

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
INSTITUTO DE MATEMÁTICA
CADERNOS DE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA
SÉRIE D: TRABALHO DE GRADUAÇÃO

ANÁLISE UNIVARIADA E MULTIVARIADA PARA
OBSERVAÇÕES SIMULTÂNEAS E MEDIDAS REPETIDAS

ELAINE MARTINS

SÉRIE D, N° 06
PORTO ALEGRE, JULHO DE 1992

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
INSTITUTO DE MATEMÁTICA
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA

ANÁLISE UNIVARIADA E MULTIVARIADA PARA OBSERVAÇÕES
SIMULTÂNEAS E MEDIDAS REPETIDAS

ELAINE MARTINS
ORIENTAÇÃO: PROFESSOR JOÃO RIBOLDI

Monografia apresentada
para obtenção do grau de
Bacharel em Estatística

PORTO ALEGRE, MARÇO DE 1992.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a todos que, direta ou indiretamente, colaboraram para a realização deste trabalho.

Agradeço em especial:

Ao professor João Riboldi pela orientação prestada à presente monografia.

Aos meus pais e à Sidnei Montipó pelo apoio, dedicação e amizade.

A Ana Beatriz Czermainski pelo incentivo.

Manifesto também meus agradecimentos à Amaury Felisberto Dal Conte e Francisco Mandelli pela cessão dos dados utilizados neste trabalho.

ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO.....	5
2. MATERIAL.....	9
2.1. DELINEAMENTO EXPERIMENTAL.....	9
2.2. VARIÁVEIS ESTUDADAS.....	10
3. MÉTODOS.....	11
3.1. ANÁLISE INDIVIDUAL.....	11
3.1.1. ANÁLISE DE VARIÂNCIA UNIVARIADA.....	11
3.1.2. ANÁLISE DE VARIÂNCIA MULTIVARIADA.....	12
3.1.2.1. CRITÉRIOS PARA O TESTE DE HIPÓTESE.....	14
3.1.2.2. COMPLEMENTAÇÃO DA ANÁLISE MULTIVARIADA.....	18
3.2. ANÁLISE CONJUNTA.....	18
3.2.1. ANÁLISE DE VARIÂNCIA UNIVARIADA.....	18
3.2.2. ANÁLISE DE VARIÂNCIA MULTIVARIADA.....	20
3.2.3. VERIFICAÇÃO DA ADEQUABILIDADE DO MODELO DE PARCELA SUBSUBDIVIDIDA.....	22
3.3. ANÁLISE MULTIVARIADA DE PERFIL.....	23
3.4. PROCEDIMENTOS COMPUTACIONAIS.....	24
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	25
4.1. ANÁLISE UNIVARIADA.....	25
4.1.1. ANÁLISE INDIVIDUAL.....	25
4.1.2. ANÁLISE CONJUNTA.....	30
4.1.3. COMPLEMENTAÇÃO DA ANÁLISE.....	32

4.2. ANÁLISE MULTIVARIADA.....	36
4.2.1. ANÁLISE INDIVIDUAL.....	36
4.2.2. ANÁLISE CONJUNTA.....	48
4.2.3. ANÁLISE MULTIVARIADA DE PERFIL.....	51
5. COMPARAÇÃO ENTRE ANÁLISE UNIVARIADA E MULTIVARIADA.....	53
6. CONCLUSÕES E COMENTÁRIOS.....	55
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	57
8. APÊNDICE.....	59
8.1 PROGRAMA SAS PARA PARCELA SUBDIVIDIDA.....	59
8.2 PROGRAMA SAS PARA PARCELA SUBSUBDIVIDIDA.....	60
8.3 PROGRAMA SAS PARA O DETALHAMENTO ATRAVÉS DE CONTRASTES.....	61

1. INTRODUÇÃO

A nível de experimentação a análise estatística de dados segue, geralmente, uma estrutura univariada ou multivariada. Tem-se uma estrutura univariada quando para cada unidade experimental faz-se a avaliação de uma variável. Tem-se uma estrutura multivariada quando: (I) para a mesma unidade experimental são avaliadas várias variáveis; (II) na mesma unidade experimental, submetida a um determinado tratamento, faz-se avaliações da mesma variável em diferentes períodos de tempo.

Na análise de dados experimentais com estrutura univariada, procede-se a análise de variância de acordo com o modelo linear adotado e uma vez rejeitada a hipótese de igualdade entre os tratamentos, busca-se identificar onde se localizam as diferenças, através de técnicas complementares como comparações múltiplas, contrastes ortogonais e a análise de regressão, que foi a técnica de complementação adotada no presente trabalho dada a estrutura quantitativa dos tratamentos, que representam a combinação de espaçamentos entre linhas e espaçamentos entre plantas.

Na análise de dados experimentais com estrutura multivariada do tipo I, isto é, nas situações em que para a mesma unidade experimental submetida a um determinado tratamento, são

avaliadas várias variáveis resposta, normalmente, faz-se, análises univariadas de variância, de acordo com o modelo linear para o delineamento experimental adotado, para cada variável estudada, desconsiderando-se as correlações existentes entre elas. São obtidas conclusões sobre o comportamento dos tratamentos para cada uma das variáveis e então, uma conclusão comum a todas elas é buscada, nem sempre com êxito, sem levar em consideração um nível conjunto de significância. Em algumas situações, principalmente quando a obtenção de uma conclusão conjunta comum a todas as variáveis não é evidente, utiliza-se índices subjetivos, atribuindo-se uma importância relativa para as diferentes variáveis, analisa-se e conclui-se com base neste índice. Neste contexto de estrutura de dados mais adequado é a utilização de técnicas de análise multidimensional, tal como a análise de variância multivariada, que fornece resultados com base na análise conjunta de todas as variáveis utilizadas, podendo levar, portanto, a conclusões com um nível de significância conhecido. Além disso pode ser estimada a melhor combinação linear das variáveis que leva a um valor $F_{\text{máximo}}$, isto é, pode ser estimada a função discriminante que maximiza o valor da estatística F , tornando mais realista o processo de avaliação.

Na análise de dados experimentais com estrutura multivariada do tipo II, isto é, na mesma unidade experimental, submetida a um determinado tratamento, faz-se avaliações da mesma variável em diferentes períodos de tempo, normalmente utiliza-se análise univariada de variância de acordo com o modelo de parcelas subdivididas, constituindo a estrutura conhecida como

parcelas subdivididas no tempo onde considera-se o tempo como um fator adicional subdividido sobre a menor unidade do experimento. Por exemplo, se a menor unidade for uma parcela, o tempo será considerado como subparcela; se a menor unidade for uma subparcela, teremos o tempo como subsubparcela, e assim sucessivamente. A adoção deste modelo pressupõe uma estrutura uniforme da matriz de variâncias e covariâncias das observações, que frequentemente não se verifica.

O estudo de situações deste tipo é conhecido como análise de dados longitudinais, experimentos de medidas repetidas e experimentos de longa duração. Neste contexto de estrutura de dados os procedimentos alternativos geralmente empregados são: análise univariada de perfis (também conhecidos como modelos mistos univariados), onde supõe-se que observações da mesma unidade experimental tem variância constante e correlação comum; análise multivariada de perfis, que adota pressuposição completamente geral, determinada pelos dados, sobre a estrutura da matriz de covariâncias; modelos de análise de séries temporais, desde que se tenha vinte ou mais medidas repetidas sobre a mesma unidade experimental; utilização de contrastes de tempo.

Muitos autores tem adotado o modelo de parcelas subdivididas para análises que envolvem avaliações em diferentes períodos de tempo sem discutir sua validade, talvez pelo fato de que os métodos multivariados, apesar de serem sempre válidos, apresentam dificuldades de interpretação ausentes em procedimentos univariados.

No presente trabalho, aplicar-se-á procedimento de análise univariada e multivariada para um experimento com estrutura multivariada nas variáveis resposta (várias variáveis resposta avaliadas num determinado instante) e no tempo (a mesma variável avaliada em diferentes períodos de tempo).

Especificamente para as medidas repetidas utilizou-se o modelo de parcela subdividida, verificou-se sua adequabilidade e utilizou-se um método de análise alternativo para o caso das pressuposições do modelo não serem satisfeitas.

2. MATERIAL

Os dados são provenientes de um experimento fatorial realizado para verificar o efeito de densidade de plantas (espaçamentos entre linhas e entre plantas) sobre características quali-quantitativas na cultivar Semillon realizado na estação experimental de Caxias do Sul-Fazenda Souza-RS, nos anos de 1982 até 1991.

2.1 DELINEAMENTO EXPERIMENTAL

O experimento com os fatores espaçamentos entre linhas (2,0m; 2,5m; 3,0m) e espaçamentos entre plantas (1,0m; 1,5m; 2,0m; 2,5m; 3,0m) foi instalado em parcelas subdivididas com os espaçamentos entre linhas alocados nas parcelas principais, arranjados em blocos casualizados, tendo-se quatro blocos, e os espaçamentos entre plantas nas subparcelas.

A estrutura de tratamentos (combinação de espaçamentos entre linhas e espaçamentos entre plantas) é a seguinte:

Espaç. entre linhas		Espaç. entre plantas
2,0	x	1,0
	x	1,5
	x	2,0
	x	2,5
	x	3,0
2,5	x	1,0
	x	1,5
	x	2,0
	x	2,5
	x	3,0
3,0	x	1,0
	x	1,5
	x	2,0
	x	2,5
	x	3,0

2.2 VARIÁVEIS ESTUDADAS

- Produção, em Kg/ha;
- Número de cachos, em nº cachos/ha;
- Densidade do mosto;
- Brix, em %;
- PH;
- Acidez total;
- Relação açúcar/acidez;

As variáveis acima foram avaliadas em dez safras.

