

CLASSIFICAÇÕES AMBIENTAIS PARA CONTROLAR A INTERAÇÃO GENÓTIPO X AMBIENTE COM APLICAÇÃO À CULTURA DO TRIGO NO RIO GRANDE DO SUL¹

ENEDINO CORRÊA DA SILVA²

RESUMO - A presença de interação genótipo x ambiente é o ponto crítico em pesquisas de melhoramento genético de plantas cultivadas como trigo (*Triticum aestivum* L.), e a regionalização é uma das abordagens de caráter prático utilizadas para o seu controle. O estudo da natureza das interações cultivar x ambiente indicou alguma vantagem na separação dos locais nas três regiões da atual regionalização do Estado; mostrou, também, que as estimativas do componente de variância, σ_{CL}^2 , a partir dos dados de um único ano, são tendenciosas, em virtude da presença significativa das interações cultivar x ano e cultivar x local x ano. Assim, os métodos de análise de conglomerados e de análise de componentes principais não apresentam consistência na classificação dos locais entre os anos estudados; o método de análise de variáveis canônicas é aquele que melhor se adapta ao presente caso. Os resultados mostram que os locais das atuais regiões II, III e IV se comportam como uma única região no estado, para a cultura do trigo.

Termos para indexação: melhoramento de plantas, regionalização.

CLASSIFICATION OF ENVIRONMENTS TO CONTROL GENOTYPES BY ENVIRONMENT INTERACTION WITH APPLICATION TO WHEAT IN RIO GRANDE DO SUL

ABSTRACT - The presence of genotype x environment interaction is the critical point in genetic improvement of cultivated plants, as wheat (*Triticum aestivum* L.) and regionalization is one of practical approaches used for its control. The nature of cultivar x environments interaction shows some advantages in separating locals in the three regions actually existent in the State, showing also biasedness in σ_{CL}^2 estimates when data from one year is used, due to presence of cultivar x year and cultivar x local x year interactions. Clustering and principal components methods showed no consistency in locals classification during the period of years considered. Canonical variates method was considered the best appropriate for the present case. Results derived from data showed that II, III and IV regions did not differ significantly, being considered just one region.

Index terms: plant breeding, regionalization.

INTRODUÇÃO

Vários métodos têm sido propostos para a análise estatística de interações em geral e de interações genótipo x ambiente em particular. É necessário primeiro saber se a interação está presente e, então, considerar sua importância e efeito no trabalho subsequente.

Entre os métodos propostos para o estudo das interações genótipo x ambiente, segundo um enfoque mais direto, existem uns voltados para a definição de "regiões de adaptação", ou seja, para re-

gionalização de locais, e outros para o estudo da estabilidade de cultivares. Destas duas estratégias, a primeira poderá ser de grande utilidade para controle da interação cultivar x local, que está associada às variações ambientais predizíveis. A eficiência da regionalização, quando realizada dentro de cada ano em estudo, será tanto maior quanto mais alta for a proporção das interações cultivar x ambiente que seja devida a local. Uma regionalização que leve em consideração as variações ambientais predizíveis e não-predizíveis, ou seja, que considere as flutuações de ano para ano nos efeitos da interação cultivar x local, ainda foi pouco pesquisada.

O modelo matemático para descrever o fenótipo resultante de um genótipo, quando sujeito a um dado ambiente, é apresentado, em sua forma mais geral, como segue:

$$Y_{ij} = \mu + G_i + A_j + (GA)_{ij} \quad (1)$$

¹ Aceito para publicação em 17 de fevereiro de 1982. Parte da tese apresentada pelo autor para obtenção do grau de Doutor em Agronomia, área de Estatística e Experimentação Agrônoma, na Universidade de São Paulo.

² Eng^o Agr^o, M.Sc., Dr., Departamento de Métodos Quantitativos (DMQ) - EMBRAPA, Supercenter Venâncio 2000, 7^o andar, sala 722, CEP 70333 - Brasília, DF.

onde Y_{ij} é a resposta esperada do i -ésimo genótipo do j -ésimo ambiente, expresso em termos de uma média geral da população, μ ; efeito do i -ésimo genótipo, G_i ; efeito do j -ésimo ambiente, A_j ; e efeito da interação genótipo x ambiente para o i -ésimo genótipo no j -ésimo ambiente, $(GA)_{ij}$.

Assim, componentes de variância podem ser usados para separar os efeitos de genótipos, ambientes e sua interação, proporcionando um conhecimento da natureza das interações cultivar x ambiente.

O estudo de regionalização de locais é realizado, comparando três métodos multivariados, os quais procuram agrupá-los de acordo com a similaridade de seus padrões de interação cultivar x local.

O primeiro é o método de Análise de Conglomerados, o qual utiliza, como medida de similaridade, um coeficiente de distância. O segundo é o método de componentes principais, o qual visa condensar, em seus primeiros eixos, a variabilidade existente. Esses dois métodos classificam os locais dentro de cada ano em estudo. O terceiro é o método de variáveis canônicas, o qual leva em consideração as flutuações de ano para ano nos efeitos da interação cultivar x local.

