MEDIDAS REPETIDAS CATEGORIZADAS INCOMPLETAS: UMA APLICAÇÃO À CONFIABILIDADE DE CULTIVARES

FRANCISCO DAS CHAGAS ESTEVAM DA FONSECA

Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. **ANTONIO FRANCISCO IEMMA**

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura
“Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo,
para obtenção do título de Doutor em Agronomia.
Área de Concentração: Estatística e
Experimentação Agronômica.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Fevereiro - 1999

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - Campus "Luiz de Queiroz"/USP

Fonseca, Francisco das Chagas Estevam da

Medidas repetidas categorizadas incompletas: uma aplicação à confiabilidade de cultivares / Francisco das Chagas Estevam da Fonseca. - - Piracicaba, 1999.
77 p.

Tese (doutorado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1999.
Bibliografia.

1. Confiabilidade 2. Estatística aplicada 3. Método estatístico 4. Variedade I.
Título

CDD 519.5

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Antonio Francisco Iemma, pela amizade, pela atenciosidade e pela orientação segura durante todo o transcorrer do Curso;

À Universidade Federal do Rio Grande do Norte, pela oportunidade de aperfeiçoamento;

À CAPES/PICD, pela bolsa concedida;

Aos Professores do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, pela cordialidade e pelos ensinamentos recebidos;

Aos Pós-graduandos do Curso de Estatística e Experimentação Agronômica do Departamento de Matemática e Estatística, pelo companheirismo e pelos incentivos nas horas mais difíceis;

Aos Funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, pela maneira fraterna e prestativa com que me trataram;

Aos companheiros de Natal, por me estimularem a fazer o Curso;

Aos companheiros de Piracicaba, por me ajudarem a afastar a solidão;

DEDICATÓRIA

Ao meu pai, Chicola.

Aos meus irmãos Antônio, Zé Antônio, Nadinha e Claudinha.

À minha esposa, Carlinda (Nêga).

Aos meus filhos Neluzza (Babuba), Daniel (Dedé) e Daliana (Pixotota).

Ao “velho” Manuel Rosa, por me deixar ficar sob a sombra do “seu” juazeiro e ouvir um pouco da sua sabedoria simples.

Ao meu avô, Chico Elesbão, por ter, algumas vezes, “fingido” ser criança quando eu é que o era.

Ao meu sogro, “sco” João de Bento.

À minha sogra, dona Neuza.

Ao meu cunhado, Joãozinho.

Ao meu irmão, Giovani.

À minha irmã, Lucinha.

À minha mãe, **LUiZa**, que mesmo brilhando em outra dimensão, continua a alumiar o meu caminho.

(Já encantados)

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	vi
SUMMARY.....	viii
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	3
3 METODOLOGIA.....	14
3.1 O procedimento CATMOD: PROC CATMOD (SAS, 1990)	17
3.2 Método de Eskridge (1997).....	19
3.2.1 Descrição.....	19
3.2.2 Modelo.....	21
3.2.3 Um programa.....	21
3.2.4 Um programa alternativo.....	23
3.3 Modelo alternativo.....	26
3.3.1 Justificativa.....	26
3.3.2 Modelo.....	27
3.3.3 Um programa.....	27
3.3.4 Um programa alternativo.....	28
3.4 Teste do mecanismo de dados incompletos (Park & Davis, 1993).....	31
3.4.1 A estatística de Wald para homogeneidade de parâmetros específicos do estrato.....	31
3.4.2 A estatística de Wald para o mecanismo de dados incompletos.....	32
3.4.3 Teste do mecanismo de dados incompletos usando anos no modelo.....	34
3.4.4 Teste do mecanismo de dados incompletos usando locais no modelo.....	38
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	41
4.1 Primeiro conjunto de dados.....	41
4.1.1 Considerações iniciais.....	41

4.1.2 Análise pelo método de Eskridge (1997).....	41
4.1.3 Análise pelo modelo alternativo.....	46
4.1.4 Teste do mecanismo de dados incompletos.....	50
4.2 Segundo conjunto de dados.....	58
4.2.1 Considerações iniciais.....	58
4.2.2 Análise pelo método de Eskridge (1997).....	59
4.2.3 Análise pelo modelo alternativo.....	62
4.2.4 Teste do mecanismo de dados incompletos.....	66
5 CONCLUSÕES.....	75
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	76

MEDIDAS REPETIDAS CATEGORIZADAS INCOMPLETAS: UMA APLICAÇÃO À CONFIABILIDADE DE CULTIVARES

Autor: FRANCISCO DAS CHAGAS ESTEVAM DA FONSECA

Orientador: Prof. Dr. ANTONIO FRANCISCO IEMMA

RESUMO

Experimentos com medidas repetidas são aqueles nos quais cada indivíduo é observado em diversos tempos diferentes ou sob condições experimentais diferentes. As medidas repetidas são denominadas categorizadas quando a variável resposta é representada por categorias de respostas.

Em muitas situações ocorre a existência de dados incompletos.

Um dos métodos mais utilizados para a análise de dados incompletos é o de Woolson & Clarke (1984), que assume que os dados são “incompletos por razões totalmente aleatórias” (MCAR - “missing completely at random”), conforme definido em Little & Rubin (1987).

Uma aplicação agronômica importante de medidas repetidas categorizadas com dados incompletos foi apresentada por Eskridge (1997). O autor utilizou o conceito de confiabilidade e o método de Woolson & Clarke (1984) para avaliar e comparar híbridos de milho, provenientes de um programa de melhoramento genético.

O objetivo do presente trabalho foi aplicar o método de Eskridge (1997), em dois conjuntos de dados, propor um modelo alternativo àquele usado pelo autor, bem como verificar, em cada caso, a suposição de MCAR, utilizando-se o método de Park & Davis (1993).

Após as análises, concluiu-se que:

- em alguns casos o modelo alternativo pode ser mais informativo que o modelo de Eskridge (1997);
- o teste do mecanismo de dados incompletos de Park & Davis (1993) é dependente do modelo, não analisando a estrutura, propriamente dita, dos dados.

REPEATED CATEGORICAL INCOMPLETE MEASUREMENTS: AN APPLICATION TO RELIABILITY OF VARIETIES

Author: FRANCISCO DAS CHAGAS ESTEVAM DA FONSECA

Adviser: Prof. Dr. ANTONIO FRANCISCO IEMMA

SUMMARY

Repeated measures studies are that which each subject is observed in many different times or under different experimental conditions. The repeated measurements are named categorical when the response variable is represented by categories of response.

In much situations occur a existency of missing data.

One of the methods more utilized for the analysis of missing data is from the Woolson & Clarke (1984), that assumes the datas are missing completely at random (MCAR), according determined in Little & Rubin (1987).

An important agronomic application of repeated categorical measurements with missing data was shown by Eskridge (1997). The author utilized the conceit of reliability and the method of Woolson & Clarke (1984) to evaluate and to compare hybrid of corn, originating of genetic breeding program.

The objective of the present work was to apply the method of Eskridge (1997), in two sets of data, to propose a alternative model from that used by author, also to verify in each case, the hypothesis of MCAR, utilizing o method of Park & Davis (1993).

Thereafter the analysis, was concluded that::

- in some cases the alternative model can be more informative than the model of Eskridge (1997);

- the test of the missing data mechanism of Park & Davis (1993) is dependent of the model, does not analysing the struture of the data.

1 INTRODUÇÃO

Experimentos com medidas repetidas são aqueles nos quais cada indivíduo é observado em diversos tempos diferentes ou sob condições experimentais diferentes. As medidas repetidas são denominadas categorizadas quando a variável resposta é representada por categorias de respostas.

A análise de dados completos é realizada, sem maiores dificuldades, utilizando-se, por exemplo, o método de mínimos quadrados ponderados proposto por Grizzle, Starmer & Koch (1969), denominado, posteriormente, método GSK.

Uma forma, simplista e cômoda, de analisarem-se experimentos com dados incompletos é, simplesmente, ignorar-se a parte correspondente aos dados incompletos, efetuando-se a análise somente na parte referente aos dados completos. Evidentemente, essa é uma maneira pouco eficiente de análise de dados.

Desta forma, torna-se de grande importância o conhecimento de métodos que incorporem os dados incompletos à análise, tais como aqueles apresentados por Koch *et al.* (1972), denotado por KO; Woolson & Clarke (1984), denotado por WC. Estes métodos assumem que os dados são “incompletos por razões totalmente aleatórias” (MCAR - “missing completely at random”), conforme definido em Little & Rubin (1987).

Uma aplicação agrônômica importante de medidas repetidas categorizadas com dados incompletos foi apresentada por Eskridge (1997). O autor utilizou o conceito de confiabilidade e o método WC para avaliar e comparar híbridos de milho, provenientes de um programa de melhoramento genético.

Ressalte-se que o autor utilizou o método WC sem testar a condição de MCAR dos dados

O objetivo do presente trabalho é aplicar o método de Eskridge (1997), em dois conjuntos de dados, propor um modelo alternativo àquele usado pelo autor, bem como verificar, em cada caso, a suposição de MCAR, através do método descrito em Park & Davis (1993). Para tanto, são implementados programas utilizando-se o Procedimento CATMOD (CATegorical data MODeling) do SAS (Statistical Analysis System), conforme SAS (1990).

2 REVISÃO DE LITERATURA

Grizzle, Starmer & Koch (1969) desenvolveram um método pioneiro para a análise de dados categorizados através de modelos lineares, utilizando mínimos quadrados ponderados.

Com base neste trabalho, diversos outros métodos, utilizando mínimos quadrados ponderados, surgiram para lidar com situações específicas envolvendo dados categorizados, tais como dados incompletos e medidas repetidas. Posteriormente, este método, que é, na sua forma original, utilizado apenas para dados completos, ficou conhecido como GSK.

Para o desenvolvimento do método, os autores consideram os dados hipotéticos apresentados na Tabela 1 e as probabilidades esperadas das caselas apresentadas na Tabela 2.

Tabela 1. Tabela de contingência dos dados observados

Populações	Categorias de respostas				Totais
	1	2	...	r	
1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1r}	$n_{1.}$
2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2r}	$n_{2.}$
.	.	.	...	.	.
.	.	.	...	.	.
.	.	.	...	.	.
s	n_{s1}	n_{s2}	...	n_{sr}	$n_{s.}$

Tabela 2. Tabela de contingência das probabilidades esperadas das caselas

Populações	Categorias de respostas				Totais
	1	2	...	r	
1	π_{11}	π_{12}	...	π_{1r}	1
2	π_{21}	π_{22}	...	π_{2r}	1
.	.	.	...	.	.
.	.	.	...	.	.
.	.	.	...	.	.
s	π_{s1}	π_{s2}	...	π_{sr}	1

E definem:

$\pi_i' = [\pi_{i1}, \pi_{i2}, \dots, \pi_{ir}]$ = vetor 1 x r das probabilidades de uma resposta j, na i-ésima população;

$\pi' = [\pi_1', \pi_2', \dots, \pi_s']$ = vetor composto 1 x rs das probabilidades das caselas;

$p_{ij} = n_{ij} / n_i$ = proporção observada de uma resposta j, na i-ésima população;

$p_i' = [p_{i1}, p_{i2}, \dots, p_{ir}]$ = vetor 1 x r das proporções observadas, na i-ésima população;

$p' = [p_1', p_2', \dots, p_s']$ = vetor composto 1 x rs das proporções observadas das caselas;

Ademais,

$$\text{var}(p_i) = V(\pi_i) = \frac{1}{n_i} \begin{bmatrix} \pi_{i1}(1-\pi_{i1}) & -\pi_{i1}\pi_{i2} & \dots & -\pi_{i1}\pi_{ir} \\ -\pi_{i2}\pi_{i1} & \pi_{i2}(1-\pi_{i2}) & \dots & -\pi_{i2}\pi_{ir} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ -\pi_{ir}\pi_{i1} & -\pi_{ir}\pi_{i2} & \dots & \pi_{ir}(1-\pi_{ir}) \end{bmatrix},$$

onde:

$V(p_i)$ = matriz r x r da estimativa amostral de $V(\pi_i)$;

$V(p)$ = matriz bloco diagonal rs x rs, tendo $V(p_i)$ na diagonal principal;

$f_m(\pi)$ = qualquer função dos elementos de π que tem derivadas parciais até a segunda ordem em relação aos π_{ij} , $m=1,2, \dots, u \leq (r-1)s$;

$f_m(p) = f_m(\pi)$ avaliada em $\pi=p$;

$f_m(p)$ = qualquer função dos elementos de p que descrevem, em algum aspecto, a relação entre a distribuição das respostas e a natureza das populações;

$[F(\pi)]' = [f_1(\pi), f_2(\pi), \dots, f_u(\pi)]$ = vetor $1 \times u$ que representa um conjunto de u funções de π ;

$F' = [F(p)]' = [f_1(p), f_2(p), \dots, f_u(p)]$ = vetor $1 \times u$ que representa um conjunto de u funções de p ;

$H = \left[\frac{\partial f_m(\pi)}{\partial \pi_{ij}} \right]_{\pi_{ij} = p_{ij}}$ = matriz $u \times rs$ das primeiras derivadas parciais das funções de F , avaliada em p ;

$S = HV(p)H'$.

A matriz S , de dimensão $(u \times u)$, é a estimativa amostral da matriz de covariâncias de F . Quando $f_m(p)$ é uma função linear dos elementos de p , S é a matriz de covariâncias exata de F ; quando $f_m(p)$ é uma função não linear dos elementos de p , S é a matriz de covariâncias assintóticas de F , que é obtida pelo método “delta”. Uma explanação sobre o método “delta” encontra-se em Agresti (1990).

Aditem, ainda, que $F(\pi) = X\beta$, onde $F(\pi)$ é um vetor de dimensão $(u \times 1)$, X é uma matriz conhecida de posto $v \leq u$, de dimensão $(u \times v)$, e, β é um vetor de parâmetros desconhecidos, de dimensão $(v \times 1)$.

Se o modelo hipotético ajusta-se aos dados, a melhor estimativa normal assintótica (BAN - “best asymptotic normal”) de β é dada por b , onde b é o vetor que minimiza $(F-Xb)'S^{-1}(F-X\beta)$. O valor mínimo dessa forma quadrática pode ser usado para testar o ajuste do modelo $F(\pi) = X\beta$. Admitindo que o modelo presumido proporciona um ajuste adequado aos dados, os autores mostram que um teste da hipótese $H_0 : C\beta = 0$, é produzido por métodos convencionais de regressão múltipla ponderada,

onde C é uma matriz de dimensão $(d \times v)$, de constantes arbitrárias, de posto linha completo $d \leq v$.