3. MÉTODOS

3.1 ANÁLISE INDIVIDUAL

3.1.1 ANÁLISE DE VARIÂNCIA UNIVARIADA:

O modelo utilizado para a análise de variância univariada de cada uma das sete variáveis avaliadas foi o seguinte:

$$y_{ijk} = \mu + \gamma_i + \alpha_j + \delta_{ij} + \beta_k + \alpha\beta_{jk} + \varepsilon_{ijk}$$

onde $i=1,2,\dots,4$; $j=1,2,3$ e $k=1,2,\dots,5$

y_{ijk} = valor observado para a unidade experimental com espaç. entre linhas j e espaç. entre plantas k no bloco i

μ = média geral

γ_i = efeito do bloco i

α_j = efeito do j -ésimo nível de espaç. entre linhas

δ_{ij} = erro atribuído a parcela, tal que $\delta_{ij} \sim N(0 ; \sigma_\delta^2)$

β_k = efeito do k -ésimo nível de espaç. entre plantas

$\alpha\beta_{jk}$ = efeito da interação do j -ésimo nível de espaç. entre linhas e k -ésimo nível de espaç. entre plantas

ε_{ijk} = erro atribuído a subparcela, tal que $\varepsilon_{ijk} \sim N(0 ; \sigma^2)$

Assim o esquema da análise de variância para cada variável é dado por:

Causa de variação	GL	F
BLOCOS	3	QMbloco/QMresíduo (a)
LINHA	2	QMLinha/QMresíduo (a)
RESÍDUO (a)	6	
PLANTA	4	QMplanta/QMresíduo (b)
LINHA*PLANTA	8	QMLinha*planta/QMresíduo (b)
RESÍDUO (b)	36	
TOTAL	59	

A complementação da análise será via o procedimento de análise de regressão já que os dois fatores (espaç. entre linhas e espaç. entre plantas) apresentam níveis quantitativos, fazendo-se o estudo de um fator dentro do outro ou não, dependendo da significância do teste para interação dos fatores.

3.1.2 ANÁLISE DE VARIÂNCIA MULTIVARIADA:

Antes de proceder a análise de variância multivariada deve-se observar as correlações entre as variáveis resposta, pois são elas que vão determinar se existe vantagem na utilização da análise multivariada.

Se as correlações forem altas, significa que as variáveis dependem umas das outras e portanto deve-se proceder a análise conjunta das variáveis, caso contrário, a análise univariada é suficiente.

O modelo matemático utilizado considerando todas as sete

variáveis conjuntamente é:

$$y_{ijkl} = \mu_l + \gamma_{il} + \alpha_{jl} + \beta_{kl} + \alpha\beta_{jkl} + \varepsilon_{ijkl}$$

onde, $i=1,2,\dots,4$; $j=1,2,3$; $k=1,2,\dots,5$ e $l=1,2,\dots,7$

y_{ijkl} = valor observado para a l -ésima variável, para a unidade experimental com espaç. entre linhas j e espaç. entre plantas k no bloco i

μ_l = média geral para a l -ésima variável

γ_{il} = efeito do bloco i para a l -ésima variável

α_{jl} = efeito do j -ésimo nível de espaç. entre linhas para a l -ésima variável

β_{kl} = efeito do k -ésimo nível de espaç. entre plantas para a l -ésima variável

$\alpha\beta_{jkl}$ = efeito da interação do j -ésimo nível de espaç. entre linhas e k -ésimo nível de espaç. entre plantas para a l -ésima variável

ε_{ijkl} = erro aleatório atribuído à observação y_{ijkl} , tal que:

$$\underset{\sim}{\varepsilon}'_{ijk} = (\varepsilon_{ijk1}, \dots, \varepsilon_{ijk7}) \sim N_p \left(0; \underset{\sim}{\Sigma} \right)$$

A utilização deste modelo ao invés do modelo completo de parcela subdividida utilizado para a análise univariada se deve ao fato de que não é possível fazer os testes para o efeito de espaç. entre linhas pois os graus de liberdade do erro (a) seriam inferiores ao número de variáveis incluídas no modelo. Portanto, todos os efeitos são testados com o mesmo erro que é um erro médio.

Assim o esquema da análise de variância multivariada é dado por:

Causa de variação	GL	Matrizes de somas de quadrados e produtos
BLOCOS	3	B
LINHA	2	H_{linha}
PLANTA	4	H_{planta}
LINHA*PLANTA	8	$H_{\text{linha*planta}}$
RESÍDUO	42	R
TOTAL	59	T

Onde B, H_{linha} , H_{planta} , $H_{\text{linha*planta}}$, R e T são matrizes de dimensão 7×7 de somas de quadrados e produtos, sendo T referente a totais, R a resíduo, H_{linha} ao fator linha, H_{planta} ao fator planta, $H_{\text{linha*planta}}$ a interação dos fatores linha e planta e B a blocos.

3.1.2.1 CRITÉRIOS PARA O TESTE DE HIPÓTESE

A hipótese H_0 a ser testada é, em geral, como para o modelo univariado, a de que não existem efeitos de tratamentos, ou seja, no caso presente a não existência de efeito de espaçamentos entre linhas, de espaçamentos entre plantas e de interação dos fatores.

Surgem agora várias dificuldades inexistentes no caso univariado pois não existe uma metodologia única para os testes de hipótese e os vários procedimentos existentes não conduzem a um mesmo resultado, não existindo um que possa ser indicado como

o melhor. Entretanto, todos produzem resultados idênticos quando se tem $p=1$, sendo p o nº de variáveis resposta, e todos são assintoticamente equivalentes.

Para executar o teste necessita-se da matriz R de somas de quadrados e produtos residual e da matriz de hipótese H .

(A) CRITÉRIO DE WILKS:

Obtido através da razão de verossimilhança, é definido como:

$$\Lambda_{(p,q,r)} = \frac{\det R}{\det (R + H)} = \prod_{i=1}^s \frac{1}{1 + c_i}$$

onde c_i são os auto-valores de $R^{-1}H$

p = nº de variáveis dependentes

q = g.l. da hipótese a ser testada

r = g.l. do resíduo

s = $\min(p,q)$

Este critério é muito utilizado por possuir uma estatística com boas propriedades distribucionais, em caso de normalidade. A distribuição é exata em alguns casos. A aproximação básica devida a Bartlett (1947), é dada por:

$$- \left[r - \frac{p - q + 1}{2} \right] \log \Lambda \sim X^2_{(pq)}$$

Em alguns casos, a aproximação, sob hipótese nula, para a distribuição F é exata. São eles:

Para $q=1$ e qualquer $p \rightarrow \frac{1 - \Lambda}{\Lambda} \cdot \frac{r - p + 1}{p} \sim F_{(p, r-p+1)}$

Para $q=2$ e qualquer $p \rightarrow \frac{1 - \Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}} \cdot \frac{r - p + 1}{p} \sim F_{(2p, 2(r-p+1))}$

Para $p=2$ e qualquer $q \rightarrow \frac{1 - \Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}} \cdot \frac{r - 1}{q} \sim F_{(2q, 2(r-1))}$

Para $p \geq 3$ e $q \geq 3$ pode-se aproximar a distribuição de Λ por uma distribuição F.

$$\frac{1 - \Lambda^{1/q}}{\Lambda^{1/q}} \cdot \frac{ab - c}{pq} \sim F_{(pq, ab-c)} \quad \text{onde}$$

$$a = \frac{r - p + 1}{p}, \quad b = \sqrt{\frac{p^2 q^2 - 4}{p^2 + q^2 - 5}} \quad \text{e} \quad c = \frac{pq - 2}{2}$$

(B) CRITÉRIO DE PILLAI:

Baseada no traço de $H(H + R)^{-1}$, obtem-se a estatística:

$$V = \text{traço} \left[H(H + R)^{-1} \right] = \sum_{i=1}^a \theta_i = \sum_{i=1}^a \frac{c_i}{1 + c_i}$$

onde θ_i são os auto-valores de $H(H + R)^{-1}$ e

c_i são os auto-valores de $R^{-1}H$

Sob H_0 uma aproximação para a distribuição de V é dada por:

$$\frac{2n' + s + 1}{2m' + s + 1} \cdot \frac{V}{s - V} \sim F_{[(2m'+s+1), a(2n'+s+1)]}$$

onde $m' = \frac{1}{2} \cdot (|p - q|)$ e $n' = \frac{1}{2} \cdot (r - p - 1)$

(C) CRITÉRIO DE HOTELLING - LAWLEY:

Baseado no traço de $R^{-1}H$ obtem-se a estatística:

$$U = \text{traço}(R^{-1}H) = \sum_{i=1}^s c_i$$

Uma aproximação para a distribuição dessa estatística é a seguinte:

$$\frac{2(sn' + 1)}{s(2m' + s + 1)} U \sim F_{[s(2m'+s+1); 2(sn'+1)]}$$

(D) CRITÉRIO DE ROY:

Baseado na metodologia da união-intersecção propõe como valor crítico o maior autovalor de $R^{-1}H$, ou seja c_1 .

Este critério não possui uma teoria distribucional que permita conclusões, através de aproximações, utilizando as distribuições conhecidas. Existem tabelas para este teste mas a consulta não é simples.