O propósito do presente trabalho é, através da metodologia exposta, verificar a adequação da regionalização existente e oferecer subsídios para o seu aprimoramento.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados são parte dos resultados do Ensaio Sul-Brasileiro de Cultivares de Trigo Precoce A (ESBCTP) nos anos agrícolas de 1975, 1976 e 1977, efetuado sob a coordenação do Centro Nacional de Pesquisa de Trigo, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA.

Neste ensaio, o território do Estado do Rio Grande do Sul é dividido em nove regiões tritícolas (Mota et al. 1974). No presente trabalho, consideram-se apenas as regiões II, III e IV, as mais produtoras do estado (Fig. 1).

No ano de 1975, 31 cultivares foram utilizadas em cada um dos oito locais das regiões II, III e IV, todas comuns a todos os locais. No ano de 1976, 28 cultivares foram utilizadas em cada um dos oito locais, sendo todas comuns a todos os locais. No ano de 1977, 20 cultivares foram utilizadas em cada um dos sete locais, todas comuns a todos os locais. O delineamento experimental usado foi de blocos casualizados, com três repetições.

A Tabela 1 apresenta a relação dos locais onde foram instalados os experimentos do Ensaio Sul-Brasileiro de

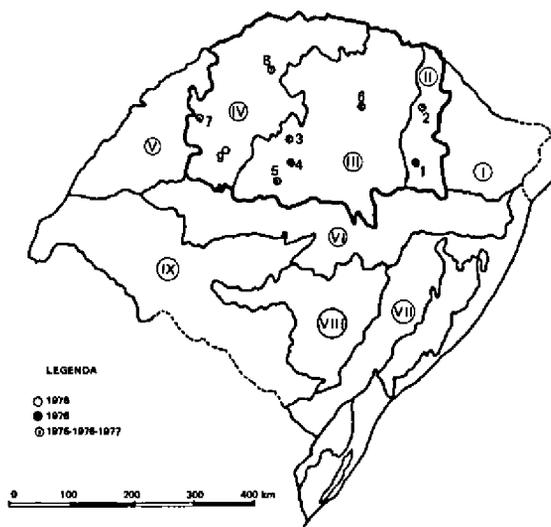


FIG. 1. Distribuição dos experimentos do ESBCTP nas três regiões tritícolas mais produtoras do Rio Grande do Sul, nos anos de 1975, 1976 e 1977.

TABELA 1. Locais dos experimentos do ESBCTP nos anos de 1975, 1976 e 1977, nas regiões II, III e IV.

Região	Nº	Local	Ano		
			1975	1976	1977
II	1	Veranópolis	X	X	X
	2	Lagoa Vermelha	X	X	X
III	3	Cruz Alta	X	X	X
	4	Espumoso		X	
	5	Júlio de Castilhos	X	X	X
	6	Passo Fundo	X	X	X
IV	7	São Luiz Gonzaga	X	X	X
	8	Santo Augusto	X	X	X
	9	Santo Ângelo	X		

Cultivares de Tipo Precoce A, em cada uma das três regiões, nos anos de 1975, 1976 e 1977.

Cada parcela foi constituída de cinco fileiras de 5 m de comprimento, espaçadas de 0,2 m, sendo tomadas apenas as três fileiras centrais como úteis.

A densidade de sementeira foi de 300 sementes aptas por m^2 . As recomendações para adubação de solo ficaram a critério do órgão executor, de acordo com as exigências da área escolhida.

Os ensaios foram tratados somente com inseticidas, não se utilizando tratamento com fungicidas. A variável resposta escolhida para este trabalho foi peso dos grãos, em kg/ha.

Estimativas de componentes de variância. Observações de experimentos repetidos sobre anos e locais, com estes agrupados em regiões, podem ser descritas pelo modelo

$$Y_{ijmk}(r) = \mu + A_m + R_r + (AR)_{mr} + L_{k(r)} + (AL)_{mk(r)} + B_{jmk(r)} + C_i + (CA)_{im} + (CR)_{ir} + (CAR)_{imr} + (CL)_{ik(r)} + (CAL)_{imk(r)} + e_{ijmk(r)}$$

onde:

$Y_{ijmk(r)}$ = resposta da *i*-ésima cultivar na *j*-ésima repetição no *m*-ésimo ano do *k*-ésimo local dentro da *r*-ésima região;

μ = média geral;

A_m = efeito do *m*-ésimo ano, $m = 1, \dots, a$;

R_r = efeito da *r*-ésima região, $r = 1, \dots, g$;

$L_{k(r)}$ = efeito do *k*-ésimo local dentro da *r*-ésima região, $k = 1, \dots, \ell_r$;

$B_{jmk(r)}$ = efeito da *j*-ésima repetição no *k*-ésimo local dentro da *r*-ésima região no *m*-ésimo ano, $j = 1, \dots, d_{mk(r)}$;

C_i = efeito da *i*-ésima cultivar, $i = 1, \dots, v$;

$e_{ijmk(r)}$ = erro aleatório em $Y_{ijmk(r)}$.

