

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
INSTITUTO DE MATEMÁTICA E FÍSICA
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA E INFORMÁTICA

PRINCÍPIOS SOBRE DELINEAMENTOS
EM EXPERIMENTAÇÃO AGRÍCOLA

João Batista Duarte

Orientador:
Prof. Dr. José Carlos Seraphin

Trabalho apresentado ao Departamento de Estatística e Informática, do Instituto de Matemática e Física / Universidade Federal de Goiás, como parte das exigências do Curso de Especialização em "Estatística".

1996
Goiânia - Goiás
Brasil

APRESENTAÇÃO

O presente trabalho, além de sua função curricular (monografia apresentada ao **Curso de Especialização em Estatística** oferecido no **DEI-IMF/UFG**), destina-se ao apoio didático da disciplina *Estatística e Experimentação*, oferecida aos alunos de graduação da Escola de Agronomia/UFG.

Aproveito para expressar meus profundos agradecimentos aos professores do **Departamento de Estatística e Informática - IMF/UFG**, em especial ao professor PhD. José Carlos Seraphin, pelos ensinamentos, dedicação e presteza.

Procuramos estruturar o texto através da própria classificação dos delineamentos de experimentos. Acredita-se que tal apresentação possa contribuir para uma melhor compreensão das idéias básicas relacionadas ao assunto. Trata-se, contudo, de um texto introdutório passível de falhas e correções. Assim, aguardamos o retorno crítico de seus leitores para que possamos aperfeiçoá-lo nos sentidos horizontal e vertical; conforme suas sugestões e a nossa experiência permitir.

Aos alunos, recomendamos não terem este trabalho como suficientemente amadurecido para um estudo isolado. Tenham-no apenas como uma iniciação na busca do aprofundamento e formalização que o tema merece.

Goiânia, 30 de julho de 1.996.

João Batista Duarte

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	4
2. PRINCÍPIOS BÁSICOS DA EXPERIMENTAÇÃO	7
3. CLASSIFICAÇÃO DOS DELINEAMENTOS USADOS NA EXPERIMENTAÇÃO.....	10
4. DELINEAMENTOS EXPERIMENTAIS.....	13
4.1. <i>Delineamentos sem Controle Local - Inteiramente ao Acaso...</i>	13
4.2. <i>Delineamentos em Blocos</i>	16
4.2.1. <i>Blocos Completos Casualizados.....</i>	16
4.2.2. <i>Blocos Incompletos.....</i>	22
4.3. <i>Delineamentos de Linhas e Colunas - Quadrado Latino.....</i>	28
5. DELINEAMENTOS DE TRATAMENTOS.....	35
5.1. <i>Experimentos Unifatoriais.....</i>	35
5.2. <i>Experimentos Fatoriais.....</i>	36
5.2.1. <i>Fatoriais de Classificação Cruzada.....</i>	37
5.2.2. <i>Fatoriais de Classificação Hierárquica.....</i>	43
6. DELINEAMENTOS EXPERIMENTAIS ESPECÍFICOS PARA FATORIAIS.....	48
6.1. <i>Parcelas Subdivididas.....</i>	48
6.1.1. <i>Parcelas Subdivididas "no Espaço".....</i>	48
6.1.2. <i>Parcelas Subdivididas "no Tempo".....</i>	54
6.2. <i>Experimentos em Faixas.....</i>	56
6.3. <i>Noções sobre confundimento.....</i>	59
7. FATORES QUE DETERMINAM A ESCOLHA DE UM DELINEAMENTO.....	60
8. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	64
9. REFERÊNCIAS.....	65

PRINCÍPIOS SOBRE DELINEAMENTOS EM EXPERIMENTAÇÃO AGRÍCOLA

*João Batista Duarte*¹

1. INTRODUÇÃO

O objetivo básico da experimentação é testar alternativas (tratamentos²) com o intuito de identificar entre elas aquelas de maior retorno biológico, agrônômico e inclusive econômico. Ocorre que, ao submeter tais alternativas a unidades experimentais (ou parcelas) repetidas, surge a chamada *variação aleatória* ou *erro experimental*, dificultando a identificação dos melhores tratamentos. Isso porque mesmo parcelas igualmente tratadas (sujeitas ao mesmo tratamento) apresentam diferenças entre si em suas respostas.

Essas diferenças são decorrentes, predominantemente, de heterogeneidade ambiental não prevista pelo experimentador, como pequenas variações na fertilidade do solo de uma parcela para outra, na umidade, na profundidade de semeadura, no teor de germinação das sementes etc. Elas provêm também de variações inerentes ao material experimental (variabilidade *dentro* dos tratamentos), ou mesmo da aplicação desuniforme dos tratamentos às parcelas. Assim, se dentro de um mesmo tratamento ocorrer variação de grande magnitude, não se poderá inferir, com confiança razoável, sobre diferenças entre tratamentos. Essa é a principal implicação do chamado *erro experimental*, também denominado *resíduo*, sobre as conclusões a serem extraídas de um experimento.

¹- Prof. Assist. (M.Sc.) no Departamento de Agricultura, Escola de Agronomia, Universidade Federal de Goiás - Caixa Postal 131, Goiânia - GO, Brasil.

²- Os tratamentos podem representar variações de um único fator (ex. cultivares: A, B, C e D), ou combinações de níveis de fatores (ex. N1P1, N1P2, N2P1 e N2P2, onde: N1 e N2 são dois níveis de Nitrogênio e, P1 e P2 são dois níveis de Fósforo).

Vê-se, portanto, que os fatores provocadores do *Erro* ou *Resíduo* podem provir do ambiente experimental, dos próprios tratamentos, ou mesmo dos procedimentos de utilização do material experimental. Assim, cabe ao experimentador conviver com esse tipo de variação, buscando minimizá-la, uma vez que ela estará sempre presente. Para isso, ele pode recorrer a diversos procedimentos como: escolha de ambientes homogêneos para condução de seus experimentos; uso de bordaduras (de experimento e de parcelas); aplicação uniforme dos tratamentos às parcelas; seleção criteriosa do material experimental; condução uniforme das parcelas; coleta de dados criteriosa e imparcial, com equipamentos de boa precisão; uso de observações auxiliares ou concomitantes, associado à análise de covariância etc.

Tais recomendações, no entanto, terão pouco efeito na redução do *Erro*, caso o experimento não tenha sido concebido sob um plano experimental adequado. Em linguagem mais específica e técnica, isso remete à importância da escolha apropriada do "*delineamento experimental*".

Neste texto, o termo *delineamento* receberá duas conotações: *delineamento experimental*, como forma de organizar as unidades experimentais, e *delineamento de tratamentos*, como forma de organizar os fatores de tratamentos e os seus níveis (RIBOLDI, 1995a; PIMENTEL GOMES, 1984). Mais recentemente, isso tem sido tratado apenas como dois tipos de estruturas que compõem o *delineamento experimental*, a estrutura dos fatores de tratamentos (*delineamento de tratamentos*) e a estrutura das unidades experimentais, que se refere à primeira conotação.

O termo **delineamento experimental** (*experimental design* em inglês, *diseño experimental* em espanhol e *dispositif experimental* em francês) refere-se ao desenho básico em que o experimento é montado. Pode ser conceituado, portanto, como o conjunto de regras

que determina desde a definição dos tratamentos, o arranjo das parcelas no experimento e sua atribuição aos tratamentos, até a forma de analisar os dados provenientes do experimento.

Em síntese, diferentemente do que muitos pensam, é também função do *delineamento* auxiliar na definição dos tratamentos a constituírem o experimento. Não do ponto de vista técnico como que fatores serão incluídos e quais os níveis a serem testados (ex. doses de nutrientes); mas, em virtude do tipo resposta que se espera medir, o delineamento pode definir, por exemplo, que combinações de níveis devem ser avaliadas, ou mesmo o número destes níveis ou "doses", bem como o intervalo entre elas. Esta é a função do que, mais especificamente, se chamam de delineamento de tratamentos.

Também como já lembrado, a adoção do delineamento visa, além do controle do *Erro*, propiciar análises estatísticas eficientes para os dados obtidos do experimento. São os delineamentos que garantirão à análise estatística a capacidade de isolar as principais fontes de variação presentes no experimento e, por conseguinte, identificar os tratamentos realmente superiores. Assim, delineamentos apropriados garantem redução na probabilidade de se incorrer em erros de conclusão³.

A apresentação introdutória dessas idéias compõe o objetivo deste texto. Priorizou-se um enfoque conceitual, em detrimento de maior formalização estatística. Procurou-se também introduzir uma estrutura nova ao tratamento do tema, acreditando-se permitir uma visualização geral e melhor compreensão do assunto.

³- Os erros de conclusão provenientes de uma análise estatística podem ser de dois tipos: Erro Tipo I (assumir como distintos tratamentos similares: rejeitar a hipótese de igualdade dos tratamentos quando na realidade eles se equivalem) e Erro Tipo II (aceitar como similares tratamentos realmente distintos).

2. PRINCÍPIOS BÁSICOS DA EXPERIMENTAÇÃO

A adoção de um delineamento experimental nada mais é do que a aplicação dos chamados **princípios básicos da experimentação**, a saber: *repetição*, *casualização* e *controle local*. Estes princípios foram propostos por Ronald A. Fisher, entre 1.919 e 1.925, enquanto membro da Estação Experimental de Rothamsted, na Inglaterra. Suas idéias, formalizadas em dois de seus grandes trabalhos: *Statistical Methods for Research Workers* (1925) e *The Designs of Experiments* (1935), inovaram as técnicas experimentais e representam até hoje a base do pensamento estatístico experimental (PEARCE, 1983).

Maiores informações sobre esses princípios podem ser buscadas em livros textos especializados (GOMEZ & GOMES, 1984; BANZATTO & KRONKA, 1989; PIMENTEL GOMES, 1990; entre outros). Discutiremos aqui apenas algumas idéias, mais como um pré-requisito para o estudo dos delineamentos.

Neste ponto, deve-se enfatizar que, entender um delineamento experimental como a forma de aplicação desses princípios, é básico para se perceber a importância da adoção destes planos na obtenção de boas estimativas para os efeitos de tratamentos, bem como de estimativas reduzidas e precisas para o *erro experimental*.

a) Repetições

O uso de *repetições* (aplicação de cada tratamento a mais de uma parcela) objetiva, fundamentalmente, permitir a estimação dos efeitos das causas aleatórias (*erro experimental*) e melhorar as estimativas dos efeitos dos tratamentos (ex.: médias).

Quanto maior o número de repetições mais precisas serão tais estimativas. Embora esse acréscimo em precisão possa não compensar os custos adicionais advindos de uma elevação excessiva do número de repetições. Por exemplo, segundo SERAPHIN (1995), num expe-

rimento com 100 tratamentos, ao se passar de duas para quatro repetições, tem-se um ganho em precisão de cerca de 4%. Em alguns desses casos os custos advindos da duplicação da área experimental podem inviabilizar o experimento.

Uma regra prática para se definir o número de repetições de um experimento recomenda não se usar um número total de parcelas inferior a vinte e nem um número de graus de liberdade inferior a dez para o *resíduo*. Dessa forma, quando se testa um número elevado de tratamentos, em geral, é possível o uso de poucas repetições (duas a quatro).

b) Casualização

A *casualização* ou *aleatorização* é entendida como sendo a alocação casual dos tratamentos às unidades experimentais disponíveis. Assim sendo, a adoção desse princípio reduzirá possíveis favorecimentos sistemáticos a certos tratamentos em detrimento de outros, no momento da sua distribuição às parcelas. Casualizar significa retirar toda influência consciente ou inconsciente que o experimentador possa ter na distribuição dos tratamentos às parcelas. De acordo com Yates (1938), citado em SERAPHIN (1995), essa prática neutraliza o efeito da correlação espacial entre as parcelas, garantindo validade às estimativas do erro e dos efeitos de tratamentos (não tendenciosidade).

A *casualização* é conseguida por meio de sorteios (ex.: retirada de papéis numerados de uma caixa), ou usando-se as tabelas de números aleatórios.

c) Controle Local

O *controle local*, também denominado "estratificação" ou "bloqueamento" (ou mesmo "blocagem"), só se justifica quando as parcelas a constituírem o experimento forem heterogêneas entre si. Sua aplicação se faz agrupando unidades experimentais homogêneas

em subconjunto denominados *blocos*, os quais receberão um conjunto de tratamentos (todos: *blocos completos*; ou apenas uma parte: *blocos incompletos*). O agrupamento é feito de maneira a maximizar a variação *entre* blocos, deixando o mínimo de variação entre as parcelas *dentro* de cada bloco. Portanto, o que se busca com o controle local é a aplicação do conjunto dos tratamentos a um grupo de parcelas o mais homogêneas possível, de forma a reduzir os efeitos da heterogeneidade das parcelas na comparação dos tratamentos.

O controle local pode ser também entendido como restrições impostas à livre casualização das unidades experimentais aos tratamentos, visto que ela passa a ser feita dentro dos blocos.

Dessa forma, o uso do controle local, quando aplicado convenientemente a um conjunto de parcelas heterogêneas, reduz o *erro experimental*, aumentando a capacidade do experimento de detectar diferenças reais entre os tratamentos (melhoria da precisão experimental). Além disso, com essa prática podem-se reduzir vícios (viés ou tendenciosidade) na estimação da média dos tratamentos (RIBOLDI, 1995b).

3. CLASSIFICAÇÃO DOS DELINEAMENTOS USADOS NA EXPERIMENTAÇÃO

Quando se fala em delineamentos, existem dois sentidos que merecem ser esclarecidos (RIBOLDI, 1995a; MEAD & CURNOW, 1990). Um refere-se aos **delineamentos experimentais**, ou de parcelas, cujas finalidades estão associadas ao conceito mais amplamente difundido: distribuição dos tratamentos nas parcelas e alocação das parcelas no ambiente experimental. O outro sentido refere-se aos chamados **delineamentos de tratamentos**, que não estão relacionados com a instalação do experimento no campo, mas, previamente a essa etapa, tratam da definição dos tratamentos e seu arranjo, independentemente das condições ambientais em que o experimento será conduzido. Assim, justifica-se tal denominação, pois suas restrições se referem exclusivamente aos tratamentos.

Com relação aos *delineamentos experimentais*, adotou-se, neste trabalho, uma classificação um pouco diferente daquela mais comumente encontrada nos livros textos de estatística experimental. Entre os delineamentos mais usuais consideraram-se apenas três tipos, quais sejam: delineamentos que não usam qualquer sistema de controle local ou de blocos (ex.: *Inteiramente Casualizado*); delineamentos que usam um único sistema de blocos, os chamados *Delineamentos em Blocos* (ex.: Blocos ao Acaso, Blocos Incompletos Balanceados, Blocos Incompletos Parcialmente Balanceados e seus casos particulares, os Reticulados ou "Lattices"); e delineamentos que usam um sistema duplo de blocos ortogonais, denominados *Delineamentos de Linhas e Colunas* (ex.: Quadrado Latino, Quadrado Youden e Quadrados "Lattices").

RIBOLDI (1995a) apresenta tal classificação, mencionando ainda delineamentos com três fatores de bloqueamento (ou de restrição); entre os quais cita o Quadrado Greco-Latino. Entre eles estaria também o chamado Cubo Latino, de utilização muito restrita. Neste texto não será abordada essa categoria de delineamentos.

Os *delineamentos de tratamentos* ganham importância, especialmente, ao se decidir se a investigação incluirá as variações de um só fator de tratamentos (*experimentos unifatoriais*), ou as combinações dos níveis de dois ou mais destes fatores (*experimentos fatoriais*).

