

**AQUILES JUNIOR DA CUNHA**

**ANÁLISE DE GRUPOS DE EXPERIMENTOS COM CULTIVARES DE  
CENOURA REPETIDOS EM UM MESMO LOCAL DURANTE AS FASES  
DA LUA E DIFERENTES MESES E ANOS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Fitotecnia, para obtenção do título de «Mestre».

**Orientador**

Prof. AUGUSTO RAMALHO DE MORAIS

**LAVRAS  
MINAS GERAIS - BRASIL  
1997**

Assistenza



...

...

...

...

07730  
KFN 2720

**AQUILES JUNIOR DA CUNHA**

DESCARTADO

ASSINATURA

Data 17, 10, 17

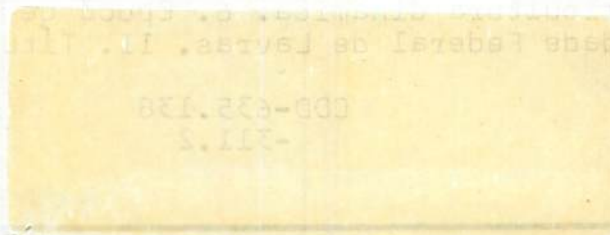
BIBLIOTECA UNIVERSITÁRIA  
UFLA

**ANÁLISE DE GRUPOS DE EXPERIMENTOS COM CULTIVARES DE  
CENOURA REPETIDOS EM UM MESMO LOCAL DURANTE AS FASES  
DA LUA E DIFERENTES MESES E ANOS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Fitotecnia, para obtenção do título de «Mestre».

**Orientador**

Prof. AUGUSTO RAMALHO DE MORAIS



**LAVRAS  
MINAS GERAIS - BRASIL  
1997**

Ficha Catalográfica preparada pela Seção de Classificação e Catalogação da  
Biblioteca Central da UFLA

Cunha, Aquiles Junior da

Análise de grupos de experimentos com cultivares  
de cenoura repetidos em um mesmo local durante as  
fases da lua e diferentes meses e ano / Aquiles  
Junior da Cunha. -- Lavras : UFLA, 1997.  
78 p. : il.

Orientador: Augusto Ramalho de Moraes.  
Dissertação (Mestrado) - UFLA.  
Bibliografia.

1. Cenoura - Grupo de experimento. 2. Delineamen  
to experimental. 3. Análise de variancia. 4. Astrolo  
gia - Lua. 5. Agricultura dinâmica. 6. Época de Plan  
to. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

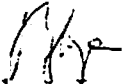
CDD-635.138  
-311.2

## AQUILES JUNIOR DA CUNHA

### ANÁLISE DE GRUPOS DE EXPERIMENTOS COM CULTIVARES DE CENOURA REPETIDOS EM UM MESMO LOCAL DURANTE AS FASES DA LUA E DIFERENTES MESES E ANOS

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do curso de Mestrado em Agronomia, área de concentração em Fitotecnia, para obtenção do título de «Mestre».

APROVADA: 24 de abril de 1997.

  
Prof. Rovilson José de Souza

  
Prof. Eduardo Bearzoti

  
Prof. Augusto Ramalho de Moraes  
(Orientador)

1900

... ..  
... ..  
... ..  
... ..  
... ..

...

...

...

...

...

...

...

...

## **AGRADECIMENTOS**

À Universidade Federal de Lavras pela oportunidade da realização do curso.

Ao Departamento de Agricultura, na pessoa do Prof. Rovilson José de Souza, coordenador do curso de pós-graduação em Agronomia/Fitotecnia.

Ao Departamento de Ciências Exatas, na pessoa do Prof. Agostinho Roberto de Abreu, chefe do DEX.

Ao Prof. Eduardo Bearzoti pelas sugestões.

Ao Prof. Augusto Ramalho de Moraes pela orientação, amizade e dedicação.

À CAPES, pela concessão de bolsa de estudos.

À Cristiane R. B. Aguirre Ramos pela condução dos experimentos.

Aos seguintes colegas que contribuíram diretamente ou indiretamente para execução deste trabalho:

Eustáquio Rezende Bittar;

José Hortêncio Mota;

Gladyston Rodrigues Carvalho;

Guilherme Rodrigues Carvalho;

Carlos Alberto da Silva Ledo;

1991

1  
2  
3  
4  
5  
6  
7  
8  
9  
10  
11  
12  
13  
14  
15  
16  
17  
18  
19  
20  
21  
22  
23  
24  
25  
26  
27  
28  
29  
30  
31  
32  
33  
34  
35  
36  
37  
38  
39  
40  
41  
42  
43  
44  
45  
46  
47  
48  
49  
50  
51  
52  
53  
54  
55  
56  
57  
58  
59  
60  
61  
62  
63  
64  
65  
66  
67  
68  
69  
70  
71  
72  
73  
74  
75  
76  
77  
78  
79  
80  
81  
82  
83  
84  
85  
86  
87  
88  
89  
90  
91  
92  
93  
94  
95  
96  
97  
98  
99  
100



## SUMÁRIO

	página
LISTA DE QUADROS.....	vi
RESUMO.....	viii
ABSTRACT.....	x
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	4
2.1 Importância de grupos de experimentos na cultura da cenoura.....	4
2.2 Grupos de experimentos.....	5
2.1 Modelo linear de análise conjunta.....	9
2.2 Componentes de variância na análise conjunta.....	12
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	18
3.1 Material.....	18
3.2 Métodos.....	19
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	24
4.1 Sistema de equações normais.....	24
4.2 Somas de quadrados.....	27
4.3 Esperança matemática de quadrados médios e testes F de interesse..	30
4.4 Estimadores dos componentes de variância de efeitos aleatórios.....	37
4.5 Estimadores de variâncias de contrastes entre médias de interesse....	38
4.5.6 Entre duas médias de cultivares.....	38
4.5.7 Entre duas médias de fases da Lua.....	40
4.5.8 Entre duas médias de épocas.....	41
4.5.9 Desdobramento da interação cultivar x fases da Lua.....	43
4.5.4.10 Contrastes entre duas médias de cultivares, fixando fases da Lua.....	43

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

4.5.4.2 Contrastes entre duas médias de fases da Lua, fixando cultivares.....	44
4.5.5 Desdobramento da interação cultivar x época.....	46
4.5.5.1 Contrastes entre duas médias de cultivares, fixando épocas.....	46
4.5.5.2 Contrastes entre duas médias de épocas, fixando cultivares.....	48
4.5.6 Desdobramento da interação fases da Lua x época.....	49
4.5.6.1 Contrastes entre duas médias de fases da Lua, fixando épocas...	49
4.5.6.2 Contrastes entre duas médias de épocas, fixando fases da Lua...	51
4.5.7 Desdobramento da interação cultivar x fases da Lua x época.....	53
4.5.7.1 Fixa época e desdobra a interação cultivar x fases da Lua.....	53
4.5.7.2 Fixa fases da Lua e desdobra a interação cultivar x época.....	56
4.5.7.3 Fixa cultivar e desdobra a interação fases da Lua x época.....	60
4.6 Exemplo ilustrativo.....	64
5 CONCLUSÕES.....	72
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	74

...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...

1977-78

...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...

1978

...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...

1979

...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...

1980

...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...

1981

...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...

1982

...the ... of ...  
...the ... of ...  
...the ... of ...

1983

## LISTA DE QUADROS

QUADROS		página
1	Esquema de análise de variância conjunta para o delineamento em faixas durante m anos em um mesmo local, segundo Zimmermann (1973).....	14
2	Esquema de análise de variância e esperanças de quadrados médios para um grupo de r ensaios em faixas, segundo Piedade (1987).....	15
3	Expressões adequadas para os testes F de um grupo de experimentos em faixas, segundo Piedade (1987).....	16
4	Fontes de variação, graus de liberdade e esperanças de quadrados médios para grupos de experimentos com cultivares de cenoura repetidos em um mesmo local durante as fases da Lua e diferentes meses e anos.....	31
5	Expressões para aplicação dos testes F de interesse e respectivos graus de liberdade associados para um grupo de experimentos com cultivares de cenoura repetidos em um mesmo local durante as fases da Lua e diferentes meses e anos.....	34
6	Valores das produções de cenoura (kg/parcela - totais de 3 blocos) de cada experimento, com os respectivos quadrados médios residuais.....	65

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

7	Análise de variância conjunta para um grupo de experimentos com cultivares de cenoura, no delineamento de blocos casualizados, repetidos durante as fases da Lua e diferentes meses e anos.....	67
8	Valores médios da produção de cenoura (kg/parcela), em função das cultivares e épocas.....	69
9	Análise de variância para um experimento individual realizado no mês de maio de 1993 durante a fase da Lua crescente.....	70

... ..  
... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..  
... ..  
... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..



## RESUMO

CUNHA, Aquiles Junior da. **Análise de grupos de experimentos com cultivares de cenoura repetidos em um mesmo local durante as fases da Lua e diferentes meses e anos.** Lavras: UFLA, 1997. 78p. (Dissertação - Mestrado em Fitotecnia) \*

O presente estudo foi realizado objetivando-se desenvolver uma metodologia de análise para grupos de experimentos com cultivares de cenoura, diferentes fases da Lua, épocas de plantio e anos no delineamento de blocos casualizados. Os dados utilizados para ilustrar a metodologia foram provenientes de experimentos realizados no setor de Olericultura da Universidade Federal de Lavras. Para efetuar a análise conjunta, adotou-se um modelo linear misto no qual os efeitos de cultivares ( C ), fases da Lua (L), épocas (E) e suas interações foram considerados fixos, enquanto que os efeitos de blocos, anos (A) e as interações envolvendo anos foram considerados aleatórios. Observou-se que, para testar as hipóteses de igualdade entre efeitos de cultivares, fases da Lua e épocas, os divisores adequados para o teste F da análise de variância foram:  $QMCxA$ ,  $QMLxA$  e  $QMExA$ , respectivamente. Com relação às interações  $CxL$ ,  $CxE$  e  $LxE$ , os denominadores adequados foram  $QMCxLxA$ ,  $QMCxExA$  e  $QMLxExA$ , respectivamente; e para testar as interações  $CxLxE$ ,  $CxLxA$  e  $CxExA$  o denomina-

---

\* Orientador: Augusto Ramalho de Moraes. Membros da banca: Rovilson José de Souza e Eduardo Bearzoti.

1950

1950

1950

1950

1950

1950

1950

1950

dor adequado foi o QMCxLxExA. Já os testes F para anos e as interações CxA, LxA, ExA e LxExA necessitaram de combinações de quadrados médios tanto no numerador quanto no denominador. Com relação aos estimadores de variâncias de contrastes entre duas médias de interesse, observou-se que, no caso dos desdobramentos das interações CxL, CxE, LxE e CxLxE, houve a necessidade de combinações de quadrados médios.

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

... ..

## ABSTRACT

### COMBINED ANALYSIS OF EXPERIMENTS WITH CARROT CULTIVARS IN A SINGLE ENVIRONMENT, ACROSS PHASES OF THE MOON AND DIFFERENTS MONTHS AND YEARS.

This study aim to develop a methodology of analyse for group of experiments with carrot cultivars, differents phases of the moon, planting time and years in randomized block design. The data used to ilustrate the methodology came from experiments carried out at horticulture section of the Federal University of Lavras. To make the combined analyse, a mixed linear model was used, in which the effect of cultivars ( C ), phases of the moon (L), planting time (E) and their interactions were considered fixed, whereas the effects of blocks, years (A) and interations involving years were considered random. To assay the equality hypothesis between effects of cultivars, phases of the moon and planting time, the denominators for the F test of variance analysis were:  $SMCxA$ ,  $SMLxA$  and  $SMExA$ , respectively . The interactions  $CxL$ ,  $CxE$  and  $LxE$  the denominators were  $SMCxLxA$ ,  $SMCxExA$  and  $SMLxExA$  respectively; and to assay the interactions  $CxLxE$ ,  $CxLxA$  and  $CxExA$ , the denominator was  $SMCxLxExA$ . The F test for years and interactions  $CxA$ ,  $LxA$ ,  $ExA$  and  $LxExA$  needed the combination square mean either in the numerator and denominator. The variance estimators of contrasts

between two means, in case of decomposition of the interactions CxL, CxE, LxE and CxLxE, the use of the square means combinations were necessary.

## 1 INTRODUÇÃO

A repetição de experimentos em um certo número de locais ou diferentes ambientes é uma prática relativamente comum em determinados programas de pesquisa. Esse conjunto de experimentos denomina-se série ou grupo de experimentos. Vários são os motivos que levam a essa prática; por exemplo, o desempenho da produção das plantas depende do genótipo, do ambiente e da interação genótipo x ambiente. Genótipos e outros fatores relativos a manejo, tais como quantidade de adubos no solo, controle de pragas, densidade de plantio, etc, podem ser controlados pelo pesquisador. Mas fatores ambientais tais como insolação, precipitação pluvial, taxas de nutrientes no solo e outros, além de no geral serem incontroláveis, modificam as produções das plantas de um determinado local ou época. Como esses fatores são incontroláveis, eles são considerados como fixados. Assim, cada experimento individual permite inferir apenas a respeito das condições específicas em que foi realizado.

Os efeitos dos fatores incontroláveis no desempenho produtivo das plantas cultivadas são tão importantes quanto os fatores controláveis, e a avaliação quantitativa de seus efeitos é de fundamental importância, porque espera-se que esses efeitos mudem de um ambiente para outro. Uma maneira usada para medir o efeito de ambiente sobre a produção das plantas é através da repetição do experimento em vários locais e/ou épocas, e um outro objetivo é que os resultados

de todos os experimentos em conjunto, permitem generalizar as inferências para as condições gerais de uma região, obtendo-se desta forma, uma maior confiabilidade nos resultados e também uma avaliação da interação experimento x tratamentos.

Esta abordagem pode ser interessante para a cultura da cenoura, uma vez que ela é muito influenciada por fatores ambientais. No caso de programas de pesquisa com o objetivo de estudar o efeito de cultivares, fases da Lua e épocas de plantio, uma alternativa é repetir o mesmo experimento com cultivares de cenoura no delineamento de blocos casualizados em um mesmo local, em todas as fases da Lua em diferentes meses, e ainda durante vários anos para aumentar a precisão das conclusões obtidas.

Existe porém uma dificuldade de análise estatística desses dados, já que neste caso específico de grupos de experimentos, o modelo linear de análise a ser considerado envolve quatro fatores (cultivar, fases da Lua, época e ano) e suas interações, e ainda, efeitos fixos e aleatórios. Neste tipo de modelo não existe um teste F exato para alguns efeitos de interesse, por envolver efeitos fixos e aleatórios. No entanto, testes aproximados para alguns efeitos podem ser obtidos por combinações lineares de quadrados médios, e a determinação dos correspondentes números de graus de liberdade associados a essas combinações pela fórmula aproximada de Satterthwaite (1946). Para os testes de comparações múltiplas, alguns estimadores da variância de contrastes entre duas médias de interesse, mais especificamente nos casos de desdobramentos de interações, também podem ser obtidos como combinações lineares de quadrados médios, à semelhança do que é feito nos experimentos em parcelas subdivididas.

Na literatura consultada não encontrou-se nenhum trabalho semelhante que servisse como roteiro para a análise do grupo de experimentos em questão. Desta forma, este estudo objetivou desenvolver uma metodologia de análise para



este caso, quando se tem um experimento de avaliação de cultivares de cenoura repetido no mesmo local, em diferentes fases da Lua, épocas de plantio e anos. Esta metodologia desenvolvida poderá servir não só para a análise de grupos de experimentos com cultivares de cenoura, mas também como uma referência para pesquisadores que se defrontarem com uma situação semelhante.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 Importância de grupos de experimentos na cultura da cenoura**

O Estado de Minas Gerais é um dos maiores produtores de olerícolas do Brasil, e entre essas, a cultura da cenoura aparece com certo destaque, distribuída por todo o Estado. O seu cultivo constitui uma valiosa fonte de renda para os produtores (Moura, 1984). Segundo informação pessoal de extensionistas da Emater, o Triângulo Mineiro é atualmente a principal região produtora do Estado.

A escolha correta da cultivar é um fator muito importante para se obter sucesso na exploração comercial da cenoura. É imprescindível analisar alguns fatores, como exigência de mercado quanto à qualidade de raízes, tolerância a temperaturas e resistência às principais doenças antes de optar pela cultivar a ser utilizada (Pádua, Pinto e Casali, 1984).

