BLOCOS CASUALIZADOS COM TRATAMENTOS COMUNS: UMA APLICAÇÃO
EM MELHORAMENTO GENÉTICO DE SOJA

LÍDIA RAQUEL DE CARVALHO

Orientador: Prof. Dr. Décio Barbin

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia, Área de Concentração: Estatística e Experimentação Agronômica.

P I R A C I C A B A

Estado de São Paulo - Brasil

Fevereiro - 1991

C331b Carvalho, Lília Raquel
 Blocos casualizados com tratamentos comuns;
 uma aplicação em melhoramento genético de soja.
 Piracicaba, 1991.
 82p.

 Diss. (Mestre) - ESALQ
 Bibliografia.

 1. Análise de variância 2. Delineamento de ex-
 perimento 3. Estatística agrícola 4. Soja - Melho-
 ramento - Método estatístico I. Escola Superior de
 Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

CDD 633.34028

BLOCOS CASUALIZADOS COM TRATAMENTOS COMUNS: UMA APLICAÇÃO
EM MELHORAMENTO GENÉTICO DE SOJA

LÍDIA RAQUEL DE CARVALHO

Aprovada em: 15.03.1991

Comissão julgadora:

Prof. Dr. Décio Barbin ESALQ/USP

Prof. dra. Clarice Garcia Borges Demétrio.....ESALQ/USP

Prof. Dra. Sheila Zambello de Pinho UNESP/BOTUCATU

Prof. Dr. DÉCIO BARBIN

*A DEUS,
sem o qual não há
razão de existência.*

*A toda minha família,
dedico.*

AGRADECIMENTOS

Ao Dr. Décio Barbin, Professor Titular do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, pela orientação deste trabalho.

Aos professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP pelos ensinamentos prestados.

Ao Dr. Natal Antonio Vello, Professor Associado do Departamento de Genética da ESALQ/USP, pela cessão dos dados.

À CAPES, pela bolsa concedida.

Aos funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ/USP, pelas atenções dispensadas.

Aos colegas do Departamento de Bioestatística do Instituto de Biociências-UNESP, Campus de Botucatu, pelo incentivo, estímulo e cooperação.

Ao Departamento de Bioestatística da UNESP, pelo uso dos microcomputadores.

Aos colegas do curso de pós-graduação, pela amizade e companheirismo.

S U M Á R I O

	Página
RESUMO.....	vi
SUMMARY.....	ix
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	4
3. DESENVOLVIMENTO TEÓRICO.....	16
3.1 - Caracterização.....	16
3.2 - Modelo Linear.....	17
3.3 - Resolução do Sistema de Equações Normais....	18
3.4 - "Aliasing".....	20
3.4.1 - "Aliasing" intrínsecos em modelos com fatores.....	21
3.4.2 - "Aliasing" extrínsecos.....	22
3.5 - Análise de Variância.....	23
3.6 - Comparações de Médias de Tratamentos.....	31
4. ILUSTRAÇÃO DA METODOLOGIA.....	34
4.1 - Número Médio de Internódios na Florescência.	37
4.1.1 - Primeiro esquema de análise de variância.....	37
4.1.2 - Segundo esquema de análise de variância: análise sem os tratamentos comuns.....	42
4.1.3 - Terceiro esquema de análise de variância: análise usando as médias dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto.....	45

4.2 - Produção de Grãos.....	48
4.2.1 - Primeiro esquema de análise de variância.....	48
4.2.2 - Segundo esquema de análise de variância: análise sem os tratamentos comuns.....	51
4.2.3 - Terceiro esquema de análise de variância: análise usando as médias dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto.....	56
4.3 - Número Médio de Internódios na Colheita.....	61
4.3.1 - Primeiro esquema de análise de variância.....	61
4.3.2 - Segundo esquema de análise de variância: análise sem os tratamentos comuns.....	65
4.3.3 - Terceiro esquema de análise de variância: análise usando as médias dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto.....	68
5. CONCLUSÕES.....	71
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	73
7. BIBLIOGRAFIA RECOMENDADA.....	77
APÊNDICE.....	80

BLOCOS CASUALIZADOS COM TRATAMENTOS COMUNS: UMA APLICAÇÃO
EM MELHORAMENTO GENÉTICO DE SOJA

Autor: LÍDIA RAQUEL DE CARVALHO

Orientador: PROF. DR. DÉCIO BARBIN

RESUMO

No presente trabalho considera-se um experimento com tratamentos comuns com as características a seguir:

$$\begin{array}{c}
 R_1 \\
 \boxed{\begin{array}{l} r \text{ parcelas} \\ r = v/b + a \end{array}} \quad c_1 \\
 \vdots \\
 \boxed{\begin{array}{l} r \text{ parcelas} \\ r = v/b + a \end{array}} \quad c_b \\
 \vdots \\
 R_d \\
 \boxed{\begin{array}{l} r \text{ parcelas} \\ r = v/b + a \end{array}} \quad c_1 \\
 \vdots \\
 \boxed{\begin{array}{l} r \text{ parcelas} \\ r = v/b + a \end{array}} \quad c_b
 \end{array}$$

v : número de tratamentos, sendo v múltiplo de b

a : número de tratamentos comuns

b : número de conjuntos

r : número de parcelas por conjunto

d : número de repetições

Ressalta-se que cada conjunto tem a tratamentos comuns, sendo que alguns se repetem dentro de um conjunto e outros dentro dos outros conjuntos.

Portanto adotou-se o modelo linear:

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

sendo $\delta_i = 0$ se o tratamento i for não comum

$\delta_i = 1$ se o tratamento i for comum

onde:

Y_{ijk} é a observação do i -ésimo tratamento no j -ésimo conjunto na k -ésima repetição;

μ é uma constante inerente a todas as observações;

τ_i é o efeito do i -ésimo tratamento ($i = 1, 2, \dots, v$);

β_j é o efeito do j -ésimo conjunto ($j = 1, 2, \dots, b$);

θ_k é o efeito da k -ésima repetição ($k = 1, 2, \dots, d$);

γ_{ij} é o efeito da interação tratamento comum x conjunto

ε_{ijk} é o erro amostral ou erro dentro de parcelas e supõe-se $\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$ e independentes;

δ_i é o delta de Kronecker

Sob essas condições foram determinados:

- . O Sistema de Equações Normais, sendo que para resolvê-lo foi usado o processo de absorção de equações.
- . Um esquema de análise de variância levando em consideração todos os efeitos do modelo.
- . Um esquema de análise em que se desprezaram os tratamentos comuns.
- . Um esquema de análise em que se usou a média dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto.
- . Variâncias para comparações de médias de tratamentos.

RANDOMISED BLOCKS WITH COMMONS TREATMENTS: AN APPLICATION IN SOYBEAN GENETICS IMPROVEMENT

Author: LÍDIA RAQUEL DE CARVALHO

Adviser: PROF. DR. DÉCIO BARBIN

SUMMARY

In the present work we studied the case of a experiment with common treatments with the following characteristics:

v : number of treatments, being v multiple of b
 a : number of commons treatments
 b : number of groups
 r : number of plots in each group
 d : number of replications

Each group has a common treatments, with some of them repeated in one group and the others in the other groups.

The following linear model was considered:

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

where $\delta_i = 0$ if the i^{th} treatment is not common

$\delta_i = 1$ if the i^{th} treatment is common

and:

Y_{ijk} is the observation under the i^{th} treatment in the j^{th} group in the k^{th} replication;

μ is a constant inherent to all observations;

τ_i is the i^{th} treatment effect ($i = 1, 2, \dots, v$)

β_j is the j^{th} group effect ($j = 1, 2, \dots, b$)

θ_k is the k^{th} replication effect ($k = 1, 2, \dots, d$)

γ_{ij} is the treatment common x group interaction effect

ε_{ijk} are normally and independently distributed with mean zero and variance σ^2

δ_i is the Kronecker's delta

Under those conditions, the following was obtained:

- . The solution of the normal equations using the absorption process.
- . Analysis of variance with all effects.
- . Analysis of variance without the common treatments.
- . Analysis of variance with the means of the common treatments replicated in each group.
- . Variances to compare means of treatments.

1. INTRODUÇÃO

Todos os campos da pesquisa têm algo em comum: a variabilidade do material experimental. Essa variabilidade tem sido amplamente discutida na literatura, pela sua importância. Sua presença não pode ser desprezada.

Para se determinar um procedimento em relação a uma pesquisa é necessário levar em consideração alguns aspectos importantes como a seleção de tratamentos a serem incluídos no experimento, a determinação de características a serem medidas, a escolha da unidade de observação, o número de repetições, o delineamento experimental, o esquema das análises e uma avaliação de custos em termos de material, pessoas, equipamentos, etc.

Depois de se considerarem estes aspectos, o pesquisador pode decidir reformular as hipóteses, mudar o experimento ou continuar seguindo as próximas etapas da experimentação científica. A formulação de hipótese e a seleção de tratamentos são extremamente importantes. Uma grande parte do sucesso de um experimento pode depender da seleção correta dos tratamentos. Também a escolha de um delineamento experimental é de importância considerável no teste de hipóteses e estimação de efeitos de tratamentos.

O delineamento em blocos completos casualizados tem sido bastante elogiado por muitos autores, pois é simples, de fácil instalação e suficientemente preciso em grande parte das situações experimentais. Porém, uma desvantagem no uso deste delineamento é quando a variação entre as parcelas do bloco é grande, resultando assim num erro experimental alto. Isto ocorre freqüentemente quando o número de tratamentos é considerável. Neste caso, uma alternativa é utilizar outros delineamentos tais como: Blocos Incompletos Balanceados, Blocos Incompletos Parcialmente Balanceados, Blocos Casualizados Completos Aumentados, etc.

Na experimentação agrônômica freqüentemente o pesquisador depara-se com um número relativamente grande de tratamentos a serem testados, acarretando sérias limitações quanto ao tamanho do bloco; problema muito comum na área de melhoramento genético.

Se estruturarmos o delineamento em blocos com todos os tratamentos, isto propiciará um tamanho excessivo dos blocos, comprometendo a sua homogeneidade.

Dentre as alternativas para se resolver o problema, destacamos o seguinte procedimento:

- 1) Os tratamentos são subdivididos em grupos ou conjuntos.
- 2) Cada grupo ou conjunto de tratamentos é usado em um experimento em blocos casualizados.

- 3) São tomados alguns tratamentos que estão presentes em todos os grupos, e que são denominados tratamentos comuns, enquanto que os demais são chamados de regulares.
- 4) Faz-se uma análise conjunta de todos os experimentos ou grupos, tendo como elo de ligação os tratamentos comuns.

Na área de melhoramento genético, em especial para a cultura da soja, os genótipos têm sido repartidos em dois conjuntos experimentais de mesmo tamanho, onde alguns genótipos de um conjunto aparecem também no outro, estes são os tratamentos comuns. O que se observa também, é que estes tratamentos comuns se repetem dentro dos conjuntos, isto é, alguns se repetem dentro de um conjunto e outros dentro do outro. Evidencia-se também que os dois conjuntos foram instalados um perto do outro, formando assim uma repetição, ou seja, os conjuntos foram instalados dentro de cada repetição.

Tem-se como objetivo nesse trabalho o desenvolvimento de uma metodologia estatística apropriada para a análise de dados para este tipo de experimento, isto é, experimento em blocos casualizados com tratamentos comuns, onde os tratamentos comuns se repetem diferentemente dentro dos conjuntos.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Como freqüentemente acontece de se ter um grande número de tratamentos a serem comparados e uma das opções para se resolver o problema é a divisão desses tratamentos em conjuntos experimentais com alguns desses tratamentos comuns aos conjuntos, procura-se neste trabalho apresentar casos na literatura em que se estudou este problema, nos diferentes tipos de delineamento.

Os delineamentos em blocos incompletos têm sido amplamente utilizados na pesquisa agropecuária. Foram introduzidos por YATES (1936), porém, uma grande variedade de tipos teve a participação de diversos autores. Eles são divididos em duas categorias: delineamentos em blocos incompletos balanceados (Balanced Incomplete Block Designs - BIB) e delineamentos em blocos incompletos parcialmente balanceados (Partially Balanced Incomplete Block Designs - PBIB).