A estatística para testar o ajuste do modelo é

$$SS[F(\pi) = X\beta] = F'S^{-1} - b'(X'S^{-1}X)b$$

que tem uma distribuição qui-quadrado assintoticamente central com $u-v$ graus de liberdade, se o modelo ajusta-se, onde $b = (X'S^{-1}X)^{-1}X'S^{-1}F$. Admitindo o modelo, o teste da hipótese $H_0 : C\beta = 0$ é produzido por

$$SS[C\beta = 0] = b'C'[C(X'S^{-1}X)^{-1}C']^{-1}Cb$$

que tem, assintoticamente, uma distribuição qui-quadrado com d graus de liberdade, se H_0 é verdadeira.

Koch et al. (1972) estenderam o método GSK para envolver situações com dados incompletos. O método KO é bastante similar ao método GSK, utilizado para dados completos. O método GSK efetua a análise de dados categorizados através de modelos lineares, utilizando mínimos quadrados ponderados. O método KO assume que há s populações de elementos, das quais são selecionadas amostras aleatórias independentes, de tamanhos fixados $n_1, n_2, \dots, n_s$, respectivamente. As respostas dos n_i elementos da i -ésima população são classificados em r_i categorias, com n_{ij} , onde $j = 1, 2, \dots, r_i$, indicando o número de elementos classificados na j -ésima categoria para a i -ésima população. Esta estrutura é diferente daquela considerada pelo método GSK, porque ela permite a definição de categorias de respostas e de seu número, r_i , que pode variar de uma população para outra.

O vetor $\mathbf{n}_i$, onde $\mathbf{n}_i' = (n_{i1}, n_{i2}, \dots, n_{ir_i})$, é assumido com uma distribuição multinomial de parâmetros n_i e π_i , onde π_{ij} é a probabilidade da resposta j na população i .

Sejam $\mathbf{p}_i = (\mathbf{n}_i/n_i)$ e $\mathbf{p}_g$ o vetor composto definido por $\mathbf{p}_g' = (\mathbf{p}_1', \mathbf{p}_2', \dots, \mathbf{p}_s')$. Uma estimativa consistente para a matriz de covariâncias de $\mathbf{p}_g$ é dada pela matriz bloco diagonal $\mathbf{V}(\mathbf{p}_g)$, com as matrizes $\mathbf{V}_i(\mathbf{p}_i) = (1/n_i) \{\mathbf{D}_{pi} - \mathbf{p}_i\mathbf{p}_i'\}$, $i = 1, 2, \dots, s$, dispostas na diagonal principal. Aqui, $\mathbf{D}_{pi}$ é uma matriz diagonal com elementos do vetor $\mathbf{p}_i$ na diagonal principal.

Seja $F_1(\mathbf{p}_g), F_2(\mathbf{p}_g), \dots, F_u(\mathbf{p}_g)$ um conjunto de u funções de $\mathbf{p}_g$, cada uma com derivadas parciais até a segunda ordem, em relação aos elementos de $\mathbf{p}_g$, presentes em uma região contendo $\pi_g = E\{\mathbf{p}_g\}$, onde $\pi_g' = (\pi_1', \pi_2', \dots, \pi_s')$. Se $\mathbf{F} \equiv \mathbf{F}(\mathbf{p}_g)$ é definido por $\mathbf{F}' \equiv \mathbf{F}'(\mathbf{p}_g) = (F_1(\mathbf{p}_g), F_2(\mathbf{p}_g), \dots, F_u(\mathbf{p}_g))$, então a matriz de covariâncias de $\mathbf{F}$ pode ser consistentemente estimada por $\mathbf{V}_F = \mathbf{H}[\mathbf{V}(\mathbf{p}_g)]\mathbf{H}'$, onde $\mathbf{H} = [d\mathbf{F}(\mathbf{x})/d\mathbf{x} \mid \mathbf{x}=\mathbf{p}_g]$. Em todas as aplicações, as funções em $\mathbf{F}$ são escolhidas de modo que $\mathbf{V}_F$ seja assintoticamente não singular.

O vetor de funções $\mathbf{F}$ é um estimador consistente de $\mathbf{F}(\pi_g)$. Portanto, pode-se ajustar um modelo linear $E\{\mathbf{F}(\mathbf{p}_g)\} = \mathbf{F}(\pi_g) = \mathbf{X}\beta$, onde $\mathbf{X}$ é uma matriz conhecida, de dimensão $(u \times t)$ e β é um vetor de parâmetros desconhecidos, de dimensão $(t \times 1)$. O método dos mínimos quadrados ponderados é aplicado para determinar um estimador BAN, $\mathbf{b}$, para β , através de

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{V}_F^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{V}_F^{-1}\mathbf{F}.$$

Testes estatísticos para o ajuste do modelo e para hipóteses lineares envolvendo β , podem ser efetuados através, respectivamente, de

$$X^2 = SS(E\{\mathbf{F}\} = \mathbf{X}\beta) = \mathbf{F}'\mathbf{V}_F^{-1}\mathbf{F} - \mathbf{b}'(\mathbf{X}'\mathbf{V}_F^{-1}\mathbf{X})\mathbf{b}$$

e

$$X^2 = SS(C\beta=0) = \mathbf{b}'\mathbf{C}'[\mathbf{C}(\mathbf{X}'\mathbf{V}_F^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}']^{-1}\mathbf{C}\mathbf{b}.$$

O método KO assume que os dados são MCAR, isto é, que a probabilidade de resposta independe dos dados observados e dos dados não observados.

Koch *et al.* (1977) demonstraram que o método GSK pode ser utilizado para a análise de medidas repetidas categorizadas. Segundo os autores, em experimentos

com medidas repetidas, cada indivíduo é observado em d diferentes condições e as respostas correspondentes são classificadas em termos de L categorias. Assim, há $r = L^d$ possíveis perfis de respostas. Estes perfis de respostas podem ser indexados pelo vetor $j = (j_1, j_2, \dots, j_d)$, onde $j_g = 1, 2, \dots, L$ para $g = 1, 2, \dots, d$. Como resultado $\pi_{ij} = \pi_{ij_1, j_2, \dots, j_d}$ representa a probabilidade conjunta do perfil de resposta j para indivíduos selecionados aleatoriamente da i -ésima população. A partir dessas considerações, os autores formulam diversas hipóteses de interesse em experimentos com medidas repetidas categorizadas.

Woolson & Clarke (1984), visando incluir dados incompletos na análise de medidas repetidas categorizadas, consideram uma não resposta como mais uma categoria de resposta e, a seguir, aplicam, de modo natural, o método GSK.

Seguindo o raciocínio dos autores, conside-se uma única variável resposta, que é discreta, com $k-1$ categorias de respostas. Além disso, assume-se que esta variável deva ser medida em N indivíduos, em t pontos distintos no tempo, $T_1, T_2, \dots, T_t$. Sendo assim, cada um dos N indivíduos tem um perfil de resposta que pode ser classificado em uma das $(k-1)^t$ categorias mutuamente exclusivas.

Frequentemente, com dados longitudinais, alguns dos N indivíduos podem não ter a variável resposta medida em um ou mais pontos do tempo. Em tal situação, é útil considerar uma k -ésima categoria para a variável resposta em cada ponto no tempo, onde esta k -ésima categoria representa uma resposta perdida naquele ponto do tempo. Assim, os dados podem ser imaginados como uma tabela de k^t-1 , ao invés de $(k-1)^t$ categorias, onde há k^t-1 categorias, em vez de k^t , visto que uma das k^t categorias representaria dados incompletos para todos os pontos no tempo.

Os autores aplicaram a metodologia precedente a um estudo de fator de risco em coronárias de crianças na idade escolar. Levantamentos de coorte ("cross-sectional") foram conduzidos em escolas nos anos de 1977, 1979 e 1981. Em cada um dos três levantamentos, a participação das crianças foi classificada em obesa (O) ou não (N). O objetivo era modelar a probabilidade de obesidade, em função da idade e do

sexo. Nesse caso, há duas categorias de respostas em cada ponto no tempo (O e N), que em conjunto com a categoria representando a resposta perdida (M-”missing”) formam as três possíveis respostas. No exemplo, há três pontos no tempo em que a resposta é avaliada, então há 26 categorias de resposta ($k=3$, $t=3$ e $3^3-1=26$). Os autores concluíram que probabilidades preditas de obesidade podem ser obtidas, sem influência do sexo, por $\text{Pr}(\text{obesidade}) = -0,2069 + 0,0684 \times \text{idade} - 0,0026 \times \text{idade}^2$.

Ogliari (1984), visando estudar os problemas causados pela aproximação assintótica dos testes utilizados em tabelas de contingência, utilizou o método GSK para efetuar análise de modelos log-lineares e verificar a independência, em tabelas do tipo $C \times D \times F$, obtidas por meio de simulação, de dados de populações com tamanhos variados. O autor verificou que:

- com tamanhos “pequenos” de amostras ($N=200$, $N=250$ e $N=300$), os testes estatísticos mostraram-se rigorosos em não rejeitar a estrutura de independência para as tabelas de contingência. Porém, os modelos ajustados aos dados nem sempre corresponderam exatamente aos que estavam sendo analisados;
- para tamanhos maiores de amostras ($N=1000$ e $N=1500$), os testes estatísticos comportam-se de modo excelente e os modelos, que explicavam as relações entre as diversas variáveis em estudo, ficaram bem ajustados.

Segundo Little & Rubin (1987) o mecanismo que governa os dados incompletos pode ser classificado em uma das três categorias:

1. Incompletos por razões totalmente aleatórias (MCAR - “missing completely at random”). Os dados são MCAR se a probabilidade de resposta é independente dos dados observados e dos dados não observados;
2. Incompletos ao acaso (MAR - “missing at random”). Os dados são MAR se a probabilidade de resposta depende somente dos dados observados;
3. Incompletos não ignoráveis. Os dados são não ignoráveis se a probabilidade de resposta depende dos dados não observados.

Formalmente, seja $y_i = [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{ip}]'$ um vetor $p \times 1$ das medidas repetidas para o i -ésimo indivíduo. Considere y_i particionado em dois componentes, y_i^o e y_i^m , onde y_i^o é o vetor de dados observados e y_i^m é o vetor de dados não observados. Seja $u_i = [u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{ip}]'$ um vetor de variáveis aleatórias indicadoras, que descreve se as variáveis respostas, y_{ij} , são observadas ou não ($j = 1, \dots, p$). Os dados são MCAR se u_i é independente de y_i . Nesse caso, tem-se que a densidade condicional $\pi(u_i/y_i) = \pi(u_i/y_i^o, y_i^m) =$ densidade marginal $\pi(u_i)$. Alternativamente, os dados são MAR se u_i é independente de y_i^m , mas dependente de y_i^o , de modo que $\pi(u_i/y_i^o, y_i^m) = \pi(u_i/y_i^o)$. Quando u_i depende de y_i^m , tem-se, então, um caso de dados incompletos não ignoráveis. Os métodos de análise de dados incompletos, em geral, assumem que os dados são MCAR.

As consequências de dados MCAR são saudáveis do ponto de vista de viés, pois as principais abordagens de análise são válidas. A grande dificuldade consiste em implementar a análise com dados incompletos. Análises que incluem apenas os dados completos e descartam as unidades com dados incompletos fornecem inferências válidas, embora possam significar perda de eficiência. Evidentemente, quando a suposição de MCAR é falsa, estas análises podem causar resultados viesados (Laird, 1988).

Little (1988) propôs um teste da suposição de MCAR para dados multivariados, baseado na razão de verossimilhança. Os dados são divididos em diversas subpopulações de acordo com seus padrões de dados incompletos. O teste de MCAR é, então, efetuado comparando-se as médias das subpopulações. Se os dados incompletos são MCAR, então as subpopulações têm a mesma matriz de médias e a mesma matriz de covariâncias. Assim, se as médias estimadas das subpopulações são diferentes, então o autor sugere que os dados não são do tipo MCAR.

Eskridge & Mumm (1992) definem confiabilidade como sendo a probabilidade de uma dada cultivar superar uma outra (testemunha) em uma ampla variedade de ambientes. Formalmente, confiabilidade pode ser expressa por

$$\Pr(Y_c - Y_t > 0),$$

onde Y_c e Y_t são as respostas da c -ésima cultivar e da testemunha t , respectivamente, e $\Pr$ indica probabilidade. Os autores utilizam dados de ensaios internacionais de milho para ilustrar como confiabilidade de uma cultivar pode ser usada para ajudar a tomar decisões na escolha de cultivares superiores, bem como demonstrar como confiabilidade é relacionada com diversas medidas de estabilidade de cultivares.

Segundo os autores, a utilidade da confiabilidade em identificar cultivares superiores é baseada em duas suposições. Primeiro, o melhorista está principalmente interessado em identificar cultivares que tenham uma boa chance de superarem a testemunha, em ambientes onde a testemunha é normalmente cultivada. A segunda suposição é que os ensaios são conduzidos em ambientes que são representativos da população de ambientes onde a testemunha é bem adaptada.

Park & Davis (1993), baseados no teste de Little (1988), desenvolveram um teste do mecanismo de dados incompletos para medidas repetidas categorizadas. Eles sugerem estratificar a população de acordo com os padrões de dados incompletos, ajustando os modelos de interesse dentro de cada estrato e, então, testar homogeneidade das estimativas dos parâmetros através dos estratos.

Os autores aplicaram essa metodologia ao exemplo utilizado por Woolson & Clarke (1984), que trata de modelar a probabilidade de obesidade em função da idade e do sexo, em crianças na idade escolar. Verificaram, divergindo ligeiramente daqueles autores, que probabilidades preditas de obesidade podem ser calculadas através de

$$\Pr(\text{obesidade}) = \hat{\beta}_0 + 0,0638 \times \text{idade} - 0,00243 \times \text{idade}^2,$$

onde $\hat{\beta}_0 = -0,1448$ para meninas com dados incompletos e $\hat{\beta}_0 = -0,1965$ para todos os outros indivíduos, isto é, meninos e meninas com dados completos.

Torna-se evidente, portanto, que a inclusão de dados incompletos na análise de experimentos com medidas repetidas categorizadas, deve ser feita com cautela e de forma criteriosa.

Lipsitz *et al.* (1994) propuseram um método, denotado por LLH (as iniciais dos autores), de dois passos para analisar medidas repetidas com dados incompletos. No primeiro passo é utilizado o método da máxima verossimilhança, enquanto que no segundo é utilizado o método dos mínimos quadrados ponderados.