Os efeitos representados por combinações de letras maiúsculas são interações entre os respectivos fatores que elas designam. Com exceção dos efeitos de cultivar e região, todos os demais são considerados aleatórios, sendo $(CR)_{ir}$ por definição.

Inicialmente, é efetuada a análise individual de cada experimento, com o objetivo de obter a estimativa da variância do erro de cada um. Ulteriormente, análises de variância são efetuadas sobre ambientes combinados de quatro modos:

- análises conjuntas dos locais dentro de cada ano em cada região da atual regionalização (II, III e IV);
- análises conjuntas de locais dentro de regiões, para cada ano;
- análises conjuntas de todos os locais em cada ano, ignorando regiões;
- análise conjunta de locais e anos, ignorando regiões.

As análises são realizadas segundo esquema de análise de variância apropriada (Cochran & Cox 1957, Kempthorne 1975).

A análise conjunta de locais e anos, ignorando regiões, utiliza apenas as cinco cultivares e os sete locais, comuns aos três anos.

Estimativas de σ_e^2 , θ_C^2 , θ_{CR}^2 , $\sigma_{CL(R)}^2$, σ_{CL}^2 e σ_{CLA}^2 são obtidas para as diversas análises conjuntas efetuadas. As estimativas desses componentes de variância são obtidas igualando-se os quadrados médios das fontes de variação aos correspondentes valores esperados e resolvendo-se o sistema para os componentes de variância. Comparações entre estas estimativas indicam a importância relativa dos diferentes componentes de interação e oferecem informações sobre a natureza das interações cultivar x ambiente.

Similaridade e classificação. Valores estimados do efeito da interação cultivar x local são obtidos, para cada ano, a partir da análise conjunta 3, provenientes da expressão

$$(\hat{CL})_{ik} = Y_{ik} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.k} + \bar{Y}_{..}$$

$$\sum_{i=1}^v (\hat{CL})_{ik} = 0 \quad \cdot \quad \sum_{k=1}^{\ell} (\hat{CL})_{ik} = 0$$

Estes valores podem ser dispostos em matrizes de dimensão $\ell \times v$, onde v é o número de cultivares comuns aos ℓ locais.

Para medir as similaridades entre locais, cada local é representado por um vetor de valores estimados da interação cultivar x local, constituindo o conjunto desses vetores a matriz de valores estimados do efeito da interação cultivar x local, referenciada anteriormente. Uma linha típica desta matriz tem a forma

$$L_k = (\hat{CL})_{1k}, (\hat{CL})_{2k}, \dots, (\hat{CL})_{vk} \quad (2)$$

Análise de conglomerados. A medida de similaridade entre quaisquer dois pontos (entidades) k, k' , é definida como a distância média entre estes pontos em um espaço de v dimensões, tendo como expressão

$$d_{kk'}^2 = \Delta_{kk'}^2 / v$$

onde,

$$\Delta_{kk'}^2 = \left\{ \sum_{i=1}^v \left[(\hat{CL})_{ik} - (\hat{CL})_{ik'} \right]^2 \right\}^{1/2}$$

Esta medida $\Delta_{kk'}$ foi primeiramente definida para classificação numérica por Sokal (1961). Contudo, o uso de distância como uma medida de similaridade taxonômica é apresentado por Mahalanobis (1936), introduzindo conceito de distância generalizada. Estas distâncias são computadas para todos os possíveis pares de locais, para cada uma das matrizes de interação cultivar x local correspondentes às análises de interesse.

Adota-se como procedimento de conglomeração um método de grupo dos aglomerativos, seqüenciais, hierárquicos, sem superposição, que foi empregado por Abou-El-Fittouh et al. (1969), e que são os mais freqüentemente empregados para classificação numérica de material biológico (Sneath & Sokal 1973).

O método trabalha sobre a matriz de similaridades e aglomera, em seu primeiro estágio, as duas entidades mais

similares (de menor distância média). A distância deste novo caso aos demais pode ser obtida pela estratégia combinatorial de Lance e Williams (Sneath & Sokal 1973), sendo que o processo continua até que todos os casos estejam em um único grupo. As saídas das análises são feitas em dendogramas, utilizando como escala o coeficiente de distância correspondente aos grupos formados em cada ciclo do processo.