Nos experimentos fatoriais, se cada nível de fator for combinado com os mesmos níveis dos outros fatores, resulta no que se denominam *fatoriais de classificação cruzada*. Segundo SILVA & ZONTA (1991), isso caracteriza uma *relação de cruzamento* entre os fatores. Neste caso, se todas as combinações forem incluídas no experimento, têm-se os *fatoriais completos*. Porém, se apenas uma parte dessas combinações for incluída, tem-se os *fatoriais incompletos*, ou mesmo os *fatoriais fracionários*⁴. Os fatoriais incompletos também não serão tratados neste trabalho, podendo ser encontrados em MONTGOMERY (1984) e RIBOLDI (1993).

Ademais, a inclusão de dois ou mais fatores de tratamentos, num experimento, não implica, obrigatoriamente, na possibilidade de cruzamento entre seus níveis. Em certos casos, os tratamentos são arranjados de forma que os níveis de um fator são específicos para cada nível do outro fator. A esse tipo de estrutura SILVA & ZONTA (1991) denominam *relação de aninhamento* ou *hierárquica*. Esta relação dá origem aos chamados *experimentos de classificação hierárquica*⁵. PIMENTEL GOMES (1984) cita ainda como delineamentos de tratamentos os *centrais compostos*, os *axiais*, o *duplo cubo* e o *Guadalupe*, que não serão tratados neste texto.

⁴ - A definição das combinações a serem incluídas no experimento é feita por meio da técnica de *fracionamento* ou *repetição fracionada*, que se baseia nas informações que o pesquisador aceita sacrificar (geralmente interações de ordem elevada) em prol de maior precisão em outras.

⁵ - Em certos experimentos podem-se ter relações mistas entre fatores de tratamentos, ou seja, relação de aninhamento entre alguns fatores e relação cruzada entre outros.

Assim, os "Experimentos Fatoriais" tratados em grande parte dos livros textos de estatística experimental, representam, na verdade, apenas um de seus casos particulares: os fatoriais de classificação cruzada. Já que entre os Fatoriais incluem-se também os experimentos de classificações hierárquica e mista. Todos são *delineamentos de tratamentos*, uma vez que definem a estrutura de arranjo dos tratamentos e não o nível de controle das causas da variação presente nas unidades experimentais (alvo dos *delineamentos experimentais*).

Há ainda certos tipos de delineamentos experimentais que só se aplicam a experimentos fatoriais (RIBOLDI, 1995a). É o caso, por exemplo, das *parcelas subdivididas*, dos *experimentos em faixas* e da chamada técnica de *confundimento*.

Portanto, fica evidente que a definição do delineamento de tratamentos e do delineamento experimental, deve fazer parte do planejamento de toda e qualquer pesquisa experimental.

Neste texto, serão tratados, em cada classe de delineamentos, apenas os mais simples e de uso mais comum na experimentação agrícola. Assim, entre os *delineamentos experimentais* serão considerados: Inteiramente ao Acaso, Delineamentos em Blocos (Blocos ao Acaso e Blocos Incompletos) e Delineamentos de Linhas e Colunas (Quadrado Latino). Entre os *delineamentos de tratamentos*: Experimentos Unifatoriais e Fatoriais (Experimentos de Classificação Cruzada e de Classificação Hierárquica). Tratar-se-á também de uma classe de delineamentos experimentais específica para experimentos fatoriais, incluindo-se as Parcelas Subdivididas e os Experimentos em Faixas. Para cada delineamento serão considerados os aspectos: características gerais, forma de alocação dos tratamentos às parcelas e análise de variância. O nível do enfoque sob o qual serão tratados tais aspectos será, evidentemente, superficial, face aos objetivos deste trabalho e às próprias limitações do autor.

4. DELINEAMENTOS EXPERIMENTAIS

4.1. Delineamentos sem Controle Local - Inteiramente ao Acaso

O único representante dessa categoria de delineamentos experimentais é o delineamento *Inteiramente Casualizado*, também chamado *Completamente Casualizado* ou *Totalmente Casualizado*.

a) Características Gerais

O delineamento *Inteiramente Casualizado* utiliza apenas os princípios experimentais da *repetição* e *casualização*. Nenhum tipo de restrição (*controle local*) é imposta à casualização das parcelas aos tratamentos. Assim, a variabilidade existente entre elas deve ser pequena (ambiente experimental essencialmente homogêneo) e/ou aleatoriamente distribuída. Portanto, é um plano apropriado para experimentos de laboratório, conduzidos em estufas, em casas de vegetação ou mesmo em telados; situações em que as parcelas são representadas por vasos, placas de petri, ou mesmo por tubos de ensaio.

Como o delineamento não impõe qualquer restrição sobre a distribuição dos tratamentos às parcelas (pressuposição de homogeneidade entre elas), a única fonte de variação nos dados, de caráter controlado, são os tratamentos. Assim, todos os demais fatores provocadores de variação, que por ventura atuarem sobre o experimento, serão fontes de erro experimental.

O delineamento *Inteiramente Casualizado* é ocasionalmente empregado em situações em que não houve uma preocupação inicial em organizar um delineamento experimental. Em alguns destes casos a análise estatística, impossibilitada de medir outros efeitos controlados que não sejam os de tratamentos, como causas da variabilidade nos dados, assume "*a posteriori*" a estrutura inteiramente casualizada. Tal aplicação, entretanto, merece estudo prévio, especialmente no que se refere à garantia de independência

e de homogeneidade de variâncias na comparação dos efeitos de tratamentos.

b) Distribuição dos Tratamentos nas Parcelas

A atribuição dos tratamentos às unidades experimentais é feita de forma totalmente casualizada. Assim, se se considerar t tratamentos e r repetições para cada um deles, cada uma das repetições de cada tratamento é atribuída a uma das txr parcelas por sorteio, sem qualquer restrição. Exemplo: Sejam 5 tratamentos (A, B, C, D, E) e 4 repetições (cada tratamento será aplicado a 4 parcelas, definidas casualmente). A Figura 1 mostra um exemplo de como poderia ficar o sorteio.

B	C	B	A	E
E	D	A	D	C
C	B	E	B	D
A	E	A	D	C

Figura 1. Exemplo de distribuição dos tratamentos às parcelas de acordo com o Delineamento Inteiramente ao Acaso (cada retângulo representa uma parcela ou unidade experimental).

c) Análise de Variância

A análise da variação nos dados experimentais, provenientes de um experimento inteiramente casualizado, é chamada análise de variância (ANOVA) segundo um único critério de classificação. Isto porque apenas os tratamentos representam a fonte de variação controlada. Considerando-se um experimento cujo objetivo seja testar t tratamentos, usando r repetições para cada um deles, o modelo que determina a partição dos Graus de Liberdade e da Soma de Quadrados para a variação total observada nos dados é o seguinte:

$$Y_{ij} = m + t_i + e_{ij}$$

em que:

Y_{ij} : é a observação (dado) coletada numa unidade experimental que recebeu um tratamento i ($i=1,2,\dots,t$), numa repetição j ($j=1,2,\dots,r$);

m : é a constante inerente a todas as observações (média geral);

t_i : é o efeito proporcionado pelo tratamento i (desvio em relação a m , decorrente da ação do tratamento); e

e_{ij} : é o efeito aleatório (erro) na unidade experimental observada.

Se os dados atenderem às pressuposições da ANOVA clássica⁶ ("Fisheriana"), então, a Tabela 1 a seguir resume a decomposição proposta pelo modelo. O atendimento a tais pressuposições é imprescindível para garantir validade à análise (incluindo seus testes). Embora sob casualização a ANOVA seja razoavelmente robusta contra certos tipos de violações (ex. falta de normalidade, até certo ponto) é sempre conveniente fazer as devidas verificações. Isto pode ser feito por meio de testes estatísticos ou até graficamente. A análise gráfica dos resíduos (associados ao modelo de ANOVA) facilita sobremaneira tais verificações (PARENTE, 1984). Informações sobre o assunto são ainda disponíveis em MEAD & CURNOW (1990), PIMENTEL GOMES (1990), BANZATTO & KRONKA (1989), NETER *et al.* (1982), DRAPER & SMITH (1981), entre outros.

d) Considerações Adicionais

O delineamento Inteiramente casualizado pode ser aplicado para qualquer número de tratamentos e de repetições por

⁶ - As exigências associadas ao modelo clássico de análise de variância são: aditividade, homocedasticidade, normalidade e independência. O seu não atendimento implica na necessidade de transformação prévia dos dados por meio de funções logarítmicas, exponenciais, recíprocas ou angulares. Em geral, dados provenientes de variáveis contínuas dispensam transformações, enquanto aqueles oriundos de contagens (variáveis discretas), proporções ou porcentagens, exigem transformações. Alternativas ao uso das transformações incluem procedimentos não-paramétricos (CAMPOS, 1983), além de técnicas estatísticas generalizadas.

tratamentos. De forma que o desbalanceamento (número distinto de repetições por tratamento) não acarreta qualquer complicação adicional à análise estatística. A Soma de Quadrados de tratamentos, neste caso, passa a ser dada pela seguinte expressão: $SQ_{Tr} = (\sum_i Y_{i.}^2 / r_i) - FC$, em que r_i representa o número de repetições do tratamento i e FC é o fator de correção para a média.

Tabela 1. Esquema de ANOVA para o desenho Inteiramente Casualizado, em suas diferentes fontes de variação (F.V.).

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	F
Tratamentos (Tr)	$t - 1$	$(\sum_i Y_{i.}^2 / r) - FC$	SQ_{Tr} / GL_{Tr}	QM_{Tr} / QM_E
Erro ou Resíduo (E)	$t(r-1)$	$SQ_{Tot} - SQ_{Tr}$	SQ_E / GL_E	--
Total (Tot)	$tr - 1$	$\sum_i \sum_j Y_{ij}^2 - FC$	--	--

^{1/} $Y_{i.}$ é o total do tratamento i nas suas r repetições; e $FC = (\sum_i \sum_j Y_{ij})^2 / tr$.

O delineamento apresenta também a vantagem relativa de garantir o maior número de graus de liberdade para o *resíduo*, o que melhora a estimação da variação aleatória. Num delineamento com controle local, parte destes graus de liberdade é consumida na estimação dos efeitos relacionados aos fatores de restrição ou de bloqueamento. Vale ressaltar que o uso do delineamento Inteiramente Casualizado, em ambientes experimentais variáveis, resultará em *Erro* elevado, já que nenhuma medida de controle local é adotada.

4.2. Delineamentos em Blocos

4.2.1. *Blocos Completos Casualizados*

a) Características Gerais

O delineamento de *Blocos Completos Casualizados*, também chamado de "*Blocos ao Acaso*" ou simplesmente "*Blocos Casualizados*"⁷, foi proposto por Sir Ronald A. Fisher, em 1.925

⁷ - As denominações "*Blocos ao Acaso*" e "*Blocos Casualizados*", embora largamente usadas, não são suficientemente precisas, visto que, a rigor, poderiam incluir também os delineamentos de Blocos Incompletos.

(PEARCE, 1983). Este delineamento faz uso dos três princípios da experimentação. O *controle local*, ou estratificação, é feito formando-se os chamados blocos. Neste caso, cada bloco representa um conjunto de parcelas homogêneas, em número igual ao número de tratamentos ou a um múltiplo deste número. Dessa forma, cada bloco recebe todos os tratamentos uma vez (situação mais comum, em que cada bloco equivalente a uma repetição do conjunto de tratamentos), ou k (com $k \geq 2$) vezes (no caso de Blocos ao acaso com k repetições/bloco). Portanto, neste caso, têm-se os chamados blocos completos (com todos os tratamentos). Daí a denominação mais apropriada "*Blocos Completos Casualizados*".

As características anteriores fazem com que o delineamento imponha uma restrição à casualização livre dos tratamentos às parcelas. O *sorteio* só é possível dentro dos blocos, já que todos os tratamentos devem aparecer em cada bloco.

É, portanto, um desenho apropriado a ambientes experimentais heterogêneos para um fator de variação que mereça ser controlado (passível de provocar variação considerável sobre a variável resposta em estudo). Por exemplo: variação de fertilidade num sentido do terreno, conjunto de animais com diferentes pesos iniciais, material experimental de diferentes procedências etc. A formação dos conjuntos homogêneos de parcelas (blocos) para receberem o conjunto dos tratamentos faz com que estes sejam submetidos sempre a condições similares.

O delineamento experimental Blocos ao Acaso é, sem dúvida, o mais usado na pesquisa agrícola de campo, visto que, quase sempre, se suspeita de alguma variação no ambiente experimental, e o número de tratamentos, em geral, é baixo. Em experimentos de campo, um bloco consiste de parcelas homogêneas, lado a lado (contíguas), alinhadas ou não, com mesmo formato e área. Os blocos podem diferir bastante entre si, podendo, inclusive, estarem separados espacialmente ou no tempo. Por exemplo, um produtor pode fazer um experimento de adubação de cobertura em sua lavoura de

milho, aplicando-se, por sorteio, num conjunto de cinco linhas, cinco doses diferentes de nitrogênio; em outro conjunto de cinco linhas, na outra extremidade da lavoura, volta a aplicar aleatoriamente as cinco dosagens; e assim por diante até constituírem todas as repetições planejadas para os tratamentos.

Neste delineamento, ou mesmo em outros que fazem uso de controle local, a instalação e/ou práticas culturais de condução do experimento, ou mesmo as observações (coleta de dados), devem ser feitas por bloco. Assim, modificações operacionais que por ventura forem necessárias (práticas culturais interrompidas de um dia para outro, mudança de observadores etc.) seriam isoladas dos efeitos dos tratamentos, ficando incluídas nos efeitos de blocos. Ademais, isto permitirá uma subdivisão do trabalho experimental, o que pode ser desejável em condições de mão-de-obra escassa.

b) Distribuição dos Tratamentos às Parcelas

A distribuição dos tratamentos às parcelas é feita de forma casualizada, porém, com uma restrição. O sorteio dos tratamentos é feito apenas dentro de cada bloco, já que todo bloco deve conter todos os tratamentos (blocos completos). Assim, considerando-se t tratamentos e r blocos, cada repetição do grupo de tratamentos é sorteada dentro de cada um dos r blocos. A Figura 2 dá um exemplo para a distribuição de 5 tratamentos (A, B, C, D, E) em 4 repetições, seguindo-se o delineamento de Blocos ao Acaso. Observa-se, portanto, a presença de todos os tratamentos em cada bloco.

C	A	B	E	D	Bloco 1
E	B	A	D	C	Bloco 2
D	B	E	C	A	Bloco 3
C	E	A	D	B	Bloco 4

Figura 2. Exemplo de distribuição dos tratamentos às parcelas, de acordo com o Delineamento Blocos Completos Casualizados.

c) Análise de Variância

A análise de variância, aqui denominada análise segundo dois critérios de classificação (tratamentos e blocos), obedece ao modelo a seguir. Este pressupõe que a manifestação de uma dada variável resposta, em nível de cada parcela, decorre dos efeitos de causas controladas (tratamentos e blocos) e de causas não controladas no experimento (erro ou resíduo):

$$Y_{ij} = m + t_i + b_j + e_{ij} \quad (i=1,2,\dots,t \text{ e } j=1,2,\dots,r)$$

em que:

Y_{ij} : é a observação na unidade experimental que recebeu o tratamento **i**, no bloco **j**;

m : é a média geral;

t_i : é efeito do tratamento **i**;

b_j : é o efeito do bloco **j**; e

e_{ij} : é o erro na unidade experimental observada.

A Tabela 2 resume as expressões para a obtenção da análise de variância. Novamente, deve-se atentar para o atendimento às exigências da ANOVA clássica (homocedasticidade, aditividade, normalidade e independência).

Tabela 2. Esquema de ANOVA para o delineamento Blocos ao Acaso.

