UM MODELO NÃO-LINEAR APLICADO AO ESTUDO DAS INTERAÇÕES DE GENÓTIPOS COM AMBIENTES

LÁZARO JOSÉ CHAVES

Orientador : ROLAND VENCovsky

Dissertação apresentada à Escola Superior
de Agricultura "Luiz de Queiroz", da
Universidade de São Paulo, para obtenção
do título de Mestre em Genética e Melho-
ramento de Plantas .

P I R A C I C A B A

Estado de São Paulo - Brasil

Fevereiro, 1.982

Aos meus pais, José Augusto e Geracina,

OFEREÇO

À minha esposa Marilene e nossos filhos
Gustavo e Larissa,

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Roland Vencovsky, pela orientação, estímulo e amizade;

aos professores e funcionários do Departamento e Instituto de Genética da ESALQ, pelos ensinamentos e colaboração;

ao Batista, Hêlio, Fernando, Suely, Maurício, Mauro e demais colegas da Pós-Graduação, pelo companheirismo de todos os momentos;

aos Professores Humberto de Campos, José Branco de Miranda Filho e Isaías O. Geraldi, pelas inúmeras sugestões;

à Senhorita Marilúcia Pessoa, pelos serviços de datilográficos;

ao Centro Nacional de Pesquisa de Arroz e Feijão da EMBRAPA pela cessão dos dados de feijão;

ao Departamento de Genética da ESALQ, pelas facilidades concedidas;

à Escola de Agronomia da Universidade Federal de Goiás e;

a todos que de qualquer forma contribuíram para a realização deste trabalho;

os meus sinceros agradecimentos.

BIOGRAFIA DO AUTOR

LÁZARO JOSÉ CHAVES, filho de José Augusto Chaves Filho e de Geracina Augusta Chaves, nasceu em Bambuí, estado de Minas Gerais, no dia 12 de junho de 1952. Concluiu o curso de Técnico Agrícola, em junho de 1971, pelo Colégio Agrícola de Bambuí-MG. Em agosto de 1972 iniciou o curso de Agronomia pela Universidade Federal de Goiás, tendo sido diplomado em dezembro de 1976. Em março de 1977, ingressou como Auxiliar de Ensino na Escola de Agronomia e Veterinária da UFG, exercendo atualmente a função de Professor Assistente. Iniciou o curso de Mestrado em Genética e Melhoramento de Plantas, na ESALQ, em Piracicaba, em março de 1978.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	vii
RESUMO	xv
SUMMARY	xvii
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
3. MATERIAL	17
3.1. Soja [<i>Glycine max</i> (L.) Merrill]	17
3.2. Trigo (<i>Triticum aestivum</i> L.)	18
3.3. Mandioca (<i>Manihot esculenta</i> Cranz)	18
3.4. Milho (<i>Zea mays</i> L.)	19
3.5. Feijão (<i>Phaseolus vulgaris</i> L.)	20
4. METODOLOGIA	22
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	30
5.1. Considerações teóricas.....	30
5.1.1. Efeito da mudança de ambientes sobre ca racteres compostos	30
5.1.2. Variâncias e covariâncias de tratamentos em ambientes diversos	32
5.1.3. Modelo não-linear e parâmetros de estabi lidade	35
5.1.4. Detalhamento dos efeitos de locais e anos	37
5.1.5. Relação com modelos que envolvem trans formação de escala	39

	Página
5.1.6. Ajuste de médias de ensaios com tratamen tos comuns	41
5.2. Análises de dados experimentais	43
5.2.1. Soja	43
5.2.2. Trigo	47
5.2.3. Mandioca	50
5.2.4. Milho	52
5.2.5. Feijão	58
5.2.6. Análises com pares de locais	62
6. CONCLUSÕES	69
LITERATURA CITADA	71
APÊNDICE	79

LISTA DE TABELAS

Tabela nº		Página
01	Representação dos fatores $\alpha_i(1+\beta_j)$ de N tratamentos repetidos em M ambientes, segundo o modelo de VENCovsky e GERALDI (1977), com efeito fixo dos ambientes e ausência de desvios	23
02	Análise da variância, baseada no modelo linear (modelo a) para N tratamentos ensaiados em L localidades	25
03	Valores simulados dos caracteres X, Y, Z e W, para 5 genótipos em 2 ambientes	32
04	Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de soja	46
05	Valores do coeficiente de alienação $(1 - R^2)$ dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de soja	46

Tabela nº

Página

06	Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de trigo	48
07	Valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de trigo	49
08	Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de mandioca	51
09	Valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de mandioca	52
10	Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados	

Tabela nº

Página

	de milho	56
11	Valores do coeficiente de alienação dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de milho	57
12	Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de feijão	60
13	Valores do coeficiente de alienação dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de feijão	61
14	Valores médios do coeficiente de correlação entre médias de tratamentos ($\bar{r}_{jj'}$), soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear ($\overline{SQ}_d$), soma de quadrados da interação de genótipos com locais do modelo linear (SQ_{TL}) e componente B, para os dados de feijão	64

Tabela nº

Página

- 15 Valores médios do coeficiente de correlação entre médias de tratamentos ($\bar{r}_{jj'}$), soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear - ($\overline{SQ}_d$), soma de quadrados da interação de genótipos com locais do modelo linear ($\overline{SQ}_{TL}$) e componente B, para os dados de milho 65
- 16 Valores do coeficiente de correlação de Spearman (r_s), entre as estimativas da soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear, soma de quadrados da interação de genótipos com ambientes do modelo linear e componente B, para os dados de feijão e milho 67

TABELAS DE APÊNDICE

- A.1 Produções médias de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ de dez cultivares de soja, em onze localidades do estado do Rio Grande do Sul, no ano agrícola 1972/73 80
- A.2 Produções médias de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ de dez cultivares de soja, em onze localidades 80

Tabela nº

Página

	des do estado do Rio Grande do Sul, no ano agrícola 1973/74	81
A.3	Produções médias de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ de dez cultivares de soja, em onze localidades do estado do Rio Grande do Sul, no ano agrícola 1974/75	82
A.4	Produções médias de grãos (kg/ha) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Regional Paulista de Variedades de Trigo, no ano de 1969....	83
A.5	Produções médias de Grãos (kg/ha) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Regional Paulista de Variedades de Trigo, no ano de 1970....	84
A.6	Produções médias de grãos (kg/ha) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Regional Paulista de variedades de trigo no ano de 1971.....	85
A.7	Produção média de rama (t/ha) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ de ensaios de produção de cultivares de mandioca em três locais e três anos	86

A.8	Produção média de raízes (t/ha) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ de ensaios de produção de cultivares de mandioca, em três locais e três anos	87
A.9	Altura média da planta (cm) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho <u>Precoce</u> , no ano agrícola 1976/77	
A.10	Produção média de espigas (t/ha) e <u>estimativas</u> de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de <u>Milho</u> Planta Baixa, no ano agrícola 1977/78....	89
A.11	Produção média de espigas (t/ha), <u>coeficientes</u> de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho Opaco, no ano agrícola 1974/75	90
A.12	Produção média de espigas (t/ha), <u>coeficientes</u> de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho Opaco, no ano agrícola 1976/77	91
A.13	Produção média de espigas (t/ha) <u>coeficientes</u> de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do	

	Ensaio Nacional de Milho, no ano agrícola 1974/75	92
A.14	Produção média de espigas (t/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho, no ano agrícola 1975/76	93
A.15	Produção média de espigas (t/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho, no ano agrícola 1976/77	94
A.16	Produção média de grãos (t/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1966/67	95
A.17	Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1967/68	96
A.18	Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do	

	Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano Agrícola 1968/69	97
A.19	Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1969/70	99
A.20	Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola, 1970/71	100
A.21	Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação, e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1971/72	101

UM MODELO NÃO-LINEAR APLICADO AO ESTUDO DAS INTERAÇÕES DE GENÓT
TIPOS COM AMBIENTES

Autor: Lázaro José Chaves

Orientador: Prof. Dr. Roland Vencovsky

R E S U M O

Na hipótese de que o efeito dos ambientes sobre os genótipos na manifestação fenotípica de um caráter se dá de forma multiplicativa, um modelo não-linear que é multiplicativo em seus parâmetros genético e ambiental, foi estudado.

Através de deduções matemáticas foram verificadas as possíveis implicações da multiplicatividade dos efeitos genético e ambiental sobre alguns aspectos do melhoramento de plantas. Dados de produtividade de ensaios de soja, trigo, mandioca, milho e feijão, foram utilizados com o fim de se verificar a possível aplicabilidade do modelo multiplicativo no conhecimento da natureza da interação de genótipos com ambientes.

Os resultados mostraram que o modelo multiplicativo foi similar ao modelo linear de análise, com os dados tomados em escala natural ou logarítmica, na explicação dos dados de soja, trigo e mandioca. Para os dados de milho e feijão

foi detectada uma certa multiplicatividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos. O efeito multiplicativo dos ambientes sobre os genótipos foi responsável por 16,9% da interação de genótipos com ambientes, na média dos ensaios de milho opaco; por 9,8%, na média dos ensaios de milho normal e por 10,1%, na média dos ensaios de feijão. A transformação logarítmica não foi eficiente para remover a multiplicatividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos, nestas culturas.

A possível utilização dos desvios do modelo não linear como medida da similaridade de locais para fins de zoneamento ecológico, foi verificada através da comparação desta estatística com a interação do modelo linear e a parte desta devida à falta de correlação das médias dos genótipos entre locais. Para os dados de milho e feijão analisados, os resultados de zoneamento são similares, quando se usam as três estatísticas para medir a similaridade de locais.

A NON-LINEAR MODEL APPLIED TO GENOTYPE-ENVIRONMENT
INTERACTION ANALYSIS

Author: Lázaro José Chaves

Adviser: Prof. Dr. Roland Vencovsky

S U M M A R Y

Under the assumption that the environment acts multiplicatively on genotypes, the analysis of genotype-environment interaction was based on a non-linear model, which is multiplicative in genetic and environmental parameters and additive for the error term.

Mathematical derivations provided the basis for the analysis of some implications of the multiplicative action of the environment on the genotypes, in relation to some plant breeding aspects. Experimental data of soybean, wheat, manioc, maize and common bean cultivars, were analysed, in order to determine the applicability of the non-linear model to genotype-environment interaction studies.

For soybean, manioc and wheat, results showed that the multiplicative model, the linear model and the intrinsically linear model with a logarithmic transformation gave a similar pattern of fitness to experimental data as indicated by the magnitude of deviations from the models. For maize and common bean data, the non-linear model fitted better in comparison to the linear model ; for opaque maize, normal maize and common bean data, the non-linear model explained 16.9 , 9.8 and 10.1% of the interaction sum of squares, respectively. The model transformed to logarithmic scale was less efficient than the others, as far as the power of fitness is concerned.

The application of the residual sum of squares of the non-linear model in measuring the similarity of locations with respect to genotype-environment interaction , was investigated. Such sum of squares was compared with that due to interaction in the linear model and also with part of the interaction sum of squares that is due to lack of correlation of the cultivar means between locations. Such comparison showed no apparent differences between the statistics for measuring the distance between locations in agglomerations studies.

1. INTRODUÇÃO

Dentre as dificuldades encontradas por melhoristas de plantas na identificação e recomendação de materiais genéticos superiores, estão aquelas relacionadas à resposta diferencial destes materiais genéticos, quando submetidos a diferentes condições ambientais. Os estudos relativos a este fenômeno, têm sido efetuados pressupondo-se que os ambientes exercem um efeito aditivo sobre os genótipos. Para tanto, modelos estatísticos lineares têm sido adaptados e largamente utilizados em tais situações, sendo os desvios da aditividade dos feitos principais, detectados na forma de interação de genótipos com ambientes.

A natureza da interação de genótipos com ambientes tem merecido a atenção de inúmeros pesquisadores e uma série de trabalhos tentando explicá-la pode ser encontrada na literatura. Contudo, a possível ação multiplicativa dos ambientes sobre os genótipos, tem sido pouco considerada pelos melhoristas e, em caso de detecção de efeitos multiplicativos em tabelas de dupla entrada, mudanças de escala têm sido aplicadas pa

ra contornar o problema.

Na hipótese de que os ambientes possam influir de forma multiplicativa sobre os genótipos na manifestação fenotípica, o presente trabalho teve por objetivo aferir a aplicabilidade do modelo não-linear de VENCOVSKY e GERALDI (1977), que é multiplicativo em seus parâmetros principais, em estudos sobre a natureza da interação de genótipos com ambientes. Para tanto, possíveis implicações de uma ação multiplicativa dos ambientes sobre os genótipos foram consideradas a nível teórico, além da análise de dados experimentais de soja, trigo, mandioca, milho e feijão.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A literatura referente aos estudos das interações de genótipos com ambientes é bastante vasta. Para o melhoramento de plantas é de grande importância que se conheçam as reações de diferentes materiais genéticos de espécies cultivadas, quando submetidos a ambientes diversos. A prática de ensaios de materiais genéticos em mais de um ambiente é assim, um procedimento rotineiro em programas de melhoramento de plantas. Os diferentes ambientes são proporcionados pela variação simples ou combinada de locais, anos, estações, épocas de plantio, etc. Conforme salienta COMSTOCK (1955), em vista da multiplicidade de fatores que compõem o ambiente e interagem com a planta em diferentes fases do seu ciclo, a probabilidade de que dois indivíduos sejam expostos a ambientes idênticos, deve ser não menos remota que aquela de que genótipos idênticos sejam encontrados em dois organismos de uma população panmítica.

Com um número N de genótipos submetidos a M diferentes ambientes, o número de tipos de interações possíveis é dado por $(MN)! / M!N!$. Destes apenas uns poucos são de interesse

do melhorista e em apenas um caso, de todos os possíveis, um mesmo genótipo é o melhor em todos os ambientes (ALLARD e BRADSHAW, 1964).

A ocorrência de interação de genótipos com ambientes pode ser detectada estatisticamente através da análise conjunta de experimentos repetidos em mais de um ambiente e cujos tratamentos sejam constituídos de materiais genéticos. A detecção de significância para a interação não esclarece, contudo, as implicações que esta possa ter sobre o melhoramento (VENCOVSKY, 1978), de forma que estudos de detalhamento desta componente da variação são, em geral, necessários.

Um dos procedimentos para detalhamento do efeito da interação de genótipos com ambientes se refere ao estudo da estabilidade de cultivares. Tal procedimento consiste, basicamente, em se analisar a variação ocorrida entre ambientes para cada material genético separadamente, permitindo a seleção daqueles com o tipo de resposta desejado.

A mais simples e tradicional metodologia para se estudar a estabilidade de cultivares, consiste em se calcular uma variância entre ambientes dentro de cada tratamento. Tal metodologia, apesar de fornecer uma medida da variabilidade de cada cultivar nos diferentes ambientes, não permite o conhecimento da contribuição particular de cada cultivar na interação total. Isto porque a variância assim calculada para cada tratamento, consiste em um desdobramento dos $N(M-1)$ graus de liberdade correspondentes à fusão das somas de quadrados devidas aos efeitos de

ambientes e da interação, sendo N o número de cultivares e M o número de ambientes.

A primeira metodologia para se conhecer a contribuição relativa de cada variedade para a interação total de variedades com ambientes foi proposta por PLAISTED e PETERSON (1959). A metodologia consiste em se realizarem análises conjuntas da variância para cada combinação de variedades duas a duas, computando-se para cada caso a componente da variância relativa à interação de genótipos com ambientes. A média aritmética das estimativas da interação, envolvendo cada cultivar é usada com uma medida da contribuição desta cultivar no total da interação.

WRICKE (1964) propôs o termo ecovalência para indicar a contribuição de cada genótipo na interação total de genótipos com ambientes. A metodologia consiste em se calcular o efeito da interação em cada combinação de tratamentos com ambientes. A soma de quadrados destes efeitos é computada para cada tratamento através da fórmula $w_i = \sum_{j=1}^M \left(X_{ij} - \frac{X_{i.}}{M} - \frac{X_{.j}}{N} + \frac{X_{..}}{MN} \right)^2$, sendo N o número de tratamentos e M o número de ambientes. Com r repetições a contribuição de cada variedade na soma de quadrados da interação total é dada por rw_i , correspondendo esta estatística à ecovalência.

Princípios de regressão linear são utilizados em diversos estudos de determinação da natureza da interação de genótipos com ambientes. A metodologia básica consiste em se estabelecer uma relação linear entre o desempenho de cada material genético e um índice ambiental. A primeira aplicação da técnica

da regressão linear no estudo da estabilidade de cultivares foi realizada por FINLAY e WILKINSON (1963). Para cada uma das variedades de cevada estudadas, foi determinada uma equação de regressão linear relacionando o rendimento individual de cada variedade em cada local e ano com a média de rendimento de todos os tratamentos naquele ambiente. O coeficiente de regressão (b_i) assim determinado constitui o parâmetro medidor da estabilidade da cultivar. No cálculo das médias e das regressões, os dados básicos de produção foram tratados em uma escala logarítmica. Este procedimento, segundo os autores, induz um alto grau de linearidade nas regressões, além de proporcionar uma maior homogeneidade das variâncias residuais dos experimentos. A metodologia de FINLAY e WILKINSON (1963) permite o desdobramento da soma de quadrados da interação de genótipos com ambientes em suas partes devidas a regressão linear e aos desvios da regressão. Para os dados de cevada analisados, 79% da componente da variância devida à interação pôde ser atribuída à regressão linear.

Uma técnica semelhante à de FINLAY e WILKINSON (1963) para estudo da estabilidade de cultivares foi proposta por EBERHART e RUSSELL (1966). Além do coeficiente de regressão (b_i), os autores utilizam um segundo parâmetro de estabilidade, qual seja, a variância relativa aos desvios da regressão (s^2_{di}), para representar a estabilidade do material genético i . Idealmente, por esta metodologia, uma variedade estável deve possuir coeficiente de regressão unitário e variância dos desvios da regressão nula. As duas metodologias diferem ainda, quanto à forma de cálculo do índice ambiental. EBERHART e RUSSELL (1966) utilizam um

Índice ambiental que corresponde ao desvio da média de todas as cultivares em um dado ambiente, em relação à média geral dos ensaios. A escala logarítmica não é empregada por estes autores.

Partindo de modelos genéticos que detalham os efeitos aditivo e dominante dos alelos de um loco e considerando efeitos de ambientes diversos, alguns estudos indicam que o efeito da interação de genótipos com ambientes pode ser representado como uma função linear do efeito ambiental principal. Através do emprego destes modelos sobre dados de altura final de plantas em *Nicotiana rustica*, foi mostrado que existe uma relação linear positiva entre a interação e o efeito ambiental, sejam os genótipos constituídos de linhagens endogâmicas (BUCIO ALANIS, 1966), geração híbrida F_1 (BUCIO ALANIS e HILL, 1966) ou mistura de linhagens e cruzamentos (PERKINS e JINKS, 1968).

Outras alterações na metodologia básica de regressão linear para detalhamento da interação de genótipos com ambientes têm surgido. HANSON (1970) propõe uma combinação dos parâmetros de estabilidade de EBERHART e RUSSEL (1966) em um único parâmetro. TAI (1971) aplica uma forma diferente na estimação de parâmetros de estabilidade, introduzindo os parâmetros α e λ , para medir, respectivamente, os efeitos da regressão linear e dos desvios da regressão. BILBRO e RAY (1976) utilizam o coeficiente de determinação (R^2) como parâmetro de estabilidade em lugar da soma de quadrados dos desvios da regressão. O coeficiente de determinação tem a vantagem de ser uma medida de natureza relativa do ajustamento dos pontos à linha de regressão.

OLIVEIRA (1976) realizou uma comparação entre os

principais métodos de estudo da estabilidade de cultivares, com aplicação a dados de ensaios de produção de milho. Segundo este autor, os métodos que melhor se prestaram à determinação da estabilidade foram os métodos de FINLAY e WILKINSON (1963) e de EBERHART e RUSSELL (1966). Ambos estão baseados nos princípios da regressão linear e definem estabilidade de uma forma dinâmica, levando em conta, não somente estabilidade absoluta, mas também estabilidade média.

Inúmeras críticas têm surgido, aos métodos mais usuais de estudo da estabilidade de cultivares. A maioria se refere à maneira pela qual é determinado o índice ambiental e a validade estatística dos testes e estimações efetuados.

HANSON (1970) considera que a estimativa do coeficiente de regressão pelo método de EBERHART e RUSSELL (1966) só reflete uma medida realista da estabilidade fenotípica, quando os genótipos possuem regressões diferentes.

