



EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUARIA

DEPARTAMENTO DE MÉTODOS QUANTITATIVOS

COMPARAÇÃO DE ALGUNS MÉTODOS DE  
DETERMINAÇÃO DA ESTABILIDADE  
EM PLANTAS CULTIVADAS

Antonio Carlos de Oliveira, Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, M.Sc.

DMQ/A/11

Setembro/1976

DMQ/EMBRAPA
N <sup>o</sup> A/11
DATA: 13/12/77

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA - UnB

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA - IE

COMPARAÇÃO DE ALGUNS MÉTODOS DE  
DETERMINAÇÃO DA ESTABILIDADE EM  
PLANTAS CULTIVADAS

1.  
22/96

ANTÔNIO CARLOS DE OLIVEIRA, ENGº AGRº

18/16  
021

BRASÍLIA - DF

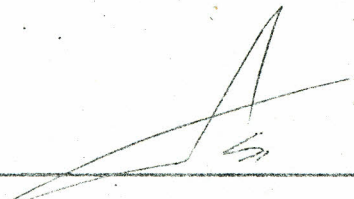
Setembro de 1976.

"Comparação de alguns métodos de determinação  
da estabilidade em plantas cultivadas"

Antônio Carlos de Oliveira

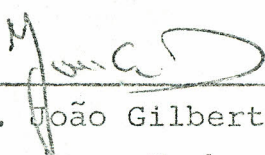
"Dissertação apresentada como parte dos requisitos necessários à  
obtenção do grau de Mestre em Estatística e Métodos Quantitativ  
os pela Universidade de Brasília".

Aprovado por:



---

Prof. Gilberto Páez, PhD  
Presidente da Banca



---

Prof. João Gilberto Corrêa da Silva, PhD  
Membro da Banca



---

Prof. Luis Hernan Rodriguez Castro, PhD  
Membro da Banca

Brasília - DF  
Setembro de 1976

DEDICO

À memória de meu pai,

À minha mãe e

Às minhas irmãs.

## AGRADECIMENTOS

Sou particularmente grato

Ao Prof. Dr. Gilberto Páez Bogarin pela orientação no desenvolvimento deste trabalho;

Ao Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup> Jairo Silva pelo auxílio e sugestões prestadas;

Ao Eng<sup>o</sup> Comercial Oscar Palma Pacheco pela contribuição na computação dos dados;

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária pela oportunidade oferecida;

Ao Departamento de Processamento de Dados da EMBRAPA na pessoa do Dr. João Gilberto Corrêa da Silva pelas inúmeras colaborações prestadas;

Aos professores do Departamento de Estatística da Universidade de Brasília pelos ensinamentos que me foram transmitidos;

A meus pais pelo carinho e incentivo;

A todos colegas e amigos que de uma forma ou de outra contribuíram para a concretização deste trabalho.

## SUMÁRIO

Seis métodos de determinação de "performances" em plantas cultivadas foram estatisticamente comparados. Foram usados dados gerados a partir de informações obtidas através do Ensaio Nacional do Milho, estudando-se o comportamento de 15 genótipos, quanto à estabilidade de produção, para 13 ambientes diferentes.

Os métodos estudados foram os seguintes: a) Método tradicional, que usa o quadrado médio de ambientes dentro de cada variedade como medida de estabilidade; b) Método de Plaisted e Peterson, que adota componentes de variância da interação variedades x ambientes como parâmetros de estabilidade; c) Método de Wricke, que avalia a estabilidade através da contribuição de cada variedade para a interação variedades x ambientes; d) Método de Finlay e Wilkinson, que se baseia no ajustamento de uma regressão linear da produção individual de variedades em relação às médias de ambientes, com os dados transformados para a escala logarítmica; e) Método de Eberhart e Russel, semelhante ao método de Finlay e Wilkinson, do qual difere por usar os dados na escala original e levar em consideração o desvio da regressão na avaliação da estabilidade; f) Método de Tai, semelhante ao método de Eberhart e Russel, do qual difere pelo modo de estimar os parâmetros de regressão.

Fixando-se um limite de 1% de probabilidade, o método tradicional apresentou resultados que diferiram significativamente daqueles obtidos com os métodos de Plaisted e Peterson, e Wricke. Também diferiram significativamente os resultados obtidos com os métodos de Finlay e Wilkinson, e de Wricke. Os resultados das demais comparações de métodos não foram significativos no nível de 1% de probabilidade. Observou-se, também, que os métodos de Finlay e Wilkinson, e Eberhart e Russel foram mais informativos do que os demais.

## ABSTRACT

Six methods to determine the performance of cultivated plants were statistically compared. The study was based on data generated from information obtained from the "Ensaio Nacional do Milho". The behaviour of 15 genotypes, in regard to the production stability performance, in 13 different environments was studied.

The following methods were studied: a) The traditional method, where the mean square of the environments within each variety is used as measure of stability; b) Plaisted and Peterson's method, in which the variance components of the interaction varieties x environments are used as stability parameters; c) Wricke's method, in which the estimated stability is found through the contribution of each variety to the interaction varieties x environments component; d) Finlay and Wilkinson's method, where a regression equation of the individual production of the varieties on the average of the environments is fitting, using the data transformed into a logarithmic scale; e) The method by Eberhart and Russel in which the regression equation is fitted with the untransformed data; they define the average of the environments minus the grand mean as the "environment index" and consider the lack of fit in the evaluation of stability; f) The Tai method, similar to Eberhart and Russel's method, in which it is attempted to determine a linear response of the varieties to the environment effects.

Fixing the 1% probability as a level of significance, the traditional method showed results which differed from those obtained by Plaisted and Peterson, and Wricke; further, the results with the method of Finlay and Wilkinson differed significantly from those given by Wricke's method. The results of the remaining comparisons of methods did not showed significance.

It was observed that the method by Finlay and Wilkinson and that by Eberhart and Russel appear to be more informative than the rest.





## 1. INTRODUÇÃO

O termo "estabilidade de produção" de variedades de plantas cultivadas tem sido definido sob formas diferentes. Usualmente uma variedade é considerada estável se apresenta apenas pequenas variações no seu comportamento geral, quando desenvolvida sob condições ambientais diversas.

Segundo este conceito não se considera importante a potencialidade de ambientes em proporcionar altas ou baixas produções, isto é, a variedade estável tem mais ou menos a mesma produção, quer os ambientes sejam favoráveis ou desfavoráveis. Este tipo de variedade é de grande utilidade para os pequenos agricultores, que carecem de recursos para a aplicação de níveis adequados de tecnologia, e, portanto, devem adotar variedade pouco sensível às trocas ambientais.

Mais recentemente, Finlay e Wilkinson (5) definiram "estabilidade média" de uma forma dinâmica, para caracterizar uma variedade cuja produção varia de acordo com a capacidade dos ambientes em proporcionar altas ou baixas produtividades.

Este tipo de variedade é sensível às trocas ambientais, respondendo bem às variações das condições de ambiente, sendo portanto, útil aos grandes agricultores, que aplicam altos níveis de tecnologia.

O conceito de estabilidade de produção é de grande importância para o melhorista de plantas visto que é de seu interesse a obtenção de variedades que se comportem bem não somente em um ambiente particular, mas também sob diferentes condições de ambiente.

Diversos métodos tem sido propostos para a determinação da estabilidade. A diferença entre os métodos sugeridos na

literatura se originam dos diferentes conceitos de estabilidade adotados e dos diferentes procedimentos estatísticos empregados para a determinação da estabilidade.

Os objetivos do presente trabalho são:

- 1) Observar o comportamento de seis métodos de estimação da estabilidade aplicados a dados de produção de grãos em cultivares de milho. (Zea mays L).
- 2) Comparar os métodos a serem estudados aplicando critérios estatísticos.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1. Desenvolvimento Histórico dos Métodos

Os métodos que visam determinar estatisticamente a estabilidade se fundamentam, nas possíveis interações que ocorrem entre genótipo e ambiente. Allard e Bradshaw (1) dividem as condições ambientais que concorrem para as interações genótipo x ambiente em duas classes: previsíveis e imprevisíveis.

Na primeira categoria incluem todas as características permanentes de ambiente, como características gerais de clima e de tipo de solo, além daquelas que flutuam de maneira sistemática, como o comprimento do dia. Também incluem as características determinadas pela ação do homem, que podem portanto, ser fixadas mais ou menos à vontade, tais como data de plantio, densidade de semeadura, métodos de colheita e outras práticas agrônômicas. A segunda categoria inclui flutuações no clima, como quantidade e distribuição de chuva e temperatura, além de outros fatores.

