**CLASSIFICAÇÕES AMBIENTAIS PARA CONTROLAR A
INTERAÇÃO GENÓTIPO x AMBIENTE COM APLICAÇÃO À
CULTURA DO TRIGO (*Triticum aestivum* L.) NO RIO GRANDE
DO SUL**

ENEDINO CORRÊA DA SILVA

Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. ROBERTO SIMIONATO MORAES

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

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Maio, 1981

A meu pai (*in memoriam*)

DEDICO.

A minha esposa,

minha mãe,

meus filhos, e

meus irmãos,

OFEREÇO.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Dr. Roberto Simionato Moraes, pela orientação segura na realização deste trabalho.

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), pela oportunidade oferecida para a realização do Curso de Estatística e Experimentação Agronômica;

Ao Centro Nacional de Pesquisa de Trigo (CNPT), pela cessão dos dados;

À colega Rosangela Segalla Afanasieff, pela colaboração na elaboração dos programas de computador por nós utilizados;

Ao Professor Dr. Humberto de Campos, Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agronômica da ESALQ/USP e ao Professor Dr. João Gilberto Corrêa da Silva, Chefe do Departamento de Métodos Quantitativos da EMBRAPA, pelo apoio.

Aos colegas do Departamento de Métodos Quantitativos da EMBRAPA, pela solidariedade;

Aos Professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pela amizade;

Aos demais colegas do Curso de Pós-Graduação, pelo excelente convívio durante o Curso;

Ao Professor Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi, do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pela versão do Resumo;

Aos funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ: Maria Izalina Ferreira Alves, Rosa Maria Alves, Octávio Frassetto e Maria Alayde Penteado de Souza, pela amizade e atenção dispensada;

A todos que, direta ou indiretamente, colaboraram para a realização deste trabalho.

Í N D I C E

	Pág.
RESUMO	vi
SUMMARY	viii
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	5
3. MATERIAL E MÉTODOS	17
3.1 - Material	17
3.2 - Métodos	22
3.2.1 - Estimativas de componentes de variância	23
3.2.2 - Similaridade e classificação	26
3.2.2.1 - Análise de conglomeração	28
3.2.2.2 - Análise de componentes principais..	30
3.2.2.3 - Análise de variáveis canônicas ...	32
3.2.3 - Análise de estabilidade	34
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	37
4.1 - Estimativas de Componentes de Variância	37
4.2 - Classificação dos Locais	45
4.2.1 - Análise de conglomeração	45
4.2.2 - Análise de componentes principais	48
4.2.3 - Análise de variáveis canônicas	52
4.3 - Análise de Estabilidade	56
5. CONCLUSÕES	58
6. LITERATURA CITADA	61
7. APÊNDICE	67

CLASSIFICAÇÕES AMBIENTAIS PARA CONTROLAR A INTERAÇÃO
GENÓTIPO x AMBIENTE COM APLICAÇÃO À CULTURA DO TRIGO
(*Triticum aestivum* L.) NO RIO GRANDE DO SUL

Autor: ENEDINO CORRÊA DA SILVA
Orientador: Dr. Roberto Simionato Moraes

R E S U M O

A presença de interação genótipo x ambiente é o ponto crítico em pesquisas de melhoramento genético de plantas cultivadas, e a regionalização é uma das abordagens de caráter prático utilizadas para o seu controle.

Utiliza-se, no presente trabalho, parte dos resultados do Ensaio Sul Brasileiro de Cultivares de Trigo Precoce referente aos anos de 1975, 1976 e 1977, na região mais produtora do Estado do Rio Grande do Sul, sendo a produção de grãos a variável escolhida para este estudo.

Inicialmente são obtidas estimativas dos componentes de variância objetivando um conhecimento da natureza das interações cultivar x ambiente. Em seguida, procede-se à classificação dos locais, procurando agrupá-los de acordo com a similaridade de seus pa

drões de interação. São utilizados três métodos multivariados, sendo o primeiro o método de conglomeração, 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 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 estudo da natureza das interações cultivar x ambiente indica alguma vantagem na separação dos locais nas três regiões da atual regionalização do Estado, e mostra também que as estimativas do componente de variância, 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.

Assim, os métodos de análise de conglomeração e de análise de componentes principais não apresentam consistência na classificação dos locais entre os anos estudados, sendo o método de análise de variáveis canônicas 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.

CLASSIFICATIONS OF ENVIRONMENTS TO CONTROL
GENOTYPES BY ENVIRONMENT INTERACTIONS WITH
APPLICATION TO WHEAT (*Triticum aestivum* L.)
IN RIO GRANDE DO SUL

Author: ENEDINO CORRÊA DA SILVA
Adviser: Dr. Roberto Simionato Moraes

S U M M A R Y

The presence of genotype x environment interaction is the critical point in genetic improvement of cultivated plants, and regionalization is one of practical approach used for its control.

Part of results of "Ensaio Sul Brasileiro de Cultivares de Trigo Precoces" from 1975, 1976 and 1977 years are used in this work, concerning the most productive region of Rio Grande do Sul State, being the grain weight variate selected for this study.

To begin with, variance components are obtained to find the nature of cultivar x environments interaction. Following, locals classification is presented, taking interaction standards similarities as bases of grouping. Three multivariate methods are applied: clustering, using distance measures as basis; principal components method, designed to reduce dimensionality of existent varia

bility: these methods classify locals within each year of study; the third method is of canonical variates, which takes in consideration year by year fluctuation in cultivar x local interaction.

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 the presence of cultivar x year and cultivar x local x year interaction.

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.

1. INTRODUÇÃO

O Rio Grande do Sul possui características de clima e solo bastante variadas. Estudos de localização de ocorrência das variáveis climáticas permitiram dividir o Estado em nove regiões tritícolas. As cultivares de trigo precoce recomendadas para o Rio Grande do Sul possuem características agronômicas variadas, sugerindo alterações de comportamento quando semeadas em condições ambientais diferentes. Estes fatos são usados como argumento para que, na recomendação de cultivares, se passe a considerar mais o comportamento específico de uma cultivar em determinada região tritícola do que o comportamento geral da cultivar em todas as regiões do Estado.

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.

Para o melhorista, o problema resulta da deficiência de cultivares ou genótipos manterem um padrão consistente de desempenho quando cultivados sob uma gama de ambientes variáveis no tempo e/ou no espaço. Isto significa que a precisão das comparações fica reduzida, desde que para um dado conjunto de ambientes o componente da interação torna-se parte do erro experimental, e como o componente torna-se grande, fica muito difícil identificar um simples destaque para o referido conjunto de ambientes. Assim, se requer certas modificações a introduzir no programa de melhoramento usado, sendo desaconselhável a recomendação de uma única cultivar para uma ampla extensão de ambientes, na base do comportamento médio, já que não otimiza o desempenho dos genótipos.

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

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

onde Y_{ij} é a resposta esperada do i-ésimo genótipo no 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. Equacionando os quadrados médios observados nas análises de variância em suas esperanças no modelo misto, obtêm-se as estimativas dos componentes de variância que proporcionam um conhecimento da natureza das interações cultivar x ambiente, e são utilizadas no presente trabalho.

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 conglomeração, 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.

Finalmente, tem sido feito um estudo de estabilidade das cultivares sobre as combinações de locais e anos, considerando, na equação (1.a), uma regressão de $(GA)_{ij}$ em I_j , ou seja

$$(GA)_{ij} = \beta_i I_j + \delta_{ij} \quad , \quad (1.b)$$

onde β_i é um coeficiente de regressão linear para o i-ésimo genótipo, e δ_{ij} um desvio. I_j é o índice de ambiente, obtido através da média de todas as cultivares no j-ésimo ambiente, subtraída da média geral. Usando (1.a) e (1.b), estuda-se o modelo

$$Y_{ij} = \mu + G_i + (1 + \gamma_i) I_j + \delta_{ij} \quad . \quad (1.c)$$

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

2. REVISÃO DE LITERATURA

Na bibliografia consultada encontram-se referências a vários métodos de controle da interação genótipo x ambiente. De um modo geral, pode-se agrupar os métodos em duas linhas gerais de tratamento do problema. Uma delas se fundamenta na regionalização de locais e outra no estudo da estabilidade de cultivares. Dentro da primeira linha existem dois aspectos: um que se fundamenta principalmente nas características ambientais, procurando ajustar as necessidades da cultura às disponibilidades ambientais existentes, especialmente no que se refere a clima e solo; o outro parte das reações das cultivares quando expostas às diversas condições ambientais, procurando caracterizar regiões homogêneas, quanto ao comportamento relativo das cultivares.

O processo de regionalização visa o agrupamento de

locais de uma área geográfica em sub-áreas de modo a se obter uma redução da magnitude das interações cultivar x local. Assim, parece lógico que se procure dividir a área em sub-áreas, tendo como base as características de temperatura, precipitação e tipos de solo, de modo a minimizar a interação cultivar x local. Seguindo este primeiro aspecto, PASCALE e MOTA (1966) estudam as características climáticas do Rio Grande do Sul e determinam os tipos agroclimáticos para a cultura do trigo naquele Estado, correlacionando, posteriormente, as disponibilidades agroclimáticas com as necessidades bioclimáticas das cultivares utilizadas pelos agricultores. Eles trabalham com resultados de experimentos realizados em Buenos Aires e Pelotas, utilizando 15 cultivares brasileiras e argentinas bioclimaticamente conhecidas, com semeaduras quinzenais entre abril e outubro de 1960. Fundamentam-se na comparação, em ambos os locais, do comportamento dessas cultivares para determinar as necessidades bioclimáticas das cultivares brasileiras.