Aliado à escolha da cultivar, Filgueira (1982) relata a importância das condições climáticas para a cultura. Segundo Cardoso e Della-Vecchia (1995), as condições climáticas são determinantes para a recomendação de cultivares de acordo com o local e época de cultivo. As cultivares importadas, do grupo Nantes são recomendadas apenas para o cultivo de outono/inverno, devido à alta suscetibilidade à queima das folhas, doença favorecida por condições de altas temperaturas e umidade. Já as principais cultivares nacionais, tais como Brasília e Kuronan, são recomendadas apenas para o cultivo de verão, pois apresentam boa resistência à

queima das folhas; porém, são muito sensíveis ao florescimento prematuro sob condições de baixas temperaturas e fotoperíodo crescente, que são prevalescentes durante o ciclo em sementeiras de outono/inverno.

## **2.2 Grupos de experimentos**

A análise de grupos de experimentos tem sido detalhada na literatura por vários autores, dos quais Cochran (1937) e Yates e Cochran (1938) foram os trabalhos pioneiros. Esta técnica tornou-se possível, após Bartlett (1937) ter proposto um teste para verificar a homogeneidade de variâncias de soluções normais, a qual é uma das condições necessárias ao agrupamento dos experimentos numa única análise de variância. É também discutida em vários textos tradicionais de delineamento de experimentos, como por exemplo Kempthorne (1952), Cochran e Cox (1957) e Pimentel Gomes (1990), entre outros.

Em determinados programas de pesquisa, é frequente a instalação de grupos de ensaios, todos com a mesma estrutura e delineamento, porém em anos e/ou locais distintos, visando a obtenção de conclusões mais abrangentes e a recomendação de cultivares para as condições específicas de uma região (Osório, Moreira e Silva, 1974). Cada experimento isoladamente permite obter resultados e conclusões apenas sobre os tratamentos, nas condições ambientais específicas do local onde foi instalado. Esses ensaios individuais devem ser os mais simples possíveis e, geralmente são utilizados os delineamentos inteiramente casualizados ou em blocos completos casualizados (Banzatto e Kronka, 1989).

Existem vários tipos de experimentos que podem ser analisados conjuntamente. Dentre estes, os experimentos nos delineamentos inteiramente casualizados, em blocos casualizados, em quadrados latinos e também os

experimentos em esquema de parcelas sub-divididas. Entretanto, é preferível na fase de planejamento, dar preferência aos delineamentos mais simples (Kempthorne, 1952). Segundo este autor, na análise de grupos de experimentos, interessa-se tanto os resultados dos experimentos individuais como os resultados de todos os experimentos em conjunto.

Segundo Campos (1984) não muito raro, ocorre a instalação de grupos de experimentos em locais distintos, visando uma maior abrangência das conclusões obtidas. O agrupamento dos ensaios deve obedecer a certos critérios, dentre os quais cita-se: setor geográfico, ano agrícola, afinidade a alguma característica de interesse e grandeza dos quadrados médios residuais das análises individuais. O autor apresenta uma análise conjunta de experimentos em blocos casualizados com apenas alguns tratamentos comuns a todos os ensaios. Esta sugestão é bastante aplicável nos programas de melhoramento genético de plantas cultiváveis.

Gomez e Gomez (1984) a análise conjunta como uma técnica usada na experimentação agrônômica para controlar os efeitos de fatores que fogem ao controle do pesquisador. Neste aspecto, os autores consideram como fatores: local, ano, estação do ano, além dos tratamentos.

Na área de Fitotecnia, é preferível que todos os ensaios individuais apresentem os mesmos tratamentos e, sempre que possível, o mesmo número de repetições (Banzatto e Kronka, 1989). No entanto, em melhoramento vegetal, nem sempre os tratamentos e locais são os mesmos em todos os anos. Neste contexto, Ignazak e Silva (1978) desenvolveram um método de análise conjunta de experimentos instalados em diversos locais durante dois anos, em que apenas parte dos tratamentos e locais eram comuns a todos os anos.

Pimentel Gomes (1990) apresentou as análises estatísticas de grupos de experimentos conduzidos nos delineamentos inteiramente casualizados e blocos

casualizados e, ao contrário de Gomez e Gomez (1984), o autor considerou local, ano, estação do ano, indistintamente, como ensaios e não como fontes de variação nas quais se tem interesse ou tirar conclusões sobre os efeitos delas.

A análise de grupos de experimentos corresponde a um dos problemas mais críticos com que se defrontam os estatísticos e pesquisadores em geral. Ela se constitui em uma tarefa difícil de se superar pelas seguintes razões: existência de heterogeneidade dos erros experimentais devido às variações ecológicas; número diferente de tratamentos e de repetições; heterogeneidade das interações no próprio experimento e entre experimentos (Kempthorne, 1952). Com relação à heterogeneidade da variância dos erros experimentais, Cochran e Cox (1957) e Kempthorne (1952) relataram que pode-se verificar a existência de homogeneidade de variância utilizando-se o teste de Bartlett. No entanto, Pimentel Gomes (1990) afirmou que o teste de Bartlett para comparações de variâncias é tão sensível à falta de normalidade que deve ser abandonado.

Estudos realizados por Box (1954) indicam que, se em todos os experimentos considerados no grupo, os tratamentos tiverem o mesmo número de repetições e a relação entre o maior e menor quadrado médio residual dos experimentos individuais não for superior a três, a análise de variância conjunta e os testes correlatos poderão ser aplicados sem prejuízos. Recomenda ainda que, se essa relação for superior a quatro, os experimentos devem ser agrupados em sub-grupos cujos quadrados médios residuais sejam homogêneos. Já Campos (1984), considerando o quadrado médio residual, relata que os experimentos só poderão ser reunidos em um mesmo grupo de ensaios quando a razão entre o maior e menor quadrado médio não ultrapassar uma relação aproximada de 4:1. Banzatto e Kronka (1989) e Pimentel Gomes (1990) consideram esta razão aproximada de 7:1, e afirma que se esta razão for maior que o indicado, deverão ser considerados separadamente

sub-grupos de experimentos com quadrados médios residuais não muito discrepantes. Pode-se também realizar o teste F-máximo, consultando a tabela de Hartley (1950), com o número de grupos de experimentos e o de graus de liberdade do resíduo. Uma outra alternativa, é o ajuste do número de graus de liberdade de acordo com sugestão proposta por Cochran (1954), que é bastante utilizado na prática quando a relação entre os quadrados médios residuais é superior a quatro. Mas esse método não tem sido promissor quando se trata de grandes discrepâncias entre os quadrados médios residuais (Pimentel Gomes, 1990).

Ensaios conduzidos em um mesmo local, por anos sucessivos, são considerados por Steel e Torrie (1980) e Pimentel Gomes (1990) como ensaios em parcelas subdivididas no tempo. Nesse mesmo enfoque, Zimmerman (1973) apresentou em seu trabalho um modelo de análise conjunta de ensaios em faixa realizados em um mesmo local durante 8 anos.

Melo (1987) estudando a análise de grupos de experimentos em parcelas subdivididas com alguns tratamentos comuns nas parcelas, apresentou para a análise conjunta, o sistema de equações normais, os estimadores dos efeitos do modelo, as somas dos quadrados dos parâmetros e o teste F. De maneira semelhante, Marcos (1994) desenvolveu um procedimento para as análises individuais e conjunta de experimentos em blocos completos aumentados, através da aplicação da metodologia utilizada pelo pacote computacional SAS<sup>®</sup> Institute (1994). Com o auxílio de um conjunto de dados hipotéticos, adotou-se o modelo matemático para o delineamento em blocos completos aumentados, onde foram consideradas as funções estimáveis e as hipóteses a serem testadas pelas quatro somas de quadrados fornecidas pelo SAS<sup>®</sup> Institute (1994). Calculou-se também as esperanças dos quadrados médios a fim de compor o denominador para a estatística F.

Greiner (1986) abordou em seu estudo a análise conjunta de experimentos em blocos incompletos balanceados com alguns tratamentos comuns, onde foram determinados: o sistema de equações normais, os estimadores dos efeitos de tratamentos ajustados, as somas de quadrados, a variância da estimativa dos contrastes possíveis entre duas médias de tratamentos, a matriz de dispersão dos efeitos de tratamentos, além de apresentar um procedimento para a obtenção da soma de quadrados para a interação de tratamentos com experimentos e para as esperanças matemáticas das somas de quadrados. Nesta mesma linha de pesquisa, Oliveira (1993) considerou um método simplificado de análise de variância para o caso em que os tratamentos de maior interesse para comparação, designados de “regulares”, são distribuídos em vários experimentos em blocos incompletos parcialmente balanceados, com alguns tratamentos comuns adicionados a cada bloco. Foram determinadas as expressões para as várias somas de quadrados, as médias de tratamentos ajustadas para o efeito de blocos e as variâncias das estimativas dos diferentes contrastes entre médias de tratamentos.

### **2.3 Modelo linear de análise conjunta**

Os experimentos agropecuários podem ser repetidos em diversos locais representativos de uma região e por vários anos agrícolas. O objetivo maior desta repetição é conseguir maior confiabilidade nas inferências e recomendações de cultivares ou técnicas para serem implantadas na região em questão ou uma maior abrangência de resultados. Muitos pesquisadores consideram os efeitos de locais, anos e blocos como aleatórios (Piedade, 1987 e Barbin, 1993), enquanto que outros os consideram como fixos, ou ainda, anos e locais como aleatórios, e blocos fixos

(Kempthorne, 1952). No entanto, várias colocações são apresentadas e ainda, as dúvidas persistem.

Cochran e Cox (1957) afirmaram que, em experimentos do tipo mencionado, espera-se que locais e anos sejam uma amostra representativa da população de locais e anos, aos quais os resultados serão estendidos. Eles apontam que existem dificuldades práticas em escolher locais e anos para que se atinja a representatividade, e em muitas vezes o pesquisador pouco se preocupa com isto.

Um modelo linear para a análise conjunta de experimentos repetidos em vários locais foi apresentado por Kempthorne (1952) como:

$$Y_{ijk} = \mu + T_i + B_{j(k)} + L_k + TL_{ik} + E_{ij(k)}$$

em que:

$\mu$  é a média geral;

$T_i$  é o efeito do tratamento  $i$ ;

$B_{j(k)}$  é o efeito do bloco  $j$  dentro do local  $k$ ;

$L_k$  é o efeito do local  $k$ ;

$TL_{ik}$  é o efeito da interação entre o tratamento  $i$  e local  $k$ ;

$E_{ij(k)}$  é o erro experimental conjunto.

Neste modelo linear, o autor considerou o componente  $TL_{ik}$  como de efeito aleatório, independentemente de tratamentos e locais serem considerados como fixos ou aleatórios individualmente.

Piedade (1987) estudando um grupo de experimentos em faixas, adotou o seguinte modelo linear:



$$Y_{ikrj} = \mu + \alpha_i + b_{j/r} + \delta_r + (\alpha\delta)_{ir} + (\alpha\delta b)_{(ir)j} + \beta_k + (\beta\delta)_{kr} + (\beta\delta b)_{(kr)j} + (\alpha\beta)_{ik} + (\alpha\beta\delta)_{ikr} + E_{(ikr)j}$$

no qual:

$Y_{ikrj}$  é o valor observado do  $i$ -ésimo nível do tratamento (A), no  $k$ -ésimo nível do tratamento (B), no  $j$ -ésimo bloco e no  $r$ -ésimo experimento;

$\mu$  é média geral;

$\alpha_i$  é o efeito do  $i$ -ésimo nível do tratamento (A);

$b_{j/r}$  é o efeito aleatório do  $j$ -ésimo bloco dentro do  $r$ -ésimo experimento;

$\delta_r$  é o efeito aleatório do  $r$ -ésimo experimento;

$(\alpha\delta)_{ir}$  é o efeito aleatório da interação entre o  $i$ -ésimo nível do tratamento (A) e o  $r$ -ésimo experimento;

$(\alpha\delta b)_{(ir)j}$  é o efeito aleatório que constitui o resíduo para o tratamento (A), ou seja, efeito da interação entre o  $i$ -ésimo nível do tratamento (A) e o  $r$ -ésimo experimento, no  $j$ -ésimo bloco;

$\beta_k$  é o efeito do  $k$ -ésimo nível do tratamento (B);

$(\beta\delta)_{kr}$  é o efeito aleatório da interação entre o  $k$ -ésimo nível do tratamento (B) e o  $r$ -ésimo experimento;

$(\beta\delta b)_{(kr)j}$  é o efeito aleatório que constitui o resíduo para o tratamento (B), ou seja, o efeito da interação entre o  $k$ -ésimo nível do tratamento (B) e o  $r$ -ésimo experimento, no  $j$ -ésimo bloco;

$(\alpha\beta)_{ik}$  é o efeito da interação entre o  $i$ -ésimo nível do tratamento (A) e o  $k$ -ésimo nível do tratamento (B);

$(\alpha\beta\delta)_{ikr}$  é o efeito aleatório da interação entre o  $i$ -ésimo nível do tratamento (A), o  $k$ -ésimo nível do tratamento (B) e o  $r$ -ésimo experimento;

$E_{(ikr)j}$  é o efeito aleatório que constitui o resíduo para a interação entre o tratamento (A) x tratamento (B), ou seja, efeito da interação entre o i-ésimo nível do tratamento (A), o k-ésimo nível do tratamento (B), e o r-ésimo experimento, no j-ésimo bloco.

## 2.4 Componentes de variância na análise conjunta

Na análise de grupos de experimentos, não existe um teste exato para alguns efeitos de interesse, por se tratar de um modelo que envolve efeitos aleatórios. No entanto, testes F aproximados podem ser obtidos por combinações lineares de quadrados médios e a determinação dos correspondentes graus de liberdade pela fórmula aproximada de Satterthwaite (1946), e conforme o teste de relação linear entre variâncias apresentado por Cochran (1951).

A determinação do modelo estatístico pode ser difícil em experimentos mais complexos. Brien (1983) apresentou um algoritmo para determinar a estrutura de um experimento e a derivação da tabela de análise de variância de experimentos mais complexos. Metodologias citadas por Muniz e Aquino (1991) permitem a determinação dos graus de liberdade e somas de quadrados a partir do modelo linear. A determinação das esperanças de quadrados médios é feita conforme apresentado por Hicks (1973) para modelos balanceados. Para modelos desbalanceados, Fonseca (1979) mostrou como os coeficientes dos componentes de variância, nas esperanças dos quadrados médios, podem ser determinados numericamente, usando a solução prospectiva de método abreviado de Doolittle. Já Goodnight e Speed (1980) apresentaram a obtenção de esperanças de quadrados médios baseada no enfoque matricial, o qual pode ser aplicado a casos de experimentos balanceados e desbalanceados.

Fernandes (1992) determinou estimadores dos componentes de variância para experimentos balanceados com parcelas sub-divididas, considerando-se um esquema fatorial completo, com dois fatores distribuídos nas parcelas, e um terceiro fator nas sub-parcelas. Tratou-se neste estudo modelos fixo, aleatório ou misto, determinado-se em cada caso a combinação linear mais adequada dos quadrados médios para aplicação do teste F. Para o modelo fixo, o teste F é realizado da forma usual para os experimentos em parcelas sub-divididas. Quando o modelo foi tratado como aleatório ou misto, verificou-se sempre a necessidade de combinação de quadrados médios para a aplicação do teste F relativo aos efeitos dos fatores principais, e para a interação daqueles distribuídos nas parcelas.

Estudando a análise de um experimento envolvendo calagem e adubação em milho, Zimmerman (1973) apresentou um modelo de análise conjunta desses ensaios, quando executados num experimento em faixa, e realizados em um mesmo local durante  $m$  anos. O esquema da análise de variância conjunta com as esperanças de quadrados médios está apresentado no Quadro 1.

Piedade (1987) obteve um esquema de análise de variância e as esperanças matemáticas dos quadrados médios para um grupo de  $r$  ensaios em faixas, que é apresentado no Quadro 2. A partir da tabela de análise de variância com as esperanças de quadrados médios, Piedade (1987) obteve as expressões adequadas para o teste F associado às hipóteses de interesse (Quadro 3), e os graus de liberdade  $n_1$ ,  $n_2$ ,  $n_3$ ,  $n_4$ ,  $n_5$  e  $n_6$  foram estimados conforme Satterthwaite (1946).