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	F
Blocos (Bl)	$r - 1$	$(\sum_j Y_{.j}^2 / t) - FC$	SQ_{Bl} / GL_{Bl}	QM_{Bl} / QM_E
Tratamentos (Tr)	$t - 1$	$(\sum_i Y_{i.}^2 / r) - FC$	SQ_{Tr} / GL_{Tr}	QM_{Tr} / QM_E
Erro (E)	$(t-1)(r-1)$	$SQ_{Tot} - SQ_{Bl} - SQ_{Tr}$	SQ_E / GL_E	--
Total (Tot)	$tr - 1$	$\sum_i \sum_j Y_{ij}^2 - FC$	--	--

^{1/} $Y_{i.}$ é o total do tratamento **i** nas **r** repetições; $Y_{.j}$ é o total do bloco **j** para os **t** tratamentos; e $FC = (\sum_i \sum_j Y_{ij})^2 / tr$.

Alguns autores recomendam que a fonte de variação *Blocos* não deva ser testada como indicado na Tabela 2, alegando que o resíduo

não seja testador adequado para o fator de bloqueamento (Anderson & McLean, 1974, citado por NOGUEIRA, 1994). Na realidade, este teste é de pequena relevância, visto que o uso dos blocos, definido *a priori*, tem o propósito de isolar uma porção da variação presente nas parcelas, reduzindo assim o erro experimental.

d) Considerações Adicionais

O delineamento Blocos ao Acaso, como já comentado, realiza certo controle da variação ambiental (isolamento de parcela dessa variação nos blocos), reduzindo, assim, o erro experimental. No entanto, isto só ocorrerá se o ambiente experimental for relativamente heterogêneo. Isso porque o controle local custa uma redução nos graus de liberdade do *Erro* e, caso a porção da variação isolada para blocos não seja considerável, tal redução pode elevar a estimativa do *Erro* (superestimá-lo), prejudicando a precisão na comparação de médias de tratamentos. Assim, embora teoricamente o delineamento Blocos ao Acaso seja mais eficiente do que o delineamento Inteiramente Casualizado, nem sempre a sua análise é a melhor⁸. Logo, não se deve dizer que o delineamento Blocos Casualizados garante experimentos mais precisos do que o delineamento Inteiramente Casualizado. Dará maior precisão⁹ (menor estimativa de erro) o delineamento que for usado em situação mais adequada. Por exemplo: sob parcelas homogêneas, Inteiramente Casualizado; sob parcelas heterogêneas para uma fonte de variação, Blocos Casualizados.

Uma desvantagem do delineamento Blocos ao Acaso é a exigência de mesmo número de repetições por tratamento. Isto implica em complicações adicionais à análise estatística, caso haja perda de

⁸ - Eficiência da Análise = Eficiência do Delineamento + Variação Ambiental.

⁹ - Em estatística o termo precisão experimental está relacionado à capacidade de o experimento detectar, como significativas, diferenças reais de pequena magnitude (sensibilidade do experimento para identificar diferenças reais, ou seja, capacidade de elevar o poder estatístico dos testes de hipóteses).

parcelas (desbalanceamento entre os tratamentos). Neste caso, a solução analítica mais prática trata-se de estimação de observação para a(s) parcela(s) perdida(s), procedendo-se os ajustamentos posteriores necessários (PIMENTEL GOMES, 1990; BANZATTO & KRONKA, 1989). Em caso de várias parcelas perdidas, outra solução poderia ser a eliminação de tratamento(s) ou bloco(s) que sofreram as perdas, de forma a garantir o balanceamento. Entretanto, essa alternativa só será viável para experimentos com número alto de tratamentos e de repetições (situação rara em experimentos delineados em Blocos ao Acaso).

Em geral, pode-se dizer que o delineamento de Blocos ao Acaso não se presta para testar número elevado de tratamentos. Isto porque o tamanho do bloco aumenta proporcionalmente com o número de tratamentos, e a homogeneidade das parcelas dentro de blocos grandes fica difícil de ser mantida; o que prejudica, conseqüentemente, as comparações dos tratamentos. Assim, para este delineamento espera-se elevação do erro experimental com o aumento do número de tratamentos (GOMEZ & GOMEZ, 1984). Em virtude disso, MARKUS (1971) argumenta que, dificilmente, se poderiam usar Blocos Casualizados para experimentos com mais de 16 tratamentos; CARVALHO (1988) fala em 12 a 15; já a EMBRAPA (1976) arrisca um limite de até 25 tratamentos. Obviamente, esse número varia conforme o grau de variabilidade do ambiente em que o experimento será instalado e conduzido, bem como com o tamanho de parcela a ser empregado.

Uma vantagem de delineamentos como Blocos ao Acaso, que permitem a condução do experimento em ambientes mais heterogêneos, é que eles garantem aumento da amplitude de alcance das inferências¹⁰ (embora isso também eleve a chance de atuação de causas aleatórias, que fogem ao controle do pesquisador). Assim, as conclusões tiradas a partir desses experimentos são válidas

¹⁰ - Inferências representam generalizações feitas para uma população, a partir de conclusões tiradas estudando-se apenas uma amostra (ex. experimento) desta população.

para um conjunto de condições mais gerais do que aquelas tiradas de experimentos conduzidos sob condições muito controladas (os chamados "experimentos de laboratório").

4.2.2. Blocos Incompletos

a) Características Gerais

Os delineamentos em *blocos incompletos* compreendem uma série de tipos de desenhos experimentais de grande uso na pesquisa agropecuária. Eles ganham aplicação especial na experimentação quando o número de tratamentos a serem testados é elevado. Na área de melhoramento genético vegetal são comuns experimentos testando mais de 100 tratamentos. Nestas situações, na maioria das vezes, o número possível de parcelas homogêneas a constituírem um bloco é inferior ao número de tratamentos a serem comparados. Urge, então, colocar apenas alguns tratamentos por bloco formando os chamados *blocos incompletos* (não contêm todos os tratamentos).

Na literatura, esses delineamentos encontram-se divididos em: *blocos incompletos balanceados* (ou *equilibrados*) - *BIB* e *blocos incompletos parcialmente balanceados* - *PBIB* (COCHRAN & COX, 1957; MONTGOMERY, 1984; PIMENTEL GOMES, 1990; RIBOLDI, 1995b). Os primeiros são usados quando todas as comparações de tratamentos são igualmente importantes; então, cada par de tratamentos ocorrerá, num mesmo bloco, igual número de vezes (λ constante). Nos outros, alguns pares de tratamentos aparecem juntos, no mesmo bloco, maior número de vezes do que outros pares (λ variável), resultando em maior precisão para certas comparações.

Uma característica marcante desses delineamentos é que, como os tratamentos não são alocados exatamente aos mesmos blocos, suas médias sofrem influências diferenciadas conforme os blocos em que cada tratamento ocorreu. Assim, torna-se necessário um ajustamento dessas médias para efeito de comparações.

Para resolver esses problemas Frank Yates (colega de R.A.Fisher em Rothamsted), em 1936, introduziu os delineamentos de *Blocos Incompletos Balanceados* (PEARCE,1983). Entre eles estavam incluídos os "*Lattices*" *Balanceados*, também denominados *Reticulados Equilibrados*. Mais adiante, estes serão caracterizados em maior detalhe, como ilustração das idéias básicas relacionadas aos delineamentos em blocos incompletos.

Os "*Lattices*" *Balanceados* estão disponíveis apenas quando o número de tratamentos for um quadrado perfeito ($t=k^2$). Cada repetição (com k^2 parcelas) é arranjada em k blocos de k parcelas cada um. Perceba, portanto, que cada bloco comporta apenas k tratamentos, o que caracteriza o delineamento como um tipo particular de *Blocos Incompletos*.

b) Distribuição dos Tratamentos

A alocação dos tratamentos às parcelas, nos delineamentos em blocos incompletos, passa por uma prévia distribuição sistemática dos tratamentos aos blocos (arranjos básicos). Os arranjos determinam as restrições próprias do delineamento. Nos "*Lattices*" *Balanceados* a restrição está associada à garantia de que cada par de tratamentos apareça, num mesmo bloco, uma e somente uma vez, em todo o experimento ($\lambda=1$). Para garantir esse balanceamento são necessárias $k+1$ repetições. Com base nesse tipo de informação constroem-se os arranjos básicos que garantem as propriedades de cada delineamento. A maioria desses arranjos pode ser encontrada na publicação clássica de COCHRAN & COX (1957).

De posse do arranjo sistemático que define os tratamentos a serem alocados juntos, em cada bloco, pode-se partir para a casualização. Inicialmente faz-se a identificação numérica dos tratamentos de forma aleatória. Em seguida, aleatoriza-se a distribuição dos tratamentos dentro de cada bloco (sorteio das parcelas do bloco aos tratamentos). Posteriormente, sorteia-se a ordem dos blocos dentro de cada repetição. Pode-se também

aleatorizar a distribuição das repetições na área experimental. Assim, ficam garantidos o princípio experimental da casualização e as propriedades do delineamento. Tais procedimentos são comuns a todos os delineamentos em blocos incompletos.

Um Exemplo:

Para fins de ilustração, considere um experimento com $k^2=9$ tratamentos (identificados numericamente por sorteio), delineado em "*Lattice*" Balanceado. Os arranjos básicos para as $k+1=4$ repetições necessárias são apresentados na Figura 3.

$\overline{1\ 2\ 3}$	b_1	$\overline{1\ 4\ 7}$	b_4	$\overline{1\ 5\ 9}$	b_7	$\overline{1\ 8\ 6}$	b_{10}
$\overline{4\ 5\ 6}$	b_2	$\overline{2\ 5\ 8}$	b_5	$\overline{7\ 2\ 6}$	b_8	$\overline{4\ 2\ 9}$	b_{11}
$\overline{7\ 8\ 9}$	b_3	$\overline{3\ 6\ 9}$	b_6	$\overline{4\ 8\ 3}$	b_9	$\overline{7\ 5\ 3}$	b_{12}
REP.I		REP.II		REP.III		REP.IV	

Figura 3. Arranjo básico para um "Lattice" Balanceado com $k^2 = 9$ tratamentos (b_i representa os blocos incompletos, com: $i=1,2,\dots,12$).

Observa-se que a distribuição sistemática, fornecida pelos arranjos, faz com que todo par de tratamentos apareça junto, num mesmo bloco, uma única vez. A partir dos arranjos são sorteadas, então, a ordem dos tratamentos dentro dos blocos e a ordem dos blocos dentro da repetição.

A Figura 4 fornece um exemplo de como poderia ser a disposição do experimento, no campo, após todos os sorteios, incluindo-se a distribuição aleatória das repetições na área experimental. Observe que os tratamentos dentro de cada bloco não se modificam em relação à Figura 3, embora estejam casualizados.

$\overline{4\ 3\ 8}$	b_9	$\overline{5\ 6\ 4}$	b_2	$\overline{6\ 8\ 1}$	b_{10}	$\overline{4\ 1\ 7}$	b_4
$\overline{7\ 6\ 2}$	b_8	$\overline{3\ 1\ 2}$	b_1	$\overline{7\ 5\ 3}$	b_{12}	$\overline{8\ 2\ 5}$	b_5
$\overline{1\ 9\ 5}$	b_7	$\overline{8\ 7\ 9}$	b_3	$\overline{9\ 2\ 4}$	b_{11}	$\overline{6\ 9\ 3}$	b_6
REP.III		REP.I		REP.IV		REP.II	

Figura 4. Um exemplo de disposição de tratamentos, blocos e parcelas experimentais no campo, para um "Lattice" Balanceado com nove tratamentos.

O exemplo apresentado, embora útil para ilustrar a distribuição dos tratamentos às parcelas, não representa uma condição prática, visto que não se justifica usar delineamentos de blocos incompletos com apenas nove tratamentos. De maneira que, na prática, essa tarefa possa ser um pouco mais trabalhosa.

c) Análise de Variância

O procedimento de análise de variância, bem como o ajuste de médias de tratamentos, visando às comparações, não serão aqui abordados. Seja pela sua complexidade, seja pelo propósito conceitual deste texto. Será apresentada apenas a estrutura genérica da ANOVA para o caso particular dos "Lattices" Balanceados. O modelo representativo das observações, que origina a referida análise, para este delineamento, é o seguinte:

$$Y_{ijp} = m + t_i + b_{j(p)} + r_p + e_{ijp}$$

em que:

- Y_{ijp} : é a observação na unidade experimental que recebeu o tratamento i ($i=1,2,\dots,k^2$), no bloco j ($j=1,2,\dots,k$), dentro da repetição p ($p=1,2,\dots,k+1$);
- m : é a média geral;
- t_i : é efeito do tratamento i ;
- $b_{j(p)}$: é o efeito do bloco j , dentro da repetição p ;
- r_p : é o efeito da repetição p ; e
- e_{ijp} : é o erro na unidade experimental observada.

O quadro de análise de variância, em termos de desdobramento dos graus de liberdade total, é mostrado na Tabela 3. Um fato que merece atenção especial na análise de variância desses desenhos refere-se à necessidade de ajustamento posterior da soma de quadrados de tratamentos; já que diferenças entre totais de tratamentos, não ajustados, são também afetadas por diferenças entre blocos (MONTGOMERY, 1984). O mesmo procedimento é necessário para as médias de tratamentos, antes de se proceder a qualquer

comparação entre elas. Maiores informações sobre análise estatística desses delineamentos são disponíveis em COCHRAN & COX (1957), MONTGOMERY (1984), PIMENTEL GOMES (1990), RIBOLDI (1995b), entre outros.

Tabela 3. Esquema de ANOVA para um "Lattice" Balanceado.

F. V.	GL	QM
Repetições	k	Q1
Blocos/Repetição ^{1/} (não ajustados)	$k^2 - 1$	Q3
Tratamentos (ajustados)	$k^2 - 1$	Q2
Erro Intrabloco	$(k-1)(k^2-1)$	Q4
Total	$k^2(k+1)-1$	--

^{1/}Notação para blocos dentro de repetições.

Dados provenientes desses delineamentos, em geral, são analisados com o uso de programas computacionais (ex.: SAS, MSTAT, SANEST etc.). Isto decorre da complexidade e, na maioria dos casos, do grande volume de cálculos necessários aos ajustamentos. Considerando ainda a possibilidade de balanceamento parcial, ou mesmo de desbalanceamento por perda de parcelas, o uso de fórmulas algébricas, em nível de observações, torna-se impraticável. Assim, o uso de procedimentos gerais de análise, tratados matricialmente, via de regra, torna-se indispensável. Operações com matrizes de grande dimensão, resultantes do elevado número de observações, justificam de vez a necessidade dos computadores para a execução de tais análises. Atualmente, o procedimento GLM (General Linear Models) do SAS® (Statistical Analysis System) representa uma das ferramentas computacionais mais usadas para análise de dados dessa natureza.

Uma aplicação adicional da análise por blocos incompletos ocorre quando há perda de parcelas em experimentos delineados em blocos completos (ex.: blocos ao acaso, quadrado latino). Isto acarreta complicações na aplicação da técnica de análise de

variância mais amplamente difundida. Assim, como os procedimentos estatísticos usados para blocos incompletos são mais gerais, embora de menor domínio público, sua aplicação àqueles casos equivale a uma análise tradicional com estimação de parcelas perdidas.

d) Considerações Adicionais

Um aspecto relevante a se considerar é que, em geral, experimentos com elevado número de tratamentos são provas preliminares, executadas para selecionar alguns tratamentos a serem submetidos a uma pesquisa posterior mais acurada. Assim, não necessitam de alta precisão (RIBOLDI, 1995b). Este fato favorece os *"Lattices" Parcialmente Balanceados* em detrimento dos *"Lattices" Balanceados* (exigem $k+1$ repetições). Aqueles podem ser *simples*, *triplos* ou *quádruplos*, conforme sejam tomados apenas dois, três ou quatro dos arranjos básicos de repetições, respectivamente. Dessa forma, pode-se conseguir uma redução considerável no tamanho de experimentos. Obviamente, isto terá um custo adicional, redução na precisão de certas comparações de médias de tratamentos.

