### 第五章 方差分析与试验设计

第5.1节 单因素方差分析

第5.2节 两因素方差分析









在生产实践和科学试验种,经常发现试验条件的不同,得到的实验结果也不同,有时在相同的试验条件下,也会得到不同的试验结果。试验结果之间的差异是由什么原因造成的呢?是由于试验条件的不同所引起的?还是由于试验误差引起的?

如果是试验条件不同引起的,对试验指标最有利的试验条件应该如何确定?

本章主要介绍单因素试验的方差分析和两因素的方差分析。







### 第5.1节 单因素方差分析

- 一、数学模型
- 二、离差平方和分解与显著性检验
- 三、参数估计



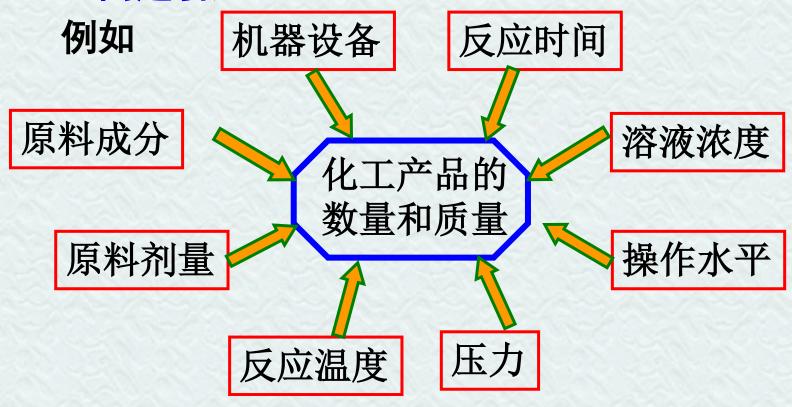






### 一、数学模型

1、问题引入





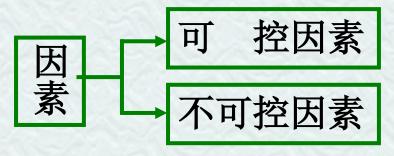




方差分析——根据试验的结果进行分析,鉴别 各个有关因素对试验结果的影响程度.

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.

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 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







表 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

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 电路的响应时间

类型I	类型II	类型III	类型Ⅳ
19	20	16	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 火箭的射程

推进器(	推进器(B)		$B_2$	$B_3$	
		58.2	56.2	65.3	
	$A_1$	52.6	41.2	60.8	
	$A_2$		49.1	54.1	51.6
燃料(A)		42.8	50.5	48.4	
Mii/17(11)		60.1	70.9	39.2	
	$A_3$	58.3	73.2	40.7	
	4	75.8	58.2	48.7	
	$A_4$	71.5	51.0	41.4	







### 表 火箭的射程

推进器(	<b>(B)</b>	$\boldsymbol{\mathit{B}}_{1}$	$B_2$	$B_3$
		58.2	56.2	65.3
	$A_1$	52.6	41.2	60.8
		49.1	54.1	51.6
燃料(A)	$A_2$	42.8	50.5	48.4
Mii/T(1)		60.1	70.9	39.2
	$A_3$	58.3	73.2	40.7
		75.8	58.2	48.7
	$A_4$	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:因素对火箭射程的有无显著影响







#### 回顾例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

在因素的不同水平下,试验数据之间存在差异,即使在同一水平下,试验数据之间同样存在差异。那么,这种差异到底是由因素的水平变化引起的?还是由于随机误差的干扰引起的?







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 $\mu_1,\mu_2,\mu_3$ .

 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3,$ 检验假设

 $H_1: \mu_1, \mu_2, \mu_3$ 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.





### 2、数学模型

设因素A有r个水平 $A_1, A_2, \dots, A_r$ ,在水平 $A_i(j =$  $1,2,\cdots,r$ )下,进行 $n_i(n_i \geq 2)$ 次独立试验,同时假设

(1)各个水平 $A_i$ ( $i = 1, 2, \dots, r$ )下的样本 $X_{i1}, X_{i2}$ ,

 $..., X_{in_i}$ 来自具有相同方差 $\sigma^2$ ,均值分别为 $\mu_i(i=1,$ 

 $2, \dots, r$ )的正态总体 $N(\mu_i, \sigma^2), \mu_i$ 与 $\sigma^2$ 均未知;

(2) 不同水平A,下的样本之间相互独立.