Mais especificamente para o teste de Roy calcula-se a estatística

$$\theta = \frac{c_1}{1 + c_1}$$

onde c_1 é o maior autovalor de $R^{-1}H$.

Para verificar a significância de θ consulta-se tabelas específicas que encontram-se, dentre outros, em Pimentel Gomes (1985).

A escolha do critério a ser utilizado depende da estrutura da hipótese alternativa. O critério de Roy é melhor quando a hipótese alternativa específica que as médias de tratamentos são colineares, ou próximas dela. Os critérios de Wilks, Pillai e Hotelling-Lawley são assintoticamente equivalentes e diferem

pouco nos casos de amostras pequenas. A estatística Λ tem boas propriedades distribucionais mas não deve ser utilizada quando se desconfia que a igualdade das matrizes de covariância não se verifica para todos os tratamentos.

3.1.2.2 COMPLEMENTAÇÃO DA ANÁLISE MULTIVARIADA

Quando a hipótese nula referente aos diversos efeitos fatoriais é rejeitada se torna necessária uma complementação. No caso presente, dada a estrutura quantitativa dos fatores, detalhou-se a análise usando-se os critérios de Wilks, Pillai, Hotelling-Lawley e Roy, citados em 3.1.2.1, utilizando-se contrastes que medem efeito linear, efeito quadrático, etc..., cujos coeficientes, dada a equidistância dos níveis dos fatores, podem ser obtidos; dentre outros, em Pimentel Gomes (1985).

3.2 ANÁLISE CÔNJUNTA

3.2.1 ANÁLISE DE VARIÂNCIA UNIVARIADA

O modelo utilizado para a análise de variância univariada, considerando-se as safras conjuntamente, para cada variável avaliada será o de parcela subdividida com safra na subdivisão, que é dado por:

$$y_{ijkl} = \mu + \gamma_l + \alpha_j + \delta_{ij} + \beta_k + \alpha\beta_{jk} + \rho_{ijk} + \tau_l + \alpha\tau_{jl} + \beta\tau_{kl} + \alpha\beta\tau_{jkl} + \epsilon_{ijkl}$$

onde $i=1,2,\dots,4$; $j=1,2,3$; $k=1,2,\dots,5$ e $l=1,2,\dots,10$

y_{ijkl} = valor observado para a unidade experimental com espaç. entre linhas j e espaç. entre plantas k no bloco i e safra l .

$\mu, \gamma_i, \alpha_j, \delta_{ij}, \beta_k, \alpha\beta_{jk}$ tem a mesma definição dada em 3.1.1

ρ_{ijk} = erro atribuído a subparcela, tal que $\rho_{ijk} \sim N(0; \sigma_\rho^2)$

τ_l = efeito da l -ésima safra

$\alpha\tau_{jl}$ = efeito da interação do j -ésimo nível de espaç. entre linhas e l -ésimo nível de safra

$\beta\tau_{kl}$ = efeito da interação do k -ésimo nível de espaç. entre plantas e l -ésimo nível de safra

$\alpha\beta\tau_{jkl}$ = efeito da interação do j -ésimo nível de espaç. entre linhas, k -ésimo nível de espaç. entre plantas e l -ésimo nível de safra

ϵ_{ijkl} = erro atribuído a subsubparcela, tal que $\epsilon_{ijkl} \sim N(0; \sigma^2)$

O esquema da análise de variância correspondente é:

Causa de variação	GL	F
BLOCOS	3	QMbloco/QMresíduo (a)
LINHA	2	QMLinha/QMresíduo (a)
RESÍDUO (a)	6	
PLANTA	4	QMplanta/QMresíduo (b)
LINHA*PLANTA	8	QMLinha*planta/QMresíduo (b)
RESÍDUO (b)	36	
SAFRA	9	QMsafra/QMresíduo (c)
LINHA*SAFRA	18	QMLinha*safra/QMresíduo (c)
PLANTA*SAFRA	36	QMplanta*safra/QMresíduo (c)
LINHA*PLANTA*SAFRA	72	QMLinha*planta*safra/QMresíduo (c)
RESÍDUO (c)	405	
TOTAL	599	

A complementação da análise é feita de acordo com os mesmos critérios apresentados em 3.1.1.

3.2.2 ANÁLISE DE VARIÂNCIA MULTIVARIADA

Primeiramente deve-se observar as correlações entre as variáveis resposta e então decidir quanto a vantagem de utilizar a análise multivariada.

O modelo utilizado para a análise de variância multivariada considerando as safras conjuntamente é dado por:

$$y_{ijklm} = \mu_m + \gamma_{im} + \alpha_{jm} + \beta_{km} + \alpha\beta_{jkm} + \delta_{ijkm} + \tau_{lm} \\ + \alpha\tau_{jlm} + \beta\tau_{klm} + \alpha\beta\tau_{jklm} + \epsilon_{ijklm}$$

onde $i=1,2,\dots,4$; $j=1,2,3$; $k=1,2,\dots,5$; $l=1,2,\dots,10$ e $m=1,2,\dots,7$

y_{ijklm} = valor observado para a m-ésima variável, para a unidade experimental com espaç. entre linhas j e espaç. entre plantas k no bloco i e safra l

μ_m = média geral para a m-ésima variável

γ_{im} = efeito do bloco i para a m-ésima variável

α_{jm} = efeito do j-ésimo nível de espaç. entre linhas para a m-ésima variável

β_{km} = efeito do k-ésimo nível de espaç. entre plantas para a m-ésima variável

$\alpha\beta_{jkm}$ = efeito da interação do j-ésimo nível do espaç. entre linhas e k-ésimo nível do espaç. entre plantas para a m-ésima variável

δ_{ijkm} = erro atribuído a subparcela

τ_{lm} = efeito da l-ésima safra para a m-ésima variável

$\alpha\tau_{jlm}$ = efeito da interação do j-ésimo nível do espaç. entre linhas e l-ésimo nível de safra para a m-ésima variável

$\beta\tau_{klm}$ = efeito da interação do k-ésimo nível do espaç. entre plantas e l-ésimo nível de safra para a m-ésima variável

$\alpha\beta\tau_{jklm}$ = efeito da interação do j-ésimo nível do espaç. entre linhas, k-ésimo nível do espaç. entre plantas e l-ésimo nível de safra para a m-ésima variável

ε_{ijklm} = erro aleatório atribuído à observação y_{ijklm} , tal que

$$\varepsilon_{ijklm} = (\varepsilon_{ijkl1}, \dots, \varepsilon_{ijkl7}) \sim N_p(0; \Sigma)$$

O esquema da análise de variância correspondente é:

Causa de variação	GL	Matrizes de somas de quadrados e produtos
BLOCO	3	B
LINHA	2	H_{linha}
PLANTA	4	H_{planta}
LINHA*PLANTA	8	$H_{\text{linha*planta}}$
RESÍDUO (a)	42	R (a)
SAFRA	9	H_{safra}
LINHA*SAFRA	18	$H_{\text{linha*safra}}$
PLANTA*SAFRA	36	$H_{\text{planta*safra}}$
LINHA*PLANTA*SAFRA	72	$H_{\text{linha*planta*safra}}$
RESÍDUO (b)	405	R (b)
TOTAL	599	T

Onde todas as matrizes de somas de quadrados e produtos tem dimensão 7×7 e os efeitos de espaçamentos entre linhas, espaçamentos entre plantas e da interação entre os fatores são testados com o RESÍDUO (a) e os demais efeitos são testados com o RESÍDUO (b).

Para os testes dos efeitos fatoriais envolvidos utiliza-se os critérios apresentados em 3.1.2.1.

3.2.3 VERIFICAÇÃO DA ADEQUABILIDADE DO MODELO DE PARCELA SUBSUBDIVIDIDA:

O modelo de parcela subdividida (PSSD) tem como pressuposição a uniformidade da matriz de covariância de

observações repetidas sobre uma mesma unidade experimental e também a homogeneidade de variâncias.

Portanto, é recomendável que a validade do uso do modelo de PSSD seja testada, para que não se use erroneamente o modelo.

Box (1950) estabelece um teste de significância aproximado para testar a hipótese de que a matriz de covariância é uniforme, baseado em um critério dado por Wilks (1946) e em uma teoria de distribuição geral estabelecida por Box (1949) para uma ampla classe de estatísticas.

Pearce (1953) utilizando o modelo de parcela subdividida (PSD) considerando os períodos como um fator adicional subdividido sobre a menor unidade do experimento diz que uma restrição a esta técnica é a homogeneidade do erro experimental dentro de períodos.

Uma forma simples, então, para verificar a validade do modelo é testar a homogeneidade do erro experimental dentro de períodos, que no caso considerado no presente trabalho seria testar a homogeneidade do erro experimental dentro das safras.

Caso o modelo de PSSD não seja válido, uma saída é utilizar uma análise multivariada, considerando, para uma dada variável, o vetor de respostas ao longo do tempo (análise multivariada de perfil), já que esta técnica adota uma estrutura completamente geral, ditada pelos próprios dados.

3.3 ANÁLISE MULTIVARIADA DE PERFIL

O procedimento de análise multivariada de perfil é similar

ao procedimento de análise multivariada apresentado em 3.1.2 com a diferença que considera-se as observações repetidas sobre a mesma unidade experimental como um vetor de respostas ao longo do tempo.