MOTA *et alii* (1974) apresentam uma proposta de regionalização agroclimatológica do Estado do Rio Grande do Sul para várias culturas, utilizando como critério básico as aptidões climáticas das culturas, definidas com base em suas exigências e cotejadas com as disponibilidades climáticas das regiões. O método considera apenas os fatores climáticos, sendo tal restrição justificada, segundo os autores, pela incapacidade desses fatores serem controlados em uma exploração agrícola, como podem sê-lo os caracteres eda-

fológicos.

Ainda na primeira linha de tratamento, agora considerando o segundo aspecto, SILVA *et alii* (1963), estudando a interação de cultivares de milho em localidades do Estado de São Paulo, constata que a influência do solo mostra-se mais importante do que o efeito das variações climáticas de um para outro ano, com relação à variabilidade de produção.

ALLARD e BRADSHAW (1964) classificam as variações ambientais em dois tipos, a saber, predizíveis e não predizíveis. Os autores procuram caracterizar cada um destes tipos de variação e sugerem controles diferentes para cada uma delas. As implicações de efeitos significativos da interação cultivar x ano são consideradas pelos autores como muito diferentes daquelas referentes à interação cultivar x local, isto porque as variações de ano para ano não são predizíveis, e o melhorista, para controlá-las, deve buscar a obtenção de cultivares também adaptadas a flutuações ambientais não predizíveis, sem as quais o processo de regionalização não é efetivo.

HORNER e FREY (1957) propõem a subdivisão do Estado de Iowa em regiões homogêneas que possibilita uma adequada recomendação regional de variedades de aveia, utilizando um procedimento para a redução da interação cultivar x local dentro de cada região. Eles geram distintos agrupamentos de locais para cada uma das subdivisões do Estado em 2, 3, 4 e 5 regiões, utilizando resultados de experimentos efetuados em 9 locais durante 5 anos, com poucas variações.

dades comuns a todos os anos. Para cada uma dessas quatro classes de subdivisões é obtido o quadrado médio da interação cultivar x local dentro da região para os agrupamentos resultantes das subdivisões mais coerentes do ponto de vista de proximidade geográfica. Para cada classe de subdivisão estas estatísticas são arranjadas em uma tabela de dupla entrada, segundo anos e agrupamentos de locais. Eles utilizam o teste de Tippet para comparar, para cada classe de subdivisão, o agrupamento com média mais baixa de quadrados médios para os 5 anos com aquele do Estado como um todo. Concluem que aquele é significativamente mais baixo do que o último. O melhor agrupamento de locais para cada uma das regionalizações em 2, 3, 4 e 5 regiões reduz o quadrado médio de 11%, 21%, 30% e 40%, respectivamente, em relação ao quadrado médio do Estado.

LIANG *et alii* (1966) obtêm estimativas dos vários componentes da interação cultivar x ambiente em ensaios de cultivares de trigo, aveia e cevada realizados durante três anos no Estado de Kansas. Os autores constataam a presença de componentes de variância da interação cultivar x local significativos para o trigo e a cevada, e propõem a divisão daquele Estado em sub-regiões de cultivo para cada uma destas espécies, independentemente. O critério usado para gerar as diversas possibilidades de regionalização é a distribuição de chuvas e as normais de temperatura no Estado durante 30 anos. Os autores testam o quadrado médio da interação cultivar x local em cada classe de regionalização com o quadrado médio da corresponden-

te interação de segunda ordem cultivar x local x ano. Eles obtêm razoável redução da interação cultivar x local, mas sem qualquer consistência sobre a interação de segunda ordem.

SCHLEHUBER *et alii* (1970) e MOREIRA *et alii* (1971) calculam coeficientes de correlação entre a produção de cultivares de trigo, ensaiadas em diferentes locais do Estado do Rio Grande do Sul. De 70 coeficientes de correlação possíveis, apenas 25 são estatisticamente significativos e, apesar disto, os autores dizem que certas cultivares mostram-se superiores em muitos locais estudados.

OSÓRIO *et alii* (1974) estudam a adaptação regional das cultivares de trigo precoce no Rio Grande do Sul, utilizando dados do Ensaio SA-IPEAS de Cultivares de Trigo Precoce, em 1968 e do Ensaio Sul Brasileiro de Cultivares de Trigo Precoce, em 1969 e 1970. O estudo foi realizado considerando a atual regionalização daquele Estado (MOTA *et alii*, 1974). Para estudar o desempenho das cultivares (considerando as produções médias de anos) em duas épocas de semeadura nas diversas regiões, foi utilizado o teste sugerido por COCHRAN e COX (1957), que consiste em estruturar os efeitos do quadrado médio de cultivares, do quadrado médio das interações cultivar x região, cultivar x época e cultivar x região x época num teste F para cultivares. Comparações múltiplas entre cultivares são realizadas, e os autores concluem que, com poucas exceções, as cultivares que mais se destacaram por seu comportamento médio no Estado são também as mais produtivas em cada região tritícola, dispensando o critério regional para as cultivares estudadas.

ROSITO (1974) trabalha com o Ensaio Sul Brasileiro de Cultivares de Trigo Precoce e Tardio nos anos de 1969 a 1971, no Estado do Rio Grande do Sul. O autor busca avaliar a magnitude da interação cultivar x local para as áreas tritícolas do Estado e a adequação da regionalização existente através das interações e correlações entre as cultivares, de um local para outro, investigando a possibilidade de modificação da regionalização existente. O autor conclui que a regionalização existente no Estado apresenta um razoável grau de compatibilidade com relação à interação cultivar x local.

Entre os processos multivariados aparece o de ABOU-EL-FITTOUH *et alii* (1969), utilizando a análise de conglomeração ("cluster analysis") para classificar locais, usando resultados de experimentos de competição de cultivares de algodão durante o período de 1960 a 1964 na Região da Cultura do Algodão dos Estados Unidos. Eles também adotam como critério a redução da interação cultivar x local, e é o primeiro da bibliografia consultada que utiliza Classificação Numérica em estudos de regionalização. Trabalham, inicialmente, com uma matriz de estimativa de efeito da interação cultivar x local para cada um dos dois ciclos da cultura do algodão estudados. A partir de cada uma dessas matrizes são obtidas duas medidas de similaridade entre todos os possíveis pares de locais. Estas similaridades são um coeficiente de distância e um coeficiente de correlação. Eles concluem que a medida de similaridade que se mostra mais adequada é o coeficiente de distância, utilizando como cri

tério de escolha entre as duas medidas a soma de quadrados da interação cultivar x local dentro de grupos de locais para equivalentes estágios do processo de conglomeração.

Os autores utilizam, também, para classificar locais, o método de componentes principais, envolvendo quatro cultivares comuns no estudo. Encontram 92% da variabilidade condensada nos dois primeiros eixos, e os utilizam para detectar possíveis conglomerados.

BYTH *et alii* (1976) utilizam procedimento de análise de conglomeração e ordenação para análise de um grupo de experimentos internacionais do Centro Internacional de Melhoramento de Milho e Trigo (CIMMYT). Os dados correspondem a produção de 49 cultivares de trigo, escolhidos entre os mais cultivados no mundo, obtidos de experimentos efetuados em 63 locais situados em extensa área de cultivo no período 1967-1968. O método é estendido para fazer uma dupla classificação: de locais e de cultivares.

CAMPBELL e LAFEVER (1977) adotam método de conglomeração para agrupar e estudar as similaridades de 9 locais de experimentos de trigo no leste dos Estados Unidos a partir da produção média de 11 cultivares em 3 anos. Utilizam como medida de similaridade o coeficiente de correlação entre as produções médias dos 3 anos de todos os possíveis pares de locais.

CORDEIRO (1978) aplica o método de conglomeração, do modo utilizado por ABOU-EL-FITTOUH *et alii* (1969). As similaridades

são um coeficiente de distância. O autor efetua análises preliminares para comparação de resultados dos métodos de máxima distância, centróide e ligação média, métodos que aglomeram as entidades a serem classificadas uma a uma, e adota o método da ligação média por se mostrar mais estável e oferecer melhores recursos para interpretação. O autor trabalha com dados do Ensaio Nacional de Milho na Região Centro-Sul do Brasil nos anos agrícolas de 1974/75, 1975/76 e 1976/77.

FREEMAN (1973) diz haver vários métodos para calcular similaridades, e isso pode afetar a conglomeração obtida, ao analisar o trabalho de ABOU-EL-FITTOUH *et alii* (1969).

SEIF *et alii* (1979) apresentam um procedimento multivariado para classificar locais, utilizando análise canônica. Os autores trabalham com 9 cultivares de trigo em 11 locais da região tritícola da Austrália, e sugerem a subdivisão da mesma em 2 sub-regiões.