FREEMAN e PERKINS (1971) ressaltam que a regressão linear do valor fenotípico dos vários genótipos sobre a média destes em cada ambiente, leva a regressões estatísticas inválidas, nas quais a soma de quadrados para a regressão conjunta e a mesma da soma de quadrados total entre ambientes, e não parte dela. Estes autores propõem uma medida do índice ambiental que seja independente dos dados em estudo. Entre as alternativas apresentadas para se dispor de tal índice, a primeira consiste em se dividir as repetições dos experimentos em dois grupos, servindo um para o estudo das interações de genótipos com ambientes e outro

para fornecer uma medida do ambiente. Outra possibilidade seria usar um ou mais genótipos como padrão para medir o ambiente.

A constatação de que um único genótipo pode fornecer uma medida extremamente boa do ambiente foi feita por FRIPP e CATEN (1971), que estudaram "dicarions" do fungo *Schizophyllum commune* em diferentes ambientes. O genótipo parental dos "dicarions" em estudo foi o padrão utilizado para medida do índice ambiental. Notaram estes autores, no entanto, que os resultados obtidos tomando-se uma medida independente do ambiente, diferiram muito pouco daqueles estudos prévios em que índices ambientais não-independentes foram utilizados. Em um estudo posterior, utilizando o mesmo organismo, FRIPP (1972) comparou alguns métodos de medida do ambiente para estudos de regressão. A análise de regressão utilizando os diversos métodos foi marcadamente similar, com uma ligeira tendência de decréscimo da linearidade da regressão, quando o material genético usado como medida do ambiente se tornava distanciado daqueles em estudo e quando medidas físicas do ambiente eram tomadas. O autor considera que quando o número de genótipos e de ambientes é grande, a utilização de medidas não-independentes do ambiente pode ser feita, sem que haja a introdução de erro considerável na análise.

HARDWICK e WOOD (1972) mostram que existe uma tendência na estimativa do coeficiente de regressão linear quando a regressão é tomada sobre os efeitos ambientais. Esta tendência tende a ser diminuída se o número de ambientes é elevado e também quando a razão entre as variâncias ambiental e residual é alta. Os autores propõem a utilização de um índice ambi

ental calculado por uma regressão múltipla sobre um conjunto de variáveis do ambiente. A aplicação deste método é ilustrado por WOOD (1976).

A amostragem aleatória de genótipos é apontada por MIEZAN et alii (1979) como um requisito essencial para que o coeficiente de regressão dos valores fenotípicos sobre índices ambientais não-independentes seja uma medida fiel da estabilidade dos genótipos.

Um enfoque alternativo que pode ser dado ao controle dos efeitos indesejáveis da interação de genótipos com ambientes, é aquele que diz respeito ao agrupamento de localidades em sub-áreas, dentro das quais a interação é minimizada. Esta técnica, conhecida como zoneamento ecológico, foi primeiro utilizada por HORNER e FREY (1957), no zoneamento do estado de Iowa-EUA, para a cultura de aveia.

O procedimento básico para se realizar o zoneamento ecológico, consiste em se fazer análises conjuntas da variância envolvendo os locais, dois a dois. Os pares de locais para os quais a componente da variância devida à interação for baixa, são agrupados formando sub-regiões, dentro das quais se admite uma maior similaridade dos fatores ecológicos que afetam a cultura. A recomendação de cultivares deve ser feita para cada subdivisão, eliminando-se assim, o efeito da interação de cultivares com sub-regiões, parte normalmente considerável da interação total. VENCOVSKY (1978) ressalta a necessidade de se confrontar o mapeamento ecológico de uma região pelo processo de minimização das

interações, com mapas que envolvam fatores físicos do meio, como clima, solo, etc.

Um importante aspecto da natureza da interação de genótipos com ambientes, foi abordado por ROBERTSON (1959). Ele mostrou que a componente da variância devida à interação pode ser desdobrada em duas partes através da fórmula:

$$\sigma^2_{ga(1,2)} = \frac{1}{2} (\sigma_{g1}^2 + \sigma_{g2}^2 - 2r_{12}\sigma_{g1}\sigma_{g2}), \text{ sendo:}$$

$\sigma^2_{ga(1,2)}$ componente da variância relativa a interação de genótipos com os ambientes 1 e 2;

σ^2_{g1} e σ^2_{g2} : componentes da variância relativas aos efeitos dos genótipos dentro dos locais 1 e 2, respectivamente;
 r_{12} : coeficiente de correlação genética das médias dos genótipos nos ambientes 1 e 2.

Pode-se observar por esta fórmula, que a interação de genótipos com ambientes pode ser atribuída a duas causas distintas. Parte da interação, dada por $\frac{1}{2} (\sigma_{g1}^2 + \sigma_{g2}^2)$, se deve à diferença das variâncias genéticas entre os materiais nos locais 1 e 2. A outra parcela, dada por $\sigma_{g1}\sigma_{g2}(1 - r_{12})$, pode ser atribuída à falta de correlação dos valores genotípicos dos tratamentos de um para outro local. Conforme salienta VENCOVSKY (1978), apenas a segunda parte da interação é problemática ao melhoramento, visto que uma pequena correlação dos valores dos genótipos nos ambientes indica que os melhores tratamentos em um ambiente poderão não o ser em outro.

A fórmula de ROBERTSON (1959) pode ser estendida

para mais de dois ambientes fazendo:

$$\sigma_{ga}^2 = \sum_{j < j'} \left[(\sigma_{gj} - \sigma_{gj'})^2 + 2\sigma_{gj} \sigma_{gj'} (1 - r_{jj'}) \right] / M(M-1),$$

para M ambientes (COCKERHAM, 1963).

O detalhamento da interação de genótipos com ambientes pela fórmula de ROBERTSON (1959) tem uma importante aplicação no zoneamento ecológico. Sendo a parcela devida à falta de correlação dos valores dos genótipos de um para outro local, a parte problemática da interação, o zoneamento pode ser feito através da minimização desta parcela da interação dentro de sub-regiões, ao invés de se trabalhar com a interação total. Apesar desta utilidade, a decomposição da interação de genótipos com ambientes não tem sido usada suficientemente pelos pesquisadores (ROSITO, 1974).

ABOU-EL-FITTOUH et alii (1969), analisando dados de produção de fibra de algodão em diversos locais, mostraram que um coeficiente de distância entre locais, calculado pela fórmula $d_{jj'} = \left\{ \sum_{i=1}^N \left[(\bar{g}_i)_{ij} - (\bar{g}_i)_{ij'} \right]^2 / N \right\}^{1/2}$, funciona como uma boa medida da similaridade de locais para fins de estudos da interação de genótipos com ambientes. Na fórmula, $d_{jj'}$ corresponde ao coeficiente de distância entre os locais j e j'; $(\bar{g}_i)_{ij}$ e $(\bar{g}_i)_{ij'}$ correspondem às estimativas dos efeitos da interação do genótipo i com os locais j e j', respectivamente e N se refere ao número de genótipos.

Apesar da diversidade dos modelos estatísticos comumente empregados na análise da interação de genótipos com ambientes, todos têm em comum o fato de partirem da pressuposição

da existência de aditividade dos efeitos do modelo. Consequentemente, tais modelos são lineares em seus parâmetros.

O modelo mais geral para descrever o comportamento de materiais genéticos submetidos a diferentes ambientes pode ser escrito como $\bar{Y}_{ij} = m + g_i + a_j + (ga)_{ij} + \bar{e}_{ij}$, sendo

$\bar{Y}_{ij}$: valor fenotípico médio do caráter Y, medido no material genético i, no ambiente j;

m : média geral dos dados em estudo;

g_i : efeito do genótipo i;

a_j : efeito do ambiente j;

$(ga)_{ij}$: efeito da interação do genótipo i com o ambiente j;

$\bar{e}_{ij}$: erro médio associado à observação $\bar{Y}_{ij}$, na suposição de que este valor resulte da média de mais de uma repetição. Tal modelo, amplamente utilizado na análise conjunta da variância de experimentos repetidos em mais de um ambiente, parte do princípio de que os efeitos dos genótipos e dos ambientes são aditivos à média. Os desvios da aditividade são captados na interação de genótipos com ambientes. A existência de qualquer relação não-aditiva entre os efeitos principais, vai contribuir, portanto, para um aumento do efeito da interação.

TUKEY (1949) apresenta uma metodologia para se detectar a existência de não-aditividade em tabelas de dupla entrada e indica mudanças adequadas de escala para aumentar a aditividade dos efeitos. O procedimento consiste em se isolar da soma de quadrados do resíduo, ou da interação, a parte preferente à

não-aditividade, com um grau de liberdade. Caso haja significância para o quadrado médio da não-aditividade, por um teste F contra o resíduo, transformações apropriadas dos dados são recomendadas.

A transformação de escala é um procedimento comum em estatística. MATHER (1971) considera que em genética, deve ser muito raro o fato de a escala usada para medir caracteres ser baseada em considerações biológicas. As escalas usadas, são tomadas porque são familiares ou óbvias, não existindo, portanto, nenhuma razão pela qual os dados não possam ser mudados para uma escala diferente. KNIGHT (1970), por outro lado, ressalta que o modelo matemático básico relacionando o comportamento de um genótipo em diversos ambientes, é diferente se se aplica uma mudança de escala e conclusões biológicas diferentes podem ser tiradas.

É raro o emprego de transformações de escala na análise das interações de genótipos com ambientes. De todos os métodos mais comumente utilizados no detalhamento da interação, apenas o de FINLAY e WILKINSON (1963) envolve uma transformação, analisando os dados em uma escala logarítmica. Esta transformação tem, segundo os autores, a finalidade de induzir uma maior linearidade nas regressões dos valores dos genótipos sobre os índices ambientais. De acordo com KNIGHT (1970) uma maior linearidade da regressão só é induzida se as diferenças entre os genótipos nos ambientes ótimos forem maiores que nos ambientes inferiores. Assim sendo, a seleção de genótipos com base nos valores de regressão são calculados em uma escala logarítmica, enfatiza as diferenças

nos altos rendimentos para a discriminação entre tratamentos.

A utilização de um modelo linear de análise da variância em uma escala logarítmica, pressupõe a multiplicatividade dos efeitos do modelo na escala original. O efeito multiplicativo dos ambientes sobre os genótipos, como fonte de interação, tem sido pouco considerado pelos melhoristas. De fato, alguns fenômenos como a maior diferença entre genótipos em ambientes favoráveis (BUCIO ALANIS e HILL, 1966; KNIGHT, 1970), correlação positiva entre médias e coeficientes de regressão dos cultivares (EBERHART e RUSSELL, 1966; PERKINS e JINKS, 1968; KNIGHT, 1970; KALTSIKES e LARTER, 1970; FRIPP e CATEN, 1971; WESTERMAN, 1971; FRIPP e CATEN, 1973) e associação entre médias e variâncias, podem indicar um certo grau de multiplicatividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos.

VENCOVSKY e GERALDI (1977) utilizaram o modelo:

$Y_{ij} = \alpha_i (1 + \beta_j) + \bar{\epsilon}_{ij}$, que é multiplicativo nos parâmetros genético (α_i) e ambiental (β_j), para explicar o comportamento do genótipo i no ambiente j , sendo $\bar{\epsilon}_{ij}$ um desvio aleatório associado à média Y_{ij} . Um modelo desse tipo é adequado para explicar o efeito de fatores não-independentes sobre uma observação e sua estrutura simples torna os parâmetros facilmente interpretáveis, em comparação com parâmetros de modelos que envolvem transformação de dados (OSBORN, 1975). Através da aplicação do modelo à análise de trinta pares de ensaios de milho, VENCOVSKY e GERALDI (1977) determinaram que na média de todas as análises efetuadas, 18,4% da interação detectada com o modelo linear de análise foi

devida à ação multiplicativa dos efeitos dos ambientes sobre os efeitos genotípicos.

O fato da existência de multiplicatividade nos efeitos genético e ambiental, tem uma série de implicações sobre o melhoramento de plantas, tanto no que diz respeito à interpretação de resultados, quanto no procedimento que se deva ter na condução e análise de ensaios de materiais genéticos em diferentes ambientes. A se confirmar, para uma maior amostra de ambientes e em culturas diversas, a ocorrência de ação multiplicativa dos ambientes sobre os valores dos genótipos, vários aspectos relativos à interação de genótipos com ambientes poderão ser esclarecidos, com real proveito para o melhoramento genético das plantas.

3. MATERIAL

Os dados experimentais utilizados no presente trabalho, englobam ensaios de cultivares realizados em diferentes ambientes, nas culturas de soja, trigo, mandioca, milho e feijão. Estes dados constam, basicamente, das médias de cultivares obtidas em ensaios com repetições, instalados em diferentes locais e anos. Em sua maioria, os dados foram obtidos de trabalhos científicos e outras publicações de pesquisadores ou instituições de pesquisa.

3.1. Soja [*Glycine max* (L.) Merrill]

Foram analisados dados de produtividade de dez cultivares de soja plantadas em onze locais do Rio Grande do Sul, durante os anos agrícolas de 1972/73, 1973/74 e 1974/75, em um total de trinta e três experimentos. Os ensaios foram conduzidos pela Secretaria da Agricultura daquele estado e pelo Instituto de Pesquisas Agropecuárias do Sul, sendo que os dados foram retirados do trabalho de BONATO (1978). As cultivares utilizadas, os locais dos ensaios, os coeficientes de varia

ção dos ensaios, bem como as médias das cultivares em cada local, estão transcritas nas Tabelas A.1, A.2 e A.3 (apêndice), com algumas simplificações.

3.2. Trigo (*Triticum aestivum* L.)

Foram utilizados, para a cultura do trigo, dados de médias de produtividade de grãos derivados dos Ensaios Regionais de Trigo, conduzidos pelo Instituto Agrônomo do Estado de São Paulo, em diferentes localidades deste estado, nos anos agrícolas de 1969, 1970 e 1971 em um total de vinte e um ensaios. Os dados foram tomados do trabalho de CAMARGO (1972) e estão transcritos nas Tabelas A.4, A.5 e A.6, bem como as cultivares empregadas, as localidades em que os ensaios foram conduzidos e os coeficientes de variação dos ensaios.

3.3. Mandioca (*Manihot esculenta* Cranz)

Dados de produtividade de ramas e de raízes de mandioca, de ensaios conduzidos em três localidades no estado do Pará e território do Amapá, por seis anos, foram utilizados no presente estudo. Tais dados foram retirados do trabalho de BARRIGA (1980) e resultam de ensaios conduzidos pelo Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Úmido da EMBRAPA, sendo que doze cultivares são comuns aos nove ambientes, conforme mostram as Tabelas A.7 e A.8.

3.4. Milho (*Zea mays* L.)

Todos os dados relativos à cultura do milho utilizados para análise neste trabalho, constam de resultados de Ensaio Nacional publicados pelo Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo da EMBRAPA.

Do Ensaio Nacional de Milho Precoce do ano agrícola de 1976/77, foram aproveitados dados de altura de plantas de quinze cultivares comuns a quatro localidades, para análise deste caráter. A Tabela A.9 discrimina os tratamentos e localidades dos ensaios, com os respectivos dados médios do caráter (BRASIL, 1977a).

Na Tabela A.10 estão os dados de produtividade de espigas de doze materiais em nove localidades de diferentes estados, originários do Ensaio Nacional de Milho Planta Baixa, no ano agrícola de 1977/78, além dos coeficientes de variação dos ensaios (BRASIL, 1978).

Foram analisados ainda, dados de produtividade de espigas dos Ensaio Nacional de Milho Opaco, conduzidos nos anos agrícolas de 1974/75 e 1976/77, constantes das Tabelas A.11 e A.12 (BRASIL, 1975a; BRASIL, 1977b). Os dados do ano de 1974/75 resultam de ensaios conduzidos em onze localidades com oito tratamentos comuns, enquanto que no ano de 1976/77, os dados são resultantes de experimentos instalados em nove locais, tendo estes doze tratamentos comuns.

Além destes, foram analisados dados de produtiv

vidade de espigas dos Ensaios Nacionais do Milho dos anos agrícolas de 1974/75, com trinta tratamentos em quatorze localidades; 1975/76, com trinta tratamentos em nove localidades e 1976/77, com trinta e seis tratamentos em doze localidades. Nas Tabelas A.13, A.14 e A.15, estão transcritos tais dados com discriminação dos tratamentos, locais dos ensaios e coeficientes de variação destes (BRASIL, 1975b; BRASIL, 1976; BRASIL, 1977c).

Ao todo foram analisados dados de produtividade de espigas de sessenta ensaios de milho e de quatro para altura de plantas.

3.5. Feijão (*Phaseolus vulgaris* L.)

Os dados de produtividade de grãos de cultivares de feijão, analisados neste trabalho foram cedidos pelo Centro Nacional de Pesquisa de Arroz, Feijão, da EMBRAPA. Derivam dos Ensaios Nacionais de Variedades de Feijão conduzidos pelo antigo Departamento Nacional de Pesquisa Agropecuária do Ministério da Agricultura, em diversos estados brasileiros, nos anos agrícolas de 1966/67 a 1971/72. Os números de cultivares e localidades dos ensaios variaram de ano para ano, tendo sido aproveitados apenas os tratamentos comuns aos diversos ensaios, dentro de cada ano, resultando nos seguintes números por ano agrícola: 1966/67, dez cultivares em oito localidades; 1967/68, dez cultivares em nove localidades; 1968/69, doze cultivares em doze localidades; 1969/70, nove cultivares em dez localidades; 1970/71, nove cultivares em nove localidades e 1971/72, doze cul

tivares em quinze localidades.

A discriminação das variedades e localidades dos ensaios em cada ano agrícola, bem como os coeficientes de variação dos ensaios encontram-se nas Tabelas de A.16 a A.21, com as respectivas produtividades médias de grãos de cada experimento.

4. METODOLOGIA

Na suposição de que em ensaios de materiais genéticos repetidos em diversos ambientes, o ambiente possa ter efeito multiplicativo sobre os genótipos, o modelo $Y_{ij} = \alpha_i(1 + \beta_j) + \varepsilon_{ij}$ proposto por VENCovsky e GERALDI (1977) foi estudado do ponto de vista teórico e aplicado, procurando-se determinar as implicações de tal comportamento em programas de melhoramento de plantas. Neste modelo, Y_{ij} representa a média de observações fenotípicas tomadas em várias repetições, do material genético i no ambiente j ; α_i representa o efeito do tratamento i ; β_j corresponde ao efeito do ambiente j e ε_{ij} corresponde a um erro aleatório associado à observação Y_{ij} . Se se considera um conjunto de N materiais genéticos, ensaiados em M diferentes ambientes e, considerando ainda um efeito totalmente multiplicativo dos ambientes sobre os genótipos, de tal modo que $\varepsilon_{ij} = 0$ para qualquer i, j ; temos uma Tabela de dupla entrada em que os dados podem ser representados como na Tabela 1, sendo considerado fixo o efeito ambiental.

Alguma fórmulas normalmente utilizadas em melho

ramento, foram desenvolvidas assumindo-se o modelo de VENCovsky e GERALDI (1977). Assim, através de derivações matemáticas obtiveram-se, em termos de parâmetros deste modelo, estatísticas tais como, a covariância de genótipos entre ambientes diversos, o progresso esperado na seleção e parâmetros de estabilidade de EBERHART e RUSSEL (1966).

Tabela 1. Representação dos fatores $\alpha_i(1+\beta_j)$ de N tratamentos repetidos em M ambientes, segundo o modelo de VENCovsky e GERALDI (1977), com efeito fixo dos ambientes e ausência de desvios.

Tratamentos	Ambientes					Média
	1	2	3	...	M	
1	$\alpha_1(1+\beta_1)$	$\alpha_1(1+\beta_2)$	$\alpha_1(1+\beta_3)$	...	$\alpha_1(1+\beta_M)$	α_1
2	$\alpha_1(1+\beta_1)$	$\alpha_2(1+\beta_2)$	$\alpha_2(1+\beta_3)$	...	$\alpha_2(1+\beta_M)$	α_2
3	$\alpha_3(1+\beta_1)$	$\alpha_3(1+\beta_2)$	$\alpha_3(1+\beta_3)$	...	$\alpha_3(1+\beta_M)$	α_3
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
N	$\alpha_N(1+\beta_1)$	$\alpha_N(1+\beta_2)$	$\alpha_N(1+\beta_3)$	...	$\alpha_N(1+\beta_M)$	α_N
Média	$\bar{\alpha}(1+\beta_1)$	$\bar{\alpha}(1+\beta_2)$	$\bar{\alpha}(1+\beta_3)$	...	$\bar{\alpha}(1+\beta_M)$	$\bar{\alpha}$

Um detalhamento do efeito de ambientes em suas partes devidas aos efeitos de localidades e de anos foi proposto, através da ampliação do modelo de VENCovsky e GERALDI (1977).