**QUADRO 1** - Esquema de análise de variância conjunta para o delineamento em faixas durante m anos em um mesmo local, segundo Zimmermann (1973)

Causas de variação	G.L.	E(QM)
Repetição ( R )	J-1	$\sigma^2 + KM\sigma_\alpha^2 + K\sigma_\beta^2 + IM\sigma_\gamma^2 + I\sigma_\delta^2 + M\sigma_\theta^2 + IK\sigma_{pc}^2 + IKM\sigma_p^2$
Tratamento A	I-1	$\sigma^2 + KM\sigma_\alpha^2 + K\sigma_\beta^2 + M\sigma_\theta^2 + [JKM/(I-1)]\Sigma a^2_i$
Resíduo (a)	(I-1) (J-1)	$\sigma^2 + KM\sigma_\alpha^2 + K\sigma_\beta^2 + M\sigma_\theta^2$
Subtotal I	IJ-1	
Tratamento C (anos)	M-1	$\sigma^2 + K\sigma_\beta^2 + I\sigma_\delta^2 + IK\sigma_{pc}^2 + [IJK/(M-1)]\Sigma c^2_m$
R x C	(J-1) (M-1)	$\sigma^2 + K\sigma_\beta^2 + I\sigma_\delta^2 + IK\sigma_{pc}^2$
A x C	(I-1) (M-1)	$\sigma^2 + K\sigma_\beta^2 + [JK/(I-1)(M-1)]\Sigma (ac)^2_{im}$
Resíduo (b)	(I-1) (J-1) (M-1)	$\sigma^2 + K\sigma_\beta^2$
Subtotal II	IJM-1	
Tratamento B	K-1	$\sigma^2 + IM\sigma_\gamma^2 + I\sigma_\delta^2 + M\sigma_\theta^2 + [IJM/(K-1)]\Sigma b^2_k$
Resíduo (c)	(K-1) (J-1)	$\sigma^2 + IM\sigma_\gamma^2 + I\sigma_\delta^2 + M\sigma_\theta^2$
Subtotal III	JK-1	
B x C	(K-1) (M-1)	$\sigma^2 + I\sigma_\delta^2 + [IJ/(K-1)(M-1)]\Sigma (bc)^2_{km}$
Resíduo (d)	(K-1) (J-1) (M-1)	$\sigma^2 + I\sigma_\delta^2$
Subtotal IV	JKM-1	
A x B	(I-1) (K-1)	$\sigma^2 + M\sigma_\theta^2 + [JM/(I-1)(K-1)]\Sigma (ab)^2_{ik}$
Resíduo (e)	(I-1) (K-1) (J-1)	$\sigma^2 + M\sigma_\theta^2$
Subtotal V	IJK-1	
A x B x C	(I-1) (K-1) (M-1)	$\sigma^2 + [J/(I-1)(K-1)(M-1)]\Sigma (abc)^2_{ikm}$
Resíduo (f)	(I-1) (K-1) (J-1) (M-1)	$\sigma^2$
Total	IJKM-1	

**QUADRO 2** - Esquema da análise de variância e esperanças dos quadrados médios para um grupo de r ensaios em faixas, segundo Piedade (1987).

Causas de variação	G.L.	E(QM)
Blocos dentro Experimentos	R(J-1)	$\sigma^2 + I\sigma_{\beta\delta\delta}^2 + K\sigma_{\alpha\delta\delta}^2 + IK\sigma_b^2$
Experimentos	(R-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{\alpha\beta\delta}^2 + I\sigma_{\beta\delta\delta}^2 + IJ\sigma_{\beta\delta}^2 + K\sigma_{\alpha\delta\delta}^2 + KJ\sigma_{\alpha\delta}^2 + IKJ\sigma_{\delta}^2 + IK\sigma_b^2$
Tratamentos (A)	(I-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{\alpha\beta\delta}^2 + K\sigma_{\alpha\delta\delta}^2 + KJ\sigma_{\alpha\delta}^2 + KRJ\phi_{\alpha}$
Trat. (A) x Experimentos	(I-1)(R-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{\alpha\beta\delta}^2 + K\sigma_{\alpha\delta\delta}^2 + KJ\sigma_{\alpha\delta}^2$
Resíduo (a)	R(I-1)(J-1)	$\sigma^2 + I\sigma_{\beta\delta\delta}^2$
Tratamentos (B)	(K-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{\alpha\beta\delta}^2 + I\sigma_{\beta\delta\delta}^2 + IJ\sigma_{\beta\delta}^2 + IRJ\phi_{\beta}$
Trat. (B) x Experimentos	(K-1)(R-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{\alpha\beta\delta}^2 + I\sigma_{\beta\delta\delta}^2 + IJ\sigma_{\beta\delta}^2$
Resíduo (b)	R(K-1)(J-1)	$\sigma^2 + I\sigma_{\beta\delta\delta}^2$
Trat (A) x Trat (B)	(I-1)(K-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{\alpha\beta\delta}^2 + RJ\phi_{\alpha\beta}$
Trat(A) x Trat(B) x Exp.	(I-1)(K-1)(R-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{\alpha\beta\delta}^2$
Resíduo (c)	R(I-1)(K-1)(J-1)	$\sigma^2$
Total	IKRJ-1	

**QUADRO 3 - Expressões adequadas para os testes F de um grupo de experimentos em faixas, segundo Piedade (1987)**

Hipóteses	Teste F	GLN / GLD <sup>(1)</sup>
trat. (A)	$QM_{trat(A)} / QM_{trat(A) \times E}$	(I-1); (I-1)(R-1)
trat. (B)	$QM_{trat(B)} / QM_{trat(B) \times E}$	(k-1); (K-1)(R-1)
Experimentos (E)	$\frac{[QME + QM_{res(a)} + QM_{res(b)} + QM_{trat(A) \times trat(B) \times E}]}{[QM_{trat(A) \times E} + QM_{trat(B) \times E} + QMB/E + QM_{res(c)}]}$	n1; n2
trat. (A) x trat.(B)	$QM_{trat(A) \times trat(B)} / QM_{trat(A) \times trat(B) \times E}$	(I-1)(K-1); (I-1)(K-1)(R-1)
trat. (A) x E	$QM_{trat(A) \times E} + QM_{res(c)} / QM_{res(a)} + QM_{trat(A) \times trat(B) \times E}$	n3; n4
trat. (B) x E	$QM_{trat(B) \times E} + QM_{res(c)} / QM_{res(b)} + QM_{trat(A) \times trat(B) \times E}$	n5; n6
trat. (A) x trat.(B) x E	$QM_{trat(A) \times trat(B) \times E} / QM_{res(c)}$	(I-1)(K-1)(R-1); R(I-1)(K-1)(J-1)

<sup>(1)</sup> Graus de liberdade do numerador e denominador, respectivamente, necessários para o teste F.

No caso de modelo linear misto, como ocorre na análise de grupos de experimentos, alguns autores como Steel e Torrie (1980) e Searle (1971) admitem uma restrição nas interações envolvendo efeito fixo e aleatório, a qual leva um fator que multiplica os coeficientes dos componentes que envolvem em seus índices uma ou mais letras correspondentes a efeito fixo. Este fator é tomado como o quociente entre o número de níveis do efeito fixo e número de graus de liberdade correspondente ao efeito. Já os autores Snedecor e Cochran (1967) e Neter e Wasserman (1992) não fazem em seus textos nenhuma consideração quanto ao uso da restrição.

O método da ANAVA para estimação de componentes de variância pode produzir em alguns casos estimativas negativas, ou seja, fora do espaço paramétrico, visto que variância é uma expressão ao quadrado ( e portanto não poderia ser negativa). Searle (1971) e Searle, Casella e McCulloch (1992) fazem as seguintes considerações a este respeito:

- (i) Aceita-se a estimativa negativa, admitindo que o verdadeiro valor do componente de variância seja nulo.
- (ii) Considera-se a estimativa negativa como nula, admitindo-se para isto que o verdadeiro valor do componente de variância é zero, mas isto tem o inconveniente de que a não tendenciosidade desaparece. Um problema que tem ocorrido em se tomar essa decisão é o de que, valores negativos muito distantes de zero são tomados como tal.
- (iii) Sendo negativa uma estimativa de componente de variância, deve-se reestruturar a análise de variância, eliminando-se seu efeito, e obtendo-se novas estimativas dos componentes de variância restantes.
- (iv) Ocorrência de correlação intra-classe maior que correlação inter-classe. O modelo deve ser reestruturado considerando essas correlações.
- (v) O problema de obtenção de estimativa negativa pode ser devido ao método de estimação, como o dos momentos ou da análise de variância. Sugerem-se usar outros métodos para obtenção dos estimadores (MINQUE, Máxima verossimilhança, etc.).
- (vi) A estimativa negativa pode ter ocorrido devido ao tamanho da amostra. Quando possível, colher mais dados, aumentando-se o tamanho da amostra e refazer os cálculos.

## **3 MATERIAL E MÉTODOS**

### **3.1 Material**

Os dados experimentais utilizados para ilustrar a metodologia desenvolvida foram provenientes de experimentos realizados no setor de Olericultura da Universidade Federal de Lavras e conduzidos pela Eng<sup>a</sup> Agrônoma Cristiane R. B. Aguirre Ramos, sob orientação do Prof<sup>o</sup> Rovilson José de Souza, os quais cederam gentilmente os resultados experimentais obtidos. O município de Lavras está situado no Sul de Minas Gerais, à 21°14' de latitude sul e 45°00' de longitude oeste, e uma altitude de 918 metros.

Cada experimento individual foi conduzido no delineamento em blocos casualizados com três repetições, envolvendo quatro cultivares de cenoura, sendo três nacionais (Brasília, Kuroda e Carandai) e uma importada (Nantes). Esses experimentos individuais foram instalados no mesmo local durante as quatro fases da Lua (nova, crescente, cheia e minguante), alguns meses (março, abril, maio, junho e julho) e durante os anos agrícolas de 1992, 1993 e 1994. Foram avaliadas as seguintes variáveis (características): altura de plantas, peso total de raízes, peso da parte aérea, número de plantas e produção de cenouras tipo extra, especial e de primeira.



### 3.2 Métodos

Para efetuar a análise conjunta, foi adotado o seguinte modelo linear (estrutura balanceada):

$$Y_{ijklm} = \mu + C_i + B_{j(klm)} + L_k + E_l + A_m + CL_{ik} + CE_{il} + CA_{im} + LE_{kl} + LA_{km} + EA_{lm} + CLE_{ikl} + CLA_{ikm} + CEA_{ilm} + LEA_{klm} + CLEA_{iklm} + e_{ij(klm)}$$

onde:

$Y_{ijklm}$  é o valor observado na parcela que recebeu a cultivar  $i$  no bloco  $j$ , na fase da Lua  $k$ , na época  $l$  e ano  $m$ ; sendo  $i = 1, 2, \dots, I$  cultivares;  $j = 1, 2, \dots, J$  blocos;  $k = 1, 2, \dots, K$  fases da Lua;  $l = 1, 2, \dots, L$  épocas e  $m = 1, 2, \dots, M$  anos.

$\mu$  é a média geral;

$C_i$  é o efeito fixo da cultivar  $i$ ;

$B_{j(klm)}$  é o efeito aleatório do bloco  $j$  dentro da fase da Lua  $k$ , época  $l$  e ano  $m$ ;

$L_k$  é o efeito fixo da lua  $k$ ;

$E_l$  é o efeito fixo da época  $l$ ;

$A_m$  é o efeito aleatório do ano  $m$ ;

$CL_{ik}$  é o efeito fixo da interação entre a cultivar  $i$  e a fase da Lua  $k$ ;

$CE_{il}$  é o efeito fixo da interação entre a cultivar  $i$  e a época  $l$ ;

$CA_{im}$  é o efeito aleatório da interação entre a cultivar  $i$  e o ano  $m$ ;

$LE_{kl}$  é o efeito fixo da interação entre a fase da Lua  $k$  e a época  $l$ ;

$LA_{km}$  é o efeito aleatório da interação entre a fase da Lua  $k$  e o ano  $m$ ;

$EA_{lm}$  é o efeito aleatório da interação entre a época  $l$  e o ano  $m$ ;

$CLE_{ikl}$  é o efeito fixo da interação entre a cultivar  $i$ , a fase da Lua  $k$  e a época  $l$ ;

$CLA_{ikm}$  é o efeito aleatório da interação entre a cultivar  $i$ , a fase da Lua  $k$  e o ano  $m$ ;  
 $CEA_{ilm}$  é o efeito aleatório da interação entre a cultivar  $i$ , a época  $l$  e o ano  $m$ ;  
 $LEA_{klm}$  é o efeito aleatório da interação entre a fase da Lua  $k$ , a época  $l$  e o ano  $m$ ;  
 $CLEA_{iklm}$  é o efeito aleatório da interação entre a cultivar  $i$ , a fase da Lua  $k$ , a época  $l$  e o ano  $m$ ;  
 $e_{ij(klm)}$  é o efeito aleatório do erro experimental associado, considerado como sendo independente e normalmente distribuído, com média zero e variância constante.

As seguintes pressuposições foram consideradas:

$E[\mu] = \mu;$	$E[\mu^2] = \mu^2$
$E[C_i] = C_i ;$	$E[C_i^2] = C_i^2$
$E[B_{j(klm)}] = 0$	$E[B_{j(klm)}^2] = \sigma^2_B$
$E[L_k] = L_k$	$E[L_k^2] = L_k^2$
$E[E_l] = E_l$	$E[E_l^2] = E_l^2$
$E[A_m] = 0$	$E[A_m^2] = \sigma^2_A$
$E[CL_{ik}] = CL_{ik}$	$E[CL_{ik}^2] = CL_{ik}^2$
$E[CE_{il}] = CE_{il}$	$E[CE_{il}^2] = CE_{il}^2$
$E[CA_{im}] = 0$	$E[CA_{im}^2] = \sigma^2_{CA}$
$E[LE_{kl}] = LE_{kl}$	$E[LE_{kl}^2] = LE_{kl}^2$
$E[LA_{km}] = 0$	$E[LA_{km}^2] = \sigma^2_{LA}$
$E[EA_{lm}] = 0$	$E[EA_{lm}^2] = \sigma^2_{EA}$
$E[CLE_{ikl}] = CLE_{ikl}$	$E[CLE_{ikl}^2] = CLE_{ikl}^2$
$E[CLA_{ikm}] = 0$	$E[CLA_{ikm}^2] = \sigma^2_{CLA}$

$$E[\text{CEA}_{ilm}] = 0$$

$$E[\text{CEA}_{ilm}^2] = \sigma^2_{\text{CEA}}$$

$$E[\text{LEA}_{klm}] = 0$$

$$E[\text{LEA}_{klm}^2] = \sigma^2_{\text{LEA}}$$

$$E[\text{CLEA}_{iklm}] = 0$$

$$E[\text{CLEA}_{iklm}^2] = \sigma^2_{\text{CLEA}}$$

$$E[e_{ij(klm)}] = 0$$

$$E[e_{ij(klm)}^2] = \sigma^2$$

O método dos mínimos quadrados ordinário (Searle, 1971), usualmente utilizado na obtenção de soluções de mínimos quadrados, permite minimizar somente uma variância, normalmente a variância residual. Assim sendo, para obtenção de soluções de mínimos quadrados e da análise de variância, considerou-se que no modelo linear adotado somente o erro experimental fosse aleatório.

Partindo-se do modelo linear, escrito na forma matricial (Graybill, 1976):

$$Y = X\theta + E$$

onde:

Y é o vetor aleatório de observações;

X é a matriz conhecida dos coeficientes dos parâmetros do modelo;

$\theta$  é o vetor de parâmetros desconhecidos;

E é vetor de erros aleatórios não observáveis, tal que  $E \sim N(\emptyset, I\sigma^2)$ .

Aplicando-se o método dos mínimos quadrados no modelo, obteve-se o sistema de equações normais (SEN) para os efeitos dos parâmetros, que na forma matricial é:

$$X'X\theta = X'Y$$

Na forma de equações lineares observa-se que o SEN é sempre consistente, pois possui infinitas soluções. Entretanto é indeterminado, pois possui mais incógnitas que equações (Iemma, 1987).

Entre os procedimentos utilizados para obtenção de uma solução para  $\theta$ , impôs as seguintes restrições nas soluções do modelo, com a finalidade de obter um sistema determinado (Iemma, 1996; Kempthorne, 1952; Pimentel Gomes, 1967):

$$\begin{aligned} \sum_i C_i &= \sum_j B_{j(klm)} = \sum_k L_k = \sum_l E_l = \sum_m A_m = \sum_{ik} CL_{ik} = \sum_{il} CE_{il} = \sum_{im} CA_{im} = \sum_{kl} LE_{kl} = \\ &= \sum_{km} LA_{km} = \sum_{lm} EA_{lm} = \sum_{ikl} CLE_{ikl} = \sum_{ikm} CLA_{ikm} = \sum_{ilm} CEA_{ilm} = \sum_{klm} LEA_{klm} = \sum_{iklm} CLEA_{iklm} = \emptyset \end{aligned}$$

A partir do modelo linear, foi obtido o esquema de análise de variância (ANAVA) com as respectivas fontes de variação e graus de liberdade, de acordo com metodologia descrita por Muniz e Aquino (1991).

