

NOVO MODELO PARA AVALIAÇÃO DA ESTABILIDADE DE CULTIVARES¹

LINDOLFO STORCK² • ROLAND VENCovsky³

RESUMO - Para uma ampla faixa de variação do ambiente, pode-se admitir que o comportamento de uma cultivar obedeça a uma forma de curva exponencial dada pelo modelo $E(Y_i) = K.A.B^{X_i}$, o qual foi substituído por um modelo denominado de "bi-segmentado descontínuo", com a seguinte caracterização: $Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1\tau_j + \beta_2\tau_j Z_j + \beta_3 Z_j + \delta_{ij} + \epsilon_{ij}$ para a cultivar i , onde: β_0 é o valor de Y no ponto $\tau_j = 0$ do primeiro segmento; β_1 mede a inclinação do primeiro segmento de reta; β_2 mede a diferença de inclinação entre os dois segmentos de reta; β_3 mede a descontinuidade entre os dois segmentos de reta; δ_{ij} é o desvio do modelo, ϵ_{ij} é o erro associado ao estimador Y_{ij} ; τ_j é o efeito ambiental, e $Z_j = 1$ se $\tau_j > 0$, e $Z_j = 0$ se $\tau_j \leq 0$. Foi verificado que a eficiência do novo modelo em substituir a curva exponencial foi acima de 99%. Com base nas estimativas de β_1 , β_2 e β_3 , pode-se identificar a posição relativa de uma cultivar sobre a curva toda para compará-la com as outras cultivares visando sua seleção. Analisou-se um grupo de 33 cultivares de milho, em 19 locais do RS, foram analisados pelo modelo.

Termos para indexação: regressão linear; curva exponencial; variação ambiental.

A NEW EVALUATION MODEL FOR VARIETY STABILITY

ABSTRACT - For a wide variation range, it could be admitted that the behaviour of a variety follows an exponential curve given by the $E(Y_i) = K.A.B^{X_i}$ model, that was replaced by a discontinuous bi-segmented model, with the following characteristics: $Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1\tau_j + \beta_2\tau_j Z_j + \beta_3 Z_j + \delta_{ij} + \epsilon_{ij}$ for the 1st cultivar, where: β_0 is the value of Y on spot $\tau_j = 0$ of the first segment; β_1 measures the slope of the first regression segment; β_2 measures the difference in slope between the second and the first regression segments; β_3 measures the discontinuity between both linear regression segments; δ_{ij} is the model deviation; ϵ_{ij} is the error associated to the Y_{ij} estimator; τ_j is the environmental effect; and $Z_j = 1$ if $\tau_j > 0$, and $Z_j = 0$ if $\tau_j \leq 0$. The efficiency of the model, when replacing the exponential curve, was more than 99%. By knowing the estimatives for β_1 , β_2 and β_3 , it is possible to identify the relative position of any cultivar over the entire curve, and therefore identify its characteristics in order to compare it with other cultivars aiming to select it. A group of 33 maize cultivars evaluated in 19 localities of the State of Rio Grande do Sul were analysed.

Index terms: linear regression; exponential curve; environmental variation.

INTRODUÇÃO

A interação de cultivares com ambientes (locais e/ou anos) é um fato preocupante, que merece atenção especial dos melhoristas de plantas. A reação das plantas em face da variação do ambiente é uma de suas características genéticas, e por isto, passível de seleção. Assim, o estudo da interação através dos procedimentos da análise de estabilidade está sendo usado cada vez mais pelos pesquisadores como método au-

¹ Aceito para publicação em 10 de fevereiro de 1992.

² Eng.-Agr., Dr., Prof.-Adj., Dep. de Fitot., Univ. Fed. de Santa Maria (UFSM), CEP 97119, Santa Maria, RS. Bolsista do CNPq.

³ Eng.-Agr., Dr., Prof.-Tit., Dep. de Genética da ESALQ/USP, CEP 13400 Piracicaba, SP.

xiliar da tarefa de selecionar ou descartar cultivares em processo de melhoramento. Um dos procedimentos de análise de estabilidade que se tem destacado é o da análise de regressão, onde as cultivares ideotípicas são identificadas por um modelo previamente estabelecido. Nestas análises, a fonte de variação "ambiente dentro de uma cultivar" é desdobrada em regressão e desvio da regressão, usando, em geral, o índice ambiental (média de todas as cultivares em um ambiente, menos a média geral) como variável independente.

O procedimento da regressão linear simples, introduzido por Finlay & Wilkinson (1963), foi, posteriormente, melhorado por Eberhart & Russell (1966), mediante o uso da variância dos desvios da regressão linear simples como mais um parâmetro de caracterização (previsibilidade de resposta) de uma cultivar. Os coeficientes de regressão linear, variâncias dos desvios da regressão e médias foram, então, usados como indicadores das características genéticas das cultivares, e por isto, são um importante conjunto de indicadores para serem usados no processo de discriminação entre as cultivares sob experimentação.