Considerando a linha que estuda a estabilidade de culturas, aparece inicialmente o trabalho de YATES e COCHRAN (1938), o qual sugere a decomposição da interação cultivar x ambiente. Para cada cultivar determina-se a regressão linear da produção em relação à média de produção de todas as cultivares em cada ambiente. Uma equação de regressão é ajustada para cada cultivar. Essa equação, representada em um gráfico de eixos cartesianos, mostra o comportamento individual de cada cultivar sob o efeito dos diferentes ambientes. Os autores usam essa equação para fazer previsões.

O procedimento de YATES e COCHRAN (1938) tem sido a base para vários autores no desenvolvimento de métodos que estimam parâmetros para a determinação da estabilidade de produção de cultivares.

WRICKE (1962) define um parâmetro de estabilidade que denomina de ecovalência (valência ecológica). A ecovalência é uma medida de avaliação das oscilações de rendimentos sob variadas condições de ambiente. A soma de quadrados da interação cultivar x ambiente é dividida nas partes atribuíveis às cultivares isoladas. A associação entre médias de produção e ecovalência é avaliada através do coeficiente de correlação de Spearman.

FINLAY e WILKINSON (1963) usam uma análise de adaptação de cultivares em ensaio com 277 cultivares de cevada em sete ambientes. Os autores trabalham com os dados transformados para a escala logarítmica e sugerem que cultivares com baixo coeficiente de regressão são consideradas como estáveis.

EBERHART e RUSSEL (1966) usam um coeficiente de regressão β_i como uma primeira medida de estabilidade, mas vão além e consideram a soma de quadrados dos desvios s_{di}^2 como uma segunda medida. O uso de dois parâmetros de estabilidade pode ser avaliado por JOWETT (1972), usando dados de sorgo, e encontra que a ecovalência de WRICKE (1962) é menos informativa que os dois parâmetros de EBERHART e RUSSEL (1966). Esses usam um índice de ambiente e consideram β_i o coeficiente de regressão da produção sobre o índice de

ambiente para a i -ésima cultivar. Eles sugerem que um cultivar desejado deveria ter alta média, coeficiente de regressão (β_i) igual a 1,0 e variância devida ao desvio da regressão tão pequena quanto possível ($s_{di}^2 = 0$).

SHUKLA (1972) também faz a partição da soma de quadrados da interação cultivar x ambiente em componentes para cada cultivar separadamente, considerando a "variância de estabilidade" σ_i^2 do i -ésimo cultivar, definido como a variância sobre ambientes de $(GA)_{ij} + \bar{e}_{ij}$ na equação (1.a), onde $\bar{e}_{ij}$ é a média de e_{ijk} sobre repetições, considerando k repetições. O autor encontra uma estimativa imparcial de σ_i^2 e um critério aproximado para testar se σ_i^2 é grande a ponto de considerar a cultivar não estável.

TAI (1971) usa α_i como uma medida de estabilidade, a qual mede a resposta linear da i -ésima cultivar aos efeitos ambientais, e também define uma segunda medida λ_i . Se o componente de variância para o desvio da linearidade para a i -ésima cultivar é σ_{st}^2 e a variância do erro é σ_e^2 , então

$$\lambda_i = \frac{\sigma_{st}^2 + \sigma_e^2}{\sigma_e^2} .$$

O autor mostra que o termo (quadrado médio do desvio x número de repetições/quadrado médio do erro) é maior do que a estimativa de λ_i quando existem mais cultivares que ambientes. O autor salienta que o melhorista ficará satisfeito com a obtenção de níveis médios de estabilidade. Os valores ($\alpha_i = 0$, $\lambda_i = 1$) são refe

ridos como estabilidade média, e os valores ($\alpha_i = -1$, $\lambda_i = 1$) como perfeita estabilidade.

TAI (1975), usando o conceito de desenvolvimento sequencial dos componentes de produção, apresenta um método de análise da interação cultivar x ambiente, baseado no método de análise de caminho ("path analysis") desenvolvido por WRIGHT (1921, 1934).

TAI (1979) apresenta os resultados das análises de interação cultivar x ambiente usando dois métodos de análise de estabilidade e a análise de caminho ("path analysis"). Foram escolhidos três tipos, utilizando um (SHUKLA, 1972), dois (TAI, 1971), e três (TAI, 1975) parâmetros de medida da contribuição genotípica na interação cultivar x ambiente. O autor quando usa dois parâmetros, α_i e λ_i , segue a metodologia de EBERHART e RUSSEL (1966), só que mostra uma outra maneira de testar os parâmetros. Conclui que a variância de estabilidade σ_i^2 de SHUKLA (1972) mediu aproximadamente o mesmo que o segundo parâmetro de estabilidade λ_i .

PARODA e HAYES (1971) enfatizam que a regressão linear de EBERHART e RUSSEL (1966) seria simplesmente uma medida da resposta de uma cultivar particular, enquanto o desvio da regressão (s_d^2) pode ser considerado como uma medida de estabilidade; cultivares com menor desvio são de natureza mais estáveis. Isto confirma o que concluem BREESE (1969) e SAMUEL *et alii* (1970).

OLIVEIRA (1976) compara seis métodos de determinação de desempenho em plantas cultivadas, analisando a estabilidade de

cultivares. O autor conclui que os métodos de FINLAY e WILKINSON (1963) e de EBERHART e RUSSEL (1966) foram mais informativos do que os demais.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 - Material

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), e executado, no período acima referido, pelas seguintes instituições:

- . Centro Nacional de Pesquisa de Trigo - EMBRAPA;
- . Secretaria de Agricultura do Rio Grande do Sul;
- . Faculdade de Agronomia e Veterinária da Universidade do Rio Grande do Sul;
- . Federação das Cooperativas de Trigo - FECOTRIGO;

. IPB - Comércio de Sementes;

. Faculdade de Agronomia da Universidade Federal de Pelotas.

Neste ensaio o território do Estado do Rio Grande do Sul é dividido em nove regiões tritícolas (MOTA *et alii*, 1974). Os locais de teste variam de ano para ano e são situados em elevada proporção nas Regiões II, III e IV (Figura 1).

No presente trabalho consideram-se apenas as regiões II, III e IV, as mais produtoras do Estado.

No ano de 1975, 31 cultivares são utilizadas em cada um dos 8 locais das Regiões II, III e IV, todas comuns a todos os locais. No ano de 1976, 28 cultivares são utilizadas em cada um de 8 locais, sendo todas comuns a todos os locais. No ano de 1977, 20 cultivares são utilizadas em cada um de 7 locais, todas comuns a to dos os locais.

O delineamento experimental usado é blocos casualizados com 3 repetições (os experimentos com 4 repetições tiveram a 4.^a repetição eliminada).

As cultivares ensaiadas nos três anos nas 9 regiões são relacionadas na Tabela 1. Essa relação é a mesma ao considerar-se as 3 regiões mais produtoras. Essa tabela permite observar a grande variação na escolha de cultivares entre anos de cultivo.

Figura 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 - Cultivares ensaiadas pelo ESBCIP nas 9 regiões, nos anos de 1975, 1976 e 1977.

Nº de Ordem	CULTIVAR	A N O			Nº de Ordem	CULTIVAR	A N O		
		1975	1976	1977			1975	1976	1977
01	Maringá				28	PF 70338			
02	Pel 13014-65	X	X	X	29	CNT 1	X		
03	PF 6946	X	X		30	CNT 2	X		
04	IAS 54	X	X	X	31	CNT 3	X		
05	PF 70546	X	X		32	Coxilha	X		
06	PF 7065	X			33	B 7408		X	X
07	O 51	X	X		34	O 7401		X	
08	PF 69162	X	X		35	Pel SL 1276-69		X	
09	IAS 58		X		36	Pel 71011		X	X
10	PF 70354	X			37	Pel 72015		X	
11	IAS 59	X			38	Pel 72016		X	X
12	Jacuí	X	X		39	Pel 72018		X	X
13	PF 70100	X		X	40	Pel 72083		X	
14	PAT 1	X			41	PAT 7219		X	X
15	PAT 10	X			42	PAT 7241		X	
16	PAT 19	X	X		43	PAT 72219		X	X
17	PAT 24	X	X	X	44	PAT 72222		X	
18	PF 7158	X	X		45	B 7455			X
19	PF 70353	X	X	X	46	B 7406		X	X
20	PF 70401	X	X		47	B 7434		X	X
21	PF 70402	X			48	PAT 72254		X	X
22	PF 70562	X			49	PAT 73147		X	X
23	PF 71131	X	X		50	PAT 73322		X	X
24	Pel SL 1263-69	X			51	PF 72518		X	X
25	Pel 1268-69	X	X		52	PF 72640		X	X
26	Horto	X	X		53	Nobre			X
27	PF 70357	X							

A Tabela 2 apresenta a relação dos locais onde foram instalados os experimentos do Ensaio Sul Brasileiro de Cultivares de Trigo Precoce A em cada uma das três regiões nos anos de 1975, 1976 e 1977.

Tabela 2 - Locais dos experimentos do ESBCTP nos anos de 1975, 1976 e 1977, nas regiões II, III e IV.

REGIÃO	Nº	L O C A L	A N O		
			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		

Cada parcela é constituída de cinco fileiras de 5 metros de comprimento, espaçadas de 0,2 m, sendo tomadas apenas as 3 fileiras centrais como úteis.

A densidade de semeadura é de 300 sementes aptas por m². As recomendações para adubação de solo ficam a critério do órgão executor, de acordo com as exigências da área escolhida.