Assim, percebe-se que uma das vantagens dos delineamentos em blocos incompletos está em permitir a redução do número de repetições (para 2 a 4, em geral), sem prejuízo à precisão. Isto é conseguido graças ao uso de blocos pequenos, com grande homogeneidade das parcelas dentro deles (GOMEZ & GOMEZ, 1984). É possível, portanto, a comparação de um elevado número de tratamentos, com boa precisão relativa. Note também que a necessidade de balanceamento sempre representará um entrave à economia de repetições.

Um inconveniente adicional dos *"Lattices" Balanceados* está na exigência de que o número de tratamentos seja um quadrado perfeito. Acresce-se a isto o fato de não se dispor de tais delineamentos para 36, 100 e 144 tratamentos. Neste ponto, ganham

aplicação também os "*Lattices*" *Retangulares*, com maior flexibilidade. Neles pode-se testar $k(k+1)$ tratamentos, em $k+1$ blocos de tamanho k (MONTGOMERY, 1984).

Vale mencionar ainda que, em alguns *Blocos Incompletos Balanceados*, os "bloquinhos" podem ser agrupados em repetições, como é o caso dos "*Lattices*" *Balanceados* (PIMENTEL GOMES, 1990). Dessa forma, eles são prontamente comparáveis com o delineamento *Blocos Casualizados* (BC). A maneira mais simples e imediata de avaliar a eficiência daqueles delineamentos, em relação ao BC, é verificar a significância da fonte de variação "*Blocos/Repetição*". Caso a variabilidade entre blocos, dentro de repetições, não seja significativa conclui-se pela ineficiência do delineamento. Neste caso, pode-se reverter a ANOVA para *Blocos* ao *Acaso*, sem prejuízo à precisão (computa-se a referida fonte de variação como Erro experimental, dispensando-se os ajustes da soma de quadrados e das médias de tratamentos). Entretanto, na maioria dos casos, os *Blocos Incompletos* garantem alguma eficiência.

4.3. Delineamento de Linhas e Colunas - Quadrado Latino

Neste texto, incluiu-se apenas o delineamento *Quadrado Latino* como representante dos delineamentos com dois sistemas de blocos (linhas e colunas). Não trataremos, neste momento, de outros tipos como *Quadrados* de Youden e *Quadrados "Lattice"* (delineamentos com sistema duplo de blocos incompletos), pelo nível de complexidade e a pouca utilização desses delineamentos na pesquisa agropecuária.

a) Características Gerais

O *Quadrado Latino* é, assim como *Blocos Casualizados*, um delineamento apropriado para ambientes experimentais heterogêneos. O delineamento foi também sugerido por Sir Ronald A. Fisher, na década de 1920, para controlar duas fontes de variabilidade presente nas unidades experimentais; determinando, assim, o que ele chamou de sistema duplo de bloqueamento (PEARCE, 1983). Logo,

a heterogeneidade, neste caso, refere-se a variações decorrentes de fatores que mereçam controle e que necessitam de dois tipos de estratificação das parcelas para garantir homogeneidade dentro dos blocos. Por exemplo: terrenos com gradientes de fertilidade em dois sentidos, animais heterogêneos para raça e idade (peso inicial) etc.

O controle local é feito estabelecendo-se dois tipos de blocos completos: as **linhas** (homogêneas para um fator de variabilidade nas unidades experimentais) e as **colunas** (homogêneas para o outro fator de variação nas parcelas). Daí a denominação de sistema duplo de blocos. Portanto, cada bloco, representado por linhas e colunas, terá tantas parcelas quantos forem os tratamentos.

O número de parcelas a constituírem o experimento é sempre um quadrado perfeito ($t^2 = 25, 36, 49, 64$ etc.), já que cada linha e cada coluna (blocos completos) deverá conter todos os tratamentos uma única vez. Tal exigência faz com que o número de tratamentos (t) seja igual ao número de repetições e, conseqüentemente, aos números de linhas e de colunas.

b) Distribuição dos Tratamentos

Como anteriormente comentado, cada tratamento deve aparecer uma única vez em cada linha e em cada coluna. Isto representa a chamada restrição dupla na casualização. Para se garantir tal propriedade faz-se, inicialmente, uma distribuição sistemática dos tratamentos às unidades experimentais.

Para ilustrar essa alocação, considere o exemplo de um experimento com 5 tratamentos (A, B, C, D, E), delineado em Quadrado Latino. Serão necessárias, portanto, 25 parcelas. O esquema mostrado na Figura 5 ilustra esta distribuição inicial.

A	B	C	D	E	Linha 1
E	A	B	C	D	Linha 2
D	E	A	B	C	Linha 3
C	D	E	A	B	Linha 4
B	C	D	E	A	Linha 5
Coluna 1	Coluna 2	Coluna 3	Coluna 4	Coluna 5	

Figura 5. Distribuição sistemática de cinco tratamentos às parcelas de um experimento, delineado em Quadrado Latino.

Em seguida, faz-se uma redistribuição aleatória das linhas e colunas para garantir o princípio da casualização, ou imparcialidade na alocação dos tratamentos às parcelas (independência dos efeitos aleatórios sobre os tratamentos). Deste modo, sorteando-se a ordem das linhas, altera-se a seqüência prévia fornecida pela distribuição sistemática. Considere, por exemplo, o seguinte sorteio de linhas: 3, 5, 2, 1 e 4. Então, a distribuição dos tratamentos passa a ser, provisoriamente, aquela mostrada na Figura 6.

D	E	A	B	C	Linha 3
B	C	D	E	A	Linha 5
E	A	B	C	D	Linha 2
A	B	C	D	E	Linha 1
C	D	E	A	B	Linha 4
Coluna 1	Coluna 2	Coluna 3	Coluna 4	Coluna 5	

Figura 6. Uma distribuição de cinco tratamentos às parcelas de um experimento, em Quadrado Latino, após o sorteio de linhas.

O sorteio da ordem das colunas complementa a casualização necessária. Por exemplo, considere agora o seguinte sorteio de colunas: 4, 3, 1, 5 e 2. Então, finalmente, tem-se o esquema definitivo que determina a alocação dos tratamentos às parcelas no campo (Figura 7).

B	A	D	C	E	Linha 3
E	D	B	A	C	Linha 5
C	B	E	D	A	Linha 2
D	C	A	E	B	Linha 1
A	E	C	B	D	Linha 4
Coluna 4	Coluna 3	Coluna 1	Coluna 5	Coluna 2	

Figura 7. Um exemplo da distribuição definitiva de cinco tratamentos às parcelas, num experimento delineado em Quadrado Latino.

Outra forma de casualização que pode contribuir para melhorar a referida imparcialidade é a identificação prévia dos tratamentos por letras ou números, mediante sorteio. Essa prática ganha importância especialmente em séries de experimentos; situações em que se recomenda um sorteio para cada experimento.

c) Análise de Variância

A análise de variância recebe aqui a denominação de análise segundo três critérios de classificação: tratamentos, linhas e colunas. Neste caso, pressupõe-se que a variabilidade total observada nos dados de unidades experimentais, para uma dada variável resposta, pode ser decomposta nos efeitos decorrentes de causas controladas (tratamentos, linhas e colunas) e de causas não controladas (Erro ou resíduo), conforme o modelo a seguir:

$$Y_{ijk} = m + t_i + l_j + c_k + e_{ijk}$$

em que:

Y_{ijk} : é a observação na unidade experimental que recebeu o tratamento **i** ($i=1,2,\dots,t$), na linha **j** ($j=1,2,\dots,t$) e coluna **k** ($k=1,2,\dots,t$);

m : é a média geral;

t_i : é efeito do tratamento **i**;

l_j : é o efeito da linha **j**;

c_k : é o efeito da coluna **k**; e

e_{ijk} : é o erro na unidade experimental.

As expressões para a obtenção da análise de variância relativa a esse delineamento são apresentadas, genericamente, na Tabela 3.

Tabela 3. Esquema de ANOVA para o delineamento Quadrado Latino.

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	F
Linhas (Li)	$t - 1$	$(\sum_j Y_{j.}^2 / t) - FC$	SQ_{Li} / GL_{Li}	QM_{Li} / QM_E
Colunas (Co)	$t - 1$	$(\sum_k Y_{.k}^2 / t) - FC$	SQ_{Co} / GL_{Co}	QM_{Co} / QM_E
Trats. (Tr)	$t - 1$	$(\sum_i Y_{i.}^2 / t) - FC$	SQ_{Tr} / GL_{Tr}	QM_{Tr} / QM_E
Erro (E)	$(t-1)(t-2)$	$SQ_{Tot} - SQ_{Tr} - SQ_{Li} - SQ_{Co}$	SQ_E / GL_E	--
Total (Tot)	$t^2 - 1$	$\sum_j \sum_k Y_{jk}^2 - FC$	--	--

^{1/} $Y_{i.}$ é o total do tratamento **i** nas **r=t** repetições; $Y_{j.}$ é o total da linha **j** para os **t** tratamentos; $Y_{.k}$ é o total da coluna **k** também para os **t** tratamentos; e $FC = (\sum_j \sum_k Y_{jk})^2 / t^2$.

d) Considerações Adicionais

O delineamento Quadrado Latino é pouco usado nos experimentos de agricultura, pela sua baixa flexibilidade. Sua aplicação prática, em geral, fica restrita a um número de tratamentos variando entre 5 e 8. Isso porque com menos de 5 tratamentos ocorre uma redução sensível nos graus de liberdade do *Resíduo*, resultando em estimativas de baixa precisão para a variância aleatória (com menos de dez graus de liberdade). Ex.: Com **t=4** tem-se: $GL_{Res} = (4-1)(4-2)=6$; o que diminui a sensibilidade dos testes para comparação de médias de tratamentos. Esse problema pode ser contornado fazendo-se uso de dois ou mais experimentos em Quadrado Latino, obtendo-se a estimativa da variância aleatória por meio de análise conjunta desses experimentos. Assim, os graus de liberdade para tal estimação são aumentados, melhorando a sensibilidade dos referidos testes (F, t etc.).

Com um número de tratamentos superior a 8, há uma elevação considerável do número de repetições e de parcelas do experimento,

o que, geralmente, torna o experimento inexecutável (RIBOLDI, 1995b).

Assim como em Blocos ao Acaso, para o delineamento Quadrado Latino, a perda de parcelas ocasiona complicações analíticas. Da mesma forma, neste caso, a solução passa primeiramente pela estimação de observações para as parcelas perdidas, seguida de certos ajustamentos (PIMENTEL GOMES, 1990; BANZATTO & KRONKA, 1989). A eliminação de tratamento(s), linha(s) e/ou coluna(s) dificilmente poderá ser usada, visto que, na maioria dos casos, descaracteriza o delineamento. Entretanto, conforme o tipo de perda, pode-se reverter a ANOVA para Blocos Casualizados, desprezando-se o controle feito pelas linhas ou pelas colunas.

Em experimentos com animais, o delineamento Quadrado Latino pode representar uma alternativa de economia e eficiência experimental. Frequentemente, pesquisadores dispõem de poucos animais, geralmente pelo seu alto custo (ex. bovinos e eqüinos); além de heterogêneos entre si. Em certos casos, com cinco ou seis animais, mesmo heterogêneos, podem-se planejar bons experimentos.

Considere o seguinte exemplo: uma pesquisa em que se deseja avaliar a produção de leite, em vacas, quando submetidas a 5 diferentes tipos de pastagens (tratamentos). Com apenas 5 vacas seria possível planejar o experimento, em Quadrado Latino. As diferenças entre vacas seriam controladas representando cada vaca por uma linha. Então, num primeiro período, cada uma receberia um tipo de pastagem. Em 5 períodos sucessivos, as vacas seriam trocadas de pastagens até completarem o ciclo (cada vaca recebendo todos os tratamentos, por sorteio). As colunas seriam representadas pelos diferentes períodos em que as produções individuais de leite foram avaliadas.

Em experimentos desse tipo, é conveniente desprezar-se as observações feitas logo após a mudança de pastagens, prevenindo-se contra efeitos residuais de um tratamento sobre o outro. Uma

alternativa seria garantir um período de repouso, em pastagem comum, imediatamente antes das trocas. Embora não sejam tratados neste texto, se as medidas sugeridas não forem efetivas, há delineamentos apropriados para lidar com problemas de efeito residual de tratamentos (HOEKSTRA, 1987; MONTGOMERY, 1984).

Não há dúvidas de que o delineamento Quadrado Latino remove, no mínimo, mais uma fonte de variação que estaria incluída no *Erro*, caso fosse usado um dos delineamentos anteriores (inteiramente ao acaso ou com um só sistema de blocos). Isso indica que o Quadrado Latino é teoricamente mais eficiente no controle da heterogeneidade entre as parcelas do que aqueles delineamentos; o que não significa dizer que ele garanta experimentos mais precisos. Isso porque o controle local duplo custa uma redução sensível no número de graus de liberdade do Resíduo, o que pode, em caso de variabilidade relativamente baixa entre as parcelas, elevar a estimativa do desvio padrão residual. Ou seja, resultar numa análise de menor eficiência.

Assim, o delineamento em Quadrado Latino só deve ser adotado em situações em que, sabidamente, existam fatores de variação que mereçam o duplo controle. Isto reforça o que já foi dito anteriormente com respeito à relação entre precisão e delineamento experimentais. Resultará em maior precisão o delineamento que for adotado nas condições para as quais ele foi proposto. Logo, em condições ambientais homogêneas espera-se maior precisão usando-se o delineamento Inteiramente Casualizado. No entanto, em condições heterogêneas, a precisão será maior usando-se Blocos Casualizados, caso um único tipo de estratificação seja suficiente para controlar a variação entre as parcelas; porém, ela será maior ainda adotando-se um Quadrado Latino, caso o controle da variabilidade venha merecer um bloqueamento duplo.

5. DELINEAMENTOS DE TRATAMENTOS

5.1. Experimentos Unifatoriais

A denominação *experimentos unifatoriais* refere-se ao delineamento de tratamentos de todo experimento cujos tratamentos representem variações (ou níveis) de um único fator. A maioria dos experimentos agrícolas enquadra-se nesta categoria. Exemplos: competição de cultivares; teste de herbicidas; comparação de doses de adubação; avaliação de métodos de preparo de solo etc. Em experimentos dessa natureza, os tratamentos resultam de fatores únicos: cultivar, herbicida, dose do adubo ou método de preparo do solo, respectivamente. Observe que, no primeiro deles, deseja-se avaliar apenas o efeito do fator cultivar e, para tal, procurar-se-á manter todas as condições ambientais similares para todas as cultivares em teste. O mesmo verifica-se para os demais, isto é, procura-se garantir condições homogêneas para a comparação dos níveis de um único fator de tratamentos.

Nestas situações experimentais, o delineamento de tratamentos não tem função definida, visto que a escolha dos níveis a serem testados é basicamente uma questão de ordem técnica. Caso o fator de tratamentos apresente níveis quantitativos (ex: doses de adubação), é possível que o estatístico possa, juntamente com o pesquisador, opinar sobre o número mínimo de níveis a serem incluídos e, até, sobre os intervalos entre esses níveis. Embora isso não chegue a caracterizar uma estrutura geral de organização de tratamentos.

Os experimentos unifatoriais podem ser montados sob qualquer um dos delineamentos experimentais apresentados no item 4, conforme as exigências de cada um.

Uma crítica feita aos experimentos unifatoriais é que, no processo produtivo agrícola, os fatores de maior relevância não atuam isoladamente; ou seja, o efeito de um fator é sempre

modificado pela presença ou ausência de outros (interações). Assim, informações relativas a fatores únicos, sem qualquer referência a possíveis interações, restringem bastante as inferências (CARVALHO, 1988).