As somas de quadrados foram obtidas segundo metodologia descrita por Muniz e Aquino (1991), e as esperanças de quadrados médios ( $E[QM]$ ) foram obtidas através do método de Hicks (1973), modificado por Barbin (1993). De posse das  $E[QM]$ , foram estruturados os testes F de interesse para os parâmetros do modelo, e quando havia combinações de quadrados médios, os respectivos graus de liberdade foram estimados por metodologia descrita por Satterthwaite (1946). Os estimadores dos componentes de variância foram determinados pelo método da ANAVA, que consiste em igualar a coluna dos quadrados médios com a coluna das esperanças de quadrados médios (Searle, Casella e McCulloch, 1992).

Para os testes de comparações múltiplas, foram deduzidos os estimadores das variâncias de contrastes entre duas médias de tratamentos, para todos os casos de interesse, inclusive nos desdobramentos de algumas interações.

Como exemplo ilustrativo, foi realizada a análise conjunta ou análise de grupos dos experimentos descritos em 3.1, utilizando-se somente os dados dos experimentos instalados nos meses de maio de junho. Inicialmente, realizou-se as análises individuais de cada experimento com a finalidade de verificar a homogeneidade das variâncias residuais.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Sistema de equações normais

Aplicando-se as restrições nas soluções apresentadas em 3.2, o SEN se reduz para:

$$y_{\dots} = IJKLM\mu$$

$$y_{i\dots} = JKLM\mu + JKLMC_i$$

$$y_{\cdot jklm} = I\mu + IB_{j(klm)} + I\pi_k + IE_l + IA_m + ILE_{kl} + I\pi_{LA_{km}} + IEA_{lm} + ILEA_{klm}$$

$$y_{\cdot\cdot k\dots} = IJLM\mu + IJLM\pi_k$$

$$y_{\dots l} = IJKM\mu + IJKME_l$$

$$y_{\dots m} = IJKL\mu + IJKLA_m$$

$$y_{i\cdot k\dots} = JLM\mu + JLMC_i + JLM\pi_k + JLMCL_{ik}$$

$$y_{i\cdot\cdot l} = JKM\mu + JKMC_i + JKME_l + JKMC_{eil}$$

$$y_{i\dots m} = JKL\mu + JKLC_i + JKLA_m + JKLC_{aim}$$

$$y_{\cdot\cdot kl} = IJM\mu + IJM\pi_k + IJME_l + IJMLE_{kl}$$

$$y_{\cdot\cdot k\dots m} = IJL\mu + IJL\pi_k + IJLA_m + IJLLA_{km}$$

$$y_{\dots lm} = IJK\mu + IJKE_l + IJKA_m + IJKEA_{lm}$$

$$y_{i\cdot kl} = JM\mu + JMC_i + JM\pi_k + JME_l + JMCL_{ik} + JMCE_{il} + JMLE_{kl} + JMCL_{eikl}$$

$$y_{i \cdot k \cdot m} = J\mu + JLC_i + JLL_k + JLA_m + JLCL_{ik} + JLCA_{im} + JLLA_{km} + JLCLA_{ikm}$$

$$y_{i \cdot \cdot lm} = JK\mu + JKC_i + JKE_l + JKA_m + JKCE_{il} + JKCA_{im} + JKEA_{lm} + JKCEA_{ilm}$$

$$y_{\cdot \cdot klm} = IJ\mu + IJL_k + IJE_l + IJA_m + IJLE_{kl} + IJLA_{km} + IJEA_{lm} + IJLEA_{klm}$$

$$y_{i \cdot klm} = J\mu + JC_i + JL_k + JE_l + JA_m + JCL_{ik} + JCE_{il} + JCA_{im} + JLE_{kl} + JLA_{km} + JEA_{lm} + JCLE_{ikl} + JCLA_{ikm} + JCEA_{ilm} + JLEA_{klm} + JCLEA_{iklm}$$

sendo:  $y_{\dots}$  o total geral;  $y_{i \cdot \dots}$  o total das observações da  $i$ -ésima cultivar;  $y_{i \cdot k \cdot l}$  o total das observações da  $i$ -ésima cultivar,  $k$ -ésima fase da Lua e  $l$ -ésima época; e assim para os demais casos.

Do sistema de equações normais (SEN), com alguma álgebra, substituições e simplificações, obtém-se as soluções de mínimos quadrados:

i) Média geral:

$$\mu = \bar{y}_{\dots}$$

ii) Efeito de cultivares:

$$C_i = \bar{y}_{i \cdot \dots} - \bar{y}_{\dots}$$

iii) Efeito de luas:

$$L_k = \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} - \bar{y}_{\dots}$$

iv) Efeito de épocas:

$$\hat{E}_l = \bar{y}_{\dots l \cdot} - \bar{y}_{\dots}$$

v) Efeito de anos:

$$A_m = \bar{y} \dots_m - \bar{y} \dots$$

vi) Efeito de blocos dentro de experimentos:

$$B_{j(klm)} = \bar{y} \cdot jklm - \bar{y} \cdot \cdot klm$$

vii) Efeito da interação cultivar x lua:

$$CL_{ik} = \bar{y}_{i \cdot k \cdot \cdot} - \bar{y}_{i \cdot \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} + \bar{y} \dots$$

viii) Efeito da interação cultivar x época:

$$CE_{il} = \bar{y}_{i \cdot \cdot l} - \bar{y}_{i \cdot \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot l} + \bar{y} \dots$$

ix) Efeito da interação cultivar x ano:

$$CA_{im} = \bar{y}_{i \cdot \cdot m} - \bar{y}_{i \cdot \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot m} + \bar{y} \dots$$

x) Efeito da interação lua x época:

$$LE_{kl} = \bar{y}_{\cdot \cdot kl \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot l} + \bar{y} \dots$$

xi) Efeito da interação lua x ano:

$$LA_{km} = \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot m} - \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot m} + \bar{y} \dots$$

xii) Efeito da interação época x ano:

$$EA_{lm} = \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot lm} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot l} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot m} + \bar{y} \dots$$

xiii) Efeito da interação cultivar x lua x época:

$$CLE_{ikl} = \bar{y}_{i \cdot kl \cdot} - \bar{y}_{i \cdot k \cdot \cdot} - \bar{y}_{i \cdot \cdot l} - \bar{y}_{\cdot \cdot kl \cdot} + \bar{y}_{i \cdot \cdot \cdot} + \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot l} - \bar{y} \dots$$



xiv) Efeito da interação cultivar x lua x ano:

$$CLA_{ikm} = \bar{y}_{i \cdot k \cdot m} - \bar{y}_{i \cdot k \cdot \cdot} - \bar{y}_{i \cdot \cdot m} - \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot m} + \bar{y}_{i \cdot \cdot \cdot} + \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot m} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot}$$

xv) Efeito da interação cultivar x época x ano:

$$CEA_{ilm} = \bar{y}_{i \cdot \cdot lm} - \bar{y}_{i \cdot \cdot l} - \bar{y}_{i \cdot \cdot m} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot lm} + \bar{y}_{i \cdot \cdot \cdot} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot l} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot m} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot}$$

xvi) Efeito da interação lua x época x ano:

$$LEA_{klm} = \bar{y}_{\cdot \cdot klm} - \bar{y}_{\cdot \cdot kl} - \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot m} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot lm} + \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot l} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot m} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot}$$

xvii) Efeito da interação cultivar x lua x época x ano:

$$CLEA_{iklm} = \bar{y}_{i \cdot klm} - \bar{y}_{i \cdot kl} - \bar{y}_{i \cdot k \cdot m} - \bar{y}_{i \cdot \cdot lm} - \bar{y}_{\cdot \cdot klm} + \bar{y}_{i \cdot k \cdot \cdot} + \bar{y}_{i \cdot \cdot l} + \bar{y}_{i \cdot \cdot m} + \\ \bar{y}_{\cdot \cdot kl} + \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot m} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot lm} - \bar{y}_{i \cdot \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot k \cdot \cdot} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot l} - \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot m} + \bar{y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot}$$

## 4.2 Somas de quadrados

Conforme o procedimento usual para obtenção das somas de quadrados (Muniz e Aquino, 1991; Searle, 1971), virá:

$$SQ_{total} = \sum_{ijklm} y_{ijklm}^2 - C, \text{ onde } C = \frac{(y_{\cdot \cdot \cdot \cdot})^2}{IJKLM}$$

$$SQ_{cultivar} = \frac{1}{JKLM} \sum_i y_{i \cdot \cdot \cdot}^2 - C$$

$$SQ_{lua} = \frac{1}{IJLM} \sum_k y_{\cdot \cdot k \cdot \cdot}^2 - C$$

$$SQ_{época} = \frac{1}{IJKM} \sum_l y_{\cdot \cdot \cdot l}^2 - C$$

$$SQ_{\text{blocos/exp}} = \frac{1}{I} \sum_{jklm} y^2_{.jklm} - \frac{1}{IJ} \sum_{klm} y^2_{..klm} = \sum_{klm} (SQ_{Bklm}) = SQ_{B/Exp}.$$

Sendo  $SQ_{B_{klm}}$  a soma de quadrados de blocos de cada experimento.

$$SQ_{CxL} = \frac{1}{JLM} \sum_{ik} y^2_{i.k.} - \frac{1}{JKLM} \sum_i y^2_{i...} - \frac{1}{IJLM} \sum_k y^2_{...k.} + C$$

$$SQ_{CxE} = \frac{1}{JKM} \sum_{il} y^2_{i.l.} - \frac{1}{JKLM} \sum_i y^2_{i...} - \frac{1}{IJKM} \sum_l y^2_{...l.} + C$$

$$SQ_{CxA} = \frac{1}{JKL} \sum_{im} y^2_{i..m} - \frac{1}{JKLM} \sum_i y^2_{i...} - \frac{1}{IJKL} \sum_m y^2_{...m.} + C$$

$$SQLxE = \frac{1}{IJM} \sum_{kl} y^2_{.kl.} - \frac{1}{IJLM} \sum_k y^2_{.k..} - \frac{1}{IJKM} \sum_l y^2_{...l.} + C$$

$$SQLxA = \frac{1}{IJL} \sum_{km} y^2_{.k.m.} - \frac{1}{IJLM} \sum_k y^2_{.k..} - \frac{1}{IJKL} \sum_m y^2_{...m.} + C$$

$$SQ_{ExA} = \frac{1}{IJK} \sum_{lm} y^2_{..lm} - \frac{1}{IJKM} \sum_l y^2_{..l.} - \frac{1}{IJKL} \sum_m y^2_{...m.} + C$$

$$SQ_{CxLxE} = \frac{1}{JM} \sum_{ikl} y^2_{i.k.l.} - \frac{1}{JLM} \sum_{ik} y^2_{i.k.} - \frac{1}{JKM} \sum_{il} y^2_{i.l.} - \frac{1}{IJM} \sum_{kl} y^2_{.kl.} + \frac{1}{JKLM} \sum_i y^2_{i...} + \frac{1}{IJLM} \sum_k y^2_{.k..} + \frac{1}{IJKM} \sum_l y^2_{...l.} - C$$

$$SQ_{CxLxA} = \frac{1}{JL} \sum_{ikm} y^2_{i.k.m.} - \frac{1}{JLM} \sum_{ik} y^2_{i.k.} - \frac{1}{JKL} \sum_{im} y^2_{i..m} - \frac{1}{IJL} \sum_{km} y^2_{.k.m.} + \frac{1}{JKLM} \sum_i y^2_{i...} + \frac{1}{IJLM} \sum_k y^2_{.k..} + \frac{1}{IJKL} \sum_m y^2_{...m.} - C$$

$$SQ_{CxExA} = \frac{1}{JK} \sum_{ilm} y^2_{i..lm} - \frac{1}{JKM} \sum_{il} y^2_{i..l.} - \frac{1}{JKL} \sum_{im} y^2_{i..m.} - \frac{1}{IJK} \sum_{lm} y^2_{..lm} + \frac{1}{JKLM} \sum_i y^2_{i...} + \frac{1}{IJKM} \sum_l y^2_{..l.} + \frac{1}{IJKL} \sum_m y^2_{...m.} - C$$

$$SQLxExA = \frac{1}{IJ} \sum_{klm} y^2_{..klm} - \frac{1}{IJM} \sum_{kl} y^2_{..kl.} - \frac{1}{IJL} \sum_{km} y^2_{.k.m.} - \frac{1}{IJK} \sum_{lm} y^2_{..lm} + \frac{1}{IJLM} \sum_k y^2_{.k..} + \frac{1}{IJKM} \sum_l y^2_{..l.} + \frac{1}{IJKL} \sum_m y^2_{...m.} - C$$

$$\begin{aligned}
\text{SQCxLxExA} = & \frac{1}{J} \sum_{ikm} y_{i.km}^2 - \frac{1}{JM} \sum_{ikl} y_{i.kl}^2 - \frac{1}{JL} \sum_{ikm} y_{i.k.m}^2 - \frac{1}{JK} \sum_{ilm} y_{i..lm}^2 - \frac{1}{IJ} \sum_{klm} y^2_{..klm} + \\
& + \frac{1}{JLM} \sum_{ik} y_{ik.}^2 + \frac{1}{JKM} \sum_{il} y_{i.l}^2 + \frac{1}{JKL} \sum_{im} y_{i..m}^2 + \frac{1}{IJM} \sum_{kl} y^2_{.kl} + \frac{1}{IJL} \sum_{km} y^2_{.k.m} + \\
& + \frac{1}{IJK} \sum_{lm} y^2_{...lm} - \frac{1}{JKLM} \sum_i y_{i...}^2 - \frac{1}{IJLM} \sum_k y^2_{..k..} - \frac{1}{IJKM} \sum_l y^2_{...l.} - \frac{1}{IJKL} \sum_m y^2_{....m} + C
\end{aligned}$$

$$\text{SQResíduo} = \sum_{ijklm} y^2_{ijklm} - \frac{1}{J} \sum_{iklm} y^2_{i.klm} - \frac{1}{I} \sum_{jklm} y^2_{.jklm} + \frac{1}{IJ} \sum_{klm} y^2_{..klm} = \sum_{klm} (\text{SQR}_{klm})$$

sendo  $\text{SQR}_{klm}$  a soma de quadrados de resíduo de cada experimento.

Pode-se observar que as somas de quadrados de bloco dentro de experimentos (SQB/Exp) e a soma de quadrados do resíduo conjunto são combinações lineares das somas de quadrados de blocos e de resíduos dos experimentos individuais, respectivamente. Esses resultados são semelhantes aos obtidos por Piedade (1987) e Banzatto e Kronka (1989). As somas de quadrados das interações podem ser obtidas de maneira mais prática, conforme metodologia descrita por Pimentel Gomes (1990), onde:

$$\text{SQCxL} = \text{SQCeL} - \text{SQCult.} - \text{SQLua}$$

$$\text{onde SQCeL} = \frac{1}{JLM} \sum_{ik} y_{ik.}^2 - C$$

$$\text{SQCxLxE} = \text{SQCeLeE} - \text{SQCxL} - \text{SQCxE} - \text{SQLxE} - \text{SQCult.} - \text{SQLua} - \text{SQEpoca}$$

$$\text{onde SQCeLeE} = \frac{1}{JM} \sum_{ikl} y_{i.kl}^2 - C$$

E de maneira análoga para as somas de quadrados das outras interações. Note que este procedimento é semelhante ao usado na decomposição da soma de

quadrados de parâmetros,  $\theta'X'Y$ , sendo  $\theta$  uma solução de mínimos quadrados do sistema de equações normais, dado em Iemma (1996) e Searle (1971).

### **4.3 Esperança matemática de quadrados médios e testes F de interesse**

Através do método de Hicks (1973), modificado por Barbin (1993), foram obtidas as esperanças matemáticas dos quadrados médios. O Quadro 4 apresenta as fontes de variação, os graus de liberdade e as esperanças dos quadrados médios,  $E[QM]$ .

**QUADRO 4** - Fontes de variação, graus de liberdade e esperanças de quadrados médios, para grupos de experimentos com cultivares de cenoura repetidos em um mesmo local durante as fases da Lua e diferentes meses e anos.