3.4 PROCEDIMENTOS COMPUTACIONAIS

Foram utilizados os pacotes computacionais SANEST (Sistema de Análise Estatística) e SAS (Statistical Analysis System) para a análise dos dados do presente trabalho, sendo que utilizou-se o SANEST para as análises univariadas e o SAS para as análises multivariadas. Alguns programas do SAS encontram-se no apêndice.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 ANÁLISE UNIVARIADA

4.1.1 ANÁLISE INDIVIDUAL

Considerando-se os dados de produção, nº de cachos, densidade do mosto, brix, PH, acidez total e relação açúcar/acidez para as safras de 1982, 1983, 1984, 1985, 1986, 1987, 1988, 1989, 1990 e 1991 e procedendo a análise de acordo com a metodologia proposta em 3.1.1 obteve-se os seguintes resultados:

TABELA 1 - SAFRA DE 1982

Causa de variação	GL	PROB	MCACHO	SEMIOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
BLOCO	3	59,58	1114,32	0,0002916	17,76	0,24	958,33	52,57
LINHA	2	163,68 NS	5154,99 *	0,0000094 NS	0,10 NS	0,000 NS	340,52 NS	30,77 NS
RESÍDUO (a)	6	38,95	959,01	0,0000058	0,46	0,040	250,56	21,39
PLANTA	4	400,48 **	12795,14 **	0,0000324 NS	1,20 NS	0,002 NS	185,52 **	20,58 **
LINHAPLANTA	8	54,74 NS	925,20 *	0,000207 NS	1,00 NS	0,002 NS	10,03 NS	3,22 NS
RESÍDUO (b)	36	24,94	364,06	0,0000139	0,53	0,002	21,97	3,19

TABELA 2 - SAFRA DE 1983

Causa de variação	GL	PROB	MCACHO	SEMIOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
BLOCO	3	73,02	1758,17	0,0001503	9,62	0,023	4203,13	55,67
LINHA	2	146,10 **	7195,13 **	0,0001566 *	3,92 NS	0,000 NS	783,95 NS	20,98 NS
RESÍDUO (a)	6	11,82	234,55	0,0000224	1,32	0,002	274,02	6,10
PLANTA	4	111,69 **	9813,75 **	0,0000438 *	1,97 NS	0,001 NS	1127,64 **	24,68 **
LINHAPLANTA	8	18,10 NS	856,33 **	0,0000149 NS	0,47 NS	0,003 NS	71,74 NS	2,04 NS
RESÍDUO (b)	36	9,51	243,89	0,0000148	1,16	0,003	174,26	4,36

TABELA 3 - SAFRA DE 1984

Causa de variação	GL	PROB	MCACHO	SEMIOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
BLOCO	3	166,00	1475,69	0,0002939	13,12	0,007	2010,56	29,85
LINHA	2	563,83 **	17070,37 **	0,0000546 NS	3,15 NS	0,015 **	9,00 NS	3,00 NS
RESÍDUO (a)	6	40,78	833,56	0,0000276	0,88	0,001	166,96	2,85
PLANTA	4	344,54 **	12450,15 **	0,0000934 NS	4,43 *	0,010 **	601,07 **	21,33 **
LINHAPLANTA	8	53,38 NS	1552,95 *	0,0000310 NS	1,02 NS	0,002 NS	132,97 NS	3,00 NS
RESÍDUO (b)	36	29,42	613,23	0,0000344 ..	1,66	0,002	118,60	4,10

NS - não significativo ; * - significativo a 5% ; ** - significativo a 1%

TABELA 4 - SAFRA DE 1985

QUADROS MÉDIOS

Causa de variação	GL	PROJ	NCACHO	DEMNOS	DEIX	PH	ACITOT	ACHACI
BLOCO	3	165,62	3756,76	0,0004236	25,03	0,001	80,62	28,44
LINHA	2	552,75 *	15585,26 **	0,0000484 NS	3,86 NS	0,002 NS	127,52 NS	10,48 NS
RESÍDUO (a)	6	67,51	1091,25	0,0000199	0,97	0,001	30,47	2,37
PLANTA	4	547,79 **	13977,31 **	0,0000181 NS	0,42 NS	0,001 NS	159,29 *	5,55 NS
LINHA*PLANTA	8	26,62 NS	373,58 NS	0,0000047 NS	0,23 NS	0,001 NS	76,49 NS	2,43 NS
RESÍDUO (b)	36	40,77	637,81	0,0000095	0,52	0,001	58,37	2,52

TABELA 5 - SAFRA DE 1986

QUADROS MÉDIOS

Causa de variação	GL	PROJ	NCACHO	DEMNOS	DEIX	PH	ACITOT	ACHACI
BLOCO	3	43,48	1236,60	0,0004293	21,52	0,007	65,96	39,93
LINHA	2	200,92 *	5271,50 *	0,0000096 NS	0,78 NS	0,003 NS	234,07 NS	27,44 *
RESÍDUO (a)	6	19,54	616,68	0,0000103	0,27	0,001	45,29	5,05
PLANTA	4	474,14 **	9853,02 **	0,0000066 NS	0,54 NS	0,000 NS	13,73 NS	0,76 NS
LINHA*PLANTA	8	20,06 NS	361,08 NS	0,0000102 NS	0,48 NS	0,001 NS	13,73 NS	2,43 NS
RESÍDUO (b)	36	16,31	374,92	0,0000117	0,43	0,001	23,91	3,73

TABELA 6 - SAFRA DE 1987

QUADROS MÉDIOS

Causa de variação	GL	PROJ	NCACHO	DEMNOS	DEIX	PH	ACITOT	ACHACI
BLOCO	3	172,71	4437,01	0,0001266	6,07	0,002	352,80	1,56
LINHA	2	240,09 *	9637,45 **	0,0000092 NS	0,73 NS	0,001 NS	33,07 NS	1,69 NS
RESÍDUO (a)	6	22,56	393,25	0,0000094	2,97	0,002	35,73	3,79
PLANTA	4	215,54 **	6826,25 **	0,0000308 NS	1,25 NS	0,001 NS	239,69 *	3,74 *
LINHA*PLANTA	8	26,54 NS	596,88 NS	0,0000203 NS	0,94 NS	0,001 NS	66,15 NS	1,84 NS
RESÍDUO (b)	36	15,95	282,50	0,0000124	0,68	0,001	64,27	1,36

TABELA 7 - SAÍDA DE 1988

QUARRINHOS MEIADOS

Causa de variação	GL	PROB	MCACHO	DEMHOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
BLOCO	3	13,72	1732,88	0,0000392	4,53	0,003	2975,11	22,52
LINHA	2	497,77 *	18777,11 **	0,0000220 NS	0,46 NS	0,001 NS	6,87 NS	0,12 NS
RESÍDUO (a)	6	38,61	819,82	0,0000065	0,14	0,001	76,38	1,40
PLANTA	4	387,89 **	19247,87 **	0,0000265 NS	2,19 **	0,000 NS	226,90 **	0,49 **
LINHAXPLANTA	8	17,97 NS	1224,07 *	0,0000148 NS	0,80 NS	0,002 NS	20,20 NS	1,01 NS
RESÍDUO (b)	36	20,81	403,26	0,0000139	0,54	0,002	44,12	1,55

TABELA 8 - SAÍDA DE 1989

QUARRINHOS MEIADOS

Causa de variação	GL	PROB	MCACHO	DEMHOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
BLOCO	3	89,81	4822,54	0,0000063	0,74	0,007	2231,60	24,83
LINHA	2	393,74 **	11794,28 **	0,0000108 NS	0,48 NS	0,000 NS	144,32 NS	2,87 NS
RESÍDUO (a)	6	35,27	895,83	0,0000176	1,18	0,000	29,38	3,35
PLANTA	4	327,21 **	11368,38 **	0,0000236 NS	1,01 NS	0,001 *	491,39 **	11,68 **
LINHAXPLANTA	8	28,80 NS	671,71 NS	0,0000217 NS	0,86 NS	0,001 NS	49,69 NS	2,28 NS
RESÍDUO (b)	36	21,12	451,65	0,0000143	0,60	0,000	59,91	1,91

TABELA 9 - SAÍDA DE 1990

QUARRINHOS MEIADOS

Causa de variação	GL	PROB	MCACHO	DEMHOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
BLOCO	3	185,53	1756,85	0,0002091	14,40	0,006	57,31	19,79
LINHA	2	589,39 *	12279,19 **	0,0000729 NS	2,93 NS	0,007 NS	313,27 *	20,30 *
RESÍDUO (a)	6	103,37	935,82	0,0000274	0,93	0,004	42,24	3,86
PLANTA	4	574,11 **	13980,46 **	0,0000168 NS	0,79 NS	0,001 NS	334,77 **	13,27 *
LINHAXPLANTA	8	21,66 NS	579,90 NS	0,0000089 NS	0,14 NS	0,002 NS	35,27 NS	2,22 NS
RESÍDUO (b)	36	47,57	551,07	0,0000134	0,69	0,002	59,88	3,67

TABELA 10 - SAFRA DE 1991

REAPRESENTAÇÃO

Causa de variação	GL	PROB	NCACNO	RENTOS	REIX	PR	ACITOT	ACHACI
PLACO	3	46,37	861,98	0,0000151	9,52	0,844	962,73	20,45
LIMPA	2	225,13 *	4464,44 *	0,0002737 MS	12,87 MS	0,001 MS	171,45 MS	42,89 MS
RESÍDUO (2)	6	28,72	634,17	0,0000708	3,41	0,015	92,76	9,41
PLANTA	4	232,75 **	5616,85 **	0,0000485 MS	2,25 MS	0,009 MS	484,43 **	33,21 **
LIMPA PLANTA	8	21,01 MS	795,38 MS	0,0000164 MS	0,89 MS	0,021 MS	44,53 MS	4,69 MS
RESÍDUO (3)	36	15,75	377,77	0,0000229	1,13	0,102	59,17	6,92