Deste modo admitiu-se o modelo $Y_{ijk} = \alpha_i (1 + \beta_j) (1 + \gamma_k) + \epsilon_{ijk}$, sendo:

Y_{ijk} : Média do caráter fenotípico Y , tomada do material genético i , no local j e no ano k ;

α_i : efeito do tratamento i ;

β_j : efeito da localidade j ;

γ_k : efeito do ano k e

ϵ_{ijk} : desvio aleatório associado à média Y_{ijk} .

Através do método dos quadrados mínimos, foram obtidas fórmulas para estimação dos parâmetros do modelo, bem como das somas de quadrados devidas aos efeitos principais e aos desvios do modelo. Foi verificado ainda, o conteúdo das somas de quadrados das interações duplas e tripla do modelo linear convencional (página 13), assumindo-se multiplicatividade dos efeitos de locais e anos sobre os genótipos. Isto foi feito, através da superposição das fórmulas usuais com o modelo não-linear ampliado.

A comparação do modelo não-linear de VENCOVSKY e GERALDI (1977) (modelo b), com o modelo linear convencional de análise conjunta da variância, (modelo a) foi feita basicamente através dos valores da soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear e da soma de quadrados da interação de genótipos com localidades de dados provenientes de ensaios de milho, feijão, soja, trigo e mandioca.

Para cada conjunto de materiais genéticos ensaiados em diversos locais dentro de cada ano, foi realizada uma

análise da variância obedecendo ao modelo linear $\bar{Y}_{ij} = m + t_i + l_j + (tl)_{ij} + e_{ij}$, onde:

$\bar{Y}_{ij}$: média observada do caráter fenotípico Y, no tratamento i e no local j;

m : média geral de todos os ensaios;

t_i : efeito fixo do tratamento i;

l_j : efeito aleatório do local j;

$(tl)_{ij}$: efeito da interação do material genético i com o local j.

e_{ij} : erro médio associado à média $\bar{Y}_{ij}$.

Obteve-se assim um quadro de análise da variância como na Tabela 2.

Tabela 2. Análise da variância, baseada no modelo linear (modelo a) para N tratamentos ensaiados em L localidades.

F.V.	G.L.	S.Q.
Tratamentos	N - 1	S_1
Localidades	L - 1	S_2
Interação	(N-1) (L-1)	S_3

Com o modelo não-linear, (modelo b), obtiveram-se as somas de quadrados de parâmetros e desvios do modelo, através das fórmulas:

$$SQ_P = \sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_i^2 + \sum_{j=1}^L (1 + \hat{\beta}_j)^2 \quad e$$

$SQ_d = \sum_{ij} Y_{ij}^2 - SQ_p$ sendo SQ_p e SQ_d , as somas de quadrados devidas aos parâmetros e aos desvios, respectivamente. As estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ foram obtidos por um processo iterativo de estimação, a partir das fórmulas:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{\sum_{j=1}^L Y_{ij} (1+\hat{\beta}_j)}{\sum_{j=1}^L (1+\hat{\beta}_j)^2} \quad e$$

$$(1+\hat{\beta}_j) = \frac{\sum_{i=1}^N Y_{ij} \hat{\alpha}_i}{\sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_i^2}$$

, a primeira estimativa de α_i pode ser obtida pela média do tratamento i em todos os locais, isto é, $\bar{Y}_{i.}$ (VENCOVSKY e GERALDI, 1977).

Uma comparação suplementar foi feita realizando-se uma análise da variância, com base no modelo linear, com os dados (Y_{ij}) tomados em escala logarítmica (modelo c). Tal procedimento equivale a analisar os dados na escala natural utilizando-se um modelo que seja multiplicativo em todos os efeitos, inclusive os desvios. Um modelo deste tipo, que pode ser transformado em um modelo linear através de uma mudança de escala é chamado modelo intrinsecamente linear (DRAPER e SMITH, 1966). A utilização de um modelo intrinsecamente linear, quando adequado, tem a vantagem de favorecer o uso de técnicas estatísticas mais simples, desenvolvidas para modelos lineares.

A comparação entre modelos foi feita através dos coeficientes de alienação ou de não-determinação $(1 - R^2)$ de

cada um, estimados pelo quociente entre as somas de quadrados dos desvios ou da interação, conforme o caso e as somas de quadrados totais, excluindo-se em ambos os casos, o efeito da dia geral.

Para cada conjunto de análises semelhantes, foi determinado ainda, um coeficiente de alienação conjunto ou médio. Tal valor foi calculado através da transformação dos valores de R para Z , pela fórmula $Z = 1,15129 \log \frac{1 + R}{1 - R}$, fazendo-se a média ponderada dos valores transformados Z_i , através da fórmula $\bar{Z} = \frac{\sum (n_i - 3) Z_i}{\sum (n_i - 3)}$, sendo n_i o número de dados da análise i . Com o valor $\bar{Z}$, calculou-se o $(1 - R^2)$ correspondente fazendo-se $R^2 = \left[(e^{2\bar{Z}} - 1) / (e^{2\bar{Z}} + 1) \right]^2$, sendo e a base dos logaritmos neperianos (STEEL e TORRIE, 1960).

Além das análises considerando-se todos os locais com tratamentos comuns, dentro de cada ano, foram realizadas análises mais detalhadas tomando-se todas as combinações

Milho e Ensaios Nacionais de Variedades de Feijão. Tal análise foi feita com a finalidade de se verificar a possível aplicabilidade do modelo não-linear a estudos de aglomeração de locais em regiões homogêneas, no que diz respeito à interação de genótipos com ambientes. Para cada combinação de locais foram determinadas as somas de quadrados devidas aos desvios do modelo não-linear e da interação de genótipos com locais do modelo linear. Esta última foi dividida ainda, em suas partes devidas à diferença de variância dos materiais genéticos em

tre os dois locais e a falta de correlação do comportamento dos tratamentos, de um para outro local. Esta partição foi feita através da fórmula apresentada por ROBERTSON (1959), devidamente adaptada para somas de quadrados, como a seguir:

$\sqrt{SQ_{Tj} \cdot SQ_{Tj'} (1 - r_{jj'})}$

Nesta fórmula, SQ_{Tj} e $SQ_{Tj'}$, representam, respectivamente, somas de quadrados de tratamentos nos locais j e j' e $r_{jj'}$ representa a correlação genética existente entre as médias dos tratamentos entre os locais j e j' . Simplificadamente esta fórmula pode ser expressa como $SQ_{TL} = A + B$, com A e B correspon-

do membro da equação.

A possível utilização da soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear como parâmetro medidor da similaridade de locais para fins de zoneamento ecológico foi verificada, comparando-se esta estatística com a soma de quadrados da interação do modelo linear e sua componente devida à falta de correlação entre as médias de tratamentos nos locais, isto é, a componente B da fórmula de ROBERTSON (1959). Esta comparação foi feita através do coeficiente de correlação de Spearman, calculado por $r = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{(n-1)n(n+1)}$, testável contra zero por $t = r_s \sqrt{(n-2)/(1-r_s^2)}$, com $(n-2)$ graus de liberdade (STEEL e TORRIE, 1960).

As análises estatísticas dos dados com diferentes modelos, foram feitas em computador IBM - 1130, do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agri-

cultura Luiz de Queiroz da USP.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1. Considerações teóricas

5.1.1. Efeito da mudança de ambientes sobre caracteres compostos

A ação não-aditiva dos efeitos ambientais sobre os valores genotípicos pode ocorrer de diferentes formas. Em primeiro lugar, a mudança de um ou mais fatores do ambiente pode afetar de forma não-aditiva, o gene em sua ação básica, ou seja a síntese de proteínas. Assim por exemplo, uma variação na temperatura ambiental, poderia afetar a velocidade de uma reação enzimática ou a quantidade de produto formada, diferencialmente para diferentes genótipos no loco formador da enzima em questão. Em se tratando de caracteres com expressão final, tal qual a maioria dos caracteres de importância para o melhoramento de plantas, a ação não-aditiva dos efeitos ambientais sobre os genótipos, pode acontecer devido a outros fatores, além da ação primária sobre o produto gênico. Seria, por exemplo, o ca

so de interações gênicas não-alélicas diferenciais para ambientes diversos.

Muitos dos caracteres de importância econômica, em plantas, entre os quais a produção de grãos, podem em geral, ser decompostos em componentes, que se multiplicam para formar o caráter final. Dados simulados, considerando caracteres com dois e três componentes, mostram que, mesmo se cada componente se comportar de forma idealmente aditiva em dois ambientes, a análise do caráter composto mostra a existência de uma interação de genótipos com ambientes e que parte considerável desta interação pode ser removida através da análise com o modelo de VENCOVSKY e GERALDI (1977), que considera multiplicativo o efeito dos ambientes sobre os genótipos. A Tabela 3 mostra dados simulados de 5 genótipos repetidos em 2 ambientes para os caracteres X, Y, Z e W, sendo $W = XYZ$. A análise da variância, através do modelo linear usual, mostra para os caracteres X, Y e Z, uma soma de quadrados nula para a interação de genótipos com ambientes. Para o caráter composto W, pode ser detectada uma soma de quadrados para a interação de genótipos com ambientes de 325,2. O tratamento deste mesmo caráter com o modelo não-linear de VENCOVSKY e GERALDI (1977) mostra uma soma de quadrados para os desvios do modelo de 33,6, o que corresponde a apenas da interação calculado com o modelo linear de análise.

Tabela 3. Valores simulados dos caracteres X, Y, Z e W, para 5 genótipos em 2 ambientes

Genótipos	Ambientes							
	1				2			
	X	Y	Z	W	X	Y	Z	W
1	15	6	0,8	72,0	19	8	0,9	136,8
2	13	5	0,5	32,5	17	7	0,6	71,4
3	18	6	0,7	75,6	22	8	0,8	140,8
4	14	8	0,6	67,2	18	10	0,7	126,0
5	16	7	0,8	89,6	20	9	0,9	162,0

$$SQ_{GA}(W) = 325,2 \text{ (modelo linear)}$$

$$SQ_d(W) = 33,6 \text{ (modelo não-linear)}$$

5.1.2. Variâncias e covariância de tratamentos em ambientes diversos

Um aspecto de fundamental importância quando se pratica seleção para fins de melhoramento é a resposta ou ganho de seleção verificado em vários ambientes de uma população, tendo sido a seleção praticada em ambientes particulares. A repetitividade do desempenho de materiais genéticos em diferentes ambientes pode ser medida pela covariância dos valores fenotípicos de um determinado caráter entre os ambientes considerados. Se se considera um conjunto de N genótipos ($i = 1, 2, \dots, N$)

ensaiados nos ambientes j e j' , assumindo-se total aditividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos, isto é, na ausência de interação, as variâncias dos valores de um determinado caráter Y dentro de cada ambiente são iguais entre si e a covariância destes mesmos valores entre ambientes, ou seja,

$$\sigma_Y^2(j) = \sigma_Y^2(j') = \text{COV}_{Y(j;j')}.$$

As variâncias e covariâncias de valores fenotípicos nos ambientes, foram consideradas utilizando-se o modelo de análise de VENCOVSKY e GERALDI (1977), ou seja assumindo-se multiplicatividade dos efeitos do ambiente sobre os genótipos. Desprezando-se os desvios do modelo, foram determinadas as expressões:

$$\text{COV}_{Y(j;j')} = (1+\beta_j)(1+\beta_{j'})\sigma^2_{(\alpha)} \quad (1),$$

$$\sigma^2_{Y(j)} = (1+\beta_j)^2 \sigma^2_{(\alpha)} \quad (2) \quad \text{e}$$

$$\sigma^2_{Y(j')} = (1+\beta_{j'})^2 \sigma^2_{(\alpha)} \quad (3), \text{ sendo:}$$

$\text{COV}_{Y(j;j')}$ covariância dos valores do caráter Y nos N genótipos, entre os ambientes j e j' ;

$\sigma^2_{Y(j)}$ e $\sigma^2_{Y(j')}$ variâncias de Y dentro dos ambientes j e j' respectivamente;

α e β efeitos genético e ambiental do modelo, respectivamente.

Pode-se observar por estas expressões que a covariância entre locais, com total multiplicatividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos, é igual a média geométrica das variâncias dentro de cada local. Isto equivale dizer que a correlação dos valores fenotípicos entre locais é positiva e

igual a 1,0. Pelas fórmulas (2) e (3) pode-se observar que ocorrerá maior variância entre médias de tratamentos, nos melhores locais, isto é, quando o valor de β for positivo. Esta é uma possível explicação para o fato destacado por BUCIO ALANIS e HILL (1966) de que os melhoristas e geneticistas consideram que, em geral, quanto melhor o ambiente, maiores são as diferenças entre genótipos. Um outro efeito da ação multiplicativa dos ambientes pode ser a correlação, muitas vezes observada, entre médias e variâncias de tratamentos em diferentes ambientes.

Relacionando-se as expressões (2) e (3) pode ser demonstrado que:

$$\sigma^2_{Y(j')} = \left(\frac{1+\beta_{j'}}{1+\beta_j} \right)^2 \sigma^2_{Y(j)}$$

Verifica-se por esta expressão que a variância entre tratamentos em um ambiente j' qualquer pode ser predita se se conhecem a variância entre tratamentos, em um dado ambiente j e os efeitos ambientais β_j e $\beta_{j'}$.

Em caso de ocorrência de aditividade completa dos efeitos ambientais sobre os genótipos, o ganho de seleção é o mesmo, em valor absoluto para todos os ambientes considerados. Deste modo, em termos percentuais, o ganho de seleção será maior nos piores ambientes. Se os ambientes modificarem os valores dos genótipos de forma multiplicativa, será constante entre ambientes o ganho de seleção expresso em termos percentuais. Em valor absoluto o ganho será maior, portanto, nos ambientes mais favoráveis. Se a última suposição for verdadeira, a prática da

seleção em ambientes ótimos poderá ajudar na discriminação entre materiais, se bem que, o ganho por seleção em um outro ambiente não seja afetado pela qualidade do ambiente sob o qual a seleção se deu.

5.1.3. Modelo não-linear e parâmetros de estabilidade

Das metodologias disponíveis para se estudar a estabilidade fenotípica de cultivares, as de FINLAY e WILKINSON (1963) e EBERHART e RUSSEL (1966) são as mais comumente empregadas. Ambas se baseiam na técnica da regressão linear e de.

VENCOVSKY e GERALDI (1977) mostraram que em caso de ocorrência de multiplicatividade completa dos efeitos ambiental e genético, isto é, utilizando-se o modelo não-linear, sem desvios, o coeficiente b de EBERHART e RUSSEL (1966) passa a ser: $b_i = \frac{\alpha_i}{\alpha}$, estimável por $b_i = \frac{y_{i.}}{\bar{y}_{..}}$. Verifica-se aí que haverá uma correlação positiva, de natureza não-genética entre as estimativas dos coeficientes de regressão (b_i) e as médias dos genótipos ($\bar{y}_{i.}$), em caso de multiplicatividade dos efeitos genéticos e ambiental. De fato, em diversos trabalhos tem sido verificada uma correlação positiva entre tais estatísticas (EBERHART e RUSSEL, 1966; PERKINS e JINKS, 1968; KNIGHT, 1970; KALTSIKES e LARTER, 1970; FRIPP e CATEN, 1971; WESTERMAN, 1971; FRIPP e CATEN, 1973).

O coeficiente de regressão calculado segundo a

metodologia de FINLAY e WILKINSON (1963) difere daquela de EBERHART e RUSSEL (1966) apenas por tomar as médias de tratamentos por ensaio, em uma escala logarítmica. Em caso de uma total multiplicatividade dos efeitos genéticos e ambiental na escala original, os dados transformados se comportarão de acordo com um modelo linear sem interação. Neste caso, o coeficiente de regressão de FINLAY e WILKINSON (1963) será: $b_i = 1,0$, para qualquer i . A utilização da escala logarítmica é justificada por estes autores como tendo a finalidade, exatamente, de provocar uma maior linearidade dos efeitos principais, além de aumentar a homogeneidade das variâncias residuais.

de EBERHART e RUSSEL (1966), que corresponde à variância dos desvios da regressão, é calculado a partir da diferença entre médias observada e esperada do modelo de regressão linear, isto é, $d_{ij} = Y_{ij} - \hat{Y}_{ij}$, sendo $\hat{Y}_{ij} = \bar{X}_i + b_i l_j$. Considerando-se o modelo de VENCOVSKY e GERALDI (1977), desprezando-se os desvios, tem-se que: $\bar{X}_i = \alpha_i$; $b_i = \frac{\alpha_i}{\alpha}$ e $l_j = \alpha \beta_j$, sendo X_i e b_i , respectivamente, a média do genótipo i e o coeficiente de regressão dos valores do genótipo i em cada ambiente, sobre o índice ambiental l_j , do modelo de EBERHART e RUSSEL (1966). Deste modo, $Y_{ij} = \alpha_i (1 + \beta_j)$ e $\hat{d}_{ij} = 0$, para qualquer ij , com multiplicatividade total dos efeitos do ambiente sobre os genótipos, resultando que $s^2_{di} = 0$. Assim, todos os genótipos são considerados completamente estáveis quanto a este parâmetro, se os dados se adaptarem perfeitamente ao modelo multiplicativo.

5.1.4. Detalhamento dos efeitos de locais e anos

A avaliação de materiais genéticos em fase final de melhoramento, isto é, na fase de recomendação de cultivares, é feita, via de regra, através do estudo de diversos materiais em ensaios repetidos em vários locais e anos. As implicações da possível ação multiplicativa destes componentes do ambiente sobre os genótipos nas análises com modelos lineares comumente usados, foram determinadas através de uma ampliação do modelo de VENCOVSKY e GERALDI (1977) (Página 24).

Através do método dos quadrados mínimos foram deteminadas fórmulas de estimativas dos parâmetros do modelo, a saber:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{\sum_{j,k} [Y_{ijk} (1+\hat{\beta}_j) (1+\hat{\gamma}_k)]}{\sum_{j,k} (1+\hat{\beta}_j)^2 (1+\hat{\gamma}_k)^2} \quad (5),$$

$$(1+\hat{\beta}_j) = \frac{\sum_{i,k} Y_{ijk} \hat{\alpha}_i (1+\hat{\gamma}_k)}{\sum_{i,j} \hat{\alpha}_i^2 (1+\hat{\gamma}_k)^2} \quad (6) \quad e,$$

$$(1+\hat{\gamma}_k) = \frac{\sum_{i,j} Y_{ijk} \hat{\alpha}_i (1+\hat{\beta}_j)}{\sum_{i,j} \hat{\alpha}_i^2 (1+\hat{\beta}_j)^2}$$

A estimação destes parâmetros é feita por processo iterativo, isto é, de aproximações sucessivas, em que cada aproximação obtenida é lançada nas fórmulas dos demais parâmetros até que os valores converjam. As primeiras estimativas dos parâmetros podem ser obtidas por: $\hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i...}$, $(1+\hat{\beta}_j) = \frac{\bar{Y}_{.j.}}{\bar{Y}_{...}}$ e $(1+\hat{\gamma}_k) = \frac{\bar{Y}_{...k}}{\bar{Y}_{...}}$.

Obtiveram-se, ainda, as fórmulas para obtenção das somas de quadrados devidas aos parâmetros principais e aos desvios do modelo, quais sejam:

$$SQ_{\alpha, \beta, \gamma} = \sum_i \hat{\alpha}_i^2 \sum_j (1 + \hat{\beta}_j)^2 \sum_k (1 + \hat{\gamma}_k)^2 \quad (8) \quad e,$$

$$SQ_d = \sum_{i,j,k} Y_{ijk}^2 - \sum_i \hat{\alpha}_i^2 \sum_j (1 + \hat{\beta}_j)^2 \sum_k (1 + \hat{\gamma}_k)^2 \quad (9)$$

VENCOVSKY e GERALDI (1977) determinaram que, em caso de ser válido o modelo multiplicativo, a soma de quadrados da interação detectada com o modelo linear de análise, é diretamente proporcional às somas de quadrados devidas aos efeitos principais e equivale a: $SQ_{TA} = \frac{SQ_T \cdot SQ_A}{NM \bar{Y}^2}$, para N tratamentos, ensaiados em M ambientes. Considerando-se a análise com detalhamento dos efeitos de locais e anos, obtiveram-se as seguintes expressões para as somas de quadrados das interações duplas e tripla:

$$SQ_{TL} = \frac{SQ_T \cdot SQ_L}{NLA \bar{Y}^2} \quad (10),$$

$$SQ_{TA} = \frac{SQ_T \cdot SQ_A}{NLA \bar{Y}^2} \quad (11),$$

$$SQ_{LA} = \frac{SQ_L \cdot SQ_A}{NLA \bar{Y}^2} \quad (12) \quad e,$$

$$SQ_{TLA} = \frac{SQ_T \cdot SQ_L \cdot SQ_A}{(NLA \bar{Y}^2)^2} \quad (13). \quad \text{As expressões para qua}$$

drados médios são equivalentes a (10), (11), (12) e (13). N, L e A correspondem respectivamente aos números de genótipos, lo

cais e anos. Verifica-se por estas expressões, que em caso de ocorrência de ação multiplicativa dos efeitos de locais e anos sobre os genótipos, haverá sempre a detecção de interação pelo modelo linear de análise, a menos que seja nula a soma de quadrados para o efeito principal de, pelo menos um dos fatores que compõem a interação considerada. Resulta ainda, deste tipo de ação, uma correlação positiva entre os efeitos da interação e os efeitos principais, isto é, quanto maiores forem as diferenças entre tratamentos, locais e anos, maiores serão as somas de quadrados detectadas para as interações entre estes fatores.