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

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





$$X_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}$$
,  $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ ,  $\varepsilon_{ij}$ 相互独立,  $j = 1, 2, \dots, n_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, r$ ,  $\mu_i = 1, \sigma^2$ 均未知

### 上式就是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  $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_r$ ,  $H_1: \mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_r$ 不全相等.

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







### 3、数学模型的等价形式

设
$$n = \sum_{i=1}^{n} n_i$$
, 记  $\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{r} n_i \mu_i$ 

总平均

称为水平A<sub>i</sub> 的效应,表示 水平A<sub>i</sub>下的 水中A<sub>i</sub>下的 总体均值与 总平均的差异.

$$\alpha_i = \mu_i - \mu,$$

$$i = 1, 2, \cdots, r$$

$$\mathbf{\underline{L}} \quad \boldsymbol{n}_1 \boldsymbol{\alpha}_1 + \boldsymbol{n}_2 \boldsymbol{\alpha}_2 + \dots + \boldsymbol{n}_r \boldsymbol{\alpha}_r = 0.$$

$$\sum_{i=1}^r n_i \alpha_i = \sum_{i=1}^r n_i (\mu_i - \mu)$$

$$= n\mu - \left(\sum_{i=1}^r n_i\right)\mu = 0$$







### 原数学模型

$$X_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}$$
,  $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \varepsilon_{ij}$ 相互独立,  $j = 1, 2, \dots, n_i, i = 1, 2, \dots, r$ ,  $\mu_i = 1, 2, \dots, r$ ,

改写为

$$X_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij},$$

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \varepsilon_{ij}$$
相互独立,
$$i = 1, 2, \dots, n_i, i = 1, 2, \dots, r,$$

$$\sum_{j=1}^{r} n_i \alpha_i = 0$$







### 检验假设

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

 $H_1: \mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_r$ 至少有两个不相等.

等价于

### 检验假设

$$\boldsymbol{H}_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_r = 0,$$

$$H_1: \alpha_1, \alpha_2, \cdots, \alpha_r$$
至少有1个不为0.







### 二、离差平方和的分解与显著性检验

为了进行上述假设检验,需要进行一系列变化。

#### 1、总离差平方和分解公式

$$\bar{X}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}, i = 1, \dots, r \quad -\text{水平} A_i$$
下的样本平均值,  
称为组内平均

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} \qquad — 总平均$$

$$Q_T = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X})^2$$
 — 总离差平方和(总变差)







$$Q_{T} = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} (X_{ij} - \bar{X})^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} [(X_{ij} - \bar{X}_{i}) + (\bar{X}_{i} - \bar{X})]^{2}$$

$$= \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} (X_{ij} - \bar{X}_{i})^{2} + \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} (\bar{X}_{i} - \bar{X})^{2}$$

$$+2\sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{n_i}(X_{ij}-\bar{X}_i)(\bar{X}_i-\bar{X})$$

= 0







$$Q_{T} = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} (X_{ij} - \bar{X}_{i})^{2} + \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} (\bar{X}_{i} - \bar{X})^{2}$$

$$= Q_{E} + Q_{A}$$

$$Q_E = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2$$
 —组内离差平方和,反映试验误差引起的数据波动

$$Q_A = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} (\bar{X}_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^r n_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2$$

$$=\sum_{i=1}^{n}n_{i}\overline{X}_{i}^{2}-n\overline{X}^{2}$$

 $=\sum n_i \bar{X}_i^2 - n\bar{X}^2$  —组间离差平方和,反映了 因素水平变化和试验误差引 起的数据波动

### 2、分解式的统计特性

令
$$\overline{\varepsilon}_{i} = \frac{1}{n_{i}} \sum_{j=1}^{n_{i}} \varepsilon_{ij}$$
,  $\overline{\varepsilon} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} \varepsilon_{ij}$ 得

$$Q_{E} = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} \left( \mu + \alpha_{i} + \varepsilon_{ij} - \mu - \alpha_{i} - \overline{\varepsilon}_{i} \right)^{2} = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} \left( \varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon}_{i} \right)^{2}$$