De acordo com os autores, seja $\Omega = \{1, \dots, t\}$ o conjunto de t ocasiões quando as medidas são feitas em todos indivíduos. Indivíduos com valores de covariáveis idênticos são agrupados no estrato i , $i = 1, \dots, I$. Os valores das covariáveis para o i -ésimo estrato podem ser arranjados em uma matriz X_i , de dimensão $(t \times p)$, sendo $X_i = [x_{i1}, \dots, x_{it}]'$, onde x_{it} é um vetor de covariáveis medido no tempo t (e inclui intercepto e efeitos do tempo). Quando as covariáveis variam no tempo, isto é, $x_{is} \neq x_{it}$, para $s \neq t$, elas variam da mesma maneira para todos os n_i indivíduos no estrato i . O resultado para o indivíduo k ($k=1, \dots, n_i$) no estrato i , no tempo t , y_{ikt} , é binário, isto é, y_{ikt} é 1 se a resposta é sucesso e 0 se a resposta é falha, no tempo t . Então, o vetor resposta para o indivíduo k , no estrato i , é $y_{ik} = [y_{ik1}, \dots, y_{ikt}]'$. O vetor $E[y_{ik}] = \theta_i = [\theta_{i1}, \dots, \theta_{it}]'$ contém as probabilidades marginais no estrato i , onde $\theta_{it} = \Pr(y_{ikt} = 1)$.

Em geral, algum vetor de função, $F(\theta_i)$, das probabilidades marginais, no estrato i , é linearmente relacionado com as covariáveis X_i e com os parâmetros β , isto é,

$$F(\theta_i) = X_i \beta.$$

O processo de estimação de β é efetuado em dois passos.

Passo 1. Obter uma estimativa consistente ($\hat{\theta}_i$) do vetor de probabilidades marginais e de sua matriz de covariâncias, $V(\hat{\theta}_i)$, no estrato i .

Passo 2. Fazer $\hat{F}_i = F(\hat{\theta}_i)$, que é consistente para $F(\theta_i)$ e assintoticamente normal multivariada. Uma estimativa consistente de sua matriz de covariâncias, derivada pelo método “delta”, é $\hat{V}(\hat{F}_i) = \hat{H}[\hat{V}(\hat{\theta}_i)]\hat{H}'$, onde $\hat{H}$ é $d[F(\theta_i)]'/d\theta_i$, avaliada em $\hat{\theta}_i$. Então, para o modelo $F(\theta_i) = X_i \beta$, análise por mínimos quadrados ponderados é efetuada para consistentemente estimar β , usando os $\{\hat{F}_i\}$ como os vetores de respostas e as inversas dos $\{\hat{V}(\hat{F}_i)\}$ como as matrizes de ponderação:

$$\hat{\beta} = \left\{ \sum_{i=1}^J X_i' [\hat{V}(\hat{F}_i)]^{-1} X_i \right\}^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^J X_i' [\hat{V}(\hat{F}_i)]^{-1} \hat{F}_i \right\}.$$

Uma estimativa consistente da matriz de covariâncias de $\hat{\beta}$ é

$$\hat{V}(\hat{\beta}) = \left\{ \sum_{i=1}^J X_i' [\hat{V}(\hat{F}_i)]^{-1} X_i \right\}^{-1}.$$

Segala (1997), utilizando três exemplos citados na literatura, comparou três métodos de análise de medidas repetidas categorizadas com dados incompletos: o método KO (Koch et al., 1972), o método WC (Woolson & Clarke, 1984) e o método LLH (Lipsitz et al., 1994). O autor verificou que:

- quanto à facilidade computacional o método WC supera os demais;
- em todos os três exemplos analisados o método LLH forneceu os menores erros padrões das estimativas dos parâmetros, mas em dois deles proporcionou o pior ajuste do modelo.

Fonseca (1997) aplicou o teste do mecanismo de dados incompletos em medidas repetidas categorizadas, proposto por Park & Davis (1993), utilizando o procedimento CATMOD do SAS (SAS, 1990), a um estudo de fator de risco em coronárias de crianças na idade escolar. Esse exemplo havia sido anteriormente estudado por Woolson & Clarke (1984) e por Park & Davis (1993).

Eskridge (1997) apresentou um método para avaliar e comparar híbridos de milho, que são candidatos a lançamento, baseado em suas probabilidades de superarem um outro híbrido (testemunha). Segundo o autor, o método é útil porque:

- é fácil de entender e pode ser implementado usando o procedimento CATMOD do SAS;
- usa toda informação disponível de dados incompletos, que surgem em ensaios de competição de cultivares;
- não faz suposições sobre a distribuição da característica de interesse;
- pode ser utilizado para comparar cultivares e avaliar os efeitos de variáveis ambientais sobre a probabilidade de cultivares superarem uma testemunha.

3 METODOLOGIA

A metodologia, exposta a seguir, será aplicada em dois conjuntos de dados fictícios, ambos representando rendimentos de 3 cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris*, L) , uma delas sendo a testemunha, provenientes de 72 ensaios distribuídos em 5 locais (regiões produtoras), em 3 anos (Tabelas 3 e 4). Os dados foram propositadamente escolhidos para mostrar algumas nuances do método de Eskridge (1997), que utiliza o conceito de confiabilidade para selecionar cultivares superiores, bem como do teste do mecanismo de dados incompletos (Park & Davis, 1993), que verifica se os dados suportam a condição de MCAR. Além disso, é introduzido um modelo alternativo ao de Eskridge (1997) visando observar a utilidade desse modelo.

O interesse, nesse caso, é comparar a confiabilidade das duas cultivares, bem como testar se os dados são MCAR.

Tabela 3. Dados de rendimentos de feijão (R1, R2, R3), em kg/ha, de três cultivares (R3 é o rendimento da testemunha), de acordo com o local e o ano do ensaio (Primeiro conjunto de dados).

Local	Ano	R1	R2	R3	Local	Ano	R1	R2	R3
A	88	.	1250	1280	A	88	.	1400	1380
A	88	.	1500	1450	A	88	.	1380	1370
A	88	.	1600	1580	B	88	1150	.	1230
B	88	1120	1125	1200	B	88	1118	1125	1210
B	88	1225	1200	1330	B	88	1400	1280	1420
B	88	1365	1300	1420	B	88	1210	1650	1400
B	88	1425	1610	1475	C	88	1125	1710	1540
C	88	1250	1310	1420	B	88	1520	1180	1270
B	88	1380	1110	1250	C	88	1250	1270	1150
M	88	1550	1487	1398	A	88	1480	1399	1298
A	88	1575	1550	1530	A	88	1499	1255	1200
A	88	1690	1550	1430	B	88	1290	1270	1221
M	88	1300	1350	1125	N	88	1310	1410	1198
N	88	1390	1320	1421	M	88	1450	1490	1298
A	88	1299	1250	1370	N	88	1497	1420	1401
M	88	1550	1490	1280	M	88	1290	1350	1186
C	89	1299	1450	1311	C	89	1250	1418	1255
C	89	1280	1411	1310	C	89	1200	1390	1280
A	89	.	1450	1350	M	89	.	1498	1354
M	89	.	1410	1325	M	89	.	1456	1222
M	89	1290	1150	1423	M	89	1256	1326	1359
M	89	1285	1299	1310	A	89	1380	1456	1390
M	89	1200	1550	1389	M	89	1589	1250	1501
M	89	1610	1290	1411	M	89	1565	1598	1480
M	89	1369	1454	1286	M	89	1390	.	1284
M	90	.	1324	1413	M	90	.	1365	1412
M	90	.	1290	1398	M	90	.	1510	1498
M	90	.	1510	1390	N	90	1366	.	1399
M	90	1290	.	1325	M	90	1366	1391	1412
M	90	1450	1270	1522	M	90	1360	1390	1380
M	90	1310	1490	1390	M	90	1290	1499	1356
M	90	1421	.	1395	M	90	1500	1390	1420
M	90	1650	1385	1501	M	90	1601	1225	1425
M	90	1390	1410	1250	M	90	1450	1400	1289
M	90	1550	1480	1320	M	90	1580	1450	1380
M	90	1650	1510	1290	M	90	1520	1450	1250

Tabela 4. Dados de rendimentos de feijão (R1, R2, R3), em kg/ha, de três cultivares (R3 é o rendimento da testemunha), de acordo com o local e o ano do ensaio (Segundo conjunto de dados).

Local	Ano	R1	R2	R3	Local	Ano	R1	R2	R3
A	88	.	1290	1356	A	88	.	1460	1380
A	88	.	1389	1356	A	88	.	1492	1420
A	88	.	1395	1356	B	88	1297	.	1365
B	88	1298	1320	1360	B	88	1297	1320	1365
B	88	1356	1330	1420	B	88	1365	1320	1392
B	88	1361	1290	1489	B	88	1351	1478	1402
B	88	1520	1295	1360	C	88	1652	1321	1456
C	88	1265	1325	1425	B	88	1698	1380	1456
B	88	1690	1385	1450	C	88	1520	1621	1490
M	88	1650	1630	1592	A	88	1620	1600	1523
A	88	1594	1552	1497	A	88	1613	1596	1485
A	88	1580	1546	1456	B	88	1489	1395	1290
M	88	1460	1490	1365	N	88	1465	1498	1310
N	88	1458	1390	1489	M	88	1423	1540	1369
A	88	1520	1420	1550	N	88	1620	1580	1550
M	88	1590	1550	1456	M	88	1490	1520	1398
C	89	1390	1587	1432	C	89	1456	1587	1520
C	89	1547	1230	1356	C	89	1594	1356	1387
A	89	.	1532	1498	M	89	.	1456	1365
M	89	.	1523	1398	M	89	.	1487	1369
M	89	1458	1326	1542	M	89	1356	1369	1420
M	89	1330	1450	1498	A	89	1498	1458	1469
M	89	1520	1463	1495	M	89	1565	1395	1468
M	89	1623	1395	1458	M	89	1421	1498	1347
M	89	1439	1524	1385	M	89	1450	.	1346
M	90	.	1380	1420	M	90	.	1345	1385
M	90	.	1375	1395	M	90	.	1450	1325
M	90	.	1480	1420	M	90	1360	.	1420
M	90	1380	.	1435	M	90	1320	1350	1420
M	90	1410	1350	1450	M	90	1360	1550	1460
M	90	1475	1280	1355	M	90	1580	1350	1420
M	90	1450	.	1420	M	90	1480	1290	1360
M	90	1650	1460	1520	M	90	1535	1325	1450
M	90	1425	1450	1350	M	90	1550	1525	1485
M	90	1485	1465	1380	M	90	1520	1490	1420
M	90	1490	1450	1365	M	90	1500	1455	1420

3.1 O Procedimento CATMOD: PROC CATMOD (SAS, 1990)

O **CATMOD** é um procedimento que efetua análises por mínimos quadrados ponderados de funções generalizadas de dados categorizados, além de análises por máxima verossimilhança em modelos log-lineares.

O **PROC CATMOD** admite diversas declarações. Aqui são usadas as seguintes: **MODEL**, **CONTRAST**, **POPULATION**, **REPEATED** e **RESPONSE**. Neste caso, as especificações do **CATMOD** são:

PROC CATMOD;

```
MODEL resposta = efeitos < / opções >;
CONTRAST “nome” descrição < , ..., descrição >;
POPULATION variáveis;
REPEATED < descrição do fator, ..., descrição do fator > < opções >;
           onde descrição do fator = nome do fator < níveis >;
RESPONSE < função >;
```

Declaração PROC CATMOD

A declaração **PROC CATMOD** é obrigatória e inicia o Procedimento CATMOD.

Declaração MODEL

A declaração **MODEL** é obrigatória.

A resposta indica as variáveis dependentes que determinam as categorias de respostas (as colunas da tabela de contingência). Aqui ela é apresentada pelas variáveis dependentes unidas por asterisco.

Os efeitos especificam as fontes de variação do modelo. A palavra-chave **_RESPONSE_** pode ser usada como um efeito. Assim, estes efeitos determinam o

número de parâmetros do modelo. Se não for usada a declaração **POPULATION**, o CATMOD usa estes efeitos para determinar as populações (as linhas da tabela de contingência). Os efeitos também podem ser definidos especificando a matriz do delineamento entre parênteses. As linhas da matriz do delineamento são separadas por vírgula.

As opções usadas neste trabalho são descritas a seguir.

ADDCELL = número, que adiciona um número para a frequência de cada casela;

FREQ, que fornece a tabela de frequência de populações x respostas;

PRED, fornece os valores observados e preditos das funções das respostas para cada população, seus erros-padrões e os resíduos;

Declaração CONTRAST

A declaração **CONTRAST** forma e testa funções lineares dos parâmetros do modelo. Cada conjunto de efeitos (separados por vírgula) especifica uma linha ou conjunto de linhas da matriz C que o CATMOD usa para testar a hipótese $C\beta = 0$. A declaração **CONTRAST** deve ser precedida da declaração **MODEL**. A palavra-chave **ALL_PARMS** é considerada como um efeito com o número de parâmetros igual ao número de colunas da matriz do delineamento. Isto é particularmente útil quando a matriz do delineamento é fornecida diretamente na declaração **MODEL**.

O nome do contraste é obrigatório e deve conter no máximo 24 caracteres.

Declaração POPULATION

A declaração **POPULATION** indica que populações devem ser formadas a partir do cruzamento das variáveis especificadas.

Declaração REPEATED

A declaração **REPEATED** é usada para incorporar medidas repetidas no modelo. Pode ser usada quando há mais que uma variável dependente e a palavra-chave **_RESPONSE_** é usada no modelo. Se as variáveis dependentes correspondem a um ou mais fatores de medidas repetidas, deve-se usar a declaração **REPEATED** para definir **_RESPONSE_** em termos daqueles fatores.

O valor de níveis é o número de níveis do fator de medidas repetidas identificado por um dado nome do fator.

Declaração RESPONSE

A declaração **RESPONSE** especifica funções das probabilidades de resposta.

3.2 Método de Eskridge (1997)

3.2.1 Descrição

O método de Eskridge utiliza-se do conceito de confiabilidade e do método WC.

Confiabilidade de uma cultivar é estimada pela probabilidade condicional que a cultivar tem de superar a testemunha, dado que a cultivar esteja presente no ambiente. Esta probabilidade condicional é a razão entre a probabilidade de que a cultivar supere a testemunha, estando a cultivar presente no ambiente, e a probabilidade que a cultivar esteja presente no ambiente. Estas probabilidades formarão um vetor de confiabilidade, que pode ser expresso por

$$f(\hat{p}) = \exp (B \otimes I) \log_e ((A \otimes I) \hat{p}),$$

onde I indica matriz identidade, $\otimes$ é o produto direto e, A e B são matrizes que são escolhidas de forma conveniente. Este vetor constituirá a declaração “Response” do procedimento CATMOD do SAS.

Para utilizar o método WC, o autor agiu da seguinte maneira: para um ambiente particular (uma combinação local-ano) e um par híbrido-testemunha, o desempenho do híbrido assume o valor 1 se o híbrido supera a testemunha; 0 se o híbrido não supera a testemunha e -1 se o híbrido está ausente naquele ambiente. Estes três resultados possíveis constituem uma variável resposta categorizada com três categorias (1,0 e -1). Esta variável é medida em t híbridos, que são comparados com uma única testemunha em n ambientes. Assim, cada ambiente tem um perfil de resposta com um total de $3^t - 1$ categorias mutuamente exclusivas.