Abandonando o modelo linear simples, Verma et al. (1978) definiram como cultivar ideal aquela que apresenta relativamente alta produtividade e resposta estável em ambientes inferiores e também uma capacidade de responder positivamente às melhorias de ambiente. Propuseram, então, uma técnica alternativa de regressão que consiste em ajustar dois segmentos de reta separadamente, um para os ambientes abaixo da média e outro para ambientes acima da média, usando um ponto médio comum aos dois segmentos como ponto de ligação, dando, assim, uma idéia da resposta não-linear. O procedimento do ajustamento de uma única equação constituída de dois segmentos de reta, com união no ponto zero do índice ambiental, é conhecido por "método de Silva e Barreto" (Cruz et al. 1989). No entanto, dado que, para este modelo, os ângulos estimados para os dois segmentos de reta não são independentes, foi proposta uma reparametrização

(Cruz et al. 1989) que resultou na independência dos dois segmentos de reta, o que, por outro lado, importou na descontinuidade dos mesmos. Assim, Storck (1989) introduziu no modelo de dois segmentos o parâmetro de descontinuidade no ponto médio do índice ambiental, denominando-o de "bi-segmentado descontínuo", no qual é mantida a independência entre os ângulos dos dois segmentos. Também, associou a interpretação das estimativas dos parâmetros do modelo à forma da curva exponencial de crescimento, dando um sentido mais agrônomico à interpretação. Sugeriu, ainda, como cultivares desejáveis, as que se identificam com a fase inicial da curva de crescimento (ângulo do primeiro segmento menor que um, ângulo do segundo segmento maior que o do primeiro, e descontinuidade positiva), com média alta em ambientes inferiores e pequena variância dos desvios da regressão. Outro estudo feito por Storck (1989) se refere ao efeito do erro (σ) de estimativa do índice ambiental (variável independente) e da covariância de σ com o erro (ϵ) da variável dependente sobre os testes de hipóteses. O erro v foi mais importante nos casos em que a variância do erro experimental e de blocos foi maior e quando o número de ambientes foi menor. Recomendou, ainda, ambientes com grande amplitude de variação e aproximadamente equidistantes.

Visando dar uma contribuição ao melhoramento vegetal, este trabalho tem por objetivos: expor o modelo e o método de análise de estabilidade adotado por Storck (1989), sem o uso da correção, por causa do erro na variável independente, e analisar um grupo de cultivares de milho por esta metodologia.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo utilizou os dados de um grupo de experimentos de milho, ciclo normal, da Rede Estadual de Ensaios de Milho do Rio Grande do Sul, ano agrícola 1987/88, conduzido sob a coordenação do Instituto de Pesquisas Agronômicas (IPAGRO) da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Rio Grande do Sul (RS).

Os experimentos, no delineamento com blocos ao acaso de quatro repetições, foram conduzidos em 19

locais do RS, respectivamente: 1) Aratiba, 2) Chapada, 3) Cruz Alta, 4) Dom Pedrito, 5) Encantado, 6) Encruzilhada do Sul, 7) Júlio de Castilhos, 8) Não-Me-Toque, 9) Nova Prata, 10) Pelotas, 11) Rio Grande, 12) Santa Cruz do Sul, 13) Santa Rosa, 14) Santo Augusto, 15) São Borja, 16) Vacaria, 17) Veranópolis, 18) Capão-do-Leão e 19) Passo Fundo, para as 33 cultivares de milho relacionadas na Tabela 1, juntamente com as empresas que as produzem. Os dados utilizados se referem às médias de rendimento de grãos (t/ha) de cada cultivar em cada local. Foram também utilizados os quadrados médios de blocos e de resíduo dos experimentos de cada localidade.

Inicialmente, desenvolveu-se uma análise de variância, para se verificar as significâncias dos efeitos de ambientes (A) e da interação cultivar x ambiente

(Cx A). Posteriormente, fez-se o desdobramento de A + C x A para se estudar o efeito de ambiente dentro de cada cultivar (A | C). A estabilidade de cada cultivar foi determinada partindo-se do seguinte modelo:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \tau_j + \beta_2 \tau_j z_j + \beta_3 z_j + \delta_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

onde:

Y_{ij} é a média (sobre K blocos) da cultivar i ($i=1,2,\dots,I$) no ambiente j ($j=1,2,\dots,J$), associado a um erro ϵ_{ij} tal que $E(\epsilon_{ij})=0$ e $E(\epsilon_{ij}^2)=\sigma^2 =$

TABELA 1. Relação das cultivares de milho, ciclo normal, e as respectivas empresas que as produzem.

| N ^o | Cultivar | Empresa |
|----------------|-----------|---|
| 1. | AG.28 | Sementes Agroceres S/A |
| 2. | AG. 28 C | " " " |
| 3. | AG. 35 | " " " |
| 4. | AG. 6611 | " " " |
| 5. | AG. 6613 | " " " |
| 6. | AG. 6711 | " " " |
| 7. | AGN. 1022 | Agromen Sementes LTDA |
| 8. | AGN. 1030 | " " " |
| 9. | A. 1340 | Asgrow do Brasil Sementes LTDA |
| 10. | XL. 605 | Braskalb Agropecuária Brasileira |
| 11. | XL. 678 | " " " |
| 12. | XL. 678-C | " " " |
| 13. | B. 670 | " " " |
| 14. | CONTI 133 | Continental de Cereais Contibrasil LTDA |
| 15. | CONTI 433 | " " " |
| 16. | OC. 742 | CEP - Fecotrigo |
| 17. | OC. 743 | " " " |
| 18. | P. 3210 | Pioneer Agricultura LTDA |
| 19. | P. 3212 | " " " |
| 20. | P. 3216 | " " " |
| 21. | P. 3218 | " " " |
| 22. | P. 3226 | " " " |
| 23. | S. 342-A | Secr. da Agric. e Abast./Veranópolis |
| 24. | S. 461 | " " " " " |
| 25. | S. 465 | " " " " " |
| 26. | S. 466 | " " " " " |
| 27. | C. 408 | Sementes Cargill LTDA. |
| 28. | C. 408-A | " " " |
| 29. | C. 484 | " " " |
| 30. | C. 484-A | " " " |
| 31. | G. 44-S | Sociedade Agrícola Germinial |
| 32. | G. 55-C | " " " |
| 33. | G. 500 | " " " |

