

MODELO NÃO-LINEAR APLICADO AO ESTUDO DA INTERAÇÃO DE GENÓTIPOS X AMBIENTES EM MILHO¹

LÁZARO JOSÉ CHAVES², ROLAND VENCovsky³ e ISAIAS OLÍVIO GERALDI⁴

RESUMO - Na hipótese de que os efeitos de ambientes sobre os genótipos, na manifestação fenotípica de um caráter, se dá de forma multiplicativa, foi estudado um modelo não-linear, que é multiplicativo apenas em seus parâmetros genético e ambiental. Dados de produtividade de espigas de milho (*Zea mays* L.) foram utilizados para verificar a possível adequação do modelo não-linear. Verificou-se que: (1): ambientes favoráveis, em que a média do caráter é maior, propiciam melhor discriminação entre os genótipos ou cultivares; (2): nas análises conjuntas usuais, a soma de quadrados de uma interação fica dependente da dos efeitos principais envolvidos; (3): o ajuste de médias de tratamentos de diferentes ensaios, onde apenas algumas testemunhas são comuns a todos eles, deve ser feito por fatores multiplicativos, e não, aditivos; (4): o coeficiente de regressão linear, comumente empregado na análise da estabilidade de cultivares, passa a ser positivamente correlacionado com a média geral das cultivares. As análises de 64 ensaios de milho indicaram que: (1) o modelo multiplicativo teve eficiência igual ou superior ao modelo linear; (2): o efeito multiplicativo dos ambientes sobre os genótipos foi responsável, em média, por 11,1% da interação de genótipos com ambientes, variando de 10,2% a 16,8%.

Termos para indexação: modelo multiplicativo, estabilidade.

A NONLINEAR MODEL APPLIED TO GENOTYPE X ENVIRONMENT INTERACTION ANALYSIS IN MAIZE

ABSTRACT - Under the assumption that environmental effects act multiplicatively on genotype effects, a nonlinear model was studied, which is multiplicative for the main effects but additive for deviations. Experimental corn (*Zea mays* L.) yield data of cultivars were analysed, in order to determine the applicability of the nonlinear model. The following consequences could be demonstrated: (1): in better environments in which higher mean values of the trait are observed, discrimination among genotypes or cultivars is favored; (2): in the usual joint analysis the interaction sum of squares depends on those due to the main effects; (3): the adjustment of treatment means of different experiments designed such that only some checks are common over the group of experiments, should be made through multiplicative factors rather than additive ones; (4): the linear regression coefficients, commonly used for the stability analysis of cultivars, becomes positively correlated with the means of the cultivars, over environments. In the analysis of corn yield data of 64 experiments, it could be verified that: (1) the nonlinear model showed equal or higher efficiency than the linear one; (2): the multiplicative action of environment on genotypic effects explained on the average, 11.1% of the cultivars x locations interaction, varying from 10.2% to 16.8%.

Index terms: multiplicative model, stability.

INTRODUÇÃO

Nas pesquisas em que materiais genéticos são avaliados em diferentes condições de ambiente,

geralmente adotam-se modelos lineares para realizar as análises estatísticas dos dados experimentais. Tais modelos consideram que os efeitos dos ambientes são aditivos sobre os efeitos genotípicos, sendo os desvios da aditividade detectados na forma de uma interação entre os genótipos e os ambientes. A simples detecção de significância da interação, contudo, não esclarece as implicações que esta possa ter no melhoramento genético (Vencovsky 1978). Assim sendo, estudos do detalhamento desta fonte de variação são, em geral, necessários.

Um dos procedimentos para detalhar a interação genótipo x ambiente é o estudo da estabili-

¹ Aceito para publicação em 17 de outubro de 1988. Parte da dissertação apresentada pelo primeiro autor para obtenção do título de Mestre em Genética e Melhoramento de Plantas, ESALQ/USP.

² Eng. - Agr., M.Sc., Prof.-Adjunto, Escola de Agronomia/UFG, Caixa Postal 83, CEP 74000 Goiânia, GO.

