

FUNDAÇÃO CARGILL

2  
1º SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA

À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA

RESUMOS

Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação  
Agrônômica, 1.,  
Piracicaba, 1985.

Resumos do 1º Simpósio de Estatística Aplicada à Experi-  
mentação Agrônômica e 30ª Reunião Anual da Região Brasilei-  
ra da Sociedade Internacional de Biometria, 22-26 de julho  
de 1985, Piracicaba.

Campinas, Fundação Cargill, 1985.

III, 64 p., 21,5 cm

CDD 630.0031  
570.833



1.º Simpósio de Estatística Aplicada à  
Experimentação Agrônômica  
30.ª Reunião Anual da Região Brasileira da  
Sociedade Internacional de Biometria  
22 a 26 de julho de 1985 / Piracicaba

# *RESUMOS*

● **Universidade de São Paulo**

— **Escola Superior de Agricultura  
"Luiz de Queiroz" — ESAIQ**

*Departamento de Matemática e Estatística*

● **Região Brasileira da Sociedade Internacional  
de Biometria**

● **Fundação de Estudos Agrários  
Luiz de Queiroz — FEALQ**

C O N T E Ú D O

	<u>Página</u>
<b><u>SESSÃO 1</u></b>	
Somas de quadrados e efeitos polinomiais de tratamentos em experimentos em blocos casualizado com dados não balanceados..... M.M. Mischan e S.Z. de Pinho	3
Exemplos de fatoriais fracionados $(1/2)4^3$ e $(1/4)4^4$ para o ajuste de modelos polinomiais quadráticos ..... Dalton F. de Andrade e Antonio de Q. Noletto	5
<b>Máxima partição ortogonal em frações regulares <math>(1/5)5^3</math>, para análise de uma superfície de resposta .....</b> G.T. Pereira e D. Perecin	<b>6</b>
El pronostico en series de tiempo multivariantes - El modelo marma ..... Norma M. Cantatore de Frank	7
<b>Determinação de um modelo matemático para previsão da incidência de ferrugem no cafeeiro .....</b> Gilnei de Souza Duarte, José Vitor Silveira e Ruben Deliy Veiga	<b>10</b>
<b><u>SESSÃO 2</u></b>	
Uma análise bayesiana do modelo de riscos proporcionais com dados censurados ..... H. Bolfarine e J.A. Achcar	15
Um algoritmo para obtenção da fórmula para o determinante de uma matriz quadrada de qualquer ordem ..... João Sanejo Junior e Vitorio Francisco da Cruz	16
<b>Sistema de análise estatística (SANEST) para microcomputadores (Versão 1,0) .....</b> E.P. Zonta, A.A. Machado, P. Silveira Junior	<b>17</b>
Funções lineares paramétricas estimáveis no delineamento em classificação hierárquica ..... C.R. Padovani e D. Barbán	19

	<u>Página</u>
Distribuição do estimador de Yates na recuperação da informação interblocos .....	21
Agostinho Roberto de Abreu	
<u>SESSÃO 3</u>	
Uso de um modelo quadrático na determinação do tamanho e forma de parcelas em experimentos com caupi consorciado com milho .....	25
Enefino Corrêa da Silva, Valdenir Queiroz Ribeiro e Dalton Francisco de Andrade	
Influência do dimensionamento de parcelas na variabilidade de ensaios de produção de grãos com milho .....	26
Augusto Ramalho de Moraes	
Método de amostragem para a avaliação do índice de infecção da ferrugem do cafeeiro ( <i>Hemileia vastatrix</i> , Berk. e Br.) .....	27
Paulo César Lima e Roberto Sinalonato Moraes	
Respostas a curto prazo à seleção para crescimento em bovinos da raça Nelore .....	29
Irineu U. Packer, José do Nascimento, Alexander G. Razook, José B.F. Trovo, Laércio J. Pacola, Luiz Bonilha, Roberto H. Reichert, Leopoldo Figueiredo e Benedito do E.S. de Campos	
Efeitos o ano de nascimento, mês de parição e grupo genético sobre a idade no primeiro parto de vacas provenientes do cruzamento das raças holandesa e guzerá .....	31
Irineu Umberto Packer, Alexandre Vaz Pires e Ivanete Suzin	
<u>SESSÃO 4</u>	
Análise de experimentos em parcelas subdivididas no caso em que nem todos tratamentos principais possuem tratamentos secundários .....	35
A.J. Regazzi e H. de Campos	
Resíduo específico para contraste de tratamentos no delineamento inteiramente casualizado .....	37
M. Cristina Stolf Nogueira e Humberto de Campos	
Eficiência de delineamentos $(1/5)5^3$ , em relação ao delineamento composto central (15 pontos) .....	39
G.T. Pereira e D. Perecin	
Decomposições das interações "tratamentos x locais" e "tratamentos x anos" em grupos de experimentos .....	40
Humberto de Campos e Décio Barbin	

	<u>Página</u>
<b>Análises estatísticas e econômicas na experimentação agrônômica: problemas e sugestões .....</b>	42
<b>E.M. Neves</b>	
 <b><u>SESSÃO 5</u></b>	
<b>Metodologia para análise da capacidade de combinação em cruzamentos dialélicos parciais .....</b>	47
<b>I.O. Geraldi e J.B. Miranda Filho</b>	
<b>Aplicação de regressão linear segmentada em estudos da interação genótipo x ambiente .....</b>	49
<b>João Gilberto Corrêa Silva e Joel Neves Barreto</b>	
<b>Estudo da estabilidade de cultivares de trigo recomendadas para as regiões norte e oeste do Estado do Paraná .....</b>	51
<b>C.R. Riede e J.N. Barreto</b>	
<b>Técnicas de análise de interação genótipo por ambiente e estabilidade de clones de cana-de-açúcar .....</b>	53
<b>Tereza Cristina Peixoto, João Gilberto Corrêa Silva e Joel Neves Barreto</b>	
<b>Sistema de informação para um programa de melhoramento genético da soja .....</b>	55
<b>E.P. Zonta e A.A. Machado</b>	
 <b><u>SESSÃO 6</u></b>	
<b>Comparação de alguns métodos para correção de produção de grãos em milho (<i>Zea mays</i> L.) .....</b>	59
<b>Augusto Ramalho de Moraes</b>	
<b>Análise de covariância em experimentos em blocos casualizados, com observações perdidas .....</b>	60
<b>J.A. Muniz e H. de Campos</b>	
<b>Variância média de contrastes, na análise de covariância de ensaios rotativos balanceados, com período-extra .....</b>	62
<b>S.N. Kronka</b>	
<b>Teste bayesiano de comparação de médias .....</b>	63
<b>Marli de Bem Gomes</b>	
<b>Teste de significância coletiva .....</b>	64
<b>Armando Consiglin</b>	

SESSÃO 1

## SOMAS DE QUADRADOS DE EFEITOS POLINOMIAIS DE TRATAMENTOS EM EXPERIMENTOS EM BLOCOS CASUALIZADOS COM DADOS NÃO-BALANCEADOS

M.M. MISCHAN<sup>1</sup> e S.Z. de PINHO<sup>1</sup>

O objetivo do trabalho é a determinação dos coeficientes dos contrastes para partição da soma de quadrados de tratamentos em somas de quadrados de regressões linear, quadrática, etc., em experimentos em blocos casualizados com dados não-balanceados. Para  $a$  tratamentos e  $b$  repetições, cada observação pode ser representada pelo modelo

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij}, \quad i = 1, \dots, a; \quad j = 1, \dots, b;$$

onde  $\mu$  é a média geral,  $\alpha_i$  o efeito do  $i$ -ésimo tratamento,  $\beta_j$  do  $j$ -ésimo bloco e  $e_{ij}$  é o erro experimental.

Quando os dados são balanceados podemos realizar a partição da "S.Q. Tratamentos" através de polinômios ortogonais para determinar os coeficientes dos contrastes como é feito, por exemplo, em Robson (1959). Este método, no entanto, conduz-nos a contrastes não-ortogonais se o experimento for não-balanceado. Para dados não-balanceados podemos construir uma matriz  $K$  ( $p \times a-1$ ),  $p = 1+a+b$ , formada pelos coeficientes dos contrastes utilizados para a desejada partição:

$$K = \begin{bmatrix} K_1 & K_2 & \dots & K_{a-1} \end{bmatrix}$$

$p \times 1$

A matriz  $K$  é construída de modo a satisfazer as condições estabelecidas por Searle (1971), isto é, para  $i=1, \dots, a-1$

devemos ter:

(a)  $\underline{K}'_1 \underline{b}$  são funções estimáveis, onde

$$\underline{b}' = [\mu \quad \alpha_1 \quad \dots \quad \alpha_a \quad \beta_1 \quad \dots \quad \beta_h] ;$$

$1 \times p$

(b) os contrastes são ortogonais;

(c) os  $K_i$  são linearmente independentes.

Obtemos, assim, um sistema linear de  $(a - 1)$  equações com as condições de estimabilidade, mais  $(a - 1)$   $(a - 2)/2$  equações com as condições de ortogonalidade, mais  $\sum_{i=1}^{a-2} i$  equações com as condições dadas pela partição desejada para a "S.Q. Tratamentos", o qual é resolvido por um processo passo-a-passo: primeiro determinamos os elementos do vetor  $\underline{K}_1$ , a seguir os do vetor  $\underline{K}_2$ , etc., até os do vetor  $\underline{K}_{a-1}$ .

As somas de quadrados para os efeitos linear, quadrático, etc., do fator quantitativo, formam a partição da "S.Q. Tratamentos" e podem, portanto, ser incorporadas na análise de variância.

É apresentado um exemplo numérico e um programa computacional em linguagem FORTRAN para fornecer a análise de variância de experimentos em blocos casualizados com dados não-balanceados ou dados balanceados, incluindo a partição de "S.Q. Tratamentos" em efeitos polinomiais.