Para esclarecer melhor estas idéias, suponha-se os dados apresentados na Tabela 5.

Tabela 5. Frequência de locais, para cada categoria de resposta, para duas cultivares de feijão, em três anos.

Ano	Resposta								Total
	-1,0	-1,1	0,-1	0,0	0,1	1,-1	1,0	1,1	
88	1	4	1	8	3	0	2	13	32
89	0	4	0	3	6	1	2	2	18
90	3	2	2	2	3	1	3	6	22

O resultado da primeira casela (1) significa que em 1988, em um local, a cultivar 1 estava ausente e, ao mesmo tempo, a cultivar 2 não superou a testemunha. O resultado da segunda casela (4) significa que em 1988, em quatro locais, a cultivar 1 estava ausente e, ao mesmo tempo, a cultivar 2 superou a testemunha, e assim por diante.

Em 1988, a probabilidade condicional de que a cultivar 1 supere a testemunha é $0,556 = (0+2+13)/(1+8+3+0+2+13)$, onde o denominador 32 é cancelado.

3.2.2 Modelo

O modelo adotado por Eskridge (1997) é o seguinte:

$$y_{ij} = \mu + a_i + c_j + ac_{ij} + e_{ij}$$

com $i = 1, \dots, I$; $j = 1, \dots, J$;

onde:

y_{ij} é o valor observado da confiabilidade no i -ésimo ano e na j -ésima cultivar;

μ é uma constante inerente a todas as observações;

a_i é o efeito do i -ésimo ano;

c_j é o efeito da j -ésima cultivar;

ac_{ij} é o efeito da interação do i -ésimo ano com a j -ésima cultivar;

e_{ij} é o erro associado à observação y_{ij} .

3.2.3 Um programa

Para se efetuar a análise, utilizando o PROC CATMOD, para o primeiro conjunto de dados, pode-se utilizar o seguinte programa, adaptado de Eskridge (1997).

```
/* PROGRAMA UTILIZADO PARA EFETUAR A ANÁLISE DE ACORDO COM
   ESKRIDGE (1997) - PRIMEIRO CONJUNTO DE DADOS */

OPTIONS NODATE PS=60;
/* NODATE É USADA PARA NÃO FORNECER A DATA NO RELATÓRIO */
/* PS REFERE-SE AO TAMANHO DA PÁGINA */
DATA ESKN1;
INFILE 'K:\DADOS1.DAD';
/* INFILE É USADA PARA IMPORTAR DADOS DE UM ARQUIVO EXTERNO */
INPUT LOCAL $ ANO R1 R2 R3;
/* R1=RENDIMENTO DA CULTIVAR 1 */
/* R2=RENDIMENTO DA CULTIVAR 2 */
/* R3=RENDIMENTO DA TESTEMUNHA */
D1 = R1 - R3;
H1 = 0 * (D1<=0) + 1 * (D1>0);
/* SE D1<=0, ENTÃO H1=0, SE D1>0, ENTÃO H1=1 */
D2 = R2 - R3;
```

```

H2 = 0 * (D2<=0) + 1 * (D2>0);
IF D1 = . THEN H1 = -1;
IF D2 = . THEN H2 = -1;
/* CULTIVAR AUSENTE É CODIFICADO -1 */
IF R3 = . THEN DELETE;
/*ESTE PASSO OMITE AMBIENTES COM TESTEMUNHA AUSENTE */

PROC CATMOD;

MODEL H1*H2 = ANO _RESPONSE_ ANO*_RESPONSE_ /FREQ PRED;
      REPEATED CULT 2 / _RESPONSE_ = CULT;

RESPONSE EXP 1 -1 0 0, 0 0 1 -1
            LOG 0 0 0 0 0 1 1 1, 0 0 1 1 1 1 1 1,
            0 1 0 0 1 0 0 1, 1 1 0 1 1 0 1 1;

CONTRAST 'H1 VS H2 EM 88' _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*ANO 2 0;

CONTRAST 'H1 VS H2 EM 89' _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*ANO 0 2;

CONTRAST 'H1 VS H2 EM 90' _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*ANO -2 -2;

RUN;

```

A declaração RESPONSE, neste caso, para cada população, especificará duas funções das probabilidades de resposta: a primeira representará a confiabilidade da cultivar 1, enquanto a segunda representará a confiabilidade da cultivar 2. Tome-se, por exemplo, a primeira população (ano de 88), cujo vetor de frequências observadas indicar-se-á por p. Os valores destas duas funções são obtidos da seguinte forma: sejam

$$B = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} \text{ e } p = \begin{bmatrix} 1 \\ 4 \\ 1 \\ 8 \\ 3 \\ 0 \\ 2 \\ 13 \end{bmatrix}.$$

Então, calculando a expressão $\exp (B \log_e (A p)$, obtem-se o vetor das confiabilidades: $\begin{bmatrix} 0,556 \\ 0,645 \end{bmatrix}$, onde 0,556 é o valor da confiabilidade da cultivar 1 em 88 e 0,645 é o valor da confiabilidade em 88.

O primeiro contraste,
 CONTRAST 'H1 VS H2 EM 88' _RESPONSE_2 _RESPONSE_*ANO 2 0,
 significa comparar a confiabilidade da cultivar 1 com a confiabilidade da cultivar 2, em 1988. Observa-se que, neste caso, os parâmetros envolvidos e seus coeficientes são: _RESPONSE_ com coeficiente 2 e _RESPONSE_*ANO com coeficientes 2 0.

Os outros contrastes têm significados análogos ao primeiro.

Os parâmetros envolvidos no contraste e seus coeficientes serão melhor compreendidos no item seguinte.

Para a análise do segundo conjunto de dados basta alterar a declaração INFILE.

3.2.4 Um programa alternativo

Pode-se utilizar um programa alternativo, certamente mais compreensível para pesquisadores pouco afeitos ao CATMOD, usando a matriz do delineamento diretamente na declaração MODEL. Neste caso, a matriz do delineamento é a seguinte:

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & -1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & -1 & 0 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 \end{bmatrix}.$$

A matriz X tem, aqui, o mesmo papel que desempenha em regressão múltipla padrão, isto é, ela indica a maneira como a variação entre um certo conjunto de funções $F(\pi)$ das probabilidades das caselas pode ser caracterizado como funções lineares de um conjunto de parâmetros desconhecidos.

No caso em apreço, as colunas representam os parâmetros e as linhas as funções de interesse do pesquisador.

A primeira coluna representa o efeito do intercepto, a segunda e a terceira representam o efeito de anos, e assim por diante.

A primeira e a segunda linha representam, respectivamente, as confiabilidades das cultivares 1 e 2, em 88. A terceira e a quarta linha representam, respectivamente, as confiabilidades das cultivares 1 e 2, em 89. A quinta e a sexta linha representam, respectivamente, as confiabilidades das cultivares 1 e 2, em 90.

```
/* PROGRAMA MODIFICADO DE ESKRIDGE (1997), UTILIZANDO-SE
   A MATRIZ DO MODELO, -PRIMEIRO CONJUNTO DE DADOS - */
```

```
OPTIONS NODATE PS=60;
DATA ESKN1X;
INFILE 'K:\DADOS1.DAD';
INPUT LOCAL $ ANO R1 R2 R3;
/* R1=RENDIMENTO DA CULTIVAR 1 */
/* R2=RENDIMENTO DA CULTIVAR 2 */
/* R3=RENDIMENTO DA TESTEMUNHA */
D1 = R1 - R3;
H1 = 0 * (D1<=0) + 1 * (D1>0);
D2 = R2 - R3;
H2 = 0 * (D2<=0) + 1 * (D2>0);
IF D1 = . THEN H1 = -1;
IF D2 = . THEN H2 = -1;
/* CULTIVAR AUSENTE É CODIFICADO -1 */
IF R3 = . THEN DELETE;
/*ESTE PASSO OMITE AMBIENTES COM TESTEMUNHA AUSENTE */
```

```

PROC CATMOD;

    POPULATION ANO

    MODEL H1*H2 = (1  1  0  1  1  0,
                  1  1  0 -1 -1  0,
                  1  0  1  1  0  1,
                  1  0  1 -1  0 -1,
                  1 -1 -1  1 -1 -1,
                  1 -1 -1 -1  1  1)

                (1='INTERCEPTO',
                 2 3 ='ANO',
                 4='CULTIVAR',
                 5 6 ='ANO X CULTIVAR')/FREQ PRED;

    RESPONSE EXP 1 -1 0 0, 0 0 1 -1
              LOG 0 0 0 0 0 1 1 1, 0 0 1 1 1 1 1 1,
              0 1 0 0 1 0 0 1, 1 1 0 1 1 0 1 1;

    CONTRAST 'H1 VS H2 EM 88' ALL_PARMS 0 0 0 2 2 0;

    CONTRAST 'H1 VS H2 EM 89' ALL_PARMS 0 0 0 2 0 2;

    CONTRAST 'H1 VS H2 EM 90' ALL_PARMS 0 0 0 2 -2 -2;

RUN;

```

O primeiro contraste,

CONTRAST 'H1 VS H2 EM 88' ALL_PARMS 0 0 0 2 2 0,

significa comparar a confiabilidade da cultivar 1 com a confiabilidade da cultivar 2, em 88. Os coeficientes deste contraste são obtidos da matriz X da seguinte forma: subtrai-se os coeficientes da segunda linha dos seus correspondentes da primeira linha.

O significado dos outros contrastes e a obtenção de seus coeficientes são análogos ao primeiro.

Deve-se destacar que, conforme SAS (1990), quando a matriz do delineamento, que o próprio sistema fornece, mesmo quando não solicitado ("default"), é usada diretamente na declaração MODEL, o conteúdo da tabela da análise de variância pode variar em função de que se foram ou não fornecidos subconjuntos específicos de parâmetros a serem testados. Se forem fornecidos subconjuntos específicos, então a

tabela contém um teste para cada subconjunto. Caso contrário, a tabela contém um teste para o que ele chama de efeito “MODEL | MEAN”.

Como se verá, posteriormente, neste trabalho, este efeito “MODEL | MEAN”, pode conduzir a resultados incoerentes na análise de variância, inclusive nos graus de liberdade.

Desta forma, para garantir que os resultados, referentes a cada fonte de variação, estão coerentes, foram incorporados ao programa anterior os seguintes contrastes:

```
CONTRAST 'INTERCEPTO' ALL_PARMs 1 0 0 0 0 0;
CONTRAST 'ANO' ALL_PARMs 0 1 0 0 0 0,
      ALL_PARMs 0 0 1 0 0 0;
CONTRAST 'CULTIVAR' ALL_PARMs 0 0 0 1 0 0;
CONTRAST 'ANO X CULTIVAR' ALL_PARMs 0 0 0 0 1 0,
      ALL_PARMs 0 0 0 0 0 1;
```

Para a análise do segundo conjunto de dados basta alterar a declaração INFILE.

3.3 Modelo alternativo

3.3.1 Justificativa

O modelo utilizado por Eskridge (1997), no qual a variável ano é incluída, tem o inconveniente de que o pesquisador ou indica uma única cultivar para todos os locais ou não indica nenhuma. Com este modelo, se houver interação entre cultivares e locais, algum local certamente seria prejudicado, ocasionando perdas financeiras para os produtores deste local. Para evitar esta situação, pode-se suprimir ano e incluir local no modelo.

3.3.2 Modelo

O modelo alternativo é o seguinte:

$$y_{ij} = \mu + l_i + c_j + lc_{ij} + e_{ij}$$

com $i = 1, \dots, I$; $j = 1, \dots, J$;

onde:

y_{ij} é o valor observado da confiabilidade no i -ésimo local e na j -ésima cultivar;

μ é uma constante inerente a todas as observações;

l_i é o efeito do i -ésimo local;

c_j é o efeito da j -ésima cultivar;

lc_{ij} é o efeito da interação do i -ésimo local com a j -ésima cultivar;

e_{ij} é o erro associado à observação y_{ij} .

3.3.3 Um programa

Para se efetuar a análise, utilizando o PROC CATMOD, para o primeiro conjunto de dados, pode-se utilizar o seguinte programa, adaptado de Eskridge (1997).

```
/* PROGRAMA UTILIZADO PARA EFETUAR A ANÁLISE DE ACORDO COM
   MODELO ALTERNATIVO P/ ESKRIDGE (1997) - PRIMEIRO CONJUNTO
   DE DADOS (SEM USO DA MATRIZ X) */
```

```
OPTIONS NODATE PS=60;
DATA ALT1;
INFILE 'K:\DADOS1.DAD';
INPUT LOCAL $ ANO R1 R2 R3;
/* R1=RENDIMENTO DA CULTIVAR 1 */
/* R2=RENDIMENTO DA CULTIVAR 2 */
/* R3=RENDIMENTO DA TESTEMUNHA */
D1 = R1 - R3;
H1 = 0 * (D1<=0) + 1 * (D1>0);
D2 = R2 - R3;
H2 = 0 * (D2<=0) + 1 * (D2>0);
IF D1 = . THEN H1 = -1;
IF D2 = . THEN H2 = -1;
```

```

/* CULTIVAR AUSENTE É CODIFICADO -1 */
IF R3 = . THEN DELETE;
/*ESTE PASSO OMITE AMBIENTES COM TESTEMUNHA AUSENTE */

PROC CATMOD;

MODEL H1*H2 = LOCAL _RESPONSE_ LOCAL*_RESPONSE_ /FREQ PRED;
      REPEATED CULT 2 / _RESPONSE_ = CULT;

CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL A'
      _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*LOCAL 2 0 0 0;

CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL B'
      _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*LOCAL 0 2 0 0;

CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL C'
      _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*LOCAL 0 0 2 0;

CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL M'
      _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*LOCAL 0 0 0 2;

CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL N'
      _RESPONSE_ 2 _RESPONSE_*LOCAL -2 -2 -2 -2;

RESPONSE EXP 1 -1 0 0, 0 0 1 -1
      LOG 0 0 0 0 0 1 1 1, 0 0 1 1 1 1 1 1,
      0 1 0 0 1 0 0 1, 1 1 0 1 1 0 1 1;

RUN;

```

Para a análise do segundo conjunto de dados basta alterar a declaração INFILE.

3.3.4 Um programa alternativo

Pode-se, alternativamente, utilizar a matriz do delineamento diretamente como é mostrado no programa apresentado a seguir. Neste caso, a matriz do delineamento é

1	1	0	0	0	1	1	0	0	0
1	1	0	0	0	-1	-1	0	0	0
1	0	1	0	0	1	0	1	0	0
1	0	1	0	0	-1	0	-1	0	0
1	0	0	1	0	1	0	0	1	0
1	0	0	1	0	-1	0	0	-1	0
1	0	0	0	1	1	0	0	0	1
1	0	0	0	1	-1	0	0	0	-1
1	-1	-1	-1	-1	1	-1	-1	-1	-1
1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	1	1

A matriz do delineamento tem a seguinte interpretação: cada coluna representa um parâmetro; cada linha representa a confiabilidade de uma das cultivares, em uma dada população (local).