5.2. Experimentos Fatoriais

Em 1935, Frank Yates percebera que a decomposição da variabilidade total dos dados em três partes: variação local (blocos, linhas, colunas etc.), efeitos de tratamentos e erro, não era suficientemente informativa quando os tratamentos resultavam da combinação de dois ou mais fatores. Então, sugeriu a partição do componente de tratamentos. Em 1937, formalizou suas idéias, propondo o delineamento e a análise de experimentos fatoriais (PEARCE, 1983).

Assim, como os experimentos unifatoriais, os fatoriais também podem ser montados sob qualquer um dos delineamentos experimentais já apresentados. Embora existam alguns deles específicos para **fatoriais**, como é o caso das *parcelas subdivididas*, dos *experimentos em faixas*, bem como a chamada *técnica de confundimento*. Estes serão tratados no item 6 deste texto.

Delineamentos de tratamentos como os *fatoriais* são requisitados em dois momentos da execução de uma pesquisa experimental. Na fase de planejamento, quando da definição da estrutura de tratamentos, e na de análise estatística. Nesta fase, eles definem o desdobramento dos efeitos de tratamentos, conforme o tipo de relação estabelecida entre os fatores que os compõem. Conforme visto no item 3, tais relações podem ser de três tipos: de cruzamento, de aninhamento ou mista. Tais relações é que determinam termos como *experimentos fatoriais cruzados* e *delineamentos hierárquicos*.

5.2.1. Fatoriais de Classificação Cruzada

a) Considerações Gerais

Os *fatoriais de classificação cruzada*¹¹ incluem experimentos em que, sendo os tratamentos provenientes de dois ou mais fatores, cada nível de um fator é combinado com os mesmos níveis dos demais fatores. Como já comentado (Item 3), a relação de cruzamento entre fatores de tratamentos pode ser completa ou incompleta, conforme todas as combinações sejam ou não incluídas no experimento. Neste texto, para fins de ilustração, tratar-se-á, em maior detalhe, apenas daqueles em que a relação é de *cruzamento completo*.

Para exemplificar considere um experimento cujo objetivo seja testar três cultivares de arroz (Araguaia, Guarani e Rio Paranaíba), em três espaçamentos entre linhas de plantio (0,3m; 0,4m e 0,5m). Então, denotando-se **A** o fator cultivar, em 3 níveis, e **B** o fator espaçamento, também em 3 níveis, tem-se um fatorial **3x3** ou **3²**, totalizando-se **9** tratamentos (combinações dos níveis). Neste caso, tem-se um fatorial de base **3**, pois todos os fatores possuem **3** níveis. Considere agora: **2** níveis de nitrogênio (N_0 e N_1), **3** de fósforo (P_0 , P_1 e P_2) e **2** de potássio (K_0 e K_1). O fatorial completo resultante será, então, **2x3x2** (fatorial misto), totalizando **12** tratamentos.

Nestes experimentos, o efeito de um tratamento (combinação de níveis) resulta de ações isoladas dos fatores, bem como de possíveis ações conjuntas destes fatores. Às ações conjuntas denominam-se efeitos de *interação dos fatores*.

Antes de passar a uma discussão mais detalhada a respeito do delineamento, é conveniente conceituar melhor o que venha a ser *interação de fatores*. Embora haja outras formas de ilustrar esse

¹¹- É comum encontrar-se na literatura apenas este grupo descrito como "experimentos fatoriais".

conceito, definiremos *interação* como o efeito diferenciado exercido por um fator, quando na presença de níveis distintos de outro(s) fator(es); isto é, influência que um fator é capaz de exercer na resposta que seria obtida por um outro fator isoladamente (*dependência entre fatores*).

Considere um experimento hipotético em que, ao se passar de uma dose de 20 para 30 kg de N/ha, num solo que não recebeu calagem, o incremento de produtividade, em milho, tenha sido de 800 kg de grãos/ha. Entretanto, quando o solo recebeu 2 ton de calcário/ha, a mesma mudança na dosagem de N, provocou um incremento de 1200 kg de grãos/ha. Evidencia-se, portanto, uma interação entre os fatores Nitrogênio e Calcário, sobre a produtividade de grãos da cultura. Note que o efeito do nitrogênio na ausência de calagem (800 kg/ha), difere do seu efeito na presença do calcário (1200 kg/ha), caracterizando um efeito sinérgico dos dois fatores. É oportuno lembrar que interações podem também resultar de efeitos antagônicos entre fatores.

A interação entre dois fatores **A** e **B** é representada simbolicamente por **AxB**, entre três fatores (**A**, **B** e **C**) por **AxBxC** e assim por diante. Evidentemente, o efeito da interação entre fatores pode ou não ser estatisticamente significativo. Neste último caso, caracteriza-se uma *independência entre fatores*; ou seja, o efeito de um fator não é afetado, substancialmente, pela modificação nos níveis de outro(s) fator(es).

Em delineamentos de tratamentos, não se justifica falar em formas de alocação dos tratamentos às parcelas, pois estas são definidas pelo delineamento experimental. Por exemplo, considere o experimento sobre níveis de N, P e K, citado anteriormente. Cada uma das 12 combinações (tratamentos) pode ser obtida misturando-se as devidas quantidades de três tipos de adubos (nitrogenado, fosfatado e potássico). Esses tratamentos poderiam ser testados em casa de vegetação, sob condições homogêneas, de acordo com o delineamento experimental Inteiramente Casualizado; assim como

poderia fazê-los no campo, sob condições de gradiente de fertilidade, seguindo o delineamento Blocos ao Acaso.

b) Análise de Variância

Inicialmente ilustraremos a análise de variância para um fatorial completo com apenas dois fatores: **A** (em **a** níveis) e **B** (em **b** níveis). O modelo matemático considerando, por exemplo, um delineamento de parcelas inteiramente casualizado é:

$$Y_{ijk} = m + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$$

em que:

Y_{ijk} : é a observação na unidade experimental que recebeu o tratamento correspondente aos níveis **i** ($i=1,2,\dots,a$) do fator **A** e **j** ($j=1,2,\dots,b$) do fator **B**, na repetição **k** ($k=1,2,\dots,r$);

m : é a média geral;

a_i : é o efeito do nível **i** do fator **A**;

b_j : é o efeito do nível **j** do fator **B**;

$(ab)_{ij}$: é o efeito da interação do nível **i** do fator **A** com o nível **j** do fator **B**; e

e_{ijk} : é o erro na unidade experimental observada.

Observe que a soma dos efeitos a_i , b_j e $(ab)_{ij}$ corresponde ao efeito de tratamentos (t_i) do modelo matemático para Inteiramente Casualizado (nota-se que $\mathbf{t}=\mathbf{a} \times \mathbf{b}$). Portanto, o modelo fatorial faz uma partição dos efeitos de tratamentos, conforme a estrutura dos fatores que os compõem. No caso dos fatoriais de classificação cruzada ($A \times B$) a ANOVA fornece uma decomposição em: efeitos principais (ou dos fatores isoladamente) e efeitos de interação entre os fatores (Tabela 4).

Tabela 4. ANOVA para um Fatorial **axb**, Inteiramente ao Acaso.

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	$F^{2/}$
Trats. (Tr)	$(ab-1)=(t-1)$	$(\sum_i \sum_j Y_{ij}^2 / r) - FC$	SQ_{Tr} / GL_{Tr}	QM_{Tr} / QM_E
Fator A	$a-1$	$(\sum_i Y_{i..}^2 / br) - FC$	SQ_A / GL_A	QM_A / QM_E
Fator B	$b-1$	$(\sum_j Y_{.j.}^2 / ar) - FC$	SQ_B / GL_B	QM_B / QM_E
Int. AxB	$(a-1)(b-1)$	$SQ_{Tr} - SQ_A - SQ_B$	SQ_{AxB} / GL_{AxB}	QM_{AxB} / QM_E
Erro (E)	$ab(r-1)$	$SQ_{Tot} - SQ_{Tr.}$	SQ_E / GL_E	--
Total (Tot)	$abr-1$	$\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - FC$	--	--

^{1/} $Y_{ij.}$ é o total do tratamento associado aos níveis **i** de **A** e **j** de **B** (provém de **r** observações); $Y_{i..}$ é o total para o nível **i** do fator **A**; $Y_{.j.}$ é o total para o nível **j** do fator **B**; e $FC = (\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk})^2 / abr$.

^{2/}Caso os níveis dos fatores fossem assumidos como aleatórios¹², o denominador da razão F para os efeitos principais A e B, deve ser QM_{AxB} (PIMENTEL GOMES, 1990).

No caso de três fatores (**A**, **B** e **C**) com cruzamento completo, o modelo matemático num delineamento de parcelas inteiramente casualizado, ainda balanceado, fica da seguinte forma:

$$Y_{ijkl} = m + a_i + b_j + c_k + (ab)_{ij} + (ac)_{ik} + (bc)_{jk} + (abc)_{ijk} + e_{ijkl}$$

com:

$i=1,2,\dots,a$ níveis para o fator **A**;
 $j=1,2,\dots,b$ níveis para o fator **B**;
 $k=1,2,\dots,c$ níveis para o fator **C**; e
 $l=1,2,\dots,r$ repetições.

Neste caso, as observações individuais (Y_{ijkl}) serão explicadas por: efeitos isolados dos níveis de cada fator de tratamento (a_i , b_j e c_k); efeitos da ação conjunta dos níveis dos fatores, dois a dois ($(ab)_{ij}$, $(ac)_{ik}$ e $(bc)_{jk}$); e, efeito da ação conjunta dos níveis dos três fatores, simultaneamente ($(abc)_{ijk}$). O esquema de ANOVA, com o desdobramento dos GL e da SQ de Tratamentos (**t=abc**) em: efeitos

¹² - São considerados de efeitos aleatórios níveis de tratamentos que representam apenas uma população de níveis (os níveis testados em si têm pouco interesse); mas, se o pesquisador interessar-se especificamente pelas respostas dos níveis testados, eles deverão ser considerados de efeitos fixos. Maiores informações sobre este assunto podem ser encontradas em STEEL & TORRIE (1980).

principais (A, B e C), de interações duplas ou de segunda ordem (AxB, AxC e BxC) e da interação tripla (AxBxC), é mostrado na Tabela 5.

Tabela 5. ANOVA para um Fatorial **axbxc**, Inteiramente ao Acaso.

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	$F^{2/}$
Trats.	$(abc-1) = (t-1)$	$(\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 / r) - FC$	SQ_{Tr} / GL_{Tr}	QM_{Tr} / QM_E
A	a-1	$(\sum_i Y_{i...}^2 / bcr) - FC$	SQ_A / GL_A	QM_A / QM_E
B	b-1	$(\sum_j Y_{.j..}^2 / acr) - FC$	SQ_B / GL_B	QM_B / QM_E
C	c-1	$(\sum_k Y_{...k}^2 / abr) - FC$	SQ_C / GL_C	QM_C / QM_E
AxB	$(a-1)(b-1)$	$SQ_{A,B} - SQ_A - SQ_B$	SQ_{AxB} / GL_{AxB}	QM_{AxB} / QM_E
AxC	$(a-1)(c-1)$	$SQ_{A,C} - SQ_A - SQ_C$	SQ_{AxC} / GL_{AxC}	QM_{AxC} / QM_E
BxC	$(b-1)(c-1)$	$SQ_{B,C} - SQ_B - SQ_C$	SQ_{BxC} / GL_{BxC}	QM_{BxC} / QM_E
AxBxC	$(a-1)(b-1)(c-1)$	$SQ_{Tr} - SQ_A - SQ_B - SQ_C - SQ_{A,B} - SQ_{A,C} - SQ_{B,C}$	SQ_{AxBxC} / GL_{AxBxC}	QM_{AxBxC} / QM_E
Erro	$abc(r-1)$	$SQ_{Tot} - SQ_{Tr}$	SQ_E / GL_E	--
Total	$abcr-1$	$\sum_i \sum_j \sum_k \sum_l Y_{ijkl}^2 - FC$	--	--

^{1/} Y_{ijk} é o total do tratamento associado aos níveis **i** de **A**, **j** de **B** e **k** de **C** (de **r** observações); $Y_{i...}$, $Y_{.j..}$ e $Y_{...k}$ são os totais para os níveis **i**, **j** e **k** dos fatores **A**, **B** e **C**, respectivamente; $SQ_{A,B} = (\sum_i \sum_j Y_{ij..}^2 / cr) - FC$; $SQ_{A,C} = (\sum_i \sum_k Y_{i.k.}^2 / br) - FC$; $SQ_{B,C} = (\sum_j \sum_k Y_{.jk.}^2 / ar) - FC$; $FC = (\sum_i \sum_j \sum_k \sum_l Y_{ijkl})^2 / abcr$.

^{2/}Caso os níveis dos fatores sejam aleatórios, o denominador da razão F para os efeitos de interação dupla deve ser QM_{AxBxC} ; para os efeitos principais tem-se: $F_A = (QM_A + QM_{AxBxC}) / (QM_{AxB} + QM_{AxC})$; $F_B = (QM_B + QM_{AxBxC}) / (QM_{AxB} + QM_{BxC})$; $F_C = (QM_C + QM_{AxBxC}) / (QM_{AxC} + QM_{BxC})$.

Se as interações entre fatores não forem significativas, então as médias para combinações específicas de níveis dos fatores não fornecem maiores informações do as médias gerais para cada nível dos fatores, separadamente. Neste caso, os resultados experimentais podem se resumir a tabelas de médias para os diferentes níveis de cada fator (MEAD & CURNOW, 1990).

Por outro lado, na presença de uma interação significativa, os efeitos principais dos fatores envolvidos na interação não devem ser considerados. Recomenda-se estudar o efeito de cada fator na presença de níveis específicos de outros fatores

(NOGUEIRA, 1994). Assim, a comparação entre médias dos níveis de um determinado fator deve ficar restrita a cada nível de outro fator com o qual aquele interage (comparações dentro). Logo, não é possível recomendações generalizadas de níveis isolados de fatores que participem de interações significativas. Pois, para cada um de seus níveis pode haver um nível específico noutro fator, cuja combinação resulte na melhor resposta.

Considere, por exemplo, um experimento em que se testaram níveis de adubação fosfatada (P_0 , P_1 , P_2 e P_3), com e sem calagem (C_1 e C_0). Caso a interação (**PxC**) seja irrelevante, pode-se recomendar a adubação fosfatada, independentemente da informação de que o solo tenha ou não recebido calagem. No caso de **PxC** ser significativa, o melhor nível de fósforo, na ausência de calagem, será diferente do melhor nível desse nutriente na presença da calagem. Assim, as comparações entre médias dos níveis de fósforo devem ser feitas, separadamente, para cada um dos níveis C_1 e C_2 (dentro de cada nível).

c) Considerações adicionais

A grande importância dos fatoriais de classificação cruzada reside em se poder avaliar interação(ões) entre fatores de tratamentos. Somente tais delineamentos permitem extrair dos dados experimentais esse tipo de informação. Adicionalmente, possibilitam também conhecer os efeitos isolados de mais de um fator de tratamentos. Essas informações, em conjunto, é que garantem, aos experimentos fatoriais, um maior alcance de suas inferências em comparação aos ensaios unifatoriais.

A princípio pode-se dizer que, quanto maior o número de fatores e níveis envolvidos num experimento fatorial, mais bem o modelo teórico se aproximaria da melhor descrição da realidade. Contudo, isto pode tornar os experimentos inexecutáveis e de baixa precisão, pela elevação rápida do número de tratamentos e da área experimental. Além disso, as interações de quarta ordem ou mais

não tem interesse prático, pois são de interpretação completamente abstrata.