$$= (\sigma^2 + \sigma_b^2) / K$$

e cuja estimativa é obtida por

$$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = \{ OMB | A + (1-1) OMR \} / K,$$

para $OMB | A = (1/J) \sum_j OMB | A_j$ e

$$QMR = (1/J) \sum_j QMR_j \quad (OMB | A_j =$$

QM de blocos dentro de ambiente j e QMR = QM do Resíduo); β_{0i} é o valor inerente à cultivar i no ponto $\tau_j = 0$ do primeiro segmento de reta; β_{1i} mede a inclinação do primeiro segmento de reta para a cultivar i; β_{2i} mede a diferença da inclinação dos dois segmentos de reta para a cultivar i, tal que $\beta_{1i} + \beta_{2i}$ é a inclinação do segundo segmento; β_{3i} mede a descontinuidade entre os dois segmentos de reta, no ponto $\tau_j = 0$, para a cultivar i; τ_j é o efeito (aleatório) do ambiente j estimado por $\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}$, tal que $\sum_j \tau_j = 0$; $z_j = 1$ se $\tau_j > 0$ e $z_j = 0$ se $\tau_j \leq 0$; ϵ_{ij} é o desvio da observação Y_{ij} ao modelo, tal que: $E(\epsilon_{ij}) = 0$ e

$E(\epsilon_{ij}^2) = \sigma_{\epsilon}^2 =$ variância dos desvios para a cultivar i.

A estimação dos parâmetros de interesse, pelo método dos momentos, é resumida, a seguir, por:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_{1i} & \hat{\beta}_{2i} & \hat{\beta}_{3i} \end{bmatrix} =$$

$$= Mxx^{-1} Mxy_i$$

$$\hat{\beta}_{0i} = \bar{y}_{i.} - \hat{\beta}_{2i} \bar{\tau z} - p \hat{\beta}_{3i}$$

$$\hat{\sigma}_{\epsilon}^2 = QMD_i - \hat{\sigma}_{\epsilon}^2, \quad \text{onde:}$$

$$Mxx =$$

$$\begin{bmatrix} S^2(\tau) & S(\tau, \tau z) & S(\tau, z) \\ & S^2(\tau z) & S(\tau z, z) \\ \text{simétrica} & & S^2(z) \end{bmatrix}$$

$$Mxy_i = \begin{bmatrix} S(Y_i, \tau) \\ S(Y_i, \tau z) \\ S(Y_i, z) \end{bmatrix};$$

$$S^2(\tau) = \sum_j \tau_j^2 / (J-1);$$

$$S(\tau, \tau z) = \sum_j \tau_j^2 z_j / (J-1);$$

$$S(\tau, z) = \sum_j \tau_j z_j / (J-1);$$

$$p = (1/J) / \sum_j z_j;$$

$$S^2(\tau z) = \{ \sum_j \tau_j^2 z_j - J \bar{\tau z}^2 \} /$$

$$(J-1); \quad \bar{\tau z} = (1/J) / \sum_j \tau_j z_j;$$

$$S(\tau z, z) = \{ \sum_j \tau_j z_j - pJ \bar{\tau z} \} / (J-1); \quad S^2(z) = Jp(1-p) / (J-1);$$

$$S(Y_i, \tau) = \sum_j Y_{ij} \tau_j / (J-1);$$

$$S(Y_i, \tau z) = \{ \sum_j Y_{ij} \tau_j z_j - J \bar{y}_{i.} \bar{\tau z} \} / (J-1);$$

$$S(Y_i, z) = \{ \sum_j Y_{ij} z_j - pJ \bar{y}_{i.} \} / (J-1); \quad e,$$

$$QMD_i = \sum_j \{ Y_{ij} - \hat{\beta}_{0i} - \hat{\beta}_{1i} \tau_j - \hat{\beta}_{2i} \tau_j z_j - \hat{\beta}_{3i} z_j \}^2 / (J-4).$$

Outras estatísticas importantes foram calculadas, como, por exemplo: $\bar{y}_i^+ = (1/pJ) \sum_j Y_{ij} z_j$

(média da cultivar i nos ambientes superiores);

$\bar{y}_i^- = (\sum_j Y_{ij} - \sum_j Y_{ij} z_j) / J(1-p)$ (média da cultivar i nos ambientes inferiores); $R_i^2(96) =$

$100 \{ SQA | C_i - K(J-4) QMD_i \} / SQA | C_i$ (coeficiente de determinação para a cultivar i, em percentagem).

A matriz das variâncias-covariâncias das estimativas $\hat{\beta}_i = [\hat{\beta}_{1i} \hat{\beta}_{2i} \hat{\beta}_{3i}]$ foi estimada por

$$\hat{V}(\hat{\beta}_i) = QMD_i M X X^{-1} / (J-1) =$$

$$= \begin{bmatrix} S^2(\hat{\beta}_{1i}) & S(\hat{\beta}_{1i}, \hat{\beta}_{2i}) \\ & S^2(\hat{\beta}_{2i}) \end{bmatrix}$$

simétrica

$$\begin{bmatrix} S(\hat{\beta}_{1i}, \hat{\beta}_{3i}) \\ S(\hat{\beta}_{2i}, \hat{\beta}_{3i}) \\ S^2(\hat{\beta}_{3i}) \end{bmatrix}$$

e, com isto,

podem ser testadas as hipóteses de interesse, a seguir:

1. $H_0: \beta_{1i} = 1$, é a hipótese de que a resposta da cultivar i é igual à média das respostas de todas as cultivares analisadas, referente ao primeiro segmento de reta (em ambientes abaixo da média). A estatística

$t_i = (\hat{\beta}_{1i} - 1) / \sqrt{S^2(\hat{\beta}_{1i})}$, sob H_0 , tem

distribuição de t com $J-4$ graus de liberdade. As hipóteses alternativas foram $H_A: \beta_{1i} < 1$ ou

$H_A: \beta_{1i} > 1$,

dependendo dos objetivos da análise. A um nível α de erro, rejeitou-se H_0 se $|t_i| > t_{\alpha, (J-4)}$ e

concluiu-se por uma hipótese alternativa.