4.1.2 ANÁLISE CONJUNTA

Considerando-se os dados de produção, nº de cachos, densidade do mosto, brix, PH, acidez total e relação açúcar/acidez e procedendo a análise em parcela subdividida (PSSD) de acordo com a metodologia proposta em 3.2.1 obteve-se os seguintes resultados:

TABELA II

REPARAÇÕES M310S

Causa de variação	GL	PROB	KCACNO	FINMOS	PIIX	PH	ACITOT	ACURCI
BIOCO	3	59,55	3880,53	0,001303	76,78	0,0264	3286,55	89,84
LINHA	2	3233,80 **	10023,14 **	0,000192 *	7,64 NS	0,0182 NS	44,96 NS	8,34 NS
RESÍDUO (a)	6	228,69	2956,55	0,000033	1,87	0,0059	312,88	15,89
PLANTA	4	3333,97 **	110215,56 **	0,000149 **	6,18 **	0,0041 NS	2821,81 **	102,29 **
LINHARSAFIA	8	195,89 NS	5470,98 *	0,000042 NS	2,80 NS	0,0041 NS	121,08 NS	6,63 NS
RESÍDUO (L)	36	126,58	1910,69	0,000034	1,73	0,0032	160,82	7,87
SAFIA	9	1924,78 **	35871,79 **	0,002941 **	209,27 **	0,6117 **	24699,58 **	1048,58 **
LINHARSAFIA	18	28,61 NS	881,62 *	0,000053 **	2,32 **	0,0107 **	235,54 **	16,83 **
PLANTARSAFIA	36	32,24 *	626,05 *	0,000019 NS	0,88 NS	0,0025 NS	107,04 NS	4,56 NS
LINHARPLANTARSAFIA	72	18,34 NS	274,80 NS	0,000013 NS	0,54 NS	0,0035 NS	45,44 NS	2,07 NS
RESÍDUO (c)	405	19,44	425,21	0,000021	0,99	0,0058	96,93	4,45

4.1.3 COMPLEMENTAÇÃO DA ANÁLISE

Verificando-se o que acontece na análise conjunta para cada uma das sete variáveis e fazendo-se o detalhe usando a informação ora da análise individual, ora da análise conjunta, dependendo da significância da interação dos espaçamentos entre linhas e espaçamentos entre plantas com a safra, pode-se destacar o que se segue.

(A) PRODUÇÃO

Analisando a tabela 11 para esta variável verifica-se, dentre outras, significância para a interação de espaç. entre plantas e safra e para o efeito principal de espaç. entre linhas. Diante disso o detalhamento do espaç. entre plantas será feito utilizando a informação da análise individual e o detalhamento do espaç. entre linhas será feito utilizando a informação da análise conjunta já que a interação LINHA*SAFRA não foi significativa.

A relação entre produção e espaç. entre linhas é do tipo linear expressa pela equação $y = 39,37 - 8,03X$ ($r^2 = 99\%$), indicando que quanto maior for o espaç. entre linhas menor será a produção, independente do espaç. entre plantas e da safra.

A relação entre produção e espaç. entre plantas é, essencialmente, para todas as safras, do tipo linear decrescente, com inclinações diferentes de safra à safra, indicando, portanto, que, quanto maior for o espaç. entre plantas menor será a produção, independentemente do espaç. entre linhas.

(B) NÚMERO DE CACHOS

Apesar do nº de cachos ser uma variável de contagem, procedendo-se a análise de resíduos não se percebeu a necessidade de transformação desta variável.

Analisando a tabela 11 para esta variável e procedendo o detalhamento de acordo com a significância dos efeitos fatoriais tem-se que para as safras de 1982, 1983, 1984 e 1988 foi feito o detalhe de um fator dentro do outro mostrando que a combinação do menor espaç. entre linhas com o menor espaç. entre plantas nos leva a uma maior quantidade do nº de cachos/ha.

Para as safras de 1985, 1986, 1987, 1989, 1990 e 1991 a relação entre nº de cachos tanto com espaç. entre linhas como com espaç. entre plantas é do tipo linear decrescente, indicando que quanto maior o espaç. entre linhas ou entre plantas, menor será o nº de cachos/ha.

(C) DENSIDADE DO MOSTO

Pela tabela 11 identificou-se necessidade de detalhar o espaç. entre plantas para as safras conjuntamente e o espaç. entre linhas para cada safra separadamente.

A relação entre densidade do mosto e o espaç. entre plantas é do tipo quadrática expressa pela equação $y = 1,067078 + 0,0061474X - 0,00124217X^2$ ($r^2=97\%$) com um ponto de máximo em 2,2746; independente do espaç. entre linhas e da safra.

A relação entre densidade do mosto e o espaç. entre

linhas, independentemente do espaçamento entre plantas, é do tipo linear expressa pela equação $y = 1,067618 + 0,0055301X$ ($r^2=97\%$) para a safra de 1983, indicando que quanto maior for o espaç. entre linhas, maior será a densidade do mosto. Para as demais safras não se verificou efeito de espaç. entre linhas.

(D) BRIX

Novamente analisando a tabela 11 identificou-se a necessidade de detalhar o espaç. entre plantas utilizando a informação da análise conjunta das safras e o espaç. entre linhas da análise individual, isto é, para cada safra.

A relação entre brix e o espaç. entre plantas é do tipo quadrática expressa pela equação $y = 15,94 + 1,52X - 0,31X^2$ ($r^2=96\%$) com um ponto de máximo em 2,42; independente do espaç. entre linhas e de safra.

Não se verificou efeito de espaç. entre linhas em todas as dez safras, independentemente do espaç. entre plantas.

(E) PH

Pela tabela 11, verifica-se, dentre outras, significância para a interação LINHA*SAFRA indicando que o detalhamento para o espaç. entre linhas deve ser feito para cada safra. Não se verificou efeito de espaç. entre plantas.

A relação entre PH e o espaç. entre linhas, independentemente do espaçamento entre plantas, é do tipo

quadrática expressa pela equação $y = 2,61 + 0,54X - 0,12X^2$ para a safra de 1984 com um ponto de máximo em 2,31. Para as demais safras não se verificou efeito de espaç. entre linhas.

(F) ACIDEZ TOTAL

Pela tabela 11 identificou-se a necessidade de detalhar o espaç. entre plantas para as safras conjuntamente e o espaç. entre linhas para cada safra.

A relação entre a acidez total e o espaç. entre plantas é do tipo linear expressa pela equação $y = 138,30 - 5,77X$ ($r^2=88\%$), indicando que quanto maior for o espaç. entre plantas, menor será a acidez total, independentemente do espaç. entre linhas e da safra.

A relação entre a acidez total e o espaç. entre linhas, independentemente do espaçamento entre plantas, é do tipo quadrática expressa pela equação $y = -46,4 + 135X - 27,2X^2$ para a safra de 1990 com um ponto de máximo em 2,48. Para as demais safras não se verificou efeito de espaç. entre linhas.

(G) RELAÇÃO AÇÚCAR-ACIDEZ

Analisando a tabela 11 verifica-se que para o detalhamento de espaç. entre plantas deve-se utilizar a informação das safras conjuntamente e para o detalhamento de espaç. entre linhas deve-se utilizar a informação das safras individualmente.

O relacionamento entre a relação açúcar/acidez e

espaç. entre plantas é do tipo linear expresso pela equação $y = 17,02 + 1,06X$ ($r^2=82\%$), indicando que quanto maior for o espaç. entre plantas, maior será a relação açúcar/acidez, independentemente do espaç. entre linhas e da safra.

O relacionamento entre a relação açúcar/acidez e espaç. entre linhas, independentemente do espaçamento entre plantas, é do tipo linear expresso pela equação $y = 29,69 - 1,91X$ ($r^2=66\%$) para a safra de 1986, indicando que quanto maior for o espaç. entre linhas, menor será a relação açúcar/acidez, e é do tipo quadrática expressa pela equação $y = 57,88 - 33,12X + 6,73X^2$ para a safra de 1990. Para as demais safras não se verificou efeito de espaç. entre linhas.

4.2 ANÁLISE MULTIVARIADA

4.2.1 ANÁLISE INDIVIDUAL

Para se verificar a vantagem da utilização da análise multivariada calculou-se as correlações residuais entre as variáveis resposta, obtendo-se as matrizes de correlações, para as diferentes safras, que se seguem.