#### Referências bibliográficas

- Robson, D.S. (1959). A simple method for constructing orthogonal polynomials when the independent variable is unequally spaced. Bionetrics, 15, 187-191.
- Searle, S.R. (1971). Linear Models. John Wiley & Sons, New York.

EXEMPLOS DE FATORIAIS FRACIONADOS  
(1/2)<sup>4</sup> E (1/4)<sup>4</sup> PARA O AJUSTE  
DE MODELOS POLINOMIAIS  
QUADRÁTICOS

DALTON F. DE ANDRADE (1)  
ANTONIO DE Q. NOLETO (2)

**RESUMO** - Neste trabalho apresenta-se dois exemplos de fatoriais fracionados  $(1/2)^4$  e  $(1/4)^4$  com os quais os coeficientes dos efeitos lineares, quadráticos e das interações linear  $\times$  linear podem ser estimados independentemente um dos outros quando usamos um modelo polinomial quadrático para representar a superfície de resposta. Também mostra-se como estes esquemas fatoriais podem ser usados em delineamentos em blocos de modo que os efeitos de interesse não fiquem confundidos com os efeitos de blocos.

(1) Matemático, M.Sc., Ph.D - Departamento de Métodos Quantitativos  
(DMQ)/EMBRAPA, Supercenter Venâncio 2000, Sala 606, CEP 70333  
Brasília, DF

(2) Estatístico - DMQ/EMBRAPA

## MÁXIMA PARTIÇÃO ORTOGONAL EM FRAÇÕES REGULARES $(1/5) 5^3$ , PARA ANÁLISE DE UMA SUPERFÍCIE DE RESPOSTA

G.T. PEREIRA<sup>1</sup>

D. PERECIN<sup>2</sup>

Para cada uma das 40 frações regulares  $(1/5) 5^3$ , classificadas em tipos Y, Z e W por Perecin *et alii* (*Científica*, São Paulo, 10:193-201, 1982), estabeleceu-se a estrutura de "aliases" dos 10 parâmetros da superfície de resposta modelo quadrático, em relação ao que se denomina máxima partição ortogonal de cada fração.

As frações que apresentaram melhores estruturas de "aliases" são as classificadas como tipo W.

Uma aplicação prática ilustra os resultados apresentados.

---

<sup>1</sup>FEIS/UNESP, Ilha Solteira, SP.

<sup>2</sup>FCAV/UNESP, Jaboticabal, SP.

## EL PRONOSTICO EN SERIES DE TIEMPO MULTIVARIANTES

## - EL MODELO MARMA -

Norma M. Cantatore de Frank (1)

El objetivo del presente trabajo es presentar una técnica de pronóstico en series de tiempo con extensión a más de una variable.

Los modelos multivariantes ARMA combinan las características de dos procesos: los univariantes y los de regresión múltiple.

El principal objetivo de usar modelos MARMA es no explicativo en naturaleza, si bien, se han registrado intentos exitosos para usarlos de este modo. Más específicamente, su finalidad es identificar algún o algunos indicadores directivos de las series a pronosticar, los cuales puedan usarse para mejorar las predicciones sobre aquellas logradas con un modelo univariado.

Se efectuó una comparación de métodos de optimización de estimación de parámetros para un modelo MARMA bivariado, a fin de lograr estimadores finales óptimos para el modelo de pronóstico. Para ello, se utilizaron el algoritmo de Marquardt y el de filtración adaptada del descenso brusco.

Se trabajó con datos semanales provenientes de una explotación tampera de la provincia de Buenos Aires, Argentina, referentes a producción de la mencionada empresa pecuaria interesada en pronosticar el valor de sus ventas ( $Y_t$ ); dado que la producción (porcentaje de grasa butírica) ( $X_t$ ) influiría sobre las ventas ( $Y_t$ ), se experimentó con un modelo de la clase MARMA para establecer si se podían mejorar los resultados de pronóstico. El período considerado fue de 120 semanas.

La forma general de un modelo MARMA es:

---

(1) Profesora Titular Ordinaria de Estadística y Biometría - Facultad de Ciencias Veterinarias - Universidad de Buenos Aires - Argentina

$$\begin{aligned}
Y_t - \delta_1 Y_{t-1} - \delta_2 Y_{t-2} - \dots - \delta_r Y_{t-r} &= \omega_0 X_{t-b} - \omega_1 X_{t-b-1} - \dots - \omega_s X_{t-b-s} \\
&+ \xi_1 Z_{t-c} - \xi_2 Z_{t-c-1} - \dots - \xi_v Z_{t-c-v} \\
&+ \zeta_1 W_{t-d} - \zeta_2 W_{t-d-1} - \dots - \zeta_u W_{t-d-u} \\
&+ e_t \quad (1)
\end{aligned}$$

Como se muestra en la expresión (1), la variable dependiente  $Y_t$ , se expresa como función de los valores previos de  $Y$  y los valores previos de una o más variables independientes ( $X$ ,  $Z$ ,  $W$ ).

La forma del modelo MARMA que se desarrolló en el presente trabajo, involucra dos variables - series de tiempo - dadas por:

$$\begin{aligned}
Y_t - \delta_1 Y_{t-1} - \delta_2 Y_{t-2} - \dots - \delta_r Y_{t-r} &= \omega_0 X_{t-b} - \omega_1 X_{t-b-1} - \dots - \omega_s X_{t-b-s} \\
&+ e_t \quad (2)
\end{aligned}$$

La ecuación (2) incluye  $r + s + 1$  términos. Los parámetros de estos términos se deben estimar con un procedimiento no lineal. Luego, la ecuación estimada se puede usar para predecir valores futuros de  $Y_t$ .

En la expresión (2),  $Y_t$  es la variable "output";  $X_t$  es la variable dependiente y se llama "input" o indicador directivo, porque conduce a la variable dependiente a través de  $b$  retardos de tiempo. El parámetro  $b$  se llama demora, distancia de  $X_t$  hacia  $Y_t$ . Si  $b > 0$ ,  $X_t$  es un indicador conductor e  $Y_t$  se puede pronosticar usando  $X_t$ . Si  $b = 0$ ,  $X_t$  es de poco valor para pronosticar, dado que no se conoce de antemano. Si  $b < 0$ ,  $Y_t$  es un indicador directivo de  $X_t$ , de manera tal que  $X_t$  no resulta de valor para pronosticar  $Y_t$ .

El procedimiento para pronosticar con un modelo MARMA, de la forma general (1) ó (2) consiste en identificar un modelo específico que describa de la mejor manera posible la información observada. En tal modelo se deben identificar  $r$ ,  $s$  y  $b$ ; estos parámetros, posteriormente, se estiman y se efectúa una prueba de diagnóstico para los residuos a fin de determinar si el modelo postulado es el adecuado.

Finalmente se procede a la etapa de estimación y a la etapa de prueba; las mismas no ofrecen mayores dificultades, aunque sí exigen un gran tiempo de computación.

De la comparación, en la fase de ajuste, de los valores de los estimadores de los parámetros, obtenidos por diferentes métodos, se lograron resultados similares. Los estimadores obtenidos por regresión y aquellos provenientes de las ecuaciones de YULE-WALKER, dieron valores de error cuadrático medio (ECM) no muy diferentes de aquellos resultados obtenidos por el proceso de estimación no lineal.

No se mejoró la capacidad de pronóstico respecto a un modelo de la clase ARMA, ya conocido, respuesta que nos lleva a formular ciertas preguntas que no se han podido contestar aún plenamente.

Los modelos MAEMA están en plena evolución, seguirán evolucionando y éste trabajo se interpreta como la primera parte de una investigación que continúa.

## DETERMINAÇÃO DE UM MODELO MATEMÁTICO PARA PREVISÃO DA INCIDÊNCIA DE FERRUGEM NO CAFEIRO

GILNEI DE SOUZA DUARTE (ESAL - LAVRAS-MG)

JOSÉ VITOR SILVEIRA (ESAL - LAVRAS-MG)

RUBEN DELLY VEIGA (ESAL - LAVRAS-MG)

A ferrugem do cafeeiro, nos países onde surgiu, causou sempre consideráveis danos à cultura, prejudicando seu desenvolvimento. No Brasil, segundo CHAVES (1978), o prejuízo provocado pela ferrugem sobre a produção anual está em torno de 20%.

RAYNER (1960), previa que a ocorrência da ferrugem do café nas Américas seria um grande desastre, em virtude das condições climáticas favoráveis e também pela grande suscetibilidade que as principais variedades e progênies cultivadas, apresentam à ferrugem.

DUARTE (1974), a partir de experimentos de controle da ferrugem na Zona da Mata, MG., verificou que há uma periodicidade em sua incidência durante o ano, a qual pode ser representada pela curva do seno

$$y_j = 1,1917 + 0,2893 \cos c_j - 0,3678 \sin c_j$$

Observou ainda, que a ferrugem atingia o máximo de incidência no mês de junho e o mínimo em dezembro.

CHALFOUN (1980), salienta que o início de desenvolvimento da ferrugem do cafeeiro, em três localidades estudadas; não coincidiu com o início do período chuvoso, não sendo este, isoladamente, um parâmetro indicativo da elevação do índice de doença na lavoura. A época de maior desenvolvimento da doença ocorreu no período de 5 a 6 meses após o início da estação chuvosa (janeiro/fevereiro) indo até abril/maio quando então condições de baixas

temperaturas passaram a limitar o processo de infecção nas lavouras.

Pretende-se agora, aproveitando os dados climáticos disponíveis: temperatura máxima, temperatura média, temperatura mínima, precipitação, umidade, número de dias com temperatura noturna entre 15 e 28°C, número de dias com precipitação superior a 0,1 mm, coletados quinzenalmente desde 1973, determinar um modelo matemático a partir do qual se possa prever a incidência da ferrugem o que auxiliará em muito o controle químico da doença. Para tanto cada coeficiente da série de Fourier, será considerado como função linear das variáveis climáticas e então através de um estudo de regressão, utilizando-se o método "stepwise" procurar-se-á chegar a uma equação que represente bem o fenômeno em estudo.

