

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
.. INSTITUTO DE MATEMÁTICA  
CADERNOS DE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA  
SÉRIE B: TRABALHO DE APOIO DIDÁTICO

DELINEAMENTOS EXPERIMENTAIS DE CAMPO  
PARTE 1

JOÃO RIBOLDI

SÉRIE B, N° 18  
PORTO ALEGRE, SETEMBRO DE 1993

## PREFÁCIO

As presentes notas destinam-se ao apoio didático da disciplina AGRPO2 - Delineamentos Experimentais de Campo dos Cursos de Pós-Graduação em Agronomia. Surgiram da experiência acumulada ao longo dos anos e tem por objetivo servir como um guia aos conteúdos abordados e não como um limitante dos assuntos, não prescindindo, evidentemente, da consulta de bibliografia especializada para complementação.

Apesar de serem de objetivo específico, podem também servir como texto de apoio didático a outras disciplinas a nível de graduação e pós-graduação.

Agradecemos a todos que colaboraram na organização destas notas e em especial aos bolsistas Stela Maris de Jesus Castro, Flávio Puperi, Silvana Diegues Oliveira e André Luís Rocha dos Santos, pelo trabalho de digitação.

Porto Alegre, 31 de agosto de 1993.

Prof. João Riboldi

## INDICE

1. ASPECTOS GERAIS DO PLANEJAMENTO DE EXPERIMENTOS .....	01
1.1 - Estatística Aplicada à Experimentação .....	01
1.2 - Método Científico .....	01
1.3 - Experimentos .....	01
1.4 - Características de um Bom Experimento .....	02
1.5 - Erro Experimental .....	03
1.6 - Etapas da Organização de um Experimento .....	06
1.7 - Execução de Experimentos em Parcelas de Campo .....	19
2. DELINEAMENTO BLOCOS CASUALIZADOS (DBC) .....	25
2.1 - Caracterização .....	25
2.2 - Análise de Variância .....	27
2.3 - Exemplo .....	31
2.4 - Eficiência Relativa .....	34
2.5 - Estimação de Valores Perdidos (↔ Parcelas Perdidas) .....	34
2.6 - Modelo Linear para Experimentos em Blocos .....	37
3. DELINEAMENTO QUADRADO LATINO (DQL) .....	45
3.1 - Caracterização .....	45
3.2 - Montagem dos Quadrados Latinos .....	46
3.3 - Análise de Variância .....	46
3.4 - Decomposição Algébrica da Soma de Quadrados .....	47
3.5 - Exemplos .....	50
3.6 - Estimativa de Valores (Parcelas) Perdidos .....	54
3.7 - Análise de Variância quando se utiliza mais de um Quadrado Latino .....	55
3.8 - Eficiência Relativa .....	55
3.9 - Modelo Linear para Experimentos em Quadrado Latino .....	56

4. QUADRADO GRECO-LATINO .....	58
4.1 - Caracterização .....	58
4.2 - Modelo Linear .....	58
4.3 - Análise de Variância .....	58
4.4 - Exemplo .....	58
5. ANÁLISE DE GRUPOS DE EXPERIMENTOS .....	60
5.1 - Generalidades .....	60
5.2 - Análise Estatística .....	60
5.3 - Exemplo .....	61
5.4 - Exercício .....	66
6. ANÁLISE DE COVARIÂNCIA .....	67
6.1 - Introdução .....	67
6.2 - Cálculos da Análise de Covariância .....	67
6.3 - Pressuposições .....	70
6.4 - Exemplo .....	70



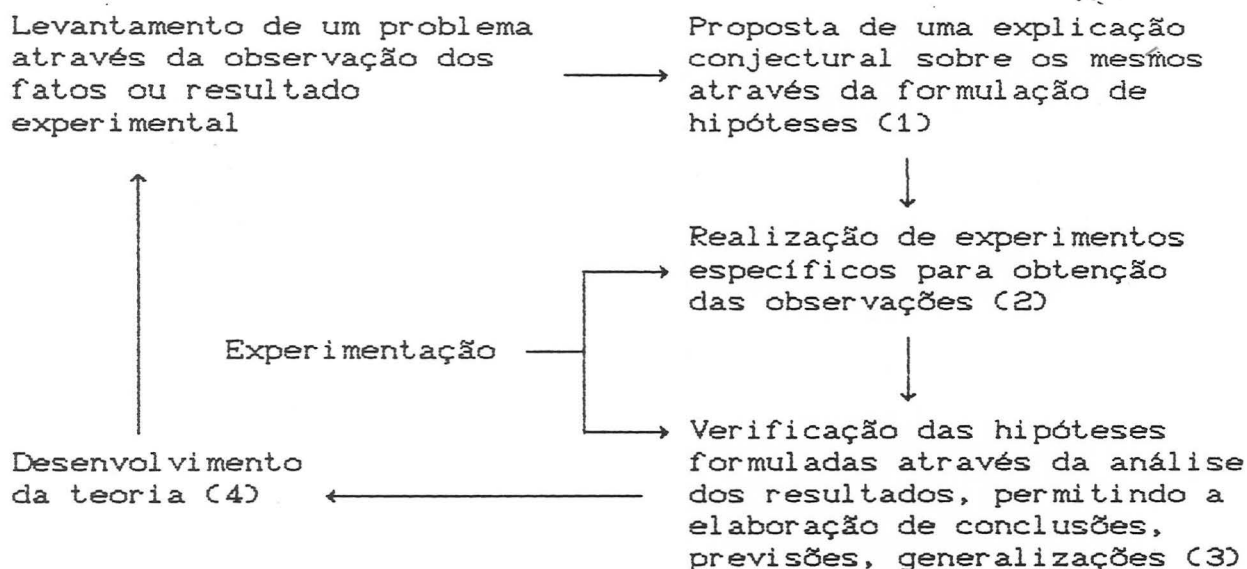
## 1. ASPECTOS GERAIS DO PLANEJAMENTO DE EXPERIMENTOS

### 1.1 - ESTATÍSTICA APLICADA A EXPERIMENTAÇÃO

A estatística quando orientada para a área de investigação, dentro do chamado método científico, é definida como a ciência que se ocupa da experimentação no que diz respeito a sua:

1. Planificação (planejamento de experimentos)
2. Execução (instalação, condução e coleta de informações de experimentos)
3. Análise dos seus resultados

### 1.2 - MÉTODO CIENTÍFICO



### 1.3 - EXPERIMENTOS

Pesquisa planejada para obter novos fatos, para confirmar ou não resultados obtidos, tendo por objetivo tomar decisões.

#### 1. EXPERIMENTOS PRELIMINARES

Busca de informações para trabalhos futuros.

#### 2. EXPERIMENTOS CRÍTICOS OU COMPARATIVOS

Compara-se os tratamentos utilizando-se observações suficientes para detectar diferenças existentes, com uma certa

segurança.

### 3. EXPERIMENTOS DEMONSTRATIVOS

Divulgação de resultados. Comparação de novos tratamentos com padrão. Trabalhos de extensão.

#### 1.4 - CARACTERÍSTICAS DE UM BOM EXPERIMENTO

1. Ausência de erro sistemático (vício) [CASUALIZAÇÃO].

2. Precisão: capacidade de detectar como significativa a diferença entre médias de tratamentos.

\* Formas de expressar precisão de experimentos.

$$CD\ CV = \frac{\sqrt{QME}}{\bar{y}} \cdot 100$$

onde: QME = quadrado médio do erro experimental ou resíduo

$\bar{y}$  = média geral do experimento

(U) Erro padrão da diferença entre duas médias de tratamentos

$$s_d = \sqrt{\frac{2QME}{r}}$$

(UU) Erro padrão da média de um tratamento

$$s_{\bar{y}} = \sqrt{\frac{QME}{r}}$$

\* Erro experimental:

Quanto menor  $\Rightarrow$  Maior a precisão

- Causas do erro experimental:

(1) Variabilidade intrínseca das unidades experimentais (UE)

(2) Falhas de técnica experimental

- Controle do erro experimental:

(D) Uso de UE homogêneas (1)

(U) Uso de técnica experimental cuidadosa (2)

(UU) Uso de delineamento experimental eficiente (1 e 2)

(w) Uso de observações auxiliares ou concomitantes, através da análise de covariância (1 e 2)

3. Generalidade dos resultados.

4. Simplicidade.

### 1.5 - ERRO EXPERIMENTAL:

Variação das UE submetidas ao mesmo tratamento.

#### \*ESTIMATIVA

(D) Repetindo-se todos os tratamentos

(U) Repetindo-se parte dos tratamentos

(UU) Repetindo-se um tratamento

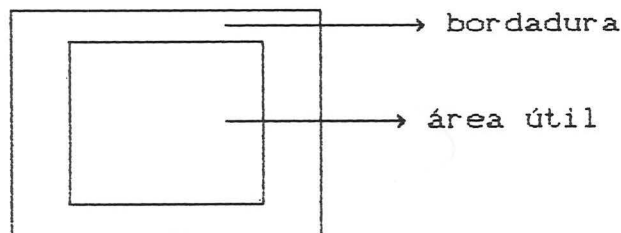
(w) Usando-se estimativas anteriores

(v) Usando-se interações de ordem elevada (raramente atingem significância estatística) [REPETIÇÃO ÚNICA]

#### \*CONTROLE

##### 1. TÉCNICA EXPERIMENTAL CUIDADOSA:

Técnica que possibilite uniformidade de execução, tal como na aplicação dos tratamentos (evitando contaminação, erros de dosagem,...), evite competição inter-parcelas, utilizando-se bordadura nas parcelas.



E com isso eliminando efeito de bordo; uniformidade de condução; uniformidade de coleta de informações (de modo adequado e de tal forma a não favorecer nenhum tratamento); evite a influência de fatores estranhos.

## 2. OBSERVAÇÕES AUXILIARES OU CONCOMITANTES:

Em muitos experimentos a precisão pode ser aumentada pelo uso de observações auxiliares (concomitantes) através da análise de covariância. A análise de covariância é usada quando a variação entre as UE é em parte devida a algumas características não suficientemente controladas (condição própria das UE, ou devido a influência de fatores estranhos durante a execução do experimento). O uso de observações auxiliares elimina as competições intra-parcelas (efeito de falhas) decorrente de causas extrínsecas (não relacionadas aos tratamentos, tal como germinação desuniforme, ataque de moléstias, insetos e outros animais).

## 3. DELINEAMENTO EXPERIMENTAL EFICIENTE

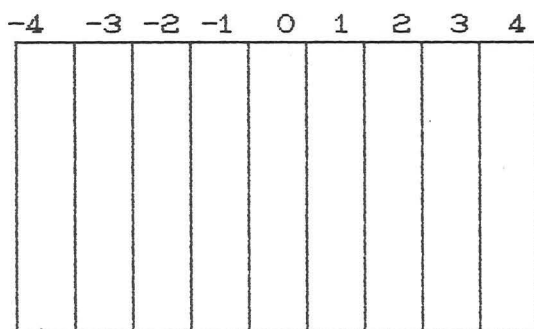
### 4. UNIDADES EXPERIMENTAIS HOMOGÊNEAS:

Forma e colocação das UE no campo, tamanho.

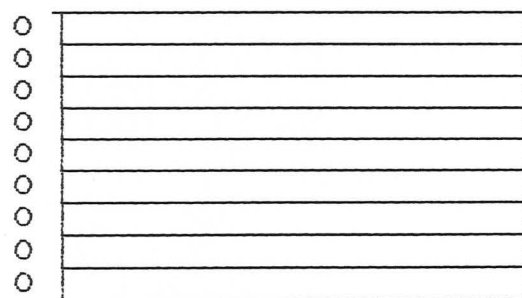
#### (a) FORMA E COLOCAÇÃO DAS PARCELAS DE CAMPO

##### (1) COLOCAÇÃO:

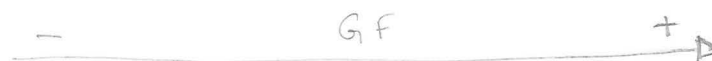
- Se existe um gradiente de fertilidade conhecido (GF) a dimensão mais longa deve estar seguindo o gradiente.



QM = 60/8

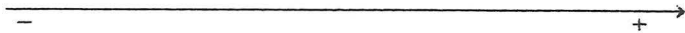


QM = 0



-3	0	3
-3	0	3
-3	0	3

GRADIENTE DE FERTILIDADE



C

$$QM = 54/8$$

IDEAL B

Se não houver condições de usar B usar C e não A.

- Todas as parcelas do bloco devem ter uma frente comum: B preferível.

#### C/D FORMA:

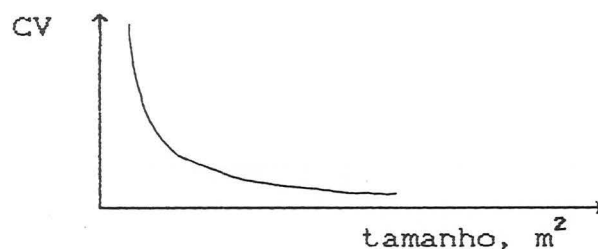
As parcelas devem ser de forma retangular estreitas e longas, uma vez que com esta forma as parcelas tendem a participar de todas as manchas de fertilidade existente no terreno, bem como, dessa maneira, o bloco tenderá a ser quadrado que é a forma mais compacta e com maior grau de homogeneidade.

#### 5. TAMANHO DAS PARCELAS:

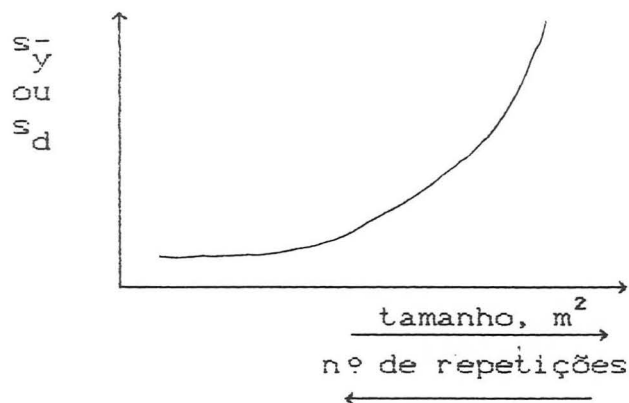
##### C/D ASPECTOS A CONSIDERAR:

- custo
- disponibilidade de área experimental, material (semente, fertilizantes,...), de tempo, mão-de-obra, maquinaria
- natureza dos fatores
- número de tratamentos

##### C/D O QUE SE VERIFICA



Area Fixa: Quanto maior tamanho  $\Rightarrow$  Menor número de repetições



- Parcelas grandes variam menos do que parcelas pequenas.
- Acréscimo no tamanho da parcela  $\Rightarrow$  acréscimo no número de repetições (limitações de material experimental).
- Adequadas repetições de parcelas pequenas é mais fácil de se obter do que adequadas repetições de parcelas grandes.
- É preferível usar parcelas pequenas e maior número de repetições, ou seja, usar o menor tamanho possível, compatível com o material a ser experimentado, e compensar a perda de precisão com o aumento no número de repetições.

#### 1.6 - ETAPAS DA ORGANIZAÇÃO DE UM EXPERIMENTO

1. ENUNCIADO DO PROBLEMA E FORMULAÇÃO DE HIPÓTESES.
2. ESCOLHA DOS FATORES QUE DEVEM SER INCLUIDOS NO EXPERIMENTO E DOS SEUS RESPECTIVOS NÍVEIS (= escolha dos tratamentos).
3. ESCOLHA DA UNIDADE EXPERIMENTAL E DA UNIDADE DE OBSERVAÇÃO.
4. ESCOLHA DAS VARIÁVEIS A SEREM MEDIDAS NA UNIDADE DE OBSERVAÇÃO.
5. DETERMINAÇÃO DAS REGRAS PARA ATRIBUIÇÃO DOS

TRATAMENTOS AS UNIDADES EXPERIMENTAIS (= escolha do delineamento experimental).

6. DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE REPETIÇÕES.

7. ESCOLHA DO PROCEDIMENTO DE ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS RESULTADOS.

8. RELATÓRIO FINAL: CONCLUSÕES, PRECISÃO DAS ESTIMATIVAS, INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS REFERINDO-SE A TRABALHOS SIMILARES, AVALIAÇÃO DA PESQUISA COM SUGESTÕES PARA PROSEGUIR.

#### 1.6.1. ENUNCIADO DO PROBLEMA E FORMULAÇÃO DE HIPÓTESES:

Uma pesquisa científica se inicia sempre com a formulação de hipóteses. As hipóteses são primeiramente formuladas em termos científicos dentro da área de estudo (hipóteses científicas) e em seguida devem ser expressas em termos estatísticos (hipóteses estatísticas).

Deve haver correspondência perfeita entre as hipóteses científica e estatística para evitar ambiguidade. Portanto, no enunciado do problema, a hipótese científica deve ser formulada de maneira precisa e objetiva.

No método científico, a formulação de um problema é fundamental. O cientista, o agente principal deste processo, é a pessoa que consegue visualizar problemas e suas soluções com uma habilidade maior que a da maioria das pessoas. A formulação de um problema é muitas vezes mais importante que sua solução a qual pode ser apenas uma questão de habilidade experimental. Propor problemas novos e encarar os velhos sob um novo ângulo, requer imaginação criadora e é o que promove o progresso da ciência.

Por hipótese, entende-se uma teoria que resume o conhecimento do pesquisador em relação ao problema em questão em determinado momento.

A determinação dos aspectos relevantes do fenômeno em estudo, e a formulação de hipóteses está sujeita a vários

fatores:

- uma profunda familiarização com o problema sob investigação;
- uma sólida base de conhecimentos prévios (que permitirá associar e comparar o problema com situações análogas);
- intuição e a genialidade do pesquisador.

A formulação de hipóteses poderá conduzir a previsões sobre os resultados a serem obtidos, sendo uma etapa desenvolvida sob inteira responsabilidade do pesquisador.

