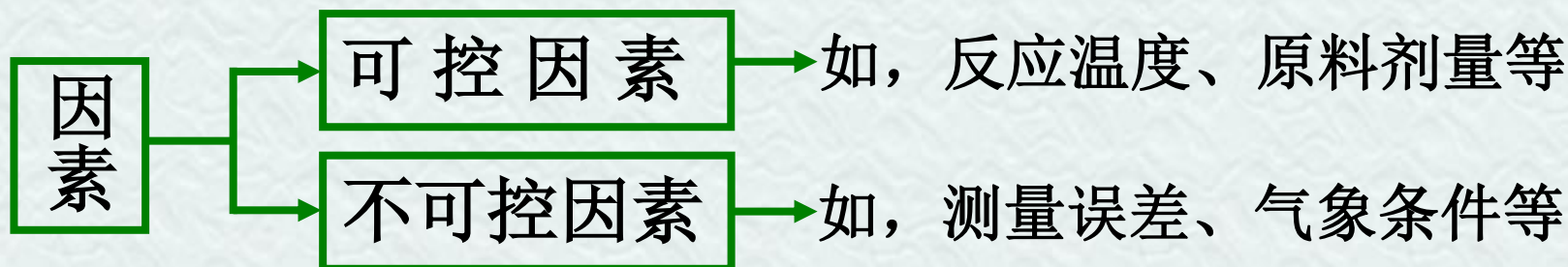




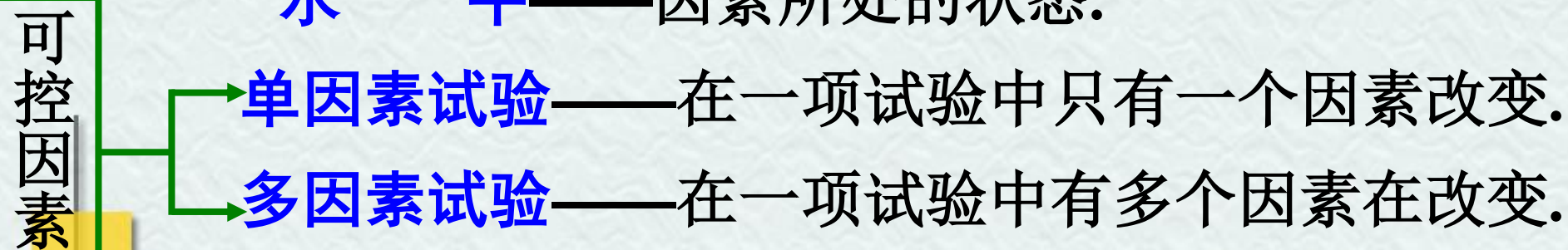
**方差分析**——根据试验的结果进行分析,鉴别各个有关因素对试验结果的影响程度.

**试验指标**——试验中要考察的指标.

**因素**——影响试验指标的条件.



**水平**——因素所处的状态.



**例1** 设有三台机器, 用来生产规格相同的铝合金薄板. 取样, 测量薄板的厚度精确至千分之一厘米. 得结果如下表所示.

**表9.1 铝合金板的厚度**

机器I	机器II	机器III
0.236	0.257	0.258
0.238	0.253	0.264
0.248	0.255	0.259
0.245	0.254	0.267
0.243	0.261	0.262