SESSÃO 2

## UMA ANÁLISE BAYESIANA DO MODELO DE RISCOS PROPORCIONAIS COM DADOS CENSURADOS

H. BOLFARINE<sup>1</sup> e J.A. ACHGAR<sup>2</sup>.

Assumindo um modelo de Weibull para os tempos de sobrevivência, obtemos as distribuições a posteriori dos parâmetros envolvidos usando técnicas de aproximação baseada no método de Laplace (ver por exemplo Tierney e Kadane, 1984), quando estas não podem ser obtidas explicitamente. A distribuição de Weibull além de se ajustar a muitos conjuntos de dados que ocorrem na prática, também tem a propriedade de os riscos serem proporcionais tal como considerado no modelo de Cox (1972). Comparações entre a análise bayesiana proposta e uma análise baseada no modelo de Cox são apresentadas utilizando os dados de Gehan (1965).

A importância da análise bayesiana se baseia principalmente no fato de que quando o tamanho da amostra não é grande, existe em geral, uma diferença considerável entre as distribuições a posteriori exatas e as distribuições assintóticas comumente utilizadas na literatura (ver por exemplo, Naylor e Smith, 1982).

### REFERÊNCIAS:

- Cox, D.R. (1972). Regression models and life-tables, JRSS, B 34, 187-202.
- Tierney, L.; Kadane, J.B. (1984). Accurate approximations for posterior moments and marginals, T.R.431, Carnegie-Mellon University.
- Naylor, J.C.; Smith, A.F.M. (1982). Applications of a Method for the Efficient Computations of posterior distributions, Appl. Stat. 31, 3, 214-225.

<sup>1</sup> IME/USP - São Paulo, S.P. e <sup>2</sup> DCEs/UFSCar - São Carlos, S.P.

**"UM ALGORITMO PARA OBTENÇÃO DA FÓRMULA PARA O DETERMINANTE DE UMA MATRIZ QUADRADA DE QUALQUER ORDEM"**

**JOÃO SAHÃO JUNIOR**

(Departamento de Físico-química

Instituto de Química - Campus de Araraquara - UNESP)

**VIVALDO FRANCISCO DA CRUZ**

(Departamento de Matemática e Estatística - ESALQ/USP)

**R E S U M O**

Cramer nos fornece fórmulas para o determinante de matrizes quadradas de ordem 2 e 3. Para se obter a fórmula para o determinante de matrizes de ordem superior a 3, a recomendação usualmente encontrada na bibliografia disponível é a utilização do desenvolvimento de Laplace. Todavia, este procedimento se torna excessivamente trabalhoso a medida que a ordem da matriz cresce. Neste trabalho é apresentado um algoritmo para obtenção da fórmula para o determinante de uma matriz quadrada de qualquer ordem, baseado na própria definição de determinante

$$\det(A) = \sum_{k=1}^{n!} (-1)^r a_{1j_1} a_{2j_2} \dots a_{nj_n}$$

onde

$$(j_1, j_2, \dots, j_n) = P_k = \text{permutação de } (1, 2, \dots, n)$$

e  $r = n^\circ$  de inversões em  $P_k$

O algoritmo consiste da determinação de todas as permutações envolvidas neste somatório e, conseqüentemente, da apresentação explícita das parcelas que o constituem, seguidas de seus respectivos sinais.

## SISTEMA DE ANÁLISE ESTATÍSTICA (SANEST) PARA MICROCOMPUTADORES (VERSÃO 1.0)

E.P. ZONTA<sup>1</sup>, A.A. MACHADO<sup>1</sup>, P. SILVEIRA JUNIOR<sup>1</sup>

O sistema de análise estatística (SANEST) é um pacote em linguagem BASIC para uso no microcomputador Poly-101 da Polymax e similares com sistema operacional CP/M. Em sua versão atual, o SANEST compõe-se de sete módulos:

### 1. ARQUIVO DE DADOS

Neste módulo estão presentes funções que permitem a criação, correção, eliminação e listagem de arquivos; inclusão de fatores ou níveis de fatores; inclusão ou eliminação de variáveis e criação de variáveis.

### 2. ANÁLISE DE VARIAÇÃO

Executa a análise de variação de dados com estrutura balanceada com até cinco fatores, incluindo os casos de classificação simples, cruzadas, hierárquicas e mistas.

Efetua, opcionalmente, comparações múltiplas entre duas médias (testes de Duncan, Tukey, Dunnett e D.M.S.), testes para contrastes pré-estabelecidos (testes F, t e de Scheffê) e regressão polinomial. O usuário indica o nível mínimo de significância, acima do qual os testes e a regressão polinomial não serão executados.

---

<sup>1</sup> UFPEL, Caixa Postal 354, 96100, Pelotas, RS

### 3. ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Permite determinar várias estatísticas descritivas, construir tabelas de distribuição de frequência e histogramas. Opcionalmente, efetua a comparação de quaisquer duas variáveis presentes no arquivo.

### 4. REGRESSÃO LINEAR SIMPLES

Realiza regressões simples entre quaisquer arranjos de duas variáveis presentes num arquivo. Executa, opcionalmente, comparações entre coeficientes de regressão.

### 5. CORRELAÇÃO LINEAR SIMPLES

Efetua a análise de correlação linear simples entre qualquer combinação de duas variáveis.

### 6. REGRESSÃO POLINOMIAL

Este módulo visa dar maior flexibilidade à análise de regressão polinomial, já que no módulo 2 ela está necessariamente ligada ao esquema de análise de variação.

### 7. GRÁFICOS

Permite a construção de gráficos de qualquer função matemática especificada pelo usuário e/ou diagramas de dispersão de pontos.

## FUNÇÕES LINEARES PARAMÉTRICAS ESTIMÁVEIS NO DELINEAMENTO EM CLASSIFICAÇÃO HIERÁRQUICA

C.R. PADOVANI<sup>1</sup> e D. BARBIN<sup>2</sup>

Entre os modelos lineares usados na Estatística Experimental, encontra-se o delineamento em classificação hierárquica. Quando a experimentação é feita com mais de três estágios e com dados não-balanceados, a dificuldade encontrada pelo experimentador está relacionada com o problema da estimabilidade das funções lineares dos parâmetros envolvidos no modelo.

Objetivando-se deduzir uma regra simples e prática sobre as condições de estimabilidade, examinou-se o delineamento em classificação hierárquica com  $s$ -estágios. Cada estágio foi composto de um número arbitrário de classes, o mesmo ocorrendo com o número de unidades experimentais de cada uma das classes em cada um dos  $s$ -estágios.

O modelo matemático suposto para o delineamento foi dado por:

$$y_{i_1 i_2 \dots i_s i_{s+1}} = \mu + \alpha_{i_1} + \beta_{i_1 i_2} + \dots + \delta_{i_1 i_2 \dots i_{s-1}} + \gamma_{i_1 i_2 \dots i_s} + \epsilon_{i_1 i_2 \dots i_{s+1}}$$

representado na forma matricial por:  $y = Xb + e$ , onde

$y(n \times 1)$  é o vetor das observações;  $X(n \times p)$  é a matriz de planejamento;  $b(p \times 1)$  é o vetor de parâmetros e  $e(n \times 1)$  é o vetor dos erros experimentais.

C.R. PADOVANI<sup>1</sup> Depto. Bioestatística - IBBMA - UNESP.

D. BARBIN<sup>2</sup> Depto. Matemática e Estatística - ESALQ - USP.

Considerou-se então, o vetor de coeficientes  $g(p \times 1)$ , indicado por:

$$g' = \begin{bmatrix} \text{coef}'(\mu) & \text{coef}'(\alpha) & \dots & \text{coef}'(\delta) & \text{coef}'(\gamma) \\ 1 \times p & 1 \times a & & 1 \times a & 1 \times t \dots \end{bmatrix}$$

onde

$$\text{coef}'(\mu) = [\text{coef}(\mu)]$$

$$\text{coef}'(\alpha) = [\text{coef}(\alpha_1) \dots \text{coef}(\alpha_a)]$$

$$\text{coef}'(\gamma) = \begin{bmatrix} \vdots \\ \text{coef}(\gamma_{11\dots 1}) \dots \text{coef}(\gamma_{ab_a \dots t_{ab_a \dots}}) \end{bmatrix}$$

e através do conceito de estimabilidade em modelos lineares chegou-se às seguintes regras para a verificação da estimabilidade da função linear  $g'b$ :

$$\sum_{i_1} \text{coef}(\alpha_{i_1}) = \text{coef}(\mu) ;$$

$$\sum_{i_2} \text{coef}(\beta_{i_1 i_2}) = \text{coef}(\alpha_{i_1}) \text{ para } i_1 = 1, \dots, a ;$$

.....

$$\sum_{i_s} \text{coef}(\gamma_{i_1 \dots i_s}) = \text{coef}(\delta_{i_1 \dots i_{s-1}}) \text{ para } i_1 = 1, \dots, a$$

$$\dots \dots \dots$$

$$i_{s-1} = 1, \dots, a, i_1, \dots, i_{s-2}$$

## DISTRIBUIÇÃO DO ESTIMADOR DE YATES NA RECUPERAÇÃO DA INFORMAÇÃO INTERBLOCOS

AGOSTINHO ROBERTO DE ABREU-ESAL-LAVRAS-MG

Para se conhecer, com exatidão, a possibilidade do aproveitamento da informação, sobre efeitos de tratamentos existentes entre os totais de blocos, quando se faz a recuperação da informação interblocos, em ensaios em blocos incompletos equilibrados (BIB), pelo método proposto por Yates (1939, 1940), obteve-se a função de densidade de probabilidade (f.d.p.) do estimador  $\hat{a}$  de  $a$ , onde:

$$\hat{a} = \frac{c_1 v_r}{c_2 v_b + c_3 v_r}$$

Com a f.d.p. determinou-se as probabilidades de encontrar a estimativa do parâmetro  $a$  no intervalo  $[0, 1]$ , subdividido nas classes 0,00 a 0,25; 0,25 a 0,50; 0,50 a 0,75 e 0,75 a 1,00, isto para o caso de BIB tipo III. Tal intervalo foi considerado, por se tratar do intervalo em que o parâmetro pertence, embora na estimação, pode ocorrer estimativas fora do intervalo  $[0, 1]$ .