Para se poder trabalhar com maior número de fatores e níveis os pesquisadores podem lançar mão dos chamados fatoriais incompletos ou fracionários. Assim, pode-se, por exemplo, partindo-se de um fatorial $5 \times 5 \times 5$ chegar a um fatorial fracionado do tipo $(1/5)(5 \times 5 \times 5)$, o que reduziria o número de tratamentos de 125 para 25. Essa redução, no entanto, não pode ser levada a efeito impunemente. Certas interações não podem ser estimadas e a interpretação dos resultados merece cuidados especiais (RIBOLDI 1993). Maiores informações sobre o assunto podem ainda ser encontradas em MONTGOMERY (1984), GOMEZ & GOMEZ (1984) e COCHRAN & COX (1957).

Outra consideração importante acerca dos delineamentos fatoriais é que eles introduzem repetições adicionais ao experimento, além daquelas exigidas pelo delineamento experimental¹³. Isso permite uma redução no número de repetições. Pode-se chegar ao extremo de se realizar experimentos com repetição única, testando-se efeitos principais e interações. É verdade que, neste caso, o erro experimental não pode ser estimado da maneira usual. Então, aproveitam-se interações de ordem elevada, sabidamente baixas, para estimar valores semelhantes à variância residual (RIBOLDI, 1995a).

5.2.2. Fatoriais de Classificação Hierárquica

a) Características gerais

Em certos experimentos fatoriais os níveis de um fator (ex. fator **B**) são similares, mas não idênticos, para os diferentes níveis do outro fator (ex: fator **A**). Tal arranjo para os

¹³ - As repetições adicionais referem-se às chamadas repetições intrínsecas (não-aparentes), ou do delineamento de tratamentos, dadas pelo número de vezes que um determinado nível aparece combinado com níveis de outro(s) fator(es). As repetições decorrentes do delineamento experimental são chamadas repetições extrínsecas ou aparentes.

níveis dos fatores de tratamentos resulta os chamados *delineamentos hierárquicos* (ou de aninhamento). Neste caso, diz-se que os níveis do fator **B** são hierárquicos (ou estão aninhados) em relação aos níveis do fator **A** (MONTGOMERY, 1984). Assim, se por exemplo ocorre uma combinação a_1b_3 (primeiro nível de **A** combinado com o terceiro de **B**), então, o nível b_3 não ocorre com qualquer outro nível de **A** (SILVA & ZONTA, 1991).

Em melhoramento bovino, é comum avaliar, experimentalmente, o resultado de cruzamentos de touros (fator **A**) com diversas vacas (fator **B**), por meio de teste de progênie. O propósito desses experimentos é a seleção de reprodutores para o rebanho. Entretanto, em geral, as vacas cruzadas com um touro diferem daquelas cruzadas com outro touro, embora sejam procedentes do mesmo rebanho. Logo, têm-se fêmeas dentro de machos, caracterizando a relação de aninhamento.

A relação é denotada por **B(A)**, onde **B** é dito *fator aninhado* e **A** *fator de aninhamento* ou *fator ninho*. Ao contrário da relação de cruzamento dos fatoriais **AxB** a relação hierárquica não é recíproca, ou seja, **B(A)** é diferente de **A(B)** (SILVA & ZONTA, 1991). Por isso, nos *delineamentos de classificação hierárquica*, não é possível avaliar interação entre fatores. Aqui avalia-se o efeito médio dos níveis do fator **B**, dentro dos níveis do fator **A**.

As idéias básicas relacionadas a esses experimentos podem ser percebidas considerando-se apenas dois fatores, embora isto represente apenas o caso particular dos chamados delineamentos hierárquicos em dois estágios. Um número maior de fatores apenas estende a relação de aninhamento. Por exemplo, com três fatores tem-se: **A(B(C))**. Neste caso, estudam-se os efeitos médios dos níveis de **C** dentro de **B** e **A**, e os de **B** dentro de **A**. Há ainda delineamentos de múltiplos estágios, com vários níveis de hierarquia. Tal variação, contudo, não é considerada neste texto, o que ser encontrado em MONTGOMERY (1984).

b) Análise de Variância

Como ilustração dos princípios de análise de variância para delineamentos hierárquicos, apresenta-se aqui o esquema de ANOVA para um fatorial hierárquico, balanceado, com dois estágios (fatores **A** e **B**). O balanceamento aqui é garantido por igual número de níveis de **B** dentro de cada nível de **A**, bem como pelo número de repetições constante para todos os tratamentos (combinações de níveis). O modelo matemático, desconsiderando-se o delineamento experimental (ou assumindo-o como Inteiramente ao acaso), é:

$$Y_{ijk} = m + a_i + b_{j(i)} + e_{k(ij)}$$

com:

$i=1,2,\dots,a$ níveis para o fator **A**;

$j=1,2,\dots,b$ níveis do fator **B**, dentro de cada nível de **A**; e

$k=1,2,\dots,r$ repetições.

O índice **j(i)** indica que o nível **j** do fator **B** está aninhado sob o nível **i** do fator **A**. Assim, é conveniente também referir-se às repetições como dentro de uma combinação de níveis de **A** e **B**; então o índice **k(ij)** é usado para o termo do erro. A variação total entre as observações das **abr** unidades experimentais é, portanto, decomposta conforme a Tabela 6.

Tabela 6. ANOVA para um fatorial hierárquico em dois estágios.

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	F
A	a-1	$(\sum_i Y_{i..}^2 / br) - FC$	SQ_A / GL_A	$QM_A / QM_{B(A)}$
B(A) ^{2/}	a(b-1)	$(\sum_i \sum_j Y_{j(i).}^2 / r) - (\sum_i Y_{i..}^2 / br)$	$SQ_{B(A)} / GL_{B(A)}$	$QM_{B(A)} / QM_E$
Erro	ab(r-1)	$\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - (\sum_i \sum_j Y_{j(i).}^2 / r)$	SQ_E / GL_E	--
Total	abr-1	$\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - FC$	--	--

^{1/} $Y_{i..}$ é o total associado ao nível **i** do fator **A**; $Y_{j(i).}$ é o total associado ao nível **j** de **B**, dentro do nível **i** de **A** (provém de **r** observações); e $FC = (\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk})^2 / abr$.

^{2/} Outra notação para **B** dentro de **A** é **B/A**.

Note que os graus de liberdade para **B(A)** representam a soma dos graus de liberdade de **B** e de **AxB**, caso o delineamento tratasse de um fatorial cruzado. Na realidade, tal desdobramento só não é feito porque os níveis de **B** se modificam para os diferentes níveis de **A**, daí o surgimento dos fatoriais hierárquicos. As somas de quadrados respectivas mostram propriedade similar¹⁴. Logo, programas computacionais para análise de fatoriais cruzados podem também ser usados para os fatoriais hierárquicos. Desde que se reverta a análise combinando-se o "efeito principal" do fator aninhado com a interação deste fator com o fator de aninhamento. Essa informação pode ser útil caso não se disponha de programas computacionais específicos para análise de delineamentos hierárquicos; uma vez que programas para análise de "experimentos fatoriais" estão largamente disponíveis (MONTGOMERY, 1984).

A detecção de significância estatística para a fonte de variação **A** indica que houve diferenciação nas respostas médias produzidas pelos diferentes níveis do fator **A**. Para a fonte **B(A)** ou **B/A** (**B** dentro de **A**) a significância estatística indica que as respostas médias entre níveis de **B**, para um mesmo nível de **A**, mostram efeitos diferenciados. O conjunto dessas informações pode indicar se as causas da variabilidade nos dados encontram-se predominantemente entre os níveis de **A**, ou dentro destes níveis, como resultado do efeito do fator **B**.

c) Considerações Adicionais

Em algumas situações, pode-se ficar em dúvida se a relação entre fatores de tratamentos é ou não de aninhamento. Um indicativo de que se trata de relação hierárquica é a impossibilidade de se construir tabelas de dupla entrada, para fatores tomados dois a dois, com seus respectivos níveis.

¹⁴ - A soma de quadrados para **B** (SQ_B), obtida indiscriminadamente para os seus diferentes níveis, sob todos os níveis de **A**, comporta também as diferenças entre os níveis de **A**. Por isso, a $SQ_{B/A}$ é obtida subtraindo-se de SQ_B a SQ_A , como mostra a Tabela 6.

Situações experimentais em que são feitas, aleatoriamente, mais de uma observação por parcela (observações repetidas), devem ter seus dados analisados considerando a estrutura hierárquica provocada pela sub-amostragem dentro das parcelas. Comparativamente, na amostragem de populações, é comum as amostras serem arranjadas em sub-amostras, resultantes de subpopulações. Nestes casos, cuidados devem ser tomados na aplicação de testes estatísticos, notadamente no que se refere à garantia de independência dos erros amostrais. Estes assuntos são bem tratados em GOMEZ & GOMEZ (1984) e STEEL & TORRIE (1980).

6. DELINEAMENTOS EXPERIMENTAIS ESPECÍFICOS PARA FATORIAIS

Os delineamentos experimentais apresentados no item 4 prestam-se tanto para experimentos unifatoriais como para os fatoriais. Embora alguns deles, como é o caso dos "Lattices", tenham aplicação maior a unifatoriais. Aqui, apresentaremos delineamentos de aplicação exclusiva aos experimentos fatoriais, já que suas restrições estão sempre associadas a dois ou mais fatores de tratamentos.

A classificação desses planos como delineamentos experimentais, justifica-se na medida em que definem, por meio de suas restrições, a forma de distribuição dos tratamentos às unidades experimentais.

Entre eles, trataremos, em maior detalhe, das *parcelas subdivididas* e dos *experimentos em faixas*. Enquadra-se também nesta categoria a chamada *técnica de confundimento*, sobre a qual mencionaremos apenas os princípios gerais. Como estes delineamentos têm maior aplicação aos fatoriais cruzados (com possibilidade de estimar interação), o enfoque terá esse direcionamento.

6.1. Parcelas Subdivididas

6.1.1. Parcelas Subdivididas "no Espaço"

a) Características Gerais

O delineamento em *parcelas subdivididas* (*split-plot*, em inglês), ou simplesmente *parcelas divididas*, é apropriado para experimentos fatoriais em que os fatores envolvidos, geralmente em número de dois, apresentam características diferentes. Os fatores podem, por exemplo, exigir tamanhos distintos de parcelas. Como é o caso de: tipos de preparo de solo (fator A) - exigem parcelas grandes; e variedades (fator B) - podem ser testadas em parcelas menores. Então, aplicam-se os diferentes métodos de preparo de solo às parcelas de tamanho apropriado (que permita inferir

razoavelmente as condições de lavoura), dividindo cada uma delas, em tantas subparcelas quantos forem as cultivares.

É comum em experimentos fatoriais, o número de combinações (tratamentos) ser superior ao número de parcelas homogêneas por bloco. Então, pode-se optar por *parcelas subdivididas*, jogando-se os níveis de um fator (fator **A**) nas parcelas disponíveis, subdividindo-as, espacialmente, para receber os níveis do outro fator (fator **B**). Ademais, com a subdivisão, a parcela passa a funcionar como bloco para os "tratamentos" ou níveis do segundo fator.

Também justifica-se o uso de parcelas subdivididas quando já se espera, para um dos fatores, manifestação de diferenças maiores (fáceis de serem detectadas) do que aquelas esperadas para o outro fator. Neste caso, recomenda-se que o primeiro fator seja designado às parcelas, enquanto o fator para o qual será mais difícil detectar as diferenças seja atribuído às subparcelas. Isso faz com que a comparação entre os níveis do segundo fator, também chamado de tratamentos secundários, seja feita com maior precisão do que as comparações entre níveis do fator primário. Primeiramente, porque são testados com maior número de repetições, graças às repetições intrínsecas. Em segundo lugar, porque são avaliados em "blocos" (no caso as parcelas) mais homogêneos do que as condições em que é submetido o fator aplicado às parcelas (tratamentos primários).

Portanto, tem-se um outro motivo para a escolha do fator a ser aplicado às subparcelas: aquele para o qual o pesquisador requer maior precisão. No exemplo citado anteriormente o pesquisador pode ter interesse em testar variedades com mais precisão em relação aos métodos de preparo do solo, então elas seriam alocadas às chamadas subparcelas.

Certos autores consideram o delineamento em parcelas subdivididas como um delineamento de blocos incompletos. Isto

porque, cada parcela principal pode ser considerada como um bloco, na medida em que apenas o fator **B** é considerado; mas, somente um bloco incompleto na medida em que todos os tratamentos são considerados. Assim, diferenças entre blocos incompletos são confundidas com as diferenças entre os níveis do fator **A**. Por isso, pode-se dizer que os efeitos principais ficam confundidos nesse delineamento. Daí a menor precisão associada aos efeitos de **A** (RIBOLDI, 1993; BANZATTO & KRONKA, 1989).

Esses e outros aspectos são muito bem tratados em vários livros textos de estatística experimental, entre os quais podem ser mencionados ainda: GOMEZ & GOMEZ (1984), CAMPOS (1984), PIMENTEL GOMES (1990) e STEEL & TORRIE (1980).

b) Distribuição dos Tratamentos às Parcelas e Subparcelas

Uma característica do delineamento em *parcelas subdivididas* é que, em princípio, ele representa apenas restrições adicionais impostas a delineamentos experimentais básicos. Assim, a alocação dos níveis do fator primário às parcelas é feita de acordo com um delineamento como inteiramente casualizado, blocos ao acaso ou mesmo quadrado latino. Na experimentação agrícola, o delineamento mais usado com esta finalidade trata-se de blocos ao acaso. Neste caso, pode-se dizer que o experimento foi delineado em *blocos casualizados com parcelas subdivididas*.

Para esta situação, a distribuição dos tratamentos é feita da seguinte forma: sorteiam-se os níveis do fator primário às parcelas de cada bloco, que passa a ser chamado de repetição; subdivide-se cada parcela do bloco em tantas subparcelas quantos forem os níveis do fator secundário e, então, distribui-se, aleatoriamente, os seus níveis nestas subparcelas. Exemplo: Considere um experimento para testar 3 tipos de preparo de solo (fator **A**: T1, T2 e T3) e 4 variedades (fator **B**: V1, V2, V3 e V4), em blocos casualizados (completos) com 3 repetições. O esquema de

distribuição dos tratamentos em parcelas subdivididas, para este exemplo, é mostrado na Figura 8.

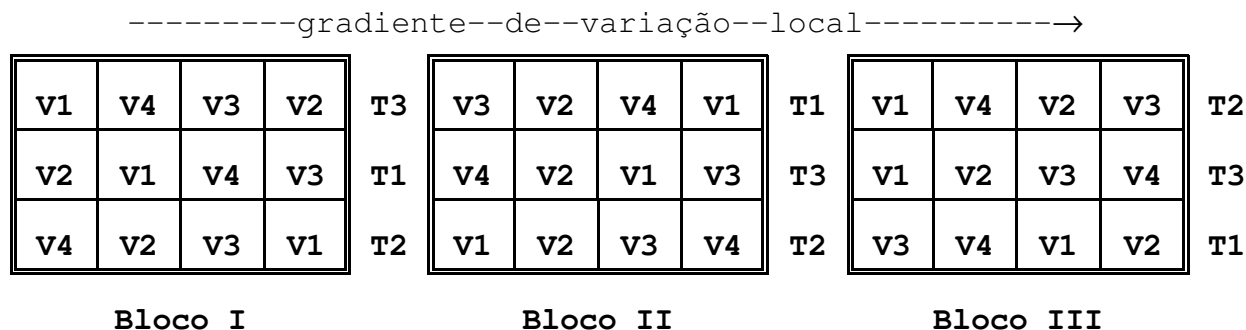


Figura 8. Um exemplo de distribuição de tratamentos às unidades experimentais, num delineamento em *blocos ao acaso com parcelas subdivididas*. T_i ($i=1,2,3$): são 3 tipos de preparo de solo; e V_j ($j=1,2,3,4$) são 4 variedades.

c) Análise de Variância

O modelo de análise de variância, para o caso de um delineamento de blocos casualizados com parcelas subdivididas, é o seguinte:

$$Y_{ijk} = m + a_i + r_k + (ar)_{ik} + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk}$$

com:

$i=1,2,\dots,\underline{a}$ níveis para o fator **A**;

$j=1,2,\dots,\underline{b}$ níveis para o fator **B**; e

$k=1,2,\dots,\underline{r}$ repetições ou blocos.

