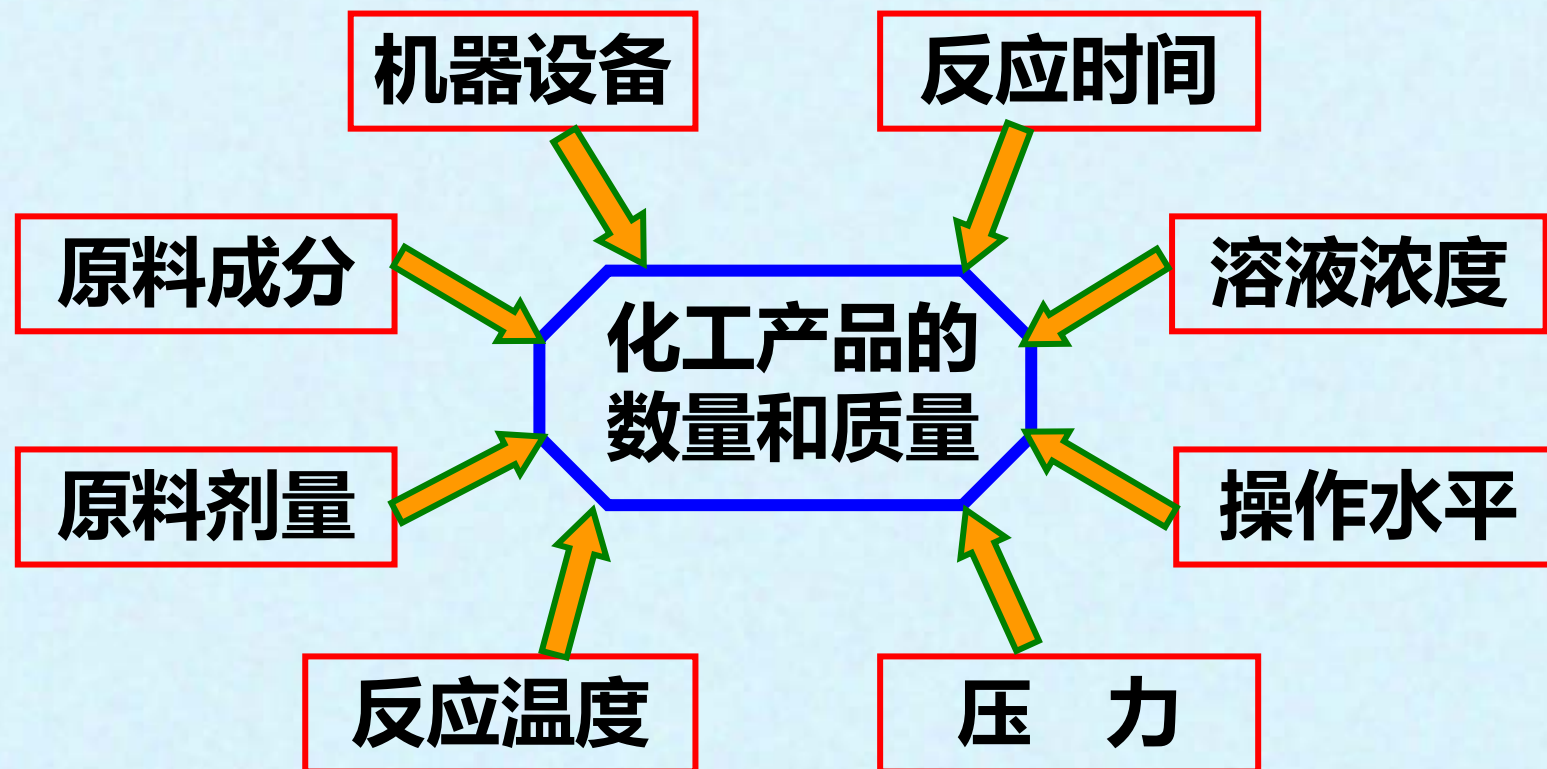


## 第一节 单因素试验的方差分析

- 一、单因素试验
- 二、平方和的分解
- 三、 $S_A, S_E$ 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影响的有效方法.

**试验指标**——试验中要考察的指标.

**因素**——影响试验指标的条件.

因素	可控因素	不可控因素
----	------	-------

**水平**——因素所处的状态.

**单因素试验**——在一项试验中只有一个因素改变.

**多因素试验**——在一项试验中有多个因素在改变.



**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.

**结论:** 如果厚度有显著差异,

表明机器这一因素对厚度的影响是显著的.