A primeira coluna representa o intercepto; as quatro seguintes o efeito de locais, e assim por diante.

As duas primeiras linhas referem-se ao local A. A primeira representa a confiabilidade da cultivar 1, enquanto a segunda representa a confiabilidade da cultivar 2.

As demais linhas têm sentido análogo.

```
/* PROGRAMA UTILIZADO PARA EFETUAR A ANÁLISE DE ACORDO COM
   MODELO ALTERNATIVO P/ ESKRIDGE (1997), USANDO A MATRIZ X
   - PRIMEIRO CONJUNTO DE DADOS - */
```

```
OPTIONS NODATE PS=60;
DATA ALT1X;
INFILE 'K:\DADOS1.DAD';
INPUT LOCAL $ ANO R1 R2 R3;
/* R1=RENDIMENTO DA CULTIVAR 1 */
/* R2=RENDIMENTO DA CULTIVAR 2 */
/* R3=RENDIMENTO DA TESTEMUNHA */
D1 = R1 - R3;
H1 = 0 * (D1<=0) + 1 * (D1>0);
D2 = R2 - R3;
H2 = 0 * (D2<=0) + 1 * (D2>0);
IF D1 = . THEN H1 = -1;
```

```

IF D2 = . THEN H2 = -1;
/* CULTIVAR AUSENTE É CODIFICADO -1 */
IF R3 = . THEN DELETE;
/*ESTE PASSO OMITE AMBIENTES COM TESTEMUNHA AUSENTE */

PROC CATMOD;

    POPULATION LOCAL;

    MODEL H1*H2 = ( 1 1 0 0 0 1 1 0 0 0,
                    1 1 0 0 0 -1 -1 0 0 0,
                    1 0 1 0 0 1 0 1 0 0,
                    1 0 1 0 0 -1 0 -1 0 0,
                    1 0 0 1 0 1 0 0 1 0,
                    1 0 0 1 0 -1 0 0 -1 0,
                    1 0 0 0 1 1 0 0 0 1,
                    1 0 0 0 1 -1 0 0 0 -1,
                    1 -1 -1 -1 -1 1 -1 -1 -1 -1,
                    1 -1 -1 -1 -1 -1 1 1 1 1)
        (1='INTERCEPTO',
         2 5='LOCAL',
         6='CULTIVAR',
         7 10='LOCAL X CULTIVAR')/FREQ PRED;

    RESPONSE EXP 1 -1 0 0, 0 0 1 -1
        LOG 0 0 0 0 0 1 1 1, 0 0 1 1 1 1 1 1,
        0 1 0 0 1 0 0 1, 1 1 0 1 1 0 1 1;

    CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL A'
        ALL_PARM 0 0 0 0 0 2 2 0 0 0;

    CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL B'
        ALL_PARM 0 0 0 0 0 2 0 2 0 0;

    CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL C'
        ALL_PARM 0 0 0 0 0 2 0 0 2 0;

    CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL M'
        ALL_PARM 0 0 0 0 0 2 0 0 0 2;

    CONTRAST 'H1 VS H2 NO LOCAL N'
        ALL_PARM 0 0 0 0 0 2 -2 -2 -2 -2;

```

```

RUN;

```


Para garantir resultados coerentes na análise de variância, de acordo com o exposto no item 3.2.4 (efeito “MODEL | MEAN”), foram incorporados ao programa anterior, os seguintes contrastes:

```
CONTRAST 'INTERCEPTO' ALL_PARMs 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0;
CONTRAST 'LOCAL' ALL_PARMs 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0,
      ALL_PARMs 0 0 1 0 0 0 0 0 0 0,
      ALL_PARMs 0 0 0 1 0 0 0 0 0 0,
      ALL_PARMs 0 0 0 0 1 0 0 0 0 0,
      ALL_PARMs 0 0 0 0 0 1 0 0 0 0;
CONTRAST 'CULTIVAR' ALL_PARMs 0 0 0 0 0 1 0 0 0 0;
CONTRAST 'LOCAL X CULTIVAR' ALL_PARMs 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0,
      ALL_PARMs 0 0 0 0 0 0 0 1 0 0,
      ALL_PARMs 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0,
      ALL_PARMs 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1;
```

Para a análise do segundo conjunto de dados basta alterar a declaração INFILE.

3.4 Teste do mecanismo de dados incompletos (Park & Davis, 1993)

3.4.1 A estatística de Wald para homogeneidade de parâmetros específicos do estrato

Seja H o número de estratos nos dados. Para o h -ésimo estrato, seja n_h o vetor das frequências observadas das caselas e π_h o vetor das verdadeiras probabilidades. Seja p_h o vetor correspondente de proporções amostrais com a matriz de covariâncias V_h . Seja $F(p_h)$ um vetor de u_h funções de p_h . Então, os modelos de regressão de interesse são definidos como

$$E[F(p_h)] = X_h \beta_h, \text{ para } h = 1, \dots, H, \quad (1)$$

onde X_h é uma matriz de dimensão $(u_h \times v)$, do modelo e β_h é um vetor $(v \times 1)$, de parâmetros desconhecidos. Definem-se os vetores compostos n e p como $n' = (n_1', \dots, n_h')$ e $p' = (p_1', \dots, p_H')$. Então, $V = \text{var}(p) = \text{diag}(V_1, \dots, V_H)$. O modelo (1) pode ser escrito como

$$E[F(p)] = X \beta, \quad (2)$$

onde $X = \text{diag}(X_1, \dots, X_H)$ é uma matriz de dimensão $(u^* \times v^*)$ do modelo com $u^* = \sum_h u_h$ e $v^* = Hv$, e $\beta = (\beta_1', \dots, \beta_H')$.

A adequação do modelo (2) pode ser testada utilizando-se a estatística

$$Q = (F - Xb)' V^{-1} (F - Xb),$$

onde $b = (X' V^{-1} X)^{-1} X' V^{-1} F$ é o estimador de mínimos quadrados ponderados de β . Um estimador consistente para a matriz de covariâncias de β é dado por

$$V_b = (X' V^{-1} X)^{-1}.$$

A hipótese de homogeneidade é, então,

$$H_0 : \beta_1, \dots, \beta_H.$$

Equivalentemente, H_0 pode ser expressa, com uma escolha conveniente de C , fazendo-se $C\beta = 0$. A estatística de Wald para H_0 é dada por

$$Q = (Cb)' (C(X' V^{-1} X)^{-1} (Cb)), \quad (3)$$

que tem, aproximadamente, uma distribuição de qui-quadrado com $d = v(H-1)$ graus de liberdade para grandes amostras, sob a hipótese de nulidade, onde v representa o número de parâmetros do modelo.

3.4.2 A estatística de Wald para o mecanismo de dados incompletos

Por conveniência, conforme sugestão dos autores, considera-se uma única variável resposta que tem $c-1$ categorias de respostas. Suponha-se que há n indivíduos e a variável resposta deva ser medida em cada um de t pontos distintos no tempo, $T_1, \dots, T_t$. Correspondentemente, cada um dos n indivíduos tem um perfil de resposta que pode

ser classificado em uma das $(c-1)^t$ categorias mutuamente exclusivas. Frequentemente, alguns dos n indivíduos podem não ter a variável resposta medida em um ou mais pontos, no tempo. Nesta situação, é útil considerar-se a c -ésima categoria para a variável resposta em cada ponto no tempo, onde esta c -ésima categoria representa uma resposta perdida naquele ponto do tempo. Assim, os dados podem ser imaginados como uma tabela de c^t-1 , ao invés de $(c-1)^t$ categorias, onde há c^t-1 categorias, ao invés de c^t , visto que uma das c^t categorias representaria dados incompletos para todos os pontos no tempo.

Seja H o número de padrões distintos de dados incompletos. Desde que a categoria representando uma resposta incompleta é incluída como uma categoria adicional, o total r de categorias de respostas pode ser dividido em H grupos. Seja S_h o conjunto de categorias de respostas para o padrão de dados incompletos h ($h = 1, \dots, H$) e seja r_h o número de categorias de respostas em S_h . Por simplicidade, assume-se que S_1 indica o grupo de indivíduos que tem observações completas em todos os pontos no tempo.

Em vez de considerar-se H padrões de dados incompletos, consideram-se dois estratos S_1 e S_1^* , onde S_1 é o grupo de indivíduos que tem observações completas em todos os pontos no tempo e S_1^* é o grupo de indivíduos que tem pelo menos uma observação perdida. Assim,

$$S_1^* = \bigcup_{h=2}^H S_h.$$

Esta abordagem de dois estratos, segundo os autores, tem diversas vantagens: é útil para padrões específicos de dados incompletos, é fácil de aplicar e reduz o número de parâmetros a serem estimados. É esta abordagem de dois estratos que será utilizada neste trabalho.

Para verificar-se se os dados são MCAR, testa-se a homogeneidade dos parâmetros entre os casos com dados completos e com dados incompletos. Se há homogeneidade de parâmetros os dados são MCAR.

ser classificado em uma das $(c-1)^t$ categorias mutuamente exclusivas. Frequentemente, alguns dos n indivíduos podem não ter a variável resposta medida em um ou mais pontos, no tempo. Nesta situação, é útil considerar-se a c -ésima categoria para a variável resposta em cada ponto no tempo, onde esta c -ésima categoria representa uma resposta perdida naquele ponto do tempo. Assim, os dados podem ser imaginados como uma tabela de c^t-1 , ao invés de $(c-1)^t$ categorias, onde há c^t-1 categorias, ao invés de c^t , visto que uma das c^t categorias representaria dados incompletos para todos os pontos no tempo.

Seja H o número de padrões distintos de dados incompletos. Desde que a categoria representando uma resposta incompleta é incluída como uma categoria adicional, o total r de categorias de respostas pode ser dividido em H grupos. Seja S_h o conjunto de categorias de respostas para o padrão de dados incompletos h ($h = 1, \dots, H$) e seja r_h o número de categorias de respostas em S_h . Por simplicidade, assume-se que S_1 indica o grupo de indivíduos que tem observações completas em todos os pontos no tempo.

Em vez de considerar-se H padrões de dados incompletos, consideram-se dois estratos S_1 e S_1^* , onde S_1 é o grupo de indivíduos que tem observações completas em todos os pontos no tempo e S_1^* é o grupo de indivíduos que tem pelo menos uma observação perdida. Assim,

$$S_1^* = \bigcup_{h=2}^H S_h.$$

Esta abordagem de dois estratos, segundo os autores, tem diversas vantagens: é útil para padrões específicos de dados incompletos, é fácil de aplicar e reduz o número de parâmetros a serem estimados. É esta abordagem de dois estratos que será utilizada neste trabalho.

Para verificar-se se os dados são MCAR, testa-se a homogeneidade dos parâmetros entre os casos com dados completos e com dados incompletos. Se há homogeneidade de parâmetros os dados são MCAR.

3.4.3 Teste do mecanismo de dados incompletos usando anos no modelo

A única maneira de se efetuar o teste do mecanismo de dados incompletos é fornecendo a matriz do delineamento diretamente na declaração MODEL. No caso presente, a matriz do delineamento é a seguinte:

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & -1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & -1 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & -1 & 0 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 \end{bmatrix}.$$

A matriz do delineamento tem a seguinte interpretação: cada coluna representa um parâmetro; cada linha representa a confiabilidade de uma das cultivares, em uma dada população (ano), em um dado estrato (dados completos ou dados incompletos).

As seis primeiras colunas representam parâmetros dos dados completos, enquanto as seis últimas representam parâmetros dos dados incompletos. Entre as seis primeiras, a primeira representa o intercepto, a segunda e a terceira o efeito de anos, a quarta o efeito de cultivares, a quinta e a sexta o efeito da interação. As seis restantes têm sentido análogo.

As quatro primeiras linhas referem-se ao ano de 88, as quatro seguintes referem-se ao ano de 89 e as quatro restantes referem-se ao ano de 90.

A primeira linha representa a confiabilidade da cultivar 1, com dados completos. A segunda linha representa a confiabilidade da cultivar 2, com dados completos. A terceira linha representa a confiabilidade da cultivar 1, com dados incompletos. A quarta linha representa a confiabilidade da cultivar 2, com dados incompletos. As demais linhas têm sentido análogo.

Para testar o mecanismo de dados incompletos para o primeiro conjunto de dados, usando anos no modelo (Eskridge, 1997), através do CATMOD , foi elaborado o programa apresentado a seguir.

```
/* PROGRAMA PARA TESTE DO MECANISMO DE DADOS INCOMPLETOS,
   USANDO ANOS, ATRAVÉS DO MÉTODO PD - PRIMEIRO CONJUNTO DE
   DADOS */

OPTIONS NODATE PS=60;
DATA PDA1;
INFILE 'K:\DADOS1.DAD';
INPUT LOCAL $ ANO R1 R2 R3;
/* R1=RENDIMENTO DA CULTIVAR 1 */
/* R2=RENDIMENTO DA CULTIVAR 2 */
/* R3=RENDIMENTO DA TESTEMUNHA */
D1 = R1 - R3;
H1 = 0 * (D1<=0) + 1 * (D1>0);
D2 = R2 - R3;
H2 = 0 * (D2<=0) + 1 * (D2>0);
IF D1 = . THEN H1 = -1;
IF D2 = . THEN H2 = -1;
/* CULTIVAR AUSENTE É CODIFICADO -1 */
IF R3 = . THEN DELETE;
/*ESTE PASSO OMITE LOCAIS COM TESTEMUNHA AUSENTE */
```

```
PROC CATMOD;
```

```
POPULATION ANO;
```

```
MODEL H1*H2 = (1 1 0 1 1 0 0 0 0 0 0 0,
               1 1 0 -1 -1 0 0 0 0 0 0 0,
               0 0 0 0 0 0 1 1 0 1 1 0,
               0 0 0 0 0 0 1 1 0 -1 -1 0,
               1 0 1 1 0 1 0 0 0 0 0 0,
               1 0 1 -1 0 -1 0 0 0 0 0 0,
               0 0 0 0 0 0 1 0 1 1 0 1,
               0 0 0 0 0 0 1 0 1 -1 0 -1,
               1 -1 -1 1 -1 -1 0 0 0 0 0 0,
               1 -1 -1 -1 1 1 0 0 0 0 0 0,
               0 0 0 0 0 0 1 -1 -1 1 -1 -1,
               0 0 0 0 0 0 1 -1 -1 -1 1 1)

(1='INTERCEPTO COMP',
 2 3='ANO COMP',
 4='CULTIVAR COMP',
 5 6='ANO X CULTIVAR COMP',
 7='INTERCEPTO INC',
 8 9='ANO INC',
10='CULTIVAR INC',
11 12='ANO X CULTIVAR INC')/FREQ PRED
ADDCELL=0.5;
```

```
RESPONSE EXP 1 0 -1 0 0 0 0,
              0 1 -1 0 0 0 0,
              0 0 0 1 -1 0 0,
              0 0 0 0 0 1 -1
LOG          0 0 0 0 0 0 1 1,
              0 0 0 0 1 0 0 1,
              0 0 0 1 1 0 1 1,
              0 0 0 0 0 1 0 0,
              0 0 1 0 0 1 0 0,
              0 1 0 0 0 0 0 0,
              1 1 0 0 0 0 0 0;
```

```
CONTRAST 'BETAC VS BETAI' ALL_PARMS 1 0 0 0 0 0 -1 0 0 0 0 0,
                                ALL_PARMS 0 1 1 0 0 0 0 -1 -1 0 0 0,
                                ALL_PARMS 0 0 0 1 0 0 0 0 0 -1 0 0,
                                ALL_PARMS 0 0 0 0 1 1 0 0 0 0 -1 -1;
```

```
RUN;
```

```

CONTRAST 'INTERC VS INTERI' ALL_PARMs 1 0 0 0 0 0 -1 0 0 0 0 0;

RUN;

CONTRAST 'ANOSC VS ANOSI' ALL_PARMs 0 1 1 0 0 0 0 -1 -1 0 0 0;

RUN;

CONTRAST 'CULTC VS CULTI' ALL_PARMs 0 0 0 1 0 0 0 0 0 -1 0 0;

RUN;

CONTRAST 'ANOCULTC VS ANOCULTI' ALL_PARMs 0 0 0 0 1 1 0 0 0 0 -1 -1;

RUN;