Os ensaios são tratados somente com inseticidas, não se utilizando tratamento com fungicidas.

Na colheita, os seguintes dados, dentre outros, são indicados para serem tomados sobre cada parcela:

- peso do hectolitro;
- peso de mil sementes;
- produção de grãos em gramas/parcela de 3 m².

Dentre essas variáveis indicadas para análise dos resultados, a variável resposta escolhida para este trabalho é peso dos grãos, em quilogramas/ha.

3.2 - Métodos

Interações significativas cultivar x ambiente sugerem que um programa de melhoramento deve ser orientado para o desenvolvimento de cultivares particularmente adaptadas a ambientes especiais.

Assim, programas experimentais procuram estudar o comportamento de cultivares em diversos locais, escolhidos de modo a obter-se uma razoável representatividade da área em estudo. Além disso, os experimentos têm que se estender por um número suficiente de anos que permita uma representatividade da variabilidade de clima e suas influências ao longo dos anos.

3.2.1 - Estimativas de componentes de variância

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

$$\begin{aligned}
 Y_{ijmk(r)} = & \mu + A_m + R_r + (AR)_{mr} + L_{k(r)} + (AL)_{mk(r)} + \\
 & + B_{jmk(r)} + C_i + (CA)_{im} + (CR)_{ir} + \\
 & + (CAR)_{imr} + (CL)_{ik(r)} + (CAL)_{imk(r)} + \\
 & + e_{ijmk(r)}
 \end{aligned} \tag{3.2.1.a}$$

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 aos 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:

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

O modelo para cada uma das análises consideradas pode ser obtido por uma simplificação do modelo (3.2.1.a), redefinindo-se as populações de referência para os efeitos e adaptando-se os valores dos subscritos m e r. As análises são realizadas segundo esquema de análise de variância apropriada (COCHRAN e COX, 1957; KEMPTHORNE, 1975).

As análises conjuntas identificadas como 1, 2 e 3 utilizam os dados correspondentes às cultivares comuns em cada caso. Assim, as análises conjuntas de locais dentro de cada combinação de ano e região utilizam 31 cultivares em 1975, 28 cultivares em 1976 e 20 cultivares em 1977; as análises conjuntas de locais dentro de regiões em cada ano, e de todos os locais em cada ano utilizam também 31, 28 e 20 cultivares, respectivamente, para os anos de 1975, 1976 e 1977. A análise conjunta de locais e anos, ignorando regiões, utiliza as 5 cultivares e os 7 locais, comuns aos 3 anos.

Na análise conjunta sobre anos utilizam-se combinações apropriadas de somas de quadrados para teste de efeito de cultivares. O número de graus de liberdade apropriado é obtido usando o procedimento sugerido por SATTERTHWAIT (in PIMENTEL GOMES, 1976).

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. A heterogeneidade do erro produz tendenciosidade sobre as estimativas destes componentes, particularmente quando o número de repetições varia entre os experimentos. ABOU-EL-FITTOUH e RAWLINGS (1967) apresentam expressões adequadas para a correção dessa tendenciosidade. No caso estudado por aqueles autores, eles não adotam essa correção, por julgarem a tendenciosidade resultante da heterogeneidade de variância, desprezível em comparação com os erros padrões das estimativas dos componentes de variância. Como no presente caso o número de repetições é o mesmo em todos os locais, esta tendenciosidade poderá ser ignorada.

3.2.2 - Similaridade e classificação

O problema de medir similaridade entre uma coleção de entidades, e classificá-las em grupos a partir de um conjunto de critérios, tem sido estudado por muitos pesquisadores.

Esse tipo de problema tem sido encontrado frequentemente em vários campos da pesquisa. Vários métodos têm sido propostos para a avaliação numérica de afinidades ou similaridades entre entidades e para a ordenação destas em grupos a partir daquelas. SNEATH e SOKAL (1973) apresentam detalhada exposição de todas as for

mas de análise numérica usadas em taxonomia para resolver problemas de similaridade e classificação de entidades.

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

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

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

Estes são os valores estimados do efeito aleatório $(CL)_{ik}$, obtidos quando restrições são impostas ao modelo

$$Y_{ik} = \mu + C_i + L_k + (CL)_{ik} + \bar{e}_{ik} ,$$

forma restrita do modelo geral (3.2.1.a), para o caso de um ano e uma região.

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, referenciadas anteriormente. Uma linha típica desta matriz tem a forma

$$L_k = \left[(\hat{CL})_{1k}, (\hat{CL})_{2k}, \dots, (\hat{CL})_{vk} \right] . \quad (3.2.2.a)$$

Neste estudo são utilizados métodos de classificação numérica para verificar se existem entre os locais estudados padrões de interação similares em relação às cultivares utilizadas.

3.2.2.1 - Análise de conglomeração

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

$$d_{kk'}^2 = \Delta_{kk'}^2 / v, \quad (3.2.2.1.a)$$

onde,

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

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.

Desde que $\Delta_{kk'}$ cresce com o número de caracteres (cultivares no caso em estudo), a distância média $d_{kk'}^2$ é mais comumente utilizada (SNEATH e SOKAL, 1973).

A utilização de $d_{kk'}^2$, no presente estudo justifica-se pelo fato de que $d_{kk'}^2$ é uma medida de uso muito comum em taxonomia, e está estritamente relacionada à soma de quadrados da interação cultivar x local. Mostra-se, facilmente, que $\frac{v}{2} d_{kk'}^2$ é a soma de quadrados da interação dentro de uma região formada pela combinação dos

locais k e k' .

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 do grupo dos aglomerativos, sequenciais, hierárquicos, sem superposição, que são os mais frequentemente empregados para classificação de material biológico (SNEATH e SOKAL, 1973).

Entre os métodos que aglomeram as entidades a serem classificadas uma a uma, o adotado é o da ligação média, o qual se mostra mais estável e oferece melhores recursos para interpretação (CORDEIRO, 1978). Esse método é originalmente estabelecido por SOKAL e MICHENER (1958) e é descrito por SNEATH e 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 e SOKAL, 1973), sendo que o processo continua até que todos os casos estejam em um único grupo. As análises são efetuadas utilizando-se o sistema de programas CLUSTAN (WISHART, 1978). As saídas das análises são feitas em dendogramas utilizando como escala o coeficiente de distância correspondente aos grupos formados em cada ciclo do processo.

3.2.2.2 - Análise de componentes principais

Um outro método para avaliar e descrever relações de similaridade entre entidades é o método 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:

$$\underline{y} = \underline{x} \underline{A} \quad , \quad (3.2.2.2.a)$$

onde $\underline{y}$ é o vetor ($1 \times v$) dos v componentes principais de um dado local, $\underline{x}$ é o vetor ($1 \times v$) dos efeitos da interação para as v cultivares nesse local, como visto em (3.2.2.a), e $\underline{A}$ é a matriz ($v \times v$) dos coeficientes, usada na transformação, tal que $\underline{A}\underline{A}' = \underline{I} = \underline{A}'\underline{A}$.

A matriz de variâncias e covariâncias das variáveis transformadas é dada por $\underline{Z} = \underline{A}'\underline{S}\underline{A}$, onde $\underline{S}$ é a matriz de variâncias e covariâncias das cultivares. A matriz $\underline{Z}$ é uma matriz diagonal, uma vez que as variáveis transformadas não são correlacionadas e os ele

mentos da diagonal $\lambda_1, \dots, \lambda_v$ podem ser determinados como as raízes da equação $|S - \lambda I| = 0$, onde I é matriz diagonal ($v \times v$) com todos os elementos iguais a um. Os valores de λ satisfazem três propriedades:

- 1) $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_v$;
- 2) $\sum_{i=1}^v \lambda_i = \sum_{i=1}^v s_i^2 = \text{traço de } S$, onde s_i^2 é a variância da i -ésima cultivar; e
- 3) $\prod_{i=1}^v \lambda_i = |S|$.

Uma vez os autovalores tenham sido calculados, os elementos de $A = [a_1, a_2, \dots, a_v]$, onde o autovetor a_i é um vetor coluna de v componentes, $i=1, \dots, v$, podem ser gerados como soluções das equações

$$(S - \lambda_i I) a_i = 0, \quad (i=1, \dots, v) \quad (3.2.2.2.b)$$

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

Pós-multiplicando a matriz ($\ell \times v$) dos efeitos da interação cultivar x 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.

3.2.2.3 - Análise de variáveis canônicas

Um terceiro método adaptado ao problema é o método de análise de variáveis canônicas. Cada local é representado por um ponto em um espaço de t dimensões, definido por

$$L_k = \left[(\hat{CL})_{1k}, (\hat{CL})_{2k}, \dots, (\hat{CL})_{tk} \right], \quad (3.2.2.3.a)$$

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, tal que a configuração espacial dos pontos possa ser realmente representada.

Se, no modelo geral (3.2.1.a), 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:

$$Y_{imk} - \bar{Y}_{.mk} = \hat{C}_i + (\hat{CL})_{ik} + (\hat{CA})_{im} + (\hat{CAL})_{imk}, \quad (3.2.2.3.b)$$

onde $\hat{C}_i$ é o efeito estimado da i -ésima cultivar e os componentes res

tantes são estimativas dos efeitos das interações de primeira e segunda ordem com locais e anos.