F.V.	G.L.	E[QM]
Bloco/Exp.	(J-1)KLM	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2$
Cultivar (C)	I-1	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + JKL\sigma_{CA}^2 + JKLM\phi_C$
Lua (L)	K-1	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + IJL\sigma_{LA}^2 + IJLM\phi_L$
Época (E)	L-1	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2 + IJK\sigma_{EA}^2 + IJKM\phi_E$
Ano (A)	M-1	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + IJK\sigma_{EA}^2 + IJL\sigma_{LA}^2 + JKL\sigma_{CA}^2 + IJKL\sigma_A^2$
CxL	(I-1)(K-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + JLM\phi_{CL}$
CxE	(I-1)(L-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2 + JKM\phi_{CE}$
CxA	(I-1)(M-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + JKL\sigma_{CA}^2$
LxE	(K-1)(L-1)	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + IJM\phi_{LE}$
LxA	(K-1)(M-1)	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + IJL\sigma_{LA}^2$
ExA	(L-1)(M-1)	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2 + IJK\sigma_{EA}^2$
CxLxE	(I-1)(K-1)(L-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + JM\phi_{CLE}$
CxLxA	(I-1)(K-1)(M-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2$
CxExA	(I-1)(L-1)(M-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2$
LxExA	(K-1)(L-1)(M-1)	$\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2$
CxLxExA	(I-1)(K-1) (L-1)(M-1)	$\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2$
Resíduo	(I-1)(J-1)KLM	$\sigma^2$
Total	IJKLM-1	

$$\begin{aligned} \text{Onde: } \phi_C &= \frac{1}{I-1} \sum_i (C_i)^2 & \phi_L &= \frac{1}{K-1} \sum_k (L_k)^2 & \phi_E &= \frac{1}{L-1} \sum_l (E_l)^2 \\ \phi_{CL} &= \frac{1}{(I-1)(K-1)} \sum_{ik} (CL)_{ik}^2 & \phi_{CE} &= \frac{1}{(I-1)(L-1)} \sum_{il} (CE)_{il}^2 \\ \phi_{LE} &= \frac{1}{(K-1)(L-1)} \sum_{kl} (LE)_{kl}^2 & \phi_{CLE} &= \frac{1}{(I-1)(K-1)(L-1)} \sum_{ikl} (CLE)_{ikl}^2 \end{aligned}$$

As hipóteses de nulidade relacionadas a cada fonte de variação, apresentadas no Quadro 4, e a serem consideradas para avaliar ou testar os parâmetros do modelo são:

$$H_0^{(1)}: \sigma_{B/E}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada a blocos dentro de experimentos;}$$

$$H_0^{(2)}: \sum_i (C_i)^2 = 0 \rightarrow \text{Associada a cultivares;}$$

$$H_0^{(3)}: \sum_k (L_k)^2 = 0 \rightarrow \text{Associada a Lua;}$$

$$H_0^{(4)}: \sum_l (E_l)^2 = 0 \rightarrow \text{Associada a épocas;}$$

$$H_0^{(5)}: \sigma_A^2 = 0 \rightarrow \text{Associada a anos;}$$

$$H_0^{(6)}: \sum_{ik} (CL)_{ik}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada à interação cultivar x lua;}$$

$$H_0^{(7)}: \sum_{il} (CE)_{il}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada à interação cultivar x época;}$$

$$H_0^{(8)}: \sigma_{CA}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada à interação cultivar x ano;}$$

$$H_0^{(9)}: \sum_{kl} (LE)_{kl}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada à interação lua x época;}$$

$$H_0^{(10)}: \sigma_{LA}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada à interação lua x ano;}$$

$$H_0^{(11)}: \sigma_{EA}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada à interação época x ano;}$$

$$H_0^{(12)}: \sum_{ikl} (CLE)_{ikl}^2 = 0 \rightarrow \text{Associada à interação cultivar x lua x época;}$$

$H_0^{(13)}: \sigma_{CLA}^2 = 0 \rightarrow$  Associada à interação cultivar x lua x ano;

$H_0^{(14)}: \sigma_{CEA}^2 = 0 \rightarrow$  Associada à interação cultivar x época x ano;

$H_0^{(15)}: \sigma_{LEA}^2 = 0 \rightarrow$  Associada à interação lua x época x ano;

$H_0^{(16)}: \sigma_{CLEA}^2 = 0 \rightarrow$  Associada à interação cultivar x lua x época x ano.

Considerando-se essas hipóteses, chegou-se às expressões que justificam a aplicação dos testes F para avaliar os efeitos dos parâmetros de interesse, e que estão apresentadas no Quadro 5.

**QUADRO 5** - Expressões para aplicação dos testes F de interesse e respectivos graus de liberdade associados para um grupo de experimentos com cultivares de cenoura repetidos em um mesmo local durante as fases da Lua e diferentes meses e anos.

Hipótese	Teste F	G.L. <sup>(1)</sup>
$H_0^{(1)}$	$\frac{QMB}{E}$	(J-1)KLM
	$\frac{QMR}{es}$	(I-1)(J-1)KLM
$H_0^{(2)}$	$\frac{QMCult}{QMCxA}$	(I-1)
		(I-1)(M-1)
$H_0^{(3)}$	$\frac{QMLua}{QMLxA}$	(K-1)
		(K-1)(M-1)
$H_0^{(4)}$	$\frac{QMEpoca}{QMExA}$	(L-1)
		(L-1)(M-1)
$H_0^{(5)}$	$\frac{QMAno + QMCxLxA + QMCxExA + QMLxExA}{QMCxA + QMLxA + QMExA + QMCxLxExA}$	$n_1$
		$n_2$
$H_0^{(6)}$	$\frac{QMCxL}{QMCxLxA}$	(I-1)(K-1)
		(I-1)(K-1)(M-1)
$H_0^{(7)}$	$\frac{QMCxE}{QMCxExA}$	(I-1)(L-1)
		(I-1)(L-1)(M-1)
$H_0^{(8)}$	$\frac{QMCxA + QMCxLxExA}{QMCxLxA + QMCxExA}$	$n_3$
		$n_4$
$H_0^{(9)}$	$\frac{QMLxE}{QMLxExA}$	(K-1)(L-1)
		(K-1)(L-1)(M-1)
$H_0^{(10)}$	$\frac{QMLxA + QMCxLxExA}{QMCxLxA + QMLxExA}$	$n_5$
		$n_6$
$H_0^{(11)}$	$\frac{QMExA + QMCxLxExA}{QMCxExA + QMLxExA}$	$n_7$
		$n_8$
$H_0^{(12)}$	$\frac{QMCxLxE}{QMCxLxExA}$	(I-1)(K-1)(L-1)
		(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)
$H_0^{(13)}$	$\frac{QMCxLxA}{QMCxLxExA}$	(I-1)(K-1)(M-1)
		(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)

<sup>(1)</sup> A primeira expressão refere-se ao G.L. do numerador e a segunda refere-se ao G.L. do denominador.

Continua...



## QUADRO 5, cont.

Hipótese	Teste F	G.L. <sup>(1)</sup>
$H_0^{(14)}$	$\frac{QMCxExA}{QMCxLxExA}$	(I-1)(L-1)(M-1)
$H_0^{(15)}$	$\frac{QMLxExA + QMRes}{QMCxLxExA + QMB/E}$	(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)
$H_0^{(16)}$	$\frac{QMCxLxExA}{QMRes}$	$n_9$
		$n_{10}$
		(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)
		(I-1)(J-1)KLM

<sup>(1)</sup> A primeira expressão refere-se ao G.L. do numerador e a segunda refere-se ao G.L. do denominador.

Os estimadores dos graus de liberdade de  $n_1$  a  $n_{10}$  foram calculados de acordo com Satterthwaite (1946) e podem ser obtidos através das seguintes expressões:

$$n_1 = \frac{[QMA_{no} + QMCxLxA + QMCxExA + QMLxExA]^2}{\frac{QM(A_{no})^2}{M-1} + \frac{QM(CxLxA)^2}{(I-1)(K-1)(M-1)} + \frac{QM(CxExA)^2}{(I-1)(L-1)(M-1)} + \frac{QM(LxExA)^2}{(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_2 = \frac{[QMCxA + QMLxA + QMExA + QMCxLxExA]^2}{\frac{QM(CxA)^2}{(I-1)(M-1)} + \frac{QM(LxA)^2}{(K-1)(M-1)} + \frac{QM(ExA)^2}{(L-1)(M-1)} + \frac{QM(CxLxExA)^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_3 = \frac{[QMCxA + QMCxLxExA]^2}{\frac{QM(CxA)^2}{(I-1)(M-1)} + \frac{QM(CxLxExA)^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_4 = \frac{[QMCxLxA + QMCxExA]^2}{\frac{QM(CxLxA)^2}{(I-1)(K-1)(M-1)} + \frac{QM(CxExA)^2}{(I-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_5 = \frac{[QMLxA + QMCxLxExA]^2}{\frac{QM(LxA)^2}{(K-1)(M-1)} + \frac{QM(CxLxExA)^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_6 = \frac{[QMCxLxA + QMLxExA]^2}{\frac{QM(CxLxA)^2}{(I-1)(K-1)(M-1)} + \frac{QM(LxExA)^2}{(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_7 = \frac{[QMExA + QMCxLxExA]^2}{\frac{QM(ExA)^2}{(L-1)(M-1)} + \frac{QM(CxLxExA)^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_8 = \frac{[QMCxExA + QMLxExA]^2}{\frac{QM(CxExA)^2}{(I-1)(L-1)(M-1)} + \frac{QM(LxExA)^2}{(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

$$n_9 = \frac{[QMLxExA + QMRes]^2}{\frac{QM(LxExA)^2}{(K-1)(L-1)(M-1)} + \frac{QM(Res)^2}{(I-1)(J-1)KLM}}$$

$$n_{10} = \frac{[QMCxLxLxA + QMB/E]^2}{\frac{QM(CxLxExA)^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)} + \frac{QM(B/E)^2}{(J-1)KLM}}$$

Pode-se observar que em alguns casos, a estatística F envolveu uma combinação linear de quadrados médios. Essa combinação de quadrados médios deve-se ao fato de se considerar os efeitos de anos como aleatórios. Resultados semelhantes foram obtidos por Fernandes (1992), que obteve uma combinação de quadrados médios quando tratou o modelo como aleatório ou misto.

Banzatto e Kronka (1989) consideram que não existe interesse prático em obter as somas de quadrados e quadrados médios de bloco dentro de locais. No entanto, por ter sido considerada de efeito aleatório, este componente apareceu associado à  $H_0^{(15)}$ , assemelhando-se aos resultados obtidos por Piedade (1987). De fato, na análise de grupos de experimentos, espera-se que os blocos de cada experimento individual sejam uma amostra da área experimental, sendo portanto, de efeito aleatório.

#### 4.4 Estimadores dos componentes de variância de efeitos aleatórios

As estimativas de componentes de variância de efeitos aleatórios são importantes na área de melhoramento de plantas, como relata Barbin (1993). Na área de Fitotecnia, não existe um interesse prático em obter essas estimativas. No entanto, para obtenção dos estimadores de variância entre contrastes de interesse, torna-se necessário conhecer esses estimadores dos componentes de efeito aleatório. Esse caso é semelhante aos experimentos em parcelas sub-divididas, quando se desdobra o efeito do fator da parcela dentro do fator da sub-parcela, e é necessário associar componentes de variância associados aos erros (a) e (b).

Para a obtenção desses estimadores, iguala-se a coluna dos quadrados médios com as esperanças de quadrados médios (Método da ANAVA). Os estimadores para os componentes de efeito aleatório são:

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}^2 &= \text{QMResíduo} \\ \hat{\sigma}_{B/E}^2 &= \frac{\text{QMB/E} - \text{QMRes}}{I} \\ \hat{\sigma}_{CLEA}^2 &= \frac{\text{QMCxLxExA} - \text{QMRes}}{J} \\ \hat{\sigma}_{CEA}^2 &= \frac{\text{QMCxExA} - \text{QMCxLxExA}}{JK} \\ \hat{\sigma}_{LEA}^2 &= \frac{\text{QMLxExA} - \text{QMB/E} - \text{QMCxLxExA} + \text{QMRes}}{IJ} \\ \hat{\sigma}_{CLA}^2 &= \frac{\text{QMCxLxA} - \text{QMCxLxExA}}{JL} \\ \hat{\sigma}_{EA}^2 &= \frac{\text{QMExA} - \text{QMLxExA} - \text{QMCxExA} + \text{QMCxLxExA}}{IJK} \\ \hat{\sigma}_{LA}^2 &= \frac{\text{QMLxA} - \text{QMLxExA} - \text{QMCxLxA} + \text{QMCxLxExA}}{IJL} \\ \hat{\sigma}_{CA}^2 &= \frac{\text{QMCxA} - \text{QMCxExA} - \text{QMCxLxA} + \text{QMCxLxExA}}{JKL} \\ \hat{\sigma}_A^2 &= \frac{\text{QMA}_{no} - \text{QMExA} - \text{QMLxA} - \text{QMCxA} - \text{QMCxLxExA} + \text{QMCxLxA} + \text{QMCxExA} + \text{QMLxExA}}{IJKL}\end{aligned}$$

## **4.5 Estimadores das variâncias de contrastes entre médias de interesse**

Os estimadores da variância de contrastes entre duas médias de interesse, permitem realizar testes de comparações múltiplas, nos quais, só há sentido para parâmetros de efeitos fixos. Já alguns autores (Banzatto e Kronka, 1989), recomendam fazer o desdobramento da interação Cultivar x Local, apesar de locais serem considerados aleatórios. Ruschel (1968) relata que o teste da interação cultivar por local, quase sempre significativo nas análises de grupos de experimentos, permite detectar a influência do local sobre as produções das cultivares. Uma alternativa, caso a interação CxL seja significativa, é o reagrupamento de locais, sob certos critérios, visando diminuir o efeito significativo desta interação (Kroll, 1983).

Obtiveram-se, desta forma, os estimadores das variâncias de contrastes entre médias de interesse de acordo com Searle, Casella e McCulloch (1992). Maiores detalhes sobre a formação e cálculos podem ser vistas em Iemma (1996), Kempthorne (1952) e Searle (1971), entre outros. É apresentado a seguir, os estimadores de variâncias de vários contrastes de interesse entre médias de cultivares, luas e épocas.

### **4.5.1 Entre duas médias de cultivares**

Considerando que, a diferença entre duas médias de cultivares é representada por:

$$\hat{Y}_i = \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}$$

De Searle (1971) e por definição de variância, tem-se que:

$$\text{Var} [\hat{Y}_i] = E [ \hat{Y}_i - E [\hat{Y}_i] ]^2$$

A partir do modelo proposto em 3.2, e aplicando as restrições referidas em 4.1 somente nos parâmetros de efeitos fixos, o contraste entre duas médias de cultivares é dado pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{r..}] &= C_i - C_r + \frac{1}{M} \sum_m CA_{im} - \frac{1}{M} \sum_m CA_{r'm} + \frac{1}{KM} \sum_{km} CLA_{ikm} - \frac{1}{KM} \sum_{km} CLA_{r'km} \\ &+ \frac{1}{LM} \sum_{lm} CEA_{ilm} - \frac{1}{LM} \sum_{lm} CEA_{r'lm} + \frac{1}{KLM} \sum_{klm} CLEA_{iklm} - \frac{1}{KLM} \sum_{klm} CLEA_{r'klm} \\ &+ \frac{1}{JKLM} \sum_{jklm} e_{ij(klm)} - \frac{1}{JKLM} \sum_{jklm} e_{r'j(klm)} \end{aligned}$$

Utilizando a definição de Esperança Matemática, obtém-se:

$$E [\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{r..}] = C_i - C_r$$

Daí, verifica-se que um estimador não tendencioso ou o BLUE de  $C_i - C_r$  é  $\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{r..}$ , ou seja, BLUE  $(C_i - C_r) = \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{r..}$  (a semelhança para os demais casos).