Análise de componentes principais. O objetivo deste método é produzir uma série de variáveis hipotéticas linearmente transformadas, denominadas "componentes principais" das variáveis originais. As novas variáveis são mutuamente independentes e podem, então, ser consideradas separadamente. Elas têm uma ordem decrescente de variabilidade tal que somente os primeiros componentes podem ser necessários para condensar a informação contida nas variáveis originais. Os detalhes desse método foram descritos por Seal (1964) e Morrison (1976), e somente um resumo é apresentado. A transformação linear requerida para computar os componentes principais pode ser escrita como:

$$y = xA$$

onde y é o vetor ($1 \times v$) dos v componentes principais de um dado local, x é o vetor ($1 \times v$) dos efeitos da interação para as v cultivares nesse local, como visto em (2), e A é a matriz ($v \times v$) dos coeficientes, usada na transformação, tal que $AA' = I = A'A$.

A matriz de variâncias e covariâncias das variáveis transformadas é dada por $Z = A'SA$, onde S é a matriz de variâncias e covariâncias das cultivares. A matriz Z é uma matriz diagonal, uma vez que as variáveis transformadas não são correlacionadas e os elementos da diagonal $\lambda_1, \dots, \lambda_v$ podem ser determinados como as raízes da equação $S - \lambda I = 0$.

Uma vez que os autovalores tenham sido calculados, os elementos de $A = [a_1, \dots, a_v]$, onde o autovetor a_i é um vetor coluna de v componentes, $i = 1, \dots, v$, podem ser gerados como soluções das equações.

$$(S - \lambda_i I) a_i = 0 \quad , \quad (i = 1, \dots, v)$$

com a restrição de que $a_i' a_i = 1$.

Pós-multiplicando a matriz ($\ell \times v$) dos efeitos da interação cultivar \times local por A , tem-se o conjunto dos componentes principais. O i -ésimo componente tem uma variância igual a λ_i e corresponde a uma proporção W_i da variabilidade total presente na matriz S , onde

$$W_i = \lambda_i / \sum_{i=1}^v \lambda_i$$

Se W_1 apresentar uma variabilidade apreciável ($W_1 \geq 0,80$), os locais podem ser ordenados com base no primeiro componente. Se $W_1 + W_2$ for igual ou maior que 0,80, os dois

primeiros componentes podem ser representados por dois eixos de coordenadas e seus elementos podem ser usados como coordenadas ao colocar no gráfico os pontos para os diferentes locais, identificando possíveis conglomerados.

Análise de variáveis canônicas. Neste método cada local é representado por um ponto em um espaço de t dimensões, definido por

$$L_k = \left[(\bar{C}L)_{1k}, (\bar{C}L)_{2k}, \dots, (\bar{C}L)_{tk} \right] \quad (3)$$

onde t é o número de cultivares comuns aos anos em estudo.

O objetivo de uma análise de variáveis canônicas é, à semelhança da análise de componentes principais, condensar, nos primeiros eixos, a maior parte da variabilidade existente nas t dimensões, eixos esses definidos pelos autovetores, de tal modo que a configuração espacial dos pontos possa ser realmente representada.

Se, no modelo geral, Y_{imk} é a resposta média (sobre repetições) da i -ésima cultivar no m -ésimo ano e no k -ésimo local, então $\bar{Y}_{.mk}$ é a média (sobre cultivares) para cada um dos n ambientes, e a expressão seguinte será verdadeira:

$$Y_{imk} - \bar{Y}_{.mk} = \bar{C}_i + (\bar{C}L)_{ik} + (\bar{C}A)_{im} + (\bar{C}AL)_{imk} \quad (4)$$

onde \bar{C}_i é o efeito estimado da i -ésima cultivar e os componentes restantes são estimativas dos efeitos das interações de primeira e segunda ordem com locais e anos.

A transformação dos dados como em (4) permite a construção de duas matrizes de variâncias e covariâncias, de dimensões $t \times t$, denominadas: uma matriz H para a interação cultivar \times local e uma matriz E para a interação cultivar \times local \times ano. Os autovetores p_i ($i = 1, \dots, t$) são, então, gerados como soluções das equações (Seal 1964).

$$(HE^{-1} - \phi_i I) p_i = 0$$

onde ϕ_i é o i -ésimo autovalor da matriz HE^{-1} . Esses autovalores são extraídos em uma ordem decrescente de magnitude. Os autovetores correspondentes são, então, usados na maneira usual para transformar as coordenadas (3) de cada local em novas coordenadas, conhecidas como variáveis canônicas.

Uma vez que a primeira variável canônica representa um eixo inclinado na direção da maior variabilidade entre locais e a segunda é um eixo perpendicular ao primeiro e representa a próxima maior variabilidade, e assim sucessivamente, somente as primeiras variáveis canônicas serão de importância prática, e o método pode constituir-se num critério de classificação.

Análises de variância das primeiras variáveis canônicas são realizadas e o efeito de locais é testado, com o objetivo de identificar possíveis agrupamentos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Estimativas de componentes de variância. As estimativas do componente de variância, σ_{CL}^2 , obtidas a partir das análises de variância conjuntas para cada uma das regiões II, III e IV, nos três anos, são significativas para todas as combinações de regiões e anos.