EXEMPLO: Influência da aplicação de nitrogênio (t níveis) sobre o rendimento de cana-de-açúcar.

HIPÓTESE 1:

A cana-de-açúcar responde a adubação nitrogenada.

↓  
definição  
operacional

Ha: Pelo menos 2 médias de tratamentos diferem ( $\tau_i \neq 0$ )  
Teste  $\rightarrow$  Ho:  $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_t \Leftrightarrow (\tau_i = 0)$

HIPÓTESE 2:

O rendimento de cana-de-açúcar relaciona-se funcionalmente com doses (níveis) de N aplicadas ao solo.

↓  
definição  
operacional

y  $\rightarrow$  rendimento de cana-de-açúcar  
x  $\rightarrow$  doses (níveis) de N

Ha: A relação  $y = f(x)$  explica as variações no rendimento de cana-de-açúcar  $\Leftrightarrow$  (Ha:  $R^2 \neq 0$ )

Teste  $\rightarrow$  Ho: A relação  $y = f(x)$  não explica as variações no rendimento de cana-de-açúcar  $\Leftrightarrow$  (Ho:  $R^2 = 0$ )

: Coeficiente de determinação:

$$R^2 = \frac{SQREGRESSAO}{SQTOTAL} \left. \vphantom{\frac{SQREGRESSAO}{SQTOTAL}} \right\} \text{Proporção da Variabilidade no rendimento de cana-de-açúcar explicada pela relação } y = f(x).$$

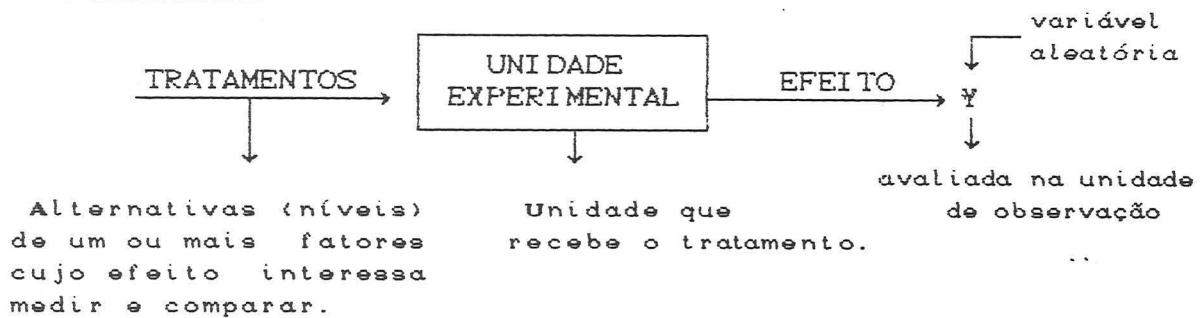


1.6.2. ESCOLHA DOS FATORES QUE DEVEM SER INCLUIDOS NO EXPERIMENTO E DOS SEUS RESPECTIVOS NÍVEIS (=escolha dos tratamentos):

- Quais fatores e níveis a utilizar é função do pesquisador essencialmente.

- Como organizar os fatores e/ou níveis (escolha do delineamento de tratamentos) importa sob ponto de vista estatístico.

EXPERIMENTO:



Tratamentos:

- Experimentos unifatoriais: tratamentos são níveis de um fator. Ex.: temperatura  $\rightarrow T_1, T_2, T_3, T_4$ .

- Experimentos fatoriais: tratamentos são combinações de níveis de diferentes fatores. Ex.: temperatura  $\rightarrow T_1, T_2, T_3$ ; e pressão  $\rightarrow P_1$  e  $P_2$ .

Tratamentos:  $T_1 P_1, T_1 P_2, T_2 P_1, T_2 P_2, T_3 P_1, T_3 P_2$

Fatores: Qualitativos (tipo de material, marcas) e Quantitativos (temperatura, pressão, ...)

Organização dos fatores e/ou níveis:

- considerar custo dos experimentos
- reduzir ao máximo o nº de tratamentos
- usar delineamento de tratamentos adequado visando a redução do nº de tratamentos e ainda assim estimar satisfatoriamente o efeito dos tratamentos.

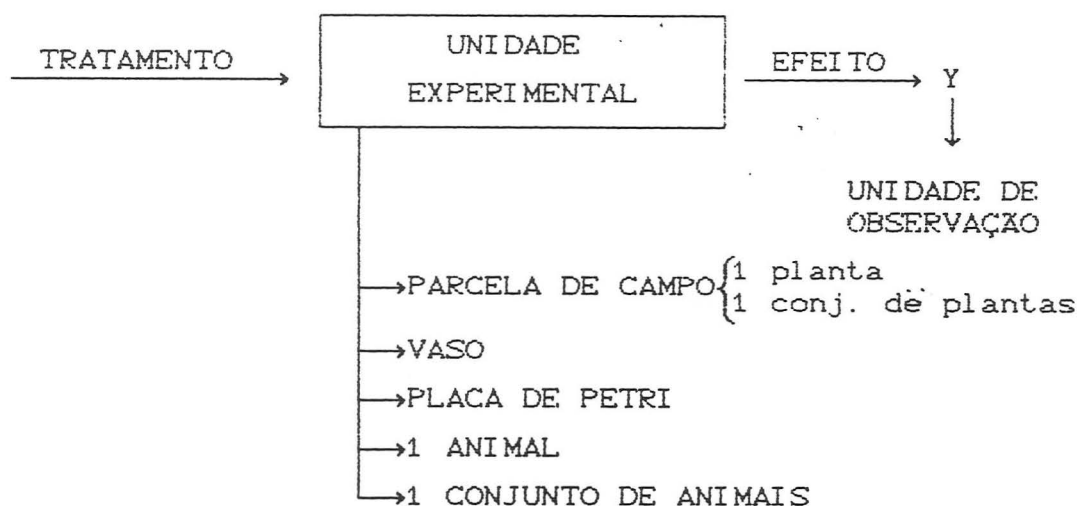
Considerações sobre a escolha dos tratamentos:

- quais fatores e níveis a utilizar é função do pesquisador essencialmente
- como organizar os fatores e/ou níveis (escolha do delineamento

de tratamentos) importa sob o ponto de vista estatístico - a escolha dos tratamentos deve ser adequada, que permita a verificação das hipóteses formuladas.

### 1.6.3. ESCOLHA DA UNIDADE EXPERIMENTAL E DA UNIDADE DE OBSERVAÇÃO:

#### EXPERIMENTO:



#### UNIDADE EXPERIMENTAL

A escolha da unidade experimental deve ser no sentido de minimizar o erro experimental, ou seja, as unidades experimentais devem ser o mais homogêneas possíveis, controlando a sua heterogeneidade.

#### PARCELAS DE CAMPO

Principal fator de variabilidade das UE (parcelas) é a heterogeneidade do solo que é devida:

- 1) Diferença na constituição física e química do solo
- 2) Diferença de nivelção
- 3) Diferença de drenagem
- 4) Diferença de subsolo
- 5) Diferença de preparo do solo
- 6) Diferença de distribuição dos adubos

## UNIDADE DE OBSERVAÇÃO

Dependendo da variável que está sendo avaliada pode-se ter como unidade de observação a unidade experimental como um todo (por exemplo, avaliação de rendimento) ou a unidade de observação é constituída por uma "amostra" de subunidades ou fração da unidade experimental (por exemplo, determinações tecnológicas).

### 1.6.4. ESCOLHA DAS VARIÁVEIS A SEREM MEDIDAS NA UNIDADE DE OBSERVAÇÃO:

As medidas realizadas nas unidades experimentais após terem sido submetidas aos tratamentos constituem os valores da variável dependente. A variável dependente, em geral, é pré-determinada pelo pesquisador, isto é, ele estabelece "como critério" a variável a ser medida para verificação do efeito de tratamento.

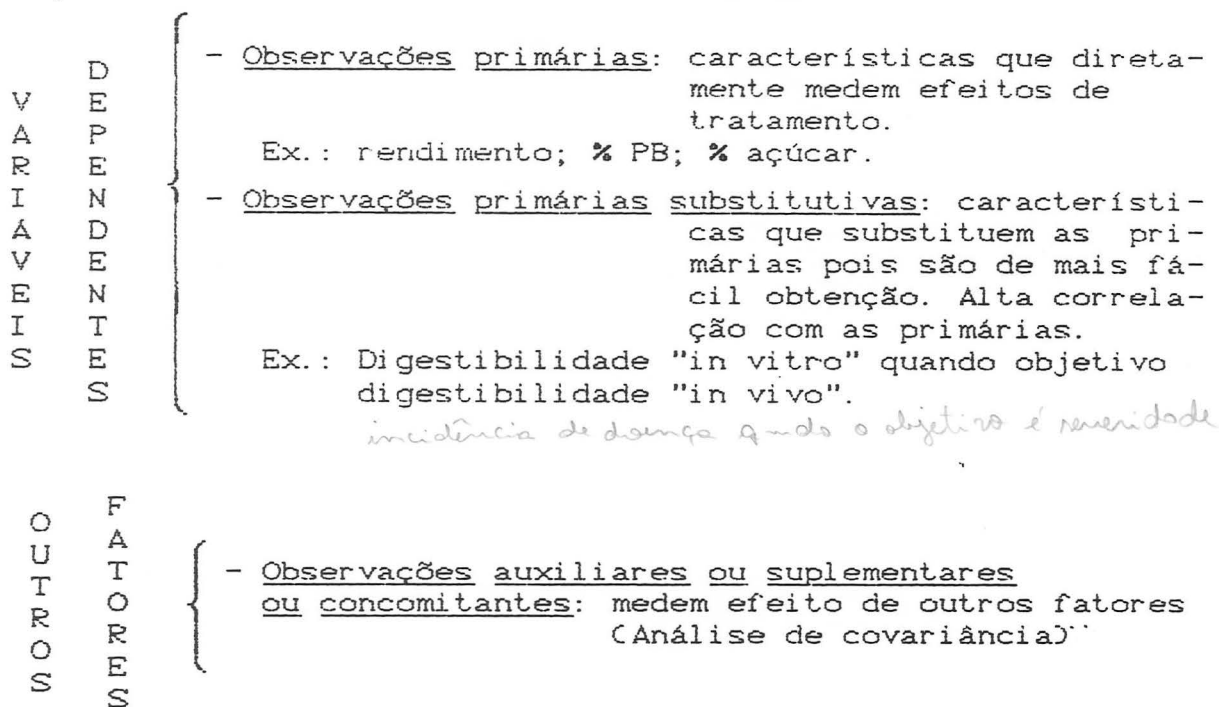
O que constitui problema, às vezes, é a maneira como a variável é medida, pois disto depende a precisão das observações e a distribuição de probabilidade da variável a qual é essencial para a escolha do método de análise estatística.

Se os valores de uma variável são obtidas diretamente por meio de um instrumento de medida (régua, paquímetro, termômetro,...) a precisão das observações vai aumentar quando se utiliza, se possível, como observação a média de 3 ou mais medidas da mesma unidade experimental.

## VARIÁVEIS DE UM EXPERIMENTO

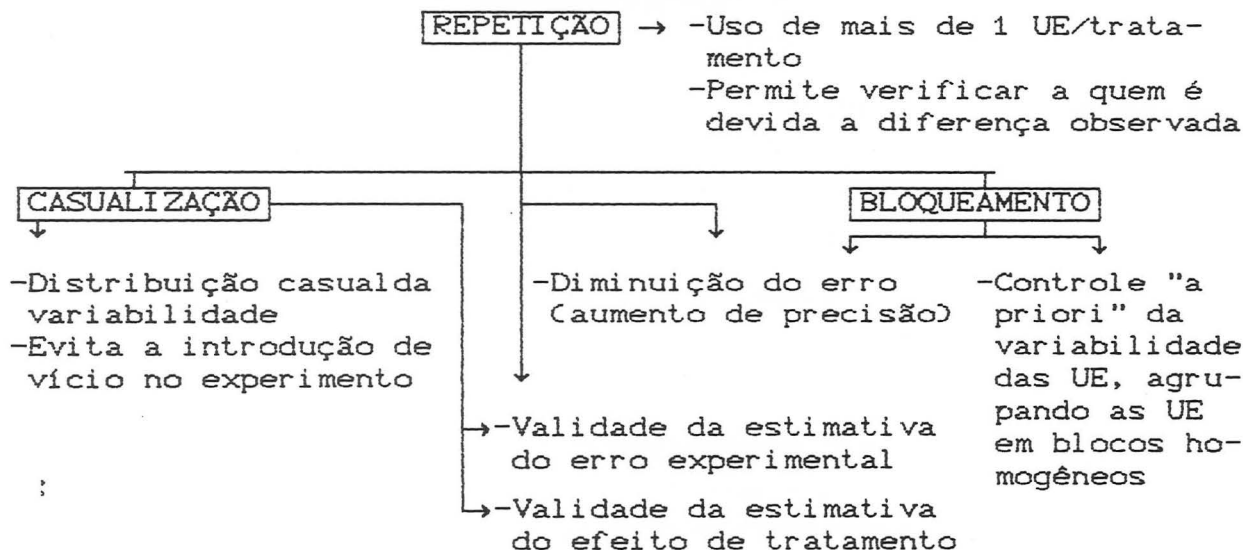
- Variáveis dependentes: medidas nas UE.
- Variáveis independentes: conjunto de fatores. *= tratamento*
- Qualquer outra variável que possa influir nos resultados (valores) para a variável dependente deve ser mantida constante.

TIPO DE VARIÁVEL (OBSERVAÇÕES) MEDIDAS NUM EXPERIMENTO



1.6.5. DETERMINAÇÃO DAS REGRAS PARA ATRIBUIÇÃO DOS TRATAMENTOS AS UNIDADES EXPERIMENTAIS (=escolha do delineamento experimental):

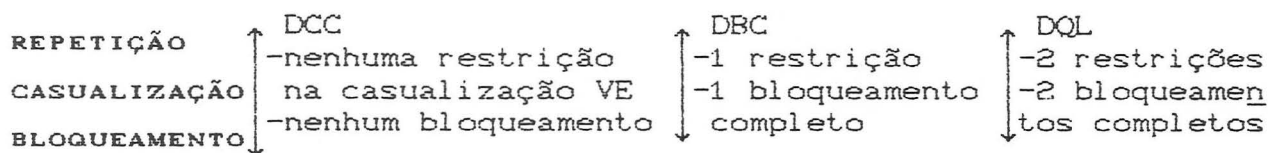
PRINCÍPIOS BÁSICOS DE EXPERIMENTAÇÃO:



DELINEAMENTO EXPERIMENTAL:

Forma de atribuição dos tratamentos às unidades

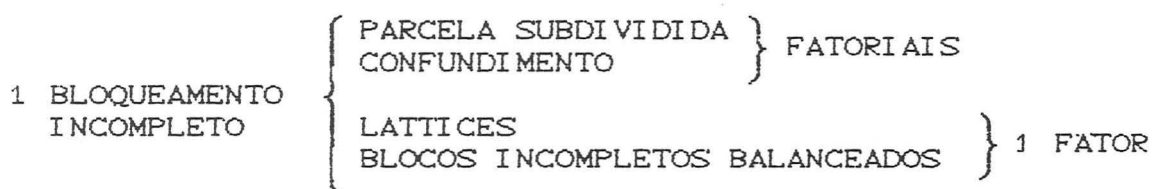
experimentais.



DCC = Delineamento completamente casualizado ou inteiramente casualizado.

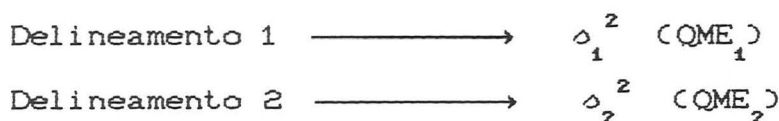
DBC = Delineamento blocos casualizados.

DQL = Delineamento quadrado latino



Eficiência Relativa

Variância residual



A eficiência relativa do delineamento 1 em relação ao delineamento 2 é dada por:

$$ER\% = \frac{1}{\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}} \times 100 = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \times 100$$

A eficiência relativa é útil na escolha do delineamento experimental a ser utilizado.

1.6.6. DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE REPETIÇÕES:

REGRAS PRÁTICAS

- Nº de repetições por tratamento de tal forma que tenhamos no mínimo 20 parcelas.

GL erro  $\geq 10$

↓ DEPENDE: do delineamento experimental  
do nº de tratamentos

GL suficientes para uma estimativa representativa do erro experimental. Experimentos com poucos tratamentos necessitam de maior nº de repetições para GL suficientes para o erro.

### NÚMERO DE REPETIÇÕES A USAR NUM EXPERIMENTO

Número adequado de repetições é importante no planejamento de um experimento:

- poucas repetições  $\Rightarrow$  pode-se não descobrir diferenças importantes
- muitas repetições  $\Rightarrow$  desperdício de tempo e material
- deve-se ter número suficiente de repetições para detectar como significativa a diferença no efeito de 2 tratamentos, se ela existir.

Para se determinar o número de repetições necessita-se:

- Estimativa de variabilidade:  $\sigma^2$  ou CV
- Tamanho da diferença entre médias a ser detectada como significativa:  $\delta$ , expressa com % da média geral
- Nível de significância:  $\alpha$
- Segurança com que se deseja detectar a diferença: poder do teste,  $P=1-\beta$
- Teste unilateral ou bilateral.