COCHRAN & COX (1957) classificam os delineamentos em Blocos Incompletos Balanceados em cinco tipos:

- Tipo I- Quando os blocos podem ser arranjados em repetições de tratamentos.
- Tipo II- Quando os blocos não podem ser arranjados em repetições de tratamentos, mas em grupos de repetições.
- Tipo III- Quando os blocos não podem ser arranjados em repetições de tratamentos e nem mesmo em grupos de repetições.
- Tipo IV - Quando o número de tratamentos é igual ao número de blocos, sendo um caso particular do tipo III.
- Tipo V - Quando o número total de parcelas é pequeno em relação ao número de tratamentos e blocos, acarretando um pequeno número de graus de liberdade.

Os mesmos autores afirmam que a análise estatística apropriada para os dados de uma série de experimentos depende do objetivo da pesquisa. Entretanto, os estágios preliminares tendem a ser os mesmos em todos os casos.

Em muitas ocasiões, pesquisadores têm instalado seus experimentos em diferentes lugares com um ou mais tratamentos comuns. As razões podem ser a falta de espaço suficiente no local de experimentação, ou no caso de experimento industrial, a disponibilidade de somente um número limitado de unidades experimentais. Em ambos os

casos, os pesquisadores estão interessados na análise conjunta dos dados de todos os experimentos, além de suas análises individuais.

PIMENTEL GOMES (1987) diz que para que os experimentos possam ser reunidos sem dificuldades é necessário que os seus quadrados médios não difiram muito entre si. Combinando as discussões de Dagnelie¹ com o teste F máximo de Pearson e Hartley² conclui que se a relação entre o maior e o menor quadrado médio residual for menor que 7, para dados balanceados, quase sempre se poderá fazer a análise conjunta sem dificuldades. Quando este quociente for além de 7, o melhor será considerar separadamente subgrupos de experimentos com quadrados médios residuais não muito discrepantes, ou, alternativamente, fazer ajustes nos números de graus de liberdade usando o método de Cochran³. Porém, esse método não parece ser aconselhável quando as discrepâncias entre os quadrados médios residuais forem grandes.

¹DAGNELIE, P. Théorie et méthodes statistiques.Vol.2. Presses Agronomiques de Gembloux, Bélgica, 1975.

²PEARSON, E.S. & HARTLEY, H. O. Biometrika tables for statisticians, Cambrige Un. Press., 1956.

³COCHRAN, W.G. The combination of estimates from diferent experiments. Biometrics 10: 101-129. 1954.

PIMENTEL GOMES & GUIMARÃES (1958) fazem a proposição de um método de análise conjunta de experimentos em blocos completos casualizados com alguns tratamentos comuns. Assume-se, então, que os dados a serem analisados sejam de g diferentes experimentos em blocos com r repetições e $k = z + c$ tratamentos; onde c são tratamentos comuns a todos os experimentos e z são específicos aos experimentos individuais. O número total de tratamentos é então $v = gz + c$. Os tratamentos são classificados em duas classes: a primeira, dos tratamentos comuns e a segunda dos regulares, que são os outros. Os tratamentos regulares são separados em g grupos, cada grupo correspondendo a um experimento. O esquema da análise para cada experimento é então:

Causa de Variação	Graus de Liberdade
Blocos	$r - 1$
Tratamentos	$z + c - 1$
Resíduo	$(r - 1)(z + c - 1)$
Total	$r(z + c) - 1$

A análise conjunta tem o esquema seguinte:

Causa de Variação	Graus de liberdade
Experimentos	$g - 1$
Blocos dentro de experimentos	$g(r - 1)$
Tratamentos (ajustados)	$gz + c - 1$
Interação Trat. Comuns x Exp.	$(c - 1)(g - 1)$
Resíduo	$g(r - 1)(z + c - 1)$
Total	$gr(z + c) - 1$

Entretanto, PIMENTEL GOMES (1970) estende o método a casos onde o número de repetições, tanto quanto o número de tratamentos regulares varia de um experimento para outro. Este resultado se dá incluindo-se g experimentos em blocos completos casualizados, com o i -ésimo experimento recebendo z_i tratamentos regulares mais c tratamentos comuns, com r_i repetições, sendo então, o número total de tratamentos $v = \sum z_i + c$.

Para o i -ésimo experimento a análise de variância usual nos dá uma soma de quadrados de resíduo indicada por SQR_i .

A análise conjunta, portanto, toma a forma:

Causa de Variação	G.L.	SQ	QM
Experimentos	$g - 1$	usual	
Blocos dentro de exp.	$\sum r_i - g$	usual	
Tratamentos Com. x exp.	$(c - 1)(g - 1)$	usual	
Trat. ajustados	$\sum z_i + c - 1$	por subtração	
Resíduo	por subtração	$\sum SQR_i$	s^2
Total	$\sum r_i (z_i + c) - 1$	usual	

PIMENTEL GOMES (1987) diz ainda que a análise conjunta desses ensaios é relativamente fácil e corresponde ao uso de um delineamento em blocos incompletos, de grande flexibilidade e eficiência, muito mais simples, robusto e conveniente do que os reticulados quadrados e cúbicos, mais antigos, usados para fins similares e que devem ser abandonados.

Uma grande vantagem deste tipo de delineamento é a sua robustez. Com efeito, nele, a perda de tratamentos não traz dificuldades. Os grupos de tratamentos regulares, como foi visto, não precisam ter o mesmo tamanho, mas é conveniente que esse número não seja excessivamente discrepante para que os blocos tenham todos tamanhos similares.

A perda de parcelas que não implicar na

perda total de um tratamento ou bloco, se resolve facilmente. Para isto, basta aplicar no experimento um dos métodos relativos aos blocos casualizados.

Ao contrário do delineamento em blocos casualizados com alguns tratamentos comuns, os reticulados quadrados, cúbicos e retangulares são totalmente destruídos pela perda de tratamentos ou blocos.

PAVATE (1961) apresenta um método para a análise conjunta de experimentos em blocos incompletos balanceados (BIB) com alguns tratamentos comuns. Considera g experimentos em BIB com os mesmos parâmetros (v, b, r, k e λ) para serem analisados conjuntamente. Supõe haver c tratamentos comuns para cada experimento, havendo, portanto, um total de $c + g(v - c)$ tratamentos diferentes ao todo. Para a obtenção da soma de quadrados de tratamentos ajustada para blocos, além de resumir a solução geral do método proposto por Rao⁴ que consiste na solução das equações normais $C\hat{\tau} = Q$, sugere um método simplificado para a obtenção dos efeitos ajustados de tratamentos, baseado nas análises individuais dos g

⁴ RAO, C.R. General methods of analysis for incomplete block designs. Journal of the American Statistical Association, Washington, 58: 541-61, 1947.

experimentos em BIB. Apresenta ainda as fórmulas para a obtenção das estimativas dos efeitos de tratamentos e das variâncias dos quatro contrastes possíveis. Também considera quatro casos particulares de análise conjunta para experimentos planejados em BIB, que são:

- 1º) Experimentos com apenas um tratamento comum, ou seja, $c = 1$;
- 2º) Caso em que $v = c$, isto é, todos os experimentos possuem o mesmo conjunto de tratamentos;
- 3º) Caso em que $u = r = \lambda$ e $k = v$, ou seja, quando os blocos incompletos balanceados se reduzem a blocos completos casualizados com c tratamentos comuns. Considera ainda nesse caso, o trabalho de Pimentel Gomes e Guimarães (1958), o qual é visto como um caso particular do método geral sugerido.

GIRI (1963) mostra que o método de Pavate (1961) pode ser aplicado à análise conjunta de uma série de Quadrados de Youden com alguns tratamentos comuns. Também mostra que o método de Pimentel Gomes & Guimarães (1958) pode ser usado para análise conjunta de uma série de Quadrados Latinos com alguns tratamentos comuns. Primeiro considera a análise conjunta de Quadrados de Youden, depois vem a análise de Quadrados Latinos como um caso especial.

AFONJA (1968) relata que para um grupo de experimentos, cada um sendo em Blocos Incompletos

Balanceados não necessariamente com os mesmos parâmetros, pode ser convenientemente combinado, quando há alguns tratamentos comuns e cada um dos não comuns, chamados regulares, ocorre em somente um experimento. Ele apresenta um método geral de análise para o modelo de efeito fixo e daí deriva o caso de blocos completos.

NOGUEIRA (1976) realiza a análise conjunta de uma série de experimentos planejados em delineamentos em blocos aumentados, em diferentes regiões, numa mesma época e com os mesmos tratamentos, com o objetivo de observar de uma maneira geral o comportamento dos tratamentos estudados.

FERREIRA (1980) também considera a utilização de blocos incompletos como uma boa opção quando o número de tratamentos é muito grande. Ele considera o caso de um ensaio em blocos incompletos balanceados, onde cada bloco sofreu a adição de alguns tratamentos comuns a todos eles e faz então a análise intrablocos para este tipo de ensaio.

VIZONI (1984), baseando-se na metodologia apresentada por Pimentel Gomes⁵ para blocos incompletos

⁵ PIMENTEL GOMES, F. The solution of normal equations of experiments in incomplete blocks. Ciência e Cultura, São Paulo, 20: 733-46, 1967.

balanceados e na pesquisa desenvolvida por Iemma⁶ sobre parcelas subdivididas, trabalha com análise de experimentos em blocos casualizados completos aumentados (Blocos de Federer), com parcelas subdivididas no tempo, visando principalmente, à aplicação em experimentos agronômicos com culturas perenes, aproveitando as produções de anos sucessivos.

VELLO (1985) estudando as alterações provocadas pela introdução de germoplasma exótico em populações de soja com bases genéticas amplas, conduziu dois experimentos em blocos casualizados com tratamentos comuns. No primeiro, instalou experimentos em dois locais, com progênies arranjadas em dez conjuntos experimentais; cada conjunto compreendendo vinte progênies de cada população e dez testemunhas padrões comuns a todos os conjuntos. No segundo, os experimentos foram instalados em três locais, as progênies foram arranjadas em seis conjuntos experimentais, cada conjunto compreendendo dez progênies de cada população e dez testemunhas padrões comuns a todos os conjuntos; conseguindo atingir os

6

IEMMA, A.F. Análise de experimentos em parcelas subdivididas com tratamentos principais dispostos em blocos incompletos balanceados. Piracicaba, 1981. 145 p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz"/USP).

objetivos propostos através do uso deste delineamento.

GREINER (1986) afirma que os delineamentos em blocos incompletos balanceados oferecem uma boa alternativa para o pesquisador testar um número elevado de tratamentos. Este autor trata da análise conjunta de experimentos conduzidos em blocos incompletos balanceados com alguns tratamentos comuns a todos os experimentos, possuindo não necessariamente os mesmos parâmetros de um experimento para outro. Afirma que na escolha dos tratamentos comuns, em geral, são levadas em consideração, além da produção, a estabilidade, a boa aceitação pelos agricultores, a resistência a doenças e pragas, etc, pois estes tratamentos comuns atuarão como uma espécie de controle ou testemunha. Na prática, estes tratamentos são, por exemplo, as melhores variedades em cultivo pelos agricultores.

MELO (1987) trabalhando com cana-de-açúcar, estuda grupos de experimentos em parcelas subdivididas, em blocos casualizados, onde os tratamentos das parcelas são distintos de um experimento para outro, mas tendo em comum alguns tratamentos, presentes em todos os ensaios. Primeiramente realiza análises individuais e depois uma análise conjunta, percebendo ser viável a análise de variância de grupos de experimentos em parcelas subdivididas com tratamentos comuns e regulares nas parcelas.

OLIVEIRA & BARBIN (1987) consideram um método de análise intrablocos para o caso de ensaios em reticulado quadrado, aumentados pela adição de alguns tratamentos comuns a todos os blocos. Porém, OLIVEIRA (1987) amplia este método, fazendo uma análise com recuperação da informação interblocos. Para atingir este objetivo, ele considera, na estimação dos efeitos dos tratamentos regulares, tanto os contrastes entre parcelas do mesmo bloco como também os contrastes entre os vários blocos.