```

A declaração

```

CONTRAST 'BETAC VS BETAI'      ALL_PARMs 1 0 0 0 0 0 -1 0 0 0 0 0,
                                ALL_PARMs 0 1 1 0 0 0 0 -1 -1 0 0 0,
                                ALL_PARMs 0 0 0 1 0 0 0 0 0 -1 0 0,
                                ALL_PARMs 0 0 0 0 1 1 0 0 0 0 -1 -1;

```

é utilizada para comparar os parâmetros dos dados completos (BETAC) com os parâmetros dos dados incompletos (BETAI). Caso este contraste não seja significativo, então, segundo o teste de Park & Davis (1993), os dados suportam a condição de MCAR.

Os demais contrastes servem para verificar que parâmetros específicos são diferentes, se for o caso.

A opção ADDCELL = 0.5 foi aplicada, neste e no programa seguinte, em virtude da ocorrência de matrizes de covariâncias singulares em algumas populações.

Para o segundo conjunto de dados basta alterar a declaração INFILE.

3.4.4 Teste do mecanismo de dados incompletos usando locais no modelo

Para testar o mecanismo dos dados incompletos para o primeiro conjunto de dados, usando locais no modelo (modelo alternativo), através do CATMOD, foi elaborado o seguinte programa:

```
/* PROGRAMA PARA TESTE DO MECANISMO DE DADOS INCOMPLETOS,
   USANDO LOCAIS, ATRAVÉS DO MÉTODO PD - PRIMEIRO CONJUNTO
   DE DADOS - */
```

```
OPTIONS NODATE PS=60;
DATA PDL1;
INFILE 'K:\DADOS1.DAD';
INPUT LOCAL $ ANO R1 R2 R3;
/* R1=RENDIMENTO DA CULTIVAR 1 */
/* R2=RENDIMENTO DA CULTIVAR 2 */
/* R3=RENDIMENTO DA TESTEMUNHA */
D1 = R1 - R3;
H1 = 0 * (D1<=0) + 1 * (D1>0);
D2 = R2 - R3;
H2 = 0 * (D2<=0) + 1 * (D2>0);
IF D1 = . THEN H1 = -1;
IF D2 = . THEN H2 = -1;
/* CULTIVAR AUSENTE É CODIFICADO -1 */
IF R3 = . THEN DELETE;
/*ESTE PASSO OMITE AMBIENTES COM TESTEMUNHA AUSENTE */
```

```
PROC CATMOD;
```

```
POPULATION LOCAL;
```

```
MODEL H1*H2 =(1 1 0 0 0 1 1 0 0 0
               0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

               1 1 0 0 0 -1 -1 0 0 0
               0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

               0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
               1 1 0 0 0 1 1 0 0 0,

               0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
               1 1 0 0 0 -1 -1 0 0 0,

               1 0 1 0 0 1 0 1 0 0
               0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,
```

```

1 0 1 0 0 -1 0 -1 0 0
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 0 1 0 0 1 0 1 0 0,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 0 1 0 0 -1 0 -1 0 0,

```

```

1 0 0 1 0 1 0 0 1 0
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

```

```

1 0 0 1 0 -1 0 0 -1 0
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 0 0 1 0 1 0 0 1 0,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 0 0 1 0 -1 0 0 -1 0,

```

```

1 0 0 0 1 1 0 0 0 1
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

```

```

1 0 0 0 1 -1 0 0 0 -1
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 0 0 0 1 1 0 0 0 1,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 0 0 0 1 -1 0 0 0 -1,

```

```

1 -1 -1 -1 -1 1 -1 -1 -1 -1
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

```

```

1 -1 -1 -1 -1 -1 1 1 1 1
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 -1 -1 -1 -1 1 -1 -1 -1 -1,

```

```

0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
1 -1 -1 -1 -1 -1 1 1 1 1)

```

```

(1='INTERCEPTO COMP',
2 5='LOCAL COMP',
6='CULTIVAR COMP',
7 10='LOCAL X CULTIVAR COMP',
11='INTERCEPTO INC',
12 15='LOCAL INC',
16='CULTIVAR INC',
17 20='LOCAL X CULTIVAR INC')/FREQ PRED
ADDCELL=0.5;

RESPONSE EXP 1 0 -1 0 0 0 0,
              0 1 -1 0 0 0 0,
              0 0 0 1 -1 0 0,
              0 0 0 0 0 1 -1
LOG          0 0 0 0 0 0 1 1,
              0 0 0 0 1 0 0 1,
              0 0 0 1 1 0 1 1,
              0 0 0 0 0 1 0 0,
              0 0 1 0 0 1 0 0,
              0 1 0 0 0 0 0 0,
              1 1 0 0 0 0 0 0;

CONTRAST 'BETAC VS BETAI' ALL_PARMS 1 0 0 0 0 0 0 0 0
                                     -1 0 0 0 0 0 0 0 0,

ALL_PARMS 0 1 1 1 1 0 0 0 0 0
           0 -1 -1 -1 -1 0 0 0 0 0,

ALL_PARMS 0 0 0 0 0 1 0 0 0 0
           0 0 0 0 0 -1 0 0 0 0,

ALL_PARMS 0 0 0 0 0 0 1 1 1 1
           0 0 0 0 0 0 -1 -1 -1 -1;

RUN;

```

A matriz do delineamento que aparece na declaração MODEL tem sentido análogo à matriz do delineamento apresentada no item 3.4.3.

O contraste 'BETAC VS BETAI' é utilizado para comparar os parâmetros dos dados completos (BETAC) com os parâmetros dos dados incompletos (BETAI). Caso este contraste não seja significativo, então, segundo o teste de Park & Davis (1993), os dados suportam a condição de MCAR.

Para o segundo conjunto de dados basta alterar a declaração INFILE.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Primeiro conjunto de dados

4.1.1 Considerações iniciais

O primeiro conjunto de dados foi forjado com a intenção de que:

- não houvesse diferença significativa, pelo método de Eskridge (1997), entre as confiabilidades das cultivares 1 e 2;
- houvesse diferença significativa, pelo modelo alternativo, entre as confiabilidades das cultivares 1 e 2.
- qualquer que fosse o modelo adotado, os dados suportariam a condição de MCAR.

4.1.2 Análise pelo método de Eskridge (1997)

Através da utilização de qualquer um dos programas apresentados no item 3.2.2, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R)=	8
Weight Variable: None	Populations (S)=	3
Data Set: ESKN1	Total Frequency (N)=	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs)=	72

Aqui são apresentadas características gerais do primeiro conjunto de dados, tais como: são três as populações (anos) e oito níveis de respostas, conforme pode-se ver através dos perfis de respostas apresentados adiante.

POPULATION PROFILES		
Sample	ANO	Sample Size
1	88	32
2	89	18
3	90	22

Os perfis das populações mostram o número de ensaios em cada ano.

RESPONSE PROFILES		
Response	H1	H2
1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

Os perfis das respostas mostram que cada população tem oito categorias de respostas, que são obtidas pelas combinações dos valores de H1 com os valores de H2.

RESPONSE FREQUENCIES				
Sample	Response Number			
	1	2	3	4
1	1	4	1	8
2	0	4	0	3
3	3	2	2	2

RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8
1	3	0	2	13
2	6	1	2	2
3	3	1	3	6

As frequências das respostas apresentam uma tabela de dupla entrada das amostras (anos) x respostas. Cada casela apresenta o número de ensaios que proporcionou uma dada resposta, em um determinado ano.

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	148.20	0.0000
ANO	2	0.40	0.8169
CULT	1	2.83	0.0924
ANO*CULT	2	2.40	0.3019
RESIDUAL	0	.	.

Observa-se que não houve efeito significativo de cultivares, bem como de nenhum outro efeito, exceto o de intercepto, ao nível de 0.05 de probabilidade. Este é o nível de significância estatística usado neste trabalho.

Quando utilizado o programa que usa a matriz do delineamento, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	148.20	0.0000
ANO	2	0.40	0.8169
CULTIVAR	1	2.83	0.0924
ANO X CULTIVAR	2	2.40	0.3019
RESIDUAL	0	.	.

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	148.20	0.0000

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
ANO	2	0.40	0.8169

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
CULTIVAR	1	2.83	0.0924

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
ANO X CULTIVAR	2	2.40	0.3019

Verifica-se que, neste caso, os valores da tabela da análise de variância estão coerentes com os anteriores.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	0.5718	0.0470	148.20	0.0000
ANO	2	0.0285	0.0658	0.19	0.6646
	3	-0.0403	0.0656	0.38	0.5391
CULT	4	-0.0715	0.0425	2.83	0.0924
ANO*CULT	5	0.0267	0.0494	0.29	0.5884
	6	-0.1029	0.0669	2.37	0.1240

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS

Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.55555556	0.09562922	0.55555556	0.09562922
	2	0.64516129	0.08593475	0.64516129	0.08593475
2	1	0.35714286	0.12806021	0.35714286	0.12806021
	2	0.70588235	0.11051017	0.70588235	0.11051017
3	1	0.58823529	0.11936462	0.58823529	0.11936462
	2	0.57894737	0.11326897	0.57894737	0.11326897

Aqui são apresentados os valores observados e preditos das funções das respostas (confiabilidades), acompanhados dos seus erros padrões. A primeira linha (amostra 1 e função número 1) refere-se à confiabilidade da cultivar 1, em 1988. A segunda linha (amostra 1 e função número 2) refere-se à confiabilidade da cultivar 2, em 1988, e assim por diante.

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
H1 VS H2 EM 88	1	1.06	0.3028
H1 VS H2 EM 89	1	3.80	0.0512
H1 VS H2 EM 90	1	0.00	0.9536

Os contrastes H1 vs H2 (confiabilidade da cultivar 1 versus confiabilidade da cultivar 2), dentro de cada ano, revelam que nenhuma cultivar seria indicada para substituir a testemunha, usando o método de Eskridge (1997), que utiliza anos no modelo.

4.1.3 Análise pelo modelo alternativo

Através da utilização de qualquer um dos programas apresentados no item 3.3.2, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R)=	8
Weight Variable: None	Populations (S)=	5
Data Set: ALT1	Total Frequency (N)=	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs)=	72

Aqui são apresentadas características gerais do primeiro conjunto de dados, tais como: são cinco as populações (locais) e oito níveis de respostas, conforme pode-se ver através dos perfis de respostas apresentados adiante.

POPULATION PROFILES

Sample	LOCAL	Sample Size
1	A	12
2	B	11
3	C	7
4	M	38
5	N	4

Os perfis das populações mostram o número de ensaios em cada local.

RESPONSE PROFILES

Response	H1	H2
1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

Os perfis das respostas mostram que cada população tem oito categorias de respostas, que são obtidas pelas combinações dos valores de H1 com os valores de H2.

RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	1	2	3	4
1	1	5	0	1
2	0	0	1	5
3	0	0	0	1
4	3	5	1	5
5	0	0	1	1

RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8
1	1	0	0	4
2	2	0	2	1
3	5	0	0	1
4	4	2	5	13
5	0	0	0	2

As frequências das respostas apresentam uma tabela de dupla entrada das amostras (locais) x respostas. Cada casela apresenta o número de ensaios que proporcionou uma dada resposta, em um determinado local.

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	74.04	0.0000
LOCAL	4	11.62	0.0204
CULT	1	8.09	0.0044
LOCAL*CULT	4	14.59	0.0056
RESIDUAL	0	.	.

Verifica-se efeito significativo de todas as fontes de variação. Desta forma, o modelo alternativo, que usa locais no modelo, é mais informativo do que o modelo de Eskridge (1997), que usa anos no modelo.

Ressalte-se que se for utilizado o programa que usa a matriz do delineamento no modelo, a qual o próprio sistema SAS fornece, mesmo quando não solicitado (“default”), o resultado da análise de variância é o seguinte:

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	74.04	0.0000
LOCAL	2	4.07	0.1307
CULTIVAR	1	8.09	0.0044
LOCAL X CULTIVAR	2	5.53	0.0631
RESIDUAL	0	.	.

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	74.04	0.0000

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
LOCAL	4	11.62	0.0204

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
CULTIVAR	1	8.09	0.0044

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
LOCAL X CULTIVAR	4	14.59	0.0056

Verifica-se que os resultados referentes às fontes de variação local e local x cultivar estão incoerentes, diferindo dos obtidos anteriormente. Desta forma, o uso de contrastes específicos para testar as fontes de variação é uma prática conveniente e necessária.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----	-----	-----
INTERCEPT	1	0.5535	0.0643	74.04	0.0000
LOCAL	2	0.1965	0.1192	2.72	0.0992
	3	-0.2671	0.1013	6.95	0.0084
	4	-0.0535	0.1013	0.28	0.5976
	5	0.0942	0.0820	1.32	0.2509
CULT	6	-0.1037	0.0364	8.09	0.0044
LOCAL*CULT	7	0.0203	0.0764	0.07	0.7901
	8	0.0900	0.0831	1.17	0.2787
	9	-0.2535	0.0755	11.27	0.0008
	10	0.1227	0.0544	5.08	0.0242

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
H1 VS H2 NO LOCAL A	1	0.92	0.3367
H1 VS H2 NO LOCAL B	1	0.02	0.8876
H1 VS H2 NO LOCAL C	1	17.50	0.0000
H1 VS H2 NO LOCAL M	1	0.13	0.7152
H1 VS H2 NO LOCAL N	1	1.09	0.2963

Observa-se que no local C houve diferença entre a confiabilidade da cultivar 1 e da cultivar 2. Para este local a cultivar 2 deveria ser indicada por apresentar

maior confiabilidade que a cultivar 1, conforme pode ser visto pelos valores observados e preditos das funções, dados a seguir.