É muito difícil encontrar concordância entre melhoristas de plantas sobre o que se deve saber acerca das interações genótipo x ambiente e o que se poderia fazer com elas. Alguns melhoristas enfatizam o efeito camuflado de tais interações sobre os valores dos genótipos. Eles se empenham em estimar as magnitudes das variâncias atribuíveis às interações e utilizam tais estimativas no desenvolvimento de métodos de seleção mais precisos.

Outros melhoristas salientam que melhoramentos quanto à estabilidade não são prováveis, já que somente caracteres finais como produção e qualidade são geralmente considerados. Esses melhoristas acreditam que progressos reais serão possíveis se

se elucidar os caminhos pelos quais os caracteres finais são es  
tendidos.

Eberhart e Russel (3) mencionam que as interações estão normalmente presentes para qualquer material genético com o qual o melhorista possa estar trabalhando. Elas dificultam sen  
sivelmente a demonstração de diferenças significativas entre ge  
nótipos.

Interações significativas genótipo x ambiente sugerem que um programa de melhoramento poderia ser orientado para o desenvolvimento de variedades particularmente adaptadas ã ambien  
tes especiais.

Entretanto, o aspecto negativo desse procedimento é o grande dispêndio de recursos humanos, material genético e fi  
nanceiro que seria demandado. Extensas áreas teriam que ser subdivididas para o desenvolvimento de um programa de melhoramento dentro de cada subdivisão.

Eberhart e Russel (3) discutem este aspecto. Estratificações de ambientes são feitas de maneira a reduzir o efeito das interações genótipo x ambiente. Estas estratificações usualmente são baseadas nas diferenças macro-ambientais, como gradien  
te de temperatura, distribuição de chuvas e tipo de solo.

Contudo, algumas vezes, com este refinamento da técnica, a interação de genótipos com locais dentro de uma sub-região e com ambientes no mesmo local em diferentes anos, frequen  
temente permanece também grande.

Allard e Bradshaw (1) classificam como imprevisí  
vel a variação ambiental para a qual a estratificação não seja eficiente.

O método sugerido pela maioria dos pesquisadores como o mais racional é a introdução de variedades, que mostrem

um alto grau de estabilidade de "performance" em uma classe convenientemente ampla de ambientes.

Assim, avaliações preliminares poderiam ser planejadas para a identificação de genótipos que interagissem menos com os ambientes nos quais eles estivessem sendo desenvolvidos.

Com esse objetivo vários pesquisadores descreveram métodos baseados em princípios estatísticos que estimam parâmetros e os usam na avaliação da estabilidade de variedades.

O método mais antigo usado para se avaliar estabilidade consiste em uma análise de variância conjunta de uma série de experimentos desenvolvidos em vários locais e em vários anos. Através desse procedimento estudam-se não apenas os efeitos isolados de variedades, locais e anos, mas também as interações variedades x locais, variedades x anos, locais x anos e variedades x locais x anos são considerados de maneira a proporcionar estimativas das magnitudes de suas variâncias.

Designando-se as combinações de locais e anos por ambientes, a variação de ambientes dentro de cada variedade é uma medida da estabilidade da variedade. A variedade que apresentar a menor variação, estimada pelo quadrado médio de ambientes dentro de variedades é considerada a mais estável.

Yates e Cochran (25) sugerem a decomposição da interação variedades x ambientes. Para cada variedade determina-se uma regressão linear da produção em relação à média de produção de todas as variedades em cada ambiente.

Uma equação de regressão é ajustada para cada variedade. Essa equação, representada em um gráfico de eixos Cartesianos, mostrará o comportamento individual de cada variedade sob o efeito dos diferentes ambientes. Yates e Cochran (25) usam essa equação para fazer previsões.

O procedimento de Yates e Cochran (25) tem sido a base para vários autores no desenvolvimento de métodos que estimam parâmetros para a determinação da estabilidade de produção de variedades de plantas.

Plaisted e Peterson (16) apresentaram um método para caracterizar a estabilidade da "performance" de produção. No caso da análise de resultados de um ano, que eles consideram, o primeiro passo é uma análise de variância do conjunto de todas as variedades e todos os locais. Se a interação variedades x locais é significativa, efetua-se análise de variância do conjunto de todos os anos para cada combinação de variedades tomadas duas a duas. Para  $m$  variedades serão necessárias  $m(m-1)/2$  análises. Esse conjunto de análises fornece uma estimativa de  $\sigma_{v1}^2$  (componente de variância da interação variedades x locais) para cada par de variedades. Calcula-se, então, a média aritmética das estimativas de  $\sigma_{v1}^2$  para cada variedade. A variedade que corresponde o menor valor médio é a que contribui menos para as interações variedades x locais e, assim, é considerada a mais estável no teste.

Um inconveniente deste método é o grande número de análises demandadas se muitas variedades são testadas.

Wricke (24) define um parâmetro de estabilidade que ele denomina de "ecoivalência" (valência ecológica). A ecoivalência é uma medida de avaliação das oscilações de rendimentos sob variadas condições de ambientes. A soma de quadrados da interação variedades x ambientes é dividida nas partes atribuíveis às variedades isoladas.

A associação entre médias de produção e ecoivalência é avaliada através do coeficiente de correlação de Spearman.

Wricke (24) menciona que frequentemente tem surgi

do a suposição de que variedades rendosas mostram, em média, oscilações mais acentuadas de rendimento do que as menos rendosas. Entretanto, ele não encontrou nenhuma correlação entre rendimento e ecovalência em variedades de cebola.

Se de fato houvesse uma relação entre bom rendimento e pequena ecovalência, uma variedade com alto rendimento deve ser suspeitada estar na categoria de plantas que no decorrer do trabalho de melhoramento atingiram tal nível que se tornam difíceis novos melhoramentos.

Freeman e Perkins (6) criticam o método de Wricke (24) citando que não há uma partição da soma de quadrados da interação variedades x ambientes correspondente às contribuições devidas à variação dentro de cada variedade separadamente. Isto porque não há um caminho para dividir esta soma de quadrados em  $m$  componentes. Correspondentemente o número de graus de liberdade para variedades,  $m-1$ , não é, em geral, divisível por  $m$ .

Para Finlay e Wilkinson (5), esse tipo de técnica carece de precisão e é de difícil uso quando grande número de genótipos são testados, como, por exemplo, em um programa de introdução de plantas ou quando se testa uma grande população em um programa de melhoramento. Com o propósito de solucionar esse problema, e se estudar convenientemente a resposta dinâmica de variedades de plantas a diversas condições ambientais, eles introduzem um "índice de ambiente", que definiu como a produção média de todas as variedades em cada ambiente.

O método de Finlay e Wilkinson (5) para comparar a "performance" de um conjunto de variedades em vários ambientes se baseia em uma análise de regressão simples. As duas variáveis consideradas para a estimação do coeficiente de regres

são são o índice de ambiente (variável independente) e a produção individual média de cada variedade em cada ambiente (variável dependente).

Para a determinação da estabilidade nesse método os índices importantes são o coeficiente de regressão e a produção média da variedade sobre todos os ambientes.

Prêviamente à análise, as produções são transformadas em uma escala logaritmica que segundo Finlay e Wilkinson (5), induzem um alto grau de linearidade na regressão. O uso de escala logaritmica também induziu, no exemplo estudado por Finlay e Wilkinson (5), um razoável grau de homogeneidade da variância do erro.

Baseando-se no coeficiente de regressão, Finlay e Wilkinson (5) caracterizam vários tipos de adaptação de variedades. Variedades com um baixo coeficiente de regressão mostram um alto grau de estabilidade fenotípica. Neste caso as produções para todos os ambientes são quase as mesmas. A estabilidade absoluta é expressa por  $b=0$ .

As variedades fenotipicamente instáveis estão associadas a altos valores para os coeficientes de regressão. Valores negativos ainda que eventualmente possam ocorrer, não é de interesse do pesquisador.

Variedades com coeficiente de regressão próximo de 1,0 têm estabilidade média sobre todos ambientes.

Eberhart e Russel (3) mencionam que análises de vários conjuntos de dados, em ensaios de produção de milho, na Universidade do Estado de Iowa (Estados Unidos), têm indicado que híbridos com um coeficiente de regressão menor que 1,0 geralmente têm produções médias abaixo da produção média geral.