2. $H_0: \beta_{2i} = 0$, é a hipótese de que o ângulo do segundo segmento de reta é igual ao ângulo do primeiro segmento de reta, para a cultivar i . A estatística

$t = (\hat{\beta}_{2i} - 0) / \sqrt{S^2(\hat{\beta}_{2i})}$, sob H_0 , tem distribuição de t com $(J-4)$ graus de liberdade. As hipóteses alternativas foram $H_A: \beta_{2i} < 0$ para cultivares indesejáveis e $H_A: \beta_{2i} > 0$ para cultivares desejáveis. A um

nível α de erro, rejeitou-se H_0 se $|t_i| > t_{\alpha, (J-4)}$ e concluiu-se pela hipótese alternativa adequada ao objetivo da análise.

3. $H_0: \beta_{3i} = 0$, é a hipótese de que a descontinuidade entre os dois segmentos de reta é nulo para a cul-

tivar i . A estatística $t_i = (\hat{\beta}_{3i} - 0) / \sqrt{S^2(\hat{\beta}_{3i})}$,

sob H_0 , tem distribuição de t com $(J-4)$ graus de liberdade. As hipóteses alternativas foram $H_A: \beta_{3i} < 0$ para cultivares indesejáveis e $H_A: \beta_{3i} > 0$ para cultivares desejáveis. A um nível α de erro, rejeitou-se H_0 se $|t_i| > t_{\alpha, (J-4)}$ e concluiu-se pela hipótese alternativa adequada ao objetivo da análise.

4. $H_0: \sigma_{\delta_i}^2 = 0$ é a hipótese de que a variância de desvios dos dados ao modelo é nula. Esta hipótese foi testada pela estatística $F = (K \hat{\sigma}_{\delta_i}^2 + QMR) / QMR$ com g_1 e g_2 graus de liberdade, onde: $g_2 = J(K-1)(I-1)$ e

$g_1 = \{ K \hat{\sigma}_{\delta_i}^2 + QMR \}^2 / \{ K^2 (\hat{\sigma}_{\delta_i}^2)^2 / f_0 +$

$QMR^2 / g_2 \}$, para $f_0 = \{ \pi - 1 \}^2 / \{ \pi / f_1 + 1 / f_2 \}$, $\pi = QMD_i / \hat{\sigma}_{\delta_i}^2$, $f_1 = J-4$,

$f_2 = \{ QMB | A + (I-1) QMR \}^2 / \{ QMB | A^2 / J(K-1) + (I-1) QMR^2 / J(K-1) \}$.

A um nível α de erro rejeitou-se H_0 se $F > F_{\alpha}(g_1; g_2)$, e concluiu-se pela existência da variância de desvios para a cultivar i .

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 2 encontram-se representados os resultados da análise de variância. A primeira informação importante é a interação significativa, isto é, os efeitos dos ambientes não são os mesmos para todas as cultivares. O teste de Bartlett para homogeneidade de variâncias dos QMR (quadrado médio de resíduo) (Tabela 3) concluiu pela heterogeneidade, o que não foi confirmado pelo método do F máximo (Pimentel-Gomes 1985). Por isto se usou uma correção para o número de graus de liberdade da interação, o que resultou na distribuição $F(519; 1634)$. Para testar a hipótese da nulidade do efeito de ambientes, a distribuição usada foi a $F(18; 94)$, resultando em significância ao nível de 1%. Esta significância é uma condição necessária para se efetuar a análise de estabilida-

TABELA 2. Análise de variância com desdobramento da interação (t/ha).