SILVA (1987) apresenta um estudo sobre a análise de covariância para o delineamento em blocos completos aumentados quando a covariável é linear. Faz este estudo devido à sua aplicabilidade no melhoramento de cana-de-açúcar, já que a análise de covariância além de melhorar o controle local, leva em consideração outras variáveis importantes que podem influenciar naquela que é de maior interesse.

3. DESENVOLVIMENTO TEÓRICO

3.1. Caracterização

Seja o esquema ilustrativo de um experimento com tratamentos comuns, divididos em conjuntos experimentais com as características a seguir:

v : número de tratamentos, sendo v múltiplo de b

a : número de tratamentos comuns

b : número de conjuntos

r : número de parcelas por conjunto

d : número de repetições

Ressalta-se que cada conjunto tem a tratamentos comuns, sendo que alguns se repetem dentro de um conjunto e outros dentro dos outros.

3.2. Modelo Linear

Para o experimento em questão, considera-se o modelo linear:

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

sendo $\delta_i = 0$ se o tratamento i for não comum

$\delta_i = 1$ se o tratamento i for comum

onde:

Y_{ijk} é a observação do i -ésimo tratamento no j -ésimo conjunto na k -ésima repetição;

μ é uma constante inerente a todas as observações;

τ_i é o efeito do i -ésimo tratamento ($i = 1, 2, \dots, v$);

β_j é o efeito do j -ésimo conjunto ($j = 1, 2, \dots, b$);

θ_k é o efeito da k -ésima repetição ($k = 1, 2, \dots, d$);

γ_{ij} é o efeito da interação tratamento comum x conjunto

ε_{ijk} é o erro amostral ou erro dentro de parcelas e supõe-se $\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$ e independentes.

δ_i é o delta de Kronecker

Na forma matricial o modelo (1) é dado por:

$$\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{X}\underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{e}$$

onde:

$\underset{rbd}{y}_1$ é o vetor das realizações de variáveis aleatórias

$\underset{rbd}{X}_{(1+v+b+d+s)}$ é uma matriz de zeros e uns relacionados com os coeficientes dos parâmetros do modelo e s é o número de parâmetros relativos às interações tratamento comum x conjunto

$(\underset{1+v+b+d+s}{\underset{\sim}{\beta}})_1$ é o vetor dos parâmetros do modelo

$\underset{rbd}{e}_1$ é um vetor não observável de erros aleatórios tal que $\underset{\sim}{e} \sim N(\phi, I\sigma_e^2)$, isto é, está sendo considerado o modelo linear de Gauss-Markov (GM) e, portanto, $\underset{\sim}{y} \sim N(\underset{\sim}{X}\underset{\sim}{\beta}, I\sigma_e^2)$.

3.3. Resolução do Sistema de Equações Normais

Para se resolver o Sistema de Equações Normais (SEN) será usado o processo de absorção de equações, segundo SEARLE (1971). A base desse procedimento quando $X'X$ é de ordem p e posto r é fazer $p - r$ elementos de $\underset{\sim}{\beta}^0$ iguais a zero e eliminar as equações correspondentes do SEN, deixando um grupo de r equações de posto completo.

No experimento a ser analisado o número de equações é $p = 1 + v + b + d + s$, mas, no SEN, a soma das v equações de tratamentos é igual à equação relativa a μ ,

assim como a soma das b equações de conjuntos e a soma das d equações de repetições. A consequência disto é que existem três relações lineares entre as linhas de $X'X$. Também, nas equações relativas a γ , a soma em j das equações γ_{ij} para i fixo se iguala às equações τ_i . Isto é válido para todo tratamento i comum, representando outras a relações lineares entre as linhas de $X'X$. Então, o posto de $X'X$ é $r = 1 + v + b + d + s - (3 + a)$. Porém, para se resolver o SEN pelo processo de absorção é necessário fazer

$$p - r = 1 + v + b + d + s - (1 + v + d + s - 3 - a) = a + 3$$

elementos de β° iguais a zero.

Deste modo, usando-se a inversa generalizada adequada, a solução β° é obtida e posteriormente utilizada para calcular as somas de quadrados.

A obtenção da solução β° pode ser feita através do pacote computacional GLIM, onde os elementos a serem zerados são τ_1 , β_1 , θ_1 e todas as interações que contenham τ_1 e β_1 .

Antes de entrar nos esquemas de análise de variância propriamente ditos, são necessárias algumas considerações importantes sobre a ocorrência de "aliasing" nos modelos.

3.4. "Aliasing"

Com o propósito de se obter uma idéia mais completa sobre o conceito de "aliasing", achou-se por bem fazer a tradução deste tópico contido no capítulo três do livro Generalized Linear Model de McCULLAGH & NELDER (1989).

Cada termo em um modelo descreve um grupo de covariáveis a serem incluídas em um preditor linear. Se um grupo é denotado por $X_1, X_2, \dots, X_p$, os X 's sendo vetores de tamanho N , com N igual ao número de unidades, então pode-se dizer que os X 's definem p direções em um espaço Euclidiano N -dimensional. Essas direções definem um subespaço de até p dimensões com dimensão máxima atingida se não existirem relações lineares entre os X 's.

Se existem k relações lineares independentes então os vetores X geram um subespaço de dimensão $p - k$. Geralmente, os termos individuais em uma fórmula irão definir subespaços de dimensão máxima, onde a perda de dimensão ocorrerá somente quando se consideram os subespaços conjuntos cobertos por mais de um termo. O exemplo mais simples de perda de dimensão em um termo aparece quando um nível de um fator não ocorre em qualquer unidade, isto é, o grupo correspondente definido por esse nível está vazio. O vetor "dummy" para esse grupo tem todos os elementos iguais a zero e assim não define nenhuma direção no espaço vetorial.

Consideram-se agora as possíveis relações, entre os subespaços definidos por dois termos em um modelo. Denotam-se os termos por P e Q com dimensões p e q respectivamente, assumindo $p \geq q$. Há três tipos de relações possíveis entre P e Q .

1. Todos os $p + q$ vetores que definem P e Q são linearmente independentes, de modo que a dimensão de $P + Q$ é $p + q$.
2. Todos os vetores de Q são combinações lineares de P , de modo que a dimensão de $P + Q$ é p .
3. k dos q vetores de Q são combinações lineares de vetores de P , $0 < k < q$, então, a dimensão de $P + Q$ é $p + q - k$.

O efeito da sobreposição de subespaços nos termos de um modelo linear generalizado é produzir "aliasing", porque certas combinações de parâmetros em um modelo não podem ser distinguidas das outras. Eles têm a mesma estimativa para qualquer grupo de dados e não existe informação independente sobre os componentes.

3.4.1. "Aliasing" intrínsecos em modelos com fatores

Considere um modelo contendo um único fator A e a média geral, que pode ser escrito como: $1 + A$, onde 1 é o vetor "dummy" com todos os elementos iguais a 1. Algebricamente tem-se $\eta_{ij} = \mu + \alpha_i$, onde i é o índice dos grupos definidos por A , e j é o índice das unidades dentro dos grupos. Os vetores "dummy" para o fator A somam

o vetor "dummy" para μ , pois cada unidade de μ é exatamente composta pela unidade relativa ao nível de A em consideração, já que para os demais níveis nessa repetição, os vetores são designados por zero. Assim μ é "aliased" com $\sum \alpha_i$, e além do mais é intrinsecamente "aliased" porque a relação é válida para qualquer que seja a alocação das unidades aos grupos. Diz-se então que os "aliasing" são intrínsecos devido ao modelo em si.

3.4.2. "Aliasing" extrínsecos

Foi visto que os "aliasing" intrínsecos são essencialmente uma característica do modelo e não de um grupo particular de dados que dá informações sobre o modelo. Entretanto, "aliasing" pode também ocorrer porque valores particulares de covariáveis em um grupo de dados contêm dependências lineares. Suponha um modelo de classificação cruzada (três por três) onde existem dados em cinco das nove caselas possíveis, arranjados do seguinte modo:

A	B		
	1	2	3
1	x	x	
2	x	x	
3			x

Por causa dessa particular configuração dos dados, os dois espaços tridimensionais A e B têm um subespaço

bidimensional em comum ao invés de um subespaço unidimensional.

Os "aliasing" refletem o fato de que aquelas cinco caselas ocupadas podem ser separadas em duas porções desconectadas (de tamanhos dois por dois e um por um) não tendo linha ou coluna em comum. Se porém uma das caselas for movida de modo que se tenha a configuração:

A	B		
	1	2	3
1	x	x	
2	x		
3		x	x

neste caso, os "aliasing" desaparecem juntamente com a desconexão. Isto mostra como "aliasing" extrínsecos dependem dos dados, em contraste com os intrínsecos que dependem da formulação do modelo.

3.5. Análise de Variância

São apresentados a seguir alguns esquemas de análise que se julgaram importantes para os dados do experimento em questão. A solução do SEN será obtida pelo GLIM, cujos resultados serão apresentados.

O primeiro esquema de análise é aquele em que aparecem as seguintes causas de variação: repetições

corrigidas pela média, conjuntos corrigidos pela média, tratamentos corrigidos pela média e efeito de conjuntos; interação corrigida pela média, efeito de tratamentos, efeito de conjuntos e repetições e o resíduo. Estes efeitos serão calculados através de reduções nas somas de quadrados. Portanto, tem-se:

Causas de variação	Graus de liberdade
$\theta \mu$	$d - 1$
$\beta \mu$	$b - 1$
$\tau \mu, \beta$	$v - 1$
$\gamma \mu, \tau, \beta, \theta$	$(a - 1)(b - 1)$
Resíduo	$N - v - d - a(b - 1) + 1$
Total	$N - 1$

O cálculo das somas de quadrados é feito por:

$$SQ \text{ Resíduo} = \sum y^2 - R(\mu, \tau, \beta, \theta, \gamma)$$

$$R(\gamma|\mu, \tau, \beta, \theta) = R(\mu, \tau, \beta, \theta, \gamma) - R(\mu, \tau, \beta, \theta)$$

$$R(\tau|\mu, \beta) = R(\tau, \mu, \beta) - R(\mu, \beta)$$

$$R(\beta|\mu) = R(\beta, \mu) - R(\mu)$$

$$R(\theta|\mu) = R(\theta, \mu) - R(\mu)$$

Para se obterem estas reduções nas somas de quadrados são ajustados os diversos modelos usando-se o método do resíduo condicional.

Para se calcular a SQRes o ajuste é feito usando-se o modelo:

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

Seja um experimento com $v = 30$, $b = 2$, $a = 3$, $d = 4$ e $s = 6$, contendo nos conjuntos um e dois respectivamente, os seguintes tratamentos:

$c_1 : 1, 2, 3, \dots, 15, 7, 19, 24$

$c_2 : 16, 17, \dots, 30, 7, 19, 24$

Os tratamentos 7, 19 e 24 são os tratamentos comuns aos dois conjuntos, ressaltando-se que o 7 se repete dentro do primeiro conjunto e o 19 e 24 se repetem dentro do segundo. Assim, as seis interações existentes são representadas por: $\gamma_{7,1}$, $\gamma_{7,2}$, $\gamma_{19,1}$, $\gamma_{19,2}$, $\gamma_{24,1}$, $\gamma_{24,2}$ e $p = 1 + v + b + d + s = 43$.

Como o número de tratamentos comuns é $a=3$, o número de elementos a serem zerados será $a + 3 = 6$ e o posto de $X'X$ será $r = 43 - 6 - 1 = 36$. A diminuição de uma unidade no posto de $X'X$ se deve à presença do "aliasing" extrínseco. O mesmo ocorrerá para o modelo sem interação, modelo (2).

Deste modo os resultados serão mostrados na Tabela 1. Para se distinguir os "aliasing" intrínsecos dos extrínsecos, basta olhar na coluna da referência da equação. Os "aliasing" intrínsecos são denotados por um zero e os extrínsecos aparecem numerados naturalmente como os outros parâmetros.