Em resumo, o coeficiente de regressão próximo de 1,0 indica estabilidade média. Quando isso é associado com média de produção alta, a variedade tem capacidade geral de adaptação; quando associado com média de produção baixa, a variedade é pobrememente adaptada para todos os ambientes.

Coeficiente de regressão acima de 1,0 indica uma elevada sensibilidade à mudança de ambiente (baixa estabilidade), e maior especificidade na adaptação à ambientes de alta produtividade. Coeficiente de regressão abaixo de 1,0 indica uma baixa sensibilidade à troca de ambiente (alta estabilidade), e maior especificidade na adaptação à ambientes de baixa produtividade. Essas situações são ilustradas na Figura 1.

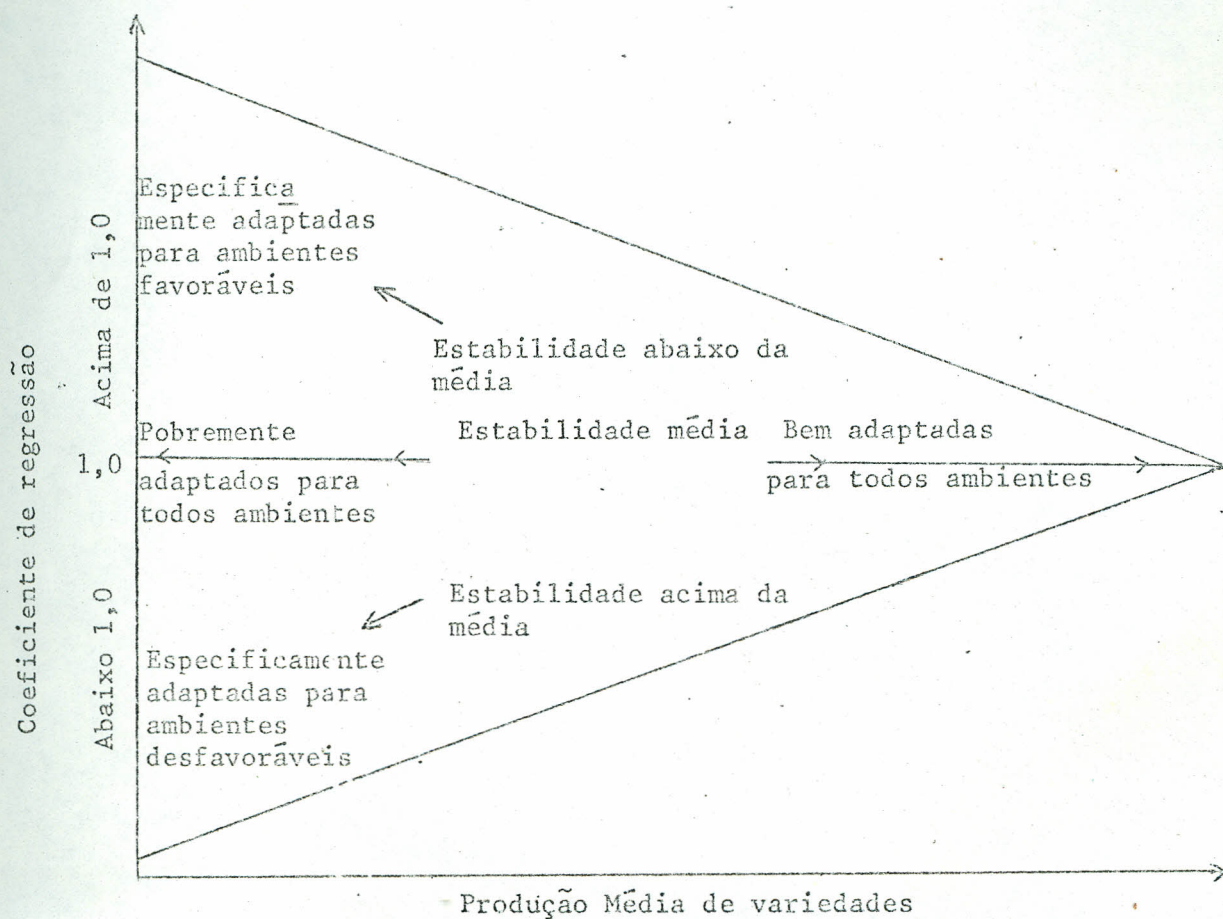


Figura 1. Caracterização de variedades quanto à estabilidade baseada na produção média e coeficiente de regressão, segundo Finlay e Wilkerson (5).

O uso do índice de ambiente como variável independente na análise de regressão é justificado pelos autores por descrever o complexo natural de ambiente sem as complexidades de definição.

Rowe e Andrew (19), avaliando a influência da heterozigose sobre a estabilidade fenotípica para cinco caracteres quantitativos, em milho (Zea mays L.), e usando grupos de genótipos para representarem níveis de heterozigose, estimam componentes de variância para ambientes e interações genótipo-ambiente. Os componentes de variância são usados para proporcionar uma indicação de estabilidade para cada caráter e cada nível de heterozigose.

Eberhart e Russel (3), estudando parâmetros de estabilidade para comparação de variedades de milho (Zea mays, L.), propõe um modelo nos mesmos moldes daquele sugerido por Yates e Cochran (25) e semelhante ao de Finlay e Wilkinson (5).

O método de Eberhart e Russel (3) considera a regressão de cada variedade no experimento em relação a um só índice de ambiente definido como no método de Finlay e Wilkinson (5), e uma função de desvios desta regressão. Os parâmetros de estabilidade para cada variedade são o coeficiente de regressão e o desvio da regressão.

Eberhart e Russel (3), em desacordo com Finlay e Wilkinson (5), afirmam que seria desejável um índice independente das variedades experimentais e obtidos de fatores ambientais, tais como chuva, temperatura e fertilidade do solo. Não usam este procedimento devido ao fato de não se ter conhecimentos da relação entre tais fatores e produção, o que impede a estimação de tais índices.

O melhorista de plantas normalmente, deseja varie

dades que se comportem acima da média geral em qualquer ambiente. Logo, deseja variedades de médias altas, coeficiente de regressão unitário, e desvios da regressão tão pequenos quanto possíveis.

Assim, para Eberhart e Russel (3), variedade estável é aquela a que correspondem coeficiente de regressão 1,0 e desvio da regressão zero.

Tai (23) descreve um parâmetro estatístico apropriado para estabilidade. O método de Tai (23) é semelhante ao de Eberhart e Russel (3), em que se tenta determinar a resposta linear da variedade para os efeitos ambientais. A diferença está na estimação dos parâmetros. Ele envolve uma extensão do modelo matemático convencional para a análise de variância; estima o potencial genótipo da variedade para estabilização na "performance", quando variam os ambientes. Os parâmetros são definidos como  $\alpha_i$  e  $\lambda_i$ , sendo  $\alpha_i$  estimado pela covariância entre efeitos de ambientes e efeitos da interação variedades x ambientes, dividida pela variância dos efeitos ambientais, e  $\lambda_i$  estimado pela razão entre a variância dos desvios da resposta linear e a variância do erro associada com os efeitos da interação variedades x ambientes mais a unidade.

Uma variedade perfeitamente estável não mudará sua "performance" de ambiente para ambiente. Isto equivale a afirmar que  $\alpha = -1$  e  $\lambda = 1$ .

Tai (23) salienta que uma variedade perfeitamente estável provavelmente não existirá. Assim, segundo Tai (23), o melhorista ficará satisfeito com a obtenção de níveis médios de estabilidade. Os valores ( $\alpha = 0, \lambda = 1$ ) são referidos como estabilidade média, e os valores ( $\alpha = -1, \lambda = 1$ ) como perfeita estabilidade.

## 2.2. Algumas Aplicações dos Métodos

Kaltsikes (11) usa o método proposto por Wricke (24) para estudar estabilidade de produção de variedades de trigo (Triticum aestivum L.). O uso do coeficiente de Spearman não mostrou evidência de associação entre médias de produção e ecovalência.