³ Eng. - Agr., Dr., Prof.-Titular, Dep. de Genética, ESALQ/USP, Caixa Postal 83, CEP 13400 Piracicaba, SP.

⁴ Eng. - Agr., Dr., Prof.-Assistente, Dep. de Genética, ESALQ/USP.

dade de cultivares ou genótipos, frente aos ambientes incluídos na pesquisa. Das metodologias aplicáveis em tais estudos, as mais comumente empregadas são as de Plaisted & Peterson (1959), Wricke (1964), Finlay & Wilkinson (1963), Eberhart & Russel (1966) e Verma et al. (1978).

Outro enfoque, que pode ser dado para o controle e domínio dos efeitos perturbadores da interação de genótipos com ambientes, é aquele que leva ao agrupamento dos diferentes locais em sub-áreas, dentro das quais a interação é minimizada. Esta técnica, conhecida como de zoneamento ecológico, foi primeiro apresentada quantitativamente por Horner & Frey (1957).

Robertson (1959) mostrou que o componente da variância devido à interação de genótipos com ambiente pode ser desdobrado em dois componentes. Parte da interação se deve à diferença das variâncias genéticas entre os materiais nos diferentes ambientes, enquanto outra parcela pode ser atribuída à falta de correlação das médias dos genótipos entre ambientes.

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 (Alanis & Hill 1966, Knight 1970), a correlação positiva entre médias e coeficientes de regressão das cultivares sobre índice ambientais (Eberhart & Russel 1966, Perkins & Jinks 1968, Knight 1970, Kaltsikes & Larter 1970, Fripp & Caten 1971, Westerman 1971, Fripp & Caten 1973) e a associação entre médias e variâncias podem indicar certo grau de multiplicatividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos.

Vencovsky & Geraldi (1977) propuseram o modelo $Y_{ij} = \alpha_i (1 + \beta_j) + \epsilon_{ij}$, que é multiplicativo nos parâmetros genético (α_i) e ambiental (β_j), para explicar o comportamento do genótipo i no ambiente j , sendo ϵ_{ij} um desvio aleatório associado à observação Y_{ij} . Através da aplicação deste modelo à análise de trinta pares de ensaios de milho, estes autores determinaram que, na média de todas as análises efetuadas, 18,4% das interações calculadas com o modelo linear de análise decorrentes da ação multiplicativa dos efeitos dos ambientes sobre os efeitos genotípicos.

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 & Geraldi (1977), 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 na análise de dados experimentais e no campo meramente teórico. Também foram abordadas as implicações dessa ação multiplicativa em programas de melhoramento genético.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados para análises neste trabalho constaram dos resultados dos ensaios nacionais publicados pelo Centro Nacional de Pesquisa de Milho e Sorgo, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (CNPM/EMBRAPA). Estes dados constam, basicamente, das médias de produtividade de espigas de diferentes cultivares, obtidas em ensaios com repetições, conduzidos em vários locais e anos. Assim, foram aproveitados os dados do Ensaio Nacional de Milho "Planta Baixa", do ano agrícola 1977/78, envolvendo nove localidades. Do Ensaio Nacional de Milho Opaco, consideraram-se os dados dos anos agrícolas 1974/75 e 1976/77, conduzidos em onze e nove localidades, respectivamente. Do Ensaio Nacional de Milho "Normal", por sua vez, aproveitaram-se os resultados dos anos agrícolas 1974/75, 75/76 e 76/77, provenientes de 14, 9 e 12 localidades, respectivamente. Ao todo, portanto, foram submetidos à análise os resultados de 64 ensaios de milho.

Os referidos dados foram submetidos a análises conjuntas em relação a localidades, dentro de anos. Foram considerados, para fins de comparação, três modelos matemáticos, a saber:

- a. o modelo linear usual, em que a média Y_{ij} , da cultivar i no ambiente j é expressa por

$$Y_{ij} = u + g_i + e_j + d_{ij}$$

Neste caso, o efeito ambiental (e_j) se manifesta aditivamente em relação ao efeito genético (g_i), e o desvio d_{ij} engloba toda a interação porventura existente, além do erro experimental médio inerente a Y_{ij} .