SAFRA DE 1982

	PROD	NCACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AGUACI
PROD	1,00						
NCACHO	0,86	1,00					
DENMOS	-0,37	-0,34	1,00				
BRIX	-0,38	-0,36	0,87	1,00			
PH	-0,17	-0,24	0,07	0,19	1,00		
ACITOT	0,10	0,23	-0,15	-0,30	-0,63	1,00	
AGUACI	-0,25	-0,36	0,49	0,66	0,57	-0,90	1,00

SAFRA DE 1983

	PROD	NCACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AGUACI
PROD	1,00						
NCACHO	0,84	1,00					
DENMOS	-0,07	-0,08	1,00				
BRIX	-0,05	-0,08	0,82	1,00			
PH	-0,10	-0,29	-0,06	-0,10	1,00		
ACITOT	-0,47	-0,37	-0,22	-0,36	-0,14	1,00	
AGUACI	0,23	0,15	0,47	0,67	0,18	-0,89	1,00

SAFRA DE 1984

	PROD	NGACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AQUACI
PROD	1,00						
NGACHO	0,97	1,00					
DENMOS	-0,53	-0,54	1,00				
BRIX	-0,52	-0,53	0,97	1,00			
PH	-0,24	-0,21	-0,14	-0,12	1,00		
ACITOT	0,04	0,03	-0,26	-0,27	0,32	1,00	
AQUACI	-0,36	-0,34	0,77	0,80	-0,24	-0,78	1,00

SAFRA DE 1985

	PROD	NGACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AQUACI
PROD	1,00						
NGACHO	0,92	1,00					
DENMOS	-0,33	-0,37	1,00				
BRIX	-0,31	-0,35	0,98	1,00			
PH	-0,21	-0,17	0,10	0,14	1,00		
ACITOT	0,16	0,24	-0,25	-0,32	-0,40	1,00	
AQUACI	-0,24	-0,33	0,68	0,74	0,36	-0,87	1,00

SAFRA DE 1986

	PROD	NCACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AGUACI
PROD	1,00						
NCACHO	0,93	1,00					
DENMOS	-0,29	-0,23	1,00				
BRIX	-0,26	-0,20	0,90	1,00			
PH	-0,03	0,03	0,05	0,08	1,00		
ACITOT	0,22	0,09	-0,44	-0,48	-0,31	1,00	
AGUACI	-0,30	-0,17	0,72	0,79	0,25	-0,91	1,00

SAFRA DE 1987

	PROD	NCACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AGUACI
PROD	1,00						
NCACHO	0,90	1,00					
DENMOS	-0,39	-0,41	1,00				
BRIX	-0,43	-0,45	0,94	1,00			
PH	-0,12	-0,13	0,17	0,16	1,00		
ACITOT	0,10	0,10	-0,45	-0,45	0,08	1,00	
AGUACI	-0,33	-0,35	0,86	0,90	0,06	-0,79	1,00

SAFRA DE 1988

	PROD	NCACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
PROD	1,00						
NCACHO	0,73	1,00					
DENMOS	-0,43	-0,28	1,00				
BRIX	-0,62	-0,45	0,84	1,00			
PH	-0,02	-0,18	-0,26	-0,13	1,00		
ACITOT	0,05	0,03	-0,56	-0,47	-0,21	1,00	
ACUACI	-0,40	-0,31	0,79	0,81	0,08	-0,88	1,00

SAFRA DE 1989

	PROD	NCACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
PROD	1,00						
NCACHO	0,90	1,00					
DENMOS	-0,45	-0,35	1,00				
BRIX	-0,49	-0,40	0,95	1,00			
PH	-0,13	-0,19	-0,14	-0,05	1,00		
ACITOT	0,18	0,11	-0,46	-0,46	0,24	1,00	
ACUACI	-0,44	-0,35	0,82	0,85	-0,17	-0,83	1,00

SAFRA DE 1990

	PROD	NGACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AGUACI
PROD	1,00						
NGACHO	0,92	1,00					
DENMOS	-0,37	-0,29	1,00				
BRIX	-0,40	-0,27	0,74	1,00			
PH	-0,31	-0,28	0,22	0,19	1,00		
ACITOT	0,22	0,12	-0,50	-0,72	-0,22	1,00	
AGUACI	-0,32	-0,20	0,65	0,91	0,21	-0,92	1,00

SAFRA DE 1991

	PROD	NGACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	AGUACI
PROD	1,00						
NGACHO	0,76	1,00					
DENMOS	-0,14	-0,01	1,00				
BRIX	-0,12	0,01	0,99	1,00			
PH	-0,05	0,01	0,26	0,26	1,00		
ACITOT	0,02	-0,00	-0,14	-0,17	-0,17	1,00	
AGUACI	-0,17	-0,13	0,56	0,58	0,14	-0,62	1,00

Observando as correlações residuais entre as sete variáveis resposta do presente estudo, em todas as dez safras, pode-se dizer que existem correlações fortes entre produção e nº de cachos, brix e densidade do mosto, açúcar/acidez com brix, acidez total e densidade do mosto, sendo que as demais correlações não são muito baixas, indicando, portanto, ser vantajosa a utilização da análise multivariada.

Analisando conjuntamente as sete variáveis de acordo com o modelo proposto em 3.1.2 obteve-se os seguintes resultados:

TABELA 12 - SAFRA DE 1982

Estadística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,34 **	0,82 **	1,50 **	1,06 **
Linear	0,50 **	0,50 **	0,98 **	0,98 **
Quadrática	0,66 *	0,34 *	0,52 *	0,52 *
PLANTA	0,16 **	1,08 **	3,99 **	3,66 **
Linear	0,24 **	0,76 **	3,12 **	3,12 **
Quadrática	0,62 *	0,38 *	0,62 *	0,62 *
Cúbica	0,86 NS	0,14 NS	0,16 NS	0,16 NS
4º grau	0,91 NS	0,09 NS	0,10 NS	0,10 NS
LINHA*PLANTA	0,27 NS	1,14 NS	1,57 NS	0,54 *

TABELA 13 - SAFRA DE 1983

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,20 **	0,91 **	3,57 **	3,41 **
Linear	0,24 **	0,76 **	3,18 **	3,18 **
Quadrática	0,72 NS	0,28 NS	0,39 NS	0,39 NS
PLANTA	0,07 **	1,16 **	9,72 **	9,42 **
Linear	0,11 **	0,89 **	8,27 **	8,27 **
Quadrática	0,46 **	0,54 **	1,17 **	1,17 **
Cúbica	0,87 NS	0,13 NS	0,15 NS	0,15 NS
4º grau	0,88 NS	0,12 NS	0,13 NS	0,13 NS
LINHA*PLANTA	0,22 NS	1,15 NS	2,18 NS	1,49 **

TABELA 14 - SAFRA DE 1984

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,17 **	1,02 **	3,83 **	3,52 **
Linear	0,22 **	0,78 **	3,48 **	3,48 **
Quadrática	0,74 NS	0,26 NS	0,35 NS	0,35 NS
PLANTA	0,09 **	1,32 **	6,21 **	5,59 **
Linear	0,16 **	0,84 **	5,40 **	5,40 **
Quadrática	0,71 NS	0,29 NS	0,41 NS	0,41 NS
Cúbica	0,76 NS	0,24 NS	0,31 NS	0,31 NS
4º grau	0,92 NS	0,08 NS	0,08 NS	0,08 NS
LINHA*PLANTA	0,15 *	1,43 NS	2,58 *	1,25 **

TABELA 15 - SAFRA DE 1985

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,31 **	0,78 **	1,93 **	1,76 **
Linear	0,37 **	0,63 **	1,73 **	1,73 **
Quadrática	0,83 NS	0,17 NS	0,20 NS	0,20 NS
PLANTA	0,17 **	1,16 **	3,15 **	2,59 **
Linear	0,29 **	0,71 **	2,50 **	2,50 **
Quadrática	0,82 NS	0,18 NS	0,22 NS	0,22 NS
Cúbica	0,88 NS	0,12 NS	0,13 NS	0,13 NS
4º grau	0,77 NS	0,23 NS	0,30 NS	0,30 NS
LINHA*PLANTA	0,23 NS	1,22 NS	1,78 NS	0,75 **

TABELA 16 - SAFRA DE 1986

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,36 **	0,76 **	1,46 **	1,18 **
Linear	0,46 **	0,54 **	1,16 **	1,16 **
Quadrática	0,77 NS	0,23 NS	0,30 NS	0,30 NS
PLANTA	0,13 **	1,28 **	4,08 **	3,32 **
Linear	0,27 **	0,73 **	2,70 **	2,70 **
Quadrática	0,53 **	0,47 **	0,88 **	0,88 **
Cúbica	0,90 NS	0,10 NS	0,11 NS	0,11 NS
4º grau	0,72 NS	0,28 NS	0,39 NS	0,39 NS
LINHA*PLANTA	0,28 NS	1,10 NS	1,54 NS	0,70 **

TABELA 17 - SAFRA DE 1987

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,18 **	0,99 **	3,53 **	3,24 **
Linear	0,26 **	0,74 **	2,84 **	2,84 **
Quadrática	0,59 **	0,41 **	0,69 **	0,69 **
PLANTA	0,14 **	1,14 **	4,23 **	3,83 **
Linear	0,21 **	0,79 **	3,72 **	3,72 **
Quadrática	0,78 NS	0,22 NS	0,27 NS	0,27 NS
Cúbica	0,90 NS	0,10 NS	0,12 NS	0,12 NS
4º grau	0,89 NS	0,11 NS	0,12 NS	0,12 NS
LINHA*PLANTA	0,30 NS	1,04 NS	1,39 NS	0,55 *

TABELA 18 - SAFRA DE 1988

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,19 **	0,96 **	3,38 **	3,13 **
Linear	0,24 **	0,76 **	3,12 **	3,12 **
Quadrática	0,79 NS	0,21 NS	0,26 NS	0,26 NS
PLANTA	0,09 **	1,19 **	7,80 **	7,45 **
Linear	0,12 **	0,88 **	7,26 **	7,26 **
Quadrática	0,80 NS	0,20 NS	0,25 NS	0,25 NS
Cúbica	0,84 NS	0,16 NS	0,18 NS	0,18 NS
4º grau	0,90 NS	0,10 NS	0,11 NS	0,11 NS
LINHA*PLANTA	0,19 NS	1,33 NS	2,13 NS	0,93 **