5.1.5. Relação com modelos que envolvem transformação de escala

Segundo DRAPER e SMITH (1966), um modelo de análise é linear quando for do tipo $Y = \beta_0 + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \dots + \beta_p Z_p + \epsilon$, onde β_i representam parâmetros do modelo e Z_i representam quaisquer funções das variáveis básicas $X_1, X_2, \dots, X_k$. Qualquer modelo que não é desta forma pode ser chamado de modelo não-linear.

Segundo aqueles autores, quando se utilizam modelos não-lineares para explicar dados observados, surgem algumas dificuldades na análise destes dados, principalmente no que se refere à estimação de parâmetros e à validade de testes de hipóteses aplicados. Assim é que, na maioria dos casos, quando a variação dos dados não se adapta satisfatoriamente a um mo

delo do tipo linear, são aplicadas transformações de escala que permitam a utilização de um tal modelo. Os modelos não-lineares podem ser classificados em dois tipos (DRAPER e SMITH, 1966). No primeiro tipo estão aqueles que podem ser transformados em modelos lineares através de uma mudança de escala e são chamados intrinsecamente lineares. O segundo tipo engloba aqueles modelos impossíveis de serem transformados em outros lineares. Um modelo deste tipo é chamado intrinsecamente não-linear. No primeiro caso, a análise dos dados não apresenta maiores dificuldades. Basta aplicar sobre os mesmos a transformação apropriada de escala e proceder à análise segundo o modelo linear resultante. É relevante, porém, considerar que conclusões biológicas diferentes podem ser tiradas se os dados são analisados em uma escala original ou transformada (KNIGHT, 1970), devendo a interpretação dos resultados estatísticos ser feita à luz deste fato.

Em estudos referentes à interação de genótipos com ambientes, em plantas, é raro o tratamento dos dados em uma escala transformada. Em caso de ocorrência de multiplicatividade dos efeitos principais, a transformação logarítmica é, geralmente, indicada (TUKEY, 1949; STEEL e TORRIE, 1960). O tratamento estatístico dos dados em uma escala logarítmica, através do modelo linear usual, pressupõe uma multiplicatividade de todos os efeitos do modelo básico, inclusive do erro experimental ou interação, conforme o caso. Este fato pode levar a algumas dificuldades de interpretação dos resultados, devido à

provável não-normalidade da distribuição do erro na escala original. Nisto difere o modelo de VENCovsky e GERALDI (1977), que é multiplicativo nos parâmetros principais, considerando aditivo o erro associado à observação. Apesar de algumas dificuldades teóricas encontradas na aplicação deste modelo, sua estrutura simples pode tornar os parâmetros mais facilmente interpretáveis em comparação com modelos envolvendo transformação. Um modelo não-linear semelhante ao de VENCovsky e GERALDI (1977), isto é, multiplicativo nos parâmetros e aditivo quanto ao erro, foi empregado por CARMER (1970) em estudos de densidades de plantio em milho. De acordo com simulação efetuada por este autor, há uma razoável aproximação da normalidade, das distribuições das estimativas dos parâmetros do modelo.

A principal limitação quanto à utilização de modelos não-lineares é, talvez, a impossibilidade de aplicação de testes usuais de hipótese. Apesar do conhecimento de estatísticas como F e t ajudar na comparação entre parâmetros, conclusões não podem ser tiradas em nenhum nível de probabilidade de terminado (DRAPER e SMITH, 1966).

5.1.6. Ajuste de médias de ensaios com tratamentos comuns

É comum, quando se pretende avaliar um grande número de materiais genéticos em ensaios de campo, a divisão dos tratamentos em mais de um ensaio, usando-se tratamentos comuns. A posterior comparação entre tratamentos não repetidos,

é feita através de um ajuste da média dos tratamentos nos ensaios através dos dados observados dos tratamentos padrões. A maneira usual de se efetuar tal ajuste é considerar um modelo aditivo, isto é, onde os efeitos do ambiente se somam àqueles dos genótipos. Se, porém, a interação dos genótipos com os ambientes onde estiverem os ensaios, for de uma grandeza significativa, erros importantes podem ser incluídos com o ajuste de médias. Em tais casos, uma observação mais detalhada do tipo de ação que os ambientes exercem sobre os genótipos se faz necessária. Neste aspecto, nos casos onde o modelo de VENCovsky e GERALDI (1977) se mostrar mais eficiente para explicar a variação dos dados experimentais, o ajuste deverá ser feito de forma multiplicativa.

Se se consideram dois ensaios nos ambientes j e j' , com t tratamentos comuns, as médias dos demais tratamentos do ambiente j poderão ser ajustadas através da multiplicação

pelo índice $\frac{\sum_{i=1}^t Y_{ij'}}{\sum_{i=1}^t Y_{ij}}$, que corresponde ao quociente entre as

médias de todos os tratamentos comuns dos ensaios j' e j , respectivamente.

Um ajuste deste tipo, sendo feito de maneira não aditiva, influi também, nos valores das variâncias. Assim, para os ensaios cujos dados sofrerem ajuste, os quadrados médios da análise da variância deverão ser corrigidos multiplicando-se cada valor pelo quadrado do índice utilizado. Este tipo de ajuste foi empregado por CARVALHO (1980), em estudo de predi

ção de médias de compostos, em milho e mantém constante o coeficiente de variação do ensaio, antes e após a correção. Quando o ajuste é feito de forma aditiva, há uma alteração no coeficiente de variação do ensaio, uma vez que se modificam os valores das médias, mantendo-se constante o erro residual.

5.2. Análises de dados experimentais

As análises de dados experimentais foram realizadas com a finalidade de se verificar quanto da variação do comportamento de cultivares repetidas em diferentes ambientes, pode ser explicada pelo modelo que considera multiplicativa a ação dos ambientes sobre os genótipos. Assim, não se procurou avaliar cultivares ou ambientes pelo novo modelo. Foram utilizados dados experimentais envolvendo cultivares de cinco espécies cultivadas, em diferentes locais e anos, em um total de cento e noventa e quatro ensaios.

5.2.1. Soja

Foram utilizados dados de produção de grãos de dez cultivares de soja, ensaiadas em onze localidades, por um período de três anos, totalizando trinta e três ensaios: As estimativas dos parâmetros genético (α_i) e ambiental ($1+\beta_j$) do modelo de VENCOVSKY e GERALDI (1977), encontram-se nas Tabelas A.1, A.2 e A.3.

A pequena variação verificada nos valores de α_i das cultivares nos três anos, resulta da similaridade das culti

vares para produção de grãos. De fato, todas as cultivares são ou foram recomendadas pela pesquisa para plantio pelos produtores (BONATO, 1978). Verifica-se ainda, uma razoável concordância das estimativas de α_i com a média de rendimento das cultivares em todas as localidades, isto é, $\bar{Y}_{i..}$. Com total multiplicatividade dos efeitos genético e ambiental, estes valores deveriam ser exatamente os mesmos, ou seja, $\hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i..}$, conforme demonstrado por VENCovsky e GERALDI (1977).

Os valores de $(1+\hat{\beta}_j)$ mostraram uma variação relativamente maior, em comparação com a variação entre cultivares, nos três anos. No ano agrícola 1972/73, houve uma variação de 0,5370 a 1,3805 nos valores de $(1+\hat{\beta}_j)$. Em 1973/74, a variação foi de 0,6647 a 1,2727, menor portanto, que aquela do ano anterior. Em 1974/75, as estimativas de $(1+\hat{\beta}_j)$ variaram de 0,4133 a 1,2624, havendo portanto, uma maior variação percentual, em comparação com os anos anteriores.

A interpretação dos valores estimados de $(1+\hat{\beta}_j)$ permite uma visualização bastante clara dos valores relativos dos ambientes sob estudo. Em um modelo multiplicativo, sem desvios, os efeitos ambientais podem ser estimados por $(1+\hat{\beta}_j) = \bar{Y}_{.j} / \bar{Y}_{...}$. Tal estimativa corresponde, portanto, ao valor percentual do ambiente considerado em relação à média geral. Por exemplo, uma variação nos valores de $(1+\hat{\beta}_j)$ de 0,4133 a 1,2224, significa que os valores ambientais variaram de 41,33 a 122,24% em relação à média de todos os ambientes.

Os dados comparativos das somas de quadrados dos

desvios do modelo não-linear e das somas de quadrados da interação do modelo linear, encontram-se na Tabela 4. Para os dados do ano de 1972/73 a soma de quadrados dos desvios do modelo não linear foi 4,7% superior à soma de quadrados da interação do modelo usual. Nos anos posteriores, a soma de quadrados dos desvios do primeiro modelo foi inferior àquela do segundo, sendo esta diferença de 2,8% em 1973/74 e 2,9% em 1974/75. Na média dos três anos agrícolas não houve qualquer diferença entre os dois modelos.

A comparação numérica entre somas de quadrados só é exata quando o número de graus de liberdade das fontes de variação forem iguais. No caso de modelos não-lineares a determinação do número de graus de liberdade de uma determinada fonte de variação pode apresentar certas dificuldades. Deste modo, a comparação efetuada pode não ser exata. Contudo a natureza semelhante entre os desvios do modelo não-linear em questão e a interação do modelo linear, leva a crer em uma razoável concordância do número de graus de liberdade de ambos.

Uma comparação suplementar entre modelos foi efetuada através dos valores do coeficiente de alienação ($1-R^2$) de cada modelo, que corresponde à razão entre as somas de quadrados dos desvios ou interação de cada modelo e a soma de quadrados total. Neste caso, compararam-se ainda, os modelos linear (modelo a) e não-linear (modelo b) com o modelo intrinsecamente linear envolvendo transformação logarítmica (modelo c).

Tabela 4. Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de soja

ano agrícola	nº de cultivares	nº de localidades	SQ _{TL} modelo a	SQ _d modelo b	SQ _d / SQ _{TL}
1972/73	10	11	12.955.990	13.559.919	1,0466
1973/74	10	11	9.824.057	9.552.708	0,9724
1974/75	10	11	11.646.061	11.304.516	0,9707

Tabela 5. Valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de soja

ano agrícola	nº de cultivares	nº de localidades	$1 - R^2$		
			modelo a	modelo b	modelo c
1972/73	10	11	0,1621	0,1696	0,1717
1973/74	10	11	0,2145	0,2086	0,1981
1974/75	10	11	0,1335	0,1296	0,0864
média			0,1671	0,1664	0,1440
% a/			100,0	99,6	86,2

a/ Valor percentual do coeficiente de alienação conjunto em relação ao modelo linear (modelo a)

Os valores de $(1 - R^2)$ para os diferentes modelos encontram-se na Tabela 5.1.

Pode-se verificar uma grande semelhança entre os coeficientes de alienação para os diferentes modelos, dentro de cada ano. Na média dos três anos, o coeficiente de alienação para o modelo não-linear foi apenas 0,4% inferior àquele do modelo linear, enquanto que o modelo com transformação logarítmica mostrou um coeficiente de alienação 13,8% inferior àquele do modelo linear. A escolha entre as escalas natural e logarítmica em estudos da interação de genótipos com ambientes em soja, vai depender portanto, de cada situação particular. Deve-se considerar ainda, que os resultados aqui obtidos são relativos a um número relativamente baixo de cultivares e em uma área restrita, qual seja, o estado do Rio Grande do Sul.

5.2.2. Trigo

Foram analisados dados de vinte e um ensaios de variedades de trigo, envolvendo vários locais em três anos. As estimativas dos parâmetros genético (α_i) e ambiental ($1+\beta_j$) do modelo de VENCOVSKY e GERALDI (1977), encontram-se nas Tabelas A.4, A.5 e A.6. Verifica-se uma considerável variação nos valores de $(1+\hat{\beta}_j)$ nos anos de 1969 e 1970, sendo menor esta variação no ano de 1971. Em alguns casos, ocorreu uma razoável discrepância entre o valor de $\hat{\alpha}$ e a média de uma mesma cultivar, mostrando um certo desajuste dos dados em relação ao modelo

multiplicativo.

Tabela 6. Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de trigo.

ano	nº de Cultivares	nº de localidades	SQ_{TL} modelo a	SQ_d modelo b	SQ_d / SQ_{TL}
1969	16	7	5.166.710	4.950.461	0,9581
1970	16	6	3.015.632	2.729.176	0,9050
1971	9	8	4.218.412	4.451.457	1,0552

Na Tabela 6 encontram-se os valores das somas de quadrados dos desvios do modelo não-linear e das somas de quadrados da interação de genótipos com ambientes do modelo linear. O quociente entre tais valores mostra que nos anos de 1969 e 1970, o modelo não-linear explicou melhor a relação existente entre os efeitos genético e ambiental, nas proporções de 4,19 e 9,50%, respectivamente. No ano de 1971, o modelo linear foi 5,52% superior ao modelo não-linear.

Na comparação entre modelos através dos coeficientes de alienação, foi envolvido ainda, além dos modelos linear (modelo a) e não-linear (modelo b), o modelo intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c). Os valores dos coeficientes de alienação dos três modelos encontram-se na

Tabela 7.

Tabela 7. Valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de trigo

ano	nº de cultivares	nº de localidades	$1 - R^2$		
			modelo a	modelo b	modelo c
1969	16	7	0,1865	0,1787	0,1865
1970	16	6	0,1060	0,0960	0,1519
1971	9	8	0,3389	0,3577	0,3539
média			0,1810	0,1750	0,2063
% a/			100,0	96,7	114,0

a/ Valor percentual do coeficiente de alienação conjunto em relação ao modelo linear (modelo a)

No ano de 1969 os valores de ($1 - R^2$) foram relativamente baixos e muito homogêneos, mostrando um comportamento semelhante dos modelos para explicar os dados. Em 1970, os valores de ($1 - R^2$) foram, também, baixos. Houve, no entanto, uma certa inferioridade do modelo c, em relação aos modelos a e b. No ano de 1971, os valores de ($1 - R^2$) mostraram-se novamente homogêneos, porém com valores maiores que nos anos anteriores. Pôde-se notar uma diferença na explicatividade dos modelos en

tre os anos. Esta variação pode ter ocorrido devido a um efeito diferencial dos anos nos valores dos genótipos, nos diferentes locais, ou ainda, pelo fato de o conjunto de cultivares e localidades não ter se mantido constante nos três anos. No conjunto dos três anos, o modelo não-linear (modelo b) foi o que apresentou menor coeficiente de alienação, 3,3% inferior àquele do modelo linear. Por outro lado, o modelo c apresentou um coeficiente de alienação 14,0% superior ao do modelo a.

5.2.3. Mandioca

Foram analisados dados de produção de ramas e de raízes de doze cultivares de mandioca ensaiadas em nove ambientes, formados pela combinação de três localidades e três anos, por local. Os valores das estimativas dos parâmetros do modelo de VENCOVSKY e GERALDI (1977), estão apresentados nas Tabelas A.7 e A.8.

Para produção de rama os valores de $(1+\hat{\beta}_j)$ variaram de 0,5625 a 1,4797, mostrando uma considerável diferença entre ambientes. Para produção de raízes, a variação foi semelhante, ou seja, de 0,4940 a 1,3735, sendo estes valores extremos correspondentes aos mesmos ambientes que forneceram valores extremos de $(1+\hat{\beta}_j)$ para produção de rama. Também para os valores de $\hat{\alpha}_i$, verificou-se uma considerável variação entre cultivares, tanto para produção de rama como para produção de raízes. Em ambos os casos, os valores de $\hat{\alpha}_i$ estão muito próximos da média de cada cultivar nos diversos ambientes $(\bar{Y}_{i.})$, indicando uma boa

adaptação do modelo multiplicativo aos dados, neste aspecto.

Tabela 8. Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de mandioca

carãter	nº de cul tivares	nº de am bientes	SQ _{TA} modelo a	SQ _d modelo b	SQ _d / SQ _{TA}
produção de rama	12	9	1.35423	1.218,12	0,8995
produção de raízes	12	9	3.573,67	3.233,30	0,9048

A Tabela 8 mostra os valores das somas de quadrados da interação de genótipos com ambientes do modelo linear e dos desvios do modelo não-linear. Para produção de rama, o modelo não-linear foi 10,5% mais eficiente que o modelo linear. Para produção de raízes a diferença foi da ordem de 9,52%, com vantagem para o modelo não-linear.

Os valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) para os três modelos estudados encontram-se na Tabela 9. Para os dois caracteres estudados, houve grande semelhança entre modelos. Para produção de rama os valores de ($1 - R^2$) foram consistentemente inferiores, comparados com os valores de ($1 - R^2$) para produção de raízes.

Tabela 9. Valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de mandioca

caráter	nº de cul_tivares	nº de am_bientes	1 - R ²		
			modelo a	modelo b	modelo c
Produção					
de rama	12	9	0,2028	0,1824	0,1870
Produção					
de raízes	12	9	0,3383	0,3061	0,2829

5.2.4. Milho

Os dados de milho analisados no presente trabalho são originários de várias séries de ensaios conduzidos pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA, em diferentes locais e anos. Foram analisados, ao todo, sete conjuntos de ensaios, seis dos quais para produtividade, num total de sessenta e quatro ensaios.

A Tabela A.9 mostra os valores das estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$, para altura de plantas, tomada do Ensaio Nacional de Milho Precoce, no ano agrícola 1976/77. Verifica-se, pelos valores pouco variáveis de $(1 + \beta_j)$ que os ambientes pouco influíram na altura da planta do conjunto de cultivares. Também

os valores de $\hat{\alpha}_i$ não apresentaram grande variação e ficaram bastante próximos da média de cada cultivar nos vários ambientes.

Na Tabela A.10, estão representadas as estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$, dos dados de produção de espigas do Ensaio Nacional de Milho Planta Baixa, no ano agrícola 1977/78, envolvendo ensaios em nove localidades dos estados de Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul. O efeito das localidades sobre os genótipos, medido pelas estimativas de $(1 + \beta_j)$ variou de 0,6337 a 1,5508. Entre genótipos, foi verificada uma variação relativamente menor, como mostrado pelos valores de $\hat{\alpha}_i$ e $\bar{Y}_{i..}$.

As estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ para os dados de produção de espigas do Ensaio Nacional de Milho Opaco, nos anos agrícolas de 1974/75 e 1976/77, encontram-se nas Tabelas A.11 e A.12, respectivamente. No ano agrícola 1974/75 os valores de $(1 + \beta_j)$ variaram de 0,6023 a 1,3524, variação esta consideravelmente inferior àquela do ano agrícola 1976/77, ou seja, de 0,4429 a 1,6359. Com os valores de $\hat{\alpha}_i$ ocorreu o inverso, isto é, no ano agrícola 1974/75 a variação foi de 2,880 a 5,395 e em 1976/77 de 3,299 a 4,415. Nos dois anos, houve uma boa concordância entre os valores de $\hat{\alpha}_i$ e $\bar{Y}_{i..}$.

As Tabelas A.13, A.14 e A.15 mostram os valores das estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$, para dados de produção de espigas em milho normal, resultantes do Ensaio Nacional de Milho, nos anos agrícolas de 1974/75 a 1976/77. A variação nos valores de $(1 + \beta_j)$ foi semelhante nos três anos, sendo de 0,5693 a

1,5126 em 1974/75, de 0,5275 a 1,5985 em 1975/76 e de 0,5743 a 1,7884 em 1976/77. Os valores de $\hat{\alpha}_i$ variaram pouco relativamente, nos três anos, mostrando uma certa semelhança nos valores genotípicos dos diferentes materiais genéticos. Em todos os casos, houve uma razoável concordância entre os valores de $\hat{\alpha}_i$ e a produção média das cultivares.