- b. o modelo não-linear de Vencovsky & Geraldi (1977), em que se tem

$$Y_{ij} = \alpha_i (1 + \beta_j) + \epsilon_{ij}.$$

Neste modelo, além dos parâmetros α_i (efeito genético da cultivar i) e β_j (efeito do ambiente j), a componente ϵ_{ij} abrange o erro experimental médio e a interação genótipo x ambiente remanescente e não explicada pela ação multiplicativa do efeito de ambiente sobre as cultivares.

c. um modelo integralmente multiplicativo, tal que

$$Y_{ij} = (u) (g_i) (e_j) (d_{ij}).$$

Sob este modelo, antes das análises, os dados foram submetidos a uma transformação logarítmica. Desse modo, após a transformação, $\log(Y_{ij})$ fica equivalente ao modelo a, com aditividade dos efeitos numa escala logarítmica, podendo-se empregar a representação $Y_{ij} = u' + g'_i + e'_j + d'_{ij}$, em que $u' = \log u$; $g'_i = \log(g_i)$, e assim por diante.

Para obter estimativas dos parâmetros e as respectivas somas de quadrados, foi utilizado o método dos quadrados mínimos. A fim de avaliar a adequação dos modelos aos dados e com o propósito de compará-los entre si, foram calculados os respectivos coeficientes de determinação R^2 . Tais coeficientes indicam quanto da soma de quadrados total de Y_{ij} é explicada pelo modelo, ou seja, os efeitos genéticos e de ambiente. Para o modelo b, a soma de quadrados devida aos parâmetros foi obtida conforme indicado por Vencovsky & Geraldi (1977). As análises foram efetuadas considerando-se todos os locais com tratamentos comuns, dentro de cada ano.

Para fins de ilustração e justificação do emprego de modelos não-lineares, considerem-se três cultivares em dois ambientes, de modo que os rendimentos médios sejam, por exemplo, $Y_{11} = 2,5$; $Y_{21} = 3,0$ e $Y_{31} = 4,0$ no ambiente 1, e $Y_{12} = 5,0$; $Y_{22} = 6,0$ e $Y_{32} = 8,0$ no ambiente 2. Neste exemplo hipotético, em que os erros experimentais foram desprezados, o efeito de ambiente é multiplicativo. Uma análise baseada no modelo a detectará interação ($SQ(d) > 0$; $R^2 < 1$), apesar de ela ser uma natureza que não perturba o melhorista, já que o ordenamento das cultivares nos dois ambientes é o mesmo, e a correlação dos valores de Y entre os dois ambientes é perfeita. Por outro lado, uma análise baseada nos modelos b e c não detectará desvios, ou seja, não acusará interação, pois $SQ(e) = SQ(d') = 0$ e $R^2 = 1$.

Os modelos não-lineares foram, pois, introduzidos para avaliar, entre outros pontos, quanto das interações de cultivares com ambientes pode ser causado por um fenômeno como o admitido no exemplo dado, e, também para que se disponha de um modelo capaz de detectar interações mais complexas, excluindo-se as provocadas pela ação multiplicativa dos ambientes — em outras palavras, um modelo que não detecte interação quando os dados se apresentarem como no exemplo considerado.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Desenvolvimento teórico

Ação de modificações de ambiente 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. 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 por causa de outros fatores, além da ação primária sobre o produto gênico. Seria, por exemplo, o caso 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. A Tabela 1 mostra dados simulados de cinco genótipos em dois 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 igual a 325,2. O tratamento deste mesmo caráter com o modelo não-linear de Vencovsky & Geraldi (1977) mostra uma soma de quadrados para os desvios do modelo de 33,6, o que corresponde a apenas 10,3% da interação calculada com o modelo linear de análise. Tal resultado mostra a existência de uma interação de genótipos com ambientes para o caráter composto, mesmo que os componentes se comportem de forma idealmente aditiva. Esta interação é devida, em sua quase-totalidade, à ação multiplicativa dos ambientes sobre os genótipos.