### 2 Grupos Independentes

População 1

$$\mu_1, \sigma_1^2$$

↓

Amostra 1

$$n_1$$

$$\bar{y}_1, s_1^2, SQ_1$$

População 2

$$\mu_2, \sigma_2^2$$

↓

Amostra 2

$$n_2$$

$$\bar{y}_2, s_2^2, SQ_2$$

Suposição

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$$

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \Leftrightarrow H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$$

$$H_a: \mu_1 \neq \mu_2 \Leftrightarrow H_0: \mu_1 - \mu_2 \neq 0 \text{ [Bilateral]}$$

$$H_a: \mu_1 > \mu_2 \Leftrightarrow H_0: \mu_1 - \mu_2 > 0 \text{ [Unilateral]}$$

$$\frac{(\bar{y}_1 - \bar{y}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma_d} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

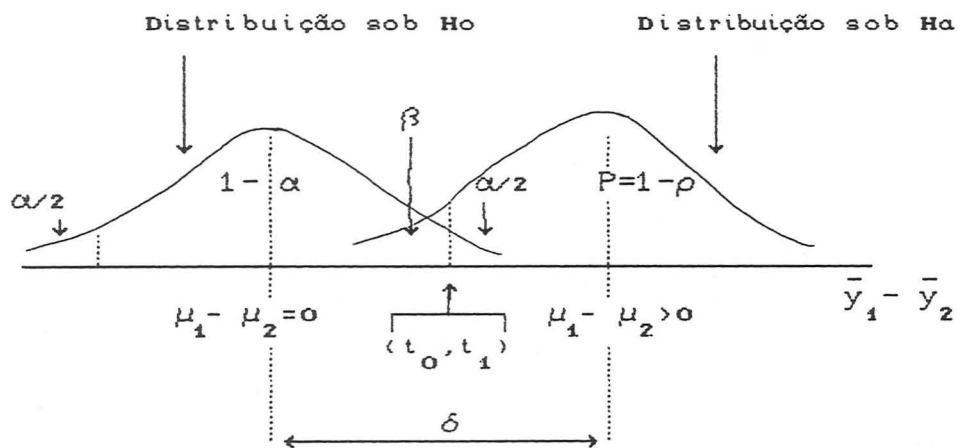
↑ Erro padrão da diferença entre 2 médias

$$\sigma_d = \sqrt{\sigma^2 \left[ \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right]}$$

↑ Variância ponderada

$$\sigma^2 = \frac{(n_1 - 1)\sigma_1^2 + (n_2 - 1)\sigma_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{SQ_1 + SQ_2}{n_1 + n_2 - 2}$$

$$\text{Se } n_1 = n_2 = n \Rightarrow \sigma_d = \sqrt{\frac{2\sigma^2}{n}} \quad \text{e} \quad \sigma^2 = \frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{2}$$



### Decisões

(i)  $H_0$  será rejeitada quando  $t$  calculado  $> t_0$

[valor tabelado de  $t$  ignorando o sinal  $\Rightarrow t$  bilateral]

$$\text{Sob } H_0 \quad t = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - (\mu_1 - \mu_2 = 0)}{\sigma_d} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sigma_d} = t_0$$

(ii) Ha será aceita quando  $t$  calculado  $> t_1$

[Valor tabelado de  $t$  considerando o sinal  $\Rightarrow t$  unilateral (do lado esquerdo da curva)]

$$\text{Sob Ha } t = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma_d} = t_1$$

$$t_0 = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sigma_d} \Rightarrow t_0 \sigma_d = \bar{y}_1 - \bar{y}_2 \quad (1)$$

$$t_1 = \frac{(\bar{y}_1 - \bar{y}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma_d} \Rightarrow t_1 \sigma_d = \bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \delta$$
$$\Rightarrow t_1 \sigma_d + \delta = \bar{y}_1 - \bar{y}_2 \quad (2)$$

$$\therefore t_0 \sigma_d = t_1 \sigma_d + \delta$$

$$\delta = t_0 \sigma_d - t_1 \sigma_d \Rightarrow \delta = \sigma_d (t_0 - t_1)$$

Como  $\sigma_d = \sqrt{\frac{2\sigma^2}{n}}$  temos

$$\delta = \sqrt{\frac{2\sigma^2}{n}} (t_0 - t_1)$$

$$\delta^2 = \frac{2\sigma^2 (t_0 - t_1)^2}{n}$$

$$\therefore n = \frac{2\sigma^2 (t_0 - t_1)^2}{\delta^2}$$

Expressando a variabilidade em termos de CV e considerando que como  $t_1$  será um valor negativo (lado esquerdo da distribuição) então  $-t_1$  será um valor positivo, assim pode-se considerar o simétrico positivo, e então:

$$n = \frac{2CV^2 (t_0 + t_1)^2}{\delta^2}$$

Exemplo: Duas rações devem ser comparadas com leitões, mantidos



em baias individuais, sendo o aumento de peso o atributo a ser medido. Qual o nº de leitões a usar em cada grupo, isto é, o nº de repetições, se deseja-se detectar uma diferença no efeito das rações de pelo menos 10%, com uma segurança de 80%, e o coeficiente de variação previsto é de 8%?

Teste Bilateral

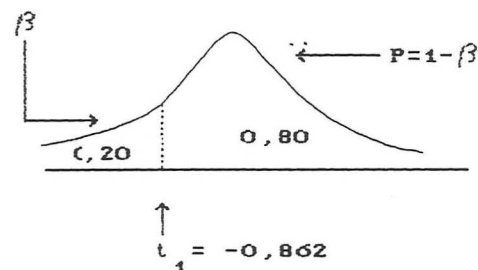
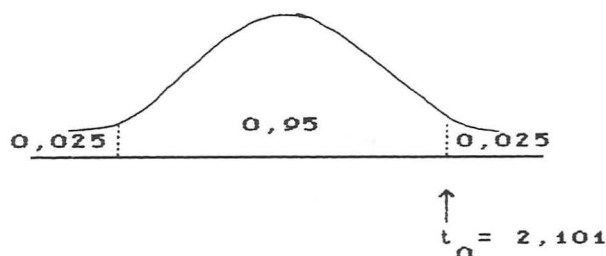
$\alpha = 0,05$      $CV = 8\%$      $\delta = 10\%$      $P = 0,80$

Processo iterativo

1º passo:  $n = 10$      $GL = 2(n-1) = 2(10-1) = 2(9) = 18$

$t_o = t_{0.05(18)} = 2,101$     [ $\alpha = 0,05$      $GL = 18$  ; ignorando o sinal]

$t_1 = t_{0.20(18)} = 0,862$     [ $1-P = 0.20$      $GL=18$  ; considerando o sinal]



$$n' = \frac{2(8)^2 (2,101 + 0,862)^2}{(10)^2} = 11,2$$

2º passo:  $n = 12$      $GL = 2(n-1) = 2(12-1) = 2(11) = 22$

$t_o = t_{0.05(22)} = 2,074$

$t_1 = t_{0.20(22)} = 0,858$

$$n'' = \frac{2(8)^2 (2,074 + 0,858)^2}{(10)^2} = 11$$

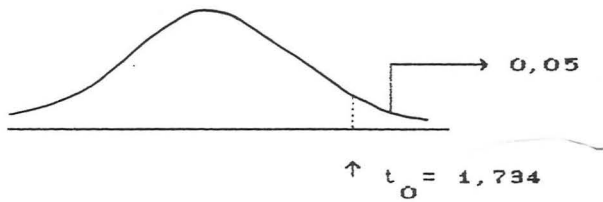
$\therefore$   $n = 11$

Teste unilateral       $\alpha = 0,05$

1º passo:       $n = 10 \Rightarrow GL = 18$

$$t_0 = t_{.05}(18) = 1,734 \quad [\alpha = 0,05 ; GL = 18 ; \text{considerando o sinal}]$$

$$t_1 = 0,862$$



$$n' = \frac{2(8^2)(1,734 + 0,862)^2}{(10)^2} = 8,6$$

2º passo:       $n = 9 \Rightarrow GL = 2(n-1) = 2(9-1) = 2(8) = 16$

$$t_0 = t_{.05}(16) = 1,746$$

$$n'' = \frac{2(8^2)(1,746 + 0,865)^2}{(10)^2} = 8,7$$

$$t_1 = t_{.20}(16) = 0,865$$

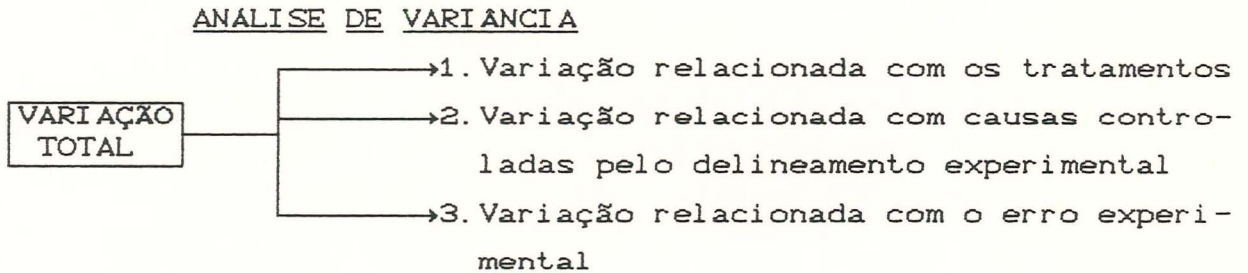
$$\therefore \boxed{n = 9}$$

TABELA PARA DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE REPETIÇÕES

UNILATERAL		BILATERAL	
$\delta$	CV 8	$\delta$	CV 8
10	9 $\rightarrow \alpha = 5\%; P = 80\%$	10	11
	12 $\rightarrow \alpha = 5\%; P = 90\%$		15
	22 $\rightarrow \alpha = 1\%; P = 95\%$		24

1.6.7. ESCOLHA DO PROCEDIMENTO DE ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS RESULTADOS:

ANÁLISE CLÁSSICA:



EXPERIMENTOS INTEIRAMENTE CASUALIZADOS: 1 e 3

EXPERIMENTOS EM BLOCOS CASUALIZADOS: 1, 2 e 3

\*TÉCNICAS DE COMPLEMENTAÇÃO DA ANÁLISE DE VARIÂNCIA

1. Análise de regressão: Fatores quantitativos.
2. Contrastes ortogonais: Fatores quantitativos ou Fatores qualitativos que permitem estruturação.
3. Comparações múltiplas de médias: Fatores quantitativos ou Fatores qualitativos que permitem ou não permitem estruturação.

1.7 EXECUÇÃO DE EXPERIMENTOS EM PARCELAS DE CAMPO

1. ESCOLHA DA ÁREA EXPERIMENTAL:

- (a) Escolha da área apropriada ao experimento.
- (b) Evitar áreas com manchas de maior ou menor fertilidade.
- (c) Evitar áreas de excessiva pobreza em termos de fertilidade, exceto se desejarmos proceder experimento de recuperação de fertilidade.
- (d) Solos de grande fertilidade também devem ser tratados com reserva, pois além de não se prestarem para estudos de adubação, não permitem uma boa comparação entre tratamentos; mesmo que seja um experimento de competição de variedades.
- (e) Não é recomendável utilizar intensivamente a mesma área; pois esta prática pode levar os experimentos a ficar em planos inferiores a produção da cultura a níveis de propriedade, desde que bem planejada.

(f) Manter experimentos por longos anos no mesmo local só é indicado quando for objetivo do plano de investigação, tal como experimentos de adubação ou manutenção de culturas.

(g) Resultados de ensaios de uniformidade (ensaios em branco), histórico da área e análise química do solo, são importantes para a escolha da área experimental.

## 2. UNIFORMIDADE DAS PARCELAS:

### 2.1. Causas da Variabilidade em experimentos com Parcelas de Campo:

(a) Variação relacionada com a planta:

(i) Tipo de planta: Algumas plantas variam naturalmente mais do que outras.

(ii) Competição entre plantas: Competição por água, luz, nutrientes, etc...

Competição intra-parcelas (entre plantas da mesma parcela): Mais saliente em culturas espaçadas. Pode determinar diferença de stand (nº de plantas/parcela) o que determina acréscimo em variabilidade. O ideal é se ter stand uniforme a menos que a natureza dos tratamentos (densidade de sementeira, espaçamento) determine stands diferentes. Quando o stand é diferente de parcela a parcela, não decorrente da natureza dos tratamentos, utiliza-se a análise de covariância para controlar a variabilidade de parcela a parcela e conseqüentemente aumentar a precisão.

Competição inter-parcelas (entre plantas de parcelas diferentes): Utilização de bordadura é a forma de controlar esse tipo de competição eliminando influências de fatores tais como: ventilação, luminosidade, deslocamento de fertilizantes de uma parcela a outra e competição por nutrientes que mais influenciam as plantas das margens das parcelas.

(b) Influência climática

(c) Heterogeneidade do solo: Sempre presente. Resultado de ensaios de uniformidade ou outro tipo de informação (análise química do solo,...) são importantes para proceder planejamento adequado no sentido de minimizar sua influência.

## 2.2. Características de Uniformidade das Parcelas:

Parcelas semelhantes quanto a fertilidade, drenagem, nivelamento,..., ao menos no mesmo bloco. Uniformidade das parcelas no mesmo bloco também quanto a: tamanho e forma, quantidade de semente, profundidade de sementeira, quantidade de fertilizantes e práticas culturais (capinas, tratamentos fitossanitários, colheita,...); a não ser que esses fatores constituam tratamentos.

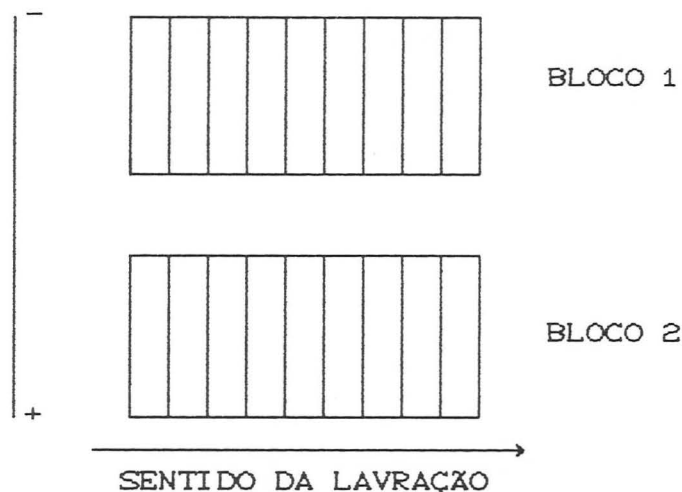
Trabalhos experimentais no mesmo bloco executados no mesmo dia e pelo mesmo operador; evitando-se a introdução de variações intrínsecas (mudanças climáticas, diferenças de operador) e fazendo com que qualquer diferença coincida com as diferenças entre blocos.

## 2.3. Tamanho e Forma das Parcelas:

Quanto menor o tamanho maior a variação  $\Rightarrow$  maior coeficiente de variação; mas isto está na dependência do nº de repetições. Por isso a recomendação clássica de tamanho de parcela é: usar o menor tamanho possível, que seja compatível com a execução do experimento, obtendo-se a precisão desejada com o aumento do nº de repetições. O tamanho ótimo da parcela de campo depende de inúmeros fatores tais como: da cultura (cereais, frutíferas,...); da quantidade de material (sementes, mudas,...); do tipo de experimento (competição de variedades, adubação,...) tipo de maquinaria, tempo e mão-de-obra disponível. Assim, para cereais pequenos (trigo, aveia, cevadas,...) usualmente usa-se 4 a 6 linhas de 5 ou 6 metros espaçadas de 20 a 30 centímetros. Em forrageiras a lanço parcelas de 1,5 a 2 metros por 7,5 metros. As parcelas retangulares estreitas e longas são mais eficientes que parcelas quadradas, pois formam blocos quadrados que são mais compactos e conseqüentemente mais homogêneos.

### 3. INSTALAÇÃO E CONDUÇÃO DO EXPERIMENTO:

(a) PREPARO DO SOLO: Uniforme para todas as parcelas do mesmo bloco.



(b) APLICAÇÃO DE CORRETIVOS E FERTILIZANTES: Quantidades idênticas, distribuição uniforme para as parcelas. Para adubos químicos; com base na análise do solo determina-se as quantidades a aplicar por parcela. Se experimento de adubação muito cuidado para evitar contaminação de parcela a parcela.

(c) SEMEADURA: Uniformidade quanto a densidade e a profundidade. A semeadura pode ser feita a lanço ou em linha, preparando-se no laboratório pequenos pacotes com quantidade necessária para cada parcela, ou para cada linha (se semeadura por linha). Para semeadura em linha com máquina deve-se considerar espaçamento entre linhas, nº de plantas/m linear e em alguns casos procede-se semeadura densa para posterior desbaste, deixando o nº exato de plantas/m linear (esse procedimento deve ser evitado pois além de trabalhoso, não permite manter a distância entre plantas). Para se estabelecer a quantidade de semente a semear, deve-se conhecer o poder germinativo e pureza. A quantidade de semente para cada parcela pode ser obtida por 3 processos:

(1) Contagem: Fazendo-se correção em função do poder germinativo conta-se o nº de sementes a usar; utilizando-se contador de sementes ou fazendo contagem manual (mais trabalhosa mas permite a eliminação de grãos imperfeitos).

(2) Pesagem: Semelhante a contagem, só que leva em consideração a

pureza, isto é, a % de grãos perfeitos.

(iii) Volume: Processo semelhante a pesagem, levando em consideração o volume e não o peso.

(d) IRRIGAÇÃO: Uniformidade quanto ao nº de irrigações e/ou quanto a lâmina de água correspondente a cada irrigação.

(e) PRÁTICAS DE PROTEÇÃO OU CONTROLE DOS EXPERIMENTOS:

(i) Contra fatores climáticos: Chuvas, vento (quebra-ventos).

(ii) Contra pássaros: Nenhum meio é eficiente. Usa-se espantalhos, iscas envenenadas, redes. Por ocasião da maturação, os ataques são mais intensos, o que faz com que em experimentos de variedades x épocas de plantio; a bordadura é semeada com variedade muito precoce ou na 1ª época de plantio, pois do contrário tratamento da 2ª época de plantio sofrerão com maior vigor.

(iii) Contra lebres: Cercas de tela de arame.

(iv) Contra insetos, moléstias e ervas daninhas: Controle químico ou outro de forma uniforme para as parcelas do mesmo bloco.