| FORNTE DE VAR. | GL | SQ | QM | F |
|---|------|-------------|------------|-------------|
| CULTIVAR (C) | 32 | 260,038260 | 8,126196 | 9,89511 * |
| AMBIENTE (A) | 18 | 4941,935570 | 274,551976 | 74,85643 * |
| INT. C x A | 576 | 473,030514 | 0,821234 | 2,67184 * |
| BLOCO/AMB. | 57 | | 2,850587 | 9,27424 * |
| RESÍDUO | 1824 | | 0,307366 | |
| ----- desdobramento de: C x A + A ----- | | | | |
| AMB./CULT. | 594 | 5414,966083 | 9,116105 | |
| AMB./CULT. 1 | 18 | 188,979479 | 10,498860 | 27,30996 * |
| AMB./CULT. 2 | 18 | 202,522227 | 11,251235 | 29,26706 * |
| AMB./CULT. 3 | 18 | 180,947619 | 8,941534 | 23,25810 * |
| AMB./CULT. 4 | 18 | 153,807956 | 8,544886 | 22,22722 * |
| AMB./CULT. 5 | 18 | 160,213884 | 8,900771 | 23,15296 * |
| AMB./CULT. 6 | 18 | 150,925651 | 8,384758 | 21,81069 * |
| AMB./CULT. 7 | 18 | 151,624924 | 8,423607 | 21,91174 * |
| AMB./CULT. 8 | 18 | 177,808119 | 9,878229 | 25,69555 * |
| AMB./CULT. 9 | 18 | 120,035655 | 6,668647 | 17,34669 * |
| AMB./CULT. 10 | 18 | 189,702327 | 10,539018 | 27,41441 * |
| AMB./CULT. 11 | 18 | 185,752275 | 10,319571 | 26,84358 * |
| AMB./CULT. 12 | 18 | 187,606439 | 10,422580 | 27,11153 * |
| AMB./CULT. 13 | 18 | 183,435450 | 9,079747 | 23,61852 * |
| AMB./CULT. 14 | 18 | 157,683867 | 8,760215 | 22,78734 * |
| AMB./CULT. 15 | 18 | 185,612581 | 10,311810 | 26,82339 * |
| AMB./CULT. 16 | 18 | 176,991933 | 9,832885 | 25,57760 * |
| AMB./CULT. 17 | 18 | 120,381303 | 6,687850 | 17,39664 * |
| AMB./CULT. 18 | 18 | 191,503308 | 10,639073 | 27,67468 * |
| AMB./CULT. 19 | 18 | 188,198357 | 10,455464 | 27,19707 * |
| AMB./CULT. 20 | 18 | 172,512095 | 9,584005 | 24,93021 * |
| AMB./CULT. 21 | 18 | 155,308827 | 8,628268 | 22,44411 * |
| AMB./CULT. 22 | 18 | 187,899597 | 10,438866 | 27,15390 * |
| AMB./CULT. 23 | 18 | 172,856186 | 9,592010 | 24,95103 * |
| AMB./CULT. 24 | 18 | 197,511224 | 10,972846 | 28,54290 * |
| AMB./CULT. 25 | 18 | 124,031655 | 6,890648 | 17,92416 * |
| AMB./CULT. 26 | 18 | 139,974184 | 7,776344 | 20,22806 * |
| AMB./CULT. 27 | 18 | 139,778544 | 7,765475 | 20,19979 * |
| AMB./CULT. 28 | 18 | 146,603967 | 8,144665 | 21,18815 * |
| AMB./CULT. 29 | 18 | 133,556700 | 7,419817 | 19,30065 * |
| AMB./CULT. 30 | 18 | 130,768683 | 7,264927 | 18,89775 * |
| AMB./CULT. 31 | 18 | 190,397908 | 10,577662 | 27,51494 * |
| AMB./CULT. 32 | 18 | 128,261984 | 7,125666 | 18,53550 * |
| AMB./CULT. 33 | 18 | 181,971179 | 10,109510 | 26,297167 * |

* = significativo ao nível $\alpha \leq 1\%$

de. Ainda, os testes de hipótese para o efeito de ambientes dentro de cultivares indicaram que ele foi significativo para todas as cultivares (Tabela 2), possibilitando o estudo da estabilidade, pela regressão, dentro de todas as cultivares.

Para as regressões, as variáveis independentes: índice ambiental (τ), variável indicadora (Z) e variável produto (τZ) estão relacionadas na Tabela 3, para os 19 ambientes. Verifica-se que a amplitude de variação ambiental (τ) foi

TABELA 3. Média, variáveis independentes (τ , z e τz), quadrados médio de resíduo (QMR) e de blocos (QMB) e coeficiente de variação (CV%) para os 19 ambientes (t/ha).

| Amb. | Média | τ | z | τz | QMR | QMB | CV% |
|-------|--------|---------|------|----------|----------|----------|------|
| 1 | 5,3766 | 1,3994 | 1 | 1,3994 | 0,228000 | 0,664400 | 8,8 |
| 2 | 1,7570 | -2,2202 | 0 | -0,0000 | 0,338739 | 3,471684 | 33,1 |
| 3 | 4,3809 | 0,4037 | 1 | 0,4037 | 0,466517 | 4,234092 | 15,5 |
| 4 | 3,0257 | -0,9514 | 0 | -0,0000 | 0,210052 | 4,912260 | 15,1 |
| 5 | 6,5802 | 2,6030 | 1 | 2,6030 | 0,295100 | 1,427300 | 8,2 |
| 6 | 4,1807 | 0,2036 | 1 | 0,2036 | 0,487485 | 4,042322 | 16,7 |
| 7 | 3,2880 | -0,6891 | 0 | -0,0000 | 0,155636 | 3,423502 | 12,0 |
| 8 | 4,9667 | 0,9896 | 1 | 0,9896 | 0,314100 | 1,621400 | 11,2 |
| 9 | 2,6866 | -1,2905 | 0 | -0,0000 | 0,459321 | 3,856201 | 25,2 |
| 10 | 4,9306 | 0,9535 | 1 | 0,9535 | 0,485240 | 1,186942 | 14,1 |
| 11 | 1,5653 | -2,4118 | 0 | -0,0000 | 0,196900 | 1,457300 | 28,3 |
| 12 | 4,7305 | 0,7534 | 1 | 0,7534 | 0,242006 | 1,300976 | 10,4 |
| 13 | 3,8361 | -0,1411 | 0 | -0,0000 | 0,227100 | 1,958700 | 12,4 |
| 14 | 3,4953 | -0,4819 | 0 | -0,0000 | 0,294000 | 0,791300 | 15,5 |
| 15 | 2,6697 | -1,3074 | 0 | -0,0000 | 0,188768 | 4,300040 | 16,2 |
| 16 | 5,3518 | 1,3746 | 1 | 1,3746 | 0,380408 | 0,437408 | 11,5 |
| 17 | 3,9864 | 0,0092 | 1 | 0,0092 | 0,202725 | 7,556131 | 11,2 |
| 18 | 2,3690 | -1,6081 | 0 | -0,0000 | 0,308808 | 2,785446 | 23,4 |
| 19 | 6,3887 | 2,4116 | 1 | 2,4116 | 0,359052 | 4,733743 | 9,3 |
| Média | 3,9771 | 0,000 | 0,53 | 0,5843 | 0,307370 | 2,85060 | 15,7 |