TABELA 19 - SAFRA DE 1989

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,35 **	0,74 **	1,63 **	1,46 **
Linear	0,41 **	0,59 **	1,45 **	1,45 **
Quadrática	0,85 NS	0,15 NS	0,18 NS	0,18 NS
PLANTA	0,15 **	1,10 **	4,12 **	3,75 **
Linear	0,23 **	0,77 **	3,32 **	3,32 **
Quadrática	0,74 NS	0,26 NS	0,36 NS	0,36 NS
Cúbica	0,90 NS	0,10 NS	0,11 NS	0,11 NS
4º grau	0,75 NS	0,25 NS	0,33 NS	0,33 NS
LINHA*PLANTA	0,30 NS	1,00 NS	1,53 NS	0,81 **

TABELA 20 - SAFRA DE 1990

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,30 **	0,87 **	1,77 **	1,34 **
Linear	0,44 **	0,56 **	1,29 **	1,29 **
Quadrática	0,67 *	0,33 *	0,48 *	0,48 *
PLANTA	0,10 **	1,37 **	5,29 **	4,55 **
Linear	0,20 **	0,80 **	3,90 **	3,90 **
Quadrática	0,53 **	0,47 **	0,90 **	0,90 **
Cúbica	0,80 NS	0,20 NS	0,25 NS	0,25 NS
4º grau	0,81 NS	0,19 NS	0,24 NS	0,24 NS
LINHA*PLANTA	0,27 NS	1,09 NS	1,56 NS	0,64 **

TABELA 21 - SAFRA DE 1991

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,40 **	0,68 **	1,31 **	1,14 **
Linear	0,47 **	0,53 **	1,14 **	1,14 **
Quadrática	0,85 NS	0,15 NS	0,17 NS	0,17 NS
PLANTA	0,22 **	1,02 **	2,57 **	2,15 **
Linear	0,34 **	0,66 **	1,92 **	1,92 **
Quadrática	0,84 NS	0,16 NS	0,20 NS	0,20 NS
Cúbica	0,81 NS	0,19 NS	0,23 NS	0,23 NS
4º grau	0,82 NS	0,18 NS	0,22 NS	0,22 NS
LINHA*PLANTA	0,25 NS	1,16 NS	1,73 NS	0,80 **

Analisando as tabelas 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20 e 21 verifica-se que os efeitos principais de espaç. entre linhas e espaç. entre plantas são significativos para todos os quatro testes e para todas as dez safras, já o efeito da interação LINHA*PLANTA com exceção da safra de 1984 é sempre não significativo para os testes de Wilks, Pillai e Hotelling-Lawley.

Apesar do teste de Roy verificar significância do efeito da interação LINHA*PLANTA para todas as safras, não foi realizada a complementação estudando um fator dentro do outro, sendo desprezada esta informação já que os demais testes não verificaram efeito para esta interação e também pelo fato de que a significância do teste de Roy é apenas aproximada.

Procedendo os contrastes para os efeitos de espaç. entre linhas e espaç. entre plantas, independentemente um fator do outro, conforme foi proposto em 3.1.2.2 tem-se que o espaç. entre

linhas é do tipo quadrático para as safras de 1982, 1987 e 1990 e do tipo linear para as demais safras.

Verifica-se para o espaç. entre plantas uma forma quadrática para as safras de 1982, 1983, 1986 e 1990, apresentando uma linearidade para as demais safras sendo que os componentes cúbico e quártico nunca foram significativos.

4.2.2 ANÁLISE CONJUNTA

(A) ADEQUABILIDADE DO MODELO

Como foi dito em 3.2.3, uma maneira de testar a validade do modelo de PSSD é através do teste de homogeneidade do erro experimental dentro das safras.

Para que se possa analisar conjuntamente as dez safras é preciso que os quadrados médios residuais de cada safra não difiram muito entre si, isto é, que sejam relativamente homogêneos.

Será usado como teste de homogeneidade do erro experimental a razão entre o maior e o menor quadrado médio do resíduo (b) (modelo dado em 3.1.1) e se este quociente for menor que sete, poderá ser feita a análise conjunta das safras.

$$\frac{QMR_1(b)}{QMR_2(b)} < 7 \quad \begin{array}{l} QMR_1(b) \rightarrow \text{maior QMR (b)} \\ QMR_2(b) \rightarrow \text{menor QMR (b)} \end{array}$$

Portanto temos para as variáveis produção, nº de cachos, densidade do mosto, brix, PH, acidez total e açúcar/acidez os seguintes resultados:

$$\text{PROD} = \frac{47,57}{9,51} = 5,00$$

$$\text{NCACHO} = \frac{637,81}{243,89} = 2,61$$

$$\text{DENMOS} = \frac{0,00003436}{0,00000951} = 3,61$$

$$\text{BRIX} = \frac{1,66}{0,43} = 3,86$$

$$\text{PH} = \frac{0,01031500}{0,00032722} = 31,53$$

$$\text{ACITOT} = \frac{174,26}{21,97} = 7,93$$

$$\text{AGUACI} = \frac{6,92}{1,36} = 5,08$$

Verifica-se que para as variáveis PH e ACITOT o quociente ultrapassa sete. Para a variável acidez total ainda se pode pensar em analisá-la em PSSD (análise conjunta das safras) mas para a variável PH o quociente foi muito elevado, devendo esta variável ser analisada utilizando outro método de análise que pode ser o da análise multivariada de perfil ou o de contrastes no tempo.

(B) ANÁLISE MULTIVARIADA

Considerando-se as safras conjuntamente calculou-se as correlações residuais entre as variáveis resposta, obtendo-se a seguinte matriz de correlação.

	PROD	NCACHO	DENMOS	BRIX	PH	ACITOT	ACUACI
PROD	1,00						
NCACHO	0,83	1,00					
DENMOS	-0,26	-0,19	1,00				
BRIX	-0,28	-0,21	0,92	1,00			
PH	-0,10	-0,05	0,02	0,04	1,00		
ACITOT	-0,05	-0,09	-0,33	-0,39	-0,17	1,00	
ACUACI	-0,13	-0,06	0,66	0,74	0,23	-0,79	1,00

Analisando as correlações entre as sete variáveis do presente estudo pode-se dizer o mesmo da análise individual, sendo vantajoso, portanto, a utilização da análise multivariada.

Considerando o modelo proposto em 3.2.2 obteve-se os seguintes resultados:

TABELA 22

Estatística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,08 **	1,16 **	9,14 **	8,78 **
PLANTA	0,04 **	1,23 **	19,89 **	19,57 **
LINHA*PLANTA	0,14 *	1,48 *	2,94 **	1,83 **
SAFRA	0,00 **	4,07 **	19,97 **	8,89 **
LINHA*SAFRA	0,58 **	0,51 **	0,58 **	0,20 **
PLANTA*SAFRA	0,45 **	0,73 **	0,87 **	0,36 **
LINHA*PLANTA*SAFRA	0,41 NS	0,82 NS	0,95 NS	0,28 **

Analisando a tabela anterior verifica-se significância

para os efeitos principais de espaç. entre linhas, espaç. entre plantas e safra e também para as interações duplas pelos critérios de Wilks, Pillai , Hotelling-Lawley e Roy. A interação LINHA*PLANTA*SAFRA só foi significativa pelo critério de Roy.

Não foi possível realizar a complementação da análise conjunta das safras dada a falta de recursos computacionais, mas como os efeitos do espaçamento entre linhas e o espaçamento entre plantas estão na dependência da safra, são válidas as complementações da análise individual.

4.2.3 ANÁLISE MULTIVARIADA DE PERFIL

Considerando-se que as pressuposições para o modelo de PSSD não foram válidas para a variável PH, foi feita então, a análise multivariada de perfil para esta variável, chegando aos seguintes resultados:

TABELA 23

Estadística do teste

Causa de variação	Wilks	Pillai	Hotelling	Roy
LINHA	0,32 **	0,81 **	1,71 **	1,44 **
PLANTA	0,36 NS	0,85 NS	1,24 NS	0,63 *
LINHA*PLANTA	0,12 NS	1,71 NS	2,72 NS	1,10 **

Pela tabela 23 identificou-se significância para o efeito principal de espaç. entre linhas em todos os testes. Já o espaç. entre plantas e a interação LINHA*PLANTA somente apresentaram significância pelo critério de Roy.

Analisando as correlações entre a variável PH nas diversas safras, pode-se dizer que elas são baixas e não significativas.

Se compararmos os resultados apresentados para a variável PH, utilizando a análise multivariada de perfil e o modelo de parcela subdividida na análise univariada, pode-se dizer que existe vantagem da análise multivariada de perfil já que ela identificou efeito de espaç. entre linhas não identificado pela análise de PSSD.

5. COMPARAÇÃO ENTRE ANÁLISE UNIVARIADA E ANÁLISE MULTIVARIADA

A multiplicidade de enfoques na análise de dados de experimentos com observações simultâneas e medidas repetidas ressalta o fato de que um conjunto de dados proveniente de um experimento pode ser encarado de mais do que uma maneira.

Ao se analisarem os efeitos de tratamentos para várias variáveis resposta, observadas na mesma unidade experimental, através de análises univariadas, não são levadas em consideração as correlações entre elas. Além disso, obtém-se conclusões sobre o comportamento dos tratamentos para cada uma das variáveis separadamente. Utilizando a análise multivariada, obtém-se conclusões com base na análise conjunta de todas as variáveis, podendo nos levar a melhores interpretações dos dados com um nível de significância conhecido.