As estimativas dos componentes de variância obtidas a partir das análises de variância conjuntas das regiões II, III e IV, dentro de cada ano, são apresentadas na Tabela 2. Essas estimativas possibilitam o estudo da magnitude relativa dos componentes de variância de cultivar e da interação cultivar x região e cultivar x local dentro de região, na atual regionalização.

As estimativas de componentes de variância,

TABELA 2. Estimativas de θ_C^2 , θ_{CR}^2 , $\sigma_{CL(R)}^2$ e σ_e^2 das análises conjuntas de todos os locais das regiões II, III e IV, dentro de cada ano.

Ano	Componente estimado	Estimativa
1975	θ_C^2	18.930**
	θ_{CR}^2	6.934*
	$\sigma_{CL(R)}^2$	10.665*
	σ_e^2	40.927
1976	σ_C^2	35.078**
	σ_{CR}^2	15.378**
	$\sigma_{CL(R)}^2$	28.527**
	σ_e^2	54.757
1977	θ_C^2	43.743**
	θ_{CR}^2	4.175 ns
	$\theta_{CL(R)}^2$	13.952**
	θ_e^2	17.976

ns = não significativo

* = significativo ao nível de 5% de probabilidade.

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade.

TABELA 3. Estimativas de θ_C^2 , σ_L^2 , σ_{CL}^2 e σ_e^2 das análises conjuntas de todos os locais das regiões II, III e IV, dentro de cada ano.

Ano	Componente estimado	Estimativa
1975	θ_C^2	18.269**
	σ_L^2	303.199**
	σ_{CL}^2	15.948**
	σ_e^2	40.927
1976	θ_C^2	33.614**
	σ_L^2	96.527**
	σ_{CL}^2	40.240**
	σ_e^2	54.757
1977	θ_C^2	43.279**
	σ_L^2	58.632**
	σ_{CL}^2	17.199**
	σ_e^2	17.976

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade.

obtidas a partir das análises de variância conjuntas de todos os locais, em cada ano, ignorando região, são apresentadas na Tabela 3.

Estas estimativas indicam que a atual regionalização tem alguma eficiência quando se comparam em cada ano, as estimativas dos componentes de variância da interação cultivar x local com o correspondente componente de variância dentro de região da análise anteriormente referenciada (Tabela 2).

A variância de uma média de cultivar em um certo ano é dada por $\frac{\sigma_e^2}{r\ell} + \frac{\sigma_{CL}^2}{\ell}$, onde r é o número de repetições por local e ℓ , o número de locais de teste. A proporção dessa variância, devida a σ_{CL}^2/ℓ pode ser expressa como $p = \frac{rh}{1+rh}$, onde

$h = \frac{\sigma_{CL}^2}{\sigma_e^2}$. As estimativas de P são 0,54, 0,69 e 0,74,

respectivamente, para os anos de 1975, 1976 e 1977.

As estimativas dos componentes de variância, obtidas a partir da análise de variância conjunta de locais e anos, ignorando regiões, são apresentadas na Tabela 4.

Em testes repetidos sobre anos e locais, a proporção da variância de uma média de cultivar atribuível a σ_{CL}^2 pode ser expressa como

$$P' = \frac{rah_1}{1 + rah_1 + rh_2 + r\ell h_3}$$

onde r é o número de repetições, a o número de anos e ℓ o número de locais e

$$h_1 = \frac{\sigma_{CL}^2}{\sigma_e^2}, \quad h_2 = \frac{\sigma_{CLA}^2}{\sigma_e^2}, \quad h_3 = \frac{\sigma_{CA}^2}{\sigma_e^2}$$

A estimativa de P' é 0,01 e as grandes diferenças entre P e P' refletem a elevada tendenciosidade devida a σ_{CLA}^2 na estimativa de σ_{CL}^2 das análises conjuntas de todos os locais das regiões II, III e IV, dentro de cada ano.

TABELA 4. Estimativas de θ_C^2 , σ_{CL}^2 , σ_{CA}^2 , σ_{CLA}^2 e σ_e^2 das análises conjuntas de locais e anos, ignorando regiões.

Componente estimado	Estimativa
θ_C^2	50.442**
σ_{CL}^2	605 ns
σ_{CA}^2	22.569**
σ_{CLA}^2	20.098**
σ_e^2	42.989

ns = não significativo.

** = significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Classificação dos locais

Análise de conglomerados. As relações entre os locais, resultantes da aplicação do método de análise de conglomeração, utilizando todas as cultivares ensaiadas, aplicado sobre todos os locais das regiões II, III e IV, em cada um dos anos em estudo, são representadas por meio de dendogramas. As Fig. 2, 3 e 4 apresentam os dendogramas relativos a cada ano analisado. Os locais são identificados pela numeração indicada na Tabela 1.