Variâncias e covariâncias 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 verificada em vários ambientes, tendo sido a seleção prati-

TABELA 1. Valores simulados dos caracteres X, Y, Z e W, para cinco genótipos em dois ambientes. W = XYZ.

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

$SQ_D (W) = 325,2$ (modelo linear)

$SQ_E (W) = 33,6$ (modelo não-linear)

cada 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', e admitindo-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 iguais à covariância destes mesmos valores entre ambientes, desconsiderando-se os erros experimentais, ou seja:

$$\sigma_{\bar{Y}(j)}^2 = \sigma_{\bar{Y}(j')}^2 = \text{COV}_{Y(jj')}.$$

Se, por outro lado, a ação dos ambientes for multiplicativa sobre os genótipos, conforme admitido no modelo b, a covariância entre as expressões genotípicas de um ambiente para outro será:

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

se forem desprezados os desvios do modelo, ou seja, se a ação multiplicativa for perfeita.

Nestas mesmas condições, tem-se, ainda, que as variâncias de Y, dentro dos ambientes j e j' serão:

$$\sigma_{\bar{Y}(j)}^2 = (1 + \beta_j)^2 \sigma_{\alpha}^2 \quad (2)$$

$$\sigma_{\bar{Y}(j')}^2 = (1 + \beta_{j'})^2 \sigma_{\alpha}^2. \quad (3)$$

Pode-se observar, por estas expressões, que a covariância entre os genótipos, de um ambiente para outro, com total multiplicatividade dos efeitos dos ambientes sobre os genótipos, é igual à média geométrica das variâncias dentro de cada local. Isto equivale a dizer que a correlação esperada 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 ou genótipos, nos melhores locais, isto é, quando o valor de β for positivo. Esta é uma possível explicação para o fato destacado por Alanis & Hill (1966), de que, em geral, quanto melhor o ambiente, maiores são as diferenças entre genótipos. 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:

$$\sigma_{\bar{Y}(j')}^2 = \left(\frac{1 + \beta_{j'}}{1 + \beta_j} \right) \sigma_{\bar{Y}(j)}^2. \quad (4)$$

Verifica-se, por esta expressão, que a variância entre tratamentos, em um ambiente j' qualquer, pode ser predita se se conhecerem a variância entre

tratamentos, em um dado ambiente j , e os efeitos ambientais β_j e γ_j .

Em caso de ocorrência de aditividade completa dos efeitos ambientais sobre os genótipos, o progresso devido à 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, o ganho na seleção expresso em termos percentuais será constante entre ambientes. 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, embora o ganho por seleção em um outro ambiente não seja afetado pela qualidade do ambiente sob o qual a seleção se deu.

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. Considerando-se uma possível ação multiplicativa destes componentes do ambiente sobre os genótipos, tem-se uma ampliação do modelo b, tal que:

$$Y_{ijk} = \alpha_i (1 + \beta_j) (1 + \gamma_k) + \epsilon_{ijk}, \text{ sendo:}$$

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

α_i : efeito do tratamento ou genótipo i ;

β_j : efeito da localidade j ;

γ_k : efeito do ano k , e

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

O processo dos quadrados mínimos forneceu as seguintes expressões estimadoras dos parâmetros:

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

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

$$(1 + \hat{\gamma}_k) = \frac{\sum_{i,j} [Y_{ijk} \hat{\alpha}_i (1 + \hat{\beta}_j)]}{\sum_{i,j} \hat{\alpha}_i^2 (1 + \hat{\beta}_j)^2}. \quad (7)$$

A estimação destes parâmetros deve ser feita por processo iterativo, isto é, de aproximações sucessivas, em que cada aproximação obtida é lançada nas fórmulas dos demais parâmetros até que os valores converjam. As primeiras estimativas dos parâmetros tomadas para iniciar o processo iterativo podem ser as seguintes:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i..}; (1 + \hat{\beta}_j) = \frac{\bar{Y}_{.j.}}{\bar{Y}_{...}} \text{ e } (1 + \hat{\gamma}_k) = \frac{\bar{Y}_{..k}}{\bar{Y}_{...}},$$

sendo $\bar{Y}_{...}$ a média geral do caráter no conjunto dos ensaios; $\bar{Y}_{i..}$ a média geral do tratamento i ; $\bar{Y}_{.j.}$ a média geral do local j e $\bar{Y}_{..k}$ a média geral do ano k .