Assim, o modelo pressupõe que as observações individuais (Y_{ijk}) são explicadas pela soma de duas parcelas de variação: uma em nível de parcelas e outra em nível das subparcelas. A primeira delas deve-se ao efeito isolado do nível **i** do fator **A** (a_i), ao efeito do bloco ou repetição **k** (r_k) e ao erro experimental associado ao delineamento blocos casualizados (em nível das parcelas), que é estimado pela interação do fator **A** com repetições (ar_{ik}). A segunda parte deve-se ao efeito isolado do nível **j** do fator **B** (b_j), à interação resultante dos níveis **i** e **j** dos fatores

A e **B**, respectivamente (ab_{ij}) e ao erro experimental em nível das subparcelas (e_{ijk}). O primeiro tipo de erro é denominado *Erro a* e o segundo, *Erro b*.

O esquema da análise de variância partindo-se do modelo fornecido é mostrado na Tabela 7. Observe que a análise pode ser feita em duas etapas independentes: uma primeira em nível das parcelas, baseando-se no delineamento experimental básico, ou seja, blocos ao acaso; e a segunda em nível de subparcelas, baseando-se no arranjo fatorial dos tratamentos.

Tabela 7. ANOVA para um delineamento em parcelas subdivididas.

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	$F^{2/}$	
				Fixo	Aleatório
Blocos (R)	r-1	$(\sum_k Y_{..k}^2 / ab) - FC$	Q_1	Q_1 / Q_3	Q_1 / Q_3
Fator A	a-1	$(\sum_i Y_{i..}^2 / br) - FC$	Q_2	Q_2 / Q_3	$(Q_2 + Q_6) / (Q_3 + Q_5)$
Erro a	(a-1)(r-1)	$SQ_P - SQ_A - SQ_R$	Q_3	--	--
Parcelas (P)	ar-1	$(\sum_i \sum_k Y_{i.k}^2 / b) - FC$	--	--	--
Fator B	b-1	$(\sum_j Y_{.j.}^2 / ar) - FC$	Q_4	Q_4 / Q_6	Q_4 / Q_5
Int. A x B	(a-1)(b-1)	$SQ_{Tr} - SQ_A - SQ_B$	Q_5	Q_5 / Q_6	Q_5 / Q_6
Erro b	a(b-1)(r-1)	$SQ_{Tot} - SQ_P - SQ_B - SQ_{AxB}$	Q_6	--	--
Total	abr-1	$\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - FC$	--	--	--

^{1/} $Y_{..k}$ é o total do bloco (repetição) **k**; $Y_{i..}$ é o total do nível **i** do fator **A** (resulta de **bxr** observações); $Y_{i.k}$ é o total da parcela que recebeu o nível **i** de **A**, no bloco ou repetição **k** (resulta de **b** dados); $Y_{.j.}$ é o total para o nível **j** do fator **B** (resulta de **axr** dados); $SQ_{Tr} = (\sum_i \sum_j Y_{ij.}^2 / r) - FC$, em que $Y_{ij.}$ é o total do tratamento associado aos níveis **i** de **A** e **j** de **B** (provém de **r** dados); e $FC = (\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk})^2 / abr$.

^{2/}Os valores de **F** à esquerda são válidos quando os níveis dos fatores forem de efeitos fixos e os da direita, quando eles tiverem efeitos aleatórios.

d) Considerações Adicionais

O delineamento em parcelas subdivididas é muito usado na pesquisa agrônômica. Como é aplicado, principalmente, a fatoriais cruzados, os experimentos conduzidos sob parcelas subdivididas exibem as propriedades desses delineamentos de tratamentos. Isto

é, permitem medir os efeitos de dois ou mais fatores, isoladamente, bem como possíveis interações entre eles; ampliando, assim, o alcance das inferências. Embora tais características não se devam ao delineamento experimental.

Afora as vantagens de ordem prática, tais delineamentos, em geral, trazem desvantagens estatísticas em relação aos fatoriais sem restrições diferenciadas por fator. Por exemplo, num fatorial cruzado de dois fatores, em blocos casualizados, a interação **AxB** é testada contra uma variância aleatória estimada com **(ab-1)(r-1)** graus de liberdade. Em parcelas subdivididas, associadas também a blocos casualizados, tal estimativa é feita com **a(b-1)(r-1)** apenas, ou seja, com uma redução de **(a-1)(r-1)** graus de liberdade (gastos na estimação do *Erro a*). Isso diminui a sensibilidade do teste F para detectar interações significativas. Outra desvantagem é que um dos fatores (aquele aplicado às subparcelas) tem seus níveis comparados, entre si, com maior grau de precisão do que aqueles do fator aplicado às parcelas.

Dificuldades estatísticas adicionais surgem na comparação de médias dos níveis de um fator dentro dos níveis de outro, em caso de interação significativa entre fatores. Especialmente quando se deseja comparar os níveis do fator primário dentro de um determinado nível do fator secundário. Nestas situações podem ser consultados PIMENTEL GOMES (1990), BANZATTO & KRONKA (1989), CAMPOS (1984), entre vários outros.

O delineamento pode apresentar certas variações, as quais não trazem maiores dificuldades. Por exemplo, o sorteio dos níveis do fator primário às parcelas, pode basear-se num outro delineamento (inteiramente ao acaso, quadrado latino etc.), resultando em análises levemente modificadas. Em outras situações, podem-se fazer divisões nas subparcelas para que recebam os níveis de um terceiro fator, dando origem às "Parcelas Sub-Subdivididas" (GOMEZ & GOMEZ, 1984).

6.1.2. Parcelas Subdivididas "no Tempo"

Este delineamento representa apenas uma variação do esquema experimental em parcelas subdivididas. Considerando a grande semelhança com o que foi tratado no item anterior (parcelas subdivididas "no espaço"), faremos aqui somente considerações adicionais específicas.

Em certos experimentos, as parcelas, arranjadas de acordo com um delineamento experimental básico (inteiramente ao acaso, blocos ao acaso, quadrado latino etc.), são submetidas a medições em épocas, anos ou intervalos de tempo diferentes. Outro caso é quando se tomam, por exemplo, dados em diferentes profundidades de solo. Assim, considerando-se a tratamentos relativos a um fator **A** e r repetições, obtêm-se "estratos" de axr dados para cada época em que foram tomadas as observações. Pode-se, portanto, considerar a situação como subdivisões das parcelas experimentais, no tempo; em que o tempo ou época passa a representar o fator **B**. Daí a denominação de *parcelas subdivididas no tempo* (*split-plot in time*, em inglês), pois constitui-se numa variação do delineamento em *parcelas subdivididas*.

A análise de variância para dados provenientes desse tipo de experimento tem sido comumente realizada de forma muito similar àquela mostrada no item 6.1.1. Alguns autores recomendam, adicionalmente, que se isole do *Erro b* daquela análise o componente devido à interação época \times repetição (CAMPOS, 1984; BANZATTO & KRONKA, 1989). Isso decorre de o fator **B** não sofrer casualização ao ser "aplicado" às parcelas e, também, do fato de as observações resultantes desta aplicação, numa mesma parcela (ou sujeito), serem supostamente correlacionadas (não independentes). A análise rigorosa desse tipo de experimento requer o relaxamento da suposição de independência entre observações, sendo conhecida na literatura como *análise de medidas repetidas* ou *análise de dados longitudinais*. Isto, porém, ultrapassa o escopo deste texto, podendo ser buscado Milliken & Johnson (1992) e Vivaldi (1999).

Assumindo-se o esquema de parcelas subdivididas, o modelo de análise, considerando blocos ao acaso como o delineamento de parcelas, fica levemente modificado em relação ao anterior:

$$Y_{ijk} = m + a_i + r_k + (ar)_{ik} + b_j + (ab)_{ij} + (br)_{jk} + e_{ijk}$$

O esquema da análise de variância associada a esse modelo também é muito semelhante ao apresentado na Tabela 7. Logo, para *parcelas subdivididas no tempo* acrescenta-se apenas a fonte de variação ligada aos efeitos **br_{jk}**, relativos à interação "época **x** repetição", como mostra a Tabela 8.

Tabela 8. ANOVA para parcelas subdivididas no tempo (modelo assumindo observações independentes).

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	F
Blocos (R)	r-1	SQ_R	Q_1	Q_1/Q_3
Fator A	a-1	SQ_A	Q_2	Q_2/Q_3
Erro a	(a-1)(r-1)	SQ_{Ea}	Q_3	--
Parcelas (P)	ar-1	SQ_P	--	--
Fator B	b-1	SQ_B	Q_4	Q_4/Q_7
Int. A x B	(a-1)(b-1)	SQ_{AxB}	Q_5	Q_5/Q_7
Int. R x B	(r-1)(b-1)	SQ_{RxB}	Q_6	Q_6/Q_7
Erro b	(a-1)(b-1)(r-1)	SQ_{Eb}	Q_7	--
Total	abr-1	SQ_{Total}	--	--

^{1/}As somas de quadrados são obtidas com as mesmas expressões apresentadas para a ANOVA de parcelas subdivididas (item 6.1.1), acrescentando-se aquela associada à fonte de variação **R x B**, dada por: $SQ_{RxB} = SQ_{R,B} - SQ_R - SQ_B$; em que $SQ_{R,B} = (\sum_j \sum_k Y_{.jk}^2 / a) - FC$.

Note-se que, neste caso, o número de graus de liberdade para a estimativa do Erro **b**, testador da interação **AxB** (informação experimental de maior importância), fica diminuído de **(r-1)(b-1)**, em relação ao mostrado na Tabela 7. Isso representa prejuízo ao poder do teste F, proveniente da restrição adicional imposta pelo delineamento (não casualização do fator **B**). Informações mais detalhadas podem ser buscadas também em CAMPOS (1984). Ainda

assim, as observações no decorrer do tempo, em geral, trazem informações muito valiosas, garantindo inferências mais gerais.

6.2. Experimentos em Faixas

Neste item, face à similaridade dos *experimentos em faixas*¹⁵ com aqueles tratados no item 6.1, comentaremos também apenas aspectos específicos do delineamento, comparativamente aos de *parcelas subdivididas*.

Em alguns experimentos fatoriais, embora o delineamento em parcelas subdivididas pareça ser adequado, a casualização do fator secundário traz complicações de ordem técnica, na instalação e condução do experimento, que podem inviabilizar a sua implantação. Imagine um experimento testando métodos de preparo de solo e espaçamentos entre linhas de plantio, em culturas anuais; ou testando métodos de irrigação e métodos de preparo de solo. Evidentemente, o manejo ficaria mais fácil se fosse possível garantir faixas contínuas com cada um dos níveis desses fatores. Assim, seriam feitos sorteios de faixas, para cada nível dos fatores, de forma que as faixas de um fator se cruzem com as do outro fator, garantindo as combinações de níveis dos dois fatores.

Dessa maneira, a casualização obtida para as "subparcelas" seria constante para todas as parcelas de uma mesma repetição ou bloco. Isso introduz restrição adicional à casualização (sorteio único para todas as parcelas da repetição) em relação às parcelas subdivididas. Restrições dessa natureza, geralmente, implicam na diminuição da sensibilidade dos testes de hipóteses. Apesar desse custo estatístico, razões de ordem prática fazem com que esse tipo de experimento seja bastante usado na pesquisa agropecuária, recebendo a denominação de *experimentos em faixas*.

¹⁵ - Em inglês este delineamento recebe denominações variadas: "criss-cross" (MEAD & CURNOW, 1990); "strip-plot" (GOMEZ & GOMEZ, 1984), podendo ser encontrada também "split-block".

Considere, por exemplo, um experimento testando o efeito de 4 doses de calcário (D1, D2, D3 e D4) e 3 métodos de incorporação do calcário ao solo (M1, M2 e M3), em soja. O uso de faixas para a aplicação dos níveis dos dois fatores facilita e melhora a representatividade do experimento, em relação às condições de lavoura. Admita ainda, o delineamento de parcelas em blocos ao acaso, com 3 repetições, realizando o controle da variação local. Um exemplo de distribuição dos tratamentos em faixas casualizadas é mostrado na Figura 9.

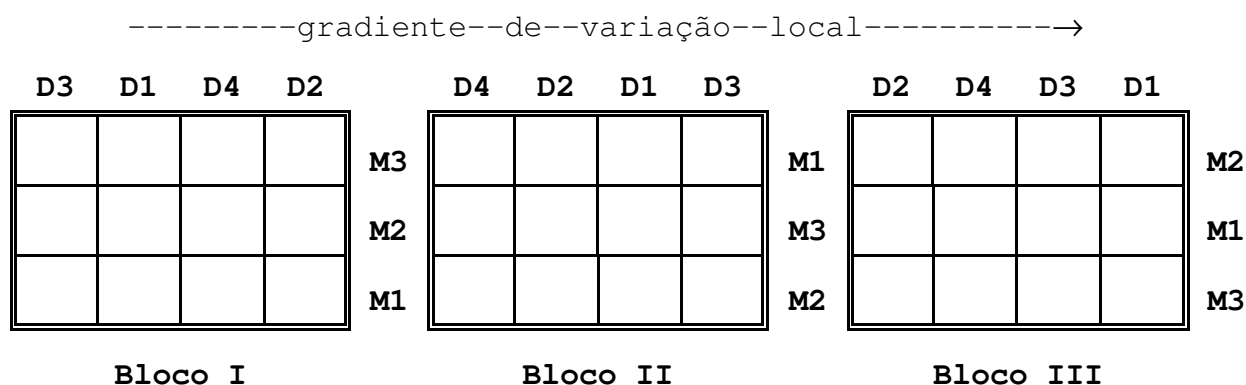


Figura 9. Exemplo de distribuição de tratamentos às unidades experimentais, num experimento em faixas delineado em blocos completos casualizados. Di ($i=1,2,3,4$) são, por exemplo, 4 doses de calcário aplicadas ao solo, e Mj ($j=1,2,3$) são 3 métodos de aplicação.

O modelo matemático que caracteriza as observações experimentais para um experimento em faixas, com delineamento básico em blocos ao acaso, fica da seguinte forma:

$$Y_{ijk} = m + a_i + r_k + (ar)_{ik} + b_j + (br)_{jk} + (ab)_{ij} + e_{ijk} ,$$

Assim, Y_{ijk} é a observação relativa à "subparcela" (interseção de duas parcelas) que recebeu o nível i do fator **A**, o nível j do fator **B**, no bloco k . Tal observação fica sujeita, portanto, a efeitos interativos do bloco com o nível de **A**, do bloco com o

nível de **B**, da interação entre os níveis de **A** e **B**; além do resíduo e_{ijk} associado à interação tripla entre a_i , b_j e r_k (abr) $_{ijk}$.

Dessa forma, a ANOVA para um *delineamento em faixas* é dividida em três partes, conforme mostra a Tabela 9: para o fator **A**, para o fator **B** e para a interação **AxB** (GOMEZ & GOMEZ, 1984). As observações ficam, portanto, sujeitas a três tipos de erros experimentais: entre parcelas de **A**, num mesmo bloco, *Erro a*; entre parcelas de **B**, num mesmo bloco, *Erro b*; e em nível de subparcelas, *Erro c*.

Tabela 9. Esquema de ANOVA para exemplo de experimento em faixa.