**试验指标:** 薄板的厚度

**因素:** 机器

**水平:** 不同的三台机器是因素的三个不同的水平



假定除机器这一因素外, 其他条件相同, 属于  
**单因素试验.**

**试验目的:** 考察各台机器所生产的薄板的厚度  
**有无显著的差异**, 即考察机器这一因素对厚度有无  
显著的影响.





**例2** 下表列出了随机选取的、用于计算器的四种类型的电路的响应时间（以毫秒计）。

**表9.2 电路的响应时间**

类型I	类型II	类型III	类型IV
19 15	20 40	16 17	18
22	21	15	22
20	33	18	19
18	27	26	

**试验指标:**

**因素:**

**水平:**

**单因素试验**

**试验目的:**



**例2** 下表列出了随机选取的、用于计算器的四种类型的电路的响应时间（以毫秒计）。

**表9.2 电路的响应时间**

类型I	类型II	类型III	类型IV
19 15	20 40	16 17	18
22	21	15	22
20	33	18	19
18	27	26	

**试验指标:**电路的响应时间      **因素:**电路类型

**水平:**四种电路类型为因素的四个不同的水平

**单因素试验**

**试验目的:**考察电路类型这一因素对响应时间有无显著的影响。





**例3** 一火箭用四种燃料,三种推进器作射程试验. 每种燃料与每种推进器的组合各发射火箭两次,得射程如下 (以海里计) .

**表9.3 火箭的射程**

推进器( $B$ )		$B_1$	$B_2$	$B_3$
燃料( $A$ )	$A_1$	58.2	56.2	65.3
		52.6	41.2	60.8
	$A_2$	49.1	54.1	51.6
		42.8	50.5	48.4
	$A_3$	60.1	70.9	39.2
		58.3	73.2	40.7
	$A_4$	75.8	58.2	48.7
		71.5	51.0	41.4



**试验指标:** 射程

**因素:** 推进器和燃料

**水平:** 推进器有3个,燃料有4个

**双因素试验**

**试验目的:** 考察推进器和燃料两因素对射程有无显著的影响.



## 例1

表9.1 铝合金板的厚度

机器I	机器II	机器III
0.236	0.257	0.258
0.238	0.253	0.264
0.248	0.255	0.259
0.245	0.254	0.267
0.243	0.261	0.262

**问题分析** 在每一个水平下进行独立试验,结果是一个随机变量.将数据看成是来自三个总体的样本值.

设总体均值分别为 $\mu_1, \mu_2, \mu_3$ .

检验假设  $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3,$   
 $H_1: \mu_1, \mu_2, \mu_3$ 不全相等.





检验假设  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3,$   
 $H_1 : \mu_1, \mu_2, \mu_3$  不全相等.

进一步假设各总体均为正态变量,且各总体的方差相等,但参数均未知.

**问 题**——检验同方差的多个正态总体均值是否相等.

**解决方法**——方差分析法（分析与均值偏差的平方和）,一种统计方法.



## 数学模型

设因素 $A$ 有 $s$ 个水平 $A_1, A_2, \dots, A_s$ , 在水平 $A_j (j = 1, 2, \dots, s)$ 下, 进行 $n_j (n_j \geq 2)$ 次独立试验, 得到如下表的结果.

表 9.4

水平 观察结果	$A_1$	$A_2$	$\dots$	$A_s$
	$X_{11}$	$X_{12}$	$\dots$	$X_{1s}$
	$X_{21}$	$X_{22}$	$\dots$	$X_{2s}$
	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
	$X_{n_1 1}$	$X_{n_2 2}$	$\dots$	$X_{n_s s}$
样本总和	$T_{\bullet 1}$	$T_{\bullet 2}$	$\dots$	$T_{\bullet s}$
样本均值	$\bar{X}_{\bullet 1}$	$\bar{X}_{\bullet 2}$	$\dots$	$\bar{X}_{\bullet s}$
总体均值	$\mu_1$	$\mu_2$	$\dots$	$\mu_s$

## 假设

1.各个水平 $A_j (j = 1, 2, \dots, s)$ 下的样本 $X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{n_j j}$ 来自具有相同方差 $\sigma^2$ ,均值分别为 $\mu_j (j = 1, 2, \dots, s)$ 的正态总体 $N(\mu_j, \sigma^2)$ ,  $\mu_j$ 与 $\sigma^2$ 均未知;

2.不同水平 $A_j$ 下的样本之间相互独立.

因为 $X_{ij} \sim N(\mu_j, \sigma^2)$ , 所以 $X_{ij} - \mu_j \sim N(0, \sigma^2)$ .