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS					
Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.66666667	0.19245009	0.66666667	0.19245009
	2	0.83333333	0.10758287	0.83333333	0.10758287
2	1	0.27272727	0.13428163	0.27272727	0.13428163
	2	0.3	0.14491377	0.3	0.14491377
3	1	0.14285714	0.13226001	0.14285714	0.13226001
	2	0.85714286	0.13226001	0.85714286	0.13226001
4	1	0.66666667	0.0860663	0.66666667	0.0860663
	2	0.62857143	0.08167346	0.62857143	0.08167346
5	1	0.5	0.25	0.5	0.25
	2	0.66666667	0.27216553	0.66666667	0.27216553

No local C (amostra 3), as confiabilidades das cultivares 2 e 1 foram, aproximadamente, 0,857 (função número 2) e 0,143 (função número 1), respectivamente. Portanto, para este local, a cultivar 2 deveria ser indicada por apresentar alta confiabilidade (85,7 %).

4.1.4 Teste do mecanismo de dados incompletos

Primeiro Caso: Utilizando anos no modelo

Através do programa apresentado no item 3.4.3, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R)=	8
Weight Variable: None	Populations (S)=	3
Data Set: PDA1	Total Frequency (N)=	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs)=	72

POPULATION PROFILES

Sample	ANO	Adj. Sample Size
1	88	36
2	89	22
3	90	26

Verifica-se que, neste caso, os tamanhos das amostras foram ajustados em decorrência da utilização da opção ADDCELL = 0.5 no programa.

RESPONSE PROFILES

Response	H1	H2
1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	1	2	3	4
1	1.5	4.5	1.5	8.5
2	0.5	4.5	0.5	3.5
3	3.5	2.5	2.5	2.5

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8
1	3.5	0.5	2.5	13.5
2	6.5	1.5	2.5	2.5
3	3.5	1.5	3.5	6.5

Em decorrência da utilização da opção ADDCELL = 0.5 no programa, as frequências das amostras foram ajustadas. Todas as análises posteriores são efetuadas baseadas nestas frequências ajustadas.

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO COMP	1	133.69	0.0000
ANOS COMP	2	1.98	0.3708
CULTIVAR COMP	1	1.30	0.2538
ANO X CULTIVAR COMP	2	1.42	0.4918
INTERCEPTO INC	1	35.27	0.0000
ANOS INC	2	3.71	0.1566
CULTIVAR INC	1	1.42	0.2327
ANO X CULTIVAR INC	2	0.99	0.6094
RESIDUAL	0	.	.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
MODEL	1	0.5603	0.0485	133.69	0.0000
	2	0.0290	0.0678	0.18	0.6690
	3	-0.0937	0.0674	1.93	0.1648
	4	-0.0504	0.0442	1.30	0.2538
	5	0.0325	0.0508	0.41	0.5221
	6	-0.0829	0.0699	1.41	0.2355
	7	0.5736	0.0966	35.27	0.0000
	8	-0.0736	0.1405	0.27	0.6004
	9	0.2514	0.1365	3.39	0.0656
	10	-0.1153	0.0966	1.42	0.2327
	11	-0.1347	0.1405	0.92	0.3377
	12	0.0403	0.1365	0.09	0.7680

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
BETAC VS BETAI	4	4.30	0.3664

Verifica-se que não há diferença estatisticamente significativa entre os parâmetros do modelo com dados completos e aqueles do modelo com dados incompletos (BETAC VS BETAI). Isto significa que os dados suportam a condição de MCAR. Desta forma, a análise incluindo os dados incompletos pode ser implementada sem maiores riscos.

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS

Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.57142857	0.09352195	0.57142857	0.09352195
	2	0.60714286	0.09229619	0.60714286	0.09229619
	3	0.25	0.30618622	0.25	0.30618622
	4	0.75	0.1767767	0.75	0.1767767
2	1	0.33333333	0.12171612	0.33333333	0.12171612
	2	0.6	0.12649111	0.6	0.12649111
	3	0.75	0.30618622	0.75	0.30618622
	4	0.9	0.13416408	0.9	0.13416408
3	1	0.625	0.12103073	0.625	0.12103073
	2	0.625	0.12103073	0.625	0.12103073
	3	0.375	0.24206146	0.375	0.24206146
	4	0.41666667	0.20126912	0.41666667	0.20126912

Caso o contraste BETAC VS BETAI fosse significativo, indicando que os dados não são MCAR, os contrastes, apresentados a seguir, seriam utilizados para verificar que parâmetros específicos seriam diferentes entre os dados completos e os dados incompletos.

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
INTERC VS INTERI	1	0.02	0.9021

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
ANOSC VS ANOSI	1	2.61	0.1063

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
CULTC VS CULTI	1	0.37	0.5413

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
ANOCULTC VS ANOCULTI	1	0.09	0.7655

Segundo Caso: Utilizando locais no modelo

Através do programa apresentado no item 3.4.4, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R) =	8
Weight Variable: None	Populations (S) =	5
Data Set: PDL1	Total Frequency (N) =	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs) =	72

POPULATION PROFILES		
Sample	LOCAL	Adj. Sample Size
1	A	16
2	B	15
3	C	11
4	M	42
5	N	8

Verifica-se que, neste caso, os tamanhos das amostras foram ajustados em decorrência da utilização da opção $\text{ADDCELL} = 0.5$ no programa.

RESPONSE PROFILES		
Response	H1	H2
1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES				
Sample	Response Number			
	1	2	3	4
1	1.5	5.5	0.5	1.5
2	0.5	0.5	1.5	5.5
3	0.5	0.5	0.5	1.5
4	3.5	5.5	1.5	5.5
5	0.5	0.5	1.5	1.5

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8
1	1.5	0.5	0.5	4.5
2	2.5	0.5	2.5	1.5
3	5.5	0.5	0.5	1.5
4	4.5	2.5	5.5	13.5
5	0.5	0.5	0.5	2.5

Em decorrência da utilização da opção ADDCELL = 0.5 no programa, as frequências das amostras foram ajustadas. Todas as análises posteriores são efetuadas baseadas nestas frequências ajustadas.

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO COMP	1	93.81	0.0000
LOCAL COMP	2	2.92	0.2319
CULTIVAR COMP	1	2.68	0.1015
LOCAL X CULTIVAR COMP	2	2.04	0.3597
INTERCEPTO INC	1	16.31	0.0001
LOCAL INC	2	0.88	0.6441
CULTIVAR INC	1	0.39	0.5348
LOCAL X CULTIVAR INC	2	0.31	0.8560
RESIDUAL	0	.	.

Observa-se que alguns valores da tabela da análise de variância estão incoerentes. Caso fosse de interesse, poder-se-ia construir contrastes específicos para a obtenção de valores coerentes. Mas, neste caso, estes valores em nada invalidam as análises posteriores. Por este motivo, não foram construídos contrastes específicos.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob

MODEL	1	0.5518	0.0570	93.81	0.0000
	2	0.1357	0.1211	1.26	0.2624
	3	-0.2184	0.0956	5.21	0.0224
	4	-0.0518	0.0938	0.30	0.5812
	5	0.0862	0.0790	1.19	0.2753
	6	-0.0646	0.0395	2.68	0.1015
	7	0.00211	0.0771	0.00	0.9782
	8	0.0646	0.0822	0.62	0.4322
	9	-0.2132	0.0867	6.04	0.0140
	10	0.0818	0.0577	2.01	0.1563
	11	0.5022	0.1244	16.31	0.0001
	12	0.1407	0.2379	0.35	0.5542
	13	-0.1272	0.2589	0.24	0.6233
	14	-0.00218	0.3008	0.00	0.9942
	15	0.1159	0.1680	0.48	0.4903
	16	-0.0772	0.1244	0.39	0.5348
	17	-0.0657	0.2379	0.08	0.7825
	18	-0.0478	0.2589	0.03	0.8535
	19	0.0772	0.3008	0.07	0.7975
	20	0.0841	0.1680	0.25	0.6165

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob

BETAC VS BETAI	4	0.88	0.9272

Verifica-se que não há diferença estatisticamente significativa entre os parâmetros do modelo com dados completos e aqueles do modelo com dados incompletos. Desta forma, a análise incluindo os dados incompletos pode ser implementada sem maiores riscos.

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS

Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.625	0.1711633	0.625	0.1711633
	2	0.75	0.15309311	0.75	0.15309311
	3	0.5	0.5	0.5	0.5
	4	0.78571429	0.15508861	0.78571429	0.15508861
2	1	0.33333333	0.13608276	0.33333333	0.13608276
	2	0.33333333	0.13608276	0.33333333	0.13608276
	3	0.25	0.30618622	0.25	0.30618622
	4	0.5	0.5	0.5	0.5
3	1	0.22222222	0.1385799	0.22222222	0.1385799
	2	0.77777778	0.1385799	0.77777778	0.1385799
	3	0.5	0.5	0.5	0.5
	4	0.5	0.5	0.5	0.5
4	1	0.65517241	0.08826323	0.65517241	0.08826323
	2	0.62068966	0.09010224	0.62068966	0.09010224
	3	0.625	0.24206146	0.625	0.24206146
	4	0.61111111	0.16249934	0.61111111	0.16249934
5	1	0.6	0.21908902	0.6	0.21908902
	2	0.6	0.21908902	0.6	0.21908902
	3	0.25	0.30618622	0.25	0.30618622
	4	0.5	0.5	0.5	0.5

4.2 Segundo conjunto de dados

4.2.1 Considerações iniciais

O segundo conjunto de dados foi forjado com a intenção de que:

- não houvesse diferença significativa, pelo método de Eskridge (1997), entre as confiabilidades das cultivares 1 e 2;
- houvesse diferença significativa, pelo modelo alternativo, entre as confiabilidades das cultivares 1 e 2.

- se fosse usado anos no modelo, os dados não suportariam a condição de MCAR, mas, se fosse utilizado o modelo alternativo, que usa locais no modelo, os dados suportariam a condição de MCAR.

4.2.2 Análise pelo método de Eskridge (1997)

Através da utilização de qualquer um dos programas apresentados no item 3.2.2, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R)=	8
Weight Variable: None	Populations (S)=	3
Data Set: ESKN2	Total Frequency (N)=	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs)=	72

POPULATION PROFILES

Sample	ANO	Sample Size
1	88	32
2	89	18
3	90	22

RESPONSE PROFILES

Response	H1	H2
1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	1	2	3	4
1	1	4	1	8
2	0	4	0	3
3	3	2	2	2

RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8
1	1	0	4	13
2	2	1	6	2
3	1	1	5	6

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	149.86	0.0000
ANO	2	0.18	0.9130
CULT	1	3.22	0.0728
ANO*CULT	2	1.29	0.5244
RESIDUAL	0	.	.

Observa-se que não houve efeito significativo de cultivares, bem como de nenhum outro efeito, exceto o de intercepto.

Quando utilizado o programa que usa a matriz do delineamento, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	149.86	0.0000
ANOS	2	0.18	0.9130
CULTIVAR	1	3.22	0.0728
ANO X CULTIVAR	2	1.29	0.5244
RESIDUAL	0	.	.

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	149.86	0.0000

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
ANO	2	0.18	0.9130

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
CULTIVAR	1	3.22	0.0728

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
ANO X CULTIVAR	2	1.29	0.5244

Verifica-se que, neste caso, os valores da tabela da análise de variância estão coerentes com os anteriores.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	0.5839	0.0477	149.86	0.0000
ANO	2	0.0213	0.0664	0.10	0.7489
	3	-0.0272	0.0677	0.16	0.6882
CULT	4	0.0756	0.0421	3.22	0.0728
ANO*CULT	5	-0.0511	0.0489	1.09	0.2958
	6	0.0106	0.0681	0.02	0.8769

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS

Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.62962963	0.0929349	0.62962963	0.0929349
	2	0.58064516	0.08862687	0.58064516	0.08862687
2	1	0.64285714	0.12806021	0.64285714	0.12806021
	2	0.47058824	0.12105782	0.47058824	0.12105782
3	1	0.70588235	0.11051017	0.70588235	0.11051017
	2	0.47368421	0.11454888	0.47368421	0.11454888

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
H1 VS H2 EM 88	1	0.33	0.5681
H1 VS H2 EM 89	1	0.86	0.3533
H1 VS H2 EM 90	1	2.44	0.1179

Os contrastes H1 vs H2 (confiabilidade da cultivar 1 versus confiabilidade da cultivar 2), dentro de cada ano, revelam que nenhuma cultivar seria indicada para substituir a testemunha.

4.2.3 Análise pelo modelo alternativo

Através da utilização de qualquer um dos programas apresentados no item 3.3.2, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R)=	8
Weight Variable: None	Populations (S)=	5
Data Set: ALT2	Total Frequency (N)=	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs)=	72

POPULATION PROFILES

Sample	LOCAL	Sample Size

1	A	12
2	B	11
3	C	7
4	M	38
5	N	4

RESPONSE PROFILES

Response	H1	H2

1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	1	2	3	4

1	1	5	0	1
2	0	0	1	5
3	0	0	0	1
4	3	5	1	5
5	0	0	1	1

RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8

1	0	0	1	4
2	1	0	3	1
3	2	0	3	1
4	1	2	8	13
5	0	0	0	2

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPT	1	78.36	0.0000
LOCAL	4	13.77	0.0081
CULT	1	1.07	0.3017
LOCAL*CULT	4	4.55	0.3370
RESIDUAL	0	.	.

Verifica-se que há efeito significativo de locais e do intercepto.