A transformação dos dados como em (3.2.2.3.b) 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)*

$$(HE^{-1} - \phi_i I) p_i = 0, \quad (3.2.2.3.c)$$

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 (3.2.2.3.a) 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. As análises de variância se-

(*) Vide descrição teórica do método no Apêndice.

guem o esquema de análise univariada, em delineamento inteiramente casualizado, apresentado na Tabela 3.

Tabela 3 - Esquema de análise de variância das primeiras variáveis canônicas.

Fontes de Variação	G.L.
Locais	$\ell-1$
Resíduo	$\ell(a-1)$
Total	$\ell a - 1$

3.2.3 - Análise de estabilidade

Adota-se como procedimento de análise de estabilidade de uma adaptação do método de EBERHART e RUSSEL (1966). Estuda-se o modelo de regressão

$$Y_{ijq} = \mu_i + \beta_i I_{jq} + \delta_{ijq}. \quad (3.2.3.a)$$

onde Y_{ijq} é a resposta da i -ésima cultivar na j -ésima repetição e no q -ésimo ambiente ($i=1, \dots, t$; $j=1, \dots, r$; $q=1, \dots, n$), μ_i é a média da i -ésima cultivar sobre todos os ambientes, β_i é o coeficiente de regressão que mede a resposta da i -ésima cultivar nos vários ambientes, δ_{ijq} é o desvio da regressão da i -ésima cultivar na j -ésima repetição e no q -ésimo ambiente, e I_{jq} é o índice de ambiente obtido como a média de todas as cultivares na j -ésima repetição e no q -ésimo ambiente.

mo ambiente menos a média geral:

$$I_{jq} = (\sum_i \sum_j Y_{ijq} / tr) - (\sum_i \sum_j \sum_q Y_{ijq} / trn) , \quad \sum_j \sum_q I_{jq} = 0 .$$

Com o modelo (3.2.3.a), as somas de quadrados devidas a ambiente e cultivar x ambiente são repartidas em ambiente (linear), cultivar x ambiente (linear) e desvios do modelo de regressão.

Os desvios $\left[\hat{\delta}_{ijq} = (Y_{ijq} - \hat{Y}_{ijq}) \right]$ podem ser elevados ao quadrado e somados para proporcionar uma estimativa de um parâmetro de estabilidade, dada por s_{di}^2 , onde

$$s_{di}^2 = \sum_j \sum_q \hat{\delta}_{ijq}^2 / (n-2) - s_e^2 , \quad (3.2.3.b)$$

onde s_e^2 é a estimativa do erro, e

$$\sum_j \sum_q \hat{\delta}_{ijq}^2 = \left(\sum_j \sum_q Y_{ijq}^2 - \frac{Y_{i..}^2}{rn} \right) - \left[\left(\sum_j \sum_q Y_{ijq} \cdot I_{jq} \right)^2 / \sum_j \sum_q I_{jq}^2 \right] .$$

Este modelo permite fazer a partição da interação cultivar x ambiente de cada cultivar em duas partes:

- (1) a variação devida à resposta da cultivar sobre os vários índices de ambiente (somas de quadrados devidas à regressão);
- (2) os desvios da regressão sobre o índice de ambiente.

A definição de uma cultivar estável, neste estudo, será aquela com média alta e o desvio da regressão (parte não linear) tão pequeno quanto possível.

Um teste do desvio da regressão para cada cultivar é obtido por

$$F = \left[\sum_j \sum_q \hat{\delta}_{jq}^2 / (n-2) \right] / s_e^2 \quad .$$

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As análises realizadas neste trabalho foram efetuadas no Computador IBM 370, modelo 145, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

4.1 - Estimativas de Componentes de Variância

As análises individuais possibilitam calcular o coeficiente de variação (C.V.) de cada experimento, sendo 10% e 23% o menor e o maior C.V. encontrados, respectivamente. Cumpre observar que os experimentos com C.V. maior que 25% foram previamente excluídos do presente trabalho.

Os componentes de variância estimados pressupõem que a variância do erro é homogênea dentro dos conjuntos de ambientes em estudo e a heterogeneidade de variância encontrada perturba os tes-

tes de significância. Em vista disso, um teste F mais conservador é aplicado (COCHRAN e COX, 1957), o qual compara o F calculado da maneira usual com aquele tabulado com $v-1$ graus de liberdade para o numerador, onde v é o número de cultivares testados, e n' graus de liberdade para o denominador, onde n' é o número de graus de liberdade do erro no experimento com maior quadrado médio residual, dentre aqueles experimentos usados na análise.

As estimativas dos componentes de variância, obtidas a partir das análises de variância conjuntas para cada uma das regiões II, III e IV, nos três anos, são apresentadas na Tabela 4.

Observa-se que as estimativas dos componentes de variância correspondentes a cultivar, local e interação cultivar x local (σ_C^2 , σ_L^2 e σ_{CL}^2) são significativas para todas as combinações de região e ano, com exceção do componente σ_L^2 para as regiões II e III no ano de 1975, e o componente σ_C^2 para a região IV nos anos de 1976 e 1977.

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 é 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 para a região II são 0,38, 0,48 e 0,65; para a região III, 0,49, 0,57 e 0,68 e para a região IV, 0,62, 0,78 e 0,77, respectivamente para os anos de 1975, 1976 e 1977. Esses resultados in

dicam que a variância de uma média de cultivar, quando estimada dentro de um único ano, é composta em razoável proporção da interação cultivar x local. Contudo, deve-se notar que σ_{CL}^2 estimado a partir de dados de um único ano é apenas uma parte da variância cultivar x ambiente representada por $\sigma_{CL}^2 + \sigma_{CA}^2 + \sigma_{CLA}^2$, quando se considera a análise de variância conjunta sobre anos.

Tabela 4 - Estimativas de θ_C^2 , σ_L^2 , σ_{CL}^2 e σ_e^2 , para as regiões II, III e IV, nos anos de 1975, 1976 e 1977.

ANO	COMPONENTE ESTIMADO	R E G I Ã O		
		II	III	IV
1975	θ_C^2	25.071*	27.838**	14.367**
	σ_L^2	776ns	30ns	300.350**
	σ_{CL}^2	18.089*	9.648*	10.620**
	σ_e^2	88.620	30.483	19.576
1976	θ_C^2	78.188**	39.669**	22.932ns
	σ_L^2	77.884**	70.589**	225.642**
	σ_{CL}^2	20.327*	26.239**	42.190**
	σ_e^2	64.850	58.958	36.263
1977	θ_C^2	79.522**	49.814**	12.830ns
	σ_L^2	3.789**	2.035**	324.701**
	σ_{CL}^2	11.939**	9.693**	25.165**
	σ_e^2	18.986	13.872	23.124

ns = não significativo;

* = significativo ao nível de 5% de probabilidade;

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

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 5. Essas estimativas possibilitam o estudo da magnitude relativa dos componentes de variância de cultivar e da interação cultivar x região e cultivar x x local dentro de região, na atual regionalização.

Tabela 5 - Estimativas de θ_C^2 , θ_{CR}^2 , $\sigma_{CL(R)}^2$ e σ_e^2 das análises conjuntas 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	θ_C^2	35.078**
	θ_{CR}^2	15.387**
	$\sigma_{CL(R)}^2$	28.527**
	σ_e^2	54.757
1977	θ_C^2	43.743**
	θ_{CR}^2	4.175ns
	$\sigma_{CL(R)}^2$	13.952**
	σ_e^2	17.976

ns = não significativo;

* = significativo ao nível de 5% de probabilidade;

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

As estimativas de componentes de variância correspondentes à interação cultivar x região, apreciavelmente maior que zero nos anos de 1975 e 1976, indicam alguma vantagem na separação dos locais nas três regiões, para este particular conjunto de cultivares, nos dois anos considerados. A correlação intra classe $\frac{\theta_{CR}^2}{\theta_{CR}^2 + \sigma_{CL(R)}^2}$ compara a magnitude dos dois componentes acima referenciados e assume os valores de 0,39, 0,35 e 0,23 nos anos de 1975, 1976 e 1977, respectivamente. A média para os três anos (0,32) indica que a atual regionalização está contribuindo, em média, para a diminuição de 32% do total da interação cultivar x local.

As estimativas dos componentes de variância, obtidos a partir das análises de variância conjuntas de todos os locais, em cada ano, ignorando região, são apresentadas na Tabela 6.

Estas estimativas indicam que a atual regionalização tem alguma eficiência quando se compara 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 5). As estimativas de P são 0,54, 0,69 e 0,74, respectivamente, para os anos de 1975, 1976 e 1977.

Tabela 6 - 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.

As estimativas dos componentes de variância, obtidas a partir da análise de variância conjunta de locais e anos, ignorando regiões, são apresentadas na Tabela 7.

Tabela 7 - 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	605ns
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.

A estimativa do componente de variância da interação cultivar x local não difere significativamente de zero. Os componentes das interações cultivar x ano e cultivar x local x ano são significativos ao nível de 1% de probabilidade. Esses resultados sugerem que as cultivares utilizadas nesta análise (IAS 54, Jacuí, Maringá, PAT 24 e PF 7158) apresentam desempenho semelhante nos diferentes locais na média dos anos, mas diferem através dos anos na média dos locais. A presença significativa do componente da interação de segunda ordem indica que a interação cultivar x local difere nos diversos anos, ou seja, as cultivares respondem diferentemente quando expostas a diferentes ambientes.