Os valores das somas de quadrados da interação de genótipos com locais do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), bem como o quociente entre estes valores, encontram-se na Tabela 10. Os valores da soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear foram consistentemente menores que aqueles da interação do modelo linear, em todos os conjuntos de ensaios analisados. Esta diferença variou desde 1,33% para os dados de milho opaco de 1976/77 até 32,76% para os dados do mesmo tipo de milho no ano de 1974/75.

A Tabela 11 mostra os valores dos coeficientes de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os conjuntos de ensaios de milho estudados. Para os dados de altura de planta do Ensaio Nacional de Milho Precoce de 1976/77, os valores de ($1 - R^2$) foram semelhantes para os três modelos, mostrando o modelo não-linear o menor coeficiente. Para os dados de produção de espigas do Ensaio Nacional de Milho Planta Baixa de 1977/78, os valores de ($1 - R^2$) variaram de 0,0818 para o modelo b, até 0,1238 para o modelo c, ficando o modelo a em posição intermediária. Os dados do Ensaio

Nacional de Milho Opaco de 1974/75 provocaram uma variação nos valores de $(1 - R^2)$ entre modelos, de 0,0788 para o modelo b até 0,1254 para o modelo c. No ano de 1976/77, houve uma menor variação nos valores de $(1 - R^2)$, de forma que no conjunto dos dois anos, o modelo não-linear mostrou uma eficiência na explicação da variação dos dados 16,9% superior ao modelo linear, sendo este último 14,5% superior ao modelo que envolve transformação logarítmica. Tais resultados indicam que, para os dados de milho opaco analisados, 16,9% da interação captada com o modelo linear de análise pode ser explicada pela ação multiplicativa dos efeitos dos locais sobre os genótipos e que tal multiplicatividade não é removida pela transformação logarítmica. Os diferentes modelos, aplicados aos dados de produção de espigas do Ensaio Nacional de Milho, em três anos, mostraram valores dos coeficientes de alienação $(1 - R^2)$ semelhantes aos dos ensaios com outros tipos de milho, tanto nos valores individuais, quanto na diferença absoluta entre valores de modelos diferentes. No conjunto dos três anos o modelo não-linear mostrou ser 9,8% superior ao modelo linear para explicar a variação de produção das cultivares nos locais, indicando que 9,8% da interação de cultivares com locais detectada com o modelo linear de análise pode ser explicada pela ação multiplicativa dos efeitos dos locais sobre os materiais genéticos. O modelo envolvendo transformação logarítmica mostrou um coeficiente de alienação conjunto 29,8% maior que o modelo linear, mostrando que a multiplicatividade verificada não é removida com a transformação logarítmica.

Tabela 10. Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de milho

Tipo/ano	nº de cultivares	nº de localidades	SQ_{TL} modelo a	SQ_d modelo b	SQ_d / SQ_{TL}
Milho precoce <u>a/</u>					
1976/77	15	4	4.349,70	4.114,37	0,9459
Milho planta baixa					
1977/78	12	9	41,3353	36,2775	0,8776
Milho opaco					
1974/75	8	11	21,8203	14,6718	0,6724
1976/77	12	9	22,4571	22,1586	0,9867
Milho normal					
1974/75	30	14	155,1707	133,9300	0,8631
1975/76	30	9	60,8449	51,1517	0,8407
1976/77	36	12	106,0337	104,0772	0,9815

a/ Dados de altura da planta em cm.

Tabela 11. Valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de milho

Tipo/ano	nº de cul tivares	nº de lo calidades	1 - R		
			modelo a	modelo b	modelo c
Milho precoce <u>a/</u>					
1976/77	15	4	0,0730	0,0690	0,0760
Milho planta baixa					
1977/78	12	9	0,0932	0,0818	0,1238
Milho opaco					
1974/75	8	11	0,1172	0,0788	0,1254
1976/77	12	9	0,0794	0,0784	0,0962
mēdia			0,0946	0,0786	0,1083
% <u>b/</u>			100,0	83,1	114,5
Milho normal					
1974/75	30	14	0,0942	0,0813	0,1012
1975/76	30	9	0,0781	0,0656	0,1058
1976/77	36	12	0,1069	0,1049	0,1616
mēdia			0,0946	0,0853	0,1228
% <u>b/</u>			100,0	90,2	129,8

a/ Dados de altura da planta em cm

b/ Valor percentual em relação ao modelo linear (modelo a)

Ainda com respeito aos resultados da Tabela 11, merece destaque o fato de que, na totalidade dos conjuntos de ensaios de milho analisados, o modelo não-linear (modelo b) mostrou valores do coeficiente de alienação menores que aqueles do modelo linear (modelo a) e este por sua vez, mostrou valores menores que aqueles do modelo envolvendo transformação logarítmica (modelo c). Tais resultados indicam que o efeito multiplicativo dos locais sobre os genótipos parece ser um fenômeno generalizado em milho, embora uma porção relativamente pequena da interação de genótipos com locais possa ser atribuída a tal multiplicatividade. Por outro lado, os resultados mostram que a transformação logarítmica não foi eficaz, em nenhum caso, para remover a multiplicatividade entre os efeitos dos genótipos e das localidades.

Os resultados das análises com os dados de milho confirmam resultados obtidos por VENCÓVSKY e GERALDI (1977). Em seu trabalho foram analisados trinta pares de ensaios de milho normal, em diferentes localidades, tendo sido determinado que, em média, 18,4% da interação observada com o modelo linear foi consequência da ação multiplicativa dos ambientes sobre os genótipos.

5.2.5. Feijão

Foram analisados dados de ensaios de variedades de feijão, envolvendo grande número de localidades, em diferentes estados, em um período de seis anos. As estimativas dos pa

râmetros genético (α_j) e ambiental ($1 + \beta_j$) para os diversos conjuntos de ensaios estão apresentadas nas Tabelas A.16 a A.21.

Mais que nas demais culturas estudadas, os valores de ($1 + \beta_j$) variaram de forma bastante acentuada, na maioria dos anos, mostrando uma grande influência do ambiente sobre a produção de feijão. As estimativas de ($1 + \beta_j$) variaram de 0,4464 a 1,4103, em 1966/67; de 0,2912 a 2,4791, em 1967/68; de 0,4633 a 1,7919, em 1968/69; de 0,4219 a 1,8704, em 1969/70; de 0,0840 a 2,2537, em 1970/71 e de 0,4466 a 1,5779, em 1971/72. Também os valores de $\hat{\alpha}_j$ mostraram uma variação acentuada, se comparados com outras culturas, mostrando uma maior variabilidade entre cultivares para a cultura de feijão, fruto possivelmente, do menor grau de melhoramento atingido por esta cultura. Houve ainda, uma variação considerável entre os valores de $\hat{\alpha}_j$ nos anos estudados, o que mostra um efeito igualmente importante dos anos sobre as variedades.

A Tabela 12 mostra os valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), além do quociente entre estes valores. Apenas no ano de 1969/70, a soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear foi superior à soma de quadrados da interação do modelo linear, sendo a diferença de 1,99%. Nos outros cinco anos o modelo não-linear mostrou desvios menores que a interação do modelo linear, chegando a diferença a 39,84% no ano agrícola 1967/68.

Tabela 12. Valores das somas de quadrados da interação do modelo linear (modelo a) e dos desvios do modelo não-linear (modelo b), para os dados de feijão

ano agrícola	nº de cultivares	nº de localidades	SQ_{TL} modelo a	SQ_d modelo b	SQ_d / SQ_{TL}
1966/67	10	8	1.763.283	1.660.209	0,9421
1967/68	10	9	6.811.675	4.098.044	0,6016
1968/69	12	12	4.321.639	4.086.592	0,9456
1969/70	9	10	2.301.505	2.347.374	1,0199
1970/71	9	9	3.502.161	3.386.033	0,9668
1971/72	12	15	8.649.313	8.078.927	0,9341

Na Tabela 13 estão os valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) para os modelos comparados. A eficiência relativa dos modelos para se adaptar aos dados sob análise, variou entre os anos agrícolas considerados, não havendo, portanto, um modelo que tenha apresentado valores menores de ($1 - R^2$) em todos os anos. Verificou-se ainda, uma variação relativamente elevada dos valores de ($1 - R^2$) de um mesmo modelo entre os anos. No conjunto dos seis anos, o modelo não-linear (modelo b) mostrou um coeficiente de alienação 10,1% menor que aquele do modelo linear (modelo a). O modelo intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c) foi, no conjunto dos anos, 6,6% inferior ao modelo linear.

Tabela 13. Valores do coeficiente de alienação ($1 - R^2$) dos modelos linear (modelo a), não-linear (modelo b) e intrinsecamente linear com transformação logarítmica (modelo c), para os dados de feijão

ano agrícola	nº de cultivares	nº de localidades	$1 - R^2$		
			modelo a	modelo b	modelo c
1966/67	10	8	0,3160	0,2975	0,2681
1967/68	10	9	0,1129	0,0679	0,0866
1968/69	12	12	0,1466	0,1386	0,1548
1969/70	9	10	0,1011	0,1031	0,1335
1970/71	9	9	0,0852	0,0823	0,1130
1971/72	12	15	0,2417	0,2258	0,2756
média			0,1600	0,1438	0,1705
% a/			100,0	89,9	106,6

a/ Valor percentual em relação ao modelo linear (modelo a)

Os resultados da Tabela 13 mostram que para os dados analisados de feijão, 10,1% da interação observada com o modelo linear de análise pode ser explicada pela ação multiplicativa dos efeitos das localidades sobre os efeitos dos genótipos. Na média dos anos, a transformação logarítmica não foi eficiente para remover a multiplicatividade observada.

5.2.6. Análises com pares de locais

Uma das formas de detalhamento da interação de genótipos com ambientes é dividir a interação total de um conjunto de genótipos e ambientes em suas partes devidas à contribuição de pares de locais. Esta técnica é usada em estudos de zoneamento ecológico e foi primeiro empregado por HORNER e FREY (1957). Com a finalidade de se verificar a possível aplicabilidade do modelo não-linear de VENCOVSKY e GERALDI (1977) a este tipo de estudo, análises envolvendo todas as combinações de locais dois a dois, dentro de cada ano, foram analisadas para os dados de produção de espigas do Ensaio Nacional de Milho, de três anos e dos Ensaio de Variedades de Feijão, de seis anos. Para cada par de locais foram calculados o coeficiente de correlação das médias de tratamentos entre locais, a soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear e a soma de quadrados da interação do modelo linear, além da porção desta devida à falta de correlação entre os tratamentos nos locais, isto é, a componente B da fórmula de ROBERTSON (1959). Os valores médios destas estatísticas, dentro de cada ano, estão apresentados na Tabela 14, para os dados de feijão e Tabela 15, para os dados de milho.

Na Tabela 14, os valores médios do coeficiente de correlação entre médias dos tratamentos para o conjunto de pares de locais, em cada ano, mostram uma variação de 0,0942 a 0,3508, indicando uma pequena concordância das médias dos materiais genéticos, em locais distintos. Esta falta de concordância, que reflete uma boa parte da interação, como sendo do tipo

complexa, é atestada também, pelos valores relativamente altos da componente B da fórmula de ROBERTSON (1959), em comparação com a interação total. Em apenas um ano agrícola (1967/68), a componente B foi, em média, inferior a 50% da interação total. Ainda com relação aos dados de feijão, pode-se verificar que em todos os anos as médias de somas de quadrados dos desvios do modelo não-linear foram inferiores às médias das somas de quadrados da interação do modelo linear. Pode-se notar ainda, que nos anos onde a componente B mostrou um menor valor relativo, o modelo não-linear foi mais eficiente para explicar a variação dos dados. Este fato se justifica pela capacidade do modelo multiplicativo de remover parte da interação do tipo simples, ou seja, causada por diferenças entre variâncias devidas aos tratamentos nos diferentes locais. Assim sendo, tanto a componente B da fórmula de ROBERTSON (1959), como os desvios do modelo multiplicativo, são indicadores de interação do tipo complexa.

Os resultados das análises com dados de milho estão apresentados na Tabela 15. Quanto à correlação média dos tratamentos entre locais, os valores obtidos com milho mostraram tendência a serem superiores àqueles de feijão. Mesmo assim, há indicativo de uma baixa concordância entre médias dos tratamentos em locais distintos. Da interação média de tratamentos com locais, a maior parte foi devida a esta falta de correlação, o que é mostrado pelos valores percentuais da componente B, quais sejam, 80,63% em 1974/75; 90,07% em 1975/76 e 93,42% em 1976/77. Resultado semelhante foi obtido por ROSITO (1974), estudan

do a interação de genótipos com ambientes, em trigo, no Rio Grande do Sul.

Tabela 14. Valores médios do coeficiente de correlação entre médias de tratamentos ($\bar{r}_{jj'}$), soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear (SQ_d), soma de quadrados da interação de genótipos com locais do modelo linear ($\overline{SQ}_{TL}$) e componente B, para os dados de feijão

ano agrícola	nº de pares de locais a/	$\bar{r}_{jj'}$		SQ_{TL}	Componente: B -/	
					valor	%
1966/67	28	0,2923	196.191	251.998	182.804	72,57
1967/68	36	0,2631	339.051	851.459	422.648	49,64
1968/69	66	0,2705	316.103	392.876	130.565	79,05
1969/70	45	0,3508	212.579	255.723	320.494	86,22
1970/71	36	0,0942	307.675	437.770	271.770	59,80
1971/72	105	0,3191	529.968	617.808	458.422	74,20

a/Formados pela combinação dos L locais dois a dois

b/ Obtida através da fórmula $B = \frac{SQ_{T_j} \cdot SQ_{T_{j'}}}{L} (1 - \bar{r}_{jj'})$, em cada par de locais, sendo $\bar{B}$ a média de todos os pares de locais.

Tabela 15. Valores médios do coeficiente de correlação entre médias de tratamentos ($\bar{r}_{jj'}$), soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear ($\overline{SQ}_d$), soma de quadrados da interação de genótipos com locais do modelo linear ($\overline{SQ}_{TL}$) e componente B, para os dados de milho

ano agrícola	nº de pares locais <u>a/</u>	$\bar{r}_{jj'}$	$\overline{SQ}_d$	$\overline{SQ}_{TL}$	Componentes $\bar{B}$ <u>b/</u>	
					valor	%
1974/75	91	0,5384	10,3399	11,9364	9,6239	80,63
1975/76	36	0,4454	6,6760	7,6057	6,8505	90,07
1976/77	66	0,2802	9,3544	9,6395	9,0054	93,42

a/ Formados pela combinação dos L locais dois a dois

b/ Obtida pela fórmula $B = \frac{\overline{SQ}_{T_j} \cdot \overline{SQ}_{T_{j'}}}{\overline{SQ}_{TL}} (1 - r_{jj'})$, em cada par de locais, sendo $\bar{B}$ a média de todos os pares de locais.

Nos três anos agrícolas considerados, as médias das somas de quadrados dos desvios do modelo não-linear foram, em termos absolutos, inferiores às somas de quadrados da interação do modelo linear, confirmando que uma parte da interação de tratamentos com locais é devida à ação multiplicativa dos efeitos dos locais sobre os genótipos.

Tanto para os dados de feijão, quanto de milho, pode-se observar que, em alguns anos, quais sejam, 1967/68 e 1969/70, Tabela 14 e 1975/76, Tabela 15, as médias das somas de quadrados dos desvios do modelo não-linear foram inferiores nu

mericamente, à componente B da fórmula de ROBERTSON (1959). Tal fato indica que a componente da interação devida à falta de correlação entre médias dos tratamentos nos locais pode não ser equivalente, totalmente, à interação do tipo complexa, visto que a multiplicatividade removida com o modelo não-linear é capaz de provocar uma interação apenas do tipo simples.

Foi realizada uma comparação complementar entre os parâmetros soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear, soma de quadrados da interação de genótipos com ambientes do modelo linear e componente B desta última, para fins de estudos de zoneamento ecológico. Tal comparação foi feita através dos coeficientes de correlação de posição de Spearman, considerando-se os valores individuais de cada par de locais analisados, dentro de cada ano agrícola.

Os valores do coeficiente de correlação de posição envolvendo as três grandezas consideradas, encontram-se na Tabela 16. Todos os valores de r_s encontrados foram significativos ao nível de 1% de probabilidade.

Os valores altamente significativos e relativamente altos do coeficiente de correlação de posição, mostram que resultados semelhantes de aglomeração de locais devem ser obtidos se se usam as três estatísticas comparadas. Para os dados de feijão, a maior concordância foi encontrada entre os valores das somas de quadrados dos desvios do modelo não-linear e da componente B da fórmula de ROBERTSON (1959). A menor concordância se verificou entre as somas de quadrados dos desvios do mo

delo não-linear e as somas de quadrados da interação do modelo linear, na maioria dos anos.

Tabela 16. Valores do coeficiente de correlação de Spearman (r_s), entre as estimativas da soma de quadrados dos desvios do modelo não-linear, soma de quadrados da interação de genótipos com ambientes do modelo linear e componente B, para os dados de feijão e milho

cultura/ano	r		
	$SQ_d; SQ_{TL}$	$SQ_d; B$	$SQ_{TL}; B$
Feijão			
1966/67	0,7822	0,9475	0,8752
1967/68	0,6615	0,8875	0,8219
1968/69	0,7635	0,8688	0,8841
1969/70	0,7628	0,9057	0,9062
1970/71	0,6227	0,9024	0,8026
1971/72	0,8114	0,9311	0,8099
Milho			
1974/75	0,7769	0,8401	0,9205
1975/76	0,8991	0,9331	0,9822
1976/77	0,9250	0,9449	0,9770

Para os dados de milho, os coeficientes de correlação de posição obtidos, foram de um modo geral, superiores nu

mericamente àqueles encontrados para os dados de feijão. Nos três anos analisados, a maior concordância se deu entre os valores das somas de quadrados da interação do modelo linear e sua componente B. A menor concordância verificada foi entre os valores das somas de quadrados dos desvios do modelo não-linear e as somas de quadrados da interação do modelo linear.

As estimativas de r_s da Tabela 16, mostram que, apesar de uma possível utilidade do modelo não-linear, em análises de aglomeração de locais, os resultados não devem levar a diferenças consideráveis se comparados com os estudos de zoneamento, usualmente efetuados. O uso da componente da interação devida à falta de correlação entre os tratamentos nos locais, apesar de melhor considerar a parte problemática da interação (ROSITO, 1974), não deve também, levar a conclusões discrepantes, no caso das culturas de milho e feijão.

De qualquer forma, ganhos mesmo pequenos em precisão, em estudos envolvendo a interação de genótipos com ambientes, podem representar às vezes, uma importante maneira de se conseguir ganhos adicionais em programas de melhoramento e maior segurança quanto à recomendação de cultivares. Isto pode justificar o uso de técnicas estatísticas mais elaboradas, mesmo que sejam mais trabalhosas, principalmente com o acentuado desenvolvimento, hoje verificado, dos meios de tabulação e análise disponíveis.

6. CONCLUSÕES

Os resultados obtidos no presente trabalho suportam as seguintes conclusões:

a) a multiplicatividade de componentes para formação de uma caráter final pode induzir um efeito multiplicativo dos ambientes sobre os genótipos;

b) no caso de ocorrência de total multiplicatividade entre os efeitos genético e ambiental, os ambientes com média mais elevada possibilitam uma maior discriminação entre genótipos, em comparação com ambientes de mais baixa média;

c) a multiplicatividade dos efeitos de localidades e anos sobre os genótipos provoca uma correlação positiva entre as interações duplas e tripla detectadas com o modelo linear de análise e os efeitos principais envolvidos em cada interação;

d) o ajuste de médias de ensaios com tratamentos comuns deve ser feita de forma multiplicativa se o ambiente tiver efeito predominantemente multiplicativo sobre os genótipos;

e) o modelo linear de análise, o modelo não-linear de VENCovsky e GERALDI (1977) e o modelo envolvendo transformação logarítmica foram similares para explicar os dados de soja, trigo e mandioca;

f) o modelo não-linear de VENCovsky e GERALDI (1977) mostrou uma tendência a ser superior aos modelos linear e com transformação logarítmica, na explicação dos dados de milho e feijão, indicando a existência de efeitos multiplicativos dos ambientes sobre os genótipos, nestas culturas;

g) a falta de correlação entre médias de tratamentos em diferentes locais mostrou ser o fator mais importante na determinação da magnitude da interação de genótipos com locais, para os dados de milho e feijão;

h) a porção da interação de genótipos com locais devida à multiplicatividade dos efeitos principais tendeu a ser maior nos conjuntos de locais com maior diferença entre variâncias de tratamentos de um para outro local;

i) a aglomeração de locais em regiões, se mostrou semelhante quer se use como medida da similaridade de locais a interação total de genótipos com ambientes, a parte desta devida à falta de correlação entre médias de tratamentos nos locais, ou os desvios do modelo não-linear de VENCovsky e GERALDI (1977), para os dados de milho e feijão.