Ressalte-se que se for utilizado o programa que usa a matriz do delineamento no modelo, a qual o próprio sistema SAS fornece, mesmo quando não solicitado (“default”), o resultado da análise de variância é o seguinte:

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	78.36	0.0000
LOCAL	2	5.31	0.0704
CULTIVAR	1	1.07	0.3017
LOCAL X CULTIVAR	2	1.43	0.4902
RESIDUAL	0		

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO	1	78.36	0.0000

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
LOCAL	4	13.77	0.0081

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
CULTIVAR	1	1.07	0.3017

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
LOCAL X CULTIVAR	4	4.55	0.3370

Verifica-se que os resultados referentes às fontes de variação local e local x cultivar estão incoerentes, diferindo dos obtidos anteriormente. Desta forma, o uso de contrastes específicos para testar as fontes de variação é uma prática conveniente e necessária.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----	-----	-----
INTERCEPT	1	0.5623	0.0635	78.36	0.0000
LOCAL	2	0.2294	0.1124	4.17	0.0413
	3	-0.2805	0.1007	7.76	0.0053
	4	-0.0623	0.1008	0.38	0.5364
	5	0.0924	0.0812	1.30	0.2549
CULT	6	0.0447	0.0433	1.07	0.3017
LOCAL*CULT	7	-0.00303	0.0701	0.00	0.9655
	8	0.0371	0.0830	0.20	0.6546
	9	0.0267	0.1294	0.04	0.8363
	10	0.0672	0.0568	1.40	0.2370

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
-----	-----	-----	-----
H1 VS H2 NO LOCAL A	1	0.34	0.5582
H1 VS H2 NO LOCAL B	1	0.80	0.3706
H1 VS H2 NO LOCAL C	1	0.21	0.6500
H1 VS H2 NO LOCAL M	1	5.54	0.0186
H1 VS H2 NO LOCAL N	1	1.09	0.2963

Verifica-se, pelo contraste H1 vs H2 no local M, que há diferença entre a confiabilidade da cultivar 1 e da cultivar 2, sendo, neste caso, maior a confiabilidade da cultivar 1, conforme pode ser visto pelas funções observadas e estimadas dadas a seguir.

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS					
Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.83333333	0.15214515	0.83333333	0.15214515
	2	0.75	0.125	0.75	0.125
2	1	0.36363636	0.14504073	0.36363636	0.14504073
	2	0.2	0.12649111	0.2	0.12649111
3	1	0.57142857	0.18704391	0.57142857	0.18704391
	2	0.42857143	0.18704391	0.42857143	0.18704391
4	1	0.76666667	0.07722022	0.76666667	0.07722022
	2	0.54285714	0.08420439	0.54285714	0.08420439
5	1	0.5	0.25	0.5	0.25
	2	0.66666667	0.27216553	0.66666667	0.27216553

No local M (amostra 4), as confiabilidades das cultivares 1 e 2 foram, aproximadamente, 0,767 (função número 1) e 0,543 (função número 2), respectivamente. Portanto, para este local, a cultivar 1 deveria ser indicada por apresentar alta confiabilidade (76,7 %).

4.2.4 Teste do mecanismo de dados incompletos

Primeiro Caso: Utilizando anos no modelo

Através do programa apresentado no item 3.4.3, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R)=	8
Weight Variable: None	Populations (S)=	3
Data Set: PDA2	Total Frequency (N)=	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs)=	72

POPULATION PROFILES

Sample	ANO	Adj. Sample Size
1	88	36
2	89	22
3	90	26

Verifica-se que, neste caso, os tamanhos das amostras foram ajustados em decorrência da utilização da opção ADDCELL = 0.5 no programa.

RESPONSE PROFILES

Response	H1	H2
1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	1	2	3	4
1	1.5	4.5	1.5	8.5
2	0.5	4.5	0.5	3.5
3	3.5	2.5	2.5	2.5

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8
1	1.5	0.5	4.5	13.5
2	2.5	1.5	6.5	2.5
3	1.5	1.5	5.5	6.5

Em decorrência da utilização da opção ADDCELL = 0.5 no programa, as frequências das amostras foram ajustadas. Todas as análises posteriores são efetuadas baseadas nestas frequências ajustadas.

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO COMP	1	133.69	0.0000
ANO COMP	2	1.98	0.3708
CULTIVAR COMP	1	5.90	0.0151
ANO X CULTIVAR COMP	2	1.05	0.5906
INTERCEPTO INC	1	35.27	0.0000
ANO INC	2	3.71	0.1566
CULTIVAR INC	1	1.42	0.2327
ANO X CULTIVAR INC	2	0.99	0.6094
RESIDUAL	0	.	.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob
MODEL	1	0.5603	0.0485	133.69	0.0000
	2	0.0290	0.0678	0.18	0.6690
	3	-0.0937	0.0674	1.93	0.1648
	4	0.1040	0.0428	5.90	0.0151
	5	-0.0504	0.0493	1.04	0.3071
	6	0.0294	0.0691	0.18	0.6707
	7	0.5736	0.0966	35.27	0.0000
	8	-0.0736	0.1405	0.27	0.6004
	9	0.2514	0.1365	3.39	0.0656
	10	-0.1153	0.0966	1.42	0.2327
	11	-0.1347	0.1405	0.92	0.3377
	12	0.0403	0.1365	0.09	0.7680

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
BETAC VS BETAI	4	10.80	0.0289

Verifica-se que há diferença estatisticamente significativa entre os parâmetros do modelo com dados completos e aqueles do modelo com dados incompletos (BETAC VS BETAI). Desta forma, a análise incluindo os dados incompletos não deveria ser implementada, pois pode ser uma análise viesada, já que pelo teste de Park & Davis (1993) os dados não são MCAR.

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS

Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.64285714	0.09055224	0.64285714	0.09055224
	2	0.53571429	0.09424976	0.53571429	0.09424976
	3	0.25	0.30618622	0.25	0.30618622
	4	0.75	0.1767767	0.75	0.1767767
2	1	0.6	0.12649111	0.6	0.12649111
	2	0.33333333	0.12171612	0.33333333	0.12171612
	3	0.75	0.30618622	0.75	0.30618622
	4	0.9	0.13416408	0.9	0.13416408
3	1	0.75	0.10825318	0.75	0.10825318
	2	0.5	0.125	0.5	0.125
	3	0.375	0.24206146	0.375	0.24206146
	4	0.41666667	0.20126912	0.41666667	0.20126912

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
INTERC VS INTERI	1	0.02	0.9021

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
ANOSC VS ANOSI	1	2.61	0.1063

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
CULTC VS CULTI	1	4.31	0.0380

Verifica-se, pelo contraste CULTC VS CULTI, que o efeito de cultivares com dados completos é significativamente diferente do efeito de cultivares com dados incompletos.

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob
ANOCULTC VS ANOCULTI	1	0.25	0.6156

Segundo Caso: Utilizando locais no modelo

Através do programa apresentado no item 3.4.3, o sistema SAS fornece o seguinte resultado:

CATMOD PROCEDURE

Response: H1*H2	Response Levels (R)=	8
Weight Variable: None	Populations (S)=	5
Data Set: PDL2	Total Frequency (N)=	72
Frequency Missing: 0	Observations (Obs)=	72

POPULATION PROFILES		
		Adj.
Sample	LOCAL	Sample Size
1	A	16
2	B	15
3	C	11
4	M	42
5	N	8

Verifica-se que, neste caso, os tamanhos das amostras foram ajustados em decorrência da utilização da opção $\text{ADDCELL} = 0.5$ no programa.

RESPONSE PROFILES		
Response	H1	H2
1	-1	0
2	-1	1
3	0	-1
4	0	0
5	0	1
6	1	-1
7	1	0
8	1	1

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES				
Sample	Response Number			
	1	2	3	4
1	1.5	5.5	0.5	1.5
2	0.5	0.5	1.5	5.5
3	0.5	0.5	0.5	1.5
4	3.5	5.5	1.5	5.5
5	0.5	0.5	1.5	1.5

ADJUSTED RESPONSE FREQUENCIES

Sample	Response Number			
	5	6	7	8
1	0.5	0.5	1.5	4.5
2	1.5	0.5	3.5	1.5
3	2.5	0.5	3.5	1.5
4	1.5	2.5	8.5	13.5
5	0.5	0.5	0.5	2.5

Em decorrência da utilização da opção ADDCELL = 0.5 no programa, as frequências das amostras foram ajustadas. Todas as análises posteriores são efetuadas baseadas nestas frequências ajustadas.

ANALYSIS-OF-VARIANCE TABLE

Source	DF	Chi-Square	Prob
INTERCEPTO COMP	1	93.81	0.0000
LOCAL COMP	2	2.92	0.2319
CULTIVAR COMP	1	2.25	0.1335
LOCAL X CULTIVAR COMP	2	0.95	0.6211
INTERCEPTO INC	1	16.31	0.0001
LOCAL INC	2	0.88	0.6441
CULTIVAR INC	1	0.39	0.5348
LOCAL X CULTIVAR INC	2	0.31	0.8560
RESIDUAL	0	.	.

Observa-se que alguns valores da tabela da análise de variância estão incoerentes. Caso fosse de interesse, poder-se-ia construir contrastes específicos para a obtenção de valores coerentes. Mas, neste caso, estes valores em nada invalidam as análises posteriores. Por este motivo, não foram construídos contrastes específicos.

ANALYSIS OF WEIGHTED-LEAST-SQUARES ESTIMATES

Effect	Parameter	Estimate	Standard Error	Chi-Square	Prob

MODEL	1	0.5518	0.0570	93.81	0.0000
	2	0.1357	0.1211	1.26	0.2624
	3	-0.2184	0.0956	5.21	0.0224
	4	-0.0518	0.0938	0.30	0.5812
	5	0.0862	0.0790	1.19	0.2753
	6	0.0644	0.0429	2.25	0.1335
	7	-0.00192	0.0790	0.00	0.9806
	8	0.0189	0.0819	0.05	0.8173
	9	-0.00886	0.1129	0.01	0.9375
	10	0.0563	0.0577	0.95	0.3291
	11	0.5022	0.1244	16.31	0.0001
	12	0.1407	0.2379	0.35	0.5542
	13	-0.1272	0.2589	0.24	0.6233
	14	-0.00218	0.3008	0.00	0.9942
	15	0.1159	0.1680	0.48	0.4903
	16	-0.0772	0.1244	0.39	0.5348
	17	-0.0657	0.2379	0.08	0.7825
	18	-0.0478	0.2589	0.03	0.8535
	19	0.0772	0.3008	0.07	0.7975
	20	0.0841	0.1680	0.25	0.6165

ANALYSIS OF CONTRASTS

Contrast	DF	Chi-Square	Prob

BETAC VS BETAI	4	1.88	0.7582

Verifica-se que não há diferença estatisticamente significativa entre os parâmetros do modelo com dados completos e aqueles do modelo com dados incompletos (BETAC VS BETAI). Desta forma, a análise incluindo os dados incompletos pode ser implementada sem maiores riscos.

PREDICTED VALUES FOR RESPONSE FUNCTIONS

Sample	Function Number	-----Observed-----		-----Predicted-----	
		Function	Standard Error	Function	Standard Error
1	1	0.75	0.15309311	0.75	0.15309311
	2	0.625	0.1711633	0.625	0.1711633
	3	0.5	0.5	0.5	0.5
	4	0.78571429	0.15508861	0.78571429	0.15508861
2	1	0.41666667	0.14231876	0.41666667	0.14231876
	2	0.25	0.125	0.25	0.125
	3	0.25	0.30618622	0.25	0.30618622
	4	0.5	0.5	0.5	0.5
3	1	0.55555556	0.16563466	0.55555556	0.16563466
	2	0.44444444	0.16563466	0.44444444	0.16563466
	3	0.5	0.5	0.5	0.5
	4	0.5	0.5	0.5	0.5
4	1	0.75862069	0.07946271	0.75862069	0.07946271
	2	0.51724138	0.09279245	0.51724138	0.09279245
	3	0.625	0.24206146	0.625	0.24206146
	4	0.61111111	0.16249934	0.61111111	0.16249934
5	1	0.6	0.21908902	0.6	0.21908902
	2	0.6	0.21908902	0.6	0.21908902
	3	0.25	0.30618622	0.25	0.30618622
	4	0.5	0.5	0.5	0.5

5 CONCLUSÕES

Do exposto anteriormente pode-se concluir que:

- em alguns casos o modelo alternativo, que inclui locais em vez de anos, pode ser mais informativo que o modelo de Eskridge (1997);
- o teste do mecanismo de dados incompletos de Park & Davis (1993) é dependente do modelo, conforme foi verificado pela análise do segundo conjunto de dados. A rigor, o teste serve para verificar se os parâmetros do modelo com dados completos não diferem estatisticamente dos parâmetros do modelo com dados incompletos. Desta forma, o teste não verifica a estrutura propriamente dita dos dados, não sendo útil, portanto, para verificar a condição de MCAR.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGRESTI, A. **Categorical Data Analysis**. New York: John Wiley, 1990.
- ESKRIDGE, K. M.; MUMM, R. F. Choosing cultivars based on the probability of outperforming a check. **Theoretical and Applied Genetics**, v.87, p.494-500.
- ESKRIDGE, K. M. Evaluation of corn hybrids using the probability of outperforming a check based on strip-test data. **Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics**, v.2, p.245-254, 1997.
- FONSECA, F. C. E. Teste do mecanismo de dados incompletos para medidas repetidas categorizadas. Piracicaba, 1997. 30p. Seminários em Estatística e Experimentação Agrônômica - Departamento de Matemática e Estatística/Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- GRIZZLE, J. E.; STARMER, C. F.; KOCH, G. G. Analysis of categorical data by linear models. **Biometrics**, v.25, p.489-504, 1969.
- KOCH, G. G.; IMREY, P. B.; REINFURT, D. W. Linear model analysis of categorical data with incomplete response vectors. **Biometrics**, v.28, p.663-692, 1972.
- KOCH, G. G.; LANDIS, J. R.; FREEMAN, J. L.; FREEMAN, D. HH.; LEHNEN, R. G. A general methodology for the analysis of experiments with repeated measurement of categorical data. **Biometrics**, v.33, p.133-158, 1977.
- LAIRD, N. M. Missing data in longitudinal studies. **Statistics in Medicine**, v.7, p.305-315, 1988.
- LIPSITZ, S. R.; LAIRD, N. M.; HARRINGTON, D. P. Weighted least squares analysis of repeated categorical measurement with outcomes subject to nonresponse. **Biometrics**, v.50, p.11-24, 1994.

- LITTLE, R. J. A. A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. **Journal of the American Statistical Association**, v.83, p.1198-1202, 1988.
- LITTLE, R. J. A.; RUBIN, D. B. **Statistical Analysis With Missing Data**. New York: John Wiley, 1987.
- OGLIARI, P. J. Análise de dados categorizados: modelos log-lineares e independência em tabelas de contingência. Piracicaba, 1984. 96p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- PARK, T.; DAVIS, C.S. A test of the missing data mechanism for repeated categorical data. **Biometrics**, v.49, p.631-638, 1993.
- SAS INSTITUTE. **SAS/STAT User's Guide**. 4.ed. North Carolina: SAS Institute, 1990.
- SEGALA, L. F. Análise de experimentos com medidas repetidas com respostas categóricas incompletas. São José do Rio Preto, 1997. 74p. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Biociências, Letras e Ciências Exatas, Universidade Estadual Paulista.
- WOOLSON, R. F.; CLARKE, W. R. Analysis of categorical incomplete longitudinal data. **Journal of the Royal Statistical Society**, v.147, p.87-99, 1984.