As somas dos quadrados devidas aos parâmetros, de forma globalizada, e as devidas aos desvios do modelo, resultaram em:

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

$$SQ(\epsilon) = \sum_{i,j,k} Y_{ijk}^2 - SQ(\alpha, \beta, \gamma). \quad (9)$$

Sob a pressuposição, ainda, de que os efeitos de ambiente agem multiplicativamente sobre a manifestação fenotípica dos genótipos, e se os dados de N genótipos ou tratamentos, ensaiados em L locais, durante A anos, forem submetidos a análise conjunta da variância, considerando-se o modelo linear usual para tais casos, puderam ser demonstradas as seguintes relações entre as somas de quadrados:

$$SQ(g\ell) = \frac{SQ(g) \cdot SQ(\ell)}{NLA \bar{Y}^2 \dots}$$

para a SQ da interação de genótipos por locais;

$$SQ(ga) = \frac{SQ(g) \cdot SQ(a)}{NLA \bar{Y}^2 \dots}$$

para a SQ da interação de genótipos por anos; e

$$SQ(g\ell a) = \frac{SQ(g) \cdot SQ(\ell) \cdot SQ(a)}{(NLA \bar{Y}^2 \dots)^2}$$

para a SQ da interação de genótipos por locais e por anos. Nestas expressões, SQ (g), SQ (ℓ) e SQ (a) são as somas de quadrados relativas a genótipos, locais e anos, respectivamente, da análise conjunta da variância. Os respectivos quadrados médios (QM), neste caso, obedecem às mesmas relações, bastando substituir as SQ's pelas correspondentes QM's.

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 compõe 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 as diferenças entre tratamentos, locais e anos, maiores serão as somas de quadrados detectadas para as interações entre estes fatores.

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 aos 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 & 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' deverão ser ajustadas através da multiplicação pelo fator f:

$$f = \frac{\sum_{i=1}^T Y_{ij'}}{\sum_{i=1}^T Y_{ij}}$$

que corresponde ao quociente entre as médias dos tratamentos comuns aos 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 mantém constante o coeficiente de variação do ensaio, antes e depois da 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 a variância residual.

Coefficiente de regressão na análise da estabilidade de cultivares - o processo de Eberhart & Russel (1966) vem sendo freqüentemente utilizado para avaliar o grau de estabilidade de cultivares, em relação à variação de ambiente. No modelo destes autores, destaca-se o coeficiente de regressão " β_1 ", que se estima para cada cultivar.

Supondo-se, novamente, que o modelo b, não-linear, é adequado para explicar os resultados fenotípicos médios das cultivares, nos vários ambientes, e desprezando-se os desvios ϵ_{ij} do modelo, resulta que

$$\beta_i \text{ (estabilidade)} = \frac{\bar{Y}_i}{\bar{Y}_..}$$

em que \bar{Y}_i é a média da cultivar i ao longo de todos os ambientes, e $\bar{Y}_..$ é a média geral da análise conjunta.

Desse modo, e sendo válida a pressuposição mencionada, percebe-se que as cultivares com maior média terão também maior coeficiente de regressão β de estabilidade. Obviamente, mais invariantes em face dos ambientes serão as cultivares com menor média. Tal tipo de relação entre a média das cultivares e os respectivos coeficientes de regressão de Eberhart & Russel (1966) tem sido verificada freqüentemente nos estudos da estabilidade de materiais genéticos de milho, quando o caráter é a produtividade de grãos. Isso, pelo menos parcialmente, sugere a existência de ação multiplicativa dos efeitos de ambientes sobre as expressões dos genótipos, para o dito caráter.