Para a análise de dados experimentais, onde na mesma unidade experimental, submetida a um determinado tratamento, faz-se avaliações da mesma variável em diferentes períodos de tempo, através da análise univariada de parcelas subdivididas no tempo, tem-se como pressuposições a uniformidade da matriz de variâncias e covariâncias. A utilização da análise multivariada requer cálculos consideravelmente mais complexos do que aqueles demandados pela análise univariada, mas é de grande valia nos casos onde a análise univariada não pode ser aplicada.

Assim é conveniente verificar a adequabilidade dos métodos de análise e deve-se escolher o mais simples, isto é, caso a análise univariada seja adequada, deve-se utilizá-la ao invés da multivariada, já que ela exige cálculos e interpretações mais simples.

6. CONCLUSÕES E COMENTÁRIOS

Procedendo a análise univariada e multivariada para o experimento descrito no capítulo 2 com estrutura multivariada nas variáveis resposta e no tempo pode-se dizer que:

Para uma determinada safra (análise individual) verifica-se que as correlações entre as variáveis resposta são altas, mostrando vantagem na utilização da análise destas variáveis conjuntamente (análise multivariada) já que pelas análises univariadas, isto é, a análise de cada variável separadamente, não se consegue chegar a uma conclusão comum a todas as variáveis sobre a melhor combinação de espaç. entre linhas e espaç. entre plantas pois para algumas variáveis a melhor combinação seria a do menor espaç. entre linhas e menor espaç. entre plantas e para outras variáveis não.

Para a análise das safras conjuntamente utilizando o modelo de PSSD verifica-se que ele é adequado para a análise das variáveis produção, nº de cachos, densidade do mosto, brix, acidez total e açúcar/acidez, mostrando que existe dependência da safra com espaç. entre linhas para as variáveis nº de cachos, densidade do mosto, brix, acidez total e açúcar/acidez, e dependência da safra com espaç. entre plantas para as variáveis produção e nº de cachos.

Devida a não adequabilidade do modelo de PSSD para a

variável PH, dada a heterogeneidade do erro experimental das safras, deve-se utilizar um método multivariado de análise para esta variável.

O método de análise multivariada explorado no presente estudo foi o da análise multivariada de perfil, mas salienta-se que existem vários outros métodos de análise para este tipo de dados tal como a utilização de contrastes no tempo que é um método simples e de fácil interpretação, que pode ser encontrado, dentre outros, em Rowel e Walters (1976).

É recomendável testar a validade do modelo de PSSD pelo teste de uniformidade da matriz de covariâncias, pois no presente estudo foi testada apenas a homogeneidade de variância que é uma restrição implícita na uniformidade da matriz de covariâncias.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, D.F. e SINGER, J.M. Análise de dados longitudinais. VII SINAPE, Campinas, São Paulo, 1986.
- BOX, G.E.P. A General Distribution Theory for a Class of Likelihood Criteria. Biometrika, Londres, 36: 317-346, 1949.
- BOX, G.E.P. Problems in the Analysis of Growth and Wear Curves. Biometrics, Carolina do Norte, 6: 362-389, 1950.
- CHATFIELD, G. e COLLINS, A.J. Introduction to Multivariate Analysis. Londres, Chapman e hall, 1980, 245 p.
- CORREIA DA SILVA, J.G. Análise de realizações simultâneas de séries de tempo dispostas segundo um delineamento experimental. Pelotas, 1979, (Tese para provimento do cargo de professor titular em estatística geral / UFPEL).
- DEMETRIO, G.G.B. Análise multidimensional para dados de cana-de-açúcar. Piracicaba, 1985, (Doutoramento-ESALQ/USP).
- DINIZ, U.D. Análise de experimentos com parcelas medidas sucessivamente no tempo. Piracicaba, 1980, (Doutoramento-ESALQ/USP).
- MACHADO, A.A. Análise multivariada. Piracicaba, 1991.
- MORRISON, D.F. Multivariate Statistical Methods- 2 ed, Nova York, Mc Graw-Hill, 1967. 415 p.
- PEARCE. Field Experimentation with Fruit Trees and Other Perennial Plants. Technical Communication nº 23 of the

- commonwealth Bureau of Horticulture and Plantation Crops.
East Malling. Maidstone, Kent, England. Commonwealth
Agricultural Bureau, 1953.
- PIMENTEL GOMES, F. Curso de estatística experimental, 11 ed,
São Paulo, 1985.
- STEEL, R.G.D. e TORRIE, T.H. Principles and procedures of
statistics. New York, Mc graw-Hill, 1960.
- ROWEL, J.G. e WALTERS, D.E. Analysing data with repeated
observations on each experimental unit. J.Agric.Sci.,
Cambridge, 87: 423-432, 1976.
- WILKS, S.S. Sample criteria for testing equality of means,
equality variances, and equality of covariances in a normal
multivariate distribution. The Annals of Mathematical
Statistics, 17: 257-281, 1946.

8. APÊNDICE

8.1 PROGRAMA SAS PARA PARCELA SUBDIVIDIDA

```
DATA SEMI6;
INFILE 'A:ASCSEMIL';
INPUT ESLINHA ESPLANTA SAFRA BLOCO REPET
      PROD NCACHO DENSMOST BRIX PH ACITOT ACUACID;
IF SAFRA=4;
PROC ANOVA;
CLASS ESLINHA ESPLANTA SAFRA BLOCO;
MODEL PROD NCACHO DENSMOST BRIX PH ACITOT ACUACID=
      BLOCO ESLINHA BLOCO*ESLINHA
      ESPLANTA ESLINHA*ESPLANTA;
TEST H=ESLINHA E=BLOCO*ESLINHA;
MANOVA H=ESPLANTA ESLINHA*ESPLANTA/PRINTH PRINTE;
MANOVA H=ESLINHA E=BLOCO*ESLINHA/PRINTH PRINTE;
RUN;
```

8.2 PROGRAMA SAS PARA PARCELA SUBSUBDIVIDIDA

```
DATA SEMI1;
INFILE 'A:ASCSEMIL';
INPUT ESLINHA ESPLANTA SAFRA BLOCO REPET
      PROD NCACHO DENSMOST BRUX PH ACITOT ACUACID;
PROC ANOVA;
CLASS ESLINHA ESPLANTA SAFRA BLOCO;
MODEL PROD NCACHO DENSMOST BRUX PH ACITOT ACUACID=
      BLOCO ESLINHA BLOCO*ESLINHA
      ESPLANTA ESLINHA*ESPLANTA ESPLANTA*BLOCO(ESLINHA)
      SAFRA SAFRA*ESLINHA SAFRA*ESPLANTA SAFRA*ESLINHA*ESPLANTA;
TEST H=ESLINHA E=BLOCO*ESLINHA;
TEST H=ESPLANTA ESLINHA*ESPLANTA E=ESPLANTA*BLOCO(ESLINHA);
MANOVA H=SAFRA SAFRA*ESLINHA SAFRA*ESPLANTA SAFRA*ESLINHA*ESPLANTA
      /PRINTH PRINTE;
MANOVA H=ESPLANTA ESLINHA*ESPLANTA E=ESPLANTA*BLOCO(ESLINHA)
      /PRINTH PRINTE;
MANOVA H=ESLINHA E=BLOCO*ESLINHA/PRINTH PRINTE;
RUN;
```

8.3 PROGRAMA SAS PARA O DETALHAMENTO ATRAVÉS DE CONTRASTES

```
DATA SEMI1;
INFILE 'A:ASCSEMIL';
INPUT ESLINHA ESPLANTA SAFRA BLOCO REPET
      PROD NCACHQ DENSMOST BRX PH ACITOT ACUACID;
IF SAFRA=1;
PROC GLM;
CLASS ESLINHA ESPLANTA SAFRA BLOCO;
MODEL PROD NCACHQ DENSMOST BRX PH ACITOT ACUACID=
      BLOCO ESLINHA ESPLANTA ESLINHA*ESPLANTA;
CONTRAST 'LINEAR 1' ESLINHA -1 0 1;
CONTRAST 'QUADRATICA 1' ESLINHA 1 -2 1;
CONTRAST 'LINEAR 2' ESPLANTA -2 -1 0 1 2;
CONTRAST 'QUADRATICA 2' ESPLANTA 2 -1 -2 -1 2;
CONTRAST 'CUBICA 2' ESPLANTA -1 2 0 -2 1;
CONTRAST 'QUARTA 2' ESPLANTA 1 -4 6 -4 1;
MANOVA H=ESLINHA ESPLANTA ESLINHA*ESPLANTA/PRINTH PRINTE;
RUN;
```

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

Série D: Trabalho de Apoio Didático

1. Marco Giacomelli - Técnicas de Análise e Simulação de Cadeias de Markov - DEZ/88
2. Alvaro Vigo - Estrutura Teórica dos Coeficientes Tipo Kappa - DEZ/90
3. Adriana Demarchi Lautert - Escalonamento Multidimensional - MAR/91
4. Norma Martinez de Souza - Análise de Correspondência - MAR/91
5. Lidia do Carmo Sousa Cabrita do Nascimento - Metodologia de Superfície de Resposta - ABR/92
6. Elaine Martins - Análise Univariada e Multivariada para Observações Simultâneas e Medidas Repetidas - JUL/92

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

Os Cadernos de Matemática e Estatística publicam as seguintes séries:

Série A: Trabalho de Pesquisa

Série B: Trabalho de Apoio Didático

Série C: Colóquio de Matemática SBM/UFRGS

Série D: Trabalho de Graduação

Série F: Trabalho de Divulgação

Série G: Textos para Discussão

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

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