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 $\underline{r}$ é o número de repetições, $\underline{a}$ o número de anos e $\underline{\ell}$ 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.

Os resultados obtidos com os componentes de variância, no estudo da natureza das interações cultivar x ambiente, mostram que as estimativas de σ_{CL}^2 , a partir de dados de um único ano, são bastante tendenciosas, devido à presença significativa das interações cultivar x ano e cultivar x local x ano. Observa-se, também, que o número de locais de teste e o número de cultivares comuns nos três anos em estudo, bem como o número reduzido de anos, limitam, em parte, o valor das estimativas dos diversos componentes de variância, especialmente na análise sobre os anos. Contudo, apesar do número reduzido de anos utilizados no estudo, eles se mostram bastante representativos, com produção média de 1.152 kg/ha, 1.561 kg/ha e 833 kg/ha, para os anos de 1975, 1976 e 1977, respectivamente.

O estudo da natureza das interações cultivar x ambiente 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.

4.2 - Classificação dos Locais

4.2.1 - Análise de conglomeração

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 Figuras 2, 3 e 4 apresentam os dendogramas relativos a cada ano analisado. Os locais são identificados pela numeração indicada na Tabela 2.

Figura 2 - Ano de 1975 (31 cultivares).

Figura 3 - Ano de 1976 (28 cultivares)

Figura 4 - Ano de 1977 (20 cultivares)

Observando os dendogramas das Figuras 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 Figuras 5, 6 e 7.

Figura 5 - Ano de 1975 (5 cultivares)

Figura 6 - Ano de 1976 (5 cultivares)

Figura 7 - Ano de 1977 (5 cultivares)

Verifica-se, observando os dendogramas das Figuras 5, 6 e 7, que permanece a pouca consistência na classificação dos locais entre os anos estudados. Isto é decorrência da presença significativa da interação cultivar x local x ano, apresentada na Tabela 7.

4.2.2 - 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 8.

Verifica-se, pela Tabela 8, 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 5 cultivares comuns, dentro de cada ano em estudo, é apresentado na Tabela 9.

Pós-multiplicando a matriz ($l \times v$) dos efeitos da interação cultivar x local pelos vetores a_1 e a_2 (Tabela 9), obtêm-se as coordenadas para os diferentes locais. As Figuras 8, 9 e 10 apresentam graficamente os pontos para os diferentes locais, os quais são identificados pela numeração indicada na Tabela 2.

Tabela 8 - Valores de λ e a porcentagem 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

Tabela 9 - Valores de λ e a porcentagem 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
	W(%)	47,81	81,02	95,63	100,00
	a_1	-0,217	0,193	0,649	-0,239
	a_2	0,672	0,152	0,003	-0,720
1976	λ	3,86	2,61	1,31	0,22
	W(%)	48,25	80,87	97,24	100,00
	a_1	0,531	0,116	0,382	-0,275
	a_2	-0,129	0,758	-0,355	-0,531
1977	λ	3,41	2,34	1,13	0,12
	W(%)	48,71	82,14	98,28	100,00
	a_1	0,211	0,393	0,622	0,104
	a_2	0,624	0,065	-0,031	-0,773

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

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

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

Comparando-se as Figuras 5 e 8, 6 e 9, 7 e 10, constata-se uma boa concordância entre os métodos de análise de conglomeração e de análise de componentes principais, sendo que alguma discordância é devida à supressão do 3º e 4º componentes principais.

4.2.3 - Análise de variáveis canônicas

As matrizes H (entre) e E (dentro) podem ser apresentadas em um quadro de análise de variância multivariada (Tabela 10).

Tabela 10 - Análise de variância multivariada, matrizes H e E.

	G.L.	CULTIVAR				
		1	2	3	4	5
Matriz H	8	158.589	-99.452	27.382	-48.163	-38.491
		-99.452	274.915	-66.363	-52.343	-56.767
		27.382	-66.363	254.948	-73.779	-142.212
		-48.163	-52.343	-73.779	203.035	-28.640
		-38.491	-56.767	-142.212	-28.640	266.171
Matriz E = $14 \hat{\Sigma}_{\Omega}$	14	378.591	278.930	-247.125	-330.459	-80.030
		278.930	827.767	-213.618	-738.914	-154.169
		-247.125	-213.618	705.878	-37.034	-208.079
		-330.459	-738.915	-37.034	973.237	133.251
		-80.030	-154.169	-208.079	133.251	309.026
Matriz Total = $22 \hat{\Sigma}_w$	22	537.180	179.478	-219.743	-378.622	-118.521
		179.478	1.102.682	-279.981	-791.257	-210.936
		-219.743	-279.981	960.826	-110.813	-350.291
		-378.622	-791.258	-110.813	1.176.272	104.611
		-118.521	-210.936	-350.291	104.611	575.197

Da variação entre locais, 82% está representada pelos dois primeiros autovalores. Um exame dos elementos de seus autovetores correspondentes (Tabela 11) 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.

Tabela 11 - 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%

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 eixos canônicos (Figura 11).

Dentre a amostra de 9 locais nas regiões II, III e IV, embora exista uma grande e significativa interação cultivar x local, entre 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 7), e a pouca consistência da interação cultivar x local entre os anos 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 5 cultivares estudadas.

Figura 11 - Distribuição dos nove locais nas duas primeiras dimensões canônicas.

4.3 - Análise de Estabilidade

A análise de estabilidade é realizada inicialmente para o conjunto dos 23 ambientes das regiões II, III e IV, e os resultados são apresentados na Tabela 12.

Tabela 12 - Parâmetro de estabilidade para as cinco cultivares, considerando-se os 23 ambientes das regiões II, III e IV.

CULTIVAR	Rendimento médio sobre todos os ambientes (kg/ha)	Percentagem sobre a média geral	Desvio da Regressão (s_d^2)
IAS 54	863,7	71,5	9.403ns
Jacuí	1.333,0	110,3	105.273**
Maringá	1.214,2	100,5	84.885**
PAT 24	1.140,8	94,4	106.222**
PF 7158	1.489,5	123,3	37.076*
Média Geral	1.208,3		

ns = não significativo;

* = significativo ao nível de 5% de probabilidade;

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

Pela análise da Tabela 12, a cultivar IAS 54 atende aos requisitos de um cultivar estável. A cultivar PF 7158 apresenta um desvio da regressão levemente significativo e uma produtividade de 123,3% sobre a média das cultivares nos 23 ambientes.

Posteriormente é realizada análise de estabilidade, para as mesmas cultivares, dentro de cada uma das regiões II (6 ambientes), III (10 ambientes) e IV (7 ambientes). Nas regiões II e III as cultivares IAS 54 e PF 7158 atendem aos requisitos de uma cultivar estável, sendo a cultivar PF 7158 a preferida por ser a de maior média de produção entre as cultivares ensaiadas. Na região IV nenhuma cultivar apresenta os requisitos de estabilidade, embora a cultivar PF 7158 continuasse sendo a mais produtiva.

5. 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:

5.1 - 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.

5.2 - 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.

5.3 - 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.

5.4 - 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.

5.5 - A análise de estabilidade mostra-se muito rigorosa, pois, revela para o conjunto dos ambientes, apenas uma das cinco cultivares atendendo aos requisitos de estabilidade.

O método de análise de variáveis canônicas, em particular, possibilita as seguintes conclusões:

1) Primeiramente, ele leva em consideração a interação cultivar x local x ano, a qual é confundida com cultivar x local (HORNER e FREY, 1957) ou ignorada (ABOU-EL-FITTOUH *et alii*, 1969), bem como leva em consideração a contribuição de cada local na interação cultivar x local. A classificação é, assim, consistente sobre os anos em estudo. Além disso, há menor chance de erro de classificação do que no método de conglomeração, porque tanto as distâncias entre locais como suas direções são preservadas e representadas. A distribuição espacial dos locais é impossível de representar em um diagrama hierárquico tal como é usado na técnica de conglomeração aglome-

rativa.

2) Oferece um método prático de utilizar toda a informação em uma série de dados não balanceados, mesmo quando cada local não está representado em cada ano.

3) Os resultados fornecem um meio de elucidar algumas das causas de variação devidas à interação cultivar x local. Os poucos primeiros autovetores mostram as cultivares que causam a maior parte da interação e a forma de sua resposta aos ambientes dos diferentes locais.

6. LITERATURA CITADA

ABOU-EL-FITTOUH, H. e J.O. RAWLINGS, 1967. Genotype by Environment Interactions in Cotton - Their Nature Related Environmental Factors and Implications in Zoning. Raleigh, North Carolina State University, 132 pp. (Tese de Doutorado).

ABOU-EL-FITTOUH, H.; J.O. RAWLINGS e P.A. MILLER, 1969. Classifications of Environments to Control Genotypes by Environment Interaction with Application to Cotton. Crop Science. Madison, 9: 135-140.

ALLARD, R.W. e A.D. BRADSHAW, 1964. Implications of Genotype Environment Interactions in Applied Plant Breeding. Crop Science. Madison, 4: 503-507.