$$Q_{A} = \sum_{i=1}^{r} n_{i} \left( \mu + \alpha_{i} + \overline{\varepsilon}_{i} - \mu - \overline{\varepsilon} \right)^{2} = \sum_{i=1}^{r} n_{i} \left( \alpha_{i} + \overline{\varepsilon}_{i} - \overline{\varepsilon} \right)^{2}$$

$$=\sum_{i=1}^{r}n_{i}\alpha_{i}^{2}+\sum_{i=1}^{r}n_{i}\left(\overline{\varepsilon}_{i}-\overline{\varepsilon}\right)^{2}+2\sum_{i=1}^{r}n_{i}\alpha_{i}\left(\overline{\varepsilon}_{i}-\overline{\varepsilon}\right)$$







由于
$$\varepsilon_{ij} \sim N(0,\sigma^2)$$
,  $\overline{\varepsilon}_i \sim N(0,\frac{\sigma^2}{n_i})$ ,  $\overline{\varepsilon} \sim N(0,\frac{\sigma^2}{n})$   
 $i = 1, 2, \dots, r, j = 1, 2, \dots, n_i$ 

$$EQ_E = E\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} \left(\varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon}_i\right)^2 = \sum_{i=1}^r \left(n_i - 1\right)\sigma^2 = (n - r)\sigma^2$$

$$EQ_{A} = \sum_{i=1}^{r} n_{i} \alpha_{i}^{2} + E\left[\sum_{i=1}^{r} n_{i} \overline{\varepsilon}_{i}^{2} - n \overline{\varepsilon}^{2}\right] + 2\sum_{i=1}^{r} n_{i} \alpha_{i} \left[E(\overline{\varepsilon}_{i}) - E(\overline{\varepsilon})\right]$$

$$= \sum_{i=1}^{r} n_i \alpha_i^2 + (r-1)\sigma^2$$







### 所以

$$E\left(\frac{Q_E}{n-r}\right) = \sigma^2$$

$$E\left(\frac{Q_A}{r-1}\right) = \sigma^2 + \frac{1}{r-1} \sum_{i=1}^r n_i \alpha_i^2$$







#### 3、构造统计量及统计量的分布

当 $H_0$ 成立时,即 $\alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_r = 0$ 时,

$$E\frac{Q_A}{r-1} = E\frac{Q_E}{n-r} = \sigma^2$$
, 反之,  $E\frac{Q_A}{r-1} \ge E\frac{Q_E}{n-r}$ 

从而当H。不成立时,比值

$$\frac{Q_A/(r-1)}{Q_E/(n-r)} = \frac{\overline{Q}_A}{\overline{Q}_E} = F$$

有偏大的趋势,所以F可作为检验Ho的统计量。





下面我们先求出在 $H_0$ 成立条件下,统计量F的概率分布. 当 $H_0$ 成立时,所有的 $\alpha_i$ 都等于零,所以

$$X_{ij} = \mu + \varepsilon_{ij}$$

代入 $Q_T,Q_E$ ,和 $Q_A$ 的表达式,可得:

$$Q_{T} = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} \left( \varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon} \right)^{2} = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_{i}} \left( \varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon}_{i} \right)^{2} + \sum_{i=1}^{r} \left[ \sqrt{n_{i}} \left( \overline{\varepsilon}_{i} - \overline{\varepsilon} \right) \right]^{2}$$

又因为
$$\sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_i} \varepsilon_{ij}^2 = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_i} \left( \varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon} \right)^2 + n\overline{\varepsilon}^2$$

$$| \pm \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_i} \varepsilon_{ij}^2 = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_i} \left( \varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon}_i \right)^2 + \sum_{i=1}^{r} \left[ \sqrt{n_i} \left( \overline{\varepsilon}_i - \overline{\varepsilon} \right) \right]^2 + \left( \sqrt{n} \overline{\varepsilon} \right)^2$$







上式两边同除以 $\sigma^2$ , 左边 $\frac{1}{\sigma^2}\sum_{i=1}^r\sum_{j=1}^{n_i}\varepsilon_{ij}^2$ 是自由度为n的 $\chi^2$ 变量。