Observando-se os dendogramas das Fig. 2, 3 e 4, verifica-se pouca consistência na classificação dos locais entre os anos analisados.

As relações entre os locais, considerando apenas as cinco cultivares comuns aos três anos em estudo, são apresentadas nos dendogramas das Fig. 5, 6 e 7.

Verifica-se, observando os dendogramas das Fig. 5, 6 e 7, que permanece a pouca consistência na classificação dos locais entre os anos estudados. Isto é decorrência da presença significativa da inte-

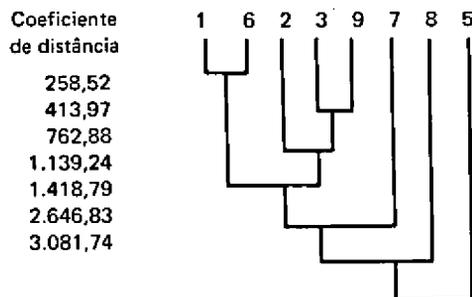


FIG. 2. Ano de 1975 (31 cultivares).

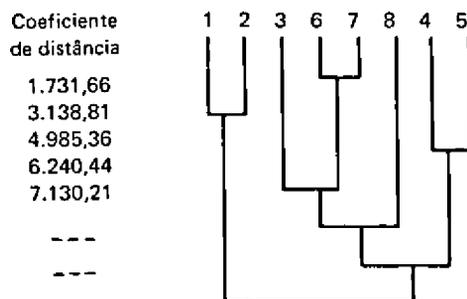


FIG. 3. Ano de 1976 (28 cultivares).

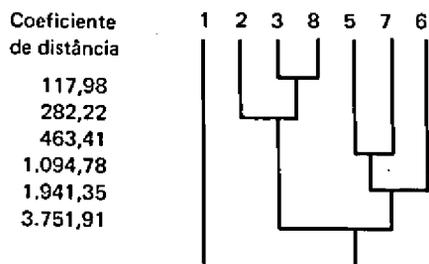


FIG. 4. Ano de 1977 (20 cultivares).

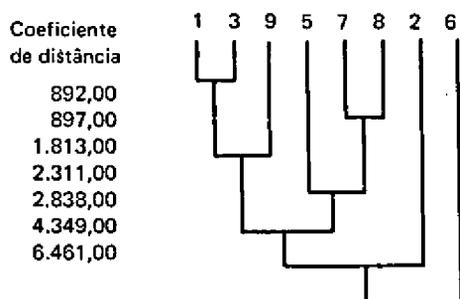


FIG. 5. Ano de 1975 (cinco cultivares).

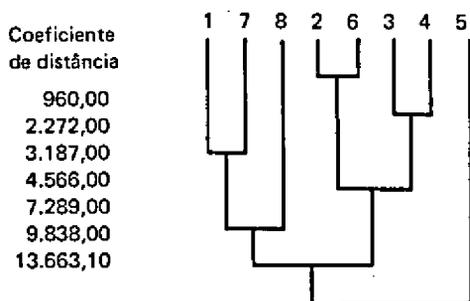


FIG. 6. Ano de 1976 (cinco cultivares).

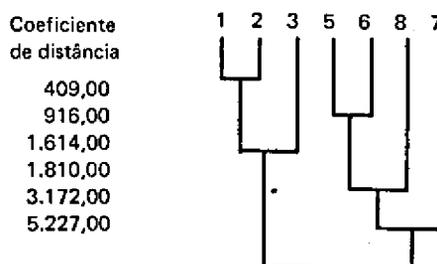


FIG. 7. Ano de 1977 (cinco cultivares).

ração cultivar x local x ano, apresentada na Tabela 4.

Análise de componentes principais. O resultado da análise de componentes principais, considerando todas as cultivares ensaiadas, dentro de cada ano em estudo, é apresentado na Tabela 5.

Verifica-se, pela Tabela 5, que a variabilidade apresenta-se bastante diluída nos primeiros eixos, não se podendo ordenar os locais através de coordenadas em um gráfico, com o objetivo de identificar possíveis conglomerados.

O resultado da análise de componentes principais, considerando apenas as cinco cultivares comuns, dentro de cada ano em estudo, é apresentado na Tabela 6.

Pós-multiplicando a matriz ($k \times v$) dos efeitos da interação cultivar x local pelos vetores a_1 e a_2 (Tabela 6) obtêm-se as coordenadas para os diferentes locais. As Fig. 8, 9 e 10 apresentam graficamente os pontos para os diferentes locais, os quais são identificados pela numeração indicada na Tabela 1.

Comparando-se as Fig. 5 e 8, 6 e 9, 7 e 10, constata-se uma boa concordância entre os méto-

TABELA 5. Valores de λ e a percentagem de variabilidade acumulada (W) nos anos de 1975, 1976 e 1977.