O método de Eberhart e Russel (3) tem sido o mais utilizado pela maioria dos melhoristas para o estudo da estabilidade de produção. Este método é usado por Joppa, Lesbock e Busch (10) em seleção de cultivares de trigo (Triticum aestivum L.), Frey (7) em estudo de isolinhas de aveia (Avena sativa L.), Feaster e Turcotte (4), em algodão (Gossipium barbadense L.), Pantanothai e Atkins (14), em estudo de produção de cruzamentos simples e "three-way hybrids" em sorgo (Sorghum bicolor L.), Reich e Atkins (18), em tipos diferentes de populações de sorgo (Sorghum bicolor L.), e Silva e colaboradores (21) em cultivares de milho (Zea mays L.).

Jowett (9), estudando estabilidade de produção de sorgo (Sorghum bicolor L.) aplica os métodos de Finlay e Wilkinson (5), Wricke (24) e Eberhart e Russel (3). Com base nas análises, porém sem usar critério estatístico, conclui que o método de Wricke (24), baseado em um simples parâmetro, ecovalência, é o menos informativo. Jowett (9) compara as análises na escala aritmética (3) e na escala logarítmica (5) e conclui que a análise na escala logarítmica é preferível quando as variedades diferem acentuadamente em produção.

Frey e Maldonado (8), estudando cultivares de aveia (Avena sativa L.), em diferentes anos e épocas de plantio, constituem misturas de cultivares para representar diferentes gru

pos de heterogeneidade. Os grupos são formados de cultivares, mistura de dois cultivares, mistura de três cultivares, etc. Uma análise de variância é computada sobre a produção, sendo a soma de quadrados da interação datas de plantio x grupos particionada para proporcionar um quadrado médio para datas em cada nível de heterogeneidade. O teste F aplicado a esses quadrados médios mostrou o comportamento dos grupos em relação às épocas de plantio. Este procedimento é semelhante àquele sugerido por Wricke (24).

Rasmusson (17) estuda produção e estabilidade de produção em populações de cevada (Hordeum vulgare L.). Ele usa dois conjuntos representados por três níveis distintos de diversidade genética. Os níveis são: variedades homogêneas, misturas mecânicas simples (quantidades equivalentes de variedades homogêneas) e misturas complexas (cruzamentos simples entre variedades homogêneas).

Cada conjunto consistindo de vários níveis se desenvolveu em diferentes locais durante vários anos. Rasmusson (17), utilizou dois métodos para avaliar a estabilidade de produção relativa. O primeiro deles envolve uma comparação entre magnitudes de variâncias, semelhante ao que fazem Peterson e Plaisted (16). Obtem-se estimativas das variâncias da interação locais x anos e erro, computando uma análise de variância para cada nível. A análise envolve anos, locais e repetições. A estimativa da variância da interação locais x anos proporciona uma medida de consistência do nível individual nos diferentes locais e anos; enquanto que a estimativa do erro mede a consistência de "performance" de repetição para repetição. Examinando os componentes de variância os autores não encontraram uma disposição definida das magnitudes desses componentes em relação aos níveis de diversidade genética, quando os conjuntos de dados foram considerados.

O segundo método usado por Rasmusson (17) é aquele sugerido por Finlay e Wilkinson (5). Com esse procedimento ele verifica haver maior estabilidade para misturas complexas (bulk híbridos) do que para variedades ou misturas simples nos dois conjuntos. Em ambos os conjuntos, variedades e misturas simples tiveram valores semelhantes para o coeficiente de regressão.

### 3. MATERIAIS E MÉTODOS

#### 3.1. Materiais.

Os dados utilizados foram gerados por simulação a partir de resultados experimentais obtidos através do "Ensaio Nacional do Milho" nos anos agrícolas 1972/73 e 1973/74. Esse ensaio vem sendo desenvolvido em quase todo o País com o propósito de estabelecer as melhores "performances" de variedades, híbridos de variedades e híbridos de linhagens. O material genético não se repete de ano para ano em um mesmo local. De acordo com os resultados que vêm sendo obtidos, alguns cultivares (variedades, híbridos de variedades e híbridos de linhagens) são abandonados ao passo que outros são acrescentados no ensaio.

Os estudos foram baseados em resultados da região Centro do Brasil de maior tradição no cultivo do milho (Zea mays L.). Esta região é constituída pelos Estados de Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Distrito Federal.

Os locais selecionados foram os seguintes: Sete Lagoas, Patos de Minas, Uberaba e Governador Valadares (Minas Gerais); São Simão, Piracicaba, Jaboticabal, Campinas, Ataliba Leonel e Pindorama (São Paulo); Jacarezinho (Paraná); Brasília (Distrito Federal).

Os cultivares considerados são os seguintes:

- |                     |                        |
|---------------------|------------------------|
| 1) Hmd 6999B        | (Híbrido de linhagens) |
| 2) Hmd 7974         | (Híbrido de linhagens) |
| 3) Azteca Prolífico | (Variedade)            |
| 4) Centralmex       | (Variedade)            |
| 5) Dentado Composto | (Variedade)            |
| 6) Flint Composto   | (Variedade)            |

7) Cargill 111	(Híbrido de linhagens)
8) Agroceres 256	(Híbrido de linhagens)
9) Agroceres 152/5	(Híbrido de linhagens)
10) GO - 07	(Híbrido de variedades)
11) GO - 06	(Híbrido de variedades)
12) Cargill 300	(Híbrido de linhagens)
13) GO - 08	(Híbrido de variedades)
14) Agroceres 257	(Híbrido de linhagens)
15) ESALQ-HV1	(Híbrido de variedades)

Os fatores local e ano foram combinados de modo a formarem ambientes distintos, sem a consideração de local e ano. Assim, obteve-se um total de 26 ambientes, dos quais 13 foram abandonados para que os dados utilizados no presente estudo satisfizessem a pressuposição de homogeneidade da variância do erro.

### 3.2. Métodos

#### 3.2.1. Geração de Repetições

Cada experimento do conjunto considerado foi originalmente delineado em reticulado retangular 5 x 6 com testemunha intercalar.

Tomando como base as médias ajustadas dos cultivares e o desvio padrão relativo às parcelas, foram geradas 10 repetições em cada ambiente, segundo uma distribuição normal, obedeuendo o esquema de blocos casualizados.

O desvio padrão de parcelas para cada ambiente foi estimado por

$$\hat{\sigma}_j = \hat{\sigma}_{\bar{x}_j} r,$$



onde  $\hat{\sigma}_{x_j}$  é a estimativa do desvio padrão de médias de cultivares para o ambiente  $j$  e  $r$  é o número de repetições.

Os dados de produção foram gerados na unidade de ton/ha e analisados pelo processo usual para blocos casualizados.

Pelo fato de se ter usado simulação para a obtenção dos dados, não foram feitas inferências com respeito à cultivares, que, daqui em diante serão referidos como variedades.

### 3.2.2. Modelos de Estabilidade Usados

O estudo da estabilidade de produção foi feito usando cada um dos seis métodos estatísticos já mencionados [Métodos Tradicional, de Plaisted e Peterson (16), de Finlay e Wilkinson (5), de Wricke (24), de Eberhart e Russel (3), e de Tai (23)]. Os métodos Tradicional, de Plaisted e Peterson (16) e de Wricke (24) estimam "estabilidade absoluta", enquanto que os métodos de Finlay e Wilkinson (5), de Eberhart e Russel (3), e de Tai (23) estimam tanto "estabilidade absoluta" como "estabilidade média".

#### 3.2.2.1. Método Tradicional

Preliminarmente, efetuou-se uma análise de variância conjunta para todos os ambientes, de acordo com o seguinte modelo, segundo Yates e Cochran (25):

$$Y_{ijk} = \mu + v_i + a_j + b_{jk} + (va)_{ij} + l_{ijk},$$

onde  $Y_{ijk}$  é a observação da repetição  $k$  da variedade  $i$  no ambiente  $j$ ,

$\mu$  é a média geral,

$v_i$  é o efeito da variedade  $i$  ( $i=1, \dots, m$ ),

$a_j$  é o efeito do ambiente  $j$  ( $j=1, \dots, m$ ),

$b_{jk}$  é o efeito da repetição  $k$  para o ambiente  $j$   
( $k=1, \dots, r$ ),

$(va)_{ij}$  é o efeito da interação da variedade  $i$  para  
o ambiente  $j$ ,

$\ell_{ijk}$  é o efeito do erro na repetição  $k$  da varie-  
dade  $i$  no ambiente  $j$ .