右边三项分别为:

$$\frac{1}{\sigma^2}Q_E = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^r \sum_{i=1}^{n_i} \left(\varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon}_i\right)^2 \hat{\mathbf{r}} r \hat{\mathbf{r}} \hat{$$

$$\sum_{i=1}^{n_i} (\varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon}_i) = 0 (i = 1, 2, \dots, r)$$
所以二次型 $\frac{1}{\sigma^2} Q_E$ 的秩为 $n - r$ .

$$\frac{1}{\sigma^2}Q_A = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^r \left[ \sqrt{n_i} \left( \overline{\varepsilon}_i - \overline{\varepsilon} \right) \right]^2$$
有一个约束条件



 $\frac{1}{\sigma^2} (\sqrt{n}\overline{\varepsilon})^2$ 的自由度是1.它们的自由度之和为(n-r)+

(r-1)+1=n, 由定理1.7(柯赫伦分解定理)的充分

条件知,  $\frac{Q_E}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-r)$ ,  $\frac{Q_A}{\sigma^2} \sim \chi^2(r-1)$ 且相互独立。

所以在H<sub>0</sub>成立的条件下,

$$F = \frac{Q_A/\sigma^2(r-1)}{Q_E/\sigma^2(n-r)} = \frac{Q_A/(r-1)}{Q_E/(n-r)} = \frac{\overline{Q}_A}{\overline{Q}_E} \sim F(r-1,n-r)$$







### 4、假设检验问题的拒绝域

检验假设 
$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_r = 0$$
,  $H_1: \alpha_1, \alpha_2, \cdots, \alpha_r$ 不全为零.

$$H_0$$
为真时, $Q_A/\sigma^2 \sim \chi^2(r-1)$ 

$$E(\frac{Q_A}{r-1}) = \sigma^2$$
,即 $\frac{Q_A}{r-1}$ 是 $\sigma^2$ 的无偏估计.

$$H_1$$
为真时,  $\sum_{i=1}^r n_i \alpha_i^2 > 0$ ,

$$E(\frac{Q_A}{r-1}) = \sigma^2 + \frac{1}{r-1} \sum_{i=1}^r n_i \alpha_i^2 > \sigma^2.$$







因为
$$E(Q_E) = (n-r)\sigma^2$$
,所以 $E(\frac{Q_E}{n-r}) = \sigma^2$ ,

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

$$F = \frac{Q_A/(r-1)}{Q_E/(n-r)}.$$

- 1.分子和分母相互独立;
- 2.分母 $Q_E$ 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.

于是拒绝域为 
$$F = \frac{Q_A/(r-1)}{Q_E/(n-r)} \ge F_{\alpha}(r-1,n-r)$$
.





### 单因素试验方差分析表

方差	急来源	平方和	自由度	平均离差	F 比
组	间	$Q_A$	<b>r</b> −1	$\overline{Q}_A = \frac{Q_A}{r-1}$	$F = \overline{O} / \overline{O}$
组	内	$Q_E$	n-r	$\overline{Q}_E = \frac{Q_E}{n-r}$	$F = \overline{Q}_A / \overline{Q}_E$
总	和	$Q_T$	n-1		

为了计算方便,记 
$$Q = \sum_{i=1}^{r} \frac{1}{n_i} (\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij})^2$$
,

$$P = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} \right)^2, \quad R = \sum_{i=1}^{r} \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}^2, \text{M}$$

$$Q_A = Q - P$$
,  $Q_E = R - Q$ ,  $Q_T = R - P$ 







例4(p156例5.3) 某种型号化油器的原喉管结构油耗较大,为节省能源,设想了两种改进方案以降低油耗指标一比油耗,现对用各种结构的喉管制造的化油器分别测得如下表数据

指标 水平	比油 耗							
A <sub>1</sub> :原结构	231.0	232.8	227.6	228.3	224.7	225.5	229.3	230.3
$A_2$ :改进方案 $I$	222.8	224.5	218.5	220.2				
A <sub>3</sub> :改进方案II	224.3	226.1	221.4	223.6				

在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 条件下进行方差分析,判断 喉管的结构对比油耗的影响是否显著.