A função de densidade de probabilidade do estimador  $\hat{a}$  de  $a$  é:

$$f(z) = \frac{1}{r_l z^2} \frac{\left(\frac{0_l}{m}\right)^{\frac{0_l}{z}} \left(\frac{1 - a_l z}{r_l z}\right)^{\frac{0_l}{z} - 1}}{B\left(\frac{0_l}{z}, \frac{m}{z}\right) \left(1 + \frac{0_l}{m} \frac{1 + a_l z}{r_l z}\right)^{\frac{0_l + m}{z}}}$$

Para  $\left\{ z \in \left[\frac{1}{a}, 0\right] \right\}$   
 $z = \hat{a}$

**SESSÃO 3**

USO DE UM MODELO QUADRÁTICO NA DETERMINAÇÃO  
DO TAMANHO E FORMA DE PARCELAS EM EXPERIMENTOS  
COM CAUPI CONSORCIADO COM MILHO

ENEDINO CORRÊA DA SILVA<sup>1</sup>, VALDENIR QUEIROZ  
RIBEIRO<sup>2</sup> E DALTON FRANCISCO DE ANDRADE<sup>3</sup>

**RESUMO**

Foram realizados dois ensaios de uniformidade, um com caupi (*Vigna unguiculata L. Walp.*) solteiro, e outro, de caupi consorciado com milho (*Zea mays L.*). Para medir a relação entre o coeficiente de variação de parcela e suas dimensões, utilizou-se um modelo quadrático, o qual apresentou um bom ajuste aos dados considerados. Gráficos por contornos são apresentados para melhor interpretação do modelo ajustado.

<sup>1</sup> Eng.-Agr., M.Sc., Dr.-EMBRAPA/Departamento de Métodos Quantitativos (DMQ), Supercenter Venâncio 2000, sala 606, CEP 70333 Brasília, DF.

<sup>2</sup> Eng.-Agr., M.Sc., - EMBRAPA/Unidade de Execução de Pesquisa de Ambiente Estadual de Teresina, Caixa Postal 01, CEP 64000 Teresina, PI.

<sup>3</sup> Matemático, M.Sc., Ph.D.-EMBRAPA/DMQ.

## INFLUÊNCIA DO DIMENSIONAMENTO DE PARCELAS NA VARIABILIDADE DE ENSAIOS DE PRODUÇÃO DE GRÃOS COM MILHO

Augusto Ramalho de Moraes<sup>1</sup>

Foram conduzidos no ano agrícola de 1979/80 no Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo - EMBRAPA, Sete Lagoas-MG, dois ensaios de uniformidade com o objetivo de estudar o comportamento das relações entre comprimento, largura e tamanho de parcela para solo subcerrado, na cultura de milho, utilizando-se a cultivar Cargill III em dois níveis de adubação. Os diversos formatos de parcela foram obtidos combinando-se as unidades básicas adjacentes no sentido do comprimento e da largura. Utilizou-se o coeficiente de variação e a variância reduzida como medidas da variabilidade existente entre os vários tamanhos e formas de parcela. Os resultados demonstraram que tanto comprimento como largura influem significativamente sobre o tamanho de parcela e, que a influência da largura foi superior a do comprimento em cerca de 2,6 vezes e, portanto, parcelas alongadas são mais eficientes. Constatou-se ainda, efeito significativo da interação entre comprimento e largura.

<sup>1</sup>Engº Agrº M.Sc. Pesquisador do CNPMS/EMBRAPA-Caixa Postal 151, Sete Lagoas, MG.

MÉTODO DE AMOSTRAGEM PARA A AVALIAÇÃO DO ÍNDICE DE INFECÇÃO DA FERRUGEM DO CAFEEIRO (*Hemileia vastatrix*, BERK. E BR)

PAULO CÉSAR LIMA<sup>1</sup>

ROBERTO SIMIONATO MORAES<sup>2</sup>

O objetivo principal do presente trabalho foi a determinação de planos alternativos de amostragem para avaliação de índices de infecção da ferrugem do cafeeiro (*Hemileia vastatrix* Berkeley e Broome). Para isto, foram utilizadas 24000 amostras de cinco folhas cada, coletadas em duzentas plantas do cafezal "Piloto" da Escola Superior de Agricultura de Lavras. As amostras foram tomadas nos terços inferior, médio e superior das plantas, sendo determinado o número de pústulas da ferrugem por amostra. Os dados foram transformados para raiz quadrada.

Para as análises estatísticas, foi admitido o modelo matemático de Classificação Hierárquica:

$$Y_{ijk} = \mu + p_i + p_{0ij} + f_{ijk}$$

Os efeitos relativos a "Plantas" ( $p_i$ ) e "Entre Amostras dentro de Posições" ( $f_{ijk}$ ), foram considerados aleatórios.

Foram estimados os componentes de variância, verificando-se que a variação "Entre Amostras" foi muito maior do que a variação "Entre Plantas".

Para a comparação de diferentes tamanhos de amostras (diferentes números de folhas por planta e diferentes números de plantas por amostra), estimou-se a variância da média para cada tipo de amostra. Também foram comparadas as variâncias das médias amostrais com a determina

<sup>1</sup> ESAL - Lavras/MG

<sup>2</sup> ESALQ - Piracicaba/SP

da para a amostra usual, ou seja, constituída de dez fo-  
lhas por planta e dez plantas.

Para a determinação do tamanho ótimo da amo-  
stra foi desenvolvida uma expressão com base na Amostragem  
Hierárquica a dois estágios e considerados os custos de  
amostragem. Verificou-se que a amostra ótima é de 15 fo-  
lhas por planta, com 7 plantas para um erro padrão de 10%  
da média e que a variação nos custos de amostragem tem  
pouca influência no tamanho da amostra.

## RESPOSTAS A CURTO PRAZO À SELEÇÃO PARA CRESCIMENTO EM BOVINOS DA RAÇA NELORE

IRINEU U. PACKER<sup>1</sup>, JOSÉ DO NASCIMENTO<sup>2</sup>, ALEXANDER G. RAZOOK<sup>2</sup>, JOSÉ B.F. TROVO<sup>2</sup>, LAÚRCIO J. PACOLA<sup>2</sup>, LUIZ BONILHA<sup>2</sup>, ROBERTO H. REICHERT<sup>2</sup>, LEOPOLDO FIGUEIREDO<sup>2</sup> e BENEDITO DO E.S. DE CAMPOS<sup>2</sup>

Foram estimados os efeitos direto e indireto da seleção, baseada no peso corporal em bovinos da raça Nelore, sobre o peso ao nascimento (PN) e peso à desmama corrigido para 210 dias (P210) de bezerros de ambos os sexos, o peso final da prova em confinamento dos machos corrigido para 378 dias de idade (P378) e o peso final da prova a pasto das fêmeas corrigido para 550 dias de idade (P550), obtidos nos rebanhos Seleção (S) e Controle (C) da Estação Experimental de Zootecnia de Sertãozinho, SP, do Instituto de Zootecnia. O rebanho S é composto de 120 vacas e 6 touros, sendo que anualmente são substituídos 20 vacas e 3 touros por animais novos, selecionados com base no P378 para os machos e no P550 no caso das fêmeas de reposição. O rebanho C é constituído de 60 fêmeas e 4 machos, sendo as substituições feitas de tal modo a tornar o diferencial de seleção nulo. Até a desmama, os bezerros dos dois sexos são criados sob o mesmo manejo, porém após a desmama, todos os bezerros machos são submetidos à prova oficial de ganho de peso em confinamento e as fêmeas são submetidas à recria em pastagem.

Os dados relativos a 190 machos e 170 fêmeas nascidos nos anos de 1981 a 1983, nos meses de agosto a novembro, dos rebanhos S e C, foram analisados separadamente para cada sexo, de acordo com um modelo estatístico envolvendo os efeitos fixos de rebanho, ano de nascimento, mês

<sup>1</sup> Professor Adjunto ESALQ/USP; <sup>2</sup> Pesquisadores do Instituto de Zootecnia - Secretaria da Agricultura.

de nascimento e interação rebanho x ano. A análise da variância dentro dos machos indicou que o ano de nascimento e a interação rebanho x ano não apresentaram efeito significativo sobre PN, P210 e P378. O mês de nascimento afetou apenas o P210, enquanto que o efeito de rebanho foi significativo para os três pesos. No caso das fêmeas, a análise da variância mostrou efeitos significativos do ano e da interação ano x rebanho, sobre PN, ausência de efeito do mês de nascimento e efeito significativo do rebanho sobre PN e P550.

As médias ajustadas dos machos nos rebanhos S e C foram 29,5 e 28,2 kg para PN; 183,6 e 172,6 kg para P210 e 293,6 e 279,5 kg para P378, respectivamente. Valores correspondentes das fêmeas foram 27,3 e 26,2 kg para PN; 159,2 e 155,4 kg para P210 e 246,8 e 237,4 kg para P550.

A resposta anual foi estimada pela diferença entre as médias ajustadas das subclasses rebanho x ano de nascimento. Os desvios entre os rebanhos S e C dentro dos machos para os anos 81, 82 e 83 foram +1,0; 0 e +2,7 kg para PN; +10,7; +11,6 e 10,6 kg para P210 e +7,6; +18,6 e 16,3 kg para P378. Valores correspondentes observados nas fêmeas foram +1,1; -0,4 e +2,8 kg para PN; +8,3; -3,4 e +6,4 kg para P210 e +20,3; -2,8 e +10,7 kg para P550.