#### 4. COLETA DE INFORMAÇÕES:

As informações ou observações constituem-se em dados numéricos ou não-numéricos sobre o efeito dos tratamentos (observações experimentais) ou sobre ocorrências verificadas na condução do experimento (registros). As observações experimentais classificam-se em:

(i) Primárias: Medem características das quais diretamente faz-se comparações, ou constituam base para criar novas variáveis necessárias para as comparações de tratamentos. Ex.: Produção; % matéria seca; % açúcar;...

(ii) Primárias substitutivas ou substitutas de observações primárias: São observações que servem como substitutas das observações primárias, nos casos em que estas são mais difíceis de serem obtidas do que aquelas. Ex.: Digestibilidade "in vitro" do que digestibilidade "in vivo" de uma forragem.

As primárias substitutivas devem ser altamente correlacionadas com as observações primárias que



substituem.

(iii) Suplementares ou concomitantes: observações feitas paralelamente às primárias, com o objetivo de ajustar os dados pela análise de covariância. Ex.: Stand (nº de plantas/unidade de área em parcelas de campo), peso inicial de animais.

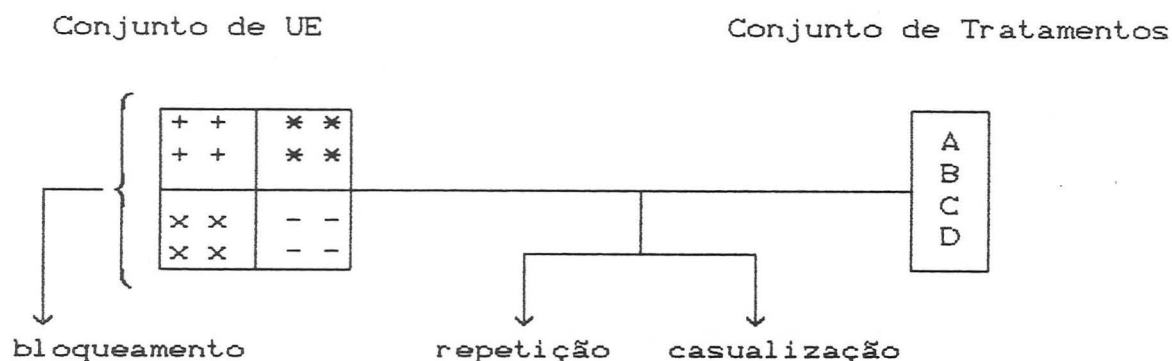
(iv) Acessórias ou explicativas sobre o meio físico: Controle das condições do meio físico: como temperatura, umidade,...; em que é executado o experimento. Úteis para a interpretação de : irregularidades ocorridas no experimento; diferentes resultados obtidos quando se varia o local, a época ou o ano do experimento.

(v) Acessórias ou explicativas sobre a vegetação: Interessantes para verificar o desenvolvimento da vegetação. Ex.: em trigo: data de emergência, data de emborrachamento, data de aparecimento da 1ª espiga, data de maturação, data de colheita, data de trilha, altura da planta 15/30 dias, altura da planta antes da colheita, % de ataque de moléstia e intensidade de acamamento.



## 2. DELINEAMENTO BLOCOS CASUALIZADOS (DBC)

### 2.1 - CARACTERIZAÇÃO



- Forma-se grupos (blocos) de UE semelhantes
- Uma restrição na casualização
- Casualização dos tratamentos dentro de cada bloco

Blocos	Tratamentos				
+	D	B	C	A	nº UE/bloco = nº de tratamentos
*	A	C	D	B	
x	A	B	D	C	nº de repetições = nº de blocos
-	C	D	B	A	

### OBJETIVO DA FORMAÇÃO DE BLOCOS

· Controle de uma causa de variação maior entre as UE decorrente da variação intrínseca das UE ou de fatores que atuam sobre as UE ⇒ agrupamento de UE semelhantes no mesmo bloco ⇒ homogeneidade dentro do bloco ⇒ maior precisão.

· Dar maior flexibilidade ao experimento, permitindo subdivisão do trabalho experimental dado que a execução deve ser uniforme dentro de cada bloco ⇒ técnica experimental mais uniforme ⇒ maior precisão.

Nº de Blocos : mínimo de dois ; associado ao nº de repetições.

Nº de Tratamentos : Dependência do material a investigar (tamanho da parcela) ; experimentação a campo : não mais de 12 a 10 tratamentos.

fertilidade  
do solo

-	↓	B	D	C	A	bloco 1
		A	C	D	B	bloco 2
+		B	D	A	C	bloco 3

As comparações entre tratamentos são feitas dentro de cada bloco e portanto são mais eficientes e tanto mais eficientes é o delineamento blocos casualizados em relação do DCC , quanto mais semelhantes forem as UE dentro de cada bloco não importando as diferenças de bloco a bloco.

#### CRITÉRIOS DE BLOQUEAMENTO :

· Características associadas com a unidade :

Para pessoas : sexo , idade , renda , inteligência ,  
educação , experiência de trabalho ,  
atitudes , etc.

Para áreas geográficas : tamanho da população , renda  
média , etc.

Para animais : raça , idade , peso , ...

Em experimentação a campo : fertilidade do solo

fertilidade  
do solo

-	↓	B	D	C	A	bloco 1
		A	C	D	B	bloco 2
+		B	D	A	C	bloco 3

· Características associadas com a situação experimental

Operadores

Tempo de processamento

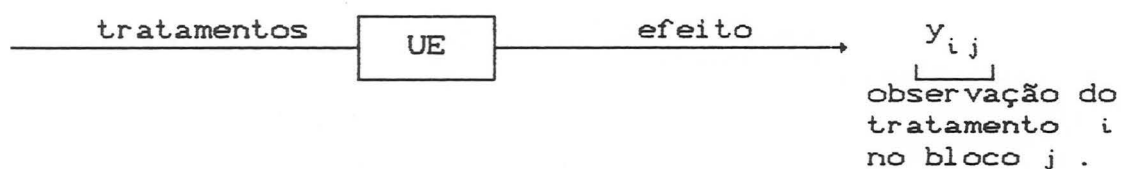
Máquinas

Partidas ou procedência do material

Instrumentos de medida

Etc...

## 2.2 - ANÁLISE DE VARIANCA



$i$  ⇒ índice de tratamento

$i = 1, 2, \dots, t$

$j$  ⇒ índice de bloco ou repetição

$j = 1, 2, \dots, r$

$rt$  UE ou observações

tratamentos	blocos				totais de tratamento	médias de tratamentos
	1	2	...	r		
1	$y_{11}$	$y_{12}$	...	$y_{1r}$	$\left. \begin{array}{c} y_{1.} \\ y_{2.} \\ \vdots \\ y_{t.} \end{array} \right\} y_{i.}$	$\left. \begin{array}{c} \bar{y}_{1.} \\ \bar{y}_{2.} \\ \vdots \\ \bar{y}_{t.} \end{array} \right\} \bar{y}_{i.}$
2	$y_{21}$	$y_{22}$	...	$y_{2r}$		
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		
t	$y_{t1}$	$y_{t2}$	...	$y_{tr}$		
totais de blocos	$y_{.1}$	$y_{.2}$	...	$y_{.r}$	$y_{..}$ $\uparrow$ total geral	$\bar{y}_{..}$ $\uparrow$ média geral
	$y_{.j}$					
médias de blocos	$\bar{y}_{.1}$	$\bar{y}_{.2}$	...	$\bar{y}_{.r}$		
	$\bar{y}_{.j}$					

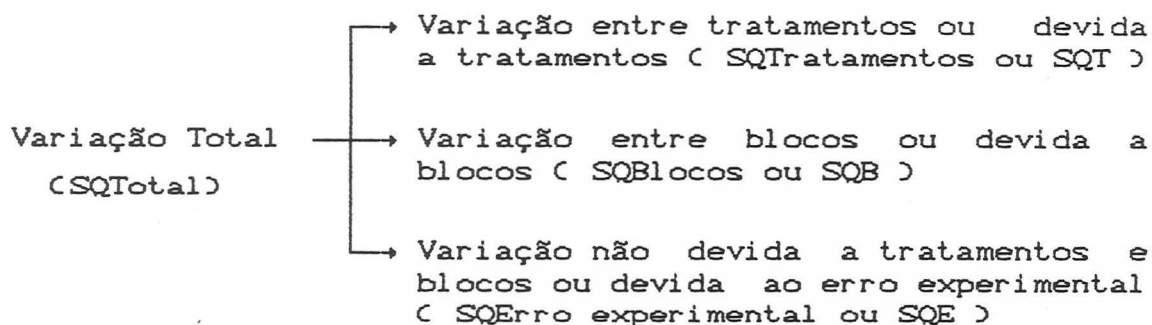


TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA

Causas da variação	GL	SQ	QM	F
Blocos	r-1	SQB	QMB	QMB/QME
Tratamentos	t-1	SQT	QMT	QMT/QME
Erro experimental	(t-1)(r-1)	SQE	QME	
Total	rt-1	SQTotal		

$$\underline{GL} : \bar{y}_{..} \Rightarrow GL_{Total} = t(r-1) ; GLB = r-1 ; GLT = t-1$$

$$\bar{y}_{i.} = \bar{y}_{.j} \Rightarrow GLE = (t-1)(r-1)$$

*media tratamentos    media blocos*

$$\underline{SQ} : y_{ij} - \bar{y}_{..} = y_{ij} - \bar{y}_{..} + \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{i.} + \bar{y}_{.j} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..} - \bar{y}_{..}$$

$$y_{ij} - \bar{y}_{..} = \left[ \left( \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..} \right) + \left( \bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..} \right) \right] + \left[ \left( y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..} \right) \right]$$

$$\underbrace{\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r \left( y_{ij} - \bar{y}_{..} \right)^2}_{SQ \text{ Total}} = \underbrace{\sum_{i=1}^t r \left( \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..} \right)^2}_{SQT} + \underbrace{\sum_{j=1}^r t \left( \bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..} \right)^2}_{SQB}$$

$$+ \underbrace{\sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r \left( y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..} \right)^2}_{SQE}$$

$$SQ_{Total} = \sum_{i,j} y_{ij}^2 - FC \quad ; \quad FC = \frac{y_{..}^2}{rt}$$

$$SQT = \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} - FC$$

$$SQB = \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} - FC$$

$$SQE = SQ_{Total} - SQB - SQT$$

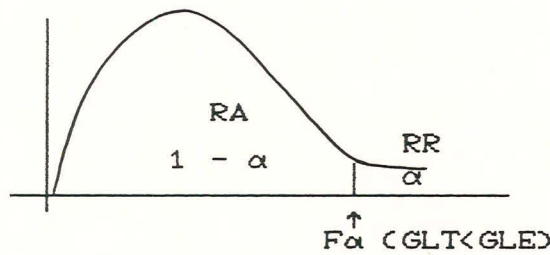
TESTE F PARA TRATAMENTOS

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_t \Leftrightarrow H_0 : \tau_i = 0 \quad \forall i$

$H_a : \text{Pelo menos duas m\u00e9dias de tratamentos diferem}$   
 $\Leftrightarrow ( \tau_i \neq 0 \text{ para pelo menos um } i )$

Rejeita-se  $H_0$  se

$F = \frac{QMT}{QME} > F_{\alpha} \text{ (GLT, GLE)}$  *tratamento*



TESTE F PARA BLOCOS

$F = \frac{QMB}{QME} > F_{\alpha} \text{ (GLB, GLE)} \Rightarrow \text{blocos se diferenciam}$

$H_0 : \sigma_B^2 = 0$	} efeito de blocos aleat\u00f3rios	efeito de blocos fixos
$H_a : \sigma_B^2 \neq 0$		$H_0 : \beta_j = 0 ; \forall j$

$H_a : \beta_j \neq 0$  para pelo menos um  $j$   
 modelo :  $y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$

TESTE F PARA BLOCOS

- Em condi\u00e7\u00f5es normais de experimenta\u00e7\u00e3o , blocos \u00e9 controle  $\Rightarrow$  teste F irrelevante.
- Em algumas situa\u00e7\u00f5es teste F para blocos pode ter algum interesse.
- Se bloco \*  $\Rightarrow$  bloqueamento eficiente pois maior precis\u00e3o.
- Se bloco \*  $\Rightarrow$  maior generalidade do experimento.

· Se bloco ns  $\rightarrow$  bloqueamento não eficiente no acréscimo em precisão, muito embora os ganhos de execução, pois encara-se cada bloco como se fosse um experimento.

· Quando diferença entre blocos muito grande, pode provocar heterogeneidade do erro (cuidado).

### 2.3 - EXEMPLO

Num experimento comparativo de cinco cultivares (variedades) de trigo foi usado o delineamento blocos casualizados com quatro repetições. O bloqueamento teve por finalidade controlar diferenças de fertilidade do solo na área experimental.

Os rendimentos de grãos por parcela, em t/ha foram os seguintes:

cultivares	blocos				totais( $y_{i.}$ )	médias( $\bar{y}_{i.}$ )
	1	2	3	4		
A	1,9	1,7	1,7	1,3	6,6	1,65
B	2,4	2,8	2,7	2,2	10,1	2,52
C	2,4	1,9	2,3	1,7	8,3	2,08
D	3,6	2,8	2,5	2,7	11,6	2,90
E	2,7	2,3	2,2	1,9	9,1	2,28
totais ( $y_{.j}$ )	13,0	11,5	11,4	9,8	45,7	2,28

$$r = 4$$

$$t = 5$$

### ANOVA

causas de variação	GL	SQ	QM	F
blocos	3	1,0255	0,3418	5,49*
tratamentos (cultivares)	4	3,5330	0,8832	14,19***
Erro experimental	12	0,7470	0,0622	
Total	19	5,3055		

$$F_{.05}(3,12) = 3,49$$

$$F_{.01}(4,12) = 5,41$$

*p blocos*

$$CV = \frac{\sqrt{\frac{QME}{\bar{y}}}}{\bar{y}} \times 100 = \frac{\sqrt{\frac{0,0622}{2,28}}}{2,28} \times 100 = 10,9 \%$$

#### TESTE F PARA BLOCOS

$F = 5,49 > F_{.05}(3,12) = 3,49 \Rightarrow$  Os blocos se diferenciam  
O bloqueamento foi eficiente para controlar diferenças de fertilidade do solo .

#### TESTE F PARA TRATAMENTOS

$$H_0 : \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D = \mu_E$$

$H_a$  : pelo menos duas médias diferem

$F = 14,19 > F_{.01}(4,12) = 5,41 \Rightarrow$  rejeita-se  $H_0$

As cultivares de trigo investigadas se diferenciam em termos de rendimento .

COMPLEMENTAÇÃO DA ANÁLISE : Fator qualitativo não estruturável

Trabalho de alta responsabilidade : teste de Tukey

$$\Delta = q_{.05}(\overset{\substack{\downarrow n \text{ de tratamentos} \\ 5}}{5}, \overset{\substack{\downarrow GLE \\ 12}}{12}) \cdot s_{\bar{y}} = 4,51(0,1247) = 0,56$$

$$q_{.05}(5,12) = 4,51$$

$$s_{\bar{y}} = \sqrt{\frac{QME}{r}} = \sqrt{\frac{0,00622}{4}} = 0,1247$$

$\uparrow$  erro padrão da média de 1 tratamento



cultivares	médias , t/ha			
D	2,90	a		→ superior
B	2,52	a b	}	intermediárias
E	2,28	b		
C	2,08	b c		
A	1,65	c		→ inferior

médias seguidas de mesma letra não diferem significativamente pelo teste de Tukey a 5%

Cultivares	Médias	Totais	$c_{1i}$	$c_{2i}$	$c_{3i}$	$c_{4i}$	
origem genética 1 {	D	2,90	11,6	1	1	1	0
	B	2,52	10,1	1	1	-1	0
origem genética 2 {	E	2,28	9,1	1	-1	0	1
	C	2,08	8,3	1	-1	0	-1
Testemunha	A	1,15	6,6	-4	0	0	0
SQ contraste			2,0161	1,1556	0,2813	0,0800	= 3,5130
F contraste			32,41**	18,58**	4,52	1,24	= SQT

$$F.05(1,18) = 4,75 \quad F.01(1,12) = 9,33$$

$c_1$  : Teste vs resto  $\Leftrightarrow$  A vs ( B + C + D + E )

$c_2$  : Origem genética um vs origem genética dois  $\Leftrightarrow$  (D + B) vs (E + C)

$c_3$  : Dentro da origem genética um  $\Leftrightarrow$  D vs B

$c_4$  : Dentro da origem genética dois  $\Leftrightarrow$  E vs C

\* 2.4 - EFICIÊNCIA RELATIVA

A Eficiência Relativa do Delineamento Blocos Casualizados (DBC) em relação ao Delineamento Completamente Casualizado (DCC) é dada por

$$ER = \frac{\hat{\sigma}_C^2}{\hat{\sigma}_B^2} \cdot \frac{(GLB + 1)(GLC + 3)}{(GLB + 3)(GLC + 1)} \times 100$$

*bloco*      *completamente casualizado*

onde  $\hat{\sigma}_C^2 = QME$  p/ DCC

$\hat{\sigma}_B^2 = QME$  p/ DBC

GLC = GL Erro p/ DCC = t(r-1)

GLB = GL Erro p/ DBC = (t-1)(r-1)

e  $\hat{\sigma}_C^2$  é estimado por

$$\hat{\sigma}_C^2 = \frac{(r-1) QMB + r(t-1) QME}{rt - 1}$$

→ Quadrado Médio de Blocos.      → Quadrado Médio do Erro no DBC.

2.5 - ESTIMAÇÃO DE VALORES PERDIDOS (⇔ PARCELAS PERDIDAS)

(i) Um valor perdido (uma parcela perdida)

A estimativa de um valor perdido não acrescenta informação ao experimento, mas simplesmente facilita a análise dos dados restantes.