E, aplicando-se agora a definição de Variância, tem-se:

$$\text{Var} [\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{r\cdot}] = E [\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{r\cdot} - E(\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{r\cdot})]^2$$

Por substituição, vem:

$$\begin{aligned} \text{Var} [\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{r\cdot}] &= \frac{2}{M} \sigma_{ca}^2 + \frac{2}{KM} \sigma_{cla}^2 + \frac{2}{LM} \sigma_{cea}^2 + \frac{2}{KLM} \sigma_{clea}^2 + \frac{2}{JKLM} \sigma^2 \\ &= \frac{2}{JKLM} (\sigma^2 + J\sigma_{clea}^2 + JK\sigma_{cea}^2 + JL\sigma_{cla}^2 + JKL\sigma_{ca}^2) \end{aligned}$$

Logo, seu estimador de acordo com resultados obtidos no item 4.3, comparando com as esperanças apresentadas no Quadro 4, será:

$$\hat{\text{var}} [\bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{r\cdot}] = \frac{2}{JKLM} [\text{QM}(\text{CxA})]$$

#### 4.5.2 Entre duas médias de fases da Lua

De maneira análoga ao item 4.5.1, tem-se que:

$$\hat{Y}_k = \bar{Y}_{k\cdot} - \bar{Y}_{k'}$$

E, aplicando as mesmas restrições, o contraste entre duas médias de fases da Lua é dado por:

$$\hat{Y}_L = \bar{Y}_{..L} - \bar{Y}_{..r}$$

E, aplicando as mesmas restrições, o contraste entre duas médias de épocas é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{..L} - \bar{Y}_{..r}] &= \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} B_{j(klm)} - \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} B_{j(kl'm)} + E_1 - E_1' + \frac{1}{M} \sum_m EA_{lm} - \frac{1}{M} \sum_m EA_{l'm} + \\ &\frac{1}{IM} \sum_{im} CEA_{ilm} - \frac{1}{M} \sum_{im} CEA_{il'm} + \frac{1}{KM} \sum_{km} LEA_{klm} - \frac{1}{KM} \sum_{km} LEA_{kl'm} + \\ &\frac{1}{IKM} \sum_{ikm} CLEA_{ikim} - \frac{1}{IKM} \sum_{ikm} CLEA_{ikl'm} + \frac{1}{IJKM} \sum_{ijkm} e_{ij(klm)} + \frac{1}{IJKM} \sum_{ijkm} e_{ij(kl'm)} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E [\bar{Y}_{..L} - \bar{Y}_{..r}] = E_1 - E_1'$$

De maneira análoga, aplicando a definição de Variância, e por substituição, vem:

$$\text{Var} [\bar{Y}_{..L} - \bar{Y}_{..r}] = \frac{2}{IJKM} [\sigma^2 + I\sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + JK\sigma_{CEA}^2 + IJK\sigma_{EA}^2]$$

Logo, seu estimador será:

$$\hat{\text{Var}} [\bar{Y}_{..L} - \bar{Y}_{..r}] = \frac{2}{IJKM} [\text{QM}(\text{ExA})]$$

#### 4.5.4. Desdobramento da interação cultivar x fases da Lua

##### 4.5.4.1 Contrastes entre duas médias de cultivares, fixando fases da lua

$$\hat{Y}_{i/k} = \bar{Y}_{i,k} - \bar{Y}_{i',k}$$

Aplicando as mesmas restrições, o contraste entre duas médias de cultivares, fixando uma determinada lua é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i,k} - \bar{Y}_{i',k}] &= C_i - C_{i'} + CL_{ik} - CL_{i'k} + \frac{1}{M} \sum_m CA_{im} - \frac{1}{M} \sum_m CA_{i'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ikm} - \\ &\frac{1}{M} \sum_m CLA_{i'km} + \frac{1}{LM} \sum_{lm} CEA_{ilm} - \frac{1}{LM} \sum_{lm} CEA_{i'lm} + \frac{1}{LM} \sum_{lm} CLEA_{iklm} - \\ &\frac{1}{LM} \sum_{lm} CLEA_{i'klm} + \frac{1}{JLM} \sum_{jlm} e_{ijklm} - \frac{1}{JLM} \sum_{jlm} e_{i'jklm} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i,k} - \bar{Y}_{i',k}] = C_i - C_{i'} + CL_{ik} - CL_{i'k}$$

Aplicando a definição de Variância, e por substituição, vem:

$$\hat{v}ar[\bar{Y}_{i,k} - \bar{Y}_{i',k}] = \frac{2}{JLM} [\sigma^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + J\sigma_{CEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + JL\sigma_{CA}^2]$$



E, de acordo com os estimadores dos componentes apresentados em 4.3 e 4.4, e por operações algébricas, chegou-se no seguinte estimador para esta variância:

$$\hat{\text{var}}[\bar{y}_{i.k} - \bar{Y}_{i.k.}] = \frac{2}{JLM} \left[ \frac{QMCxA + (K-1)QMCxLxA}{K} \right]$$

Logo, o teste F para este caso de desdobramento é dado por:

$$F_c = \frac{QM(C:L)}{\frac{QMCxA + (K-1)QMCxLxA}{k}}$$

Sendo  $QM(C:L)$  o quadrado médio de cultivares dentro de fases da Lua.

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (I-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMCxA + (K-1)QMCxLxA]^2}{\frac{(QMCxA)^2}{(I-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)QMCxLxA]^2}{(I-1)(K-1)(M-1)}}$$

#### 4.5.4.2 Contrastes entre duas médias de fases da Lua, fixando cultivares

$$\hat{Y}_{k/i} = \bar{Y}_{i.k.} - \bar{Y}_{i.k'..}$$

Aplicando as mesmas restrições, o contraste entre duas médias de fases da Lua, fixando uma determinada cultivar é dado por:

$$\begin{aligned}
[\bar{Y}_{i.k..} - \bar{Y}_{i.k'..}] &= \frac{1}{JLM} \sum_{jm} B_{jklm} - \frac{1}{JLM} \sum_{jm} B_{jk'lm} + L_k - L_{k'} + CL_{ik} - CL_{ik'} + \frac{1}{M} \sum_m LA_{km} - \\
&\frac{1}{M} \sum_m LA_{k'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ikm} - \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ik'm} + \frac{1}{LM} \sum_{lm} LEA_{klm} - \frac{1}{LM} \sum_{lm} LEA_{k'lm} + \\
&\frac{1}{LM} \sum_{lm} CLEA_{iklm} - \frac{1}{LM} \sum_{lm} CLEA_{ik'lm} + \frac{1}{JLM} \sum_{jm} e_{ijklm} - \frac{1}{JLM} \sum_{jm} e_{ijk'lm}
\end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i.k..} - \bar{Y}_{i.k'..}] = L_k - L_{k'} + CL_{ik} - CL_{ik'}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{v}ar[\bar{Y}_{i.k..} - \bar{Y}_{i.k'..}] = \frac{2}{JLM} [\sigma^2 + \sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + J\sigma_{LEA}^2 + JL\sigma_{CLA}^2 + JL\sigma_{LA}^2]$$

Logo, seu estimador será:

$$\hat{v}ar[\bar{Y}_{i.k..} - \bar{Y}_{i.k'..}] = \frac{2}{JLM} \left[ \frac{QMLxA + (I-1)QMCxLxA}{I} \right]$$

Logo, o teste F para este desdobramento é dado por:

$$F_c = \frac{QM(L:C)}{\frac{QMLxA + (I-1)QMCxLxA}{I}}$$

Sendo QM (L:C) o quadrado médio de fases da Lua dentro de cultivares.

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (K-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMLxA + (1-1)QMCxLxA]^2}{\frac{(QMLxA)^2}{(K-1)(M-1)} + \frac{[(1-1)QMCxLxA]^2}{(1-1)(K-1)(M-1)}}$$

#### 4.5.5 Desdobramento da interação Cultivar x Época

##### 4.5.5.1. Contraste entre duas médias de cultivares, fixando épocas

$$\hat{Y}_{i'l} = \bar{Y}_{i..l} - \bar{Y}_{i'l..}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de cultivares, fixando uma determinada época é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i..l} - \bar{Y}_{i'l..}] = & C_i - C_{i'} + CE_{il} - CE_{i'l} + \frac{1}{M} \sum_m CA_{im} - \frac{1}{M} \sum_m CA_{i'm} + \frac{1}{KM} \sum_{km} CLA_{ikm} - \\ & \frac{1}{KM} \sum_{km} CLA_{i'km} + \frac{1}{M} \sum_m CE_{Aim} - \frac{1}{M} \sum_m CE_{A_{i'm}} + \frac{1}{KM} \sum_{km} CLE_{Aikm} - \\ & \frac{1}{KM} \sum_{km} CLE_{A_{i'km}} + \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} e_{ijklm} - \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} e_{i'jklm} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i..l} - \bar{Y}_{i'l..}] = C_i - C_{i'} + CE_{il} - CE_{i'l}$$

Aplicando a definição de Variância, e por substituição, vem:

$$\hat{V} ar[\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}] = \frac{2}{M} \sigma^2_{CA} + \frac{2}{KM} \sigma^2_{CLA} + \frac{2}{M} \sigma^2_{CEA} + \frac{2}{KM} \sigma^2_{CLEA} + \frac{2}{JKM} \sigma^2$$

Logo, seu estimador será:

$$\hat{V} ar[\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}] = \frac{2}{JKM} \left[ \frac{QMCxA + (L-1)QMCxExA}{L} \right]$$

O teste F adequado para este desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(C:E)}{\frac{QMCxA + (L-1)QMCxExA}{L}}$$

Sendo QM(C:E) o quadrado médio de cultivares dentro de épocas.

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (I-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMCxA + (L-1)QMCxExA]^2}{\frac{[QMCxA]^2}{(I-1)(M-1)} + \frac{[(L-1)QMCxExA]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)}}$$

### 5.4.5.2 Contrastes entre duas médias de épocas, fixando cultivares

$$\hat{Y}_{Vi} = \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de épocas, fixando uma determinada cultivar é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}] = & \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} B_{jkm} - \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} B_{jki'm} + E_i - E_{i'} + CE_{ij} - CE_{ij'} + \frac{1}{M} \sum_m EA_{im} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m EA_{i'm} + \frac{1}{M} \sum_m CEA_{im} - \frac{1}{M} \sum_m CEA_{i'm} + \frac{1}{KM} \sum_{km} LEA_{kim} - \frac{1}{KM} \sum_{km} LEA_{ki'm} \\ & + \frac{1}{KM} \sum_{km} CLEA_{ikm} - \frac{1}{KM} \sum_{km} CLEA_{iki'm} + \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} e_{ijkm} - \frac{1}{JKM} \sum_{jkm} e_{ijki'm} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}] = E_i - E_{i'} + CE_{ij} - CE_{ij'}$$

Aplicando a definição de Variância, e por substituição, vem:

$$\begin{aligned} \hat{V}ar[\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}] = & \frac{2}{JKM} \sigma_{B/E}^2 + \frac{2}{M} \sigma_{EA}^2 + \frac{2}{M} \sigma_{CEA}^2 + \frac{2}{KM} \sigma_{LEA}^2 + \frac{2}{KM} \sigma_{CLEA}^2 + \\ & \frac{2}{JKM} \sigma^2 \end{aligned}$$

Logo, seu estimador será:

$$\hat{V} \text{ ar}[\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{i..}] = \frac{2}{JKM} \left[ \frac{QMExA + (I-1)QMCxExA}{I} \right]$$

O teste F adequado para este desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(E:C)}{\frac{QMExA + (I-1)QMCxExA}{I}}$$

Sendo QM (E:C) o quadrado médio de épocas dentro de cultivar.

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (L-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMExA + (I-1)QMCxExA]^2}{\frac{[QMExA]^2}{(L-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)QMCxExA]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)}}$$

#### 4.5.6 Desdobramento da interação fases da Lua x época

##### 4.5.6.1 Contrastes entre duas médias de fases da Lua, fixando épocas

$$\hat{Y}_{k/l} = \bar{Y}_{..kl} - \bar{Y}_{..k'l}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de fases da Lua, fixando uma determinada época é dado por:

$$\begin{aligned}
[\bar{Y}_{..kl} - \bar{Y}_{..k'l}] &= \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jkkm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jk'lm} + L_k - L_{k'} + LE_{kl} - LE_{k'l} + \frac{1}{M} \sum_m LA_{km} - \\
&\frac{1}{M} \sum_m LA_{k'm} + \frac{1}{IM} \sum_{im} CLA_{ikm} - \frac{1}{IM} \sum_{im} CLA_{ik'm} + \frac{1}{M} \sum_m LEA_{klm} - \frac{1}{M} \sum_m LEA_{k'lm} \\
&+ \frac{1}{IM} \sum_m CLEA_{iklm} - \frac{1}{IM} \sum_m CLEA_{ik'lm} + \frac{1}{IJM} \sum_{ijm} e_{ijklm} - \frac{1}{IJM} \sum_{ijm} e_{ijk'lm}
\end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{..kl} - \bar{Y}_{..k'l}] = L_k - L_{k'} + LE_{kl} - LE_{k'l}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{V}ar [\bar{Y}_{..kl} - \bar{Y}_{..k'l}] = \frac{2}{IJM} [\sigma^2 + I\sigma_{BE}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + J\sigma_{CLA}^2 + IJ\sigma_{LA}^2]$$

Logo, seu estimador será:

$$\hat{V}ar [\bar{Y}_{..kl} - \bar{Y}_{..k'l}] = \frac{2}{IJM} \left[ \frac{QMLxA + (L-1)QMLxExA}{L} \right]$$

O teste F adequado para este caso de desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(L:E)}{\frac{QMLxA + (L-1)QMLxExA}{L}}$$

Sendo QM (L:E) o quadrado médio de fases da lua dentro de época.

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (K-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMLXA + (L-1)QMLXEA]^2}{[QMLXA]^2 + [(L-1)QMLXEA]^2} + \frac{(K-1)(M-1)}{(K-1)(L-1)(M-1)}$$

#### 4.6.6.2 Contraste entre duas médias de épocas, fixando fases da Lua

$$\bar{Y}_{LK} = \bar{Y}_{..Kl} - \bar{Y}_{..kl}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de épocas, fixando uma determinada fase da Lua é dado por:

$$[\bar{Y}_{..Kl} - \bar{Y}_{..kl}] = \frac{1}{J} \sum_{jm} B_{jklm} + E_l - E_j - E_l + E_j - E_l + E_j - E_l + E_l - E_j + E_l - E_j + \frac{1}{I} \sum_{jm} EA_{lm} - \frac{1}{I} \sum_{jm} EA_{jm} + \frac{1}{I} \sum_{jm} CE_{ilm} - \frac{1}{I} \sum_{jm} CE_{ijm} + \frac{1}{I} \sum_{jm} CE_{iklm} - \frac{1}{I} \sum_{jm} CE_{ijklm} + \frac{1}{I} \sum_{jm} LE_{klm} - \frac{1}{I} \sum_{jm} LE_{ijkm} + \frac{1}{I} \sum_{jm} LE_{klm} - \frac{1}{I} \sum_{jm} LE_{ijklm}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{..Kl} - \bar{Y}_{..kl}] = E_l - E_j + LE_{kl} - LE_{ij}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:



$$\hat{V} ar[\bar{Y}_{..kl} - \bar{Y}_{..k'l'}] = \frac{2}{IJM} [\sigma^2 + I\sigma_{BÉ}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + IJ\sigma_{LEA}^2 + J\sigma_{CEA}^2 + IJ\sigma_{EA}^2]$$

Logo, seu estimador será:

$$\hat{V} ar[\bar{Y}_{..kl} - \bar{Y}_{..k'l'}] = \frac{2}{IJM} \left[ \frac{QMExA + (K-1)QMLxExA}{K} \right]$$

O teste F adequado para este caso de desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(E:L)}{\frac{QMExA + (K-1)QMLxExA}{K}}$$

Sendo QM (E:L) o quadrado médio de épocas dentro de fases da Lua.