## EFEITOS DO ANO DE NASCIMENTO, MÊS DE PARIÇÃO E GRUPO GENÉTICO SOBRE A IDADE NO PRIMEIRO PARTO DE VACAS PROVENIENTES DO CRUZAMENTO DAS RAÇAS HOLANDESA E GUZERÃ

IRINEU UMBERTO PACKER<sup>1</sup>, ALEXANDRE VAZ PIRES<sup>2</sup> e IVANETE SUZIN<sup>3</sup>

Os valores da idade em meses na primeira parição (IPP) de 465 vacas, provenientes do cruzamento absorvente da raça Guzerã (Gu) pela Holandesa Preta e Branca (HPB), em andamento na Fazenda Pinhalzinho, Araras-SP, foram analisados pelo método dos quadrados mínimos de acordo com um modelo estatístico envolvendo os seguintes efeitos fixos: ano de nascimento das vacas (1965 a 1981); mês de parição (janeiro a dezembro) e grupo genético das vacas (1/2:1/2; 3/4:1/4; 7/8:1/8; 15/16;1/16; 31/32:1/32 HPB:Gu, respectivamente.

A média geral não ajustada de IPP foi 35,02 meses, com desvio padrão igual a 7,02 meses e coeficiente de variação de 13,81%.

As médias ajustadas da IPP por grupo genético foram 36,32; 36,59; 37,34; 37,10 e 37,16 meses para vacas 1/2; 3/4; 7/8; 15/16 e 31/32 HPB, respectivamente. Tais diferenças não foram significativas.

O mês de parição apresentou efeito significativo ( $P = 0,05$ ), porém representou apenas 2,34% da soma de quadrados total. As vacas cuja primeira parição ocorreu em dezembro apresentaram menor média da IPP (34,96 meses), ao passo que o maior valor foi observado nas partições de agosto (38,29 meses).

O ano de nascimento das vacas influenciou de modo altamente significativo ( $P = 0,001$ ) a IPP, tendo sido responsável por 50,41% da soma de quadrado total. A decom-

<sup>1, 2</sup> Professores do Departamento de Zootecnia da ESALQ/USP.

<sup>3</sup> Bolsista do CNPq.

posição do efeito de ano através da regressão polinomial revelou efeitos significativos ( $P = 0,01$ ) dos componentes do 1º ao 5º grau, sendo que o linear foi o mais importante pois representou 56,41% da soma de quadrado do ano. A tendência geral foi um decréscimo da IPP no decorrer dos anos, conforme as médias de 49,81; 41,39; 37,88; 32,83; 38,35; 35,89; 44,46; 43,17; 39,87; 36,58; 40,72; 36,48; 32,45; 29,34; 29,34; 31,00; 29,70; 27,31 meses para os anos de 1965 a 1981, respectivamente. Tais resultados mostram uma evolução favorável da IPP, provavelmente em decorrência da aplicação de melhores técnicas de manejo, alimentação e sanidade na criação das novilhas.

## SESSÃO 4

**ANÁLISE DE EXPERIMENTOS EM PARCELAS SUBDIVIDIDAS  
NO CASO EM QUE NEM TODOS TRATAMENTOS PRINCIPAIS  
POSSUEM TRATAMENTOS SECUNDÁRIOS**

A. J. REGAZZI<sup>1</sup> e H. de CAMPOS<sup>2</sup>

Neste trabalho, foi feito um estudo, supondo um ensaio com parcelas subdivididas no qual  $L$  tratamentos principais foram dispostos em blocos casualizados. Considerou-se, ainda, sem perda de generalidade,  $K$  tratamentos secundários presentes apenas nos  $I$  ( $I < L$ ) primeiros tratamentos principais.

Para tanto, adotou-se o modelo matemático:

$$y_{ijk} = m + t_i + b_j + \delta_{ij} + t'_k + (tt')_{ik} + e_{ijk}$$

onde,  $i = 1, 2, \dots, I, I+1, \dots, L$ ;  $j = 1, 2, \dots, J$ ;  $k = 1, 2, \dots, s_i$ , com  $s_i = K$ , para  $i = 1, 2, \dots, I$ , e  $s_i = 1$ , para  $i = I+1, I+2, \dots, L$ , e  $n = J(K + L - I)$  o número total de observações.

Ademais, é necessário considerar que na análise em questão, quando  $s_i = 1$ , os  $(L-I)J$  valores observados do tipo  $y_{i,j,1}$ , para  $i = I+1, I+2, \dots, L$  e  $j = 1, 2, \dots, J$ , são descritos pelo modelo adotado eliminando os efeitos  $t'_k$  e  $(tt')_{ik}$ , uma vez que os  $L-I$  tratamentos principais não possuem tratamentos secundários.

Os termos do modelo são definidos como segue:  $y_{ijk}$  é o valor observado da  $ik$ -ésima subparcela, no  $j$ -ésimo bloco;  $m$  é a média geral;  $t_i$  é o efeito do  $i$ -ésimo nível do tratamento principal  $T$ ;  $b_j$  é o efeito do  $j$ -ésimo bloco;  $\delta_{ij}$  é o efeito residual das parcelas, caracterizado como componente do erro (a);  $t'_k$  é o efeito do  $k$ -ésimo nível do tratamento secundário  $T'$ ;  $(tt')_{ik}$  é o efeito da interação do

<sup>1/</sup> Departamento de Matemática - UFV - 36570 - Viçosa, MG.

<sup>2/</sup> Departamento de Matemática e Estatística - ESALQ/USP, 13400 - Piracicaba, SP.

$i$ -ésimo nível do tratamento  $T$  com o  $k$ -ésimo nível do tratamento  $T'$ ;  $e_{ijk}$  é o efeito residual das subparcelas, caracterizado como componente do erro (b). Supõe-se ainda que  $\delta_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma_\delta^2)$ ,  $e_{ijk} \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ ,  $\delta_{ij}$  e  $e_{ijk}$  não correlacionados.

Assumiu-se que o modelo inclui restrições nos parâmetros e também nas soluções. As restrições impostas nos parâmetros foram as seguintes:

$$\sum_{i=1}^L s_i t_i = \sum_{j=1}^J b_j = \sum_{k=1}^K t'_k = \sum_{i=1}^I (tt')_{ik} = \sum_{k=1}^K (tt')_{ik} = 0$$

As mesmas restrições acima foram impostas nas soluções. Desse modo, todos os efeitos fixos são estimáveis, assim como suas combinações lineares.

Sob essas condições, deduziu-se a análise de variância justificando o teste "F" e estabeleceu-se as variâncias das funções lineares estimáveis de interesse, úteis nos procedimentos para comparações múltiplas.

## RESÍDUO ESPECÍFICO PARA CONTRASTE DE TRATAMENTOS NO DELINEAMENTO INTEIRAMENTE CASUALIZADO

M. CRISTINA STOLF NOGUEIRA e HUMBERTO DE CAMPOS  
Depto. de Matemática e Estatística da ESALQ/USP

Na estruturação de uma análise de variância, quando se faz presente a heterocedasticidade do tipo irregular, um dos procedimentos recomendados é subdividir ou decompor a soma de quadrados do resíduo em componentes aplicáveis às várias comparações de interesse, constituindo, assim, o resíduo específico a cada contraste.

O propósito deste trabalho constituiu-se na obtenção dos resíduos específicos aos contrastes entre tratamentos, para o delineamento inteiramente casualizado balanceado, admitida a heterocedasticidade do tipo irregular.

A estrutura preliminar da decomposição do resíduo baseou-se na de blocos casualizados, admitindo-se cada repetição como um bloco. Foram aplicados na decomposição os conceitos fundamentais de contraste e os das formas quadráticas.

Os resultados obtidos permitiram concluir:

a) No delineamento inteiramente casualizado, quando consideram-se  $(I-1)$  contrastes ortogonais de tratamentos, a soma de quadrados do resíduo pode ser decomposta em  $I$  componentes distribuídos da seguinte maneira: a.1)  $(I-1)$  componentes associados aos  $(I-1)$  contrastes ortogonais entre tratamentos; e a.2) um componente "entre repetições".

b) O resíduo específico a cada contraste entre tratamentos está associado à expressão:

$$E [SQR Y(h)] = \left[ \frac{(J-1)}{\sum_i c_{hi}^2} \right] \sum_i c_{hi}^2 \sigma_i^2$$

com  $(J-1)$  graus de liberdade, sendo  $\sigma_i^2$  a variância populacional dentro de tratamentos e  $c_{hi}$  o coeficiente do  $i$ -ésimo termo do contraste  $Y(h)$ .

c) O resíduo específico a cada contraste entre tratamentos é calculado através da expressão:

$$\overline{\text{SQR}} Y(h) = \left[ \frac{(J-1)}{\sum_i c_{hi}^2} \right] \sum_i c_{hi}^2 \hat{\sigma}_i^2$$

onde  $\hat{\sigma}_i^2$  é a variância amostral do i-ésimo tratamento.

d) O resíduo específico para os componentes "entre repetições" está associado à expressão:

$$E[\text{SQR(entre repetições)}] = (J-1/I) \sum_i \sigma_i^2$$

com (J-1) graus de liberdade, gerando o seguinte estimador:

$$\overline{\text{SQR(entre repetições)}} = \left[ \frac{J-1}{I} \right] \sum_i \hat{\sigma}_i^2$$

e) As decomposições anteriormente apresentadas está associada a seguinte propriedade:

$$\sum_{h=1}^{I-1} \overline{\text{SQR}} Y(h) + \overline{\text{SQR(entre repetições)}} = \text{SQResíduo}$$

o que evidencia a validade do procedimento adotado na obtenção do resíduo específico a cada contraste.

f) O quociente  $\text{QM} Y(h) / \overline{\text{QMR}} Y(h)$  tem distribuição aproximada de F, com i e f graus de liberdade, sendo f obtido de acordo com STARTERNAITE (1941), através da expressão:

$$(1/f) = (1/J-1) \left[ \frac{\sum_i ((c_{hi}^2 \hat{\sigma}_i^2)^2 / \sum_i c_{hi}^2)}{(\sum_i (c_{hi}^2 \hat{\sigma}_i^2) / \sum_i c_{hi}^2)^2} \right]$$

## EFICIÊNCIA DE DELINEAMENTOS $(1/5) 5^3$ , EM RELAÇÃO AO DELINEAMENTO COMPOSTO CENTRAL (15 PONTOS)

G.T. PEREIRA<sup>1</sup>

D. PERECIN<sup>2</sup>

São realizados estudos sobre a eficiência de frações regulares  $(1/5) 5^3$ , em relação ao delineamento composto central ortogonal (15 pontos), quando utilizadas como delineamentos para estimar uma superfície de resposta modelo polinomial quadrático ( $2^{\text{a}}$  ordem).