Tabela 1. Resultados do modelo completo segundo a teoria de Searle.

Referência da equação	Solução do SEN		Parâmetro
1	valor		μ
0	0.000	("aliased")	$\tau(1)$
2	valor		$\tau(2)$
3	valor		$\tau(3)$
:	:		:
30	valor		$\tau(30)$
0	0.000	("aliased")	$\beta(1)$
31	valor		$\beta(2)$
0	0.000	("aliased")	$\theta(1)$
32	valor		$\theta(2)$
33	valor		$\theta(3)$
34	valor		$\theta(4)$
0	0.000	("aliased")	$\tau(7)\beta(1)$
35	valor		$\tau(7)\beta(2)$
0	0.000	("aliased")	$\tau(19)\beta(1)$
36	valor		$\tau(19)\beta(2)$
0	0.000	("aliased")	$\tau(24)\beta(1)$
37	0.000	("aliased")	$\tau(24)\beta(2)$

Portanto, existem 6 "aliased" intrínsecos e 1 extrínseco.

Para o cálculo da redução $R(\gamma|\mu, \tau, \beta, \theta)$ ajusta-se o modelo:

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

Neste caso, o número de equações se reduz a $p = 1 + v + b + d = 37$, o posto de $X'X$ é 33 e o número de equações a serem zeradas é 3. São zerados então τ_1 , β_1 , e θ_1 . Portanto tem-se os resultados na Tabela 2.

Tabela 2. Resultados do ajuste do modelo sem interação

Referência da equação	Solução do SEN		Parâmetro
1	valor		μ
0	0.000	("aliased")	$\tau(1)$
2	valor		$\tau(2)$
3	valor		$\tau(3)$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
30	valor		$\tau(30)$
0	0.000	("aliased")	$\beta(1)$
31	0.000	("aliased")	$\beta(2)$
0	0.000	("aliased")	$\theta(1)$
32	valor		$\theta(2)$
33	valor		$\theta(3)$
34	valor		$\theta(4)$

Observa-se aqui que existem 3 "aliased" intrínsecos, que são devidos ao modelo e um extrínseco.

Para a redução $R(\tau|\mu, \beta)$ torna-se necessário ajustar o modelo:

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

Aqui o número de equações se reduz a $p = 1 + v + b = 33$, o posto de $X'X$ é 31 e o número de equações a serem zeradas é 2. Zeraram-se então τ_1 e β_1 , com os seguintes resultados

apresentados na Tabela 3.

Tabela 3. Resultados do ajuste do modelo (3)

Referência da equação	Solução do SEN		Parâmetro
1	valor		μ
0	0,000	("aliased")	$\tau(1)$
2	valor		$\tau(2)$
3	valor		$\tau(3)$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$
30	valor		$\tau(30)$
0	0,000	("aliased")	$\beta(1)$
31	valor		$\beta(2)$

Tirando-se o efeito de tratamentos, o modelo fica reduzido a :

$$y_{ijk} = \mu + \beta_j + \varepsilon_{ijk} \quad (4)$$

Tem-se então $p = 1 + b = 3$ equações, o posto de $X'X$ é 2 e zera-se, assim, uma equação.

Tab.4. Resultados do ajuste do modelo (4)

Referência da equação	Solução do SEN		Parâmetro
1	valor		μ
0	0,000	("aliased")	$\beta(1)$
2	valor		$\beta(2)$

Para se obter a redução $R(\theta|\mu)$, tira-se o efeito de conjuntos e acrescenta-se o efeito de repetições e tem-se:

$$y_{ik} = \mu + \theta_k + \varepsilon_{ik} \quad (5)$$

Tem-se então $p = 5$, o posto de $X'X = 4$ e zera-se somente uma equação.

Tab.5.- Resultados do ajuste do modelo (5)

Referência da equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	valor	μ
0	0,000 ("aliased")	$\theta(1)$
2	valor	$\theta(2)$
3	valor	$\theta(3)$
4	valor	$\theta(4)$

Calculando-se outras reduções em relação ao efeito de repetições, chegou-se ao seguinte resultado:

$R(\theta|\mu, \tau, \beta, \gamma) = R(\theta|\mu, \tau, \beta) = R(\theta|\mu, \tau, \gamma) = R(\theta|\mu, \tau) = R(\theta|\mu, \beta) = R(\theta|\mu, \gamma) = R(\theta|\mu)$, verificando-se portanto que há ortogonalidade entre o efeito de repetições e os demais efeitos.

O modelo utilizado para a análise sem levar em conta os tratamentos comuns foi o seguinte:

$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk}$, com o seguinte quadro de análise de variância:

Causas de Variação	Graus de liberdade
$\theta \mu$	$d - 1$
$\beta \mu$	$b - 1$
$\tau \mu, \beta$	$v - 2$
Resíduo	$N - v - d - b + 3$
Total	$N - 1$

As reduções nas somas de quadrados são feitas como anteriormente.

Pode ocorrer de não haver efeito significativo de conjuntos. Neste caso o que se aconselha fazer é somar este efeito ao de tratamentos, e o modelo fica:

$$y_{ik} = \mu + \tau_i + \theta_k + \varepsilon_{ik} \quad (6)$$

com o seguinte quadro de análise:

Causas de Variação	Graus de Liberdade
$\theta \mu$	$d - 1$
$\tau \mu$	$v - 1$
Resíduo	$(d - 1)(v - 1)$
Total	$dv - 1$

Uma outra análise de interesse foi aquela em que se usou a média dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto. Quanto ao modelo utilizado é o mesmo que no esquema anterior.

3.6. Comparações de Médias de Tratamentos

Quando não houver efeito da interação tratamentos comuns x conjuntos, a variância estimada do contraste é dada pelas fórmulas a seguir, quando se quer fazer comparações entre

1º) Dois tratamentos regulares :

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d$$

2º) Um tratamento regular e um comum:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = (1 + 1/\lambda)QMRes/d$$

onde $\lambda = L + b - 1$, sendo L o número de repetições do tratamento comum dentro de um conjunto.

3º) Dois tratamentos comuns:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d\lambda$$

Os resultados obtidos por PIMENTEL GOMES (1987) no delineamento em blocos casualizados com tratamentos comuns são os seguintes:

a) Entre dois tratamentos regulares:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2s^2/r$$

b) Entre dois tratamentos comuns:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2s^2/gr$$

onde g é o número de grupos e r é o número de repetições

c) Entre um tratamento regular e um comum:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = s^2 (1 + 1/c + 1/g - 1/cg)/r$$

Nota-se que entre dois tratamentos regulares as variâncias são iguais para os dois modelos , ao passo que entre dois tratamentos comuns e entre um regular e um comum as variâncias são menores no modelo em questão. Isto deve-se à ocorrência de repetição dos tratamentos comuns dentro dos conjuntos.

Quando houver interação entre tratamentos comuns x conjuntos, temos as seguintes possibilidades:

- 1º) Comparações de médias de dois tratamentos regulares no mesmo conjunto:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d$$

- 2º) Comparações de médias de dois tratamentos regulares em conjuntos diferentes:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d$$

- 3º) Comparações de médias entre um tratamento regular e um comum no mesmo conjunto, onde o comum não se repete:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d$$

- 4º) Entre um tratamento regular e um comum no mesmo conjunto, com o comum se repetindo:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = (1 + 1/L)QMRes/d$$

- 5º) Entre dois tratamentos comuns no mesmo conjunto, onde ambos não se repetem:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d$$

6°) Entre dois tratamentos comuns no mesmo conjunto, onde ambos se repetem:

$$V(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/Ld$$

7°) Entre dois tratamentos comuns no mesmo conjunto, onde um se repete e o outro não:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = (1 + 1/L) QMRes/d.$$

4. ILUSTRAÇÃO DA METODOLOGIA

Como na área de melhoramento genético, em especial para a cultura da soja, tem sido comum o uso do delineamento em blocos casualizados com tratamentos comuns, com os tratamentos comuns se repetindo diferentemente dentro dos conjuntos, serão utilizados dados de um experimento conduzido no Setor de Genética Aplicada às Espécies Autógamas do Instituto de Genética da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), em Piracicaba, SP.

Os tratamentos consistiram em trinta genótipos compreendendo cultivares e linhagens de soja: Biloxi, BR-9, BR-10, BR-11, BR 79-63, BR-80-14887, Cristalina, Doko, EMGOPA 301, GO 70-1039, GO 79-1084, IAC-5, IAC-6, IAC-8, IAC-9, IAC-11, IAC-12, Júpiter, Numbaira, OC 83-62, Paranagoiana, Santa Maria, Timbira, Tropical, UFV-1, UFV-2, UFV-3, UFV-4, UFV-5, UFV-Araguaia.

Os tratamentos foram subdivididos em dois conjuntos, cada um contendo três tratamentos comuns: IAC-8, IAC-12 e Tropical.

Os tratamentos pertencentes ao primeiro conjunto foram : UFV-Araguaia, IAC-6, Biloxi, OC 83-62, BR-80-14887, Cristalina, IAC-12, BR-9, IAC-11, BR-11, UFV-3, Timbira, UFV-4, IAC-9, BR 79-63, que enumeramos de 1 a 15, mais os três comuns, enumerados como 7, 19 e 24.

Os tratamentos pertencentes ao segundo conjunto foram : Numbaira, GO 79-1084, Paranagoiana, Tropical, Doko, Júpiter, IAC-5, Santa Maria, IAC-8, EMGOPA 301, GO 79-1039, UFV-2, UFV-1, UFV-5, BR-10, mais os três comuns: 7, 19 e 24. Portanto, o tratamento 7 (IAC-12) se repete dentro do primeiro conjunto e os tratamentos 19 e 24 (Tropical e IAC-8) se repetem dentro do segundo conjunto, cada conjunto contendo dezoito parcelas.

Foram feitas quatro repetições segundo o esquema:

$$R_1$$

trat. 1,2,3,...,15,7,19,24

 c_1

trat. 16,17,...,30,7,19,24

 c_2

$$\vdots$$

$$R_4$$

trat. 1,2,3,...,15,7,19,24

 c_1

trat. 16,17,...,30,7,19,24

 c_2

Foram medidas dez variáveis:

- a) Tempo para florescimento ou período vegetativo;
- b) altura da planta no florescimento;
- c) número de internódios na florescência;
- d) tempo para maturação;
- e) altura da planta na maturação;
- f) acamamento;
- g) altura de inserção da primeira vagem;
- h) número de internódios na colheita;
- i) período reprodutivo;
- j) produção de grãos.

Para o objetivo proposto, porém, não foi necessário utilizar todas as variáveis, já que o procedimento é semelhante. Foram utilizadas apenas três, a saber:

- 1) Número médio de internódios na florescência;
- 2) produção de grãos;
- 3) número médio de internódios na colheita.

4.1. Número Médio de Internódios na Florescência

4.1.1. Primeiro esquema de análise de variância

Causas de variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	5,8990	1,9663	1,05
$(\beta \mu)$	1	27,6400	27,6400	14,72**
$(\tau \mu,\beta)$	29	1972,0000	68,0000	36,21**
$(\gamma \mu,\tau,\beta,\theta)$	2	1,7650	1,6562	0,88
Resíduo	108	202,6800	1,8777	
Total	143	2209,9840		

Para essa variável houve efeito significativo de conjuntos e de tratamentos, sendo que não houve efeito da interação tratamentos comuns x conjuntos, indicando que os tratamentos comuns se comportaram da mesma maneira nos dois conjuntos.

Serão apresentados a seguir os resultados do ajuste do modelo em questão, como também as médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão.