de 5,0148 t/ha, com uma distribuição aproximadamente equidistante no decorrer do intervalo. Estas são características desejáveis (Storck 1989), incluindo-se nisto um maior número possível de ambientes. Verifica-se, também, na Tabela 3, que os coeficientes de variação (C.V.) com média de 15,7% variam entre 8,2% e 33,1%, e que os maiores C.V. ocorrem em ambientes de médias mais baixas. Os QMR's são próximos à média e, portanto, é a média baixa e não necessariamente o erro alto que resulta em C.V. grande. Com isto, excluir um experimento por ter um C.V. alto não é um critério aceitável para eliminar algum experimento da análise conjunta e de estabilidade. Além disso, é importante, para a análise de estabilidade, incluir am-

bientes com valores baixos, visando avaliar o comportamento de cada cultivar também nestes ambientes.

As estimativas dos parâmetros do modelo bi-segmentado descontínuo estão representadas na Tabela 4. Na Tabela 5 estão as médias (geral, em ambientes inferiores e em ambientes superiores) e o coeficiente de determinação para cada uma das 33 cultivares. Os testes de hipóteses indicaram significância para as cultivares 6 ($\beta_2 > 1$; $\beta_2 < 0$; $\beta_3 < 0$), 8 ($\beta_2 > 0$), 10 ($\beta_1 < 1$; $\beta_2 > 0$) e 23 ($\beta_2 > 0$). A hipótese $H_0: \sigma^2 = 0$ só não foi rejeitada para as cultivares 3, 6, 23 e 28, as quais apresentaram também os maiores coeficientes de determinação.

TABELA 4. Estimativas dos parâmetros do modelo bi-segmentado descontínuo para as 33 cultivares de milho.

| Cultivar | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ | $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ |
|----------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------------------|
| 1 | 4,4433 | 1,3137 | -0,1292 | -0,5414 | 0,07548 ⁺ |
| 2 | 4,2223 | 1,1461 | -0,1091 | 0,0894 | 0,16207 ⁺ |
| 3 | 3,9970 | 1,1024 | -0,1987 | 0,0619 | -0,00000 ⁺ |
| 4 | 4,3519 | 0,9345 | 0,2150 | -0,2061 | 0,03999 ⁺ |
| 5 | 4,3777 | 1,0968 | -0,0907 | -0,1399 | 0,03008 ⁺ |
| 6 | 4,9790 | 1,4081* | -0,4879* | -0,6260* | -0,00000 ⁺ |
| 7 | 3,3248 | 0,7764 | 0,3786 | -0,0305 | 0,10026 ⁺ |
| 8 | 3,2972 | 0,7930 | 0,5430* | -0,1018 | 0,10811 ⁺ |
| 9 | 3,3614 | 0,9403 | -0,1120 | -0,0612 | 0,03466 ⁺ |
| 10 | 3,6396 | 0,6123* | 0,6631* | 0,4106 | 0,11009 ⁺ |
| 11 | 3,8113 | 1,0415 | -0,0391 | 0,1825 | 0,10816 ⁺ |
| 12 | 4,0819 | 1,2765 | -0,2547 | -0,3104 | 0,23762 ⁺ |
| 13 | 3,8068 | 1,0642 | -0,1332 | -0,1569 | 0,37207 ⁺ |
| 14 | 3,3630 | 1,0059 | -0,1084 | 0,0244 | 0,23979 ⁺ |
| 15 | 3,7535 | 0,9741 | 0,1982 | 0,0226 | 0,06875 ⁺ |
| 16 | 3,4769 | 1,0282 | 0,0507 | -0,0527 | 0,16115 ⁺ |
| 17 | 3,9116 | 1,1110 | -0,2001 | -0,5481 | 0,09154 ⁺ |
| 18 | 4,4016 | 1,1479 | -0,0852 | -0,0073 | 0,06186 ⁺ |
| 19 | 4,5706 | 1,2298 | -0,2007 | -0,1598 | 0,12044 ⁺ |
| 20 | 4,1892 | 0,9187 | 0,0601 | 0,2842 | 0,10504 ⁺ |
| 21 | 3,8673 | 0,8617 | -0,1200 | 0,4963 | 0,22140 ⁺ |
| 22 | 4,1399 | 1,0862 | -0,2089 | 0,3552 | 0,07273 ⁺ |
| 23 | 3,7856 | 0,7673 | 0,3855* | 0,2771 | 0,02008 ⁺ |
| 24 | 3,8727 | 0,9230 | 0,0353 | 0,4852 | 0,23639 ⁺ |
| 25 | 4,0457 | 0,9722 | -0,2085 | 0,0132 | 0,07455 ⁺ |
| 26 | 3,6713 | 0,7232 | 0,1804 | 0,3197 | 0,15668 ⁺ |
| 27 | 3,6485 | 0,8654 | -0,0396 | 0,3078 | 0,03467 ⁺ |
| 28 | 3,9172 | 0,8113 | 0,2866 | 0,0247 | 0,00853 ⁺ |
| 29 | 3,9892 | 1,0844 | -0,3346 | -0,0183 | 0,04962 ⁺ |
| 30 | 4,4892 | 0,9301 | 0,0689 | -0,2146 | 0,04811 ⁺ |
| 31 | 4,3668 | 1,1487 | -0,0316 | -0,1924 | 0,18676 ⁺ |
| 32 | 4,0351 | 0,9316 | -0,1797 | 0,1797 | 0,03938 ⁺ |
| 33 | 4,0565 | 0,9737 | 0,2067 | -0,1669 | 0,27791 ⁺ |
| Média | 3,9771 | 1,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,11073 |