记 $X_{ij} - \mu_j = \varepsilon_{ij}$ , 表示随机误差, 那么 $X_{ij}$ 可写成





$$\left. \begin{aligned} X_{ij} &= \mu_j + \varepsilon_{ij}, \\ \varepsilon_{ij} &\sim N(0, \sigma^2), \text{各 } \varepsilon_{ij} \text{ 独立}, \\ i &= 1, 2, \dots, n_j, j = 1, 2, \dots, s, \\ \mu_j &\text{ 与 } \sigma^2 \text{ 均未知.} \end{aligned} \right\}$$

## 单因素试验方差分析的数学模型

需要解决的问题

1. 检验假设

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_s,$$

$$H_1 : \mu_1, \mu_2, \dots, \mu_s \text{ 不全相等.}$$

2. 估计未知参数  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_s, \sigma^2$ .



## 数学模型的等价形式

记  $n = \sum_{j=1}^s n_j$ ,  $\mu = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^s n_j \mu_j$ .

总平均

水平  $A_j$  的效应, 表示水平  $A_j$  下的总体平均值与总平均的差异.

$$\delta_j = \mu_j - \mu, j = 1, 2, \dots, s.$$

$$n_1 \delta_1 + n_2 \delta_2 + \dots + n_s \delta_s = 0.$$

原数学模型  $X_{ij} = \underline{\mu_j} + \varepsilon_{ij},$   
 $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2),$  各  $\varepsilon_{ij}$  独立,  
 $i = 1, 2, \dots, n_j, j = 1, 2, \dots, s,$   
 $\mu_j$  与  $\sigma^2$  均未知.

} 改写为

$$\left. \begin{aligned} X_{ij} &= \underline{\mu} + \underline{\delta_j} + \varepsilon_{ij}, \\ \varepsilon_{ij} &\sim N(0, \sigma^2), \text{ 各 } \varepsilon_{ij} \text{ 独立}, \\ i &= 1, 2, \dots, n_j, j = 1, 2, \dots, s, \\ \sum_{j=1}^s n_j \delta_j &= 0. \end{aligned} \right\}$$





# 检验假设

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_s,$$

$$H_1 : \mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_s \text{ 不全相等.}$$

等价于

检验假设

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_s = 0,$$

$$H_1 : \delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_s \text{ 不全为零.}$$



## 二、平方和的分解

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij} \quad \text{—数据的总平均}$$

$$S_T = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X})^2 \quad \text{—总偏差平方和（总变差）}$$

$$\bar{X}_{\bullet j} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij} \quad \text{—水平} A_j \text{下的样本平均值}$$



$$\begin{aligned}
 S_T &= \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X})^2 \\
 &= \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} [(X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j}) + (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})]^2 \\
 &= \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})^2 + \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})^2 \\
 &\quad + 2 \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})(\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}) \\
 &= 0
 \end{aligned}$$





$$S_T = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})^2 + \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})^2$$

$$= S_E + S_A$$

$$S_E = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})^2 \text{ — 误差平方和 (随机误差引起)}$$

$$S_A = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})^2 = \sum_{j=1}^s n_j (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})^2$$

$$= \sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j}^2 - n \bar{X}^2 \text{ — 效应平方和 (由各水平效应的差异和随机误差引起)}$$



### 三、 $S_E, S_A$ 的统计特性

$$S_E = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{n_1} (X_{i1} - \bar{X}_{\cdot 1})^2 + \cdots + \sum_{i=1}^{n_s} (X_{is} - \bar{X}_{\cdot s})^2,$$

$\sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})^2$  是  $N(\mu_j, \sigma^2)$  的样本方差的  $n_j - 1$  倍,

$$\sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})^2 / \sigma^2 \sim \chi^2(n_j - 1).$$