Análise dos dados experimentais - a Tabela 2 mostra os valores dos coeficientes de determinação, R^2 , relativos aos três modelos investigados. Inicialmente, notou-se que o modelo c, que é linear, após transformação logarítmica foi o menos adequado para explicar os dados de produtividade de espigas de milho. Considerando o modelo linear usual (a), percebeu-se, também, que, em média, os efeitos principais de cultivares e locais explicaram de 90,4 a 90,7 da soma de quadrados total do caráter estudado. Assim, apenas de 9,3% a 9,6% desta soma de quadrados foram devidas à interação cultivares x locais e aos erros experimentais. É forçoso reconhecer que tal resultado prejudicou a presente investigação, já que houve pouca manifestação da referida interação. De outro lado, ficou evidente, pela Tabela 2, que o modelo b, não-linear, nas seis análises conjuntas foi de eficiência igual ou superior ao modelo a. A maior eficiência foi detectada nos dados do milho normal, ano

agrícola 75/76. No caso do milho opaco, 1976/77, a eficiência foi equivalente ao modelo a.

Conforme mencionado, no modelo a, por volta de 9,5% da variação ocorreu por conta de interações e erros experimentais. Para o modelo b, estes percentuais, em termos médios para os mesmos tipos de milho, oscilaram entre 8,0% e 8,4%. Assim, para cada 100 unidades da soma de quadrados dos desvios do modelo linear a, a ação multiplicativa dos efeitos de ambiente sobre os genótipos explicou 9,7 a 16,7 unidades desses desvios. Portanto, apesar de pequena, pode-se afirmar que a ação multiplicativa existe, como um dos componentes da interação de cultivares x locais.

Uma imprecisão no abordamento anteriormente apresentado, decorre do fato de estarem incluídas, tanto em SQ (d) como em SQ (ϵ), componentes quadráticas devidas aos erros experimentais. O abordamento pode, pois, ser alterado, considerando-se apenas as componentes da variância desses efeitos de interação.

Na Tabela 3, vê-se que, em termos globais, o somatório de SQ (d), sobre os seis grupos de análises, resultou no valor 407,6620, com 1.240 graus de liberdade, para o modelo a. Portanto, no conjunto, o quadrado médio da interação cultivares x locais (QM_d) foi de:

$$\overline{QM}(d) = 0,3288, \text{ cuja esperança matemática é:}$$

$$E[\overline{QM}(d)] = \frac{\sigma^2}{R} + \sigma_{gl}^2$$

Sendo $\hat{\sigma}^2 = 0,5800$ e $R = 4$, obteve-se a estimativa global da componente da interação, cujo valor é $\hat{\sigma}_{gl}^2 = 0,1838$.

Para o modelo b, o somatório dos valores SQ (ϵ) foi igual a 362,2668, que é 11,1% menor que o correspondente ao modelo a. Mas, em termos de componentes da variação, pode-se considerar $QM(\epsilon) = 0,2922$, na suposição de que o número de graus de liberdade, neste caso, é também de 1.240. Como os desvios ϵ_{ij} do modelo b são aditivos e lineares, pode-se escrever:

$$E[\overline{QM}(\epsilon)] \cong \frac{\sigma^2}{R} + V_{gl}$$

TABELA 2. Valores do coeficiente de determinação, R^2 , relativos aos modelos a (linear), b (não-linear) e c (linear após transformação logarítmica) obtidas das análises conjuntas. Produtividade de cultivares de milho em espiga ($\text{kg}/10 \text{ m}^2$).

Tipo (ano)	n.º de cultivares	n.º de locais	R^2		
			modelo (a)	modelo (b)	modelo (c)
Milho planta baixa; (77/78)	12	9	0,907	0,918	0,876
Milho opaco (74/75)	8	11	0,883	0,921	0,875
(76/77)	12	9	0,921	0,922	0,904
Média			0,904	0,920	0,885
Milho "normal" (74/75)	30	14	0,906	0,919	0,899
(75/76)	30	9	0,922	0,934	0,894
(76/77)	36	12	0,893	0,895	0,838
Média			0,907	0,916	0,877

TABELA 3. Somas de quadrados dos desvios dos modelos a ($SQ(d)$) e b ($SQ(\epsilon)$), quociente entre ambas e estimativas da variância residual das análises conjuntas. Produtividade de espigas de milho ($\text{kg}/10 \text{ m}^2$).