* = significativo ao nível $\alpha \leq 5\%$ (unilateral)

+ = significativo ao nível $\alpha \leq 1\%$

Na Fig. 1 estão representadas as equações estimadas pelo modelo bi-segmentado descontínuo para diferentes posições (segmentos) sobre uma curva de crescimento. Os ângulos dos dois segmentos e a descontinuidade entre eles auxiliam na identificação da posição relativa de uma cultivar sobre a curva de crescimento. Supõe-se, aqui, que uma cultivar ideal ou desejável se identifique com o início da curva

($\hat{\beta}_1 < 1$; $\hat{\beta}_2 > 0$; e $\hat{\beta}_3 > 0$) e com uma boa altura na curva, principalmente na primeira metade e, além disso, alto coeficiente de determinação ou variância de desvios não-significativo (ou abaixo da média).

A cultivar 10 (XL 605) é um exemplo de cultivar desejável, pois: a) em ambiente inferior, sua resposta à variação ambiental é menor que a média ($\hat{\beta}_1 < 1$), e sua média é superior à mé-

TABELA 5. Média (MD) média nos ambientes inferiores (MI), médias nos ambientes superiores (MS) e coeficiente de determinação (R%) para as cultivares de milho (t/ha).

| Cultivar | MD | MI | MS | R% |
|--------------|---------------|---------------|---------------|--------------|
| 1 | 4,0829 | 2,8229 | 5,2169 | 94,55 |
| 2 | 4,2055 | 2,8086 | 5,4628 | 92,35 |
| 3 | 3,9135 | 2,6372 | 5,0621 | 97,00 |
| 4 | 4,3691 | 3,1992 | 5,4219 | 94,89 |
| 5 | 4,2511 | 3,0248 | 5,3547 | 95,27 |
| 6 | 4,3645 | 3,2421 | 5,3746 | 96,71 |
| 7 | 3,5299 | 2,3671 | 4,5765 | 92,23 |
| 8 | 3,5609 | 2,3190 | 4,6786 | 93,11 |
| 9 | 3,2637 | 2,2016 | 4,2197 | 93,46 |
| 10 | 4,2431 | 2,8843 | 5,4660 | 93,48 |
| 11 | 3,8845 | 2,5267 | 5,1066 | 93,40 |
| 12 | 3,7697 | 2,5073 | 4,9059 | 89,33 |
| 13 | 3,6464 | 2,4941 | 4,6834 | 82,81 |
| 14 | 3,3125 | 2,1222 | 4,3837 | 87,22 |
| 15 | 3,8812 | 2,5520 | 5,0775 | 94,67 |
| 16 | 3,4788 | 2,2086 | 4,6220 | 91,28 |
| 17 | 3,5063 | 2,5412 | 4,3748 | 90,65 |
| 18 | 4,3479 | 2,9857 | 5,5740 | 95,05 |
| 19 | 4,3692 | 3,0536 | 5,5533 | 93,10 |
| 20 | 4,3739 | 3,0560 | 5,5600 | 93,00 |
| 21 | 4,0584 | 2,8044 | 5,1870 | 87,73 |
| 22 | 4,2048 | 2,8000 | 5,4691 | 94,61 |
| 23 | 4,1566 | 2,8391 | 5,3424 | 95,96 |
| 24 | 4,1487 | 2,7342 | 5,4217 | 89,90 |
| 25 | 3,9309 | 2,8466 | 4,9068 | 91,74 |
| 26 | 3,9450 | 2,7792 | 4,9942 | 89,16 |
| 27 | 3,7873 | 2,5810 | 4,8730 | 94,39 |
| 28 | 4,0977 | 2,9166 | 5,1608 | 95,72 |
| 29 | 3,7841 | 2,6516 | 4,8033 | 93,45 |
| 30 | 4,4165 | 3,3419 | 5,3837 | 93,38 |
| 31 | 4,2471 | 2,9499 | 5,4145 | 91,09 |
| 32 | 4,0247 | 2,8860 | 5,0495 | 93,66 |
| 33 | 4,0894 | 2,8554 | 5,2000 | 87,67 |
| Média | 3,9771 | 2,7436 | 5,0873 | 92,48 |

dia de todas as cultivares em ambiente inferior; b) em ambiente superior, sua resposta à variação ambiental é significativamente maior ($f_{32} > 0$), em comparação com o ambiente inferior, e a média (5,4660 t/ha) é superior à média de todas as cultivares em ambiente superior

(5,0873 t/ha); c) a descontinuidade entre os dois segmentos de reta (0,4106 t/ha), embora não significativa, é uma evidência de que a cultivar se situa no início da curva; d) além disso, os resultados da cultivar se ajustam bem ao modelo, pois apresentam um coeficiente de determi-