Adotou-se a pressuposição de que o efeito de varie-  
dades é fixo e os demais efeitos, aleatórios, satisfazendo às  
condições:

$$\sum_{i=1}^m v_i = 0,$$

$$E(a_j) = E(b_{jk}) = E[(va)_{ij}] = E(\ell_{ijk}) = 0,$$

$$E(a_j^2) = \sigma_a^2, \quad E(b_{jk}^2) = \sigma_b^2,$$

$$E[(va)_{ij}^2] = \sigma_{va}^2, \quad E(\ell_{ijk}^2) = \sigma_e^2;$$

os termos aleatórios são supostos distribuídos normalmente e  
mütuamente independentes.

A análise de variância com as fontes de variação  
e correspondentes valores esperados de quadrados médios é apre-  
sentada no Quadro 1.

Quadro 1. Análise de variância conjunta

Fontes de variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Variedades (v)	m-1	$QM_v$	$\sigma_e^2 + r\sigma_{va}^2 + nr/(m-1) \sum (v_i - \bar{v})^2$
Ambientes (a)	n-1	$QM_a$	$\sigma_e^2 + m\sigma_b^2 + m r \sigma_e^2$
Interação (v x a)	(m-1)(n-1)	$QM_{va}$	$\sigma_e^2 + r \sigma_{va}^2$
Rep.dentro de ambientes	n(r-1)	$QM_b$	$\sigma_e^2 + r \sigma_b^2$
Erro	n(m-1)(r-1)	$QM_e$	$\sigma_e^2$
Total	nmr-1		

As hipóteses de que os efeitos de variedades são constantes e a interação variedades x ambientes zero, isto é,  $\sigma_{va}^2$  é zero, foram testadas pelo teste F apropriado, utilizando as estatísticas  $F_1 = QM_v/QM_{va}$  e  $F_2 = QM_{va}/QM_e$ , respectivamente.

A variação de ambientes dentro de cada variedade foi usada como uma estimativa da estabilidade. Para tal fim a soma dos efeitos de ambientes e da interação variedades x ambientes foi decomposta em efeitos de ambientes dentro de cada variedade. O Quadro 2 mostra esta decomposição.

Quadro 2. Análise de variância conjunta mostrando a decomposição da soma dos efeitos de ambientes e da interação variedades x ambientes.

Fontes de variação	G.L.
Variedades (v)	(m-1)
Ambientes (a)	(n-1)
Interação (v x a)	(m-1)(n-1)
Ambientes + interação	m(n-1)
Ambientes d. var. l	(n-1)
...	...
Ambientes d. var. m	(n-1)
Rep. d. ambientes	n(r-1)
Erro	n(m-1)(r-1)
Total	(nmr-1)

A variedade com o menor valor para o quadrado médio da decomposição foi considerada a mais estável.

### 3.3.2.2. Método de Plaisted e Peterson

Como a análise conjunta para todos os ambientes adota o mesmo modelo do método anterior, a correspondente análise de variância é idêntica àquela esquematizada no Quadro 1. Como para os dados em estudo o efeito da interação variedades x ambientes apresentou significância, análises de variâncias foram computadas para todas as combinações de variedades tomadas duas a duas. Esse procedimento permitiu a obtenção de  $m(m-1)/2 = 105$  estimativas do componente de variância  $\sigma_{va}^2$  para cada par de varie

dades. A variedade que apresentou o menor valor para a média aritmética das estimativas dos componentes de variância foi considerada a mais estável no teste de comparação.

A análise de variância para cada par de variedades sobre o conjunto de todos os ambientes, foi efetuada segundo o esquema do Quadro 3.

Quadro 3. Análise de variância para um par de variedades sobre todos os ambientes.

Fontes de variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Variedades (v)	1	$QM_v$	
Ambientes (a)	n-1	$QM_a$	
Interação (v x a)	n-1	$QM_{va}$	$\sigma_e^2 + r \sigma_{va}^2$
Rep.dentro de ambientes	n(r-1)	$QM_r$	
Erro	n(r-1)	$QM_e$	$\sigma_e^2$
Total	2nr-1		

Então, a correspondente estimativa de  $\sigma_{va}^2$  é

$$\hat{\sigma}_{va}^2 = \frac{QM_{va} - QM_e}{r}$$

Como cada variedade participou de m-1 pares, isto é, m-1 análises, a média aritmética das estimativas de  $\sigma_{va}^2$  para

a variedade  $i$  tem a expressão

$$\hat{\sigma}_{(va)_i}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{(va)_1}^2 + \hat{\sigma}_{(va)_2}^2 + \dots + \hat{\sigma}_{(va)_{(m-1)}}^2}{m-1}$$

### 3.2.2.3. Método de Finlay e Wilkinson

Prêviamente às análises, os dados foram transformados para a escala logarítmica. A seguir, efetuou-se a análise conjunta dos dados transformados sobre todos os ambientes segundo o modelo de Yates e Cochran (25):

$$Y'_{ijk} = \mu' + v'_i + a'_j + b'_{jk} + (v'a')_{ij} + e'_{ijk},$$

onde  $Y'_{ijk} = \log Y_{ijk}$  e os efeitos são definidos como no modelo adotado no método tradicional, sendo os apóstrofos usados para indicar que as observações estão agora na escala logarítmica.

Para se estudar a estabilidade das variedades nos vários ambientes efetuou-se a decomposição do efeito da interação variedades x ambientes segundo o modelo

$$(v'a')_{ij} = \beta'_j X'_j + \delta'_{ij},$$

onde  $X'_j$  é a medida de ambiente (índice de ambiente), definida como

$$X'_j = \frac{\sum_i \bar{Y}'_{ij}}{m},$$

onde  $\bar{Y}'_{ij}$  é a média aritmética das observações transformadas correspondente à  $i$ -ésima variedade no ambiente  $j$ .

$\delta'_{ij}$  é o desvio da regressão.

Assim, o modelo para a análise de variância, com a decomposição do efeito da interação, foi modificado para

$$Y'_{ijk} = \mu' + v'_i + a'_j + b'_{jk} + \beta'_i X'_j + \delta'_{ij} + e'_{ijk}$$

Para a determinação da contribuição da variedade  $i$  para a interação, atribuível à regressão, adotou-se o modelo

$$\bar{Y}'_{ij} = \mu'_i + \beta'_i X'_j + \delta'_{ij},$$

onde  $\mu'_i$  é a média da  $i$ -ésima variedade em todos os ambientes e os demais símbolos são como definidos anteriormente.

Fazendo  $Z'_j = X'_j - \bar{X}'$ , a estimativa  $b'_i$  do coeficiente de regressão  $\beta'_i$  ( $i=1, 2, \dots, m$ ) tem a expressão

$$b'_i = \frac{\sum_j \bar{Y}'_{ij} Z'_j}{\sum_j Z'^2_j}$$

A linha de regressão combinada ajustada sobre todas as variedades tem inclinação

$$\bar{b}' = \frac{\sum_j \bar{Y}'_j Z'_j}{\sum_j Z'^2_j}$$

Assim,  $\bar{b}'$  é a média aritmética dos  $b'_i$  e, portanto é igual a unidade.

A soma de quadrados atribuída a efeitos de regressão, isto é, às diferenças entre linhas individuais de regressão, tem  $m-1$  graus de liberdade e é expressa por

$$S.Q. \text{ Regressões} = \frac{\sum_i (\sum_j \bar{Y}'_{ij} Z'_j)^2 - m (\sum_j \bar{Y}'_j Z'_j)^2}{\sum_j Z'^2_j}$$

que é parte da variação devida à interação variedades x ambientes, cujo componente residual tem  $(m-1)(m-2)$  graus de liberdade.

O esquema da análise de variância resultante é apresentado no Quadro 4.

Quadro 4. Análise de variância conjunta mostrando a decomposição da interação variedades x ambientes.