As frações  $(1/5) 5^3$  são limitadas às classificações em tipos Y, Z e W em Perecin *et alii* (*Científica*, São Paulo, 10:193-201, 1982).

Embora as frações  $(1/5) 5^3$  citadas não apresentem ortogonalidade, elas são mais eficientes, pelos critérios do  $|V|$  e  $\text{tr}(V)$ , do que o composto central ortogonal e as frações do tipo W são mais eficientes que as do tipo Y ou Z.

No estudo de parâmetro por parâmetro, as conclusões são: (i) as frações Y, Z e W estimam com a mesma eficiência os coeficientes lineares  $\beta_1$ ; (ii) as frações tipo W são mais eficientes na estimação das interações  $\beta_{1j}$ ; (iii) as frações tipo Y são mais eficientes na estimação dos coeficientes quadráticos  $\beta_{11}$ ; (iv) as frações tipo Z são menos eficientes na estimação de ambos coeficientes: quadrático  $\beta_{11}$  e interações  $\beta_{1j}$ .

---

<sup>1</sup>FEIS/UNESP, Ilha Solteira, SP.

<sup>2</sup>FCAV/UNESP, Jaboticabal, SP.

## DECOMPOSICÖES DAS INTERAÇÕES "TRATAMENTOSxLOCAIS" E "TRATAMENTOSxANOS" EM GRUPOS DE EXPERIMENTOS

HUMBERTO DE CAMPOS  
DÉCIO BARBIN  
Deptº de Matemática e Estatística  
USP/ESALQ.

Admitamos o modelo matemático:

$$x_{ijk} = m + t_i + l_j + a_k + (tl)_{ij} + (ta)_{ik} + (la)_{jk} + (tea)_{ijk} + \bar{e}_{ijk}$$

onde:

- $t_i$  = efeito fixo do tratamento  $i$ ;
- $l_j$  = efeito aleatório do local  $j$ ;
- $a_k$  = efeito fixo do ano  $k$ ;
- $(tl)_{ij}$  = efeito aleatório da interação do tratamento  $i$  com o local  $j$ ;
- $(ta)_{ik}$  = efeito fixo da interação do tratamento  $i$  com o ano  $k$ ;
- $(la)_{jk}$  = efeito aleatório da interação do local  $j$  com o ano  $k$ ;
- $(tea)_{ijk}$  = efeito aleatório da interação do tratamento  $i$  com o local  $j$  e com o ano  $k$ ;
- $\bar{e}_{ijk}$  = erro médio residual;
- $x_{ijk}$  = média das observações do tratamento  $i$ , no local  $j$ , no ano  $k$ .

Na estruturação da análise de variância obtemos, para "Tratamentos", a seguinte expressão do teste  $F$ :

$$F = \frac{QMT + QMTxLxA}{QMTxL + QMTxA}$$

cujos nºs de graus de liberdade podem ser ajustados por Satterthwaite.

As interações duplas "TxL" e "TxA", por sua vez, são testadas com a interação tripla "TxLxA".

Ao procedermos ao desdobramento, tendo em vista o estudo de tratamentos dentro de locais, o "testador" deixa de ser a soma das interações duplas TxL + TxA, uma vez que

$$\sum_j SQT_{\text{trat.d.L}_j} = SQT + SQT_{xL} .$$

Neste caso, se reestruturarmos o modelo para:

$$x_{ijk} = m + t_{i/j} + t_j + a_k + (ta)_{ik} + (ta)_{jk} + (tta)_{ijk} + \bar{e}_{ijk}$$

onde  $t_{i/j}$  é o efeito do tratamento  $i$  no local  $j$ , o teste  $F$  para tratamentos se modifica para:

$$F_{\text{Trat}/L_j} = \frac{QMI_{d,L_j}}{QMI_{L \times A}}$$

Analogamente, para o estudo de tratamentos dentro de anos, onde

$$\sum_j SQ_{\text{Trat.d.}A_k} = SQT + SQD \times A$$

partindo do modelo:

$$x_{ijk} = m + t_{i/k} + t_j + a_k + (ti)_{ij} + (ta)_{jk} + (tta)_{ijk} + \bar{e}_{ijk}$$

obtemos:

$$F_{\text{Trat}/A_k} = \frac{QMI_{d.A_k}}{QMI_{L \times A}}$$

Obviamente, as variâncias dos contrastes entre médias de tratamentos, adotados os novos modelos, passam pelas mesmas alterações.

São apresentadas as deduções e um exemplo ilustrativo dos desdobramentos.

## ANÁLISES ESTATÍSTICAS E ECONÔMICAS NA EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA: PROBLEMAS E SUGESTÕES

E.M. NEVES<sup>1</sup>

Uma tarefa importante da experimentação agronômica é a geração de pesquisas cujos resultados estejam ao alcance do produtor. As inovações que tem sua origem nos experimentos agronômicos, perdem parcialmente sua finalidade se não se aplicar realmente na unidade de produção. Neste sentido as análises agroeconômicas não podem ser ignoradas, pois a rentabilidade de uma prática, de uma exploração ou de um sistema de produção é de vital importância para o produtor.

Esta pesquisa procura identificar no tempo, os condicionantes da fraca contribuição da área econômica na análise de experimentos agrícolas. Se reporta a um inventário de pesquisas (teses, dissertações e ensaios) dos principais centros de pós-graduação em Economia Rural no Brasil e sua contribuição, em termos metodológicos e de aplicabilidade dos resultados encontrados.

Verifica-se que até 1983, de quase 600 estudos e/ou pesquisas de mestrado e/ou doutoramento, um número inferior a 40 (ao redor de 6%) usaram, direta ou indiretamente, dados experimentais. Inclui-se neste inventário desde as pesquisas iniciais de análises isoladas da aplicação de fertilizantes e corretivos; posteriormente, as de pastagens, alimentação e crescimento de animais, defensivos, e, recentemente as de sistemas de produção. Este número é considerado reduzido em função do número de treinandos de órgãos como Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Institutos Isolados e Escolas de Ciências Agrárias.

Mais não tem feito devido a problemas de ordem metodológica e institucional. A dificuldade maior estava no delineamento experimental que na maioria das vezes era inapropriado à uma análise econô-

---

<sup>1</sup> Prof. Livre Docente do Departamento de Economia e Sociologia, ESAIQ/USP - Piracicaba, São Paulo.

mica precisa e acurada. Outros problemas repousavam na escolha da forma algébrica para representar a relação produto-insumo, na estimação estatística e análise econômica das superfícies de resposta, na dificuldade de generalizar os resultados tendo em vista as recomendações e nas discrepâncias entre os resultados sob condições experimentais e da fazenda.

Como sugestões têm-se: Primeiro, pesquisas multidisciplinares com a participação, já na fase do delineamento experimental, do estatístico e dos especialistas dos campos biológico, físico e econômico. Essa integração deve levar à criação de modelos mais abrangentes do processo de produção e, em consonância, a construção de modelos estatísticos mais consistentes com o mundo real e o delineamento experimental adequados para efeito de decisão. Segundo, a possibilidade do estatístico incluir no seu treinamento a econometria, com a finalidade de complementar o seu conhecimento estatístico com informação matemática e econômica.

Essas sugestões poderão auxiliar na convergência dos conceitos, delineamentos e análises quantitativas propostas pela econometria e biometria, corrigindo erros do passado. Enquanto o economista procura o ponto de lucro máximo numa função de produção contínua, a análise estatística tradicional leva apenas à determinação do tratamento, entre aqueles incluídos no experimento, que conduz a maior produção. Essa integração se faz necessária para maior compreensão do desenvolvimento recente de modelos estocásticos e de programação matemática aplicados à experimentação agrícola e mais consistentes com o mundo real.

SESSAO 5

## METODOLOGIA PARA ANÁLISE DA CAPACIDADE DE COMBINAÇÃO EM CRUZAMENTOS DIALÉLICOS PARCIAIS

I.O. GERALDI<sup>1</sup>

J.B. MIRANDA FILHO<sup>2</sup>

O método 2 de análise de cruzamentos dialélicos completos de GRIFFING (1956) foi adaptado para a análise de cruzamentos dialélicos parciais. Um dialélico parcial corresponde à avaliação experimental das variedades e dos cruzamentos intervarietais arranjados da seguinte maneira: I variedades do grupo (1), J variedades do grupo (2) e IJ cruzamentos intervarietais intergrupos. O modelo matemático adaptado foi o seguinte:  $Y_{ij} = m + [d_{(1)} + d_{(2)}] + g_i + g_j + s_{ij} + \bar{e}_{ij}$ , onde  $Y_{ij}$  é a média do cruzamento entre a variedade  $i$  do grupo (1) e a variedade  $j$  do grupo (2). Para representar as médias das variedades,  $Y_{ij}$  é substituído por  $Y_{ii}$  ou  $Y_{jj}$ , para variedades do grupo (1) e (2), respectivamente. Os efeitos  $d_{(1)}$  e  $d_{(2)}$  referem-se a uma medida da diferença entre a média de cada grupo em relação à média geral. Os demais termos do modelo são definidos por analogia ao modelo de GRIFFING (1956), isto é,  $m$  é a média geral,  $g_i$  e  $g_j$  é a capacidade geral de combinação das variedades  $i$  e  $j$ ,  $s_{ij}$  é a capacidade específica de combinação entre as variedades  $i$  e  $j$  e  $\bar{e}_{ij}$  é o erro experimental associado com a média  $Y_{ij}$ . Utilizando o método dos quadrados mínimos foram obtidas as fórmulas para estimação dos parâmetros (componentes de médias), das variâncias associados aos mesmos e para o cálculo das somas de quadrados na análise de variância. As correspondências constatadas por GARDNER e EBERHART (1966) em relação ao modelo de

<sup>1</sup> EMBRAPA/Deptº de Genética da ESALQ/USP.