Tipo (ano)	$SQ(d)$ modelo a	$SQ(\epsilon)$ modelo b	$SQ(\epsilon)/SQ(d)$	δ^2
Milho planta baixa (1977/78)	41,3353	36,2775	0,878	0,7427
Milho opaco (1974/75)	21,8203	14,6718	0,672	0,5217
(1976/77)	22,4571	22,1586	0,987	0,5784
Média			(0,832)	
Milho "normal" (1974/75)	155,1707	133,9300	0,863	0,6770
(1975/76)	60,8449	51,1517	0,841	0,4284
(1976/77)	106,0337	104,0772	0,982	0,5505
Média			(0,898)	
Somas (Médias)	407,6620	362,2668	(0,889)	(0,5831)

em que V_{g1} representa a componente da interação de cultivares por locais que ainda permanece, depois de eliminada a interação devida à ação multiplicativa entre ambientes e genótipos. Nestes termos, obteve-se a estimativa $\hat{V}_{g1} = 0,1472$.

Assim sendo, resultou que, em média, 19,9%

da interação detectada nas análises conjuntas baseadas no modelo linear usual (a) foram devidos à ação multiplicativa, incluída no modelo b.

Tal estimativa, de 19,9%, convém lembrar, é apenas aproximada ou especulativa, já que não é conhecido o número exato de graus de liberdade

associado às somas de quadrados em modelos não-lineares, como é o modelo b. De fato, a literatura é omissa neste sentido, requerendo-se para tanto, maiores investigações nestes casos de modelos não-lineares.

Mantendo-se estas mesmas pressuposições, verificou-se, ainda, pelos dados da Tabela 3, que foi nos ensaios do milho opaco (1974/75) onde o modelo não-linear melhor explicou os dados, visto que neste caso $\hat{\sigma}_{gl}^2 = 0,1813$ e $\hat{V}_{gl} = 0,0791$. Isto significa que 56,4% da componente global da interação (modelo a) foram causados pela ação multiplicativa dos efeitos de ambiente sobre os genótipos. Para os ensaios do milho normal, obteve-se, semelhantemente, $\hat{\sigma}_{gl}^2 = 0,1378$ e $\hat{V}_{gl} = 0,1327$, com apenas 3,7% da interação tendo sido devida à mencionada ação multiplicativa.

Pelo exposto, entende-se que esse fenômeno no qual os ambientes alteram a expressão dos genótipos por uma ação multiplicativa está presente em maior ou menor grau, tudo dependendo dos genótipos ou dos ambientes envolvidos. É permissível supor que tal ação terá maior oportunidade de se manifestar, quando o conjunto de ambientes, em que os ensaios são conduzidos, pertencem a condições ecológicas semelhantes. Variações de produtividade de grãos de milho, de um ambiente para outro, nestas condições, serão, portanto, menos uma questão de adaptabilidade dos genótipos, porém mais uma conseqüência de desigualdades na fertilidade do solo, da disponibilidade ocasional de água, etc.

Finalmente, é também permissível dizer que, no seu contexto global, estando sob estudo condições ecológicas diversas, o fenômeno da interação de genótipos por ambientes é mais complexo do que o pressuposto no modelo b. Apesar disso, o emprego deste modelo é recomendável e esclarecedor, para melhor se poder compreender essas interações.

CONCLUSÕES

1. Quando componentes (X, Y, Z, ...) participam de modo multiplicativo para a expressão de um caráter final, como a produtividade de grãos ($W = XYZ \dots$), pode-se ter, como conseqüência,

uma ação multiplicativa dos efeitos de ambiente sobre os efeitos genéticos deste caráter final.