Considerando:

Tratamentos	Blocos			
	1	2	...	r
1	X	T		
2	B			
⋮				
t				
				G

A estimativa da parcela perdida é dada por:

$$X = \frac{rB + tT - G}{(r-1)(t-1)}$$

O valor X é colocado no lugar da parcela perdida e faz-se a análise da maneira usual. A única diferença é que se perde 1 GL para o erro.

Causas de Variação	GL
Blocos	r-1
Tratamentos	t-1
Erro	(t-1)(r-1)-1

A parcela perdida nada contribui para o erro experimental, ou seja, a SQE é corretamente estimada, enquanto que a SQT está ligeiramente exagerada.

A correção para a SQT é dada por:

$$SQT_{aj} = SQT - U \quad , \quad \text{onde} \quad U = \frac{t-1}{t} \left( X - \frac{B}{t-1} \right)^2$$

Justifica-se o uso da correção da SQT, quando o F calculado para tratamentos sem correção for superior e estiver próximo do valor tabelado.

#### Testes de comparações múltiplas de médias

Para se obter o erro padrão da média de um tratamento ( $\sigma_y$ ) ou o erro padrão da diferença entre duas médias de tratamentos ( $\sigma_d$ ), usa-se o método do nº efetivo de repetições, ou seja

Tratamentos		Nº de repetições	
A	B	r <sub>A</sub>	r <sub>B</sub>
ocorre	ocorre	1	1
ocorre	não ocorre	(t-2)/(t-1)	0
não ocorre	ocorre	0	(t-2)/(t-1)
não ocorre	não ocorre	0	0

*erro padrão da média de 1 instrumento*

$$\sigma_y^- = \sqrt{\frac{OME}{2} \left( \frac{1}{r_A} + \frac{1}{r_B} \right)}$$

*erro padrão da diferença entre 2 médias*

$$\sigma_d = \sqrt{OME \left( \frac{1}{r_A} + \frac{1}{r_B} \right)}$$

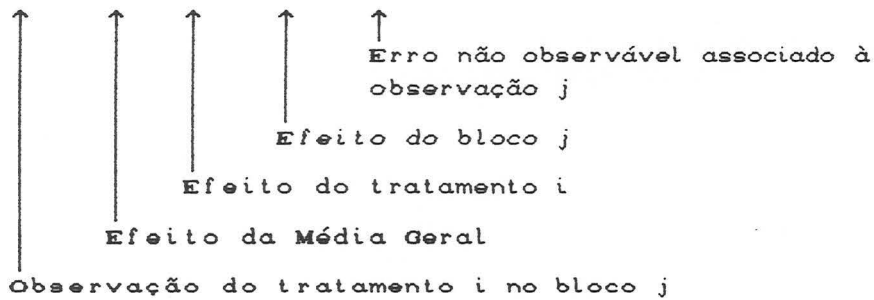
Dois valores perdidos ( $\Leftrightarrow$  duas parcelas perdidas)

- Estimativas por ciclos
- 2 GL a menos para o erro
- Correção da SQT pelo método do resíduo condicional
- N<sup>o</sup> efetivo de repetições para obtenção de  $\sigma_y^-$  e  $\sigma_d$

## 2.6 - MODELO LINEAR PARA EXPERIMENTOS EM BLOCOS

### (a) Modelo Linear

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$



$$\left. \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, t \\ j = 1, 2, \dots, r \end{array} \right\} \rightarrow rt \text{ UE ou observações}$$

### (b) Suposições

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \text{ e independentes}$$

### (c) Estimação dos parâmetros do modelo

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{..} \text{ média geral}$$

$$\hat{\tau}_i = \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..} \text{ média do tratamento } i \text{ menos média geral}$$

$$\hat{\beta}_j = \bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..} \text{ média do bloco } j \text{ menos média geral}$$

$$\begin{aligned} \hat{y}_{ij} &= \hat{\mu} + \hat{\tau}_i + \hat{\beta}_j = \bar{y}_{..} + (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) + (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) \\ &= \bar{y}_{i.} + \bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..} \end{aligned}$$

Resíduos:

$$e_{ij} = y_{ij} - \hat{y}_{ij} = y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..}$$

*menos*

$$SQE = \sum_{ij} e_{ij}^2 = \sum_{ij} (y_{ij} - \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{.j} + \bar{y}_{..})^2$$

SQE tem  $(t-1)(r-1)$  GL

A redução na SQ Total devido ao ajuste do modelo linear considerado é:

$$\begin{aligned} R(\mu, \tau, \beta) &= \hat{\mu} y_{..} + \sum_{i=1}^t \hat{\tau}_i y_{i.} + \sum_{j=1}^r \hat{\beta}_j y_{.j} \\ &= \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} + \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} - \frac{y_{..}^2}{rt} = \text{SQ Parâmetros} \\ &= \left[ \frac{y_{..}^2}{rt} + \left( \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} - \frac{y_{..}^2}{rt} \right) + \left( \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} - \frac{y_{..}^2}{rt} \right) \right] \end{aligned}$$

com  $r \cdot t - 1$  GL.

Para testar a hipótese  $H_0: \tau_i = 0$  considera-se o modelo reduzido  $y_{ij} = \mu + \beta_j + \varepsilon_{ij}$  (modelo de classificação simples) e se obtém a redução da SQ dada por

$$R(\mu, \beta) = \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} \quad \text{com } r \text{ GL}$$

Então a SQ devido a  $\tau$  após ajustar para  $\mu$  e  $\beta$  é

$$\begin{aligned} R(\tau/\mu, \beta) &= R(\mu, \tau, \beta) - R(\mu, \beta) \\ &= \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} + \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} - \frac{y_{..}^2}{rt} - \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} \\ &= \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} - \frac{y_{..}^2}{rt} \quad \text{com } t-1 \text{ GL} \end{aligned}$$

Para se testar  $H_0: \beta_j = 0$  considera-se o modelo reduzido

$y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij}$  (classificação simples), obtendo-se

$$R(\mu, \tau) = \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} \quad \text{com } t \text{ GL}$$

e a SQ devido a  $\beta$  após ajustar para  $\mu$  e  $\tau$  é

$$\begin{aligned}
 R(\beta/\mu, \tau) &= R(\mu, \tau, \beta) - R(\mu, \tau) \\
 &= \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} + \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} - \frac{y_{..}^2}{rt} - \sum_{i=1}^t \frac{y_{i.}^2}{r} \\
 &= \sum_{j=1}^r \frac{y_{.j}^2}{t} - \frac{y_{..}^2}{rt} \quad \text{com } r-1 \text{ GL}
 \end{aligned}$$

(d) Exemplo: Exemplo das cultivares de trigo.

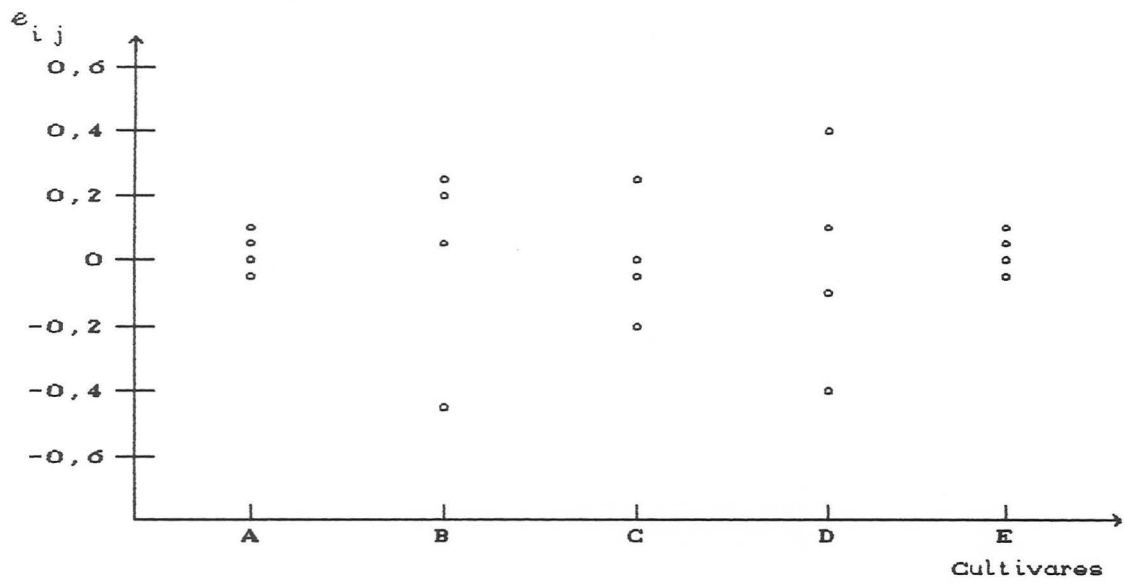
$y_{ij}$ ⇒	Cultivares	Blocos				Médias
		1	2	3	4	
	A	1,9	1,7	1,7	1,3	1,650
	B	2,4	2,8	2,7	2,2	2,525
	C	2,4	1,9	2,3	1,7	2,075
	D	3,6	2,8	2,5	2,7	2,900
	E	2,7	2,3	2,2	1,9	2,275
	Médias	2,600	2,300	2,280	1,960	2,285

$\hat{y}_{ij}$ ⇒	Cultivares	Blocos			
		1	2	3	4
	A	1,965	1,665	1,645	1,325
	B	2,840	2,540	2,520	2,200
	C	2,340	2,090	2,070	1,750
	D	3,215	2,915	2,895	2,575
	E	2,590	2,290	2,270	1,950

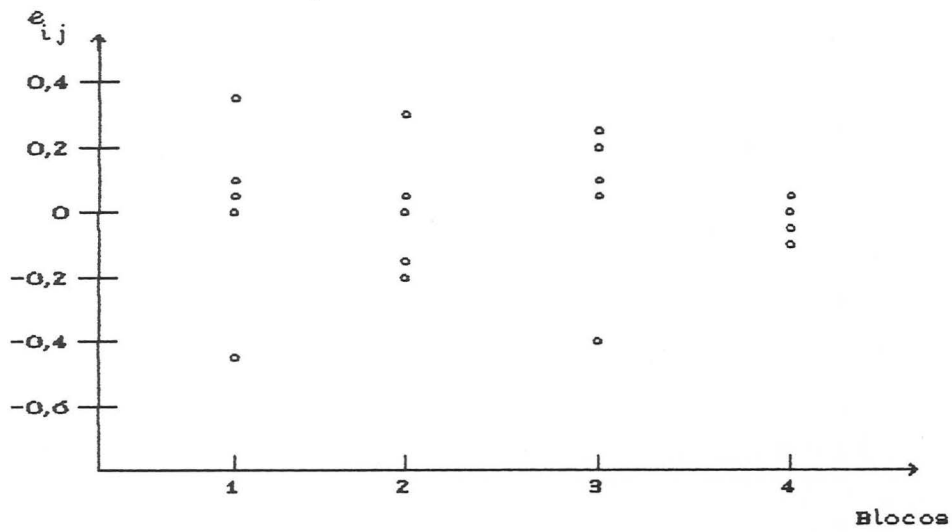
$e_{ij}$ ⇒	Cultivares	Blocos			
		1	2	3	4
	A	-0,065	0,035	0,055	-0,025
	B	-0,440	0,260	0,180	0,000
	C	0,010	-0,190	0,230	-0,050
	D	0,385	-0,115	-0,395	0,125
	E	0,110	0,010	-0,070	-0,050

(e) Análise de Resíduos

(i)  $e_{ij}$  versus cultivares

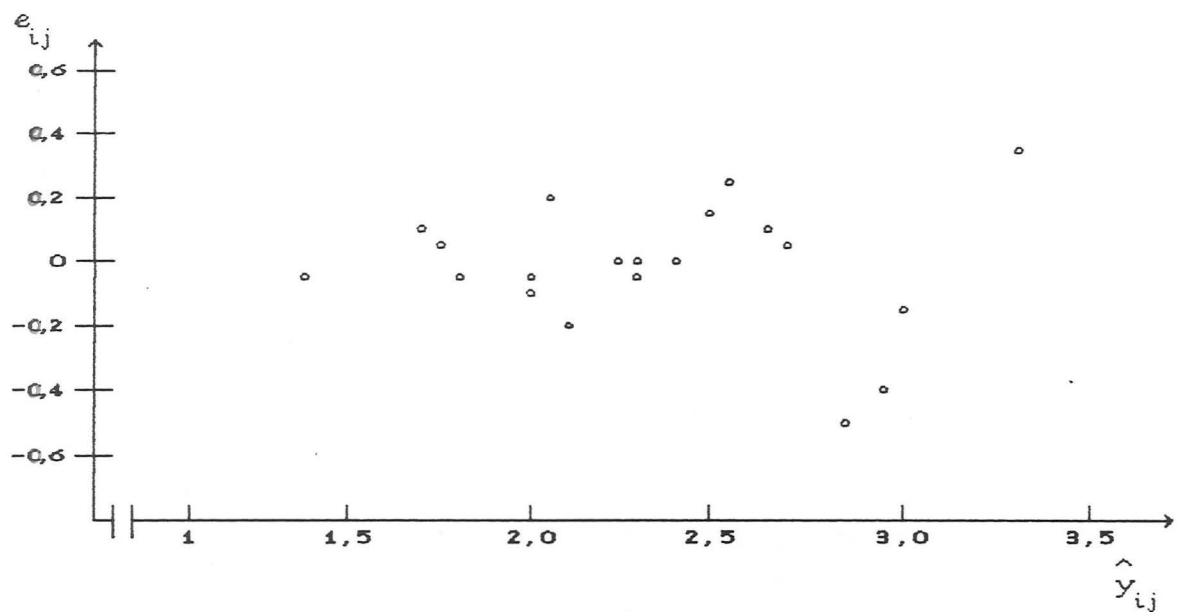


(ii)  $e_{ij}$  versus blocos





(iii)  $e_{ij}$  versus  $\hat{y}_{ij}$



\* Se o gráfico dos Resíduos  $e_{ij}$  com valores  $\hat{y}_{ij}$  apresentar uma tendência curvilínea é um indicador de presença de interação tratamento x bloco o que implica em não aditividade. Uma transformação pode resolver o problema.

(Teste de não-aditividade de Tukey)

Aditivo

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j$$

Multiplicativo

$$y_{ij} = \mu \tau_i \beta_j$$

↓ log

$$\log(y_{ij}) = \log \mu + \log \tau_i + \log \beta_j$$

$$y_{ij}^* = \mu^* + \tau_i^* + \beta_j^*$$

(aditivo)

(f) Modelos para a análise de variância em blocos casualizados

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$

$\mu$  → Constante  
 $\tau_i + \beta_j$  → Fixos ou Aleatórios  
 $\varepsilon_{ij}$  → IID  $\cap N(0, \sigma^2)$

$i = 1, 2, \dots, t$   
 $j = 1, 2, \dots, r$

$\left. \begin{matrix} \tau_i \\ \beta_j \end{matrix} \right\}$  Fixos → Modelo Fixo ou Modelo I

$\left. \begin{matrix} \tau_i \\ \beta_j \end{matrix} \right\}$  Aleatórios → Modelo Aleatório ou Modelo II

$$\tau_i \stackrel{\text{IID}}{\cap} N(0, \sigma_\tau^2) \text{ e } \beta_j \stackrel{\text{IID}}{\cap} N(0, \sigma_\beta^2)$$

$\tau_i, \beta_j$  e  $\varepsilon_{ij}$  são independentes

$\left. \begin{matrix} \tau_i \text{ fixo} \\ \beta_j \text{ aleatório} \end{matrix} \right\}$  ou  $\left. \begin{matrix} \tau_i \text{ aleatório} \\ \beta_j \text{ fixo} \end{matrix} \right\} \Rightarrow$  Modelo Misto



Causas de Variação	GL	QM	E (QMD) ↔ QM Esperado			
			Modelo Fixo	Modelo Aleatório	$\beta_j$ aleatório $\tau_i$ fixo	$\beta_j$ fixo $\tau_i$ aleatório
Blocos	r-1	QMB	$\sigma^2 + \frac{1}{r-1} t \sum_j \beta_j^2$	$\sigma^2 + t \sigma_\beta^2$	$\sigma^2 + t \sigma_\beta^2$	$\sigma^2 + \frac{1}{r-1} t \sum_j \beta_j^2$
Tratamento	t-1	QMT	$\sigma^2 + \frac{1}{t-1} r \sum_i \tau_i^2$	$\sigma^2 + r \sigma_\tau^2$	$\sigma^2 + \frac{1}{t-1} r \sum_i \tau_i^2$	$\sigma^2 + r \sigma_\tau^2$
Erro	(r-1)(t-1)	QME	$\sigma^2$	$\sigma^2$	$\sigma^2$	$\sigma^2$

Em qualquer modelo:

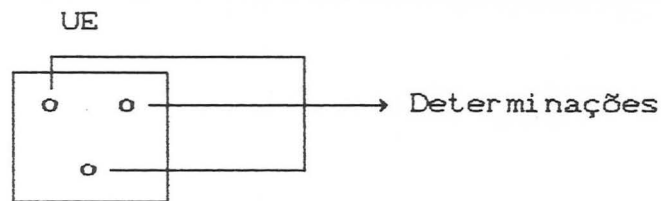
(i) Teste F para Tratamentos (Ho:  $\tau_i = 0$ ) ou (Ho:  $\sigma_\tau^2 = 0$ )

$$F = \frac{QMT}{QME}$$

(cii) Teste F para Blocos (Ho:  $\beta_j = 0$  ou Ho:  $\sigma_\beta^2 = 0$ )

$$F = \frac{QMB}{QME}$$

(cg) Amostragem no Delineamento Blocos Casualizados



t tratamentos  
 r repetições (blocos) / tratamento  
 n determinações / repetição

Modelo:  $y_{ijk} = \underbrace{\mu}_{\text{Fixo}} + \underbrace{\tau_i + \beta_j}_{\text{Fixos ou Aleatórios}} + \underbrace{\varepsilon_{ij} + \delta_{ijk}}_{\text{Aleatórios}}$