<sup>2</sup> Departamento de Genética da ESALQ/USP.

GRIFFING (1956) para o dialélico completo, também se verificaram para o dialélico parcial, envolvendo as somas de quadrados de variedades ( $SQ_v$ ) e de heteroses ( $SQ_h$ ) do modelo de Gardner e Eberhart e as somas de quadrados da capacidade geral de combinação ( $SQ_g$ ) e da capacidade específica de combinação ( $SQ_s$ ) do modelo de Griffing, ou seja:  $SQ_v = SQ_g$  e  $SQ_h = SQ_s$ .

## APLICAÇÃO DE REGRESSÃO LINEAR SEGMENTADA EM ESTUDOS DA INTERAÇÃO GENÓTIPO X AMBIENTE

JOÃO GILBERTO CORRÊA SILVA<sup>1</sup>

JOEL NEVES BARRETO<sup>2</sup>

O comportamento relativo do rendimento de plantas cultivadas usualmente varia quando elas são comparadas em diversos ambientes, de modo que dificilmente uma variedade é consistentemente superior às demais em todos os ambientes. Uma outra característica importante a ser considerada no melhoramento de plantas é, então, a estabilidade à variação de ambiente. Um genótipo ideal seria aquele com rendimento relativamente elevado e com comportamento estável em ambientes desfavoráveis e capacidade para responder a ambientes favoráveis.

A técnica que tem sido utilizada para o estudo da interação genótipo x ambiente foi originalmente proposta por Finlay e Wilkinson (1963) e posteriormente desenvolvida por Eberhart e Russell (1966). Ela consiste em ajustar, para cada genótipo, uma reta de regressão para exprimir o seu comportamento médio em função do "índice de ambiente". Essa técnica permite ao melhorista classificar os genótipos em três categorias quanto à sensibilidade à variação de ambiente: baixa, média e acima da média, segundo a estimativa do coeficiente de regressão resulte menor, igual ou maior do que um.

O método de Finlay e Wilkinson não é, entretanto, adequado para determinar os genótipos com as características desejáveis, já que, ajustando uma única linha reta para o conjunto de todos os ambientes, um genó-

---

<sup>1</sup> EMBRAPA, Caixa Postal 553, Pelotas, RS.

<sup>2</sup> COPERSUCAR, Caixa Postal 162, Piracicaba, SP.

tipo identificado como de sensibilidade acima da média tem elevada produção em ambientes bons, mas, também, indesejável baixa produção em ambientes ruins.

Verma, Chahal e Murty (1978) propõe uma técnica de regressão alternativa, que consiste no ajustamento separado de dois segmentos de reta. Os ambientes são inicialmente divididos em dois subconjuntos: um compreendendo os ambientes com índice de ambiente negativo e o outro consistindo dos ambientes com índice positivo, incluindo, também, o menor índice de ambiente negativo em valor absoluto, para a "continuidade da linha de regressão". Ajustam-se, então, dois segmentos de reta - um para cada uma das duas regiões correspondentes aos dois subconjuntos de índice de ambiente.

Propõe-se o ajustamento, para cada genótipo, de uma curva única constituída de dois segmentos de reta, com união no ponto correspondente ao valor zero do índice de ambiente.

O modelo de regressão linear segmentado é definido pela equação:  $E(y) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 T(x)$ , onde  $T(x) = x, x \geq 0; = 0, x \leq 0$ .

Este é um modelo de regressão múltipla com duas variáveis independente  $x$  - índice de ambiente - e  $T(x)$ .

Pode-se, então, estudar comparativamente os genótipos em uma série de ambientes através de considerações relativas ao rendimento médio nos ambientes e à estabilidade em ambientes favoráveis e em ambientes desfavoráveis. A estabilidade relativa de genótipos nesses dois subconjuntos de ambientes pode ser determinada através de testes de hipóteses referentes aos parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$  do modelo proposto.

ESTUDO DA ESTABILIDADE DE CULTIVARES DE  
TRIGO RECOMENDADAS PARA AS REGIÕES NORTE E OESTE DO  
ESTADO DO PARANÁ

C. R. Riedo<sup>1</sup>, J. M. Barreto<sup>2</sup>

RESUMO

A estabilidade de 23 cultivares de trigo recomendadas para as regiões Norte e Oeste do Paraná foi estudada através da utilização de três metodologias. Quatorze cultivares foram experimentadas em solos sem acidez, em 27 ambientes num período de três anos. Nove cultivares foram experimentadas em solos ácidos (com a presença de  $Al^{+++}$  no civo), em 21 ambientes no mesmo período de três anos.

Os métodos utilizados para a análise de estabilidade foram os desenvolvidos por Eberhart e Russel (1966), Verma, Chahal e Murty (1978) e o mais recente estando sendo proposto por Barreto e da Silva (1985).

O método de Eberhart e Russel (1966) consiste em ajustar-se, para cada genótipo, uma linha de regressão para exprimir o seu comportamento médio em função de índice de ambiente.

O método de Verma, Chahal e Murty (1978), consiste no ajustamento separado de duas linhas de regressão o qual teoricamente pode detectar o genótipo ideal o qual tem sido definido como aquele com relativa baixa sensibili

---

<sup>1</sup>Engo Agrº, Ph.D., CREA nº 10332, Pesquisador da Fundação Instituto Agrônômico do Paraná - IAPAR, Caixa Postal, 1331, Londrina, PR.

<sup>2</sup>Estatístico, M.Sc., Pesquisador do Centro de Tecnologia da COOPERSUCAR. Caixa Postal, 162, Piracicaba, SP.

dade nos ambientes pobres e alta sensibilidade nos ambientes favoráveis.

A mais recente metodologia, em proposição por Barreto e da Silva (1985), consiste no ajustamento, para cada genótipo, de uma curva única constituída de dois segmentos de reta com união no ponto correspondente ao valor zero no índice de ambiente. Este é um modelo de regressão múltipla com duas variáveis independentes  $x$  - índice de ambiente - e  $T(x)$  que é o próprio índice de ambiente, se positivo, ou zero, caso contrário.

A extensiva experimentação com trigo no Estado do Paraná nos permitirá classificar as cultivares responsáveis e não responsáveis aos diferentes ambientes bem como detectar as interações de genótipo e ambiente.

## TÉCNICAS DE ANÁLISE DE INTERAÇÃO GENÓTIPO POR AMBIENTE E ESTABILIDADE DE CLONES DE CANA-DE-AÇÚCAR

TEREZA CRISTINA PEIXOTO<sup>1</sup>

JOÃO GILBERTO CORREIA DA SILVA<sup>2</sup>

JOEL NEVES BARRETO<sup>3</sup>

O sucesso do melhoramento genético de plantas, está associado ao potencial genético pertinente ao material inicial, à exploração da recombinação gênica possível e à seleção dos genótipos superiores. Todas estas etapas fases sofrem grande influência do ambiente no qual o processo é desenvolvido, principalmente na fase final de seleção, onde as diferenças são pequenas e uma interação positiva ou negativa do genótipo com o ambiente pode prejudicar a finalização do processo.

Para eliminar o efeito ambiental e se trabalhar o máximo possível com o potencial genético do material, foram desenvolvidos uma série de técnicas de condução em todas fases de melhoramento para se ter maior segurança no desempenho do trabalho. Quando as diferenças entre os genótipos são estreitas, lança-se mão dos recursos de experimentação em delineamentos estatísticos que permitem o isolamento da interação genótipo por ambiente. Dentro deste âmbito, estudos de grupos de experimentos e regressão linear permitem uma perfeita caracterização da interação genótipo por ambiente, bem como o traçado da estabilidade dos genótipos. A técnica de análise mais utilizada para estudos de interação genótipo por ambiente foi pro

---

COOPERSUCAR , Caixa Postal 162, Piracicaba, SP.

EMBRAPA , Caixa Postal 553, Pelotas, RS.

COOPERSUCAR , Caixa Postal 162, Piracicaba, SP.

posta por Finlay e Wilkinson (1963), posteriormente desenvolvida por Eberhart e Russell (1966), que auxilia de certa forma na seleção de genótipos, no entanto traçado uma curva de estabilidade vaga.

Estudos desenvolvidos por Verma et alii (1978) propõe uma técnica alternativa, que consiste no ajustamento separado de dois segmentos de reta, de forma a discriminar os genótipos que tenham maior interação em ambientes negativos e que apresentem maior respostas em ambientes positivos. Na realidade este é o genótipo ideal procurado pelo melhorista e que será mais facilmente salientado através desta técnica de análise de interação. Associando ambos os métodos citados Da Silva e Barreto (1985), propõe a utilização de regressão múltipla, que consiste no ajuste único dos dois segmentos de reta, sugeridos por Verma et alii (1978).

Para avaliações destas técnicas de análise de interação genótipo por ambiente, foram utilizados dados de 20 clones de cana-de-açúcar instalados em ensaios de competição em 13 locais, em primeiro e segundo corte. Tratando-se de clones de manejo bastante conhecido, os resultados foram eficientes em apontar a técnica que melhor descreveu a interação genótipo por ambiente. De acordo com os dados obtidos conclui-se que a técnica de análise de interação genótipo por ambiente, proposta por Da Silva e Barreto (1985), é bastante precisa, apresentando a melhor descrição da interação genótipo por ambiente para os clones de cana-de-açúcar avaliados.