F. V.	GL	$SQ^{1/}$	QM	F
Blocos (R)	$r-1$	SQ_R	Q_1	Q_1/Q_3
Fator A	$a-1$	SQ_A	Q_2	Q_2/Q_3
Erro a (AxR)	$(a-1)(r-1)$	SQ_{Ea}	Q_3	--
Fator B	$b-1$	SQ_B	Q_4	Q_4/Q_6
Erro b (RxB)	$(b-1)(r-1)$	SQ_{RxB}	Q_6	--
Int. A x B	$(a-1)(b-1)$	SQ_{AxB}	Q_5	Q_5/Q_7
Erro c (AxBxR)	$(a-1)(b-1)(r-1)$	SQ_{Ec}	Q_7	--
Total	$abr-1$	SQ_{Total}	--	--

^{1/}As somas de quadrados são obtidas com as mesmas expressões apresentadas para a ANOVA de parcelas subdivididas, no item 6.1 (Tabelas 7 e 8).

Segundo PIMENTEL GOMES (1990), os experimentos em faixas devem ser evitados sempre que possível. A recomendação está associada, principalmente, à diminuição do número de graus de liberdade para estimativas da variância aleatória, usadas nos testes estatísticos. Em comparação ao delineamento em parcelas subdivididas, com divisão no espaço, a análise para o delineamento em faixas apresenta, pelo menos, duas desvantagens: (i) redução de $(r-1)(b-1)$ graus de liberdade para o testador da interação **AxB**; e (ii) o fator **B** passa a ser testado por uma variância aleatória estimada com um número de graus de liberdade reduzido em **a** vezes.

Apesar disso, o delineamento tem grande utilidade para experimentos em que aplicação de ambos os fatores necessitam de máquinas agrícolas. Por exemplo, avaliação de tipos de preparo de solo e épocas de plantio, com exigência de colheita mecânica. Além disso, de acordo com GOMEZ & GOMEZ (1984), embora haja um sacrifício da precisão associada aos efeitos principais de ambos os fatores, verifica-se uma melhoria na precisão para os efeitos da interação dos fatores.

6.3. Noções sobre confundimento

O problema principal dos *fatoriais completos* é o aumento rápido do número de tratamentos à medida que se incluem maior número de fatores e/ou níveis. Para evitar, nesses casos, que os blocos se tornem excessivamente grandes, pode-se fazer uso da técnica experimental denominada *confundimento* (PIMENTEL GOMES, 1984).

O *confundimento* fundamenta-se na divisão de cada repetição do conjunto de tratamentos (todas as combinações de níveis dos fatores), em blocos incompletos, de forma que efeitos de pouco interesse fiquem confundidos com os de blocos. Assim, podem-se formar blocos menores (com $1/2$ até $1/4$ do número total de tratamentos) obtendo-se maior precisão nas comparações mais importantes. Portanto, esse procedimento experimental pode ser considerado como um tipo especial de blocos incompletos que sacrifica certas comparações de tratamentos (em geral interações de maior ordem), em benefício de outras. Isso custará maior complexidade à análise estatística, além de uma redução na precisão das estimativas de efeitos confundidos.

A definição dos tratamentos que entram em cada bloco incompleto depende da escolha das comparações que terão seus efeitos confundidos. Esta técnica é bem detalhada por RIBOLDI (1993), PIMENTEL GOMES (1990), BANZATTO & KRONKA (1989), entre outros.

7. FATORES QUE DETERMINAM A ESCOLHA DE UM DELINEAMENTO

Conforme comentado no item 3, no planejamento experimental devem ser definidos um delineamento de tratamentos (forma de organizar os níveis a serem testados) e o delineamento experimental (forma de organizar as parcelas para receberem os tratamentos). Assim, muitos são os fatores envolvidos na escolha dos delineamentos a serem adotados para um experimento. Entre os de maior importância pode-se citar: o objetivo do experimento, a variabilidade do ambiente e do material experimental, o número e tipo de tratamentos, o tamanho e a forma das parcelas, a disponibilidade de recursos etc.

A escolha do delineamento de tratamentos é, basicamente, definida pelos objetivos da pesquisa. A decisão por testar os efeitos de um ou mais fatores a comporem os tratamentos é função direta do nível de generalização a que se propõe com o experimento. Neste momento, o pesquisador estará decidindo entre fazer uso de delineamentos *unifatoriais* ou *fatoriais*. Optando-se pelos fatoriais, o tipo de relação entre os fatores orientará a decisão por um *fatorial cruzado* ou *hierárquico*. Ademais, o interesse pela avaliação de interações entre fatores apontará o pesquisador na direção dos fatoriais cruzados. Neste caso, poderá ainda o pesquisador optar pelo uso de *fatoriais completos* ou *incompletos* (ex.: repetição fracionada), conforme o nível de importância atribuído às interações possíveis.

Os objetivos da pesquisa são também decisivos na escolha do delineamento experimental. Assim, a precisão que se busca nas comparações entre os tratamentos orientará para delineamentos mais ou menos eficientes no controle da variação local. Por exemplo, em experimentos *preliminares* pode-se sacrificar precisão em favor de um maior número de tratamentos. No entanto, tal decisão não pode

ser tomada em se tratando de experimentos *críticos*¹⁶. A precisão requerida pode orientar a escolha do delineamento que garanta maior poder aos testes estatísticos. Seria o caso, por exemplo, de se optar por aquele com maior número de graus de liberdade para estimar o *Erro(s)*.

Outro fator determinante na escolha de um delineamento experimental é o nível de variabilidade do ambiente e do material experimental. Isto está diretamente associado à homogeneidade das unidades experimentais, antes e durante a execução do experimento. Assim, num ambiente homogêneo pode-se prescindir do uso do controle local, casualizando-se, livremente, as repetições de cada tratamento a quaisquer das parcelas disponíveis (delineamento *inteiramente casualizado*). No entanto, se o ambiente for heterogêneo, cumpre ao experimentador impor restrições à alocação casual dos tratamentos, por meio de controle local (bloqueamento). Entre os delineamentos de blocos pode-se optar por *blocos completos* ou *incompletos*, conforme as características de fatores como o número de tratamentos e o tamanho de parcelas.

O número de tratamentos, associado ao tamanho de parcelas, define a possibilidade de uso ou não de blocos completos (com todos os tratamentos). Pode-se afirmar que, aumentando-se o tamanho de um bloco, seja por elevação do número ou do tamanho de parcelas, aumenta-se também a sua heterogeneidade. Dado que o bloco deve ser mais homogêneo possível, para certo tamanho de parcela, um número elevado de tratamentos pode impossibilitar o uso de blocos completos. Daí, as alusões a números máximos de tratamentos para o uso de delineamentos como *blocos ao acaso* e *quadrado latino* (itens 4.2.1 e 4.3). Nestas situações, ganham aplicação delineamentos como os *reticulados* (*lattices*) e outros

¹⁶ - Há certa classificação de experimentos que os dividem em: preliminares, críticos e demonstrativos. Os primeiros seriam conduzidos com o propósito de levantar informações para pesquisas futuras mais acuradas; os críticos respondem por estas pesquisas, capazes de gerar informações mais seguras (precisas); e os últimos teriam apenas o objetivo de demonstrar resultados já comprovados pelos experimentos críticos (STEEL & TORRIE, 1980).

tipos de blocos incompletos como os *BIB*, *PBIB* e a *técnica de confundimento*. Entre estes, o nível de importância atribuído às comparações possíveis entre tratamentos definirá a escolha entre delineamentos balanceados ou parcialmente balanceados.

Assim, se o material experimental for, por exemplo, árvores frutíferas, não se podem fazer uso de parcelas pequenas. Logo, torna-se inviável o uso de delineamentos sem um controle mais rigoroso da variação local. Por outro lado, o uso de um delineamento como blocos casualizados ficaria restrito a número muito baixo de tratamentos; já que o elevado tamanho das parcelas é um fator limitante na manutenção da homogeneidade do bloco. Casos semelhantes ocorrem nos estudos de espaçamento e densidade de plantio em espécies madeireiras como, por exemplo, o eucalipto. Nestas situações têm ganhado aplicação os chamados *delineamentos sistemáticos* (STAPE, 1995). Neste sentido, a informação acerca dos tratamentos serem qualitativos ou quantitativos¹⁷ é fundamental.

Com relação à influência do tipo de tratamentos na definição do delineamento experimental, vale lembrar que há delineamentos que só se aplicam a experimentos fatoriais (item 6). Assim, se os tratamentos se referirem a um único fator eles não podem ser usados. No caso dos fatoriais, as *parcelas subdivididas* oferecem vantagens práticas sobre delineamentos como inteiramente casualizado ou blocos ao acaso. Considere, por exemplo, um experimento em que se deseja testar tipos de preparo de solo, fator que exige parcelas grandes, e doses de adubação, fator que pode ser testado em parcelas menores. Em situações similares os *experimentos em faixa* podem garantir vantagens práticas ainda maiores. Por exemplo, numa avaliação de tipos de preparo de solo e espaçamentos entre linhas de plantio, realizados mecanicamente.

¹⁷ - Os tratamentos experimentais são ditos qualitativos quando se referem a diferentes formas ou tipos de um fator (ex: cultivares, tipos de inseticidas). E, são chamados quantitativos, quando indicam diferentes intensidades de um fator (ex: temperaturas de armazenamento, doses de um inseticida).

A disponibilidade de material experimental, de recursos e espaço físico, também pode forçar à adoção de um ou outro delineamento experimental. Disponibilidade de pequenas áreas pode impor a adoção de blocos incompletos quando o número de tratamentos ainda não limita a homogeneidade dos blocos. Experimentos com vacas leiteiras, em geral, são feitos com poucos animais em função do seu alto custo. O pequeno número de animais e a possível variabilidade entre eles forçam o pesquisador a buscar delineamentos alternativos como os delineamentos *rotativos* e *de reversão*. A falta de área experimental pode forçar o pesquisador a fazer uso de blocos incompletos.

MEAD & CURNOW (1990) apresentam considerações amplas sobre a questão da escolha de um bom delineamento. GOMEZ & GOMEZ (1984) tratam com profundidade o planejamento experimental em situações de heterogeneidade de solo, o problema da competição entre plantas e dos erros mecânicos na execução de experimentos. Essas informações podem ser bastante úteis àqueles que estejam iniciando ou já estão envolvidos na pesquisa experimental agrícola.

8. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Procurou-se neste texto, através de uma abordagem conceitual, classificar e caracterizar os principais delineamentos usados na experimentação agrícola. Muitos recursos desses delineamentos ainda ficaram por explorar.

Outros delineamentos de aplicação mais específica são ainda disponíveis aos pesquisadores. Por exemplo, na experimentação com animais, aplicam-se os chamados delineamentos *rotativos* e *de reversão*, que permitem uma economia considerável no número de animais (HOESKSTRA, 1987).

Merecem também citação os delineamentos sistemáticos. PEARCE (1983) coloca que em certas situações a casualização pode ser impraticável, noutras o fato de dispensar a casualização pode resultar numa grande economia de área. Em experimentos sobre espaçamento e densidade de plantio em espécies florestais, delineamentos *em leque* e *em linhas paralelas* têm ganhado aplicação, especialmente, dispondo-se de áreas homogêneas e material uniforme. Neste sentido, STAPE (1995) informa que o uso de delineamentos sistemáticos só se justifica quando os tratamentos forem quantitativos (obtenção de curvas de resposta). CHALITA (1984) apresenta uma ampla revisão sobre esse assunto.

9. REFERÊNCIAS

- BANZATTO, D. A. & KRONKA, S. do N. **Experimentação agrícola**. Jaboticabal, FUNEP/FCAV-UNESP. 347 p. 1989.
- CAMPOS, H. **Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar**. São Paulo, FEALQ. 292 p. 1984.
- CAMPOS, H. **Estatística experimental não-paramétrica**. 4. ed. Piracicaba, USP/ESALQ. 349 p. 1983.
- CARVALHO, M. J. R. de. **A estatística aplicada à experimentação agrícola**. 4. ed. Porto, Portugal, Nova Agricultura. 297 p. 1988.
- CHALITA, M. A. de C. Delineamentos sistemáticos. Piracicaba, USP/ESALQ. 1991. 72 p. (Tese de Mestrado).
- COCHRAN, W. & COX, G. M. **Experimental design**. 2. ed. New York, John Wiley. 1957.
- DRAPER, N. & SMITH, H. **Applied regression analysis**. 2. ed. New York, John Wiley & Sons. 407 p. 1981.
- EMBRAPA - Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão. **Manual de métodos de pesquisa em feijão**. Goiânia, CNPAF. 80 p. 1976.
- GOMEZ, K. A. & GOMEZ, A. A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. Nova York, John Wiley & Sons. 680 p. 1984.
- HOESKSTRA, J. A. Design of milk production trials. **Livestock Production Science**, 16: 373 - 384. 1987. 1984.
- MARKUS, R. **Elementos de estatística aplicada**. Porto Alegre, UFRGS. 329 p. 1971.
- MEAD, R. & CURNOW, R. N. **Statistical methods in agriculture and experimental biology**. 2. ed. London, Chapman & Hall. 335 p. 1990.
- MILLIKEN, G. A. & JOHNSON, D. E. **Analysis of messy data**, Designed experiments. v. 1. New York, Chapman & Hall. 473 p. 1992.
- MONTGOMERY, D. **Design and analysis of experiemtns**. 2. ed. New York, John Wiley & Sons. 538 p. 1984.
- NETER, J.; WASSERMAN, W. & WHITMORE, G. A. **Applied statistics**. 2. ed. Boston, Allyn & Bacon. 773 p. 1982.
- NOGUEIRA, M. C. S. **Estatística experimental aplicada à experimentação agronômica**. Piracicaba, USP/ESALQ. 252 p. 1994.

- PARENTE, R. C. P. Aspectos da análise de resíduos. Piracicaba, USP/ESALQ. 1984. 139 p. (Tese de Mestrado).
- PEARCE, S. C. **The agricultural Field Experiment**, A statistical examination of theory and practice. New York, John Wiley & Sons. 335 p. 1983.
- PIMENTEL GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 13. ed. Piracicaba, Nobel. 468 p. 1990.
- PIMENTEL GOMES, F. **A estatística moderna na pesquisa agropecuária**. Piracicaba, POTAFOS. 162 p. 1984.
- RIBOLDI, J. **Experimentos fatoriais**. Porto Alegre, UFRG/Instituto de Matemática. Série B, n. 28. 1995 a.
- RIBOLDI, J. **Planejamento e análise de experimentos**. Porto Alegre, UFRG/Instituto de Matemática. Parte 2, Série B, n. 29. 1995 b.
- RIBOLDI, J. **Delineamentos experimentais de campo**. Porto Alegre, UFRG/Instituto de Matemática. Parte 2, Série B, n. 20. 1993.
- SERAPHIN, J. C. **Princípios básicos de experimentação e delineamentos experimentais**. Goiânia, UFG/Instituto de Matemática e Física. Notas de aula. 8 p. 1995.
- SILVA, J. G. C. da & ZONTA, E. P. Conceitos e algoritmos úteis em estatística experimental. In: **Simpósio de estatística aplicada à experimentação agrônômica, 4**. Goiânia, jul/91. 211 p. 1991.
- STAPE, J. L. Utilização de delineamento sistemático tipo "leque" no estudo de espaçamentos florestais. Piracicaba, USP/ESALQ. 1995. 86 p. (Tese de Mestrado).
- STEEL, G. D. & TORRIE, J. H. **Principles and procedures of statistics**, A biometrical approach. New York, McGraw Hill. 633 p. 1980.
- VIVALDI, J. L. **Análise de experimentos com dados repetidos ao longo do tempo ou espaço**. Planaltina, Embrapa Cerrados. 52 p. 1999.