Erro Experimental  
 Erro de Amostragem

$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  e independentes

$\delta_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$  e independentes

$\varepsilon_{ij}$  e  $\delta_{ijk}$  independentes entre si

$i = 1, 2, \dots, t$   
 $j = 1, 2, \dots, r$   
 $k = 1, 2, \dots, n$

Causas de Variação	GL	QM	QM Esperados	
			Modelo I <i>χ²</i>	Modelo II <i>destino</i>
Blocos	r-1	QMB	$\sigma^2 + n\sigma_\epsilon^2 + nt \sum_j \beta_j^2 / (r-1)$	$\sigma^2 + n\sigma_\epsilon^2 + nt\sigma_\beta^2$
Tratamentos	t-1	QMT	$\sigma^2 + n\sigma_\epsilon^2 + nr \sum_i \tau_i^2 / (t-1)$	$\sigma^2 + n\sigma_\epsilon^2 + nr\sigma_\tau^2$
Erro Experimental	(r-1)(t-1)	QMEE	$\sigma^2 + n\sigma_\epsilon^2$	$\sigma^2 + n\sigma_\epsilon^2$
Erro Amostragem	rt(n-1)	QMEA	$\sigma^2$	$\sigma^2$

Teste F

(i) Ho:  $\tau_i = 0$  ou Ho:  $\sigma_\tau^2 = 0$

$$F = \frac{QMT}{QMEE}$$

(ii) Ho:  $\beta_j = 0$  ou Ho:  $\sigma_\beta^2 = 0$

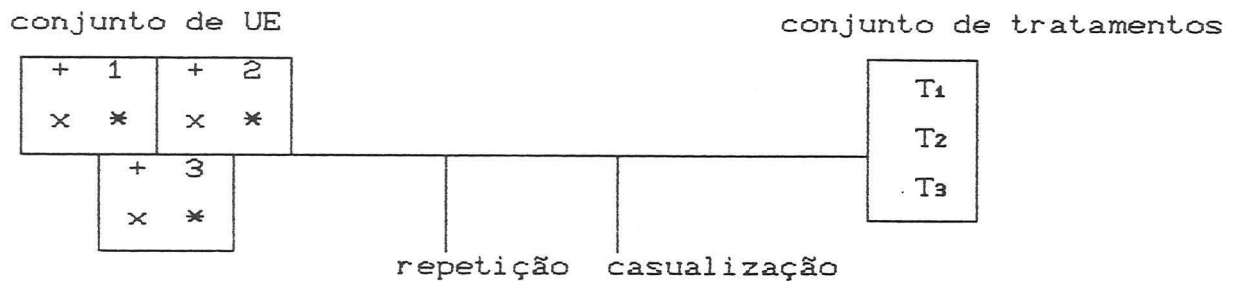
$$F = \frac{QMB}{QMEE}$$

(iii) Ho:  $\sigma_\epsilon^2 = 0$

$$F = \frac{QMEE}{QMEA}$$

### 3 - DELINEAMENTO QUADRADO LATINO (DQL)

#### 3.1 - CARACTERIZAÇÃO



- Dois bloqueamentos : controle de duas causas (linhas e colunas) de variabilidade "a priori".

- Restrições à casualização

linhas	colunas		
	+	*	x
1	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	T <sub>3</sub>
2	T <sub>2</sub>	T <sub>3</sub>	T <sub>1</sub>
3	T <sub>3</sub>	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>

Q.L. 3 X 3

A	B	C
B	C	A
C	A	B

#### CARACTERÍSTICAS

- Cada tratamento ocorre uma e somente uma vez em cada linha e em cada coluna.

- Número de tratamentos = número de linhas = número de colunas = número de repetições = r

(t = r) → pouca flexibilidade

Muitos tratamentos → exagerado número de repetições → inexecutável. Os mais usados são os Q.L. 5 x 5 a Q.L. 8 x 8

Vantagem , sempre que houver duas causas de variabilidade intrínseca das UE identificáveis , organizando-se linhas e colunas de forma que as  $\neq$  s entre elas sejam as maiores.

N análise de variância remove-se do erro experimental a variabilidade devida a  $\neq$  entre linhas e  $\neq$  entre colunas → maior precisão pois redução no QME pode ser substancial.

- Poucos tratamentos  $\Rightarrow$  GLE pequeno  $\Rightarrow$  baixa sensibilidade  
 QL 2 x 2 ; QL 3 x 3 ; QL 4 x 4 repete-se os quadrados.

### 3.2 - MONTAGEM DOS QUADRADOS LATINOS

Organização sistemática dos tratamentos de forma que cada tratamento ocorra uma e só uma vez em cada linha e coluna e depois sorteia-se a posição das linhas e colunas.

Exemplo: QL 5 x 5

linha	coluna		linha	coluna
	1 2 3 4 5			2 3 1 5 4
1	A B C D E	sorteio $\Rightarrow$	3	D E C B A
2	B C D E A		2	C D B A E
3	C D E A B		4	E A D C B
4	D E A B C		5	A B E D C
5	E A B C D		1	B C A E D

### 3.3 - ANÁLISE DE VARIÂNCIA

$i = 1, 2, \dots, r$        $j = 1, 2, \dots, r$        $k = 1, 2, \dots, r$   
 $\downarrow$  índice de linha     $\downarrow$  índice de coluna     $\downarrow$  tratamentos

linhas	colunas	totais de linhas	médias
	1    2    ... r		
1	$y_{11(k)} \ y_{12(k)} \dots y_{1r(k)}$	$y_{1.}$	$\bar{y}_{1.}$
2	:    :    :	$y_{2.}$	$\bar{y}_{2.}$
:	:    :    :	:    } $y_{i.}$	:    } $\bar{y}_{i.}$
:	:    :    :	:	:
r	$y_{ij(k)}$	$y_{r.}$	$\bar{y}_{r.}$
totais			
de	$y_{.1} \ y_{.2} \dots y_{.r}$	$y_{..} \rightarrow$ total geral	$\bar{y}_{..}$
colunas	$y_{.j}$		média geral
médias	$\bar{y}_{.1} \ \bar{y}_{.2} \dots \bar{y}_{.r}$		
	$\bar{y}_{.j}$		

totais de tratamentos :  $y_1 \quad y_2 \quad \dots \quad y_t$   
 média dos tratamentos :  $\bar{y}_1 \quad \bar{y}_2 \quad \dots \quad \bar{y}_t$

### 3.4 - DECOMPOSIÇÃO ALGÉBRICA DA SOMA DE QUADRADOS

MODELO:

$$y_{ij(k)} = \mu + \alpha_i + K_j + \tau_k + \varepsilon_{ij(k)}$$

$\downarrow$  linha  
 $\downarrow$  coluna  
 $\downarrow$  tratamento

$\bar{y}_{..(.)}$  = média geral

$\bar{y}_{i.(.)}$  = média da linha  $i$

$\bar{y}_{.j(.)}$  = média da coluna  $j$

$\bar{y}_{..(k)}$  = média do tratamento  $k$

$$y_{ij(k)} - \bar{y}_{..(.)} = y_{ij(k)} - \bar{y}_{..(.)} + \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{i.(.)} + \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{.j(.)} + \bar{y}_{..(k)} - \bar{y}_{..(k)} + 2\bar{y}_{..(.)} - 2\bar{y}_{..(.)}$$

$$= \left[ y_{ij(k)} - \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(k)} + 2\bar{y}_{..(.)} \right]$$

$$+ \left[ \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{..(.)} \right] + \left[ \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(.)} \right] + \left[ \bar{y}_{..(k)} - \bar{y}_{..(.)} \right]$$

$$\underbrace{\sum_{ij} [y_{ij(k)} - \bar{y}_{..(.)}]^2}_{SQ\ total} = \underbrace{\sum_{ij} [y_{ij(k)} - \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(k)} + 2\bar{y}_{..(.)}]^2}_{SQE}$$

$$+ r \underbrace{\sum_i [\bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{..(.)}]^2}_{SQL} + r \underbrace{\sum_j [\bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(.)}]^2}_{SQC}$$

$$+ r \underbrace{\sum_k [\bar{y}_{..(k)} - \bar{y}_{..(.)}]^2}_{SQT}$$

$$SQ \text{ total} = \sum_{ij} y_{ij(k)}^2 - \underbrace{\frac{y_{..(.)}^2}{r^2}}_{Fc}$$

$$SQL = \sum_i \frac{y_{i..}^2}{r} - Fc$$

$$SQC = \sum_j \frac{y_{.j.}^2}{r} - Fc$$

$$SQT = \sum_k \frac{y_{..(k)}^2}{r} - Fc$$

$$SQE = SQ \text{ total} - SQL - SQC - SQT$$

GL

$$GL \text{ total} : \bar{y}_{...} \Rightarrow r^2 - 1$$

$$GL \text{ linhas} : \bar{y}_{..(.)} \Rightarrow r - 1$$

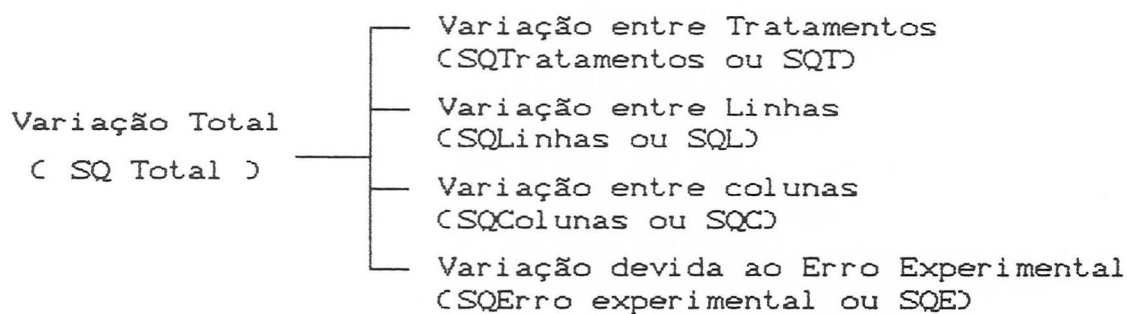
$$GL \text{ colunas} : \bar{y}_{.j.} \Rightarrow r - 1$$

$$GL \text{ tratamentos} : \bar{y}_{..(k)} \Rightarrow r - 1$$

$$GLE = r^2 - 1 - (r - 1) - (r - 1) - (r - 1) \\ = r^2 - 3r + 2 = (r - 1)(r - 2)$$



ANALISE DE VARIANCIA



Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
Erro <i>linhas</i>	r-1	SQL	QML	QML/QME
Colunas	r-1	SQC	QMC	QMC/QME
Tratamentos	r-1	SQT	QMT	QMT/QME
Erro experimental	(r-1)(r-2)	SQE	QME	
Total	r <sup>2</sup> -1	SQTotal		

Teste F de Tratamentos :  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_t \Leftrightarrow \tau_k = 0$

$$\text{Se } F = \frac{QMT}{QME} > F_{\alpha} \left\{ (r-1) ; \left[ (r-1)(r-2) \right] \right\}$$

Rejeita-se  $H_0$

### 3.5 - EXEMPLOS

#### EXEMPLO 1:

Num experimento de competição de variedades de cana-de-açúcar, foram usadas cinco variedades (A,B,C,D,E) dispostas em um quadrado latino 5 x 5. As produções de cana-planta, em Kg/parcela, são as seguintes:

LINHAS	COLUNAS					TOTAL
	1	2	3	4	5	
1	515(A)	660(C)	438(D)	394(E)	318(B)	2325
2	432(D)	518(A)	458(B)	583(C)	331(E)	2322
3	724(C)	478(E)	524(A)	550(B)	400(D)	2676
4	489(E)	384(B)	556(E)	297(D)	420(A)	2146
5	494(B)	500(D)	313(E)	486(A)	501(C)	2294
TOTAL	2654	2540	2289	2310	1970	11763
TRATAM.	A	B	C	D	E	
TOTAIS	2463	2204	3024	2067	2005	

$$r = s$$

#### ANALISE DE VARIANCIA :

CAUSAS DE VARIAÇÃO	GL	SQ	QM	F
LINHAS	4	30480	7620	2,68NS
COLUNAS	4	55640	13910	4,89*
VARIÉDADES	4	137488	34372	12,09**
ERRO EXPERIMENTAL	12	34116	2843	
TOTAL	24	257724		

$$F. 05(4, 12) = 3,26$$

$$F. 01(4, 12) = 5,41$$

As variedades se diferenciam

#### TESTE DE TUKEY

$$\Delta \% = q.05(5,12). \quad \Delta \bar{y} = (4,51)(23,85) = 107,6$$

$$q.05(5,12) = 4,51 ; \quad \Delta \bar{y} = \sqrt{\frac{QME}{r}} = \sqrt{\frac{2843}{5}} = 23,85$$

variedades	médias	
C	604,8 a	1 superior
A	492,6 b	] inferiores
B	440,8 b	
D	413,4 b	
E	401,0 b	

Médias seguidas de mesma letra não diferem significativamente pelo teste Tukey a 5% .

#### EXEMPLO 2 :

Um experimentador está estudando o efeito de 5 diferentes formulações de uma mistura explosiva usada na produção de dinamite , observando a força explosiva . Para tanto realizou um experimento utilizando o delineamento quadrado latino , constituindo lotes de materia prima as linhas e operadores as colunas . Os resultados obtidos foram os seguintes :

Lotes de materia prima	Operadores				
	1	2	3	4	5
1	24(A)	20(B)	19(C)	24(D)	24(E)
2	17(B)	24(C)	30(D)	27(E)	36(A)
3	18(C)	38(D)	26(E)	27(A)	21(B)
4	26(D)	31(E)	26(A)	23(B)	22(C)
5	22(E)	30(A)	20(B)	29(C)	31(D)

Valores codificados =  $y_{i,j(k)} - 25$

LINHAS	COLUNAS					TOTAL
	1	2	3	4	5	
1	-1(A)	-5(B)	-6(C)	-1(D)	-1(E)	-14
2	-8(B)	-1(C)	5(D)	2(E)	11(A)	9
3	-7(C)	13(D)	1(E)	2(A)	-4(B)	5
4	1(D)	6(E)	1(A)	-2(B)	-3(C)	3
5	-3(E)	5(A)	-5(B)	4(C)	6(D)	7
TOTAL	-18	18	-4	5	9	10

TRATAMENTO	A	B	C	D	E	
TOTAL	18	-24	-13	24	5	10 = $y_{..(.)}$
MÉDIAS	3,6	-4,8	-2,6	4,8	1	0,4 = $\bar{y}_{..(.)}$

ANOVA

CAUSAS DE VARIAÇÃO	GL	SQ	QM	F
Linhas	4	68	17,00	1,59
Colunas	4	150	37,50	3,52*
Formulações	4	330	82,50	7,73*
ERRO EXPERIMENTAL	12	128	10,17	
TOTAL	34	676		

$$F.05(4,12) = 3,26$$

$$F.01(4,12) = 5,41$$

As formulações se diferenciam

TESTE DE TUKEY

$$\Delta_{5\%} = q.05(5,12). \quad \Delta \bar{y} = (4,51)(1,46) = 6,6$$

$$q.05(5,52) = 5,52$$

$$\Delta \bar{y} = \sqrt{\frac{QME}{r}} = \sqrt{\frac{10,67}{5}} = 1,46$$

FORMULAÇÕES	MÉDIAS
D	4,8 a → superior
A	3,6 a b
E	1 a b c
C	-2,6 b c
B	-4,8 c → inferior

} → intermediarias

Médias seguidas de mesma letra não diferem significativamente pelo teste de Tukey a 5%.

### 3.6 - ESTIMATIVA DE VALORES (PARCELAS) PERDIDOS

LINHAS	COLUNAS			
	1	2	...	r
1	x	L		
2	C			
:				
r				
				G

T = total do tratamento  
onde ocorre perda  
de valor

$$X = \frac{r(L + C + T) - 2G}{(r - 1)(r - 2)}$$

A análise é feita da maneira usual utilizando-se o valor estimado e perdendo-se 1 GL para o erro.