又由于各  $X_{ij}$  独立, 所以由  $\chi^2$  分布的可加性知

$$S_E / \sigma^2 \sim \chi^2 \left( \sum_{j=1}^s (n_j - 1) \right),$$

即 
$$S_E / \sigma^2 \sim \chi^2 (n - s), \text{ 其中 } n = \sum_{j=1}^s n_j.$$

根据  $\chi^2$  分布的性质可以得到

$S_E$  的自由度为  $n - s$ ;

$$E(S_E) = (n - s)\sigma^2.$$





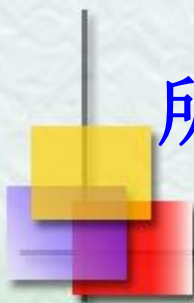
$$S_A = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})^2 = \sum_{j=1}^s [\sqrt{n_j}(\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})]^2$$

$$\begin{aligned} \text{因为 } \sum_{j=1}^s \sqrt{n_j} [\sqrt{n_j}(\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X})] &= \sum_{j=1}^s n_j (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}) \\ &= \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij} - n\bar{X} = 0 \end{aligned}$$

所以  $S_A$  的自由度为  $s-1$ .

$$\text{又因为 } \mu = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^s n_j \mu_j, \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}, X_{ij} \text{ 相互独立,}$$

所以  $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$ .



$$S_A = \sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j}^2 - n \bar{X}^2$$

$$E(S_A) = E\left[\sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j}^2 - n \bar{X}^2\right]$$

$$= \sum_{j=1}^s n_j E(\bar{X}_{\cdot j}^2) - n E(\bar{X}^2)$$

$$= \sum_{j=1}^s n_j \left[ \frac{\sigma^2}{n_j} + (\mu + \delta_j)^2 \right] - n \left[ \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 \right]$$

$$= (s-1)\sigma^2 + 2\mu \sum_{j=1}^s n_j \delta_j + n\mu^2 + \sum_{j=1}^s n_j \delta_j^2 - n\mu^2$$

$$= (s-1)\sigma^2 + \sum_{j=1}^s n_j \delta_j^2$$

= 0

$S_A$  与  $S_E$  独立,  $H_0$  为真时,  $S_A / \sigma^2 \sim \chi^2(s-1)$ .



## 四、假设检验问题的拒绝域

检验假设  $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_s = 0,$   
 $H_1 : \delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_s \text{不全为零}.$

$$E(S_A) = E\left[\sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j}^2 - n \bar{X}^2\right] = (s-1)\sigma^2 + \sum_{j=1}^s n_j \delta_j^2$$

$H_0$ 为真时,  $S_A / \sigma^2 \sim \chi^2(s-1).$

$E\left(\frac{S_A}{s-1}\right) = \sigma^2$ , 即  $\frac{S_A}{s-1}$  是  $\sigma^2$  的无偏估计.





## 四、假设检验问题的拒绝域

检验假设  $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_s = 0,$   
 $H_1 : \delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_s \text{不全为零}.$

$$E(S_A) = E\left[\sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j}^2 - n \bar{X}^2\right] = (s-1)\sigma^2 + \sum_{j=1}^s n_j \delta_j^2$$

$H_1$ 为真时,  $\sum_{j=1}^s n_j \delta_j^2 > 0,$

$$E\left(\frac{S_A}{s-1}\right) = \sigma^2 + \frac{1}{s-1} \sum_{j=1}^s n_j \delta_j^2 > \sigma^2.$$



因为  $S_E/\sigma^2 \sim \chi^2(n-s)$ , 所以  $E(\frac{S_E}{n-s}) = \sigma^2$ ,

即不管  $H_0$  是否为真,  $S_E/(n-s)$  都是  $\sigma^2$  的无偏估计.

因为  $H_0$  为真时,  $S_A/\sigma^2 \sim \chi^2(s-1)$ ,  $S_E/\sigma^2 \sim \chi^2(n-s)$ ,  
所以  $H_0$  为真时,

$$\frac{S_A/(s-1)}{S_E/(n-s)} = \frac{S_A/\sigma^2}{(s-1)} \bigg/ \frac{S_E/\sigma^2}{(n-s)} \sim F(s-1, n-s).$$



$$E(S_A) = E\left[\sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j}^2 - n \bar{X}^2\right] = (s-1)\sigma^2 + \sum_{j=1}^s n_j \delta_j^2$$

$$\delta_j = \mu_j - \mu, j = 1, 2, \dots, s.$$

$$F = \frac{S_A / (s-1)}{S_E / (n-s)}.$$

1. 分子和分母相互独立;
2. 分母  $S_E / (n-s)$  的数学期望始终是  $\sigma^2$ ,
3.  $H_0$  为真时, 分子的期望为  $\sigma^2$ ,  $H_0$  不真时, 分子取值有偏大的趋势.