## SISTEMA DE INFORMAÇÃO PARA UM PROGRAMA DE MELHORAMENTO GENÉTICO DA SOJA

E.F. ZONTA<sup>1</sup>, A.A. MACHADO<sup>1</sup>

Atualmente, o Centro de Pesquisa de Terras Baixas de Clima Temperado (CPATB) da EMBRAPA, desenvolve um programa de melhoramento da soja cujas informações, na sua maioria, são processadas manualmente, demandando tempo excessivo dos técnicos envolvidos.

Devido a esse problema, foi concebido um sistema que permitisse um ganho de eficiência no acesso às informações, além de padronizar o esquema de coleta de dados gerados pelo programa. A linguagem de programação utilizada é a linguagem BASIC e o desenvolvimento está sendo feito através de um microcomputador Poly-101 da Polymax, de sistema operacional CP/M.

Na fase atual, encontra-se pronto um conjunto integrado de funções que permitem a edição e listagem de arquivos. São elas:

1. Criação de arquivos
2. Listagem de arquivos
3. Correção de arquivos
4. Inclusão de características
5. Eliminação de características
6. Inclusão de cultivares
7. Eliminação de cultivares

<sup>1</sup>UFPEL, Caixa Postal 354, 96100, Pelotas, RS

Além do sistema de arquivos de informações sobre cultivares, o sistema deverá, ao seu final, possuir rotinas que permitam arquivar dados obtidos de experimentos ou plantios, imprimir cadernetas de campo, etiquetas de identificação e croquis de experimentos.

SESSÃO 6

COMPARAÇÃO DE ALGUNS MÉTODOS PARA CORREÇÃO DE PRODUÇÃO DE GRÃOS EM MILHO (*Zea mays* L.)

Augusto Ramalho de Moraes<sup>1</sup>

Foram conduzidos nos anos agrícolas de 1982/83 e 1983/84, no Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo-EMBRAPA, Sete Lagoas-MG, um experimento de campo com o objetivo de comparação de métodos de ajustamento de produção de grãos, e também, verificar o nível de falhas a partir do qual (ou até) se torna necessário a correção dos dados. Utilizou-se o delineamento experimental em blocos casualizados com dez repetições, os tratamentos constaram de 0, 3, 6, 9, 12, 15, 18 e 21 falhas por parcela adjacentes às parcelas sem falhas, sendo 50 plantas por parcela o stand ideal. As produções de grãos foram ajustadas pelos seguintes métodos: ajustamento proporcional da produção de grãos da parcela com falhas para a parcela sem falhas, utilizando a fórmula proposta por Zuber (1942), usando fatores de correção e pela análise de covariância. Os resultados evidenciam que os métodos da estimativa de fator de correção e análise de covariância corrigida para stand ideal parecem ser os métodos mais eficientes.

<sup>1</sup> Engº Agrº M.Sc. Pesquisador do CNPMS/EMBRAPA-Caixa Postal 151, Sete Lagoas, MG.

## ANÁLISE DE COVARIÂNCIA EM EXPERIMENTOS EM BLOCOS CASUALIZADOS, COM OBSERVAÇÕES PERDIDAS

J.A. MUNIZ<sup>1</sup> e H. de CAMPOS<sup>2</sup>

O presente trabalho foi desenvolvido, com o objetivo de determinar fórmulas para estimação de observações perdidas e de variâncias da estimativa de contrastes entre médias de tratamentos ajustados para regressão envolvendo observações perdidas, na análise de covariância com uma variável auxiliar, nos experimentos em blocos casualizados.

Foram considerados os seguintes casos: perda de uma observação da variável, de uma da covariável, de uma da variável e uma da covariável, no mesmo par ou não, de duas da variável, de duas da covariável.

Em todas as situações, as estimativas das observações perdidas foram determinadas, através da minimização da soma dos quadrados do resíduo ajustada para regressão, dada pela expressão:

$$E'_{YY} = E_{YY} - \frac{(E_{XY})^2}{E_{XX}}$$

No caso da perda de duas observações da variável ou da covariável, aplicou-se o método iterativo sugerido por YATES (1933), utilizando-se as fórmulas que estimam uma observação da variável ou uma da covariável, para a obtenção dos valores.

<sup>1</sup> ESAL - LAVRAS - MG)

<sup>2</sup> ESALQ/USP - PIRACICABA - SP)

Partindo-se das funções lineares de contrastes entre médias de tratamentos ajustados para regressão, foram determinadas suas respectivas estimativas de variâncias.

As principais conclusões obtidas foram:

1. As fórmulas de estimação encontradas, exceto o caso da perda do par, são dadas em função de  $E_{xy}$  e  $E_{xx}$ , assim os valores só podem ser obtidos pelo método iterativo.
2. Na aplicação do método iterativo, a convergência é mais rápida quando os valores arbitrários iniciais são tomados próximos das médias.
3. No caso da perda de duas observações da variável ou da covariável, a obtenção dos valores pelo método de YATES (1933) leva aos mesmos resultados obtidos com o uso de fórmulas específicas.
4. As estimativas de variâncias das estimativas de contrastes entre médias de tratamentos ajustados para regressão, são obtidas pela fórmula usual no caso de perdas na covariável e por fórmulas específicas no caso de perdas da variável.

## VARIÂNCIA MÉDIA DE CONTRASTES, NA ANÁLISE DE COVARIÂNCIA DE ENSAIOS ROTATIVOS BALANCEADOS, COM PERÍODO - EXTRA

S. N. KRONKA\*

Na análise de covariância, em qualquer delineamento, um problema aparece quando se pretende calcular a variância de contrastes para a aplicação de testes de comparação de médias dos tratamentos, ajustadas para a regressão, pois é necessário calcular uma variância para cada par de tratamentos.

FINNEY (1946) propõe para o caso da análise de covariância com uma variável auxiliar, uma variância média da diferença entre duas médias de tratamentos, ajustadas para a regressão, no delineamento em blocos casualizados e em quadrado latino. Este procedimento é atualmente utilizado também para outros delineamentos, desde que os tratamentos não apresentem efeitos significativos na variável auxiliar.

Neste trabalho, apresentamos a obtenção dessa variância média, para a comparação de médias de tratamentos ajustadas de efeitos diretos, efeitos residuais e efeitos acumulados, na análise de covariância de ensaios rotativos balanceados, com período-extra, com uma variável auxiliar.

---

\*PCAV/UNESP, Jaboticabal - SP.

## TESTE BAYESIANO DE COMPARAÇÃO DE MÉDIAS

MARLI DE BEN GOMES

Depto. de Matemática e Estatística

ESALQ/USP

O problema de comparação de médias na análise da variância de experimentos é problema que vem sendo estudado há décadas e para o qual há numerosas soluções, nenhuma, porém, inteiramente satisfatória (CHEW, 1977). Recentemente PIMENTEL GOMES (1984) abordou o assunto, salientando a necessidade de levar em conta o ponto de vista econômico, tendo em vista se a substituição de um tratamento por outro acarreta ou não custos elevados. Esse ponto de vista corresponde ao de WALLER e DUNCAN (1969 e 1972), que propõem um teste em que se leva em conta um parâmetro  $k$  que mede a relação entre o custo de um erro de tipo 1 e o de um erro de tipo 2. O mesmo ponto de vista tem SMITH (1978). No entanto, não é fácil determinar que valores devam ser atribuídos a  $k$ .

O presente trabalho compara pelo teste de Waller e Duncan, médias de um experimento de cana-de-açúcar, mostrando detalhadamente sua aplicação.

### BIBLIOGRAFIA

- CHEW, V., 1977 - Comparisons Among treatment Means in an Analysis of Variance - Agricultural Research Service, USDA, Washington. 64 p.
- PIMENTEL GOMES, F., 1984 - Níveis de Significância nas Análises Estatísticas - Informações Agrônomicas nº 25, p. 8.
- WALLER, R.A. e D.B. DUNCAN, 1969 - A Bayes Rule for the Symmetric Multiple Comparisons Problem - J. Amer. Statistical Ass., 64, p.1485-1503.
- WALLER, R.A. e D.B. DUNCAN, 1972 - Corrigenda - J. Amer. Statist.Ass., 67, 253-255.
- SMITH, W., 1978 - Bayes Least Significant Difference: A Review and Comparison - Agronomy Journal, 70, p. 123-127.

## TESTE DE SIGNIFICÂNCIA COLETIVA

ARMANDO CONAGIN - IICA/EMBRAPA

### R E S U M O

Toda a pesquisa agronômica, para ter poder inferencial amplo, precisa ser testada através de uma rede de experimentos. O Teste de Significância Coletiva, proposto por R.A. Fisher, possibilita que testes globais de comparações específicas sejam feitas de forma bastante simples. Esse teste combina a probabilidade dos testes individuais na forma de um  $\chi^2$ , sendo que o teste específico de um conjunto de  $n$  experimentos será um  $\chi^2$  com  $2n$  graus de liberdade. Cada resultado individual, calculado como  $\chi^2 = -2L(P)$  é um  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade. O teste dispensa a homogeneidade das variâncias, sendo possível combinar-se os resultados de experimentos que apresentam diferentes delineamentos, número de tratamentos e número de repetições. Tem grande possibilidade de aplicação em análise de conjuntos de rede de experimentos estaduais e nacionais de curta ou de longa duração. Uma tabela de  $t$  de Student ampliada é apresentada para facilidade dos usuários.



Impresso por  
R.VIEIRA GRÁFICA E EDITORA LTDA.  
Rua do Açúcar, 244 - Tel.(0192) 41-5813  
Campinas - SP - CEP 13.006

FUNDAÇÃO CARGILL  
Rua Tiradentes, 460  
13 100 CAMPINAS, SP