LITERATURA CITADA

- ABOU-EL-FITTOUH, H. A.; J. O. RAULINGS e P. A. MILLER, 1969. Classification Of Environment Interactions with an Application to Cotton. Crop Science. Madison, 9:135-140.
- ALLARD, R. W. e A. D. BRADSHAW, 1964. Implications of Genotype Environmental Interactions in Applied Plant Breeding. Science. Madison, 4:503-508.
- BILBRO, J. D. e L. L. RAY, 1976. Environmental Stability and Adaptation of Several Cotton Cultivars. Crop Science. Madison, 16:821-824.
- BARRIGA, R. H. M. P., 1980. Caracterização de Cultivares de Mandioca (Manihot esculenta, Crantz) com Relação a Produção e Estabilidade. Piracicaba, ESALQ/USP, 128 p. (Dissertação de Mestrado)

BONATO, E. R., 1978. Estabilidade Fenotípica da Produção de Grãos de Dez Cultivares de Soja [Glycine max (L.) Merrill] nas Condições do Rio Grande do Sul. Piracicaba, ESALQ/USP, 75 p. (Dissertação de Mestrado).

BRASIL. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1975a. Ensaio Nacional de Milho Opaco, Resultados do Ano 1974/75. Sete Lagoas, 17 p. (Mimeografado).

BRASIL. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. 1975b. Ensaio Nacional de Milho, Resultados do Ano Agrícola 1974/75. Sete Lagoas, 42 p. (Mimeografado).

BRASIL. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1976. Ensaio Nacional de Milho, Resultados Preliminares do Ano Agrícola 1975/76. Sete Lagoas, 16 p. (Mimeografado).

BRASIL. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1977a. Ensaio Nacional de Milho Precoce, Resultados do Ano Agrícola 76/77. Sete Lagoas, 13 p. (Mimeografado).

BRASIL. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1977b. Ensaio Nacional de Milho Opaco, Resultados do Ano Agrícola 76/77. Sete Lagoas, 16 p. (Mimeografado).

BRASIL. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1977c. Ensaio Nacional de Milho, Resultados do Ano Agrícola 1976/77.

Sete Lagoas, 50 p. (Mimeografado).

BRASIL. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 1978. Ensaio Nacional de Milho Planta Baixa, Resultados Preliminares do do Ano Agrícola 1977/78. Sete Lagoas, 9 p. (Mimeografado).

BUCIO ALANIS, L., 1966. Environmental and Genotype-Environmental Components of Variability. I. Inbreed Lines. Heredity. Edinburgh, 21: 387-397.

BUCIO ALANIS, L. e J. HILL, 1966. Environmental and Genotype-Environmental Components of Variability. II. Heterozygotes. Heredity. Edinburgh, 21: 399-405.

CAMARGO, C. E. O., 1972. Estudo de Variedades de Trigo para o Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 102 p. (Tese de Doutorado).

CARMER, S. G., 1970. Number of Replications for Precise Estimation of Optimum Plant Density and Maximum Corn Yield. Agronomy Journal. Madison, 62: 357-359.

CARVALHO, H. W. L., 1980. Predição de Médias de Compostos de Milho (Zea mays L.) para a Microrregião Homogênea 131 do Estado da Bahia. Piracicaba, ESALQ/USP, 112 p. (Dissertação de Mestrado).

- COCKERHAM, C. C., 1963. Estimation of Genetic Variances. In: HANSON, W. D. e H. F. ROBINSON, Coord. Statistical Genetics and Plant Breeding. Washington, National Academy of Science, p. 53-94.
- COMSTOCK, R. E. 1955. Theory of Quantitative Genetics: Synthesis. Cold Spring Harbor Symposia on Quantitative Biology. New York, 20:93-102.
- DRAPER, N. R. e H. SMITH, 1966. Applied Regression Analysis. New York, John Wiley & Sons, Inc. 407 p.
- EBERHART, S. A. e W. A. RUSSEL, 1966. Stability Parameters for
- FINLAY, K. W. e G. N. WILKINSON, 1963. The Analysis of Adaptation in a Plant Breeding Programme. Australian Journal of Agricultural Research. Victoria, 14:742-754.
- FREEMAN, G. H. e J. M. PERKINS, 1971. Environmental and Genotype-Environmental Components of Variability. VIII. Relations between Genotypes Grown in Different Environments and Measures of These Environments. Heredity. Edinburgh, 27:15-23,
- FRIPP, Y. J. 1972. Genotype-Environmental Interactions in Schizophyllum commune. II. Assessing the Environment. Heredity. Edinburgh, 28:223-238.

FRIPP, Y. J. e C. E. CATEN, 1971. Genotype-Environmental Interactions in Schizophyllum commune. I. Analysis and Character. Heredity. Edinburgh, 27:393-407.

FRIPP, Y. J. e C. E. CATEN, 1973. Genotype-Environmental Interactions in Schizophyllum commune. III. The Relationship between Mean Expression and Sensitivity to Change in Environment. Heredity. Edinburgh, 30:341-349.

HANSON, W. D., 1970. Genotypic Stability. Theoretical and Applied Genetics. Berlin, 40:226-231.

HARDWICK, R. C. e J. T. WOOD, 1972. Regression Methods for Studying Genotype-Environmental Interactions. Heredity. Edinburgh, 28:209-222.

HORNER, T. W. e K. J. FREY, 1957. Methods for Determining Natural Areas for Oat Varietal Recommendations. Agronomy Journal. Madison, 49:313-315.

KALTSIKES, P. J. e E. N. LARTER, 1970. The Interaction of Genotype and Environment in Durum Wheat. Euphytica. Wageningen, 19:236-242.

KNIGHT, R., 1970. The Measurement and Interpretation of Genotype Environment Interactions. Euphytica. Wageningen, 19:225-235.

- MATHER, K., 1971. On Biometrical Genetics. Heredity. Edinburgh, 26:349-364.
- MIEZAN, K.; G. A. MILLIKEN e G. H. LIANG, 1979. Using Regression Coefficient as a Stability Parameter in Plant Breeding Programs. Theoretical and Applied Genetics. Berlin, 54:7-9.
- OLIVEIRA, A. C., 1976. Comparação de Alguns Métodos de Determinação da Estabilidade em Plantas Cultivadas. Brasília, UNB, 64 p. (Dissertação de Mestrado).
- OSBORN, J., 1975. A Multiplicative Model for the Analysis of Vital Statistics Rates. Applied Statistics. 24:75-84.
- PERKINS, J. M. e J. L. JINKS, 1968. Environmental and Genotype Environmental Components of Variability. III. Multiple Lines and Crosses. Heredity. Edinburgh, 23:339-356.
- PLAISTED, R. L. e L. C. PETERSON, 1959. Technique for Evaluating the Ability of Selections to Yield Consistently in Different Locations or Seasons. American Potato Journal. New Brunswick, 36:381-385.
- ROBERTSON, A., 1959. The Sampling Variance of the Genetic Correlation Coefficient. Biometrics. ⁸Releigh, 15:469-485.
- ROSITO, C., 1974. Interação Genótipos por Locais em Trigo (Tri

ticum aestivum L.) no Rio Grande do Sul. Piracicaba, ESALQ/USP, 55 p. (Dissertação de Mestrado).

STEEL, G. D. R. e J. H. TORRIE, 1960. Principles and Procedures of Statistics. New York, McGraw-Hill Book Co., Inc. 481 p.

TAI, G. C. C., 1971. Genotypic Stability Analysis and Its Applications to Potato Regionals Trials. Crop Science. Madison, 11:184-190.

TUKEY, J. W., 1949. One Degree of Freedom for Non-additivity. Biometrics. Raleigh, 5:232-242.

VENCOVSKY, R., 1978. Herança Quantitativa. In: PATERNICI, E., Coord. Melhoramento e Produção do Milho no Brasil. Piracicaba, Marprint, p. 122-201.

VENCOVSKY, R. e I. O. GERALDI, 1977. Um Modelo Multiplicativo Aplicado à Análise de Produção de Grãos. Relatório Científico do Departamento de Genética e Instituto de Genética, 11: 157-165.

WESTERMAN, J. M., 1971. Genotype-Environment Interaction and Developmental Regulation in Arabidopsis thaliana. II. Inbred Lines; Analysis. Heredity. Edinburgh, 26:93-106.

WOOD, J. T., 1976. The Use of Environmental Variables in the

Interpretation of Genotype-Environment Interaction. Heredity.
Edinburgh, 37:1-7.

WRICKE, G., 1964. Zur Berechnung der Ökovalenz bei Sommerweizen
und Hafer. Z. Pflanzenzüchtung. 52:127-138.

APENDICE

Tabela A.1. Produções médias (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ de dez cultivares de soja, em onze localidades do estado do Rio Grande do Sul, no ano agrícola 1972/73.

Cultiva- res	Localidades										$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Pelotas	Cama- qua	Bagé	Cach. do Sul	Vera- nópolis	Encan- tado	Erexim	Passo P.das Missões	J.de Cas- tilhos	Santa Rosa		
Bossier	2.463	3.584	3.819	3.476	2.521	2.822	2.562	1.148	2.471	2.933	4.604	2.990,2 2.954,8
Bragg	2.921	4.025	3.708	4.003	2.729	3.329	2.724	1.367	2.948	3.499	4.920	3.314,0 3.287,6
Hardee	1.201	3.040	3.764	2.899	2.389	2.643	2.341	1.558	2.530	2.761	5.028	2.774,9 2.741,3
IAS-1	2.828	4.263	2.493	3.948	2.738	3.558	3.036	1.968	3.221	4.686	4.583	3.375,4 3.392,7
IAS-2	3.068	4.164	2.806	3.684	3.285	3.827	2.408	1.550	2.468	3.311	4.278	3.169,8 3.168,1
IAS-4	3.125	4.482	3.781	4.167	3.062	3.913	3.395	1.847	2.783	3.758	4.937	3.567,5 3.568,2
IAS-5	2.869	4.783	3.833	4.573	3.090	3.726	2.682	2.093	2.913	3.654	4.014	3.461,6 3.475,5
Pérola	3.373	4.412	3.750	3.302	3.111	3.703	2.503	2.071	2.715	3.587	4.538	3.350,4 3.369,5
Planalto	3.420	4.052	3.944	4.288	2.819	3.994	2.880	2.246	2.782	3.568	4.271	3.444,4 3.478,5
Prata	3.435	4.071	3.486	3.871	2.674	3.364	2.374	1.560	2.411	2.856	4.042	3.105,1 3.104,0
C.V. %	12,3	9,0	13,4	10,9	10,2	9,1	13,4	18,8	10,4	6,6	13,7	
$(1 + \hat{\beta}_j)$	0,8870	1,2610	1,0816	1,1760	0,8724	1,0742	0,8275	0,5370	0,8361	1,0660	1,3805	

Fonte dos dados experimentais: BONATO (1978)

Tabela A.2. Produções médias (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ de dez cultivares de soja, em onze localidades do estado do Rio Grande do Sul, no ano agrícola 1973/74

Cultiva- res	Localidades										$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$	
	Pelotas	Cama qua	Bagé	Cach. do Sul	Verano polis	Encanta- do	Erexim	Passo P. das Fundo Missões	J. de Cas tilhos	Santa Rosa			
Bossier	3.760	3.000	2.807	3.302	1.892	3.281	3.191	3.208	3.010	2.198	2.588	2.921,0	2.903,7
Bragg	5.000	4.344	3.068	3.479	2.449	3.312	3.736	3.442	3.333	2.937	2.068	3.403,4	3.378,9
Hardee	3.771	2.896	2.562	3.156	1.363	3.354	3.264	3.479	3.167	2.615	2.469	2.923,6	2.917,8
IAS-1	4.302	4.469	3.234	2.872	2.383	3.615	3.507	3.687	3.260	3.198	2.854	3.390,2	3.398,3
IAS-2	3.802	3.927	3.641	3.997	2.116	3.198	3.836	3.417	2.646	3.260	2.083	3.268,0	3.265,7
IAS-4	3.906	3.812	3.021	3.961	2.148	2.148	3.518	3.646	3.760	2.984	2.354	3.361,6	3.364,2
IAS-5	3.729	3.708	2.776	4.039	2.322	3.323	3.509	2.812	3.333	3.094	2.432	3.173,6	3.188,8
Pérola	4.823	3.792	3.260	3.466	2.163	3.797	3.533	3.167	3.104	2.917	2.401	3.324,0	3.311,2
Planalto	4.094	4.198	3.042	3.227	2.155	3.906	3.511	3.146	3.260	2.865	2.068	3.236,3	3.224,6
Prata	3.385	3.437	3.130	3.685	2.176	2.927	3.542	3.396	2.750	2.802	2.203	3.024,7	3.039,4
C.V. %	17,4	21,8	16,6	13,6	16,6	13,4	11,8	17,3	12,4	15,0	24,9		
$(1 + \beta_j)$	1,2727	1,1811	0,9567	1,1003	0,6647	1,0515	1,1000	1,0440	0,9898	0,9053	0,736		

Fonte dos dados experimentais: BONATO (1978)

Tabela A.3. Produções médias (kg/ha) coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ de dez cultivares de soja, em onze localidades do estado do Rio Grande do Sul, no ano agrícola 1974/75

Cultiva- res	Localidades											$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Pelotas	Camaquã	Bagé	Cách. do Sul	Verano polis	Encan- tado	Erexim	Passo Fundo	P. das Missões	J. de Cás- tilhos	Santa Rosa		
Bossier	2.333	3.858	1.591	3.583	2.375	3.742	2.983	3.558	3.676	3.427	4.117	3.175,4	3.203,9
Bragg	2.717	4.758	1.350	3.571	2.529	3.900	3.408	4.067	3.470	4.547	3.525	3.452,1	3.440,2
Hardee	2.517	4.158	1.092	3.042	2.296	2.600	3.383	3.900	2.656	3.852	3.617	3.030,0	3.020,3
IAS-1	2.517	4.475	1.253	4.012	2.750	3.408	3.917	3.908	4.022	4.677	3.192	3.475,9	3.466,5
IAS-2	2.575	4.192	1.352	2.917	2.437	3.200	4.025	3.592	2.685	3.848	3.075	3.081,6	3.081,6
IAS-4	2.900	4.267	1.288	4.129	2.617	3.858	4.575	4.525	3.767	4.800	3.600	3.680,9	3.666,0
IAS-5	2.633	4.358	1.426	3.683	2.579	3.275	4.383	3.808	2.952	4.130	5.000	3.488,9	3.475,2
Pérola	2.933	3.992	1.603	3.900	3.046	4.075	3.192	3.422	2.907	4.223	3.967	3.351,4	3.387,3
Planalto	3.008	4.208	1.702	3.912	2.650	4.025	4.075	3.750	2.491	4.534	4.200	3.484,9	3.495,9
Prata	2.450	4.000	1.176	3.125	2.646	3.392	4.217	3.517	3.083	3.815	3.683	3.196,2	3.191,3
C.V. %	12,4	7,6	17,5	11,0	18,1	10,8	14,8	10,6	13,2	13,3	16,8		
$(1 + \hat{\beta}_j)$	0,7950	1,2624	0,4133	1,0760	0,7748	1,0625	1,1422	1,1379	0,9493	1,2544	1,1316		

Fonte dos dados experimentais: BONATO (1978)

TABELA A.4. Produções médias de grãos (kg/ha) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Regional Paulista de Variedades de Trigo, no ano de 1969.

Variedades	Localidades							$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Tietê	C. Bonito	Pindorama	M.A. de Sul	Angatuba	Parapanema	Itapeva		
BH-1146	1.924	1.066	428	1.002	490	743	1.472	1.020,07	1.017,85
V - 59	1.688	1.428	388	856	224	627	1.168	940,82	911,29
IAS - 20	1.952	1.440	564	688	395	739	518	908,09	899,43
S - 33	1.608	1.736	520	918	479	791	1.688	1.089,86	1.105,71
F. Brawley	1.320	1.116	304	804	205	783	1.268	832,99	828,57
Cotiporan	1.584	1.426	396	1.394	357	733	1.260	1.021,87	1.021,43
S - 12	1.916	1.526	388	1.280	303	471	1.642	1.117,29	1.075,14
LA - 1434	1.260	1.068	518	1.258	278	682	960	835,27	860,57
Sonora-63	2.048	500	324	1.316	88	477	1.292	923,43	863,57
Anhanguera	1.740	1.238	372	961	436	1.071	1.350	1.011,89	1.024,00
Pioneiro	2.016	1.340	436	1.203	475	921	588	999,40	997,00
São Paulo	1.140	1.382	358	1.354	481	705	1.004	883,96	917,71
Albatroz	1.360	1.692	368	942	528	797	930	922,84	945,29
Brasil	1.552	1.380	140	1.132	310	845	788	900,76	878,14
Cacique	1.604	880	552	1.000	637	738	1.176	895,47	941,00
Maringá	1.896	1.488	374	1.590	555	1.005	1.414	1.177,36	1.188,86
C.V. %	19,84	17,70	22,76	30,40	44,10	23,90	18,15		
$(1+\hat{\beta}_j)$	1,7173	1,3373	0,4119	1,1415	0,4039	0,7790	1,2036		

Fonte dos dados experimentais: CAMARGO (1972)

TABELA A.5. Produções médias de grãos (kg/ha) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Regional Paulista de Variedades de Trigo, no ano agrícola de 1970

Variedades	Localidades						$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Tietê	Pindorama	M.A.do Sul	C.Bo nito	Parana panema	Itape va		
BH - 1146	1.088	276	1.338	828	439	840	707,40	801,50
V - 59	904	344	1.665	638	266	512	713,85	721,50
IAS - 20	1.432	246	1.432	291	479	676	724,84	759,33
S - 33	872	314	1.863	421	339	596	754,72	734,17
F. Brawley	944	190	1.670	694	435	528	730,93	743,50
Cotiporan	1.020	282	2.228	360	273	400	846,86	760,50
S - 12	818	164	2.245	841	318	764	893,83	858,33
LA - 1434	632	224	1.929	543	310	574	739,55	702,00
Sonora-63	512	342	1.736	1.000	365	708	728,20	777,17
Anhanguera	1.232	178	1.236	423	358	532	630,38	569,83
Pioneiro	1.280	388	1.864	411	440	496	814,60	813,17
São Paulo	1.012	246	1.600	93	342	506	666,49	633,17
Albatroz	1.108	238	1.888	530	485	672	818,52	820,17
Brasil	1.124	124	2.000	476	369	616	830,59	784,83
IRN-526-63	868	206	2.064	606	266	732	828,53	790,33
Maringã	1.288	280	1.665	808	392	848	822,18	880,17
C.V. %	25,50	37,30	27,14	29,70	25,60	23,29		
$(1+\beta_j)$	1,3053	0,3262	2,3291	0,7318	0,4746	0,8128		

Fonte dos dados experimentais: CAMARGO (1972)

Tabela A.6. Produções médias de grãos (kg/ha) e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ dos Ensaios Regionais Paulistas de Variedades de Trigo, no ano de 1971

Variedades	Localidades							$\hat{\alpha}_i$	$\bar{y}_i$
	Tietê	Tatuí	Monte Alegre do Sul	Pindorama	Capão Bonito	Itapeva	Marcacanga		
BH - 1146	1.340	1.520	1.245	1.490	1.787	705	1.770	1.285	1.360 1.393
Maringá	915	1.115	1.770	1.260	1.189	835	1.950	1.253	1.282 1.286
S - 12	2.330	1.000	1.300	1.650	1.063	1.210	1.970	1.360	1.474 1.485
S - 33	1.060	800	750	1.195	917	685	1.790	875	1.028 1.099
Albatroz	675	760	965	1.525	1.122	450	1.915	1.201	1.104 1.077
IRN-526-63	2.665	970	1.410	1.380	1.204	1.290	2.145	1.184	1.402 1.406
Pitic-62	1.195	1.053	1.335	1.420	947	1.870	2.320	1.085	1.395 1.403
IAC-7	1.315	945	1.595	1.085	1.060	840	2.130	1.070	1.271 1.255
IAC-8	1.185	890	1.095	1.485	931	560	1.865	1.461	1.198 1.184
C.V. %	25,50	21,70	21,50	21,40	25,70	19,40	18,50	16,60	
$(1 + \hat{\beta}_j)$	1,0305	0,7870	0,9993	1,0776	0,8840	0,7495	1,5400	0,9305	

Fonte dos dados experimentais: CAMARGO (1972).