Tabela 4.1. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	18,82	μ
0	0,000	"aliased" $\tau(1)$
2	1,970	$\tau(2)$
3	-7,345	$\tau(3)$
4	-5,490	$\tau(4)$
5	-8,870	$\tau(5)$
6	1,340	$\tau(6)$
7	-7,160	$\tau(7)$
8	1,373	$\tau(8)$
9	0,3750	$\tau(9)$
10	3,655	$\tau(10)$
11	-2,373	$\tau(11)$
12	3,155	$\tau(12)$
13	-6,658	$\tau(13)$
14	1,500	$\tau(14)$
15	0,7200	$\tau(15)$
16	-2,009	$\tau(16)$
17	-4,626	$\tau(17)$
18	-6,039	$\tau(18)$
19	2,780	$\tau(19)$
20	0,1787	$\tau(20)$
21	-0,1938	$\tau(21)$
22	-3,354	$\tau(22)$
23	-2,541	$\tau(23)$
24	-6,040	$\tau(24)$
25	0,1912	$\tau(25)$
26	-1,229	$\tau(26)$
27	-3,821	$\tau(27)$
28	-1,571	$\tau(28)$
29	1,616	$\tau(29)$
30	1,149	$\tau(30)$
0	0,000	"aliased" $\beta(1)$
31	1,134	$\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\theta(1)$
32	0,5514	$\theta(2)$
33	0,2742	$\theta(3)$
34	0,4008	$\theta(4)$
0	0,000	"aliased" $\tau(7)\beta(1)$
35	-1,030	$\tau(7)\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\tau(19)\beta(1)$
36	-0,9588	$\tau(19)\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\tau(24)\beta(1)$
37	0,000	"aliased" $\tau(24)\beta(2)$

Temos neste caso seis "aliased" intrínsecos ao modelo e um extrínseco.

Tabela 4.2. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	19,12	0,6850
2	21,09	0,6850
3	11,78	0,6850
4	13,63	0,6850
5	10,25	0,6850
6	20,47	0,6850
7	11,99	0,3955
8	20,50	0,6850
9	19,50	0,6850
10	22,78	0,6850
11	16,75	0,6850
12	22,28	0,6850
13	12,47	0,6850
14	20,62	0,6850
15	19,84	0,6850
16	18,25	0,6850
17	15,63	0,6850
18	14,22	0,6850
19	22,02	0,3955
20	20,44	0,6850
21	20,06	0,6850
22	16,90	0,6850
23	17,72	0,6850
24	13,84	0,3950
25	20,45	0,6850
26	19,03	0,6850
27	16,43	0,6850
28	18,68	0,6850
29	21,87	0,6850
30	21,41	0,6850

Para realizarmos comparações das médias dos tratamentos temos os seguintes valores da variância:

a) Comparações de médias de dois tratamentos regulares:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 0,9388$$

b) Entre um regular e um comum

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = (1 + 1/\lambda)QMRes/d = 0,6259$$

c) Entre dois tratamentos comuns

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d\lambda = 0,3129$$

Temos portanto, o quadro de comparação de médias pelo método de Tukey com as seguintes diferenças mínimas significativas:

a) Para dois regulares :

$$\Delta_{1\%} = 4,21$$

$$\Delta_{5\%} = 3,71$$

b) Para um regular e um comum :

$$\Delta_{1\%} = 3,43$$

$$\Delta_{5\%} = 3,04$$

c) Para dois comuns:

$$\Delta_{1\%} = 2,42$$

$$\Delta_{5\%} = 2,15$$

Quadro de comparação de médias pelo método de Tukey

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
2	ns																	
3	**	**																
4	**	**	ns															
5	**	**	ns	ns														
6	ns	ns	**	**	**													
7	**	**	ns	ns	ns	**												
8	ns	ns	**	**	**	ns	**											
9	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns										
10	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns									
11	ns	ns	**	ns	**	ns	**	*	ns	**								
12	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	**							
13	**	**	ns	ns	ns	**	ns	**	**	**	**	**						
14	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	*	ns	**					
15	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	ns	ns	**	ns				
16	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	**	ns	*	**	ns	ns			
17	ns	**	*	ns	**	**	**	**	*	**	ns	**	ns	**	**	ns		
18	**	**	ns	ns	*	**	ns	**	**	**	ns	**	ns	**	**	*	ns	
19	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	**	ns	**	ns	ns	**	**	**
20	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	ns	ns	**	ns	ns	ns	**	**
21	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	ns	ns	**	ns	ns	ns	**	**
22	ns	*	**	ns	**	ns	**	ns	ns	**	ns	**	**	ns	ns	ns	ns	ns
23	ns	ns	**	*	**	ns	**	ns	ns	**	ns	**	**	ns	ns	ns	ns	ns
24	**	**	ns	ns	ns	**	ns	**	**	**	ns	**	ns	**	**	**	ns	ns
25	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	ns	ns	**	ns	ns	ns	**	**
26	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	*	ns	ns	**	ns	ns	ns	**	**
27	ns	**	**	ns	**	*	**	*	ns	**	ns	**	*	*	ns	ns	ns	ns
28	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	*	ns	ns	**	ns	ns	ns	ns	**
29	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	**	ns	**	ns	ns	ns	**	**
30	ns	ns	**	**	**	ns	**	ns	ns	ns	**	ns	**	ns	ns	ns	**	**

	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29
20	ns										
21	ns	ns									
22	**	ns	ns								
23	**	ns	ns	ns							
24	**	**	**	*	**						
25	ns	ns	ns	ns	ns	**					
26	ns	ns	ns	ns	ns	**	ns				
27	**	*	ns	ns	ns	ns	*	ns			
28	ns	ns	ns	ns	ns	**	ns	ns	ns		
29	ns	ns	ns	**	*	**	ns	ns	**	ns	
30	ns	ns	ns	**	ns	**	ns	ns	**	ns	ns

4.1.2. Segundo esquema de análise de variância: análise sem os tratamentos comuns

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	4,814	1,6047	0,86
$(\beta \mu)$	1	24,800	24,8000	13,26**
$(\tau \mu,\beta)$	28	1440,000	51,4286	27,51**
Resíduo	87	162,660	1,8696	
Total	119	1632,274		

Neste caso permanecem significativos os efeitos de conjuntos e de tratamentos.

Apresentam-se a seguir os resultados do ajuste do modelo e também as médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão.

Tabela 4.3. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	18,93	μ
0	0,000 "aliased"	$\tau(1)$
2	1,970	$\tau(2)$
3	-7,345	$\tau(3)$
4	-5,498	$\tau(4)$
5	-8,873	$\tau(5)$
6	1,343	$\tau(6)$
7	-7,803	$\tau(7)$
8	1,373	$\tau(8)$
9	0,3750	$\tau(9)$
10	3,655	$\tau(10)$
11	-2,373	$\tau(11)$
12	3,155	$\tau(12)$
13	-6,658	$\tau(13)$
14	1,500	$\tau(14)$
15	0,7200	$\tau(15)$
16	-0,8750	$\tau(16)$
17	-3,493	$\tau(17)$
18	-4,905	$\tau(18)$
19	1,970	$\tau(19)$
20	1,312	$\tau(20)$
21	0,9400	$\tau(21)$
22	-2,220	$\tau(22)$
23	-1,407	$\tau(23)$
24	-5,280	$\tau(24)$
25	1,325	$\tau(25)$
26	-0,09500	$\tau(26)$
27	-2,688	$\tau(27)$
28	-0,4375	$\tau(28)$
29	2,750	$\tau(29)$
30	2,282	$\tau(30)$
0	0,000 "aliased"	$\beta(1)$
31	0,000 "aliased"	$\beta(2)$
0	0,000 "aliased"	$\theta(1)$
32	0,5257	$\theta(2)$
33	0,1497	$\theta(3)$
34	0,08967	$\theta(4)$

Neste ajuste houve três "aliased" intrínsecos ao modelo e um extrínseco.

Tabela 4.4. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	19,12	0,6837
2	21,09	0,6837
3	11,78	0,6837
4	13,63	0,6837
5	10,25	0,6837
6	20,47	0,6837
7	11,32	0,6837
8	20,50	0,6837
9	19,50	0,6837
10	22,78	0,6837
11	16,75	0,6837
12	22,28	0,6837
13	12,47	0,6837
14	20,62	0,6837
15	19,84	0,6837
16	18,25	0,6837
17	15,63	0,6837
18	14,22	0,6837
19	21,09	0,6837
20	20,44	0,6837
21	20,06	0,6837
22	16,90	0,6837
23	17,72	0,6837
24	13,84	0,6837
25	20,45	0,6837
26	19,03	0,6837
27	16,44	0,6837
28	18,69	0,6837
29	21,87	0,6837
30	21,41	0,6837

Para fazer as comparações entre médias de tratamentos a variância estimada é dada por:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMR_{\text{Res}}/d = 0,9348$$

4.1.3. Terceiro esquema de análise de variância : análise usando as médias dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	5,2910	1,7637	0,93
$(\beta \mu)$	1	27,4900	27,4900	14,53**
$(\tau \mu,\beta)$	28	1422,0000	50,7857	26,84**
Resíduo	87	164,6100	1,8921	
Total	119	1619,391		

Comparando-se esta análise em que se usou a média dos tratamentos comuns com a análise anterior (sem os tratamentos comuns) verifica-se que com exceção das somas de quadrados de tratamentos e total, houve um pequeno acréscimo nas demais somas de quadrados, não alterando contudo nenhuma das conclusões.

Apresentam-se a seguir os resultados do ajuste do modelo e as médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão.

Tabela 4.5. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	18,86	μ
0	0,000	"aliased" $\tau(1)$
2	1,970	$\tau(2)$
3	-7,345	$\tau(3)$
4	-5,498	$\tau(4)$
5	-8,873	$\tau(5)$
6	1,343	$\tau(6)$
7	-7,166	$\tau(7)$
8	1,373	$\tau(8)$
9	0,375	$\tau(9)$
10	3,655	$\tau(10)$
11	-2,373	$\tau(11)$
12	3,155	$\tau(12)$
13	-6,658	$\tau(13)$
14	1,500	$\tau(14)$
15	0,7200	$\tau(15)$
16	-0,8750	$\tau(16)$
17	-3,493	$\tau(17)$
18	-4,905	$\tau(18)$
19	2,955	$\tau(19)$
20	1,312	$\tau(20)$
21	0,9400	$\tau(21)$
22	-2,220	$\tau(22)$
23	-1,407	$\tau(23)$
24	-4,906	$\tau(24)$
25	1,325	$\tau(25)$
26	-0,09500	$\tau(26)$
27	-2,688	$\tau(27)$
28	-0,4375	$\tau(28)$
29	2,750	$\tau(29)$
30	2,282	$\tau(30)$
0	0,000	"aliased" $\beta(1)$
31	0,000	"aliased" $\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\theta(1)$
32	0,5867	$\theta(2)$
33	0,2277	$\theta(3)$
34	0,2280	$\theta(4)$

Como anteriormente temos três "aliased" intrínsecos e um extrínseco.

Tabela 4.6. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamentos	Média	Desvio-padrão
1	19,12	0,6874
2	21,09	0,6874
3	11,78	0,6874
4	13,63	0,6874
5	10,25	0,6874
6	20,47	0,6874
7	11,96	0,6874
8	20,50	0,6874
9	19,50	0,6874
10	22,78	0,6874
11	16,75	0,6874
12	22,28	0,6874
13	12,47	0,6874
14	20,62	0,6874
15	19,84	0,6874
16	18,25	0,6874
17	15,63	0,6874
18	14,22	0,6874
19	22,08	0,6874
20	20,44	0,6874
21	20,06	0,6874
22	16,90	0,6874
23	17,72	0,6874
24	14,22	0,6874
25	20,45	0,6874
26	19,03	0,6874
27	16,44	0,6874
28	18,69	0,6874
29	21,87	0,6874
30	21,41	0,6874

Para fazer as comparações entre médias de tratamentos a variância estimada é dada por:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 0,9460$$

4.2. Produção de Grãos

4.2.1. Primeiro esquema de análise de variância

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	2652220,00	884073,33	5,49**
$(\beta \mu)$	1	141908,00	141908,00	0,88
$(\tau \mu,\beta)$	29	29896242,00	1030904,80	6,41**
$(\gamma \mu,\tau,\beta,\theta)$	2	135532,00	67766,00	0,42
Resíduo	108	17376750,00	160895,83	
Total	144	50202652,00		

Para essa variável verificou-se efeito de repetições e de tratamentos, sendo que não houve efeito de conjuntos e nem da interação tratamentos comuns x conjuntos, diferindo da primeira variável (número de internódios na florescência) na qual não houve efeito de repetições e houve efeito de conjuntos.