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	机器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,  
 射程如下.

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。**

**本节仅考虑单因素情况。**



## 关于例1的讨论

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.

**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**(一种统计方法)

该方法由英国统计学家Fisher所创, 早先用于生物学和农业试验。



## 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

观察结果 \ 水平	$A_1$	$A_2$	$\dots$	$A_s$
	$X_{11}$	$X_{12}$	$\dots$	$X_{1s}$
	$X_{21}$	$X_{22}$	$\dots$	$X_{2s}$
	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
	$X_{n_1 1}$	$X_{n_2 2}$	$\dots$	$X_{n_s s}$
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 $A_j(j=1,2,\cdots,s)$ 下的样本 $X_{1j}, X_{2j}, \cdots, X_{n_jj}$ 来自具有相同方差 $\sigma^2$ ,均值分别为 $\mu_j(j=1,2,\cdots,s)$ 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 .

**即  $X_{ij} \sim N(\mu_j, \sigma^2)$ , 且相互独立。**

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  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_s,$   
 $H_1 : \mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_s$  不全相等.
2. 估计未知参数  $\mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_s, \sigma^2.$



## 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

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

## 改写为

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

**原检验假设**  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_s,$   
 $H_1 : \mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_s$ 不全相等.

**等价于检验假设**

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



## 二、平方和的分解

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}$$

数据的总平均

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

总偏差平方和 (总变差)

$$\bar{X}_{\cdot j} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}$$

水平 $A_j$ 下的样本平均值

$$\overline{X}_j \sim N(\mu_j, \frac{\sigma^2}{n_j})$$

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

$$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}, X_{ij} \text{ 相互独立,}$$

所以  $\overline{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$ .

**下面求 $S_T$ 的分布。首先对其进行平方和分解。**





## 9.1 单因素试验的方差分析

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



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

$$= 2 \sum_{j=1}^s (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}) \left[ \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j}) \right]$$
$$= 2 \sum_{j=1}^s (\bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}) \left[ \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij} - n_j \bar{X}_{\cdot j} \right]$$
$$= 0$$

于是  $S_T$  可分解为  $S_T = S_E + S_A$ ,

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

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

$S_T = S_E + S_A$  称为平方和分解式.

误差平方和

效应平方和

### 三、 $S_E$ , $S_A$ 的统计特性

$$\begin{aligned} S_E &= \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_{\cdot j})^2 \\ &= \sum_{i=1}^{n_1} (X_{i1} - \bar{X}_{\cdot 1})^2 + \cdots + \sum_{i=1}^{n_s} (X_{is} - \bar{X}_{\cdot s})^2, \end{aligned}$$

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

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



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

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

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

根据  $\chi^2$  分布的性质可以得到,

$$S_E \text{ 的自由度为 } n - s; \quad E(S_E) = (n - s)\sigma^2.$$

则  $\frac{S_E}{n - s}$  是  $\sigma^2$  的无偏估计。



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

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

所以  $S_A$  的自由度为  $s-1$ .

**可证明如下结论：** (1)  $H_0$  为真时,  $\frac{S_A}{\sigma^2} \sim \chi^2(s-1)$ .  
(2)  $S_A$  与  $S_E$  独立.

## 9.1 单因素试验的方差分析

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



## 四、假设检验问题的拒绝域

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

$$H_0 \text{为真时, } E\left(\frac{S_A}{s-1}\right) = \sigma^2,$$

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

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



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

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

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 .

拒绝域的形式为  $F = \frac{S_A/(s-1)}{S_E/(n-s)} \geq k.$

其中  $k$  由预先给定的显著水平  $\alpha$  确定 .

因为 $H_0$ 为真时,

$$\frac{S_E}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-s), \quad \frac{S_A}{\sigma^2} \sim \chi^2(s-1),$$

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

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.