- BARTLETT, M.S., 1938. Further Aspects of the Theory of Multiple Regression. Proceedings of the Cambridge Philosophical Society. Cambridge, 34: 33-40.
- BREESE, E.L., 1969. The Measurement and Significance of Genotype-Environment Interactions in Grasses. Heredity. Londres, 24: 27-44.
- BYTH, D.E.; R.L. EISEMANN e H.I. DE LACY, 1976. Two-way Pattern Analysis of a Large Data Set to Evaluate Genotype Adaptation. Heredity. Londres, 37: 215-230.
- CAMPBELL, L.G. e H.N. LAFEVER, 1977. Cultivar x Environment Interaction in Soft Red Winter Yield Tests. Crop Science. Madison, 17: 607-608.
- COCHRAN, W.G. e G.M. COX, 1957. Experimental Designs. 2a. ed., Nova York, John Wiley, 611 pp.
- CORDEIRO, C.M.T., 1978. Estudo do Zoneamento da Região Centro-Sul do Brasil para a Cultura do Milho. Brasília, Universidade de Brasília, 104 pp. (Dissertação de Mestrado).
- EBERHART, S.A. e W.A. RUSSEL, 1966. Stability Parameters for Comparing Varieties. Crop Science. Madison, 6: 36-40.
- FINLAY, K.W. e G.N. WILKINSON, 1963. The Analysis of Adaptation in Plant Breeding Programme. Australian Journal of Agricultural Research. Melbourne, 14: 742-754.
- FREEMAN, G.H., 1973. Statistical Methods for the Analysis of Genotype-Environment Interactions. Heredity. Londres, 31: 339-354.

- HORNER, T.W. e K.J. FREY, 1957. Methods for Determining Natural Areas for Oat Varietal Recommendations. Agronomy Journal. Wisconsin, 49: 313-315.
- JOWETT, D., 1972. Yield Stability Parameters for Sorghum in East Africa. Crop Science. Madison, 12: 314-317.
- KEMPTHORNE, O., 1975. The Design and Analysis of Experiments. Nova York, Robert E. Kreeger Publishing, 641 pp.
- LIANG, G.H.L.; E.G. HEINE e T.L. WALTER, 1966. Estimates of Variety-Environment Interactions in Yield Test and Their Significance in Breeding Programs. Crop Science. Madison, 6: 135-139.
- MAHALANOBIS, P.C., 1936. On the Generalized Distance in Statistics. Proceedings National Institute of Science. India, 12: 49-55.
- MOREIRA, J.C.S.; E.A. OSÓRIO; M.C. MEDEIROS; F.A. LANGER; V.I. LINHARES; E.P. GOMES; C.N.A. SOUZA e G.C. COPPOLLA, 1971. Cultura do Trigo. Instituto de Pesquisas Agropecuárias do Sul. Pelotas, Circ. 48: 19-29.
- MORRISON, D.F., 1976. Multivariate Statistical Methods. 2^a ed. Nova York, McGraw-Hill, 415 pp.
- MOTA, F.S. e M.I.C. BEIRSDORF, 1971. Cultura do Trigo no Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Instituto de Pesquisas Agropecuárias do Sul. Pelotas, Circ. 48: 76 pp.
- MOTA, F.S.; M.I.C. BEIRSDORF; M.J.C. COSTA; W.A. MOTTA e S.L. WESTPHALEN, 1974. Zoneamento Agroclimático do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Instituto de Pesquisas Agropecuárias do Sul e Secretaria da Agricultura - RS., Pelotas, 121 pp.

- OLIVEIRA, A.C., 1976. Comparação de Alguns Métodos de Determinação da Estabilidade em Plantas Cultivadas. Brasília, Universidade de Brasília, 64 pp. (Dissertação de Mestrado).
- OSÓRIO, E.A.; J.C.S. MOREIRA; E.C. da SILVA e M.L. SILVA, 1974. Estudos de Adaptação de Cultivares de Trigo no Rio Grande do Sul. I. Adaptação Regional das Cultivares Precoces. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Rio de Janeiro, Série Agron., 9: 151-154.
- PARODA, R.S. e J.D. HAYES, 1971. An Investigation of Genotype-Environment Interactions for Rate of Ear Emergence in Spring Barley. Heredity. Londres, 26: 157-175.
- PASCALE, A.J. e F.S. MOTA, 1966. Aspectos Bioclimáticos da Cultura do Trigo no Rio Grande do Sul. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Rio de Janeiro, 1: 123-140.
- PIMENTEL GOMES, F., 1976. Curso de Estatística Experimental. 6a. Ed., Piracicaba, Livraria Nobel, 430 pp.
- ROSITO, C., 1974. Interação Genótipo por Locais em Trigo no Rio Grande do Sul. Piracicaba, ESALQ/USP. 61 pp. (Dissertação de Mestrado).
- SAMUEL, D.J.A.; J. HILL; E.L. BREESE e A. DAVIES, 1970. Assessing and Predicting Environmental Response in *Lolium perenne*. Journal of Agricultural Science. Cambridge, 75: 1-9.
- SCHLEHUBER, A.M.; J.C.S. MOREIRA e M.C. MEDEIROS, 1970. Estudo de Correlações Simples Entre Ensaios de Variedades de Trigo Realizados no Rio Grande do Sul. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Rio de Janeiro, Série Agron. 5: 235-241.

- SEAL, H.L., 1964. Multivariate Statistical Analysis for Biologists. Londres, Methuen, 209 pp.
- SEIF, E.; J.C. EVANS e L.N. BALAAM, 1979. A Multivariate Procedure for Classifying Environments According to Their Interaction With Genotypes. Australian Journal of Agricultural Research. Melbourne, 30: 1021-1026.
- SHUKLA, G.K., 1972. Some Statistical Aspects of Partitioning Genotype-Environmental Components of Variability. Heredity. Londres, 28: 237-245.
- SILVA, W.J.; L.T. MIRANDA e G.P. VIEGAS, 1963. Estimativa do Progresso Genético Médio em Ensaios de Cultivares de Milho. Bragantia. Campinas, 22: 247-258.
- SOKAL, R.R. e C.D. MICHENER, 1958. A Statistical Method for Evaluating Systematic Relationship. University of Kansas Bulletin. Kansas, 38: 1409-1438.
- SOKAL, R.R., 1961. Distance as a Measure of Taxonomy Similarity. Systematic Zoology, 10: 70-79.
- SNEATH, P.H.A. e R.R. SOKAL, 1973. Principles of Numerical Taxonomy. San Francisco, W.H. Freeman, 573 pp.
- TAI, G.C.C., 1971. Genotype Stability Analysis and Its Application to Potato Regional Trials. Crop Science. Madison, 11: 184-190.
- TAI, G.C.C., 1975. Analysis of Genotype-Environment Interactions Based on the Method of Path Coefficient Analysis. Canadian Journal of Genetics and Cytology. Ottawa, 17: 141-149.

- TAI, G.C.C., 1979. Analysis of Genotype-Environment Interactions of Potato Yield. Crop Science. Madison, 19: 434-438.
- WISHART, D., 1978. CLUSTAN -User Manual. 3a. ed. Edinburgh University, 99 pp. (Inter University Research Councils Series, Report 47).
- WRICKE, G., 1962. Zur Berechnung der Okovalenz bei Sommer Weizen und Hafer. Z.F. Pflanzenzuchtung, 52: 127-138.
- WRIGHT, S., 1921. Correlation and Causation. Journal of Agricultural Research. Washington, 20: 557-585.
- WRIGHT, S., 1934. The Method of Path Coefficients. The Annals of the Mathematics Statistics. Baltimore, 5: 161-215.
- YATES, F. e W.G. COCHRAN, 1938. The Analysis of Groups of Experiments. Journal of Agricultural Science. Cambridge, 28: 556-580.

7. APENDICE

ANÁLISE DE VARIÁVEIS CANÔNICAS

Considere-se várias amostras de N observações p -variadas, as quais deseja-se comparar, ou melhor, h universos p -variados normalmente distribuídos representados pelas amostras. O método que se desenvolve aqui é devido a BARTLETT (1938). De modo análogo à análise de componentes principais, o primeiro universo é representado por um aglomerado de pontos num espaço de p dimensões, centrado em um ponto caracterizado por um vetor $\mu^{(1)}$ e disperso em torno desse ponto em uma forma elipsoidal caracterizada pela matriz de variância e covariância $\Sigma^{(1)}$.

Usando-se as mesmas p variáveis, o segundo universo é representado nesse espaço de p dimensões por um segundo aglomerado de pontos, o qual sobrepoem-se ao primeiro, a uma maior ou menor extensão. O segundo vetor de médias, $\mu^{(2)}$, situa-se a uma distância

não nula de $\mu^{(1)}$, e a dispersão do aglomerado, medida por $\Sigma^{(2)}$, pode ou não diferir daquela do primeiro aglomerado.

Raciocínio semelhante é aplicado aos outros $h-2$ universos p variáveis. Uma vez assumido que as p variáveis são normalmente distribuídas, o conjunto de pontos de um universo qualquer passa a ser representado pelo vetor $\mu^{(\ell)}$ e matriz $\Sigma^{(\ell)}$ ($\ell=1,2,\dots,h$). O objetivo é, assim, obter uma idéia clara das mútuas posições e orientações destes aglomerados.