Tabela A.7. Produção de rama (t/ha) e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ de ensaios de produção de cultivares de mandioca, em três locais e três anos

Cultiva- res	Tracateua			Macapá			Belém			$\bar{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	73/74	74/75	75/76	73/74	74/75	75/76	71/72	72/73	76/77		
Mam.	26,45	21,80	17,65	17,67	17,95	29,12	29,33	44,41	21,56	29,29	25,10
Cach.	23,38	20,05	10,60	17,25	11,42	22,68	16,00	32,00	23,85	19,86	19,69
Jurará	11,88	16,13	7,45	25,41	18,68	23,65	18,67	26,25	18,62	18,46	18,52
Pret.	20,20	23,83	12,45	24,42	14,55	31,70	25,50	35,08	25,21	23,83	23,66
Amaz.	20,19	24,48	19,13	17,08	13,50	28,28	26,75	28,08	33,04	22,97	23,39
IPEAN-12	18,08	18,08	12,25	19,50	19,40	24,91	26,58	32,08	17,16	20,82	20,89
Lagoa	19,25	23,93	5,67	24,75	21,83	34,88	18,92	29,25	12,71	21,40	21,24
E.Ladrão	26,77	29,08	17,93	22,17	25,61	36,53	25,25	42,83	37,37	29,18	29,28
Iracema	12,90	14,83	11,02	13,50	10,60	15,45	15,00	20,83	18,29	14,49	14,71
V.Branca	17,35	14,52	5,25	14,33	13,33	17,02	18,66	24,83	12,79	15,48	15,34
R-18	10,03	9,00	3,62	6,50	7,67	11,50	11,75	15,33	15,90	10,28	10,14
Riqueza	19,06	20,83	8,98	17,91	13,16	26,70	18,58	24,33	16,69	18,46	18,47
C.V. %	20	34	31	16	17	31	28	35	18		
$(1 + \beta_j)$	0,9350	0,9847	0,5625	0,9062	0,7794	1,2639	1,0356	1,4797	1,0523		

Fonte dos dados experimentais: BARRIGA (1980)

Tabela A.8. Produção de raízes (t/ha) e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ de ensaios de produção de cultivares de mandioca, em três locais e três anos

Cultiva- res	$\bar{\alpha}_i$									$\bar{Y}_i$	
	Traçateua			Macapá			Belém				
	73/74	74/75	75/76	73/74	74/75	75/76	71/72	72/73	76/77		
Mam.	26,81	23,33	20,23	31,67	10,66	22,53	36,22	54,00	39,20	29,81	29,41
Cach.	24,97	20,00	11,22	21,50	4,97	18,00	17,66	32,50	29,75	20,23	20,06
Jurará	27,25	26,66	17,04	28,16	10,33	20,58	40,92	47,33	42,27	29,36	28,95
Pret.	24,93	26,78	14,70	34,66	10,83	27,66	36,92	41,00	45,02	29,59	29,17
Amaz.	26,90	24,83	16,68	26,92	15,26	25,91	22,33	21,08	24,87	21,60	22,75
IPEAN-12	12,87	12,15	8,80	23,00	10,00	19,90	20,08	29,17	25,56	18,21	17,95
Lagoa	22,43	26,42	6,80	55,08	13,70	33,20	34,59	32,75	19,81	27,68	27,20
E.Ladão	15,28	22,67	15,07	36,75	20,73	29,53	36,33	23,83	32,08	25,22	25,81
Iracema	28,08	23,00	8,21	31,92	15,80	30,83	18,42	35,33	20,31	23,24	23,54
V.Branca	19,60	19,58	7,83	26,42	15,83	26,47	30,91	27,00	18,33	21,00	21,33
R-18	24,78	17,33	5,42	18,75	12,57	23,43	38,67	27,50	32,17	22,58	22,29
Riqueza	18,30	15,50	8,87	26,25	16,03	27,50	22,33	18,75	19,96	18,72	19,28
C.V. %	18	24	34	22	43	22	18	25	18		
$(1 + \beta_j)$	0,9365	0,8988	0,4940	1,2563	0,5282	1,0397	1,2460	1,2725	1,2231		

Fonte dos dados experimentais: BARRIGA (1980)

TABELA A.9. Altura da planta (cm) e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho Precoce, no ano agrícola 1976/77

Cultivares	Localidades				$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Sta Cruz do Sul RS	Londrina PR	Chapadão SC	Piracicaba SP		
Piranã	273	234	234	221	240,29	240,50
Comp. Planta Baixa	328	235	241	248	264,20	263,00
AG 62	310	251	249	251	265,42	265,25
AG 64	308	266	251	267	272,56	273,00
AG 65	313	266	262	263	275,69	276,00
515 - R	305	243	253	252	263,29	263,25
Sintético 10	323	283	290	270	290,86	291,50
Sintético 30	315	250	269	263	276,29	276,50
Sintético 20	253	204	228	219	225,61	226,00
CMS XM 603	283	221	233	222	240,09	239,75
CMS XM 604	340	273	276	269	289,80	289,50
Piranã - HV	260	234	240	223	238,47	239,25
Piranã - V	275	245	236	202	239,53	239,50
Cargill 501	303	243	242	223	253,37	252,75
Cargill 507	323	256	260	260	275,03	274,75
$(1 + \hat{\beta}_j)$	1,1541	0,9494	0,9617	0,9348		

Fonte dos dados experimentais: BRASIL (1977a)

Tabela A.10. Produção média de espigas (t/ha) e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho Planta Baixa, no ano agrícola 1977/78

Tratamentos	Localidades									$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Sete Lagoas MG	Sem. Reis SP	Jaboti- cabal SP	F. Baro- neza SP	Matão SP	Casca- vel PR	Londri- na PR	S:Antô- nio PR	S. Cruz do Sul RS		
Ag 305 B	5,950	2,500	7,525	5,575	5,575	2,840	3,688	4,123	3,725	4,756	4,825
Ag 7712 B	8,362	1,750	7,725	6,688	5,800	4,798	3,838	4,038	3,175	5,093	5,130
Piranão	8,662	3,925	7,525	9,138	4,500	3,335	3,013	3,505	2,550	5,251	5,128
Piranão HV	7,512	3,775	6,950	7,500	4,200	2,943	3,398	3,330	3,550	4,771	4,795
GO 66	8,825	2,475	8,700	8,425	4,875	3,213	3,490	2,945	4,400	5,400	5,259
GO 99	8,025	3,125	7,125	7,650	5,375	2,725	3,305	3,000	3,800	4,947	4,903
Piranão VD 1	7,225	3,625	7,225	8,363	5,050	3,413	3,568	3,195	4,000	5,037	5,074
Piranão VD 2	5,387	3,475	6,650	6,850	4,475	3,350	3,003	2,805	3,225	4,267	4,358
Piranão VF 1	5,375	2,375	6,000	6,000	5,000	1,705	2,438	2,793	3,225	3,881	3,879
Piranão HV 2	7,575	3,425	7,600	7,000	6,100	3,150	3,340	3,058	3,975	4,986	5,025
CMS-2	8,762	3,275	6,875	8,200	4,700	4,325	5,425	3,435	2,675	5,250	5,297
CMS-3	8,287	3,675	7,650	7,813	4,750	3,658	3,995	2,953	3,175	5,121	5,106
C.V. %	16,0	30,7	13,3	12,6	18,3	13,5	15,1	13,0	28,9		
(1 + $\hat{\beta}_j$)	1,5390	0,6337	1,4880	1,5508	1,0213	0,6748	0,7251	0,6639	0,7016		

Fonte dos dados experimentais: BRASIL (1978)

Tabela A.11. Produção média de espigas (t/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho Opaco, no ano agrícola 1974/75

Tratamentos	Localidades										$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Sao Simão SP	Campinas SP	Jacarezinho PR	P. de Minas MG	Sete Lagoas MG	C. Dou rada MG	G. Valadares MG	Suru-bim PE	Barbalha CE	Jucuruaba ES	IPEACS RJ	
IAC Phoenix	7,13	6,86	6,37	5,68	6,84	4,82	5,42	4,69	3,82	3,62	4,48	5,394
IAC Maya												5,430
O ₂ V	6,45	6,18	5,65	3,76	5,41	4,13	4,42	4,22	4,02	3,00	3,28	4,578
IAC-1 O ₂ V	6,32	6,82	6,01	4,91	6,21	3,50	4,78	3,58	3,61	2,84	4,02	4,811
Ag 504 O ₂	6,54	7,10	6,59	5,52	6,76	3,65	5,10	4,81	4,19	2,80	4,16	5,220
Ag 501 O ₂	7,12	6,90	6,56	5,40	6,83	4,47	5,22	5,07	4,66	3,22	4,12	5,395
Asteca O ₂												5,415
Chepov	4,06	3,74	3,41	2,77	1,98	2,75	3,08	2,79	2,73	2,34	3,02	2,880
C-204 O ₂	7,03	6,28	6,33	5,12	5,20	3,43	3,64	4,81	3,46	3,40	4,22	4,806
C.V. %	9,6	9,9	5,8	16,9	21,6	11,7	23,0	13,9	19,0	11,5	17,8	
$(1 + \hat{\beta}_j)$	1,3524	1,3326	1,2307	1,0081	1,2389	0,7804	0,9005	0,9005	0,8050	0,6023	0,8023	

Fonte dos dados experimentais: BRASIL (1975a)

Tabela A.12. Produção média de espigas (t/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho Opaco, no ano agrícola 1976/77

Tratamentos	Localidades								$\bar{y}_{i..}$
	Sete Lagoas MG	C. Dou- rada MG	Viçosa MG	Jucuru- aba MG	Campos RJ	Pindo- rama SP	Inhu- mas GO	Chape- có SP	Jacare- zinho PR
Ag 504 0 ₂	6,92	1,72	5,70	2,66	1,78	3,80	3,92	3,77	5,69
Dent. Comp. 0 ₂	5,92	2,81	5,14	2,88	2,21	4,16	3,40	4,40	5,63
Flint Comp. 0 ₂	5,24	1,89	4,72	2,82	2,03	3,38	3,84	4,78	5,51
Sint. Opaco 60	5,96	1,52	5,28	2,30	2,04	3,38	2,68	4,28	4,82
Sint. Opaco 50	6,12	2,33	4,38	2,64	2,50	4,22	3,72	5,35	4,94
CMS XM-901	4,70	0,75	4,64	2,14	1,45	2,66	2,11	5,08	5,33
CMS XM-902	6,16	1,18	5,18	2,76	1,89	2,94	2,88	4,73	4,83
CMS XM-903	5,52	0,74	4,82	2,82	1,59	3,36	2,83	4,46	4,96
IAC Phoenix 0 ₂ 77	7,54	1,86	5,70	2,84	2,39	4,80	3,21	5,20	5,99
IAC Maya 0 ₂ VII	6,72	2,27	5,66	2,40	2,32	4,54	3,02	5,60	4,86
IAC-1 0 ₂ VII	7,50	1,79	5,70	3,02	2,28	4,42	3,00	3,94	5,69
IAC Hmd 7974	7,48	1,53	6,08	2,44	1,65	2,86	4,33	4,36	5,71
C.V. %	13,2	21,5	9,2	11,7	24,5	21,0	15,2	35,5	8,7
$(1 + \beta_j)$	1,6359	0,4429	1,3563	0,6789	0,5196	0,9615	0,8386	1,1953	1,3693

Fonte dos dados experimentais: BRASIL (1977b)

TABELA A.13. Produção média de espigas (t/ha), coeficientes de variação e estimativas de σ_1 e ($1+\sigma_1$) do Ensaio Nacional de Milho, no ano agrícola 1974/75

Tratamentos	Localidades														σ_1	$1+\sigma_1$
	P.de Hl nas MG	Viçosa MG	Sete Lagoas MG	C.Dou rada MG	São Simão SP	A. Leo nel SP	Camp. nas SP	Pind. ran SP	R.Pre to SP	Iteu cu GO	Inhu mas GO	Casca vel PR	Ponta Grossa PR	Jacare zinho PR		
IAC Hnd 7974	8.556	9.480	6.753	3.158	7.328	5.222	7.799	5.042	2.790	7.087	7.845	4.386	6.121	4.902	6.182	6.176
IAC Hnd 6999 B	7.958	8.792	6.543	1.840	5.872	6.108	7.427	4.747	2.685	8.125	7.435	3.897	5.275	4.457	5.953	5.795
IAC Phoenix 1110	8.714	10.727	7.692	4.982	7.495	6.939	8.580	5.986	3.541	7.737	7.812	2.483	7.384	5.245	6.794	6.809
Ag 259	8.365	10.000	6.362	2.685	6.473	7.059	8.565	5.109	3.963	6.837	8.267	3.756	8.648	5.312	6.530	6.529
Ag 152 R	6.908	9.097	6.363	2.971	5.656	5.901	6.897	3.990	3.103	6.450	6.418	3.283	6.023	5.230	5.593	5.592
Ag 152/5	7.376	9.815	6.434	2.893	5.116	5.822	7.555	3.730	4.232	7.362	7.566	3.205	6.609	5.515	5.955	5.945
C. Dent. x Cat.Prol.	7.956	9.115	6.800	3.654	6.020	6.981	8.438	5.046	2.916	7.237	7.935	4.220	7.941	5.187	6.342	6.375
GO - 06	6.367	8.607	5.114	2.197	5.660	4.949	6.241	3.045	2.758	7.075	6.637	3.834	4.187	3.725	5.077	5.028
GO - 08	7.123	9.285	5.871	2.190	6.310	5.156	7.026	4.488	2.761	6.887	6.922	3.652	5.377	4.117	5.560	5.511
C-111	8.729	10.122	6.613	3.294	7.636	6.599	8.458	3.989	3.551	8.825	8.201	3.141	7.676	5.240	6.648	6.577
C-5005 X	9.263	9.617	7.424	3.893	7.411	7.083	8.085	5.865	2.642	9.775	8.262	3.616	7.668	5.902	6.903	6.893
C-470	8.744	11.270	7.043	4.478	6.850	7.430	8.241	4.850	3.113	8.475	8.374	3.597	7.547	6.280	6.896	6.878
Centralmax NSIV-MII HSI	7.837	8.402	7.272	4.144	6.823	6.085	7.371	4.230	2.886	7.087	7.268	4.127	6.809	4.827	6.027	6.083
Flint Comp.CHI-HSI 72	6.655	7.155	5.357	3.877	5.363	5.505	6.806	2.543	3.203	6.562	6.403	3.628	6.936	4.742	5.275	5.338
Dent. Comp. CHI-HSI 72	8.573	9.875	6.726	4.281	6.291	5.847	7.538	4.349	2.618	6.425	8.004	4.827	6.748	5.252	6.212	6.240
Save 231	6.461	7.255	6.325	2.730	5.573	6.039	3.753	3.753	3.139	6.475	7.156	3.608	5.957	5.172	5.402	5.460
NKF T66 72	6.947	7.287	6.234	3.745	6.084	5.512	6.950	2.839	2.692	7.350	7.116	3.785	5.710	4.280	5.370	5.402
NK 808	5.811	4.095	5.186	2.414	4.397	4.349	5.552	1.839	2.420	5.150	6.010	2.723	4.464	3.445	4.095	4.133
IAC Maya XI	8.285	10.437	6.720	5.120	6.382	6.574	8.415	5.306	3.242	8.912	7.405	4.308	7.512	5.337	6.597	6.718
IAC IX	8.209	10.650	6.741	3.793	6.917	6.529	7.922	6.262	2.445	8.762	6.896	3.425	6.387	5.200	6.462	6.439
Ag 743	8.152	10.960	7.090	2.896	7.211	6.062	7.912	4.811	3.246	7.762	7.917	3.852	8.406	5.470	6.604	6.553
Ag 748	8.345	8.617	7.151	3.161	6.220	6.172	9.244	4.772	3.898	8.087	8.262	3.523	8.071	4.790	6.450	6.451
GO-02	6.126	8.380	5.764	2.190	5.773	5.496	6.846	4.922	2.546	7.062	6.497	3.079	4.525	3.687	5.234	5.207
NK T 80	7.458	9.205	6.083	4.137	7.438	3.877	7.174	3.501	2.636	6.675	6.821	5.573	5.846	4.542	5.818	5.783
C 307	7.134	7.092	5.473	2.364	5.221	4.189	6.666	3.695	2.881	6.675	6.035	3.843	5.361	4.287	5.047	5.065
C 313	5.827	6.187	5.573	2.292	5.789	5.521	7.282	3.134	2.714	6.762	7.341	4.043	5.678	4.787	5.168	5.209
D. Comp. x Flint. Comp.	8.452	10.957	7.460	4.294	7.356	6.056	8.238	4.719	2.940	8.412	8.261	3.752	6.969	5.407	6.700	6.662
Comp. A x Comp. B	7.566	9.202	6.302	4.031	6.600	5.993	7.691	3.519	2.932	7.475	7.383	3.811	6.802	5.615	6.055	6.066
ESALQ HV-I MI-HSI-MI	7.368	8.770	6.789	3.458	6.248	5.411	7.469	3.048	2.617	7.350	7.390	5.033	6.919	5.130	5.918	5.931
D. Comp. XII IPEACO	8.261	8.485	6.128	4.049	6.308	5.831	7.529	3.487	2.660	7.337	6.875	3.775	6.371	4.930	5.854	5.859
C.V. 8	12,4	9,6	10,3	22,8	13,5	15,6	11,4	20,3	23,4	11,7	8,0	29,4	13,4	8,4		
(1+ σ_1)	1,2844	1,5126	1,0742	0,5693	1,0616	0,9875	1,2625	0,7147	0,4999	1,2530	1,2314	0,6195	1,009	0,8281		

Fonte dos dados experimentais: BRASIL (1975b)

Tabela A.14. Produção média de espigas (t/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1+\beta_j)$ do Ensaio Nacional de Milho, no ano agrícola de 1975/76

Tratamentos	Localidades									$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Inhumas GO	Sete Lagoas MG	C. Douçadoura MG	Jacarezinho PR	P. Paraibuna MG	Viçosa MG	Campinas SP	Andaraí PR	Jardinópolis SP		
IAC Hmd 7974	5,685	4,684	2,946	6,366	2,900	7,517	6,100	4,360	4,392	4,943	4,994
IAC Hmd 6999 B	4,789	4,593	2,529	6,267	2,050	7,764	5,412	3,311	3,734	4,569	4,494
IAC Phoenix 1211	5,640	5,398	4,071	7,275	3,500	8,475	6,387	4,037	4,200	5,380	5,443
IAC Maya XII	3,746	4,647	3,208	6,320	2,350	8,232	5,662	3,586	3,449	4,629	4,578
Ag 152 R	5,055	4,784	3,024	6,527	2,700	7,647	4,962	4,486	4,373	4,801	4,840
Ag 162/5	5,981	4,342	4,384	7,886	1,950	8,217	5,500	4,186	4,040	5,193	6,165
Ag 259	5,422	5,066	3,258	7,113	2,000	7,584	5,712	4,087	4,278	4,961	4,947
C-111-X	6,412	6,074	3,326	7,583	1,550	8,557	6,262	5,288	5,457	5,633	5,612
C-5005-M	6,428	5,307	2,778	7,531	2,950	7,989	6,867	3,925	4,930	5,411	5,412
GO 05	5,930	4,194	2,399	6,930	2,400	8,179	5,650	4,224	3,792	4,932	4,855
GO 06	4,899	4,843	2,021	6,358	2,800	7,685	5,800	4,511	4,054	4,785	4,775
GO 08	2,491	3,496	1,091	3,866	2,625	6,330	4,262	3,136	2,776	3,359	3,341
Centralmex	5,070	4,713	2,661	6,237	3,000	6,901	5,012	3,875	3,497	4,509	4,552
Flint Composto	5,001	4,234	3,365	6,310	2,600	6,270	4,900	3,062	3,520	4,307	4,362
Dentado Composto	5,010	4,746	3,248	5,864	2,750	7,535	5,350	4,187	3,656	4,657	4,705
Cateto Colômbia CNPMS	4,772	3,724	3,809	6,063	3,100	6,199	4,600	3,700	3,836	4,281	4,417
Save 231	4,982	4,527	2,016	6,058	2,525	6,132	5,137	4,149	3,470	4,302	4,333
C-408	5,598	4,911	3,556	6,929	2,750	9,192	6,037	3,725	4,025	5,242	5,191
HV-Gen 10	5,605	4,552	2,855	6,895	2,625	8,310	5,237	4,126	4,476	4,991	4,965
GO 02	5,236	4,190	2,791	6,412	3,250	8,237	5,562	3,928	4,075	4,852	4,853
GO 10	5,949	5,455	2,380	7,068	2,950	7,600	5,737	4,786	4,158	5,100	5,120
Ag 169 R	5,475	5,183	2,755	7,161	2,475	8,020	4,975	3,748	4,029	4,916	4,869
Ag 152/5	5,572	5,104	4,668	7,332	2,550	8,017	5,425	4,799	4,309	5,228	5,307
ESAL HV 1 H 11	5,185	4,200	3,665	6,050	2,250	6,366	5,137	3,150	3,388	4,327	4,377
HD Exper. CNPMS	4,155	4,583	2,303	5,920	2,475	6,537	4,112	4,249	3,097	4,138	4,159
C-111	5,743	4,707	2,761	7,192	2,800	8,073	5,662	4,625	4,956	5,158	5,169
C-315	5,709	4,644	3,908	7,552	2,150	9,018	6,075	4,350	5,253	5,437	5,407
C-5005-X	6,106	6,061	3,351	7,691	2,300	9,966	5,825	3,925	3,907	5,587	5,459
IAC-1 XI	4,524	4,352	2,728	6,654	2,800	7,577	5,575	3,652	4,286	4,686	4,683
Dent. Comp. VIII CNPMS	5,313	4,327	2,703	6,569	2,250	7,634	5,237	3,826	3,684	4,662	4,616
C.V. %	8,5	12,3	19,4	7,1	36,1	8,4	12,1	19,0	16,4		
$(1+\beta_j)$	1,0892	0,9762	0,6266	1,3804	0,5275	1,5985	1,1311	0,825	0,8368		