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (L-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMExA + (K-1)QMLxExA]^2}{\frac{[QMExA]^2}{(L-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)QMLxExA]^2}{(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

## 4.5.7 Desdobramento da interação cultivar x fases da Lua x época

### 4.5.7.1 Fixa época, e desdobra a interação cultivar x fases da Lua

i) Contrastes entre duas médias de Cultivares, fixando fases da Lua

$$\hat{Y}_{i/k(1)} = \bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i'.kl}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de cultivares, fixando uma determinada fase da Lua e dentro de uma determinada época é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i'.kl}] = & C_i - C_{i'} + CL_{ik} - CL_{i'k} + CE_{il} - CE_{i'l} + CLE_{ikl} - CLE_{i'kl} + \frac{1}{M} \sum_m CA_{im} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CA_{i'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ikm} - \frac{1}{M} \sum_m CLA_{i'km} + \frac{1}{M} \sum_m CEA_{ilm} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CEA_{i'lm} + \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{iklm} - \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{i'klm} + \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijklm} - \\ & \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{i'jklm} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i'.kl}] = C_i - C_{i'} + CL_{ik} - CL_{i'k} + CE_{il} - CE_{i'l} + CLE_{ikl} - CLE_{i'kl}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{V}ar[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i..kl}] = \frac{2}{JM} [\sigma^2 + J\sigma^2_{CLEA} + J\sigma^2_{CEA} + J\sigma^2_{CLA} + J\sigma^2_{CA}]$$

Logo, seu estimador será:

$$\frac{2}{JM} \left[ \frac{QMCxA + (K-1)QMCxLxA + (L-1)QMCxExA + (K-1)(L-1)QMCxLxExA}{KL} \right]$$

O teste F adequado para este caso de desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(C:L/E)}{QMErro^*}$$

Sendo QM (C:L/E) o quadrado médio de cultivares dentro de fases da Lua, dado uma época, e:

$$QMErro^* = \frac{QMCxA + (K-1)QMCxLxA + (L-1)QMCxExA + (K-1)(L-1)QMCxLxExA}{KL}$$

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (I-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMCxA + (K-1)QMCxLxA + (L-1)QMCxExA + (K-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{\frac{[QMCxA]^2}{(I-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)QMCxLxA]^2}{(I-1)(K-1)(M-1)} + \frac{[(L-1)QMCxExA]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

ii) Contrastes entre duas médias de Fases da Lua, fixando Cultivar

$$\hat{Y}_{k/i(1)} = \bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de fases da Lua, fixando uma determinada cultivar e dentro de uma determinada época é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}] = & \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jklm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jk'lm} + L_k - L_{k'} + CL_{ik} - CL_{ik'} + LE_{kl} - LE_{k'l} + \\ & CLE_{ikl} - CLE_{ik'l} + \frac{1}{M} \sum_m LA_{km} - \frac{1}{M} \sum_m LA_{k'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ikm} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ik'm} + \frac{1}{M} \sum_m LEA_{klm} - \frac{1}{M} \sum_m LEA_{k'lm} + \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{iklm} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{ik'lm} + \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijklm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijk'lm} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}] = L_k - L_{k'} + CL_{ik} - CL_{ik'} + LE_{kl} - LE_{k'l} + CLE_{ikl} - CLE_{ik'l}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{V}ar[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}] = \frac{2}{JM} [\sigma^2 + \sigma^2_{B/E} + J\sigma^2_{CLEA} + J\sigma^2_{LEA} + J\sigma^2_{CLA} + J\sigma^2_{LA}]$$

Logo, seu estimador será:

$$\frac{2}{JM} \left[ \frac{QMLxA + (I-1)QMCxLxA + (L-1)QMLxExA + (I-1)(L-1)QMCxLxExA}{IL} \right]$$

O teste F adequado para este caso de desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(L:C/E)}{QMErro^*}$$

Sendo  $QM(L:C/E)$  o quadrado médio de fases da Lua dentro de cultivar, dado uma época, e:

$$QMErro^* = \frac{QMLxA + (I-1)QMCxLxA + (L-1)QMLxExA + (I-1)(L-1)QMCxLxExA}{IL}$$

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (K-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMLxA + (I-1)QMCxLxA + (L-1)QMLxExA + (I-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{\frac{[QMLxA]^2}{(K-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)QMCxLxA]^2}{(I-1)(K-1)(M-1)} + \frac{[(L-1)QMLxExA]^2}{(K-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

#### 4.5.7.2 Fixa fases da Lua, e desdobra a interação cultivar x época

i) Contrastes entre duas médias de cultivares, fixando épocas

$$\hat{Y}_{i/(k)} = \bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i'.kl}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de cultivares, fixando uma determinada época e dentro de uma determinada fase da Lua é dado por:

$$\begin{aligned}
 [\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i'.kl}] = & C_i - C_{i'} + CL_{ik} - CL_{i'k} + CE_{il} - CE_{i'l} + CLE_{ikl} - CLE_{i'kl} + \frac{1}{M} \sum_m CA_{im} - \\
 & \frac{1}{M} \sum_m CA_{i'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ikm} - \frac{1}{M} \sum_m CLA_{i'km} + \frac{1}{M} \sum_m CEA_{ilm} - \\
 & \frac{1}{M} \sum_m CEA_{i'lm} + \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{iklm} - \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{i'klm} + \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijklm} - \\
 & \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{i'jklm}
 \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i'.kl}] = C_i - C_{i'} + CL_{ik} - CL_{i'k} + CE_{il} - CE_{i'l} + CLE_{ikl} - CLE_{i'kl}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{V} ar[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i'.kl}] = \frac{2}{JM} [\sigma^2 + J\sigma^2_{CLEA} + J\sigma^2_{CEA} + J\sigma^2_{CLA} + J\sigma^2_{CA}]$$

Logo, seu estimador será:

$$\frac{2}{JM} \left[ \frac{QMCxA + (K-1)QMCxLxA + (L-1)QMCxExA + (K-1)(L-1)QMCxLxExA}{KL} \right]$$

O teste F adequado para este caso de desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(C:E/L)}{QM_{\text{Erro}}^*}$$

Sendo QM (C:E/L) o quadrado médio de cultivares dentro de época, dada uma fase da Lua, e:

$$QM_{\text{Erro}}^* = \frac{QMCxA + (K-1)QMCxLxA + (L-1)QMCxExA + (K-1)(L-1)QMCxLxExA}{KL}$$

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (I-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMCxA + (K-1)QMCxLxA + (L-1)QMCxExA + (K-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{\frac{[QMCxA]^2}{(I-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)QMCxLxA]^2}{(I-1)(K-1)(M-1)} + \frac{[(L-1)QMCxExA]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

ii) Contrastes entre duas médias de épocas, fixando cultivares

$$\hat{Y}_{i/l(k)} = \bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.kl'}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de épocas, fixando uma determinada cultivar e dentro de uma determinada fase da Lua é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.kl'}] = & \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jklm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jkl'm} + E_l - E_{l'} + CE_{il} - CE_{il'} + LE_{kl} - LE_{kl'} + \\ & CLE_{ikl} - CLE_{ikl'} + \frac{1}{M} \sum_m EA_{lm} - \frac{1}{M} \sum_m EA_{l'm} + \frac{1}{M} \sum_m CEA_{ilm} - \end{aligned}$$

$$\frac{1}{M} \sum_m CEA_{il'm} + \frac{1}{M} \sum_m LEA_{klm} - \frac{1}{M} \sum_m LEA_{kl'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{iklm} -$$

$$\frac{1}{M} \sum_m CLEA_{ikl'm} + \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijklm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijkl'm}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i.kl.} - \bar{Y}_{i.kl.}] = E_l - E_l + CE_{il} - CE_{il'} + LE_{kl} - LE_{kl'} + CLE_{ikl} - CLE_{ikl'}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{V}ar[\bar{Y}_{i.kl.} - \bar{Y}_{i.kl.}] = \frac{2}{JM} [\sigma^2 + \sigma^2_{B/E} + J\sigma^2_{CLEA} + J\sigma^2_{LEA} + J\sigma^2_{CEA} + J\sigma^2_{EA}]$$

Logo, seu estimador será:

$$\frac{2}{JM} \left[ \frac{QMExA + (I-1)QMCxExA + (K-1)QMLxExA + (I-1)(K-1)QMCxLxExA}{IK} \right]$$

O teste F adequado para este caso de desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(E:C/L)}{QM_{Erro}^*}$$

Sendo QM (E:C/L) o quadrado médio de épocas dentro de cultivar, dada uma fase da Lua, e:



$$QME_{\text{Erro}}^* = \frac{QME_{\text{ExA}} + (I-1)QMC_{\text{ExA}} + (K-1)QML_{\text{ExA}} + (I-1)(K-1)QMC_{\text{LxExA}}}{IK}$$

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (L-1)$$

$$n_2 = \frac{[QME_{\text{ExA}} + (I-1)QMC_{\text{ExA}} + (K-1)QML_{\text{ExA}} + (I-1)(K-1)QMC_{\text{LxExA}}]^2}{\frac{[QME_{\text{ExA}}]^2}{(L-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)QMC_{\text{ExA}}]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)QML_{\text{ExA}}]^2}{(K-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)(K-1)QMC_{\text{LxExA}}]^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

#### 4.5.7.3. Fixa cultivares, e desdobra a interação fases da Lua x época

i) Contrastes entre duas médias de fases da Lua, fixando épocas:

$$\hat{Y}_{k/l(i)} = \bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de fases da Lua, fixando uma determinada época e dentro de uma determinada cultivar é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}] = & \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jk'lm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jk'lm} + L_k - L_{k'} + CL_{ik} - CL_{ik'} + LE_{kl} - LE_{k'l} + \\ & CLE_{ikl} - CLE_{ik'l} + \frac{1}{M} \sum_m LA_{km} - \frac{1}{M} \sum_m LA_{k'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ikm} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CLA_{ik'm} + \frac{1}{M} \sum_m LEA_{klm} - \frac{1}{M} \sum_m LEA_{k'lm} + \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{iklm} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{ik'lm} + \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijk'lm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijk'lm} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}] = L_k - L_{k'} + CL_{ik} - CL_{ik'} + LE_{kl} - LE_{k'l} + CLE_{ikl} - CLE_{ik'l}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{\text{Var}}[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l}] = \frac{2}{JM} [\sigma^2 + \sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + J\sigma_{LEA}^2 + J\sigma_{CLA}^2 + J\sigma_{LA}^2]$$

Logo, seu estimador será:

$$\frac{2}{JM} \left[ \frac{QMLxA + (I-1)QMCxLxA + (L-1)QMLxExA + (I-1)(L-1)QMCxLxExA}{IL} \right]$$

O teste F adequado para este caso de desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(L:E/C)}{QMErro^*}$$

Sendo QM (L:E/C) o quadrado médio de fases da Lua dentro de época, dada uma cultivar, e:

$$QMErro^* = \frac{QMLxA + (I-1)QMCxLxA + (L-1)QMLxExA + (I-1)(L-1)QMCxLxExA}{IL}$$

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (K-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMLxA + (I-1)QMCxLxA + (L-1)QMLxExA + (I-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{\frac{[QMLxA]^2}{(K-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)QMCxLxA]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(L-1)QMLxExA]^2}{(K-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)(L-1)QMCxLxExA]^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

ii) Contrastes entre duas médias de épocas, fixando fases da Lua:

$$\hat{Y}_{1/k(i)} = \bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.kl'}$$

Aplicando as restrições, o contraste entre duas médias de épocas fixando uma determinada fase da Lua e dentro de uma determinada cultivar é dado por:

$$\begin{aligned} [\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.kl'}] = & \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jklm} - \frac{1}{JM} \sum_{jm} B_{jk'l'm} + E_l - E_{l'} + CE_{il} - CE_{il'} + LE_{kl} - LE_{kl'} + \\ & CLE_{ikl} - CLE_{ikl'} + \frac{1}{M} \sum_m EA_{lm} - \frac{1}{M} \sum_m EA_{l'm} + \frac{1}{M} \sum_m CEA_{ilm} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CEA_{il'm} + \frac{1}{M} \sum_m LEA_{klm} - \frac{1}{M} \sum_m LEA_{kl'm} + \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{iklm} - \\ & \frac{1}{M} \sum_m CLEA_{ikl'm} + \frac{1}{JM} \sum_{jm} e_{ijkl'm} \end{aligned}$$

A esperança matemática fica:

$$E[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.kl'}] = E_l - E_{l'} + CE_{il} - CE_{il'} + LE_{kl} - LE_{kl'} + CLE_{ikl} - CLE_{ikl'}$$

Aplicando a definição de variância, e por substituição, vem:

$$\hat{\text{Var}}[\bar{Y}_{i.kl} - \bar{Y}_{i.k'l'}] = \frac{2}{JM} [\sigma^2 + \sigma_{B/E}^2 + J\sigma_{CLEA}^2 + J\sigma_{LEA}^2 + J\sigma_{CEA}^2 + J\sigma_{EA}^2]$$

Logo, seu estimador será:

$$\frac{2}{JM} \left[ \frac{QMExA + (I-1)QMCxExA + (K-1)QMLxExA + (I-1)(K-1)QMCxLxExA}{IK} \right]$$

O teste F adequado para este desdobramento é:

$$F_c = \frac{QM(E:L/C)}{QM_{\text{Erro}}^*}$$

Sendo QM (E:L/C) o quadrado médio de épocas dentro de fases da Lua, dada uma determinada cultivar, e:

$$QM_{\text{Erro}}^* = \frac{QMExA + (I-1)QMCxExA + (K-1)QMLxExA + (I-1)(K-1)QMCxLxExA}{IK}$$

Os respectivos graus de liberdade são dados por:

$$n_1 = (L-1)$$

$$n_2 = \frac{[QMExA + (I-1)QMCxExA + (K-1)QMLxExA + (I-1)(K-1)QMCxLxExA]^2}{\frac{[QMExA]^2}{(L-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)QMCxExA]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(K-1)QMLxExA]^2}{(K-1)(L-1)(M-1)} + \frac{[(I-1)(K-1)QMCxLxExA]^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}}$$

#### 4.6. Exemplo ilustrativo

O Quadro 6 apresenta as produções totais em quilogramas de raízes de cenoura por parcela, com área útil de 2 m<sup>2</sup> (totais de 3 blocos) de cada experimento, com os respectivos quadrados médios residuais. Para fins ilustrativos, tomou-se apenas 2 meses (maio e junho). Pode-se observar que a razão entre o maior QMRes (1994/maio/ming) e o menor QMRes (1992/junho/cresc) é:

$$R = \frac{3,1685}{0,3264} = 9,76$$

Consultando a tabela de Hartley (1950), apresentada por Banzatto e Kronka (1989), com 24 grupos de experimentos e 6 graus de liberdade do resíduo de cada experimento, o teste  $F_{\text{máximo}}$  é não significativo, indicando a existência de homogeneidade das variâncias residuais. Logo, a análise conjunta dos experimentos pode ser feita sem maiores problemas.

Cabe salientar que a metodologia desenvolvida neste trabalho só é válida para modelos balanceados. Se um experimento individual for perdido ou ocorrer heterogeneidade dos erros experimentais, a análise mais trabalhosa, por se tratar de um modelo com quatro fatores e presença de interações. Neste contexto, para modelos desbalanceados com dois ou três fatores, alguns autores (Camarinha Filho, 1995; Oikawa, 1993) relatam que a presença de caselas vazias dificultam muito a interpretação das hipóteses que estão sendo testadas, devido à perda da estimabilidade de algumas funções paramétricas de interesse

**QUADRO.6** - Valores das produções de cenoura (kg/parcela - totais de 3 blocos) de cada experimento, com os respectivos QM residuais

Ano/época	Lua	Nantes	Kuroda	Carandaí	Brasília	QMRes.
1992 MAIO	Nova	6.10	19.45	11.14	12.53	2.8830 (6)
	Cresc.	14.47	26.39	17.40	25.62	1.2394
	Cheia	17.19	29.46	25.95	33.45	0.8359
	Ming.	10.25	19.83	17.90	24.20	0.5372
1992 JUNHO	Nova	11.41	18.89	20.72	26.20	1.1287
	Cresc.	17.29	22.82	20.34	21.41	0.3264
	Cheia	5.01	7.90	10.07	10.91	0.6846
	Ming.	11.61	20.76	17.09	22.61	0.4148
1993 MAIO	Nova	12.93	21.66	19.25	21.48	0.6088
	Crec.	7.52	18.36	14.00	19.34	2.2288
	Cheia	15.97	23.55	22.03	27.08	1.5213
	Ming.	8.11	16.89	13.94	16.17	1.7307
1993 JUNHO	Nova	15.66	16.98	17.40	17.06	1.3325
	Cresc.	20.02	22.83	23.93	25.44	0.3604
	Cheia	26.65	31.06	32.74	35.24	1.1221
	Ming.	22.66	31.81	26.51	31.88	0.7568
1994 MAIO	Nova	10.70	16.64	13.49	19.57	0.5354
	Cresc.	10.35	15.83	10.80	16.17	0.8328
	Cheia	10.37	16.45	10.77	19.35	0.6822
	Ming.	18.75	14.36	7.84	7.40	3.1685
1994 JUNHO	Nova	15.67	16.06	8.42	11.08	0.4685
	Cresc.	10.11	12.38	7.16	10.22	1.0020
	Cheia	8.77	8.22	7.09	9.67	1.3137
	Ming.	8.82	9.85	9.87	10.97	0.8151

O Quadro 7 apresenta a análise de variância para os 24 grupos de experimentos. As somas de quadrados dos fatores (cultivar, lua, época e ano) e das interações foram calculadas segundo o item 4.2, e as de bloco dentro de experimentos e do resíduo conjunto foram calculadas como combinações lineares das somas de quadrados dos experimentos individuais.

Neste quadro de ANAVA, os testes F para os efeitos do modelo, com os respectivos graus de liberdade, foram realizados segundo os resultados obtidos no item 4.5. Como exemplo, tem-se o teste F para a interação cultivar x ano, que envolve uma combinação de quadrados médios:

$$F_c = \frac{QMC_{xA} + QMC_{LxExA}}{QMC_{LxA} + QMC_{ExA}} = \frac{12,9760 + 2,8234}{1,4307 + 0,5762} = 7,87$$

E os respectivos graus de liberdade são estimados por:

$$n_3 = \frac{[QMC_{xA} + QMC_{LxExA}]^2}{\frac{[QMC_{xA}]^2}{(I-1)(M-1)} + \frac{[QMC_{LxExA}]^2}{(I-1)(K-1)(L-1)(M-1)}} = \frac{[12,9760 + 2,8234]^2}{\frac{[12,9760]^2}{6} + \frac{[2,8234]^2}{18}} = 9$$

$$n_4 = \frac{[QMC_{LxA} + QMC_{ExA}]^2}{\frac{[QMC_{LxA}]^2}{(I-1)(K-1)(M-1)} + \frac{[QMC_{ExA}]^2}{(I-1)(L-1)(M-1)}} = \frac{[1,4307 + 0,5762]^2}{\frac{[1,4307]^2}{18} + \frac{[0,5762]^2}{6}} = 24$$

**QUADRO 7** - Análise de variância conjunta para um grupo de experimentos com cultivares de cenoura no delineamento de blocos casualizados repetidos durante as fases da Lua e diferentes meses e anos.