Apresentam-se agora os resultados do ajuste do modelo, como feito anteriormente.

Tabela 4.7. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	3580,0	μ
0	0,000	"aliased" $\tau(1)$
2	-1161,0	$\tau(2)$
3	-1977,0	$\tau(3)$
4	-723,7	$\tau(4)$
5	-1387,0	$\tau(5)$
6	232,0	$\tau(6)$
7	-475,5	$\tau(7)$
8	-9,500	$\tau(8)$
9	-310,3	$\tau(9)$
10	-1096,0	$\tau(10)$
11	-1155,0	$\tau(11)$
12	-1386,0	$\tau(12)$
13	-254,3	$\tau(13)$
14	-159,5	$\tau(14)$
15	-978,2	$\tau(15)$
16	-779,2	$\tau(16)$
17	-899,9	$\tau(17)$
18	-946,7	$\tau(18)$
19	-998,0	$\tau(19)$
20	-1416,0	$\tau(20)$
21	-1679,0	$\tau(21)$
22	-1456,0	$\tau(22)$
23	-1666,0	$\tau(23)$
24	-955,2	$\tau(24)$
25	-1123,0	$\tau(25)$
26	-948,0	$\tau(26)$
27	-608,2	$\tau(27)$
28	-1151,0	$\tau(28)$
29	-1096,0	$\tau(29)$
30	-1144,0	$\tau(30)$
0	0,000	"aliased" $\beta(1)$
31	318,8	$\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\theta(1)$
32	-132,9	$\theta(2)$
33	170,8	$\theta(3)$
34	203,5	$\theta(4)$
0	0,000	"aliased" $\tau(7)\beta(1)$
35	-248,3	$\tau(7)\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\tau(19)\beta(1)$
36	-297,4	$\tau(19)\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\tau(24)\beta(1)$
37	0,000	"aliased" $\tau(24)\beta(2)$

Tabela 4.8. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	3641,0	200,6
2	2480,0	200,6
3	1664,0	200,6
4	2917,0	200,6
5	2254,0	200,6
6	3873,0	200,6
7	3189,0	115,8
8	3631,0	200,6
9	3331,0	200,6
10	2545,0	200,6
11	2486,0	200,6
12	2254,0	200,6
13	3387,0	200,6
14	3481,0	200,6
15	2663,0	200,6
16	3180,0	200,6
17	3060,0	200,6
18	3013,0	200,6
19	2657,0	115,8
20	2544,0	200,6
21	2280,0	200,6
22	2503,0	200,6
23	2294,0	200,6
24	2898,0	115,8
25	2837,0	200,6
26	3012,0	200,6
27	3351,0	200,6
28	2809,0	200,6
29	2864,0	200,6
30	2816,0	200,6

Para realizarmos comparações das médias dos tratamentos temos:

a) Entre dois tratamentos regulares:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 80477,915$$

b) Entre um tratamento regular e um comum:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = (1 + 1/\lambda)QMRes/d = 53631,943$$

c) Entre dois tratamentos comuns

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d\lambda = 26815,971$$

4.2.2. Segundo esquema de análise de variância: análise sem os tratamentos comuns

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	3689364,0	1229788,0	8,49**
$(\beta \mu)$	1	379744,0	379744,0	2,62
$(\tau \mu,\beta)$	28	28212078,0	1007574,2	6,96**
Resíduo	87	12598730,0	144812,9	
Total	119	44879916,0		

Neste caso continuam sendo significativos os efeitos de repetições e de tratamentos.

Tabela 4.9. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	3555,0	μ
0	0,000	"aliased" $\tau(1)$
2	-1161,0	$\tau(2)$
3	-1977,0	$\tau(3)$
4	-723,7	$\tau(4)$
5	-1387,0	$\tau(5)$
6	232,0	$\tau(6)$
7	-509,5	$\tau(7)$
8	-9,500	$\tau(8)$
9	-310,3	$\tau(9)$
10	-1096,0	$\tau(10)$
11	-1155,0	$\tau(11)$
12	-1386,0	$\tau(12)$
13	-254,3	$\tau(13)$
14	-159,5	$\tau(14)$
15	-978,2	$\tau(15)$
16	-460,5	$\tau(16)$
17	-581,1	$\tau(17)$
18	-628,0	$\tau(18)$
19	-1002,0	$\tau(19)$
20	-1097,0	$\tau(20)$
21	-1361,0	$\tau(21)$
22	-1137,0	$\tau(22)$
23	-1347,0	$\tau(23)$
24	-791,7	$\tau(24)$
25	-804,2	$\tau(25)$
26	-629,2	$\tau(26)$
27	-289,5	$\tau(27)$
28	-832,0	$\tau(28)$
29	-777,0	$\tau(29)$
30	-824,7	$\tau(30)$
0	0,000	"aliased" $\beta(1)$
31	0,000	"aliased" $\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\theta(1)$
32	-156,1	$\theta(2)$
33	209,8	$\theta(3)$
34	290,0	$\theta(4)$

Seguem-se então as médias de tratamentos com os respectivos desvios-padrão:

Tabela 4.10. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	3641,0	190,2715
2	2480,0	190,2715
3	1664,0	190,2715
4	2917,0	190,2715
5	2254,0	190,2715
6	3873,0	190,2715
7	3131,0	190,2715
8	3631,0	190,2715
9	3331,0	190,2715
10	2545,0	190,2715
11	2486,0	190,2715
12	2254,0	190,2715
13	3387,0	190,2715
14	3481,0	190,2715
15	2663,0	190,2715
16	3180,0	190,2715
17	3060,0	190,2715
18	3013,0	190,2715
19	2639,0	190,2715
20	2544,0	190,2715
21	2280,0	190,2715
22	2503,0	190,2715
23	2294,0	190,2715
24	2849,0	190,2715
25	2837,0	190,2715
26	3012,0	190,2715
27	3351,0	190,2715
28	2809,0	190,2715
29	2864,0	190,2715
30	2816,0	190,2715

Para fazer comparações de médias de tratamentos temos:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 72406,49$$

Como para esta variável o efeito de conjuntos não foi significativo pode-se adicioná-lo ao efeito de tratamentos e tem-se o seguinte quadro de análise de variância:

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	3689364,00	1229788,00	8,49**
$(\tau \mu)$	29	28591822,00	985924,89	6,81**
Resíduo	87	12598730,00	144812,98	
Total	119	44879916,00		

Tabela 4.11. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ik} = \mu + \tau_i + \theta_k + \varepsilon_{ik}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	3555,0	μ
0	0,000	"aliased" $\tau(1)$
2	-1161,0	$\tau(2)$
3	-1977,0	$\tau(3)$
4	-723,0	$\tau(4)$
5	-1387,0	$\tau(5)$
6	232,0	$\tau(6)$
7	-509,5	$\tau(7)$
8	-9,500	$\tau(8)$
9	-310,3	$\tau(9)$
10	-1096,0	$\tau(10)$
11	-1155,0	$\tau(11)$
12	-1386,0	$\tau(12)$
13	-254,3	$\tau(13)$
14	-159,5	$\tau(14)$
15	-978,2	$\tau(15)$
16	-460,5	$\tau(16)$
17	-581,1	$\tau(17)$
18	-628,0	$\tau(18)$
19	-1002,0	$\tau(19)$
20	-1097,0	$\tau(20)$
21	-1361,0	$\tau(21)$
22	-1137,0	$\tau(22)$
23	-1347,0	$\tau(23)$
24	-791,7	$\tau(24)$
25	-804,2	$\tau(25)$
26	-629,2	$\tau(26)$
27	-289,5	$\tau(27)$
28	-832,0	$\tau(28)$
29	-777,0	$\tau(29)$
30	-824,7	$\tau(30)$
0	0,000	"aliased" $\theta(1)$
31	-156,1	$\theta(2)$
32	209,8	$\theta(3)$
33	290,0	$\theta(4)$

Neste caso têm-se apenas dois "aliased" intrínsecos ao modelo.

Passa-se a seguir à análise em que se usou a média dos tratamentos comuns aos conjuntos.

4.2.3. Terceiro esquema de análise de variância: análise usando a média dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	2915082,00	971694,00	6,72**
$(\beta \mu)$	1	316524,00	316524,00	2,19
$(\tau \mu,\beta)$	28	28388358,00	1013869,00	7,02**
Resíduo	87	12569252,00	144474,16	
Total	119	44189216,00		

Aqui também houve significância somente dos efeitos de repetições e de tratamentos.

Apresentam-se, portanto, os resultados do ajuste e as médias dos tratamentos.

Tabela 4.12. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	3565,0	μ
0	0,000 "aliased"	$\tau(1)$
2	-1161,0	$\tau(2)$
3	-1977,0	$\tau(3)$
4	-723,7	$\tau(4)$
5	-1387,0	$\tau(5)$
6	232,0	$\tau(6)$
7	-475,5	$\tau(7)$
8	-9,500	$\tau(8)$
9	-310,3	$\tau(9)$
10	-1096,0	$\tau(10)$
11	-1155,0	$\tau(11)$
12	-1386,0	$\tau(12)$
13	-254,3	$\tau(13)$
14	-159,5	$\tau(14)$
15	-978,2	$\tau(15)$
16	-460,5	$\tau(16)$
17	-581,1	$\tau(17)$
18	-628,0	$\tau(18)$
19	-976,6	$\tau(19)$
20	-1097,0	$\tau(20)$
21	-1361,0	$\tau(21)$
22	-1137,0	$\tau(22)$
23	-1347,0	$\tau(23)$
24	-636,5	$\tau(24)$
25	-804,2	$\tau(25)$
26	-629,2	$\tau(26)$
27	-289,5	$\tau(27)$
28	-832,0	$\tau(28)$
29	-777,0	$\tau(29)$
30	-824,7	$\tau(30)$
0	0,000 "aliased"	$\beta(1)$
31	0,000 "aliased"	$\beta(2)$
0	0,000 "aliased"	$\theta(1)$
32	-138,8	$\theta(2)$
33	180,5	$\theta(3)$
34	261,3	$\theta(4)$

Tabela 4.13. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	3641,0	190,049
2	2480,0	190,049
3	1664,0	190,049
4	2917,0	190,049
5	2254,0	190,049
6	3873,0	190,049
7	3165,0	190,049
8	3631,0	190,049
9	3331,0	190,049
10	2545,0	190,049
11	2486,0	190,049
12	2254,0	190,049
13	3387,0	190,049
14	3481,0	190,049
15	2663,0	190,049
16	3180,0	190,049
17	3060,0	190,049
18	3013,0	190,049
19	2664,0	190,049
20	2544,0	190,049
21	2280,0	190,049
22	2503,0	190,049
23	2294,0	190,049
24	3004,0	190,049
25	2837,0	190,049
26	3012,0	190,049
27	3351,0	190,049
28	2809,0	190,049
29	2864,0	190,049
30	2816,0	190,049

Para fazer comparações de médias de tratamentos temos:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 72237,08$$

Neste caso também como o efeito de conjuntos não é significativo, pode-se adicioná-lo ao

efeito de tratamentos, obtendo-se o seguinte quadro de análise:

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	2915082,00	971694,00	6,72**
$(\tau \mu)$	29	28704882,00	989823,51	6,85**
Resíduo	87	12569252,00	144474,16	
Total	119	44189216,00		

Comparando-se com a análise sem os tratamentos comuns, com exceção da soma de quadrados de tratamentos, percebe-se que houve um pequeno decréscimo nas demais somas de quadrados para a análise com as médias dos tratamentos comuns, não alterando contudo as conclusões.