A SQE está corretamente estimada, ao passo que SQT, está superestimada necessitando de ajuste quando se fizer necessário (F tratamentos maior e próximo do valor tabelado), que é dado por SQT ajustados = SQT - U.

$$\text{onde } U = \frac{[G - L - C - (r - 1)T]^2}{[(r - 1)(r - 2)]^2}$$

Dois valores perdidos

Estimativa por ciclos como no caso do DBC, partindo-se da estimativa  $y = \frac{\bar{y}_i + \bar{y}_j}{2}$

Análise de forma usual com a perda de 2 GL por erro.

$$s_{\bar{y}} = \sqrt{\frac{QME}{2} \left[ \frac{1}{r_a} + \frac{1}{r_b} \right]}$$

└ número efetivo de repetição

$$sd = \sqrt{QME \left[ \frac{1}{r_a} + \frac{1}{r_b} \right]}$$

A	B	ra	rb
ocorre	ocorre em L e C	1	de forma idêntica
ocorre	ocorre em L ou C	2/3	
ocorre	não ocorre em L nem em C	1/3	
não ocorre	-	0	

### 3.7 - ANÁLISE DE VARIÂNCIA QUANDO SE UTILIZA MAIS DE UM QUADRADO LATINO

objetivo: Aumentar GLE ( QL 3 x 3 ; QL 4 x 4 )

r tratamentos ; r linhas ; r colunas ; s quadrados

Causas da variação	GL
quadrados (Q)	s-1
linhas/quadrados	s(r-1)
colunas/quadrados	s(r-1)
tratamentos(T)	r-1
T x Q	(r-1)(s-1)
erro experimental	s(r-1)(r-2)
total	$sr^2 - 1$

### 3.8 - EFICIÊNCIA RELATIVA \*

DQL em relação ao DCC

$$E.R. = \frac{QML + QMC + (r-1)QME}{(r+1)QME} \times 100$$

DQL em relação ao DBC

- Linhas como blocos

$$ER = \frac{QMC + (r-1)QME}{R QME} \times 100$$

- Colunas como blocos

$$ER = \frac{QML + (r-1) QME}{R QME} \times 100$$

Se GLE do DQL < 20 , usa-se o fator de precisão dado por :

$$\frac{(n_1+1)(n_2+3)}{(n_2+1)(n_1+3)} ; \quad \begin{array}{l} n_1 = \text{GLE no DQL} \\ n_2 = \text{GLE no outro delineamento} \end{array}$$

### 3.9 - MODELO LINEAR PARA EXPERIMENTOS EM QUADRADO LATINO

$$y_{ij}(k) = \mu + \alpha_i + K_j + \tau_k + \varepsilon_{ij(k)}$$

$$i, j, k = 1, 2, \dots, r$$

$$\varepsilon_{ij(k)} \overset{\text{IID}}{\sim} N(0, \sigma^2)$$

$$\left. \begin{array}{l} \alpha_i \\ K_j \\ \tau_k \end{array} \right\} \text{fixos} \rightarrow \text{modelo fixo ou modelo I}$$

$$\left. \begin{array}{l} \alpha_i \\ K_j \\ \tau_k \end{array} \right\} \text{aleatórios} \rightarrow \text{modelo aleatório ou modelo II}$$

$$\begin{array}{l} \alpha_i \overset{\text{IID}}{\sim} N(0, \sigma_\alpha^2) \\ K_j \overset{\text{IID}}{\sim} N(0, \sigma_K^2) \\ \tau_k \overset{\text{IID}}{\sim} N(0, \sigma_\tau^2) \end{array}$$

$\alpha_i, K_j, \tau_k, \varepsilon_{ij(k)}$  independentes

$$\left. \begin{array}{l} \text{combinando} \\ \text{efeitos fixos} \\ \text{e aleatórios} \end{array} \right\} \rightarrow \text{modelo misto}$$



causas de variação	GL	QM	ECQMD		F
			modelo fixo	modelo aleatório	
linhas	r-1	QML	$\sigma^2 + \frac{r}{r-1} \sum_i \delta_i^2$	$\sigma^2 + r\sigma_\delta^2$	QML/QME
COLUNAS	r-1	QMC	$\sigma^2 + \frac{r}{r-1} \sum_j K_j^2$	$\sigma^2 + r\sigma_k^2$	QMC/QME
TRAT.	r-1	QMT	$\sigma^2 + \frac{r}{r-1} \sum_k \tau_k^2$	$\sigma^2 + r\sigma_\tau^2$	QMT/QME
ERRO EXP.	(r-1)x (r-2)	QME	$\sigma^2$	$\sigma^2$	

$$H_0 : \tau_k = 0 \quad \forall k \quad \sigma_\tau^2 = 0$$

Estimativa dos efeitos do modelo linear

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{..(.)}$$

$$\hat{\delta}_i = \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{..(.)}$$

$$\hat{\tau}_k = \bar{y}_{..(k)} - \bar{y}_{..(.)}$$

$$\hat{K}_j = \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(.)}$$

$$\begin{aligned} \bar{y}_{ij(k)} &= \bar{y}_{..(.)} + \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{..(.)} + \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(.)} + \bar{y}_{..(k)} - \bar{y}_{..(.)} \\ &= \bar{y}_{i.(.)} + \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(k)} - 2\bar{y}_{..(.)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{resíduos: } \hat{\varepsilon}_{ij(k)} = e_{ij(k)} &= y_{ij(k)} - \hat{y}_{ij(k)} \\ &= y_{ij(k)} - \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(k)} + 2\bar{y}_{..(.)} \end{aligned}$$

$$SQE = \sum_{ij} e_{ij(k)}^2 = \sum_{ij} [y_{ij(k)} - \bar{y}_{i.(.)} - \bar{y}_{.j(.)} - \bar{y}_{..(k)} + 2\bar{y}_{..(.)}]^2$$

## 4 - QUADRADO GRECO-LATINO

### 4.1 - Caracterização

Considera-se um quadrado latino  $r \times r$  e sobrepõe-se um segundo quadrado latino  $r \times r$  no qual os tratamentos são denotados por letras gregas.

Ex.: Quadrado Greco-Latino  $4 \times 4$

QL $4 \times 4$		QL $4 \times 4$		$\Rightarrow$	
A B C D		A B C D			$\alpha \quad \beta \quad \gamma \quad \delta$
B A D C		D C B A			$\delta \quad \gamma \quad \beta \quad \alpha$
C D A B		B A D C			$\beta \quad \alpha \quad \delta \quad \gamma$
D C B A		C D A B			$\gamma \quad \delta \quad \alpha \quad \beta$

Quadrado Greco-Latino

A $\alpha$	B $\beta$	C $\gamma$	D $\delta$
B $\delta$	A $\gamma$	D $\beta$	C $\alpha$
C $\beta$	D $\alpha$	A $\delta$	B $\gamma$
D $\gamma$	C $\delta$	B $\alpha$	A $\beta$

- Bloqueamento em 3 direções, controle de 3 causas de variação maior entre as UE.
- Como são 2 Q.L. sobrepostos, cada letra grega aparece 1 e somente 1 vez em cada linha, coluna e letra latina.

### 4.2 - Modelo Linear

$$y_{ij}(kl) = \mu + s_i + k_j + \tau_k + w_l + \varepsilon_{ij}(kl)$$

$$i, j, k, l = 1, 2, \dots, r$$

### 4.3 - Análise de Variância

Causas de variação	GL
Linhas	r-1
Colunas	r-1
Tratamentos letras latinas	r-1
Tratamentos letras gregas	r-1
Erro experimental	$(r-1)(r-3)$
<b>Total</b>	<b><math>r^2-1</math></b>

### 4.4 - Exemplo: Exemplo Quadrado Latino.

Letras gregas: Formas de montagem.

Lotes de matéria-prima (linhas)	Operadores (colunas)				
	1	2	3	4	5
1	A $\alpha$ = -1	B $\gamma$ = -5	C $\varepsilon$ = -6	D $\beta$ = -1	E $\delta$ = -1
2	B $\beta$ = -8	C $\gamma$ = -1	D $\alpha$ = 5	E $\gamma$ = 2	A $\varepsilon$ = 11
3	C $\gamma$ = -7	D $\varepsilon$ = 13	E $\beta$ = 1	A $\delta$ = 2	B $\alpha$ = -4
4	D $\delta$ = 1	E $\alpha$ = 6	A $\gamma$ = 1	B $\varepsilon$ = -2	C $\beta$ = -3
5	E $\varepsilon$ = -3	A $\beta$ = 5	B $\delta$ = -5	C $\alpha$ = 4	D $\gamma$ = 6

Formas de montagem (letras gregas)	Total
$\alpha$	10
$\beta$	-6
$\gamma$	-3
$\delta$	-4
$\varepsilon$	13
Total	10

$$SQ \text{ Formas de montagem} = \frac{10^2 + (-6)^2 + \dots + 13^2}{5} - \frac{(10)^2}{25} = 62$$

Causas de variação	GL	SQ	QM	F
Lotes de matéria-prima	4	68	17,00	
Operadores	4	150	37,50	
Formas de montagem	4	62	15,50	
Formulações	4	330	82,50	10**
Erro experimental	8	66	8,25	
Total	24	676		

$$F.05(4,8) = 3,84$$

$$F.01(4,8) = 7,04$$

Teste de Tukey

$$D = q.05(5,8) \cdot \bar{s}_y = (4,89)(1,28) = 6,28$$

$$q.05(5,8) = 4,89$$

$$\bar{s}_y = \sqrt{\frac{QME}{r}} = \sqrt{\frac{8,25}{5}} = 1,28$$

Formulações	Médias
D	4,8 a
A	3,6 a b
E	1 a b c
C	-2,6 b c
B	-4,8 c

Médias seguidas de mesma letra não diferem significativamente pelo Teste de Tukey a 5% .

## 5 - ANÁLISE DE GRUPOS DE EXPERIMENTOS

### 5.1 - GENERALIDADES

Em programas de pesquisa é comum repetir o mesmo experimento em vários locais distintos ou em ocasiões diferentes. Existem razões para assim se proceder, como em ocasiões quando o objetivo da pesquisa é produzir recomendações que vão se aplicar a uma extensa população, quer no espaço, ou no tempo, ou em ambos. Exemplos:

(I) A efetividade de nutrientes sobre diferentes variedades de dada cultura e diferentes práticas de cultivo variam de um local a outro e, principalmente, de um ano para outro. Assim, um experimento bem conduzido dá informação de um só lugar e um ano só. Portanto para fins de recomendação, esses experimentos devem ser realizados em vários locais distintos, na área que se quer fazer recomendação, repetindo-se esse experimento por vários anos.

(II) Se interessa-nos estudar a adubação de determinada cultura para o estado do Rio Grande do Sul, distribui-se experimentos em toda área que se cultiva a cultura considerada e subdivide-se esta área quanto ao tipo de solo, o método de cultivo, a topografia, etc., fazendo-se experimentos em vários anos.

(III) Para lançamento de novas cultivares de trigo faz-se experimentos em toda a região produtora e por diversos anos, verificando o comportamento de cada cultivar nos diversos locais e nos diversos anos, sempre tendo como elemento de comparação (como testemunha) cultivares já consagradas.

### 5.2 - ANÁLISE ESTATÍSTICA

Experimentos simples são distribuídos por vários locais e por vários anos, uma vez que somente desta maneira é que se pode obter a generalização dos resultados. Preferencialmente utiliza-se experimentos pequenos com delineamentos simples, o que possibilita ter-se um grande número destes a baixo custo. Para facilidade da análise conjunta, todos os experimentos devem ter os mesmos tratamentos e o mesmo tipo de delineamento experimental. Passos para a análise conjunta:

(I) Analisa-se os dados de cada experimento individualmente.

(III) Reúne-se os experimentos fazendo-se uma análise conjunta. O primeiro aspecto que deve ser levado em conta para se fazer uma análise conjunta é se considerar os quadrados médios dos erros experimentais das análises individuais. Para que os experimentos possam ser reunidos sem maiores dificuldades, será preciso que estes não difiram muito entre si, e no caso de experimentos com o mesmo número de parcelas, aceita-se uma relação de até 3 ou 4 entre maior e o menor dos quadrados médios dos erros experimentais das análises de variância individuais, o que de uma maneira geral determina que os mesmos sejam homogêneos. Essa homogeneidade, ao invés de ser verificada empiricamente (relação), pode ser verificada através de testes estatísticos adequados, tal como o teste de Bartlett ou o de Cochran (somente quando se tiver igual número de repetições, mesmo delineamento e tratamentos). Quando a relação QME maior/QME menor for maior que 4, ou o teste de significância indicar heterogeneidade dos erros experimentais, o agrupamento fica prejudicado. Nesses casos uma maneira simples é considerar subgrupos de experimentos com erros experimentais semelhantes para se fazer a análise conjunta, ou através de métodos mais sofisticados, como a análise ponderada através do ajuste dos graus de liberdade.

### 5.3 - EXEMPLO:

Os dados abaixo representam as produções de milho (quintais/ha), soma de 5 repetições em 5 locais, para 5 híbridos.

Locais	Híbridos					Totais
	A	B	C	D	E	
1	360	356	362	350	373	1.801
2	302	354	349	332	332	1.669
3	408	407	391	391	409	2.006
4	244	267	293	235	278	1.317
5	373	387	406	394	375	1.935
Totais	1.687	1.771	1.801	1.702	1.767	8.728

(1) Quadrados Médios da Análise de Variância Original

Causas de Variação	GL	Quadrados Médios p/ os Diferentes Locais				
		1	2	3	4	5
Híbridos	4	14,44	82,84*	17,44	114,26*	37,50
Blocos	4	185,14	54,64	5,64	70,76	4,80
Erro Experimental	16	42,29	26,67	30,64	26,34	13,05
Total	24					

\* = significativo (P < 0,05)

(2) Teste de Bartlett para homogeneidade do QM do erro experimental:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$$

$H_1$ : pelo menos duas variâncias diferem

Cálculo da Estatística  $X^2$  (Qui-Quadrado)

onde:

$$X^2 = \frac{M}{C} \text{ correção} \quad M = 2,306(n-1) \left[ k \cdot \log \bar{s}^2 - \sum_{i=1}^k \log s_i^2 \right]$$

$$\bar{s}^2 = \frac{\sum_{i=1}^k s_i^2}{k} \quad \bar{s}^2 = \text{variância média} \quad s_i^2 = \text{variância (QM do E. Exp)}$$

$$n-1 = \text{GL} \quad C = 1 + \frac{k+1}{3k(n-1)} \quad k = \text{número de variâncias}$$

$$X^2 = \frac{M}{C} \text{ tem distribuição } X^2 \text{ com } (k-1) \text{ GL.}$$

Para o exemplo,  $X^2 = 5,22 < X^2_{.05(4)} = 9,49$

As variâncias não são heterogêneas. Aceita-se  $H_0$

Os resultados não evidenciaram que os quadrados médios do erro experimental das análises de variância originais se diferenciem entre si.

(3) Análise de Variância Conjunta

a) Modelo Matemático

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \lambda_j + (\tau\lambda)_{ij} + \beta_{k,j} + \epsilon_{ijk}$$

$i = 1, 2, \dots, t$

$j = 1, 2, \dots, l$

$k = 1, 2, \dots, r$

Índice de  
tratamento

Índice de  
Locais

Índice de Repeti-  
ção ou bloco.

b) Modelos de Análise Conjunta para o caso de experimentos em blocos casualizados.

Causas da Variação	GL	Quadrados Médios Esperados	
		Modelo Fixo	Modelo Aleatório
Blocos/Locais	$1(r-1)$	$\sigma^2 + t \sum \beta_{k,j}^2 / 1(r-1)$	$\sigma^2 + t\sigma_\beta^2$
Tratamentos(T)	$t-1$	$\sigma^2 + r1 \sum \tau_i^2 / (t-1)$	$\sigma^2 + r\sigma_{\tau\lambda}^2 + r1\sigma_\tau^2$
Locais(L)	$1-1$	$\sigma^2 + rt \sum \lambda_j^2 / (1-1)$	$\sigma^2 + r\sigma_{\tau\lambda}^2 + rt\sigma_\lambda^2$
T X L	$(t-1)(1-1)$	$\sigma^2 + r \sum \tau\lambda_{i,j}^2 / (t-1)(1-1)$	$\sigma^2 + r\sigma_{\tau\lambda}^2$
Erro Experimental	$1(t-1)(r-1)$	$\sigma^2$	$\sigma^2$

C. Var.	QM Esperados	Tratamentos Fixos
	Modelo Misto	Locais Aleatórios
Bl/Loc	$\sigma^2 + t\sigma_\beta^2$	
Trat	$\sigma^2 + r\sigma_{\tau\lambda}^2 + r1 \sum \tau_i^2 / (t-1)$	
Locais	$\sigma^2 + rt\sigma_\lambda^2$	
T X L	$\sigma^2 + r\sigma_{\tau\lambda}^2$	
E. Exp.	$\sigma^2$	

Modelo Fixo ou Modelo I:

Tratamentos e Locais escolhidos deliberadamente pelo experimentador. Resultados são válidos para os tratamentos utilizados e nos locais testados.

Modelo Aleatório ou Modelo II:

Tratamentos escolhidos aleatoriamente de uma população de tratamentos, locais escolhidos aleatoriamente de uma população de locais. Resultados são válidos para a população de tratamentos e em todos os locais.

Modelo Misto:

Tratamentos escolhidos deliberadamente pelo experimentador e locais escolhidos aleatoriamente de uma população de locais. Resultados são válidos para os tratamentos utilizados e para todos os locais.

Regras para a organização dos quadrados médios esperados:

\* O coeficiente para qualquer componente é dado pelas letras não incluídas no subscrito do respectivo componente.

\*\* Quando ambos os fatores são fixos, não há termos para a interação; quando ambos os fatores são aleatórios, ambos apresentam o componente da interação; quando um fator é fixo e o outro é aleatório, só o fator fixo tem um componente para a interação.

\*\*\* Para o cálculo de F, o quadrado médio do denominador deve incluir todos os componentes do numerador, menos o componente a ser testado.

c) Análise de Variância Conjunta para o exemplo; considerando Híbridos fixos e Locais Aleatórios.

Causas da Variação	GL	SQ	QM	F
Blocos/Locais	20	1.283,92	64,20	2,31
Híbridos(H)	4	380,29	95,07	2,22
Locais(L)	4	11.852,61	2.963,15	106,59*
H X L	16	685,63	42,85	1,54
Erro Experimental	80	2.223,84	27,80	

Conclusão: Não se evidenciam diferenças no comportamento dos híbridos, considerando todos os locais conjuntamente, não permitindo, portanto, a recomendação de algum para ser utilizado em toda a região.



CALCULOS:

$$\text{SQ Híbridos} = \sum_i \frac{Y_{i..}^2}{r1} - \frac{Y_{...}^2}{r1t} = \frac{1687^2 + 1771^2 + \dots + 1767^2}{25} - \frac{(8728)^2}{125} = 380,29$$

$$\text{onde FC} = \frac{Y_{...}^2}{r1t} = \frac{(8728)^2}{125}$$

$$\text{SQ Locais} = \sum_j \frac{Y_{.j.}^2}{rt} - \text{FC} = \frac{1801^2 + 1669^2 + \dots + 1935^2}{25} - \text{FC} = 11.852,61$$

$$\begin{aligned} \text{SQ H X L} &= \sum_{i,j} \frac{Y_{ij.}^2}{r} - \text{FC} - \text{SQ Híbridos} - \text{SQ Locais} \\ &= \frac{360^2 + 356^2 + \dots + 375^2}{5} - \text{FC} - 380,29 - 11.852,61 = \\ &= 685,63 \end{aligned}$$

$$\text{SQ Blocos/Locais} = 4(185,14 + 54,64 + 5,64 + 70,76 + 4,80) = 1.283,92$$

$$\text{SQ Erro Experimental} = 16(42,29 + 26,67 + 30,64 + 26,34 + 13,05) = 2.223,84$$

Teste de Comparação de Médias:

Se a análise de variância indicasse a necessidade, utilizar-se-ia para localizar diferenças entre híbridos um teste de comparação de médias (Duncan ou Tukey), onde o erro padrão da média de um tratamento (híbrido) é dado por:

$$S_{\bar{Y}} = \sqrt{\frac{\text{QM HXL}}{r1}}$$

#### 5.4 - EXERCÍCIO

Os dados que se seguem referem-se a 3 ensaios de competição de variedades de milho (kg/ha) instalados em delineamento completamente casualizado.