拒绝域形如  $F = \frac{S_A / (s-1)}{S_E / (n-s)} \geq k.$





检验假设  $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_s = 0,$   
 $H_1 : \delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_s$  不全为零.

统计量为  $\frac{S_A / (s - 1)}{S_E / (n - s)} = \frac{S_A / \sigma^2}{(s - 1)} \bigg/ \frac{S_E / \sigma^2}{(n - s)} \sim F(s - 1, n - s).$

拒绝域为

$$F = \frac{S_A / (s - 1)}{S_E / (n - s)} \geq F_{\alpha}(s - 1, n - s).$$



# 单因素试验方差分析表

方差来源	平方和	自由度	均 方	$F$ 比
因 素 $A$	$S_A$	$s - 1$	$\bar{S}_A = \frac{S_A}{s - 1}$	$F = \bar{S}_A / \bar{S}_E$
误 差	$S_E$	$n - s$	$\bar{S}_E = \frac{S_E}{n - s}$	
总 和	$S_T$	$n - 1$		

记  $T_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}, j = 1, \dots, s, T_{\cdot\cdot} = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij},$

$$S_T = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}^2 - \frac{T_{\cdot\cdot}^2}{n}, \quad S_A = \sum_{j=1}^s \frac{T_{\cdot j}^2}{n_j} - \frac{T_{\cdot\cdot}^2}{n},$$

$$S_E = S_T - S_A.$$



**例4** 设有三台机器,用来生产规格相同的铝合金薄板.取样,测量薄板的厚度精确至千分之一厘米.得结果如下表所示.

**表9.1 铝合金板的厚度**

机器I	机器II	机器III
0.236	0.257	0.258
0.238	0.253	0.264
0.248	0.255	0.259
0.245	0.254	0.267
0.243	0.261	0.262

取  $\alpha = 0.05$ , 检验假设

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3, \quad H_1 : \mu_1, \mu_2, \mu_3 \text{ 不全相等.}$$





解  $s = 3, n_1 = n_2 = n_3 = 5, n = 15,$

$S_T = 0.00124533, S_A = 0.00105333, S_E = 0.000192.$

方差分析表

方差来源	平方和	自由度	均 方	$F$ 比
因 素A	0.00105333	2	0.00052667	32.92
误 差	0.000192	12	0.000016	
总 和	0.00124533	14		

$F = 32.92 > F_{0.05}(2,12) = 3.89.$  在水平 0.05 下拒绝  $H_0$ .  
各机器生产的薄板厚度有显著差异.