Tabela 4.14. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ik} = \mu + \tau_i + \theta_k + \varepsilon_{ik}$$

Referência da	Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1		3565,0	μ
0		0,000 "aliased"	$\tau(1)$
2		-1161,0	$\tau(2)$
3		-1977,0	$\tau(3)$
4		-723,7	$\tau(4)$
5		-1387,0	$\tau(5)$
6		232,0	$\tau(6)$
7		-475,5	$\tau(7)$
8		-9,500	$\tau(8)$
9		-310,3	$\tau(9)$
10		-1096,0	$\tau(10)$
11		-1155,0	$\tau(11)$
12		-1386,0	$\tau(12)$
13		-254,3	$\tau(13)$
14		-159,5	$\tau(14)$
15		-978,2	$\tau(15)$
16		-460,5	$\tau(16)$
17		-581,1	$\tau(17)$
18		-628,0	$\tau(18)$
19		-976,6	$\tau(19)$
20		-1097,0	$\tau(20)$
21		-1361,0	$\tau(21)$
22		-1137,0	$\tau(22)$
23		-1347,0	$\tau(23)$
24		-636,5	$\tau(24)$
25		-804,2	$\tau(25)$
26		-629,2	$\tau(26)$
27		-289,5	$\tau(27)$
28		-832,0	$\tau(28)$
29		-777,0	$\tau(29)$
30		-824,7	$\tau(30)$
0		0,000 "aliased"	$\theta(1)$
31		-138,8	$\theta(2)$
32		180,5	$\theta(3)$
33		261,3	$\theta(4)$

4.3. Número Médio de Internódios na Colheita

4.3.1. Primeiro esquema de análise de variância

Causas de variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	3,0430	1,0143	0,54
$(\beta \mu)$	1	13,5300	13,5300	7,26**
$(\tau \mu,\beta)$	29	881,3000	30,3896	16,31**
$(\gamma \mu,\tau,\beta,\theta)$	2	14,9600	7,4800	4,02*
Resíduo	108	201,1700	1,8626	
Total	143	1114,003		

Para essa variável houve efeito de conjuntos, de tratamentos e também da interação tratamentos comuns x conjuntos, indicando então que os tratamentos comuns não se comportaram da mesma maneira nos dois conjuntos. Portanto, esta análise difere das anteriores onde não houve efeito significativo da interação.

Apresentam-se agora os resultados do ajuste do modelo:

Tabela 4.15. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	19,54	μ
0	0,000 "aliased"	$\tau(1)$
2	1,525	$\tau(2)$
3	1,662	$\tau(3)$
4	-0,9275	$\tau(4)$
5	-4,810	$\tau(5)$
6	1,577	$\tau(6)$
7	-2,970	$\tau(7)$
8	1,730	$\tau(8)$
9	1,667	$\tau(9)$
10	3,172	$\tau(10)$
11	-2,080	$\tau(11)$
12	2,675	$\tau(12)$
13	3,007	$\tau(13)$
14	0,9275	$\tau(14)$
15	1,177	$\tau(15)$
16	-3,044	$\tau(16)$
17	-5,024	$\tau(17)$
18	-1,896	$\tau(18)$
19	2,507	$\tau(19)$
20	-0,7863	$\tau(20)$
21	-1,109	$\tau(21)$
22	-0,5363	$\tau(22)$
23	-3,174	$\tau(23)$
24	-5,313	$\tau(24)$
25	-0,4238	$\tau(25)$
26	-1,311	$\tau(26)$
27	-3,716	$\tau(27)$
28	-2,494	$\tau(28)$
29	0,8087	$\tau(29)$
30	0,6512	$\tau(30)$
0	0,000 "aliased"	$\beta(1)$
31	1,519	$\beta(2)$
0	0,000 "aliased"	$\theta(1)$
32	0,4100	$\theta(2)$
33	0,2042	$\theta(3)$
34	0,2297	$\theta(4)$
0	0,000 "aliased"	$\tau(7)\beta(1)$
35	0,000 "aliased"	$\tau(7)\beta(2)$
0	0,000 "aliased"	$\tau(19)\beta(1)$
36	-0,9600	$\tau(19)\beta(2)$
0	0,000 "aliased"	$\tau(24)\beta(1)$
37	0,000 "aliased"	$\tau(24)\beta(2)$

Tabela 4.16. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	19,75	0,6825
2	21,27	0,6825
3	21,41	0,6825
4	18,82	0,6825
5	14,94	0,6825
6	21,33	0,6825
7(1)	16,78	0,4826
7(2)	15,04	0,6825
8	21,48	0,6825
9	21,42	0,6825
10	22,92	0,6825
11	17,67	0,6825
12	22,42	0,6825
13	22,76	0,6825
14	20,68	0,6825
15	20,93	0,6825
16	18,23	0,6825
17	16,25	0,6825
18	19,37	0,6825
19(1)	22,26	0,6825
19(2)	22,82	0,4826
20	20,48	0,6825
21	20,16	0,6825
22	20,73	0,6825
23	18,09	0,6825
24(1)	14,44	0,6825
24(2)	15,96	0,4826
25	20,84	0,6825
26	19,96	0,6825
27	17,55	0,6825
28	18,77	0,6825
29	22,08	0,6825
30	21,92	0,6825

Para fazer comparações de médias de tratamentos apresentam-se as seguintes possibilidades:

1º) Entre dois tratamentos regulares no mesmo conjunto:

$$V(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 0,9315$$

2º) Entre dois tratamentos regulares em conjuntos diferentes:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 0,9315$$

3º) Entre um tratamento regular e um comum no mesmo conjunto, onde o comum não se repete:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 0,9315$$

4º) Entre um tratamento regular e um comum no mesmo conjunto, com o comum se repetindo:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = (1 + 1/L)QMRes/d = 0,6986$$

5º) Entre dois tratamentos comuns no mesmo conjunto, onde ambos não se repetem:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 0,9315$$

6º) Entre dois tratamentos comuns no mesmo conjunto onde ambos se repetem:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/Ld = 0,4658$$

7º) Entre dois tratamentos comuns no mesmo conjunto, onde um se repete e o outro não:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = (1 + 1/L)QMRes/d = 0,6986$$

8º) Entre dois tratamentos comuns no geral:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/\lambda d = 0,3105$$

4.3.2. Segundo esquema de análise de variância : análise sem os tratamentos comuns

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	2,6680	0,8893	0,89
$(\beta \mu)$	1	8,5540	8,5540	8,58**
$(\tau \mu,\beta)$	28	278,0000	9,9286	9,96**
Resíduo	87	86,7460	0,9971	
Total	119	375,968		

Continuam significativos os efeitos de conjuntos e de tratamentos.

Tabela 4.17. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	19,58	μ
0	0,000 "aliased"	$\tau(1)$
2	1,525	$\tau(2)$
3	1,662	$\tau(3)$
4	-0,9275	$\tau(4)$
5	-4,810	$\tau(5)$
6	1,577	$\tau(6)$
7	-3,054	$\tau(7)$
8	1,730	$\tau(8)$
9	2,006	$\tau(9)$
10	3,172	$\tau(10)$
11	-2,080	$\tau(11)$
12	2,675	$\tau(12)$
13	3,007	$\tau(13)$
14	0,9275	$\tau(14)$
15	1,177	$\tau(15)$
16	-1,525	$\tau(16)$
17	-3,505	$\tau(17)$
18	-0,3775	$\tau(18)$
19	2,140	$\tau(19)$
20	0,7325	$\tau(20)$
21	0,4100	$\tau(21)$
22	0,9825	$\tau(22)$
23	-1,655	$\tau(23)$
24	-3,438	$\tau(24)$
25	1,095	$\tau(25)$
26	0,2075	$\tau(26)$
27	-2,198	$\tau(27)$
28	-0,9750	$\tau(28)$
29	2,327	$\tau(29)$
30	2,170	$\tau(30)$
0	0,000 "aliased"	$\beta(1)$
31	0,000 "aliased"	$\beta(2)$
0	0,000 "aliased"	$\theta(1)$
32	0,5173	$\theta(2)$
33	0,1020	$\theta(3)$
34	0.05300	$\theta(4)$

Tabela 4.18. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	19,75	0,4993
2	21,27	0,4993
3	21,41	0,4993
4	18,82	0,4993
5	14,94	0,4993
6	21,23	0,4993
7	16,58	0,4993
8	21,48	0,4993
9	21,42	0,4993
10	22,92	0,4993
11	17,67	0,4993
12	22,42	0,4993
13	22,76	0,4993
14	20,68	0,4993
15	20,93	0,4993
16	18,23	0,4993
17	16,25	0,4993
18	19,37	0,4993
19	21,89	0,4993
20	20,48	0,4993
21	20,16	0,4993
22	20,73	0,4993
23	18,09	0,4993
24	16,31	0,4993
25	20,84	0,4993
26	19,96	0,4993
27	17,55	0,4993
28	18,77	0,4993
29	22,08	0,4993
30	21,92	0,4993

Para fazer comparações das médias de tratamentos temos:

$$V(m_i - \hat{m}_j) = 2QMRes/d = 0,4986$$

4.3.3. Terceiro esquema de análise de variância : análise usando as médias dos tratamentos comuns que se repetem dentro de cada conjunto

Causas de Variação	GL	SQ	QM	F
$(\theta \mu)$	3	2,2210	0,7400	0,83
$(\beta \mu)$	1	7,9810	7,9810	8,95**
$(\tau \mu,\beta)$	28	291,5000	10,4107	11,68**
Resíduo	87	77,5420	0,8913	
Total	119	379,2440		

Comparando-se com a análise anterior (sem os tratamentos comuns) percebe-se que com exceção das somas de quadrados de tratamentos e total, houve um pequeno decréscimo nas demais somas de quadrados, não alterando todavia nenhuma das conclusões.

Apresentam-se então como anteriormente os resultados do ajuste do modelo em questão.

Tabela 4.19. Resultados do ajuste do modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \varepsilon_{ijk}$$

Referência da Equação	Solução do SEN	Parâmetro
1	19,56	μ
0	0,000	"aliased" $\tau(1)$
2	1,525	$\tau(2)$
3	1,662	$\tau(3)$
4	-0,9275	$\tau(4)$
5	-4,810	$\tau(5)$
6	1,577	$\tau(6)$
7	-2,888	$\tau(7)$
8	1,730	$\tau(8)$
9	1,994	$\tau(9)$
10	3,172	$\tau(10)$
11	-2,080	$\tau(11)$
12	2,675	$\tau(12)$
13	3,007	$\tau(13)$
14	0,9275	$\tau(14)$
15	1,177	$\tau(15)$
16	-1,525	$\tau(16)$
17	-3,505	$\tau(17)$
18	-0,3775	$\tau(18)$
19	3,066	$\tau(19)$
20	0,7325	$\tau(20)$
21	0,4100	$\tau(21)$
22	0,9825	$\tau(22)$
23	-1,655	$\tau(23)$
24	-3,794	$\tau(24)$
25	1,095	$\tau(25)$
26	0,2075	$\tau(26)$
27	-2,198	$\tau(27)$
28	-0,9750	$\tau(28)$
29	2,327	$\tau(29)$
30	2,170	$\tau(30)$
0	0,000	"aliased" $\beta(1)$
31	0,000	"aliased" $\beta(2)$
0	0,000	"aliased" $\theta(1)$
32	0,4981	$\theta(2)$
33	0,1225	$\theta(3)$
34	0,1225	$\theta(4)$

Por fim, apresentam-se as médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão.