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

## 9.5 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	$S_T$	$n - 1$		

表中 $\bar{S}_A = \frac{S_A}{s - 1}$ 和 $\bar{S}_E = \frac{S_E}{n - s}$ 称为 $S_A$ 和 $S_E$ 的均方。



$S_T$ 、 $S_A$ 和 $S_E$ 的简便计算公式：

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

$$\left. \begin{aligned} S_T &= \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}^2 - n\bar{X}^2 = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{n_j} X_{ij}^2 - \frac{T_{\cdot\cdot}^2}{n}, \\ S_A &= \sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j}^2 - n\bar{X}^2 = \sum_{j=1}^s \frac{T_{\cdot j}^2}{n_j} - \frac{T_{\cdot\cdot}^2}{n}, \\ S_E &= S_T - S_A. \end{aligned} \right\}$$



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. 取 ( $\alpha = 0.05$ ) :

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

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

解  $s=3, n_1=n_2=n_3=5, n=15$

$$S_T = \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^5 X_{ij}^2 - \frac{T_{..}^2}{15}$$
$$= 0.963912 - \frac{3.8^2}{15} = 0.00124533,$$

$$S_A = \sum_{j=1}^3 \frac{T_{.j}^2}{n_j} - \frac{T_{..}^2}{n}$$
$$= \frac{1}{5}(1.21^2 + 1.28^2 + 1.31^2) - \frac{3.8^2}{15} = 0.00105333,$$

$$S_E = S_T - S_A = 0.000192.$$

例4的方差分析表

方差来源	平方和	自由度	均方	$F$ 比
因素	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

方差分析表

Box 图检验

帮

助





## 五、未知参数的估计

不论 $H_0$ 是否为真,  $\hat{\sigma}^2 = \frac{S_E}{n-s}$  是 $\sigma^2$ 的无偏估计.

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

故 $\hat{\mu} = \bar{X}$ ,  $\hat{\mu}_j = \bar{X}_{\cdot j}$ 分别是 $\mu$ 和 $\mu_j$ 的无偏估计.

若拒绝  $H_0$ , 意味着效应 $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_s$ 不全为零,

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

于是 $\hat{\delta}_j = \bar{X}_{\cdot j} - \bar{X}$ 是 $\delta_j$ 的无偏估计.

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

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

$$\sum_{j=1}^s n_j \hat{\delta}_j = \sum_{j=1}^s n_j \bar{X}_{\cdot j} - n \bar{X} = 0$$

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

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

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



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

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

$$\hat{\mu}_1 = \bar{x}_{\cdot 1} = 0.242, \quad \hat{\mu}_2 = \bar{x}_{\cdot 2} = 0.256,$$

$$\hat{\mu}_3 = \bar{x}_{\cdot 3} = 0.262. \quad \hat{\delta}_1 = \bar{x}_{\cdot 1} - \bar{x} = -0.011,$$

$$\hat{\mu} = \bar{x} = 0.253, \quad \hat{\delta}_2 = \bar{x}_{\cdot 2} - \bar{x} = 0.003,$$

$$\hat{\delta}_3 = \bar{x}_{\cdot 3} - \bar{x} = 0.009.$$

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** 设在例2的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. 又设各样本相互独立, 试取水平  $\alpha = 0.05$  检验各类型电路的响应时间是否有显著差异.

**解** 分别以  $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4$  记类型 I、II、III、IV 四种电路响应时间的总体的平均值. 检验 ( $\alpha = 0.05$ )

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4,$$

$$H_1 : \mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4 \text{ 不全相等.}$$



## 9.1 单因素试验的方差分析

$$n = 18, \quad s = 4, \quad n_1 = n_2 = n_3 = 5, \quad n_4 = 3$$

$$S_T = \sum_{j=1}^4 \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^2 - \frac{T_{..}^2}{18} = 8992 - \frac{386^2}{18} = 714.44$$

$$S_A = \sum_{j=1}^4 \frac{T_{.j}^2}{n_j} - \frac{T_{..}^2}{18}$$

$$= \left[ \frac{1}{5} (94^2 + 141^2 - 92^2) + \frac{59^2}{3} \right] - \frac{386^2}{18}$$

$$= 318.98,$$



$$S_E = S_T - S_A = 395.46$$

$S_T, S_A, S_E$ 的自由度依次为 17, 13, 14, 结果载于下表

**例6的方差分析表**

方差来源	平方和	自由度	均方	$F$ 比
因素	318.98	3	106.33	3.76
误差	395.46	14	28.25	
总和	714.44	17		

$F_{0.05}(3, 14) = 3.34 < 3.76$ , 故在水平 0.05 下拒绝  $H_0$ , 认为各类型电路的响应时间有显著差异.



## 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.