## 在MATLAB中的求解

函数:*anova1*

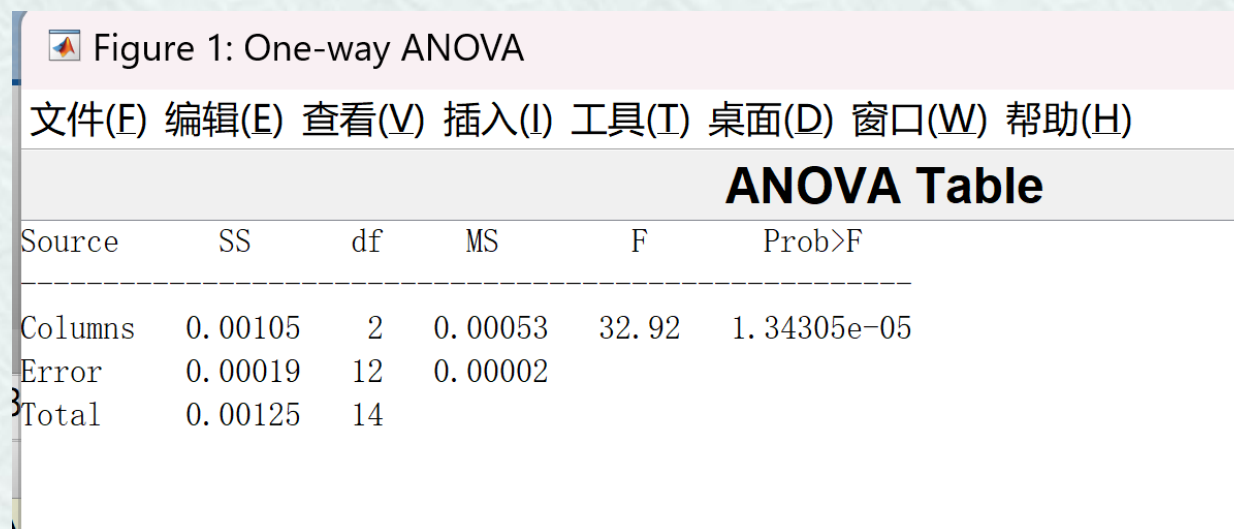
格式:*p=anova1(x)*

说明:对样本 $X$ 中的多列数据进行单因素方差分析,比较各列的均值,返回“零假设”成立的概率值,如果概率值接近于零,则零假设值得怀疑,表明各列的均值事实上是不同的.



源程序:  $x=[0.236,0.238,0.248,0.245,0.243;$   
 $0.257,0.253,0.255,0.254,0.261;$   
 $0.258,0.264,0.259,0.267,0.262];$   
 $p=anova1(x')$

程序运行结果





## 五、未知参数的估计

$$E(S_E / (n - s)) = \sigma^2$$

$$\hat{\sigma}^2 = S_E / (n - s)$$

$$E(\bar{X}) = \mu$$

$$\hat{\mu} = \bar{X} \quad \text{无偏估计}$$

$$E(\bar{X}_{\cdot j}) = \mu_j, j = 1, 2, \dots, s$$

$$\hat{\mu}_j = \bar{X}_{\cdot j}$$

$$\delta_j = \mu_j - \mu, j = 1, 2, \dots, s$$

$$\hat{\delta}_j = \bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}$$

若拒绝  $H_0$ , 需对两总体  $N(\mu_j, \sigma^2), N(\mu_k, \sigma^2)$  的均值差  $\mu_j - \mu_k = \delta_j - \delta_k$  作出区间估计.

因为  $E(\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}_{\cdot k}) = \mu_j - \mu_k$ ,

$$D(\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}_{\cdot k}) = \sigma^2 \left( \frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_k} \right),$$



$\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}_{\cdot k}$  与  $\hat{\sigma}^2 = S_E / (n - s)$  独立,

所以

$$\frac{(\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}_{\cdot k}) - (\mu_j - \mu_k)}{\sqrt{\bar{S}_E \left( \frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_k} \right)}} = \frac{(\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}_{\cdot k}) - (\mu_j - \mu_k)}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_k}}} / \sqrt{\frac{S_E}{\sigma^2} / (n - s)} \sim t(n - s).$$

均值差  $\mu_j - \mu_k = \delta_j - \delta_k$  的置信水平为  $1 - \alpha$  的置信区间为

$$\left( \bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}_{\cdot k} \pm t_{\alpha/2}(n - s) \sqrt{\bar{S}_E \left( \frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_k} \right)} \right).$$



例5 求例4中的未知参数  $\sigma^2, \mu_j, \delta_j (j = 1, 2, 3)$  的点估计及均值差的置信水平为0.95的置信区间.

解





例5 求例4中的未知参数  $\sigma^2, \mu_j, \delta_j (j = 1, 2, 3)$  的点估计及均值差的置信水平为0.95的置信区间.