Ano		1	2	3	4	5	6	7	8	...	v
1975	λ	8,00	5,26	4,83	3,97	3,69	2,87	2,38	0,00	...	0,00
	W (%)	25,81	42,79	58,37	71,16	83,06	92,32	100,00	100,00	...	100,00
1976	λ	7,26	5,79	4,87	3,87	2,80	2,23	1,19	0,00	...	0,00
	W (%)	25,91	46,58	63,97	77,80	87,80	95,75	100,00	100,00	...	100,00
1977	λ	5,34	5,25	3,45	2,74	2,02	1,20	0,00	0,00	...	0,00
	W (%)	26,71	52,96	70,23	83,92	94,02	100,00	100,00	100,00	...	100,00

dos de análise de conglomeração e de análise de componentes principais, sendo que alguma discordância é devida à supressão do terceiro e quarto componente principal.

Análise de variáveis canônicas. Da variação entre locais, 82% estão representados pelos dois primeiros autovalores. Um exame dos elementos de seus autovetores correspondentes (Tabela 7) revela que a maior parte da variabilidade no primeiro autovetor é devida ao contraste nos diferentes locais da cultivar IAS 54 contra Jacuí, Maringá, PAT 24 e PF 7158. O segundo autovetor não revela nenhum contraste apreciável entre cultivares.

Análises de variância das primeiras variáveis canônicas não revelam diferença significativa entre locais. Valores da variável canônica para cada local são colocados em um gráfico no primeiro e segundo eixo canônico (Fig. 11).

Dentre a amostra de nove locais nas regiões II, III e IV, embora exista uma grande e significativa interação cultivar x local, em nenhum local ela foi consistente de ano para ano. Assim, embora essa interação estivesse presente em cada um dos anos estudados, ela foi grandemente absorvida pela interação cultivar x local x ano, em uma análise combinada sobre todos os anos. Isto confirma o resultado da análise de variância conjunta de locais e anos, ignorando regiões (Tabela 4), e a pouca consistência da interação cultivar x local entre os anos

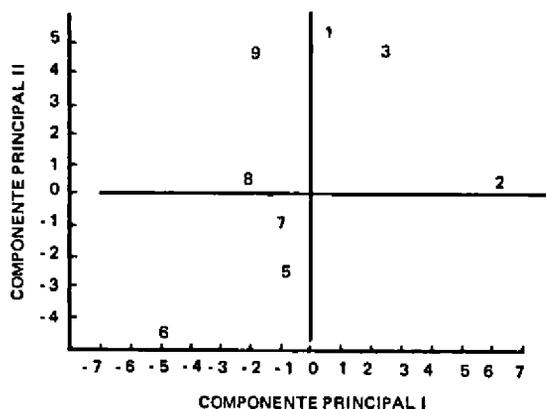


FIG. 8. Distribuição dos oito locais nos dois primeiros componentes principais (1975).

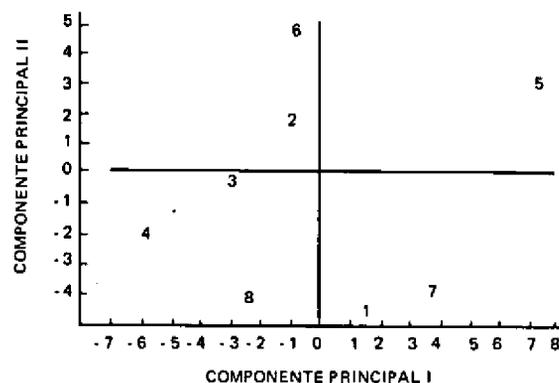


FIG. 9. Distribuição dos oito locais nos dois primeiros componentes principais (1976).

TABELA 6. Valores de λ e a percentagem de variabilidade acumulada (W), nos anos de 1975, 1976 e 1977, e os autovetores correspondentes aos dois primeiros componentes principais (a_1 e a_2).

Ano		1	2	3	4	5
1975	λ	3,83	2,66	1,17	0,35	0,00
	W (%)	47,81	81,02	95,63	100,00	100,00
	a_1	0,217	0,193	0,649	- 0,239	- 0,661
	a_2	0,672	0,152	0,003	- 0,720	0,086
1976	λ	3,86	2,61	1,31	0,22	0,00
	W (%)	48,25	80,87	97,24	100,00	100,00
	a_1	0,531	0,116	0,382	- 0,275	- 0,695
	a_2	0,129	0,758	- 0,355	- 0,531	0,042
1977	λ	3,41	2,34	1,13	0,12	0,00
	W (%)	48,71	82,14	98,28	100,00	100,00
	a_1	0,211	0,393	0,622	0,104	- 0,635
	a_2	0,624	0,065	- 0,031	- 0,773	0,089

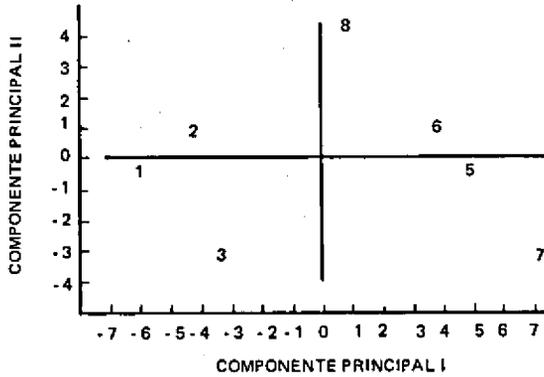


FIG. 10. Distribuição dos sete locais nos dois primeiros componentes principais (1977).