解 为了计算方便,首先每个原始数据减220,通过计算P,R,Q,计算其离差平方和.

其中
$$r = 3$$
,  $n_1 = 8$ ,  $n_2 = n_3 = 4$ ,  $n = 16$ ,  $Q'_A = 155.64$   $Q'_T = 240.98$ ,  $Q'_E = 85.34$ 

### 方差分析表

方差	急来源	平方和	自由度	均方	F 比
组	内	155.64	2	77.82	11.86
组	间	85.34	13	6.56	
总	和	240.98	15		

 $F = 11.86 > F_{0.01}(2,13) = 6.70$ . 在水平0.01下拒绝 $H_0$ .

喉管结构对比油耗有显著影响,其中改进方案一好.







### 三、参数估计

由于 
$$E(Q_E/(n-r)) = \sigma^2$$
  $\hat{\sigma}^2 = Q_E/(n-r)$   $E(\overline{X}) = \mu$   $\hat{\mu} = \overline{X}$  无偏估计  $E(\overline{X}_i) = \mu_i, i = 1, 2, \dots, r$   $\hat{\mu}_i = \overline{X}_i$   $E(\overline{X}_i - \overline{X}) = \mu_i - \mu, i = 1, 2, \dots, r$   $\hat{\alpha}_i = \overline{X}_i - \overline{X}$ 

若拒绝 $H_0$ ,需对两总体 $N(\mu_i, \sigma^2)$ , $N(\mu_k, \sigma^2)$ 的

均值差 $\mu_i - \mu_k = \alpha_i - \alpha_k$ 作出区间估计.

因为
$$E(\bar{X}_i - \bar{X}_k) = \mu_i - \mu_k$$
,
$$D(\bar{X}_i - \bar{X}_k) = \sigma^2 \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_k}\right),$$





均值差 $\mu_i - \mu_k = \alpha_i - \alpha_k$ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信 区间为

$$\left(\overline{X}_i - \overline{X}_k \pm t_{\alpha/2}(n-r)\sqrt{\overline{Q}_E(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_k})}\right).$$





# 例5(p163例5.4) 有5种油菜品种,分别在4块试验田上种植,所得亩产量如下表:

田块 品种	1	2	3	4
$A_1$	256	222	280	298
$A_2$	244	300	290	275
$A_3$	250	277	230	322
$A_4$	288	280	315	259
$A_5$	206	212	220	212

- 1、不同品种对亩产量有无显著影响
- 2、求 $\mu_1 \mu_5$ 的置信度为0.95的置信区间.







解  $令X_{ii}$ 表示第i个品种在第j块试验田的亩产量,

$$i = 1, 2, \dots, 5, \quad n_1 = n_2 = \dots = n_5 = 4, n = 20, \text{ if }$$

$$R = \sum_{i=1}^{5} \sum_{j=5}^{4} x_{ij}^{2} = 1395472, Q = \sum_{i=1}^{5} \frac{1}{4} (\sum_{j=1}^{4} x_{ij})^{2} = 1383980.5$$

$$P = \frac{1}{20} (\sum_{i=1}^{5} \sum_{j=1}^{5} x_{ij})^{2} = 1370784.8, \quad Q_{T} = R - P = 24687.2$$

$$Q_A = Q - P = 13195.7$$
,  $Q_E = Q_T - Q_A = 11491.5$ 

$$F = \frac{Q_A/4}{Q_E/15} = 4.31 > F_{0.05}(4,15) = 3.06$$

即品种对产量有显著影响.







又因为 
$$\bar{x}_1 = 264$$
,  $\bar{x}_5 = 212.5$ 

$$t_{0.025}(n-r) = t_{0.025}(15) = 2.1315,$$

$$\overline{Q}_E = Q_E / n - r = 11491.5 / 15 = 766.1$$

$$t_{0.025}(15)\sqrt{\bar{Q}_E(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_5})}=2.1315\times19.6$$

 $\mu_1 - \mu_5$ 的置信水平为0.95的置信区间为

$$(264-212.5\pm 2.1315\times 19.6)=(9.7, 93.3).$$







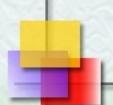
### 四、小结

- 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.









## Thank You!