Considere-se, então, o conjunto de espaços amostrados de p dimensões dos h universos. Desde que as matrizes de variância e covariância destes universos são supostas homogêneas, pode-se representar as diferenças entre os vetores de média destes h universos por um modelo da forma

$$\begin{matrix} X & = & Z' & B & + & E \\ (N \times p) & & (N \times h) & (h \times p) & & (N \times p) \end{matrix} \quad (1)$$

Note-se que h linhas de B são necessárias para explicar (i) a média geral do conjunto amostral N , onde $N = N_1 + N_2 + \dots + N_h$, e (ii) as $h-1$ diferenças entre as médias dos h diferentes universos. A matriz de variância e covariância (dos erros) de cada amostra p variada é Σ_{Ω} , e seu valor comum para os h universos é estimado por

$$\hat{\Sigma}_{\Omega} = (N - h)^{-1} \left[\begin{matrix} h \\ \Sigma \\ \ell=1 \end{matrix} (N_{\ell} - 1) \hat{\Sigma}^{(\ell)} \right] \quad (2)$$

O objetivo é derivar uma transformação

$$y = C x \quad , \quad (3)$$

a qual evidenciará as diferenças entre as médias dos h universos, através de suas amostras.

Agora, suponha-se que o modelo representado por (1) é substituído por um modelo no qual a matriz B foi degenerada em uma simples linha de β'_s representando as p médias de todos os N x'_s . Pode-se representar a matriz de variância e covariância estimada desse modelo como $\hat{\Sigma}_w$. O interesse então reside na matriz de variância e covariância da diferença entre os modelos Ω e w , a qual mede a variabilidade entre os h grupos. Sua estimativa é dada por

$$\left[(N - 1) \hat{\Sigma}_w - (N - h) \hat{\Sigma}_\Omega \right] / (h - 1) ,$$

a qual representar-se-á como $\hat{E}$.

Na análise de componentes principais considera-se uma transformação

$$y = A x \quad ,$$

tal que o primeiro eixo é inclinado ao longo da direção da máxima variabilidade entre as N observações de p dimensões. Então, um segundo eixo, ortogonal ao primeiro, é inclinado na direção da próxima maior variabilidade, e assim sucessivamente. O procedimento é considerado determinando os componentes de a'_1 (primeira linha de A), tal que maximize a variância da primeira variável transformada,

denominada $a'_1 x$. Essa variância é $a'_1 \Sigma a_1$ e será maximizada, sujeita a $a'_1 a_1 = 1$. Então, chega-se à conclusão de que os elementos do autovetor a'_1 podem ser obtidos das p equações

$$a'_1 \Sigma = \lambda_1 a'_1$$

onde λ_1 é o maior autovalor de

$$|\Sigma - \lambda I| = 0 \quad .$$

Esse processo pode então ser repetido para a'_2 , correspondendo ao segundo maior autovalor λ_2 , e assim sucessivamente.

Pode-se expressar o conjunto de maximizações na forma matricial, dizendo que se deseja maximizar a matriz de variância e covariância

$$A \Sigma A' = \Lambda$$

sujeita a

$$AA' = I \quad ,$$

e que os elementos de A foram então determinados como soluções das p equações

$$A \Sigma = \Lambda A \quad ,$$

onde os elementos da matriz diagonal Λ são obtidos como as p raízes da equação

$$|\Sigma - \lambda I| = 0 \quad .$$

Embora não se possa pensar em termos de elipsóides de variação absoluta, e seu maior e menor eixos, o presente problema é, contudo, bastante semelhante.

Deseja-se que o primeiro eixo transformado seja inclinado na direção da maior variabilidade entre as h médias; então, o segundo eixo, ortogonal ao primeiro, é inclinado na direção da próxima maior variabilidade, e assim sucessivamente. E, enquanto na análise de componentes principais operou-se com uma matriz de variância e covariância Σ , de dimensões $p \times p$, agora utiliza-se uma matriz de variância e covariância E , de dimensões $p \times p$.

A matriz de transformação C , de (3), tem, então, uma primeira linha c'_1 , a qual maximiza a variância entre de y_1 , denominada

$$c'_1 E c_1 \quad . \quad (4)$$

Uma vez que essa maximização conduz a infinitos elementos para c'_1 , deve-se impor restrições na matriz de transformação. Estabelece-se, assim, que as variáveis y serão não correlacionadas e de variâncias unitárias. Mas a matriz de variância e covariância da transformação (3) é $C \Sigma_{\Omega} C'$ e se está, assim, fazendo a maximização de (4), sujeita a

$$c'_1 \Sigma_{\Omega} c_1 = 1 \quad . \quad (5)$$

As exigências já mencionadas para a primeira linha de C podem ser estendidas à segunda, terceira, ... linhas, tal que se

pode finalmente colocar o problema na forma matricial, como segue:

Maximizar a matriz de variância e covariância entre

$$C E C' \quad (4)'$$

sujeita a

$$C \Sigma_{\Omega} C' = I \quad (5)'$$

Agora pode-se escrever (5)' na forma

$$(C \Sigma_{\Omega}^{1/2}) (\Sigma_{\Omega}^{1/2} C') = (C \Sigma_{\Omega}^{1/2}) (C \Sigma_{\Omega}^{1/2})' = I$$

e fazendo

$$C \Sigma_{\Omega}^{1/2} = F \quad ,$$

isto é o mesmo que fazer

$$F F' = I \quad (6)$$

Com essa notação, (4)' fica

$$(C \Sigma_{\Omega}^{1/2}) \Sigma_{\Omega}^{-1/2} E \Sigma_{\Omega}^{-1/2} (C \Sigma_{\Omega}^{1/2})' = F (\Sigma_{\Omega}^{-1/2} E \Sigma_{\Omega}^{-1/2}) F' \quad (7)$$

A maximização de (7) sujeita a (6) está agora de acordo com a maximização de uma matriz $A \Sigma A'$ sujeita a $A A' = I$.

O procedimento é, então, como segue. Encontra-se primeiro as raízes $v_1 > v_2 > v_3 > \dots$ da equação polinomial de p-ésimo grau

$$|\Sigma_{\Omega}^{-1/2} E \Sigma_{\Omega}^{-1/2} - v I| = 0 \quad , \quad (8)$$

e, então, determina-se os p elementos de f'_i , i -ésima linha de F , provenientes das p equações

$$f'_i \Sigma_{\Omega}^{-1/2} E \Sigma_{\Omega}^{-1/2} = v_i f'_i, \quad (9)$$

suplementada pela relação

$$f'_i f_i = 1. \quad (10)$$

Finalmente, encontra-se os p elementos de c'_i das p relações

$$c'_i \Sigma_{\Omega}^{1/2} = f'_i \quad (11)$$

Embora isto seja formalmente correto pode-se visualizar algumas destas passagens substituindo (11) em (9) e (10). Isso quer dizer que, tendo encontrado as raízes $v_1, v_2, \dots$ de (8), obtêm-se os p elementos de c' , provenientes de

$$c'_i E \Sigma_{\Omega}^{-1/2} = v_i c'_i \Sigma_{\Omega}^{1/2}$$

ou melhor, pela pós-multiplicação por $\Sigma_{\Omega}^{1/2}$, de

$$c'_i E = v_i c'_i \Sigma_{\Omega} \quad (9)'$$

suplementado por

$$c'_i \Sigma_{\Omega} c_i = 1. \quad (10)'$$

Quando se considera o aspecto de computação, não é necessário fazer as divisões finais por $N-h$ ou $h-1$ a fim de obter $\hat{\Sigma}_{\Omega}$ ou $\hat{E}$, respectivamente. Chamando de H a matriz das somas de qua-

drados e produtos entre os $\underline{h}$ grupos, e E a correspondente matriz dentro, tem-se

$$H = (h-1) \hat{E} \quad \text{e} \quad E = (N-h) \hat{\Sigma}_{\Omega} \quad (12)$$

e (8) fica, depois da divisão de cada elemento de suas duas matrizes ($p \times p$) por $(N-h)/(h-1)$,

$$|E^{-1/2} H E^{-1/2} - \phi I| = 0, \quad (8)''$$

onde

$$\phi = \frac{h-1}{N-h} v.$$

Então (9)' e (10)' ficam

$$c_i^! H = \phi_i c_i^! E \quad (9)''$$

e

$$c_i^! E c_i = N-h, \quad (10)''$$

respectivamente.

As $\underline{p}$ raízes de (8) somente são distinguíveis quando $p \leq h-1$. Quando $p > h-1$ existem $(p-h-1)$ raízes nulas e $h-1$ outras raízes distinguíveis. É muito importante lembrar isso quando (8)'' é tratado como uma equação em ϕ .

A expressão (8)'' pode ser colocada na forma

$$|H E^{-1} - \phi I| = 0, \quad (8)'''$$

e uma vez os autovalores ϕ tenham sido calculados, os elementos de

$$C = \begin{bmatrix} c_1' \\ c_2' \\ \dots \\ c_p' \end{bmatrix} ,$$

onde o autovetor c_i' é um vetor linha de p elementos podem ser gerados como soluções das equações

$$(H E^{-1} - \phi_i I) c_i = 0 , \quad (13)$$

o que corresponde à solução de (9)" e (10)".