TABELA 7. Primeiros dois autovetores gerados pela análise de variáveis canônicas.

Cultivar	Vetor I (p_1)	Vetor II (p_2)
IAS 54	0,3041	1,3380
Jacuí	-0,3013	1,3383
Maringá	-0,3031	1,3382
PAT 24	-0,3019	1,3379
PF 7158	-0,3034	1,3395
Autovalor (ϕ)	3,5198	1,1859
Porcentagem da variabilidade total	62%	20%

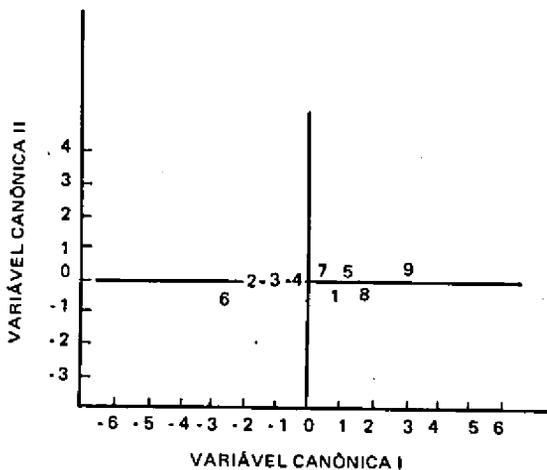


FIG. 11. Distribuição dos nove locais nas duas primeiras dimensões canônicas.

estudados é confirmada na análise de conglomeração e análise de componentes principais.

A similaridade da distribuição dos locais nos dois eixos canônicos e o resultado das análises de variância das primeiras variáveis canônicas sugerem que os locais das atuais regiões II, III e IV constituem uma única região no estado, para a cultura do trigo, levando-se em conta as cinco cultivares estudadas.

CONCLUSÕES

Com base nos resultados e discussão, podem ser tiradas, para as classificações ambientais baseadas na interação genótipo x ambiente com aplicação à cultura do trigo no Rio Grande do Sul, as seguintes conclusões:

1. O estudo da natureza das interações cultivar x ambiente, através dos componentes de variância, indica alguma vantagem na separação dos locais nas três regiões da atual regionalização do estado. Isto se verifica nas análises regionais realizadas dentro de cada ano em estudo.

2. Este mesmo estudo mostra também que as estimativas de σ_{CL}^2 , a partir de dados de um único ano, são tendenciosas, devido à presença significativa das interações cultivar x ano e cultivar x local x ano.

3. Em vista disto, os métodos de análise de conglomeração e de análise de componentes principais, embora apresentem boa concordância entre si, não apresentam consistência na classificação dos locais entre os anos estudados.

4. O método de análise de variáveis canônicas é aquele que melhor se adapta ao caso em estudo, e os seus resultados indicam que os locais das atuais regiões II, III e IV se comportam como uma única região no estado, para as cinco cultivares consideradas.

REFERÊNCIAS

- ABOU-EL-FITTOUH, H.; RAWLINGS, J.O. & MILLER, P.A. Classifications of environments to control genotypes by environment interaction with application to Cotton. *Crop Sci.*, Madison, 9:135-40, 1969.
- COCHRAN, W.G. & COX, G.M. *Experimental designs*. 2.ed. New York, John Wiley, 1957. 611p.
- KEMPTHORNE, O. *The design and analysis of experiments*. New York, Robert E.K. Publishing, 1975. 641p.

- MAHALANOBIS, P.C. On the generalized distance in statistics. Proc. Nat. Inst. Sci., India, 12:49-55, 1936.
- MORRISON, D.F. Multivariate statistical methods. 2ed., New York, McGraw-Hill, 1976. 415p.
- MOTA, F.S.; BEIRSDORF, M.I.C.; COSTA, M.J.C.; MOTTA, W.A. & WESTPHALEN, S.L. Zoneamento agroclimático do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Pelotas, Inst. de Pesq. Agropec. do Sul e Secr. da Agric., 1974. 121p.
- SEAL, H.L. Multivariate statistical analysis for biologists. Londres, Methuen, 1964. 209p.
- SNEATH, P.H.A. & SOKAL, R.R. Principles of numerical taxonomy. San Francisco, W.H. Freeman, 1973. 573p.
- SOKAL, R.R. Distance as a measure of taxonomy similarity. Sist. Zool., 10:70-9, 1961.