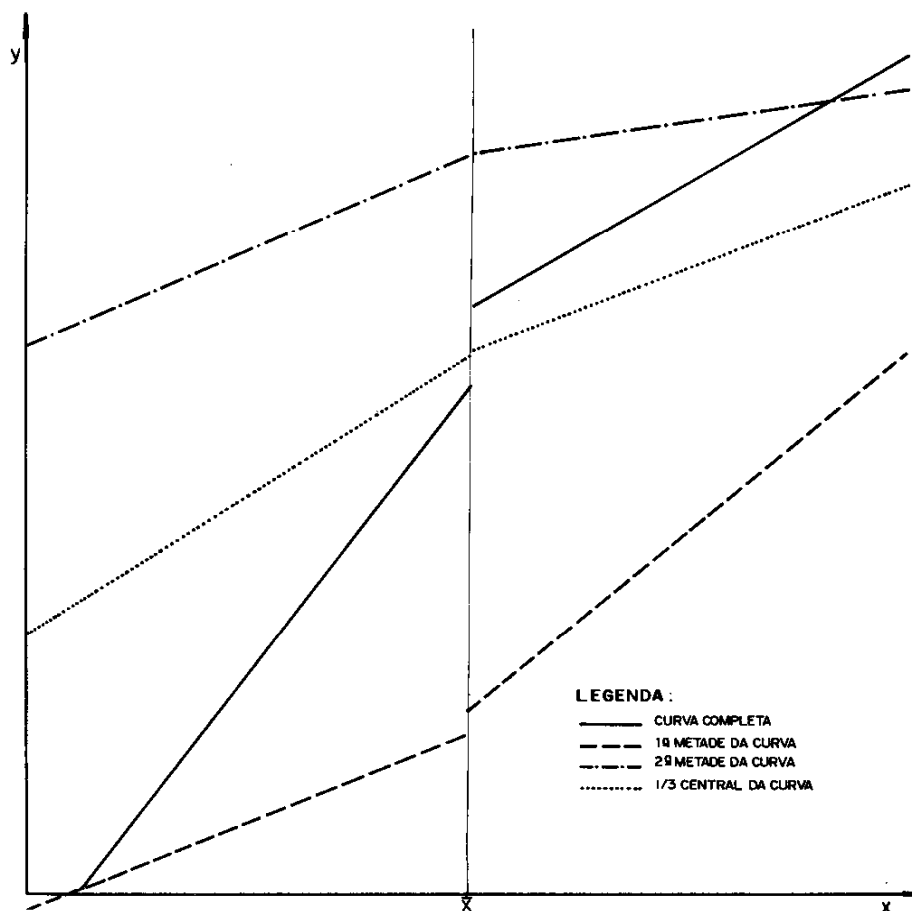


FIG. 1. Modelo bi-segmentado descontínuo ajustado para diferentes posições sobre uma curva de crescimento.

nação de 93,48%, maior que a média de todas as cultivares (92,48%) e, a variância dos desvios (0,11009), embora significativa, é semelhante à média geral (0,11073).

A cultivar 13 (B 670) é um exemplo de cultivar indesejável, pois: a) se identifica com a parte final da curva; b) apresenta médias em ambientes inferiores e superiores baixas; c) apresenta variância dos desvios (0,3720) acima da média (0,11073).

Assim, continuando-se com uma avaliação simultânea das estimativas dos parâmetros do modelo e das médias (em ambientes inferiores, em ambientes superiores e no geral) de cada

cultivar, pode-se chegar a uma discriminação satisfatória. A discriminação será feita entre cultivares ideotípicas e demais (para selecionar as melhores), ou entre cultivares atípicas e demais (para descartar as piores).

Para uma discriminação das cultivares ideotípicas, temos, por exemplo, aproximadamente, em ordem de classificação, as cultivares: 10 (XL 605), 23 (S.342-A), 4 (AG.6611), 28 (C.408-A), e mais baixos ainda: 5 (AG.6613), 18 (P.3210), 20 (P.3216) e 30 (C.484-A).

Uma discriminação das cultivares mais atípicas (indesejáveis) resulta em, por exemplo, aproximadamente, em ordem: 12 (XL.678-C),

13 (B.670), 25 (S.465), 29 (C.484), 17 (OC.743), 9 (A.1340), 14 (CONTI.133) e 16 (OC.742).

AGRADECIMENTOS

Aos pesquisadores Miguel Bresolin e Luiz Carlos M. da Silva, do Instituto de Pesquisas Agronômicas da Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Rio Grande do Sul, pelo fornecimento dos dados analisados neste trabalho.

REFERÊNCIAS

CRUZ, C.D.; TORRES, R.A.A.; VENCovsky, R. An alternative approach to the stability analysis proposed by Silva and Barreto. *Revista Brasileira de Genética*, v.12, n.3, p.567-580, 1989.

EBERHART, S.A.; RUSSELL, W.A. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, 6, p.36-40, 1966.

FINLAY, K.W.; WILKINSON, G.N. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. *Australian Journal of Agricultural Research*, v.14, p.742-754, 1963.

PIMENTEL-GOMES, F. *Curso de Estatística Experimental*. 11. ed. São Paulo: Livraria-Nobel, 1985. 466p.

STORCK, L. *Modelo de regressão bi-segmentado descontínuo com erros de medida aplicado na análise de estabilidade de cultivares*. Piracicaba: ESALQ, 1989. 217p. Tese de Doutorado.

VERMA, M.M.; CHAHAL, G.S.; MURTY, B.R. Limitations of conventional regression analysis, a proposed modification. *Theoretical and Applied Genetics*, v.53, p.89-91, 1978.