Fonte dos dados experimentais: BRASIL (1976)

Tabela A.15. Produção média de espigas (t/ha), coeficientes de variação e estimativas de σ_1 e $(1 + \sigma_1)$ do Ensaio Nacional de Milho, no ano agrícola 1976/77

Tratamentos	Localidades												σ_1	$\bar{Y}_i$
	Campinas (T) SP	A. Leopoldina SP	Jardimópolis SP	Campinas (T) SP	P. de Minas MG	C. Dourado MG	Castanheira Velha PR	Andaraí PR	Goiânia GO	Inhumas GO	Km 411 MT	SPAC DF		
Aq 259	5,956	3,610	4,450	4,368	5,085	0,760	7,891	3,725	3,846	4,525	3,882	3,030	4,268	4,260
Ag 152 R	5,091	2,832	4,250	4,127	4,684	2,021	6,610	4,625	3,271	5,375	2,471	2,667	3,965	3,989
Ag 162-5	5,378	2,543	4,150	4,552	3,368	1,645	7,723	4,525	3,953	5,313	2,208	2,877	4,058	4,026
C-111-X	5,069	2,535	5,187	4,999	5,902	1,500	8,220	4,650	4,172	6,839	3,459	3,505	4,700	4,670
C-5005-M	5,318	3,153	4,862	5,201	6,129	2,697	0,774	3,450	4,302	5,992	3,413	2,252	4,669	4,624
C-317	4,764	3,056	4,775	5,112	7,090	3,309	7,833	4,225	4,332	6,976	4,141	3,567	4,847	4,932
IAC Hmd 7974	5,095	2,795	3,900	4,211	5,353	1,738	7,566	3,137	3,611	5,409	3,265	2,610	4,096	4,057
IAC Hmd 6999	3,661	2,047	3,400	4,495	5,151	0,844	6,480	2,625	3,861	5,433	2,229	2,405	3,630	3,553
IAC Phoenix 1312	5,598	2,831	4,250	4,832	5,485	2,766	7,328	3,275	4,243	5,401	2,506	1,927	4,223	4,203
IAC Phoenix LT 8775	5,989	2,050	3,750	4,629	5,920	2,063	6,457	3,625	3,287	4,718	2,734	2,500	3,995	3,977
IAC Maya XIII	5,263	2,518	3,987	4,556	4,921	3,148	7,191	3,750	3,642	5,536	2,758	2,415	4,123	4,140
IAC-I XII	4,684	2,616	3,525	3,918	5,258	1,827	6,838	3,025	4,122	5,127	3,849	2,197	3,905	3,915
Comp. A x Comp. B	4,818	2,926	3,537	4,581	5,530	3,037	7,646	3,925	2,628	4,381	2,325	2,555	4,003	3,991
Centralmex	4,308	2,426	3,675	4,814	5,253	2,806	7,395	3,575	2,667	4,581	2,521	2,490	3,897	3,877
Comp. Dentado	4,095	2,394	3,962	4,402	3,912	3,097	7,265	4,600	3,360	5,079	2,486	2,450	3,893	3,925
Composto A	5,761	2,751	3,912	4,286	5,547	2,889	6,667	4,575	2,904	5,220	2,926	2,926	4,125	4,169
Composto B	5,486	2,359	2,875	3,751	4,623	2,422	6,248	4,000	2,309	4,508	1,971	2,207	3,581	3,563
CMS XM 602	4,406	2,009	3,550	4,075	4,485	2,751	6,935	3,150	2,438	4,642	2,239	2,239	3,606	3,563
Ag 761	4,931	3,443	4,337	4,594	4,507	2,797	7,260	4,950	1,766	3,451	2,914	2,410	3,902	3,947
Ag 762	5,496	4,087	4,125	4,353	3,980	3,763	7,802	4,725	3,390	5,889	3,213	2,440	4,440	4,439
C-111	5,508	2,408	4,125	4,828	4,489	1,340	8,292	2,800	4,598	5,062	2,710	3,095	4,183	4,105
C-319	6,450	4,055	4,512	4,937	6,323	3,219	8,028	4,325	4,492	6,961	3,275	2,992	4,511	4,964
C-318	4,549	2,271	4,437	4,702	5,500	2,647	8,143	3,625	3,471	6,093	2,990	2,845	4,317	4,273
GO 06	4,570	1,968	4,200	4,938	6,411	2,528	7,717	3,725	3,351	5,192	3,010	2,392	4,221	4,167
GO 05	6,270	3,048	5,012	4,867	5,130	2,714	7,469	3,400	4,015	5,176	3,591	1,990	4,371	4,390
GO 02	4,785	2,655	4,250	4,739	4,878	1,825	7,558	3,150	4,490	5,769	3,179	2,520	4,173	4,150
Contibrasil 1	5,297	2,646	3,712	5,064	5,962	2,372	7,388	4,650	3,847	5,134	3,132	2,717	4,332	4,342
Contibrasil 2	5,014	3,053	4,650	4,973	5,296	2,618	7,810	4,625	3,841	4,541	3,030	2,322	4,293	4,314
Contibrasil 3	4,513	2,858	4,062	4,525	5,248	1,714	8,056	2,750	4,246	5,821	2,494	2,627	4,153	4,076
C-111-5	4,609	3,118	4,262	4,874	4,909	1,638	7,783	4,200	4,601	6,080	3,612	2,872	4,384	4,397
HV-Gen 100	5,165	2,989	3,875	4,976	4,722	2,331	7,606	4,275	3,882	5,472	3,129	2,670	4,244	4,258
HV-Gen 200	4,655	3,191	4,287	4,759	4,945	2,395	7,600	4,350	3,731	5,072	3,020	2,407	4,181	4,201
Comp. Dent. x Comp. Flint.	3,857	2,620	4,000	5,060	5,679	2,924	7,180	3,500	3,389	5,270	3,122	2,887	4,085	4,125
Composto Flint	5,008	2,227	3,475	4,331	4,414	2,863	6,361	3,175	3,358	4,766	2,420	2,522	3,713	3,743
Comp. Dent. SRR ProL	5,533	2,537	3,506	4,559	4,615	2,624	7,886	3,275	3,163	5,497	2,737	2,595	4,095	4,043
Comp. Flint SRR ProL	5,203	2,682	3,862	3,770	4,102	2,740	6,027	3,750	2,692	4,618	3,378	2,637	3,670	3,743
C.V. $\bar{x}$	22,3	28,6	14,5	11,4	21,4	20,4	8,7	16,4	17,3	10,6	25,7			
$(1 + \sigma_1)$	1,2198	0,6679	0,9847	1,1896	1,2402	0,5743	1,7884	0,9714	0,8696	1,2834	0,7151	0,6250		

Fonte dos dados experimentais: BRASIL (1977c)

Tabela A.16. Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1966/67

Variedades	Localidades							$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Pirati- ni SP	Pelotas RS	C.de Farias RS	Viçosa MG	Uberaba MG	Campi- nas SP	S. E. Pomba MG	Surubim PE	
Ros. EEP 45-726	625	376	775	390	871	743	280	221	535,13
Black Valentine	550	596	500	752	935	496	70	150	506,13
Rico 23	550	432	475	678	595	218	60	187	399,37
Vermelhão	275	458	375	362	751	643	205	167	404,50
Preto 143	625	648	900	900	869	1.215	315	250	715,25
Pintado	515	436	625	1.326	639	775	455	329	637,50
Mul. Paulista	550	466	700	648	801	856	370	204	574,37
Venezuela 350	475	728	1.060	444	778	1.265	365	329	680,50
S. Cuva 168-N	475	832	800	780	722	825	225	379	629,75
Puiu	500	576	550	586	752	684	390	292	541,25
C.V. %	30,6	27,3	32,6	29,2	18,0	23,0	35,0	21,0	
$(1 + \beta_j)$	0,8963	0,9801	1,2179	1,2154	1,3367	1,4103	0,4945	0,4464	

Fonte dos dados experimentais: Centro Nacional de Pesquisa - Arroz, Feijão / EMBRAPA

Tabela A.17. Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1967/68

Variedades	Localidades							$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$		
	Itaguaí RJ	MG ^a / S.Lourenço RJ	RS ^a / Tietê SP	M. A. do Sul SP	Caruaru PE	Corumbá PR	Linha res ES				
S. Cuva 168-N	672	656	378	1.402	3.345	1.010	1.630	1.172	1.207	1.293,3	1.234,7
Mulatinho 46	595	576	406	1.516	2.405	855	1.325	1.244	923	1.046,8	1.093,9
Pintado	731	756	398	770	3.240	1.525	1.750	1.169	1.267	1.282,7	1.289,6
Preto G-1	580	677	416	1.306	3.215	1.005	1.630	1.258	1.467	1.286,6	2.283,8
Rosinha G-2	643	772	442	1.176	2.495	1.215	1.395	1.431	1.150	1.117,7	1.191,0
Preto 143	664	582	210	2.004	3.670	1.620	1.120	1.299	1.693	1.465,9	1.429,1
Venezuela 350	557	549	542	2.012	4.160	1.550	1.415	1.374	1.763	1.600,5	1.546,9
Ros. EEP 45-726	552	556	202	898	1.675	815	950	914	1.713	847,2	919,4
Rico 23	704	698	440	2.450	3.775	2.140	1.395	1.144	1.753	1.511,9	1.499,9
Mul. Paulista	560	635	284	1.030	3.175	1.240	1.225	1.218	1.380	1.221,9	1.194,1
C.V. %	8,4	12,2	50,3	19,8	13,0	24,4	19,1	20,0	22,0		
$(1 + \hat{\beta}_j)$	0,4826	0,4955	0,2912	1,0742	2,4791	1,0351	1,0719	0,9459	1,1144		

^a/ Município não identificado

Fonte dos dados experimentais: Centro Nacional de Pesquisa - Arroz, Feijão / EMBRAPA

Tabela A.18. Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1968/1969

Variedades	Localidades					
	Goiânia GO	Sete Lagoas MG	Uberaba MG	Tietê SP	Surubim PE	Curado PE
						Viçosa MG
S. Cuva 168-N	1.147	258	1.396	774	453	700
Mul. 4691-54-1	1.347	295	1.252	888	487	600
Preto 143	1.507	363	1.838	458	497	666
Pintado	1.680	726	1.934	1.018	692	1.134
Rosinha CT 2	1.340	461	1.784	908	327	734
Carioca	1.493	413	1.484	1.034	499	700
Venezuela 350	1.593	361	1.536	736	551	634
Composto 388	1.082	432	1.536	510	404	634
Rico 23	1.840	291	1.806	514	450	800
Rosinha EEP 726	1.467	375	1.386	814	457	786
Mulatinho Paulista	1.307	565	1.412	1.146	507	900
Costa Rica	1.333	439	1.520	1.546	559	524
C.V. %	10,5	32,5	16,6	27,7	26,0	49,6
$(1 + \beta_j)$	1,6262	0,4783	1,7919	0,9901	0,5605	0,8359
						0,4633

Continua ...

Tabela A.18. continuação

Variedades	Localidades					$\bar{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Itaguaí RJ	Linha res ES	ES/ SP	São Simão SP	Irecê BA		
S. Cuva 168-N	661	190	1.187	624	996	732,9	725,5
Mul. 4691-54-1	617	330	1.032	1.032	761	743,8	756,7
Preto 143	636	520	1.460	1.078	1.162	906,1	887,9
Pintado	671	960	2.123	828	1.097	1.090,5	1.105,4
Rosinha CT 2	835	560	1.247	1.258	693	875,5	881,2
Carioca	636	330	1.737	1.364	905	928,3	915,2
Venezuela 350	607	340	1.393	1.340	1.185	899,7	884,9
Composto 388	557	270	1.443	971	633	750,6	729,3
Rico 23	630	840	1.173	784	1.103	894,4	881,7
Rosinha EEP 726	581	650	1.213	722	933	805,8	825,8
Mulatinho Paulista	575	520	1.367	814	958	841,0	859,7
Costa Rica	681	440	2.083	1.274	1.345	1.025,0	1.034,2
C.V. %	19,0	-	19,6	19,6	15,9		
(1 + β_j)	0,7254	0,5770	1,6373	1,1474	1,1232		

a/ Município não identificado

Fonte dos dados experimentais: Centro Nacional de Pesquisa - Arroz, Feijão / EMBRAPA

Tabela A.19. Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1969/70

Variedades	Localidades										$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Inhu- mas GO	Setê Lagoas MG	D. Mar- tina ES	Linha- res ES	Ubera- ba MG	Coribe- BA	Itabu- na BA	Ani- cuns GO	Tietê SP	Pontal- Grossa PR		
S.Cuva 168-N	662	732	500	1.100	880	277	1.170	1.212	1.760	1.625	974,0	991,8
Mul. 4691-54-1	620	212	420	550	680	285	774	1.016	1.528	1.692	811,6	777,7
Rosinha CT-2	773	890	440	600	946	236	1.065	1.136	1.616	1.617	920,2	932,2
Carioca	833	553	640	800	1.080	362	926	1.196	1.772	1.983	1.012,1	1.014,5
Venezuela 350	856	818	360	850	1.099	432	1.210	1.208	1.948	1.650	1.027,9	1.043,1
Rico 23	760	566	380	750	928	469	1.294	1.540	2.220	2.058	1.133,0	1.096,5
Ros. EEP 726	546	320	200	650	784	265	445	1.232	1.208	1.900	795,2	755,0
Mul. Paulista	685	612	540	525	1.121	550	853	1.236	1.844	1.608	950,6	957,4
Costa Rica	889	882	540	750	1.018	734	929	1.628	2.232	1.232	1.044,7	1.084,4
C.V. %	25,9	31,0	44,9	23,9	16,0	48,8	25,8	12,8	19,8	14,6		
$(1 + \hat{\beta}_j)$	0,7646	0,6516	0,4638	0,7580	0,9834	0,4219	1,0100	1,3146	1,8704	1,7542		

Fonte dos dados experimentais: Centro Nacional de Pesquisa - Arroz, Feijão / EMBRAPA

Tabela A.20. Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1970/71

Variedades	Localidades										$\hat{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Chape- co SC	N.S. da Glória SE	Lagarto SE	N.S. das Dores SE	Iraqua ra(1) BA	Iraqua ra(2) BA	Ponta Grossa PR	Urussan ga SC	Altami- ra PA			
Preto 143	1.510	1.025	324	980	69	120	1.466	2.138	125	889,8	861,9	
Rosinha G-2	1.293	1.655	132	800	91	164	1.261	1.578	241	791,1	801,7	
Carioca	2.040	1.570	324	912	67	173	1.627	1.994	343	1.003,0	1.005,6	
Venezuela 350	1.804	1.215	828	960	76	58	1.585	2.152	146	982,3	980,4	
Rico 23	1.576	1.625	1.164	1.268	91	8	1.369	2.298	202	1.032,3	1.066,8	
Mul. Paulista	1.615	1.365	276	872	53	73	1.402	1.673	228	844,9	839,8	
Costa Rica	1.525	540	756	764	74	99	1.407	2.766	257	945,0	909,8	
S. Cuva 168-N	1.522	1.180	1.148	1.120	90	128	1.291	1.968	133	908,0	593,3	
Mul. 4691-54-1	1.355	1.070	92	736	82	89	1.345	1.858	110	786,9	748,6	
C.V. %	17,7	20,2	52,2	25,7	35,9	44,9	7,2	14,5	54,1			
$(1 + \hat{\beta}_j)$	1,7410	1,3650	0,6389	1,0295	0,0840	0,1088	1,5523	2,2537	0,2186			

Fonte dos dados experimentais: Centro Nacional de Pesquisa - Arroz, Feijão / EMBRAPA

Tabela A.21. Produção média de grãos (kg/ha), coeficientes de variação e estimativas de α_i e $(1 + \beta_j)$ do Ensaio Nacional de Variedades de Feijão, no ano agrícola 1971/72

Variedades	Localidades								
	Urussan- ga SG	Flores- tal PR	Monte Alegre SP	Tietê SP	Viçosa, MG	Sete Lagoas MG	P. de Minas MG	Uberaba MG	Itaguaí RJ
Jalo EEP 558	242	480	587	910	1.124	.632	1.356	1.262	1.123
Costa Rica	1.987	1.356	1.163	1.951	1.666	824	1.559	1.672	961
Preto 143	1.281	604	985	1.588	.996	897	1.604	1.552	790
S.Cuva 168-N	1.488	1.208	831	1.244	894	864	1.454	1.044	850
Rico 23	1.347	1.036	850	887	1.024	790	1.820	1.185	701
Carioca	1.549	1.028	1.154	2.357	902	1.025	1.565	1.280	1.049
Iguaçu	1.258	1.280	926	1.141	935	582	1.682	854	796
Cubano	1.493	320	862	1.499	759	773	1.604	1.288	626
Mul.Vagem Roxa	1.088	568	725	1.290	766	754	1.817	1.199	688
Rosinha G-2	1.052	460	765	1.672	730	652	1.407	1.066	1.020
Ricopardo 896	668	876	696	1.015	1.355	744	1.634	996	568
Venezuela 350	1.590	552	946	1.956	990	900	1.729	1.438	749
C.V. %	9,7	1,6	11,0	15,1	12,5	27,2	15,6	19,0	19,6
(1 + β _j)	1,1483	0,7314	0,7858	1,3220	0,8944	0,7000	1,4112	1,1002	0,7254

Continua ...

Tabela A.21 ... continuação

Variedades	Localidades					$\bar{\alpha}_i$	$\bar{Y}_i$
	Linha res ES	Rubiata ba GO	Anicuns GO	Inhumas GO	Campo Grande MS	Altinho PE	
Jalo EEP 558	473	405	841	1.331	905	822	832,9
Costa Rica	412	829	1.195	2.166	1.524	1.692	1.388,1
Preto 143	537	813	1.042	1.870	1.615	1.375	1.172,9
S.Cuva 168-N	457	411	1.087	1.742	1.501	1.454	1.098,0
Rico 23	573	473	1.097	1.715	1.811	1.263	1.105,2
Carioca	628	2.078	1.272	1.748	1.950	1.547	1.324,2
Iguaçu	488	451	946	1.997	1.748	1.351	1.106,9
Cubano	555	548	1.063	1.849	1.635	1.439	1.115,3
Mul.Vagem Roxa	560	735	1.314	1.643	1.622	1.205	1.073,2
Rosinha G-2	528	929	909	1.360	1.386	1.118	993,3
Ricopardo 896	478	703	1.182	1.842	603	1.112	950,1
Venezuela 350	423	1.020	1.074	2.032	1.551	2.019	1.285,6
C.V. %	35,6	21,6	18,5	14,6	19,5	18,8	
$(1 + \beta_j)$	0,4466	0,6295	0,9660	1,5779	1,3340		

Fonte dos dados experimentais: Centro Nacional de Pesquisa - Arroz, Feijão / EMBRAPA