解  $\hat{\sigma}^2 = S_E / (n - s) = 0.000016,$

$$\hat{\mu}_1 = \bar{x}_{\cdot 1} = 0.242, \hat{\mu}_2 = \bar{x}_{\cdot 2} = 0.256, \hat{\mu}_3 = \bar{x}_{\cdot 3} = 0.262.$$

$$\hat{\mu} = \bar{x} = 0.253, \quad \hat{\delta}_1 = \bar{x}_{\cdot 1} - \bar{x} = -0.011,$$

$$\hat{\delta}_2 = \bar{x}_{\cdot 2} - \bar{x} = 0.003, \quad \hat{\delta}_3 = \bar{x}_{\cdot 3} - \bar{x} = 0.009.$$

因为  $t_{0.025}(n - s) = t_{0.025}(12) = 2.1788,$

$$t_{0.025}(12) \sqrt{\bar{S}_E \left( \frac{1}{n_j} + \frac{1}{n_k} \right)} = 0.006,$$



所以  $\mu_1 - \mu_2$  的置信水平为0.95的置信区间为

$$(0.242 - 0.256 \pm 0.006) = (-0.020, -0.008),$$

$\mu_1 - \mu_3$  的置信水平为0.95的置信区间为

$$(0.242 - 0.262 \pm 0.006) = (-0.026, -0.014),$$

$\mu_2 - \mu_3$  的置信水平为0.95的置信区间为

$$(0.256 - 0.262 \pm 0.006) = (-0.012, 0).$$



**例6** 下表列出了随机选取的、用于计算器的四种类型的电路的响应时间（以毫秒计）。

**表9.2 电路的响应时间**

类型I	类型II	类型III	类型IV
19 15	20 40	16 17	18
22	21	15	22
20	33	18	19
18	27	26	

设四种类型电路的响应时间的总体均为正态，且各总体的方差相同，但参数均未知，各样本相互独立。取水平  $\alpha = 0.05$  检验各类型电路的响应时间是否有显著差异。



## 在MATLAB中求解

```
x=[19,22,20,18,15,20,40,21,33,27,16,17,15,18,26,18,
    22,19];
y=[1,1,1,1,1,2,2,2,2,2,3,3,3,3,3,4,4,4];
p=anova1(x,y)
```

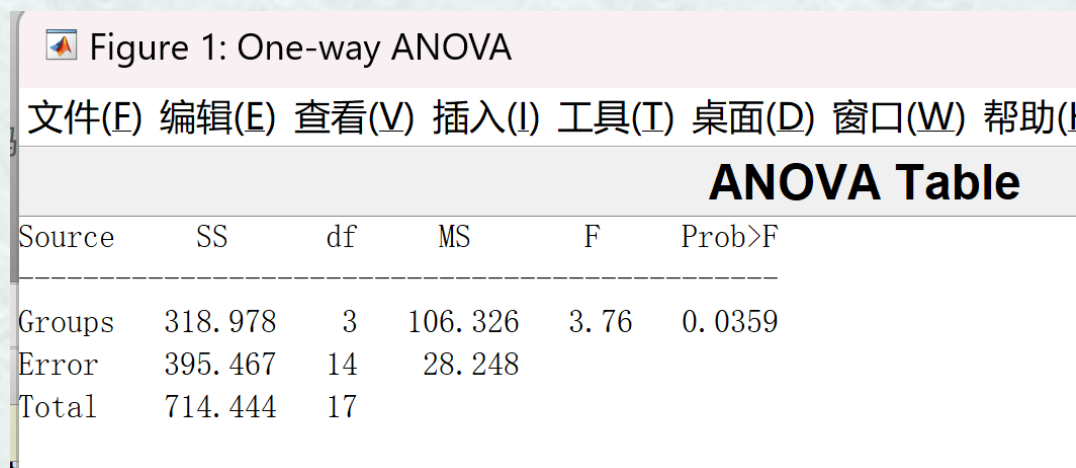
程序运行结果

方差分析表

Box 图检验

帮

助



## 六、小结

1. 随机试验：**单因素试验**、**多因素试验**
2. 单因素试验方差分析步骤
  - (1) 建立数学模型;
  - (2) 分解平方和;
  - (3) 研究统计特性;
  - (4) 进行假设检验;
  - (5) 估计未知参数.



## 第九章作业（教材第五版）：

**P261： 1、 2**

注：作业不得抄袭；写上姓名、班级、学号和页码（如1/5），待第九章讲授结束后，与第八章作业一起提交至教学云平台。