LOCAL	VARIED.	REPETIÇÕES					
		1	2	3	4	5	
1	V <sub>1</sub>	2626	2350	3100	2270	1830	12.175
	V <sub>2</sub>	3400	4370	3780	4120	4170	19.840
	V <sub>3</sub>	4660	5300	5140	3980	3190	22.270
	V <sub>4</sub>	3720	4150	3480	3930	3240	18.520
	V <sub>5</sub>	5600	5870	4910	5850	4690	26.920
2	V <sub>1</sub>	2950	3150	2840	3430	2640	15.010
	V <sub>2</sub>	3100	2560	3870	3060	2780	15.370
	V <sub>3</sub>	5620	6030	5650	4950	4890	27.140
	V <sub>4</sub>	4900	5560	4720	5120	5190	25.490
	V <sub>5</sub>	5420	5880	5260	5270	5720	27.550
3	V <sub>1</sub>	2600	2380	3130	2620	2490	13.220
	V <sub>2</sub>	3140	3480	3350	3260	2870	16.100
	V <sub>3</sub>	3620	4010	4230	3740	3930	19.530
	V <sub>4</sub>	4870	3640	3760	2480	2280	17.030
	V <sub>5</sub>	5040	6170	5680	5190	4630	26.710

Pede-se:

1. Análise completa para cada local;
2. Análise conjunta completa.

## 6. ANÁLISE DE COVARIÂNCIA

### 6.1 - Introdução

A estimativa dos efeitos dos tratamentos é muitas vezes afetada por fatores ambientais não controláveis. Quando estes fatores podem ser medidos, ainda que aproximadamente apenas, serão possíveis certos ajustamentos, que em muitos casos aumentam o valor informativo do experimento. É este o objetivo da análise de covariância. É uma combinação dos conceitos da análise de variância e os da regressão para uma análise mais informativa dos experimentos.

Tem por fim utilizar uma ou mais variáveis auxiliares na interpretação dos dados referentes a uma variável que estamos primordialmente interessados.

Em linhas gerais, o método consiste em associar à observação experimental  $y$  de cada unidade experimental, o valor de uma variável concomitante  $x$ , normalmente registrado antes da aplicação dos tratamentos na mesma unidade experimental. Supõe-se que  $x$  é uma variável independente e que está correlacionada com a variável dependente  $y$ .

### 6.2 - Cálculos da Análise de Covariância

Qualquer que seja o delineamento usado para o experimento, interessam essencialmente as somas dos quadrados de  $x$  e  $y$  e a soma dos produtos  $xy$  para as classificações tratamentos e erro experimental da análise de variância.

Para o cálculo da soma dos quadrados de  $y$  procede-se da maneira usual, fazendo cálculos análogos para  $x$  e para o produto  $xy$ .

Soma dos quadrados e produtos

C. Variação	G. L	SQ <sub>y</sub>	SP <sub>xy</sub>	SQ <sub>x</sub>
Tratamento	t - 1	SQT(y)	SPT	SQT(x)
Erro	f <sub>e</sub>	SQE(y)	SPE	SQE(x)
soma (T + E)	(t - 1) + f <sub>e</sub>	SQ <sub>soma</sub> (y)	SP <sub>soma</sub>	SQ <sub>soma</sub> (x)

$$SQ_{soma}(y) = SQT(y) + SQE(y)$$

Vamos agora decompor a SQE(y) e SQ<sub>soma</sub>(y) nos componentes regressão e desvios de regressão.

C. V.	Regressão		Desvios da regressão		QM
	GL	SQ	GL	SQ	
Erro	1	$SPE^2 / SQE(x)$	f <sub>e</sub> - 1	$SQE(y) - [SPE^2 / SQE(x)]$	$Se^2$
Soma	1	$SP_{soma}^2 / SQ_{soma}(x)$	t + f <sub>e</sub> - 2	$SQ_{soma}(y) - [SP_{soma}^2 / SQ_{soma}(x)]$	
Tratamentos ajustados			t - 1	(Soma - Erro)	$St^2$

A última linha da tabela corresponde a tratamentos ajustados sendo calculado pela diferença (soma - erro). Esta diferença representa a soma de quadrados dos desvios da regressão para tratamentos, após o ajustamento das médias dos tratamentos para um mesmo valor  $\bar{x}$ , da variável independente x.

\* Estimativa do coeficiente de regressão de y para x :

$$b = SPE / SQE(x)$$

O teste de significância do coeficiente de regressão é dada por  $F = SPE^2 / SQE(x) Se^2$ , com 1 e f<sub>e</sub>-1 Gl. A não significância de b é uma indicação da falta de associação de x e y e, conseqüentemente, nenhuma vantagem teremos em ajustar y pela covariância.

\* Significância do efeito dos tratamentos após o ajustamento pela variável x. O teste é dado por :

$$F = St^2 / Se^2 \quad \text{com } (t - 1) \text{ e } (fe - 1) \text{ Gl.}$$

\* Estimativa da média ajustada de um tratamento é dada por :

$$\bar{y}'_i = \bar{y}_i - b(\bar{x}_i - \bar{x}..)$$

onde b é o coeficiente de regressão ,  $\bar{x}_i$  é a média das observações x do tratamento i e  $\bar{x}..$  é a média geral das observações x.

\* Estimativa da Variância de uma média ajustada de tratamento é dada por:

$$S^2_{\bar{y}'_i} = Se^2 \left[ \frac{1}{r} + \frac{(\bar{x}_i - \bar{x}..)^2}{SQE(x)} \right]$$

onde r é o número de repetições por tratamento.

\* Estimativa da Variância da diferença entre duas médias ajustadas de tratamentos é dada por :

$$S^2_{\bar{y}'_1 - \bar{y}'_2} = Se^2 \left[ \frac{2}{r} + \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{SQE(x)} \right]$$

O teste da diferença é dada por :

$$t = (\bar{y}'_1 - \bar{y}'_2) / \sqrt{S^2_{\bar{y}'_1 - \bar{y}'_2}}$$

Quando se deseja fazer todas as comparações possíveis entre as médias ajustadas usa-se uma variância média equivalente a um quadrado médio efetivo do erro experimental dado por :

$$QMe^* = Se^2 \left[ 1 + \frac{SQT(x)/(t-1)}{SQE(x)} \right]$$

e a diferença mínima significativa é dada por :

$$DMS = t_{\alpha} (fe - 1) \sqrt{2QMe^* / r}$$

### 6.3 - PRESSUPOSIÇÕES :

1) A regressão da variável y para a variável auxiliar x é linear.

2) O coeficiente de regressão é igual para todos os tratamentos.

3) A variável x é independente dos tratamentos, isto é, os tratamentos não tem efeito sobre x.

### 6.4 - EXEMPLO :

Num experimento com a batatinha foram comparados 3 fungicidas, A, B e C, no Delineamento Blocos Casualizados, com 5 repetições. Cada parcela constava de 4 linhas de 10 covas. Para as determinações de produção y colheram-se as duas linhas centrais. Determinou-se o número x de plantas colhidas.

blocos		fungicidas			totais de blocos		
		A	B	C			
1	x	16	12	09	37		
	y	11	05	04			
2	x	12	14	15	41		
	y	08	06	07			
3	x	13	18	11	42		
	y	09	10	06			
4	x	10	15	08	33		
	y	06	08	03			
5	x	08	10	07	25		
	y	05	04	04			
totais dos fungicidas		x	59	69	50	178	totais gerais
		y	39	33	24	96	
médias dos fungicidas		x	11,8	13,8	10,0	11,87	médias gerais
		y	7,8	6,6	4,8	6,40	

A análise das produções y fornece as seguintes somas de quadrados :

$$FC_y = (96)^2 / 15 = 614,4$$

$$SQ_{y \text{ total}} = 11^2 + \dots + 4^2 - FC_y = 79,6$$

$$SQ_{y \text{ blocos}} = (20^2 + \dots + 13^2) / 3 - FC_y = 26,9$$

$$SQT_{(y)} = (39^2 + 33^2 + 24^2) / 5 - FC_y = 22,8$$

$$SQE_{(y)} = 79,6 - [26,9 + 22,8] = 29,9$$

O teste F para tratamentos é :

$$F = \frac{22,8/2}{29,9/8} = 3,048(\text{NS}) ; F_{0,05}(2,8) = 4,46$$

$$F = \frac{SQT(y)}{SQE(y)}$$

É possível que as falhas registradas nas parcelas tenham concorrido para mascarar os efeitos reais dos fungicidas.

Indica-se uma análise de covariância para determinar se os tratamentos se diferenciam após o ajustamento das correspondentes produções para um número uniforme de plantas.

A análise para o número de plantas  $x$  é:

$$FCx = (175)^2/15 = 2112,3$$

$$SQx \text{ total} = 16^2 + \dots + 7^2 - FCx = 149,7$$

$$SQx \text{ blocos} = (37^2 + \dots + 25^2)/3 - FCx = 63,7$$

$$SQT(x) = (59^2 + 69^2 + 50^2)/5 - FCx = 36,1$$

$$SQE(x) = 149,7 - [63,7 + 36,1] = 49,9$$

O teste F para tratamentos é :

$$F = \frac{36,1/2}{49,9/8} = 2,89 \text{ (NS)}$$

Não há diferenças entre tratamentos para o número de plantas, não podendo, portanto, as diferenças no número de falhas serem atribuídas aos fungicidas aplicados.

A soma dos produtos é :

$$FCxy = (178)(96)/15 = 1139,2$$

$$SPy_{\text{total}} = (16)(11) + \dots + (7)(4) - FCxy = 92,8$$

$$SPxy_{\text{blocos}} = [(37)(20) + \dots + (25)(13)]/3 - FCxy = 39,8$$

$$SPT = [(59)(39) + \dots + (50)(24)]/5 - FCxy = 16,4$$

$$SPE = 92,8 - [39,8 + 16,4] = 36,6$$



C. Variação	GL	SQy	SPxy	SQx
Blocos	04	26,9	39,8	63,7
Tratamentos	02	22,8	16,4	36,1
Erro	08	29,9	36,6	49,9
Total	14	79,6	92,8	149,7
Soma (trat. + erro)	10	52,7	53,0	86,0

	Regressão		Desvios da regressão		
	GL	SQ	GL	SQ	QM
Erro	1	26,8	7	3,1	0,44
soma	1	32,7	9	20,0	
trat. ajustados			2	16,9	8,45

O coeficiente de regressão de y para x é :

$$b = 36,6/49,9 = 0,73$$

Cada planta contribui em média com 0,73 Kg para a produção da parcela, após a eliminação dos efeitos dos tratamentos e dos blocos.

$F = 26,8/0,44 = 60,9 > F_{.01}(1,7) = 12,25$  portanto a regressão é muito significativa.

A significância entre as médias dos tratamentos ajustados é testada por :

$F = 8,45/0,44 = 19,20 > F_{.01}(2,7) = 9,55$  ,portanto, a diferença entre os tratamentos ajustados pela regressão é muito significativa.

Correção das médias dos tratamentos :

Fungicida	$\bar{y}_i$	$\bar{x}_i - \bar{x}_{..}$	$b(\bar{x}_i - \bar{x}_{..})$	$\bar{y}_i'$
A	7,8	11,8 - 11,87 = -0,07	-0,05	7,85
B	6,6	13,8 - 11,87 = 1,93	1,41	5,19
C	4,8	10,0 - 11,87 = -1,87	-1,36	6,16

Diferença mínima significativa entre médias ajustadas.

$$QMe^* = 0,44 \left[ 1 + \frac{36,1 / (3 - 1)}{49,9} \right] = 0,598$$

$$t_{.05}(7) = 2,365$$

$$DMS 5\% = 2,365 \sqrt{(2)(0,598)/5} = 1,16$$

$$A - B = 7,85 - 5,19 = 2,66 > DMS 5\% = 1,16 \quad *$$

$$A - C = 7,85 - 6,16 = 1,69 > DMS 5\% = 1,16 \quad *$$

$$C - B = 6,16 - 5,19 = 0,97 < DMS 5\% = 1,16 \quad NS$$

O fungicida A é , portanto , superior aos fungicidas B e C. É interessante assinalar que o fungicida C, classificado em último lugar antes da correção, passou a figurar em melhor situação que o fungicida B, após o ajuste para um número uniforme de plantas colhidas.

Este exemplo evidencia a importância da técnica de covariância.

A análise de regressão comprovou uma relação entre o número de plantas por parcela e respectiva produção. As falhas mascaram o efeito real dos tratamentos, a ponto da análise de variância das produções não acusar significância estatística para a comparação dos fungicidas. A análise de covariância, permitindo a comparação dos tratamentos com base na igualdade do número de plantas por parcela, revelou a existência de diferenças reais entre os fungicidas.

## BIBLIOGRAFIA

- BANZATTO, D.A. e S.N. KRONKA, 1992. Experimentação Agrícola. FUNEP.
- CALZADA BENZA, J. , 1956. El Error Experimental y la Precision en los Experimentos. Estación Experimental Agrícola de la Molina.
- CAMPOS, H. , 1984. Estatística Aplicada à Experimentação com Cana-de-açúcar. FEALQ.
- COCHRAN, W.G. e G.M. COX, 1965. Diseños Experimentales.
- COX, D.R. , 1958. Planning of Experiments. John Wiley.
- GOMES, K.A. e A.A. GOMES, 1984. Statistical Procedures for Agricultural Research. John Wiley.
- JOHN, P.W.M. , 1971. Statistical design and Analysis of Experiments. Macmillan.
- LE CLERG, E.L.; W.N. LEONARD e A.G. CLARK, 1962. Field plot Technique.
- MARKUS, R. , 1973. Elementos de Estatística Aplicada. Diretório Acadêmico Leopoldo Cortés, Faculdade de Agronomia/UFRGS.
- MONTGOMERY, D.C. , 1991. Design and Analysis of Experiments. John Wiley.
- OSTLE, B. e R.W. MENSING, 1975. Statistical in Research. Iowa State University.

PERES, C.A. e C.D. SALDIVA, 1982. Planejamento de Experimentos.  
5º Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística. IME/USP.

PIMENTEL GOMES, F. , 1985. Curso de Estatística Experimental.  
Liv. Nobel.

Publicações do Instituto de Matemática da UFRGS  
Cadernos de Matemática e Estatística

Série B: Trabalho de Apoio Didático

1. Elsa Mundstock - Curso Básico Sobre Wordstar 3.45 - MAR/89
2. Jaime B. Ripoll - Introdução ao Cálculo Diferencial Via Funções de Uma Variável Real - OUT/89
3. Edmund R. Puczyłowski - Dimension of Modular Lattices - JUN/90
4. Marcos Sebastiani - Geometrias Não Euclidianas - JUL/90
5. Sandra R. C. Pizzatto - Cálculo Numérico - AGO/91
6. Vera Clotilde G. Carneiro - Elementos de Cálculo para Biologia - AGO/91
7. Elsa Mundstock - Iniciação ao SPSS/PC - SET/91
8. Elisa Hagg, Loiva C. de Zeni, Maria Alice Gravina e Vera Carneiro - Notas da 1ª Oficina de Matemática da UFRGS - JAN/92
9. Paulo Werlang de Oliveira, Elisabete Rambo, Suzana Lima dos Santos, Coordenação: Profª Maria Alice Gravina - A Tartaruga no Espaço Tridimensional - FEV/92
10. Silvio Possoli - Análise Multivariada - JUL/92
11. Dinara Westphalen Fernandez - Números Índices - OUT/92
12. Maria Teresinha Albanese - Coeficiente de Fidedignidade de um Instrumento de Medida - OUT/92
13. Vera Clotilde Carneiro e Sérgio Cláudio Ramos - Gráficos na Escola - DEZ/92

14. João Riboldi - Elementos Básicos de Estatística - JAN/93
15. Paulo W. de Oliveira e M. Alice Gravina - Logo: Manual do Usuário - MAR/93
16. Ruben Markus, Elsa C. de Mundstock, Dinara W. X. Fernandez e João Riboldi - Exercícios de Métodos Estatísticos - AGO/93
17. Loiva C. de Zeni e M. Alice Gravina - Sugestões de Atividades no Ambiente Logo para a Exploração de Conteúdos Matemáticos dos Currículos Escolares de 1º e 2º Grau - SET/93
18. João Riboldi - Delineamentos Experimentais de Campo, Parte 1 - SET/93

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
INSTITUTO DE MATEMÁTICA  
NÚCLEO DE ATIVIDADES EXTRA CURRICULARES

Os Cadernos de Matemática e Estatística publicam as seguintes séries:

Série A: Trabalho de Pesquisa

Série B: Trabalho de Apoio Didático

Série C: Colóquio de Matemática SBM/UFRGS

Série D: Trabalho de Graduação

Série F: Trabalho de Divulgação

Série G: Textos para Discussão

Toda correspondência com solicitação de números publicados e demais informações deverá ser enviada para:

NAEC - NÚCLEO DE ATIVIDADES EXTRA CURRICULARES  
INSTITUTO DE MATEMÁTICA - UFRGS  
AV. BENTO GONÇALVES, 9500 - PRÉDIO 43111  
CEP 91509 - 900 AGRONOMIA - POA/RS  
FONE: 336 92 22 OU 339 13 55 OU 228 16 33  
RAMAL 6197  
FAX: 336 15 12