F.V.	G.L.	S.Q.	Q.M.	F	G.L. estimados <sup>(1)</sup>
Bloco/exp.	48	139.2436	2.9009	2.62**	48 / 144
Cultivar (C)	3	220.5090	73.5030	5.67*	3 / 6
Lua (L)	3	30.3045	10.1015	0.42	3 / 6
Época (E)	1	1.1821	1.1821	0.01	1 / 2
Ano (A)	2	463.1781	231.5891	1.96	3 / 4
CxL	9	11.5872	1.2875	0.90	9 / 18
CxE	3	22.2369	7.4123	12.86**	3 / 6
CxA	6	77.8557	12.9760	7.87**	9 / 24
LxE	3	84.9630	28.3210	0.70	3 / 6
LxA	6	144.9024	24.1504	0.64	7 / 6
ExA	2	200.3644	100.1822	2.50	2 / 6
CxLxE	9	23.2046	2.5783	0.91	9 / 18
CxLxA	18	25.7530	1.4307	0.51	18 / 18
CxExA	6	3.4572	0.5762	0.20	6 / 18
LxExA	6	243.4939	40.5823	7.28**	6 / 53
CxLxExA	18	50.8219	2.8234	2.55**	18 / 144
Resíduo	144	159.1779	1.1054		
<b>Total</b>	<b>287</b>				

\*\* Significativo pelo teste F ao nível de 1% de probabilidade de erro

\* Significativo pelo teste F ao nível de 5% de probabilidade de erro

<sup>(1)</sup> GL numerador / GL denominador



Houve diferenças significativas, pelo teste F, entre blocos dentro de experimentos, cultivares, interações cultivar x época, interações cultivar x ano, interações lua x época x ano e entre interações cultivar x lua x época x ano. No modelo adotado, os efeitos associados a bloco dentro de experimentos, interação cultivar x ano, interação lua x época x ano e interação cultivar x lua x época x ano foram considerados de efeitos aleatórios, e neste caso específico de experimento, julgou-se não haver a necessidade em estimar sua variância, ou realizar desdobramentos fixando anos. No entanto, o desdobramento fixando anos pode ser interessante em alguns casos, por exemplo, se em 2 anos fixados não houve diferenças entre cultivares, mas em um terceiro ano fixado, uma cultivar sobressaiu, pode-se optar por esta cultivar que sobressaiu no terceiro ano.

Como o teste F foi significativo para cultivares e interação cultivar x época, e esses parâmetros foram considerados de efeitos fixos, existe o interesse em um desdobramento de interesse prático. Neste caso, a estimativa de variância de um contraste entre duas médias de cultivares, fixando épocas, pôde ser obtida de acordo com o item 4.5.5.1.

$$\hat{\text{Var}}[\bar{Y}_{i..l} - \bar{Y}_{i'..l}] = \frac{2}{JKM} \left[ \frac{QMCxA + (L-1)QMCxExA}{L} \right] =$$

$$\frac{2}{36} \left[ \frac{12,9760 + (2-1) \cdot 0,5762}{2} \right] = 0,3765$$

Os graus de liberdade associados a essa estimativa de variância também podem ser obtidos de acordo com o item 4.5.5.1.

$$n_1 = I-1 = 3$$

$$n_2 = \frac{[QMCxA + (L - 1)QMCxExA]^2}{\frac{[QMCxA]^2}{(I - 1)(M - 1)} + \frac{[(L - 1)QMCxExA]^2}{(I - 1)(L - 1)(M - 1)}} =$$

$$= \frac{[12,9760 + (2 - 1)0,5762]^2}{\frac{[12,9760]^2}{6} + \frac{[(2 - 1)0,5762]^2}{6}} = 7$$

E, aplicando o teste Tukey (Quadro 8), conforme Pimentel Gomes (1990), para comparação múltipla de médias de cultivares dentro de épocas, obtém-se:

$$\Delta = q \sqrt{\frac{1}{2} \hat{Var}[\bar{Y}_{i\dots\dots} - \bar{Y}_{i\dots\dots}]} = 4,90 \sqrt{\frac{1}{2} 0,3765} = 2,03$$

**Quadro 8** - Valores médios da produção de cenoura (kg/parcela), em função das cultivares e épocas <sup>(1)</sup>.

Cultivares	Épocas		Maio/1993
	Maio	Junho	fase da Lua crescente
Brasília	6,73 a	6,46 a	6,45
Kuroda	6,64 ab	6,09 a	6,12
Carandaí	5,12 ab	5,59 a	4,67
Nantes	3,97 b	4,82 a	2,51
DMS - Tukey	2,03	2,02	4,22

<sup>(1)</sup> Médias seguidas pela mesma letra nas colunas, não diferem entre si pelo teste Tukey, ao nível de 5% de probabilidade.

Evidencia-se neste caso, a grande confiabilidade nas inferências de interesse que se pode fazer. Ao afirmar que a cultivar Brasília tem produção superior que a Nantes, no mês de maio, o pesquisador estará embasando-se nos

resultados de um grupo de experimentos repetidos durante três anos, aumentando-se assim a certeza de sua afirmativa. Ao se basear apenas em resultados de um experimento individual, muitos pesquisadores podem ser levados a falsas interpretações. Neste contexto, um experimento individual realizado em maio de 1993 durante a lua crescente, apresentou em sua análise de variância um teste F não significativo para cultivares (Quadro 9).

**QUADRO 9** - Análise de variância para um experimento individual realizado no mês de maio de 1993 durante a fase da Lua crescente.

F. V.	G. L.	S. Q.	Q. M.	F
Bloco	2	2.6396	-----	-----
Cultivar	3	7.3667	2.4656	1.10
Resíduo	6	13.3730	2.2288	-----
Total	11	23.3793	-----	-----

O que ocorre, em muitos casos, é considerar a análise de grupo de experimentos como uma repetição a mais, e os testes F de interesse são todos realizados com o resíduo conjunto. Isto é preocupante, pois como foi mostrado neste estudo, cada hipótese referente aos efeitos que estão sendo testados requer um denominador específico para o teste F. O intuito deste estudo foi evidenciar uma metodologia apropriada para análise de experimentos de cultivares de cenoura repetidos em alguns anos, épocas de plantio e fases da lua, baseada em critérios estatísticos de modelos lineares (Iemma, 1996; Searle, 1971) e componentes de variância (Barbin, 1993). A pretensão deste trabalho foi que servisse de referência

para pesquisadores que tiverem uma situação semelhante, e que também, estimule novos estudos nesta área.

## 5 CONCLUSÕES

Os seguintes denominadores compõem o teste F da análise de variância conjunta para efeitos de interesse:

Para blocos dentro de experimentos e para a interação cultivar x lua x época x ano, o denominador adequado é o QMRes;

Para cultivar, lua e época, os denominadores adequados são: QMCxA, QMLxA e QMCxA respectivamente;

Para as interações CxL, CxE e LxE, os denominadores adequados são: QMCxLxA, QMCxExA e QMLxExA respectivamente;

Para as interações CxLxE, CxLxA e CxExA, o denominador adequado é o QMCxLxExA;

Para ano e para as interações CxA, LxA, ExA e LxExA, os testes F adequados envolvem uma combinação de quadrados médios tanto no numerador, quanto no denominador.

Os estimadores de variância de alguns contrastes entre duas médias de interesse são:

i) Entre duas médias de Cultivares:  $\frac{2}{JKLM}$  [QM CxA]

ii) Entre duas médias de Luas:  $\frac{2}{IJLM}$  [QM(LxA)]

iii) Entre duas médias de Épocas  $\frac{2}{IJKM}$  [QM(ExA)]

iv) Para os casos de desdobramentos das interações CxL, CxE, LxE e CxLxE, todos os estimadores de variância envolveram combinações de quadrados médios.

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

CONFIDENTIAL

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANZATTO, D. A.; KRONKA, S. N. **Experimentação Agrícola**. Jaboticabal: Funep, 1989. 247p.
- BARBIN, D. **Componentes de variância: teorias e aplicações**. Piracicaba: ESALQ, 1993. 122p. (Apostila)
- BARTLETT, M. S. Properties of sufficiency and ststistical tests. **Procedures Royal Society**, London, v.160, n.2, p.268-274, Oct. 1937.
- BOX, G. E. P. Some theorems on quadratics forms applied in the study of analysis of variance problems. **American Mathematical Statistical**, Baltimore, v.25, n.2, p.290-302, Sep. 1954.
- BRIEN, C. J. Analysis of variance tables based on experimental structure. **Biometrics**, Raleigh, v.39, n.1, p.53-59, Mar. 1983.
- CAMARINHA FILHO, J. A. **Testes de hipótese em modelos lineares com dados desbalanceados e caselas vazias**. Piracicaba: ESALQ, 1995. 142p. (Dissertação - Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- CAMPOS, H. **Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar**. Piracicaba: FEALQ, 1984. 292p.
- CARDOSO, A. I. I.; DELLA-VECCHIA, P. T. Considerações sobre o florescimento prematuro e suas implicações para o melhoramento de cenoura para primavera. **Horticultura brasileira**, Brasília, v.13, n.2, p.146-149, nov. 1995.



- COCHRAN, W. G. Problems arising in the analysis of a series of a similar experiments. **Supplement Journal Royal Statistical Society**, London, v.4, n.1, p.102-118, Apr. 1937.
- COCHRAN, W. G. Testing a linear relation among variances. **Biometrics**, Raleigh, v.7, n.1, p.17-32, Mar. 1951.
- COCHRAN, W. G. The combination of estimates from different experiments. **Biometrics**, Raleigh, v.10, n.1, p.101-129, Jun. 1954.
- COCHRAN, W. G. ; COX, G. M. **Experimental designs**. 2.ed. New York: John Wiley, 1957. 611p.
- FERNANDES, G. B. Componentes de variância nos experimentos em parcelas sub-divididas com esquema fatorial nas parcelas principais. **Pesquisa Agropecuária brasileira**, Brasília, v.27, n.6, p.787-804, jun. 1992.
- FILGUEIRA, F. A. R. **Manual de Olericultura: cultura e comercialização de hortaliças**. São Paulo: Ceres, v.2, 1982. 357p.
- FONSECA, F. C. E. **Cálculo das Esperanças dos quadrados médios através do método abreviado de doolittle**. Piracicaba: ESALQ, 1979. 13p. (mimeografado).
- GOMEZ, K. A ; GOMEZ, A A **Statistical procedures for agricultural research**. 2.ed. New York: John Wiley, 1984. 680p.
- GOODNIGHT, J. H.; SPEED, F. M. Computing expected means squares. **Biometrics**, Raleigh, v.36, n.1, p.123-125, Mar. 1980.
- GRAYBILL, F. A. **Theory and application of linear models**. Boston: Duxbury Press, 1976. 703p.
- GREINER, L. C. **Análise conjunta de experimentos em blocos incompletos balanceados com alguns tratamentos em comum**. Piracicaba: ESALQ, 1986. 120p. (Dissertação-Mestrado em Estatística e Experimentação Agrônômica).
- HARTLEY, H. O. The maximum F-ratio as a short cut test for heterogeneity of variance. **Biometrika**, Cambridge, v.37, n.2, p.308-312, Aug. 1950.

1987

1988

1989

1990

1991

1992

1993

1994

1995

1996

1997

1998

1999

2000

- HICKS, C. R. **Fundamental concepts in the design of experiments**. 2.ed. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1973. 349p.
- IEMMA, A F. **Modelos Lineares: uma introdução para profissionais da pesquisa agropecuária**. Londrina: RBRAS, 1987. 263p.
- IEMMA, A. F. **Modelos Lineares**. Piracicaba: ESALQ, 1996. 144p. (Apostila).
- IGNAZAK, J. C.; SILVA, J. G. C. Análise conjunta de grupos de experimentos com alguns locais e tratamentos não comuns. **Pesquisa Agropecuária brasileira**, Brasília, v.13, n.3, p.59-66, ago. 1978.
- KEMPTHORNE, O. **The design and analysis of experiments**. New York: John Wiley, 1952. 631p.
- KROLL, L. B. **Áreas de adaptação à cultura do milho, na região centro-sul do Brasil, a partir de análises de grupos de experimentos**. Piracicaba: ESALQ, 1983. 61p. (Dissertação - Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- MARCOS, E. A. **Análise de grupos de experimentos em blocos completos aumentados através do pacote computacional SAS**. Piracicaba: ESALQ, 1994. 91p. (Dissertação-Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- MELO, F. I. O. **Análise de grupos de experimentos em parcelas subdivididas com alguns tratamentos comuns nas parcelas**. Piracicaba: ESALQ, 1987. 141p. (Dissertação-Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- MOURA, P. A. M. Algumas estatísticas sobre a cenoura e mandioquinha salsa em Minas Gerais. **Informe agropecuário**, Belo Horizonte, v.10, n.12, p.3-7, dez. 1984.
- MUNIZ, J. A. M.; AQUINO, L.H. de **Componentes de variância: considerações preliminares**. Lavras: ESAL, 1991. 93p. (Apostila).
- NETER, J.; WASSERMAN, W. **Applied linear statistical models: regression, analysis of variance and experimental designs**. 3.ed. Homewood: Richard D. Irwin Inc., 1992, 1181p.

... ..  
... ..  
... ..

... ..  
... ..  
... ..

... ..  
... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..  
... ..

... ..

... ..  
... ..

- OIKAWA, S. M. **Análise de variância para dados não balanceados em experimentos cruzados com 3 fatores**. Piracicaba: ESALQ, 1993. 143p. (Dissertação - Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- OLIVEIRA, A. C. **Análise conjunta de experimentos em blocos incompletos com alguns tratamentos comuns: análise intra-blocos**. **Pesquisa Agropecuária brasileira**, Brasília, v.28, n.11, p.1255-1262, nov. 1993.
- OSÓRIO, E. A.; MOREIRA, J. C. S.; SILVA, E. C. **Estudos de adaptação de cultivares de trigo no Rio Grande do Sul**. **Pesquisa Agropecuária brasileira**, Rio de Janeiro, v.9, n.10, p.151-154, out. 1974.
- PÁDUA, J. G.; PINTO, C. M. F.; CASALI, V. W. D. **Cultivares de cenoura**. **Informe agropecuário**, Belo Horizonte, v.10, n.12, p.15-17, dez. 1984.
- PIEIDADE, S. M. S. **Análise de grupos de experimentos em faixas**. Piracicaba: ESALQ, 1987. 148p. (Dissertação-Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).
- PIMENTEL GOMES, F. **The solution of normal equations of experimental designs models**. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v.19, n.3, p.567-573, mar. 1967.
- PIMENTEL GOMES, F. **Curso de Estatística Experimental**. 13.ed. Piracicaba: Nobel, 1990. 468p.
- RUSHEL, R. **Interação genótipo x localidades na região centro-sul do Brasil em milho (*Zea mays*, L.)**. Piracicaba: ESALQ, 1968. 60p. (Dissertação-Mestrado em Genética e Melhoramento).
- SAS<sup>®</sup> INSTITUTE. **SAS Procedures Guide for computers**. 6.ed. Cary N.C.: SAS<sup>®</sup> Institute, 1994. v.3. 373p.
- SATTERTHWAITE, F. E. **An approximate distribution of estimates of variance components**. **Biometrics**, Fort Collins, v.2, n.6, p.110-114, Dec. 1946.
- SEARLE, S. R. **Linear Models**. New York: John Wiley, 1971. 532p.
- SEARLE, S. R.; CASELLA, G.; MCCOLLOCH, C. E. **Variance components**. New York: John Wiley, 1992. 501p.

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

1991 2000 2010 2020 2030 2040 2050 2060 2070 2080 2090 2100

SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. C. **Statistical methods**. Ames: The Iowa state University Press, 1967. 593p.

STEEL, R. G. D. ; TORRIE, J. H. **Principles and procedures of statistics**. 2.ed. London: McGraw-Hill, 1980. 611p.

ZIMMERMAN, F. J. P. **Análise de um experimento de calagem e adubação em milho, executado num delineamento em faixas durante oito anos no mesmo local**. Piracicaba: ESALQ, 1973. 93p. (Dissertação-Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica).

YATES, F.; COCHRAN, W. G. The analysis of groups of experiments. **Journal of Agricultural science**, London, v.28, n.3, p.556-580, Sep. 1938.