2. No caso da ocorrência de multiplicatividade entre os efeitos genético e ambiental, os ambientes em que as cultivares têm média mais elevada possibilitam maior discriminação entre genótipos, em comparação com ambientes em que a média é mais baixa.

3. A multiplicatividade dos efeitos de localidades e anos sobre os genótipos provoca uma correlação positiva entre as interações duplas e triplas detectadas com o modelo linear de análise e os efeitos principais envolvidos em cada interação.

4. O ajuste de médias de ensaios com tratamentos comuns deve ser feito por meio de fator multiplicativo se o ambiente tiver efeito predominantemente multiplicativo sobre os genótipos.

5. Uma ação multiplicativa dos efeitos de ambientes sobre os genótipos faz com que os coeficientes de regressão, empregados no estudo da estabilidade de cultivares, passem a ficar positivamente correlacionados com as médias gerais das cultivares.

6. Para a explicação de dados de produtividade de espigas de milho, o modelo não-linear investigado mostrou tendência de ser superior ao modelo linear usualmente empregado nas análises conjuntas da variância. Mostrou-se igualmente superior quando os dados originais foram previamente submetidos a transformação logarítmica.

7. A ação multiplicativa dos efeitos de ambiente sobre os genótipos mostrou estar presente, em grau variável, nos dados analisados. Tal ação, portanto, é uma das constituintes da interação de cultivares de milho por localidades.

REFERÊNCIAS

- ALANIS, L.B. & HILL, J. Environmental and genotype-environmental components of variability. II. Heterozygotes. *Heredity*, 21:399-405, 1966.
- EBERHART, S.A. & RUSSEL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. *Crop. Sci.*, 6:36-40, 1966.
- FINLAY, K.W. & WILKINSON, G.N. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. *Aust. J. Agric. Res.*, 14:742-54, 1963.
- FRIPP, Y.J. & CATEN, C.E. Genotype-environmental interactions in *Schizophyllum commune*. I. Analysis and character. *Heredity*, Edinburgh, 27:393-407, 1971.

- FRIPP, Y.J. & CATEN, C.E. Genotype-environmental interactions in *Schizophyllum commune*. III. The relationship between mean expression and sensitivity to change in environment. *Heredity*, 30:341-9, 1973.
- HORNER, T.W. & FREY, K.J. Methods for determining natural areas for oat varietal recommendations. *Agron. J.*, 49:313-5, 1957.
- KALTSIKES, P.J. & LARTER, E.N. The interaction of genotype and environment in durum wheat. *Euphytica*, 19:236-42, 1970.
- KNIGHT, R. The measurement and interpretation of genotype environment interactions. *Euphytica*, 19:225-35, 1970.
- PERKINS, J.M. & JINKS, J.L. Environmental and genotype environmental components of variability. III. Multiple lines and crosses. *Heredity*, 23:339-56, 1968.
- PLAISTED, R.L. & PETERSON, L.C. Technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. *Am. Potato J.*, 36:381-5, 1959.
- ROBERTSON, A. The sampling variance of the genetic correlation coefficient. *Biometrics*, 15:469-85, 1959.
- VENCOVSKY, R. Herança Quantitativa. In: PATERNIANI, E., Coord. *Melhoramento e Produção do Milho no Brasil*. Piracicaba, Marprint, 1978. p.122-201.
- VENCOVSKY, R. & GERALDI, I.O. Um modelo multiplicativo aplicado à análise de produção de grãos. *Relat. Ci. Dep. Genét. Esc. Sup. Agric. Luiz de Queiroz*, 11:157-65, 1977.
- VERMA, M.M.; CHAHAL, G.S.; MURTY, B.R. Limitations of conventional regression analysis. A Proposed Modification. *Theor. Appl. Genet.*, 53:89-91, 1978.
- WESTERMAN, J.M. Genotype-environmental interaction and developmental regulation in *Arabidopsis thaliana*. II. Inbred lines; analysis. *Heredity*, 26:93-106, 1971.
- WRICKE, G. Zur Zur Berechnung der Okovalenz bei Sommerweizen und Hafer. *Z. Pflanzenzücht*, 52:127-38, 1964.