Fontes de variação	G.L.	Q.M.	E(Q.M.)
Variedades (v)	m-1	$QM_V$	$\sigma_e^2 + r\sigma_{va}^2 + nr \sum v_i^2 / (m-1)$
Ambientes (a)	n-1	$QM_a$	$\sigma_e^2 + m\sigma_b^2 + nr \sigma_a^2$
Interação (v x a)	(m-1)(n-1)	$QM_{va}$	$\sigma_e^2 + r\sigma_{va}^2$
Regressões	(m-1)		$\sigma_e^2 + r/(m-1) \sum \sigma_{\delta_i}^2 +$ $+ r(n-1)/(m-1) \sigma_a^2 \sum \beta_i^2$
Desv. de regressões	(m-1)(n-2)		$\sigma_e^2 + r/(m-1) \sum \sigma_{\delta_i}^2$
Rep.d. de ambientes	n(r-1)	$QM_b$	$\sigma_e^2 + m\sigma_b^2$
Erro	n(m-1)(r-1)	$QM_e$	$\sigma_e^2$
Total	nmr-1		

A hipótese  $H_0: \beta_i^! = 1,0$  ( $i=1, \dots, m$ ) foi testada usando-se o teste t de Student:

$$t = \frac{b_i^! - 1}{\sqrt{\text{var}(b_i^!)}}$$

$$\text{onde Var}(b_i^!) = \frac{QM_d}{\sum_j z_j^!^2}$$



3.2.2.4. Método de Wricke

O primeiro passo no método de Wricke (24) é o mesmo que se efetua no método Tradicional, isto é, a análise conjunta sobre todos os ambientes segundo Yates e Cochran (25).

O parâmetro de estabilidade de Wricke (24), denominado "ecovalência", foi calculado particionando-se a soma de quadrados da interação variedades x ambientes nas partes devidas às variedades isoladas. A partição foi feita usando-se a fórmula:

$$W_i = \sum_j (\bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{...})^2,$$

onde  $\bar{Y}_{ij}$  é a média aritmética da variedade  $i$  no ambiente  $j$ ,

$\bar{Y}_{i..}$  é a média aritmética da variedade  $i$ ,

$\bar{Y}_{.j}$  é a média aritmética do ambiente  $j$ ,

$\bar{Y}_{...}$  é a média geral.

Assim, a expressão de  $W_i$  foi obtida somando em relação a  $j$  o quadrado do efeito da interação da variedade  $i$  no ambiente  $j$ . Pode-se escrever

$$W_i = \left[ (\bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_{...}) + (\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...}) + (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{...}) \right]^2,$$

onde  $(\bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_{...})$  é a soma dos efeitos de interação, variedades e ambientes,

$(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})$  é o efeito de variedades

$(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{...})$  é o efeito de ambientes.

A partição da soma de quadrados da interação variedades x ambientes, é efetuada segundo o esquema do Quadro 5.

Quadro 5. Partição da soma de quadrados da interação variedades x ambientes, segundo o método de Wricke (24).

Variedades	Contribuições de variedades para a S.Q. Interação
1	$rW_1$
2	$rW_2$
...	...
m	$rW_m$

No Quadro 5  $r$  é o número de repetições, comum a todos os ambientes, e  $rW_i$  é o termo denominado "ecoivalência".

#### 3.2.2.5. Método de Eberhart e Russel

O método de Eberhart e Russel (3) também inicia com a análise conjunta das observações (não transformadas) sobre todos os ambientes.

A variação de ambientes dentro de variedades (isto é, ambientes + variedades x ambientes) foi decomposta em componentes atribuíveis à efeito linear de ambientes, interação variedades x efeito linear de ambientes e desvios combinados. A análise de variância resultante é esquematizada no Quadro 6.

Quadro 6. Análise de variância segundo o método de Eberhart e Russel (3)..

Fontes de variação	G.L.	Q.M.
Variedades (v)	m-1	QM <sub>v</sub>
Ambientes (a)	n-1	QM <sub>a</sub>
Interação (v x a)	(m-1)(n-1)	QM <sub>va</sub>
Ambientes dentro de Variedades (a + v x a)	m(n-1)	
Ambientes (linear)	1	
Interação [ v x a (linear) ]	m-1	QM <sub>val</sub>
Desvios combinados	m(n-2)	QM <sub>d</sub>
Variedade 1	n-2	
Variedade 2	n-2	
...	...	
Variedade m	n-2	
Erro combinado	n(m-1)(r-1)	QM <sub>e</sub>
mn-1		

Os novos componentes que aparecem no Quadro 6 são obtidos pela regressão das médias de cada variedade nos m ambientes sobre o índice de ambiente definido como

$$X_j = \frac{\sum_i \bar{Y}_{ij}}{m} - \frac{\sum_i \sum_j \bar{Y}_{ij}}{mn}$$

O modelo de regressão adotado é

$$\bar{Y}_{ij} = \mu_i + \beta_i X_j + \delta_{ij}$$

onde  $\bar{Y}_{ij}$  é a média das repetições da variedade  $i$  no ambiente  $j$ ,  $\mu_i$  é o efeito da  $i$ -ésima variedade e  $\delta_{ij}$  é o desvio da regressão da variedade  $i$  no ambiente  $j$ .

O primeiro parâmetro de estabilidade é o coeficiente de regressão, estimado da maneira usual:

$$b_i = \frac{\sum_j \bar{Y}_{ij} X_j}{\sum_j X_j^2}$$

O outro parâmetro de estabilidade considerado é o desvio da regressão, obtido da seguinte forma:

$$s_{d_i}^2 = \frac{\sum_j \hat{\delta}_{ij}^2}{m-2} - \frac{QM_e}{r}$$

onde  $QM_e$  é o quadrado médio do erro combinado e

$$\sum_j \hat{\delta}_{ij}^2 = \left( \sum_j \bar{Y}_{ij}^2 - \frac{\bar{Y}_{i.}^2}{n} \right) - \frac{(\sum_j \bar{Y}_{ij} X_j)^2}{\sum_j X_j^2}$$

é a soma de quadrados do desvio da regressão linear dos resultados da variedade  $i$  nos  $n$  ambientes em relação ao índice de ambiente.

As somas de quadrados correspondentes às demais partes de variação que aparecem no Quadro 6 são calculadas como segue

$$S.Q.Amb. (linear) = \frac{1}{m} \frac{(\sum_j \bar{Y}_{.j} X_j)^2}{\sum_j X_j^2}$$

$$S.Q.Int.v \times a (linear) = \sum_i \left[ \frac{(\sum_j \bar{Y}_{ij} X_j)^2}{\sum_j X_j^2} \right] - S.Q.Amb. (linear)$$

$$\begin{aligned} \text{S.Q.Desv.comb.} &= \sum_i \left[ \sum_j \bar{y}_{ij}^2 - \frac{\bar{y}_i^2}{n} - \frac{(\sum_j \bar{y}_{ij} x_j)^2}{\sum_j x_j^2} \right] = \\ &= \sum_i \sum_j \hat{\delta}_{ij}^2. \end{aligned}$$

As hipóteses,  $H_0: \beta_i = 1, (i=1, \dots, m)$  foram testadas pelo teste  $t$ :

$$t = \frac{b_i - 1}{\sqrt{\text{Var}(b_i)}}$$

Os desvios da regressão para cada variedade foram testados pelo teste F:

$$F = \frac{\sum_j \hat{\delta}_{ij}^2 / (m-2)}{QM_e}$$

### 3.3.2.6. Método de Tai

Para este método a análise de variância dos dados observados é baseada no seguinte modelo:

$$Y_{ijk} = \mu + v_i + a_j + (va)_{ij} + b_{jk} + e_{ijk}$$

onde:  $Y_{ijk}$  é o valor genotípico da variedade  $i$  na repetição  $k$  para o ambiente  $j$ .

$\mu$  é a média de todas as variedades em todos os ambientes.

$v_i$  é o efeito da variedade  $\underline{i}$ , ( $i=1, \dots, m$ ).

$a_j$  é o efeito do ambiente  $\underline{j}$ , ( $j=1, \dots, n$ ).

$(va)_{ij}$  é o efeito da interação entre a variedade  $\underline{i}$  e o ambiente  $\underline{j}$ .

$b_{jk}$  é o efeito da repetição  $\underline{k}$  no ambiente  $\underline{j}$  ( $k=1, \dots, r$ )

$e_{ijk}$  é o erro aleatório da variedade  $\underline{i}$  no ambiente  $\underline{j}$  para a repetição  $\underline{k}$ .

Para a análise de estabilidade o termo da interação é particionado em dois componentes. Eles são o efeito da regressão linear para os efeitos ambientais e o desvio da resposta linear.