Tabela 4.20. Médias dos tratamentos com os respectivos desvios-padrão

Tratamento	Média	Desvio-padrão
1	19,75	0,4720
2	21,27	0,4720
3	21,41	0,4720
4	18,82	0,4720
5	14,94	0,4720
6	21,33	0,4720
7	16,78	0,4720
8	21,48	0,4720
9	21,42	0,4720
10	22,92	0,4720
11	17,67	0,4720
12	22,42	0,4720
13	22,76	0,4720
14	20,68	0,4720
15	20,93	0,4720
16	18,23	0,4720
17	16,25	0,4720
18	19,37	0,4720
19	22,82	0,4720
20	20,48	0,4720
21	20,16	0,4720
22	20,73	0,4720
23	18,09	0,4720
24	15,96	0,4720
25	20,84	0,4720
26	19,96	0,4720
27	17,55	0,4720
28	18,77	0,4720
29	22,08	0,4720
30	21,92	0,4720

Para fazer as comparações entre médias de tratamentos temos:

$$\hat{V}(\hat{m}_i - \hat{m}_j) = 2QMR_{\text{Res}}/d = 0,4456.$$

5. CONCLUSÕES

De acordo com o objetivo proposto neste trabalho:

- 1º) Os três modelos estudados se mostraram adequados, sendo que o modelo

$$y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \theta_k + \delta_i \gamma_{ij} + \epsilon_{ijk}$$

permitiu um estudo mais completo do problema em questão, visto que nele está incluído o parâmetro relativo ao efeito da interação tratamentos comuns x conjuntos.

- 2º) Comparando-se os resultados obtidos para variâncias de contrastes de médias de tratamentos com os da análise em blocos casualizados com tratamentos comuns, realizada por Pimentel Gomes podemos notar que as variâncias são menores no modelo em questão, o que pode ser explicado pelo fato de ocorrer repetição dos tratamentos comuns dentro dos conjuntos.

3°) Quando comparamos as análises sem os tratamentos comuns com as análises em que se usaram as médias dos tratamentos comuns, as conclusões foram as mesmas, embora em alguns casos houvesse pequenas alterações nas somas de quadrados. Nota-se que os quadrados médios residuais nestas análises tiveram valores bem próximos.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AFONJA, B. Analysis of a group of balanced block experiments having error variance and some treatments in common. Biometrics, Tucson, 24(2) : 389-400. 1968.
- COCHRAN, W.G.& COX, G.M. Experimental designs. 2. ed. New York, John Wiley, 1957. 611 p.
- FERREIRA, J.G. Análise intrablocos de um experimento em blocos incompletos equilibrados, aumentado pela adição de alguns tratamentos comuns a todos os blocos. Piracicaba, 1980. 57 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- GIRI, N.C. On the combined analysis of Youden Squares and of Latin Square designs with some common treatments. Biometrics, 19: 171-4. 1963.
- GREINER, L.C. Análise conjunta de experimentos em blocos incompletos balanceados com alguns tratamentos em comum. Piracicaba, 1986. 120 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- McCULLAGH, P & NELDER, J.A. Generalized Linear Models. London, Chapman and Hall, 1989. 511 p.
- MELO, F.I.O. Análise de grupos de experimentos em parcelas subdivididas com alguns tratamentos comuns nas parcelas. Piracicaba, 1987. 141 p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- NOGUEIRA, M.C.S. Análise conjunta para experimentos em blocos casualizados completos aumentados. Piracicaba, 1976. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- OLIVEIRA, A.C. Análise intrablocos de experimentos em blocos parcialmente balanceados com alguns tratamentos comuns adicionados em cada bloco. Piracicaba, 1985. 153 p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- OLIVEIRA, A.C. Experimentos em reticulado quadrado com alguns tratamentos comuns adicionados em cada bloco - Análise com recuperação da informação interblocos. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2., Londrina, 1987. Anais. Londrina, UEL, 1987. p. 33-45.

- OLIVEIRA, A.C. & BARBIN, D. Experimentos em reticulado quadrado com alguns tratamentos adicionados em cada bloco - análise intrablocos. Pesq. Agrop. Bras., 1987.
- PAVATE, M.V. Combined analysis of balanced incomplete block designs with some common treatments. Biometrics, 17: 111-19. 1961.
- PIMENTEL GOMES, F. & GUIMARÃES, R.F. Joint analysis of experiments in complete randomised blocks with some common treatments. Biometrics, 14: 521-26, 1958.
- PIMENTEL GOMES, F. An extension of the method of joint analysis of experiments in complete randomised blocks. Biometrics, 26: 331-36, 1970.
- PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental 12 ed., Piracicaba, Livraria Nobel S.A., 1987. 467 p.
- SEARLE, S.R. Linear Models. New York, John Wiley, 1971. 531 p.
- SILVA, E.A. Análise de covariância em delineamentos de blocos completos aumentados (Blocos de Federer). Piracicaba, 1987. 106 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- VELLO, N.A. Efeitos da introdução de germoplasma exótico sobre a produtividade e relações com a base genética das cultivares de soja (*glicine max* (L.) Merrill). Piracicaba, 1985. 91 p. (Livre docência - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

VIZONI, E. Análise de experimentos em blocos casualizados completos aumentados (Blocos de Federer) com parcelas subdivididas no tempo. Piracicaba, 1984. 125 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

YATES, F. Incomplete randomized blocks. Annals of Eugenics, London, 7: 121-40, 1936b.

7. BIBLIOGRAFIA RECOMENDADA

- BARBOSA, G.V.S. Planejamento e análise de ensaios em blocos incompletos parcialmente balanceados com duas classes de associados - PBIB₍₂₎. Piracicaba, 1986. 118 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- BOX, G.E.P.; HUNTER, W.G. & HUNTER, J.S. Statistical for experimenters. New York, John Wiley & Sons, 1978. 653 p.
- CAMPOS, H. Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar. Piracicaba, FEALQ, 1984. 292 p.
- CHAKRABARTI, M.C. Mathematics of design and analysis of experiments. London, Asia Publishing House, 1962. 120 p.
- CORSTEN, L.C.A. Balanced block design with two different number of replicates. Biometrics, 18: 499-519.
- COX, D.R. Planning of experiments. London, John Wiley, 1958. 308 p.
- FARIAS NETO, J.T. Comportamento e variabilidade de genótipos de soja (*Glycine max* (L.) Merrill) em cultivos de verão e inverno. Piracicaba, 1987. 87 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- FEDERER, W.T. Experimental design. New York, Macmillan, 1955. 544 p.
- FEDERER, W.T. Augmented designs with one-way elimination of heterogeneity. Biometrics, 17: 447-73. 1961.
- IEMMA, A.F. Modelos lineares - uma introdução para profissionais da pesquisa agropecuária. In: SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 2. Londrina, 1987. 263 p.
- JOHN, P.M.W. Statistical design and analysis of experiments. Nova York, Macmillan, 1971. 356 p.
- JOHN, P.M.W. Incomplete block designs. New York, Marcel Dekker, 1980. 101 p.
- KEMPTHORN, O. The design and analysis of experiments. 2.ed., New York, Krieger. 631 p.
- MONTGOMERY, D.C. Design and analysis of experiments. New York, John Wiley, 1976. 417 p.
- NETER, J. & WASSERMAN, W. Applied linear statistical models. Illinois, Richard D. Irwin, 1974. 842 p.
- RAMOS, P.C.F. Contribuição ao estudo dos planejamentos por blocos incompletos. São Paulo, 1975. 150 p. (Mestrado - Instituto de Matemática e Estatística/USP).
- RAO, C.R. General methods of analysis for incomplete block designs. Journal of the American Statistical Association, Washington, 58: 541-61, 1947.

- SEARLE, S.R. Linear Models for unbalanced data. New York, John Wiley, 1987. 536 p.
- STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. Principles and procedures of statistics. New York, McGraw-Hill Book, 1960. 481 p.
- TAYLOR, W.B. Incomplete block designs with row balance and recovery of inter-block information. Biometrics, 13: 1-12. 1957.
- YATES, F. A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. Journal of Agricultural Science, Cambridge, 26: 424-55, 1936.

APÊNDICE

Dados relativos às variáveis número médio de internódios na colheita, número médio de internódios na florescência e produção de grãos.

20,57	19,63	3025,00
21,25	20,63	2200,00
23,17	12,87	1600,00
17,13	12,75	2504,00
14,43	9,63	1700,00
21,88	21,00	3825,00
13,33	11,29	2908,00
17,57	12,37	2783,00
21,00	20,37	3554,00
20,50	18,12	3488,00
22,33	22,37	2342,00
17,57	16,50	2621,00
22,14	21,87	2100,00
21,25	12,37	3046,00
20,12	20,00	3575,00
19,63	19,37	2225,00
22,63	21,75	2629,00
12,13	11,50	2417,00
16,57	16,75	3925,00
15,25	15,00	2875,00
20,33	11,00	3242,00
23,00	22,00	3258,00
22,14	21,75	3192,00
21,43	21,37	2654,16
20,00	20,00	2183,33
22,13	16,12	2483,33
19,00	18,87	2188,00
18,62	13,75	2767,00
13,86	12,25	3867,00
21,00	20,29	2575,00
20,63	20,37	3150,00
17,71	17,12	2988,00
19,38	19,25	2913,00
21,28	21,25	2438,00
20,67	21,00	2921,00
15,86	12,12	3063,00

20,28	19,62	2925,00
21,71	21,37	2371,00
19,63	12,25	1433,00
18,50	12,25	3138,00
15,00	9,88	2454,00
21,29	20,12	3854,00
17,50	13,37	3638,00
18,00	11,00	2917,00
21,50	20,62	3525,00
20,75	20,00	2600,00
25,86	26,12	2629,00
17,25	17,00	1879,00
22,87	22,87	2246,83
22,83	12,62	2550,00
20,14	20,37	3475,00
20,71	19,50	2704,00
22,14	21,87	2525,00
14,00	12,71	2971,00
19,12	19,12	2533,00
17,50	17,37	2863,50
18,43	11,00	2367,00
22,00	22,00	1829,00
22,43	22,75	3146,00
20,75	20,75	2225,00
19,14	18,75	1921,00
21,67	18,62	2221,00
19,00	18,62	2179,00
15,25	13,25	2500,00
14,86	13,62	2542,00
22,88	22,75	3175,00
21,57	20,62	2771,00
18,00	16,75	3092,00
19,57	19,62	2067,00
22,57	22,62	3521,00
22,38	21,00	2558,00
15,17	11,75	3096,00
18,28	17,87	4425,00
21,00	21,37	2171,00
20,57	11,12	1871,00
17,38	13,62	2963,00
15,50	9,87	2696,00
19,43	18,87	4154,00
16,13	11,00	3063,00
17,71	10,87	2929,00
21,13	19,37	3971,00
22,71	20,50	3342,00
23,50	23,25	2629,00
18,00	17,00	2492,00
22,12	22,12	2167,00
23,57	11,87	3558,00
21,57	21,37	2992,00
20,75	20,00	2913,00
21,40	21,62	3054,00
16,50	14,00	2700,00
18,71	18,62	2625,00

15,37	14,87	3329,00
20,85	18,37	3671,00
21,28	19,87	3133,00
25,25	24,13	1917,00
21,75	21,62	2129,00
19,75	19,75	2458,00
19,25	16,87	2646,00
16,63	16,12	2604,00
15,43	14,62	3621,00
16,25	14,50	3258,00
20,50	19,75	2817,00
20,25	18,12	3171,00
16,50	15,50	3579,00
18,86	18,87	2792,00
21,33	21,00	2913,00
25,00	24,25	3104,00
14,63	12,00	3517,00
19,87	19,37	4188,00
21,14	21,00	3179,00
22,28	10,87	1750,00
22,28	15,88	3063,00
14,83	11,62	2167,00
22,71	21,87	3658,00
16,71	13,63	3313,00
17,29	12,12	3771,00
22,29	21,62	3475,00
21,71	19,37	3892,00
20,00	19,37	2579,00
17,86	16,50	2950,00
22,57	22,25	2504,00
23,38	13,00	4392,00
20,88	20,75	3883,00
22,62	20,50	2808,00
22,86	22,37	2363,00
15,12	14,12	2654,00
18,50	18,50	3638,00
16,86	15,28	3171,00
17,88	16,50	2771,00
24,29	23,37	2438,00
22,14	20,75	2400,00
18,00	18,00	3167,00
21,75	21,75	2558,00
19,88	16,00	2663,00
17,75	17,25	2204,00
15,13	13,87	2871,00
18,25	17,87	2608,00
19,00	19,00	2779,00
17,38	17,00	2954,00
18,00	16,37	3746,00
17,29	17,00	3463,00
23,13	22,62	2583,00
19,63	19,37	2681,00
14,50	12,37	3267,00