Chamando  $\alpha_i$  o coeficiente da resposta linear e  $\delta_{ij}$  o desvio dessa resposta linear para a variedade  $\underline{i}$ , então:

$$(va)_{ij} = \alpha_i a_j + \delta_{ij}.$$

O modelo geral considerando a regressão fica assim representado:

$$Y_{ijk} = \mu + v_i + a_j + \alpha_i a_j + \delta_{ij} + b_{jk} + e_{ijk}.$$

Assumindo-se um modelo fixo para efeitos de variedade e aleatória para efeitos de ambiente e repetição, tem-se:

$$\sum_{i=1}^m v_i = \sum_{i=1}^m (va)_{ij} = 0$$

$$\sum_{j=1}^n a_j \neq 0$$

$$\sum_{j=1}^n (va)_{ij} \neq 0$$

$$\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^r b_{jk} \neq 0$$

O esquema da análise de variância para o modelo misto é o mesmo usado no método de Finlay e Wilkinson (5).

Para se avaliar o coeficiente  $\alpha_i$  e a variação devida  $\delta_{ij}$  para a variedade  $i$ , o efeito do ambiente  $j$  e o efeito da interação da variedade  $i$  para o ambiente  $j$  são estimados. A fórmula de estimação e os componentes de estrutura são:

$$a_j = \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{...} = (a_j - \bar{a}) + (\gamma_j - \bar{\gamma})$$

$$(va)_{ij} = \bar{Y}_{ij} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{...}$$

$$= \alpha_i (a_j - \bar{a}) + (\delta_{ij} - \bar{\delta}_{i.}) + (\epsilon_{ij} - \bar{\epsilon}_{i.})$$

onde  $\gamma_j - \bar{\gamma} = \bar{b}_{.j} - \bar{b}_{..} + \bar{e}_{.j} - \bar{e}_{...}$ , e  $\epsilon_{ij} - \bar{\epsilon}_{i.} = \bar{e}_{ij} + \bar{e}_{...}$

$\hat{a}_j$  estima o efeito do ambiente  $j$  com o desvio do erro igual a  $(\gamma_j - \bar{\gamma})$ , e  $(\hat{va})_{ij}$  o efeito da interação variedade x ambiente com o desvio do erro igual a  $(\epsilon_{ij} - \bar{\epsilon}_{i.})$

Os erros  $\gamma_j$  e  $\epsilon_{ij}$  são independentes entre si, incorrelacionados com o efeito ambiental  $a_j$  e com o componente do desvio  $\delta_{ij}$ . Então:

$$COV(\gamma_j, \epsilon_{ij}) = COV(\gamma_j, \delta_{ij}) = COV(\gamma_j, a_j) = COV(\epsilon_{ij}, \delta_{ij}) =$$

$$= \text{COV} (\epsilon_{ij}, a_j) = \text{COV} (a_j, \delta_{ij}) = 0$$

Baseando-se no método do relacionamento estrutural de análises (Kendall e Stuart, 12), aplicando estimativa de máxima verossimilhança, e assumindo-se que as variáveis  $a_j$  e  $(va)_{ij}$  são conjunta e normalmente distribuídas:

$$\hat{\sigma}_a^2 + \hat{\sigma}_\gamma^2 = s_a^2 = \frac{\sum_{j=1}^n \hat{a}_j^2}{(n-1)}$$

$$\hat{\sigma}_i^2 + \hat{\sigma}_a^2 + \hat{\sigma}_{\delta_i}^2 + \hat{\sigma}_\epsilon^2 = s_{(va)_i}^2 = \frac{\sum_{j=1}^n (\hat{v}a)_{ij}^2}{(n-1)}$$

$$\hat{\sigma}_i \hat{\sigma}_a = s_{a \cdot (va)_i} = \frac{\sum_{j=1}^n \hat{a}_j \cdot (\hat{v}a)_{ij}}{(n-1)}$$

- onde:
- $\sigma_a^2$  é a variância dos efeitos ambientais.
  - $\sigma_{\delta_i}^2$  é a variância dos desvios da resposta linear.
  - $\sigma_\gamma^2$  é a variância do erro associada com efeitos ambientais.
  - $\sigma_\epsilon^2$  é a variância do erro associada com efeitos da interação.
  - $s_a^2$  é a variância amostral dos efeitos ambientais.
  - $s_{(va)_i}^2$  é a variância amostral dos efeitos da interação da variedade  $i$  para os  $n$  ambientes.
  - $s_{a \cdot (va)_i}$  é a covariância amostral entre efeitos de ambiente e interação.



Pode-se mostrar que:

$$s_a^2 = QM_a/mr$$

$$\hat{\sigma}_\gamma^2 = Q.M._b/mr$$

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = (m-1)/m \quad (QM_e/r)$$

onde  $\underline{m}$  é o número de variedades e  $\underline{r}$  o número de repetições.

Fazendo  $\lambda_i = (\sigma_{\delta_i}^2 + \sigma_\epsilon^2)/\sigma_\epsilon^2$  tem-se:

$$\hat{\sigma}_a^2 + \hat{\sigma}_\gamma^2 = QM_a/mr$$

$$\hat{\alpha}_i^2 \hat{\sigma}_a^2 + \hat{\lambda}_i \hat{\sigma}_\epsilon^2 = s_{(va)_i}^2$$

$$\hat{\alpha}_i \hat{\sigma}_a^2 = s_{a.(va)_i}$$

$$\hat{\sigma}_\gamma^2 = QM_b/mr$$

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = (m-1)QM_e/mr$$

Resolvendo este conjunto de equações obtêm-se as estimativas dos parâmetros  $\alpha_i$  e  $\lambda_i$  para a variedade  $\underline{i}$ .

$$\hat{\alpha}_i = \frac{s_{a.(va)_i}}{(QM_a - QM_b)/mr}$$

$$\hat{\lambda}_i = \frac{s_{(va)_i}^2 - \hat{\alpha}_i s_{a.(va)_i}}{(m-1) QM_e/mr}$$

$\alpha_i$  mede a resposta linear da variedade  $i$  para os efeitos ambientais, e  $\lambda_i$  o desvio da resposta linear em termos da magnitude da variância do erro.

Um intervalo de predição para  $\alpha_i = 0$ , para o nível de probabilidade  $P$ , é obtido considerando a correlação entre os pares de efeitos  $a_j$  e  $(va)_{ij}$  para a variedade  $i$ . É conhecido que  $\rho_{a.(va)_i} = 0$  se e somente se  $\alpha_i = 0$ . (Kendall e Stuart, 12)

Fazendo  $\hat{\rho}$  a correlação observada entre  $a_j$  e  $(va)_{ij}$  ( $j=1, \dots, n$ ), então  $(n-2) \hat{\rho}^2 / (1-\hat{\rho}^2)^{1/2}$  segue uma distribuição  $t$  com  $(n-2)$  graus de liberdade.

Tomando  $t_a$  o valor tabelado para o nível de probabilidade  $\alpha = 1-P$  com  $(n-2)$  graus de liberdade, o limite de confiança para  $\alpha_i$ , correspondente a  $\alpha_i = 0$  é:

$$L.C. = \hat{\alpha} \pm t_a \left\{ \frac{\lambda(m-1) QM_e \cdot QM_a}{(QM_a - QM_b) \left[ (n-2) QM_a - (t_a^2 + n-2) QM_b \right]} \right\}^{1/2}$$

o qual é uma função de  $\lambda$ .

Um intervalo de confiança teórico para o valor hipotético  $\lambda_0$ , é construído através de uma distribuição  $F$  com  $n_1 = n-2$  e  $n_2 = n(m-1)(r-1)$  graus de liberdade. Para  $\lambda_0 = 1$ , isto é,  $\sigma_\delta^2 = 0$ , o intervalo para o nível de probabilidade  $P$  é:

$$F_a(n_2, n_1) < \lambda_0 < F_a(n_1, n_2)$$

onde  $F_a(n_2, n_1) = 1/F_a(n_1, n_2)$ . O intervalo para  $\lambda_0 > 1$  foi derivado de uma distribuição  $F$  não central. Sendo  $F'_a(n_1, n_2)$  o limite superior para o valor hipotético  $\lambda_0$ , o qual é maior que a unidade, então aproximadamente

$$F'_a(n_1, n_2) = \lambda_0 F_a\left(\frac{n_1 \lambda_0^2}{2\lambda_0 - 1}, n_2\right)$$

O intervalo de confiança para  $\alpha = 0$  e o limite superior o intervalo para  $\lambda_0 > 1$ , ajudam avaliar a relativa estabilidade de um conjunto de variedades.

### 3.2.2.7. Estudo da Estabilidade Dentro de Cada Método

Para o estudo do comportamento dentro de cada método foram utilizados para a ordenação das variedades segundo níveis de estabilidade.

Para o método Tradicional, a ordenação foi obtida pelo uso do teste F para a comparação de variâncias (estimadas pelos correspondentes quadrados médios) de ambientes dentro de variedade, tomadas duas a duas.

Nos métodos de Finlay e Wilkinson (5) e Eberhart e Russel (3), a ordenação das variedades em níveis de estabilidade foi obtida pelo uso do teste  $t$  sobre a hipótese  $H_0: \beta_i = 1$ , ( $i=1, \dots, m$ ).

Para o método de Wricke (24) não foram estabelecidos níveis de estabilidade, uma vez que os componentes da interação variedades x ambientes a comparar não são ortogonais. Plaisted e Peterson (16) também não apresentam um critério para testar os componentes de variância para a definição de níveis de estabilidade.

Para o método de Tai (23) os níveis de estabilidade foram estudados através dos valores de  $\alpha$  e  $\lambda$  representados em dois eixos ortogonais. A Figura 2 ilustra essa aplicação.

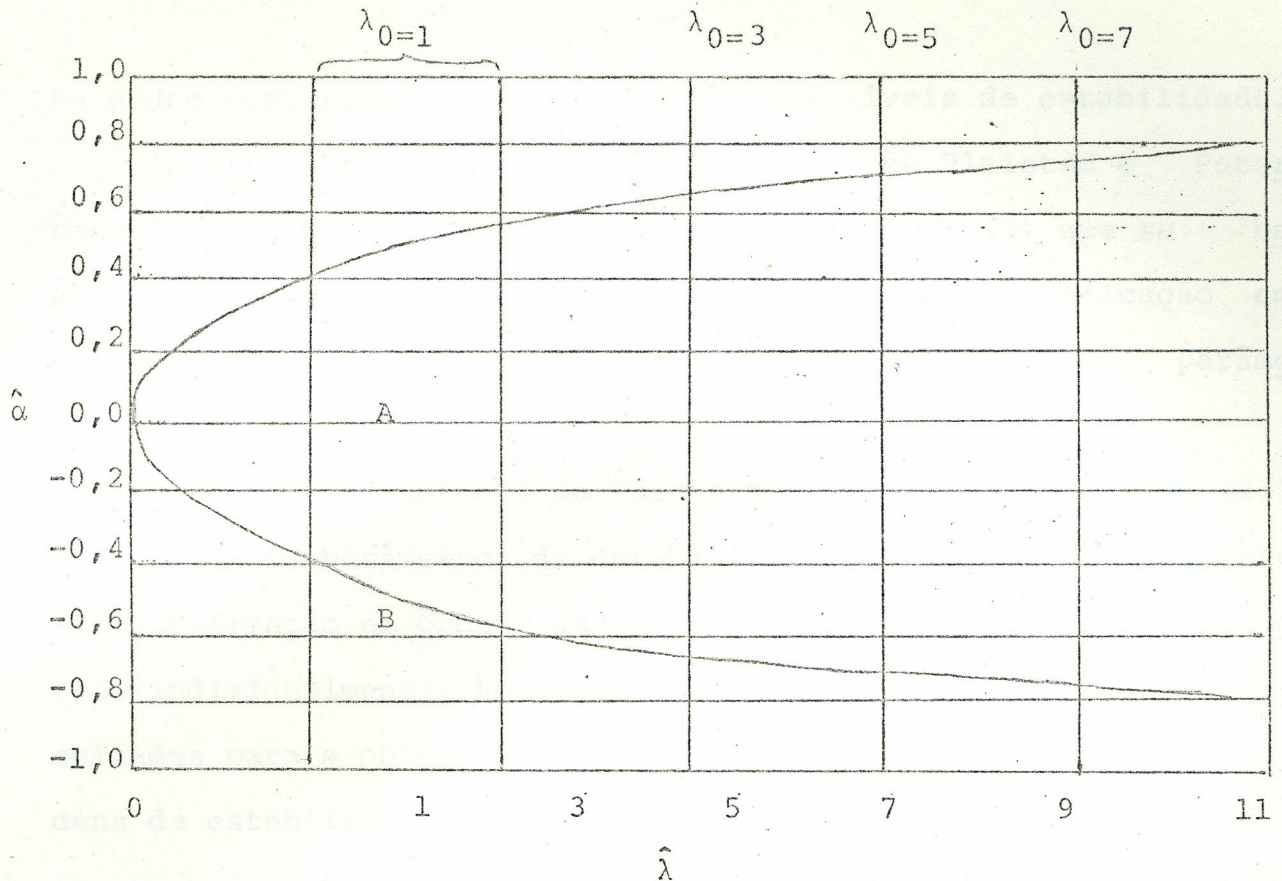


Figura 2. Distribuição hipotética de  $\underline{\alpha}$  e  $\underline{\lambda}$  mostrando o intervalo de confiança para  $\alpha = 0$  e limites para  $\lambda_0 > 1$ , no nível de probabilidade  $P=0,95$ .

A hipérbole na Figura 2 inclui os valores de  $\underline{\alpha}$  que não diferem significativamente de zero no nível de probabilidade de  $P=0,95$ . Os dois primeiros eixos verticais são os limites para  $\lambda_0=1$  e os restantes são os limites superiores para  $\lambda_0 > 1$ . Essas linhas separam as várias regiões de estabilidade. A região A por exemplo, inclui as variedades que não diferem significativamente da estabilidade média, enquanto que a região B inclui as variedades significativamente acima da estabilidade média.

### 3.2.2.8. Comparação entre Métodos de Determinação da Estabilidade

Para cada método as variedades foram classificadas

na ordem decrescente dos correspondentes níveis de estabilidade.

Para os métodos Tradicional, de Plaisted e Peterson (16), de Wricke (16), de Finlay e Wilkinson (5) que se baseiam em um único parâmetro de estabilidade, a classificação em ordens (ranks) se fundamentou nas estimativas daqueles parâmetros dentro de cada método.

Nos métodos de Eberhart e Russel (3) e de Tai (23), que usam dois parâmetros de estabilidade foi feita inicialmente a classificação em ordens das estimativas de cada um dos parâmetros individualmente. Em seguida, obteve-se as médias desses resultados para a obtenção da classificação das variedades em ordens de estabilidade.

O coeficiente de concordância de Kendall citado por Siegel (20), foi usado para se medir o grau de concordância entre os métodos de determinação de estabilidade, tomados conjuntamente. Os passos para a aplicação desse coeficiente foram os seguintes:

1. As m variedades classificadas em ordens dentro dos K métodos foram dispostas em uma tabela  $K \times m$ .

2. Para cada variedade determinou-se a soma das ordens ( $R_j$ ) atribuídas àquela variedade pelos K métodos.

3. Determinou-se a média dos  $R_j$ . Exprimiu-se cada  $R_j$  como desvio a contar dessa média. Elevou-se ao quadrado esses desvios, os quais foram somados para se obter a estatística s.

4. Obteve-se o coeficiente de concordância W de Kendall através da seguinte fórmula:

$$W = \frac{S}{\frac{1}{12} K^2 (m^3 - m) - K \sum_T T}$$

onde a expressão  $K \sum_T T$  é a correção para empates de ordens, sendo o valor de  $T$  dado por

$$T = \frac{\sum (t^3 - t)}{12}$$

onde  $t$  é o número de variedades em um método empatadas em relação a uma dada ordem e  $\sum$  o somatório sobre todos os grupos de empates dentro de qualquer um dos  $K$  conjuntos de ordens.

5. Para se verificar a significância de  $W$  calculou-se o valor da expressão

$$\chi^2 = \frac{S}{\frac{1}{12} K m (m + 1)}$$

a qual tem distribuição aproximadamente qui-quadrado com  $m-1$  graus de liberdade.

O coeficiente de correlação de Spearman foi usado como uma medida de concordância entre os métodos de estabilidade tomados dois a dois. Para cada par de métodos procedeu-se da seguinte maneira:

1. As variedades foram classificadas em ordens (ranks) de estabilidade dentro de cada método.
2. Obteve-se a diferença,  $d_i$ , entre as ordens para cada variedade nos dois métodos.
3. Obteve-se a estimativa do coeficiente de correlação proposto por Spearman, citado por Steel e Torrie (22),

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_i d_i^2}{m(m^2 - 1)}$$

4. A hipótese  $H_0$  de que não há correlação entre os métodos de estabilidade, foi testada usando-se o seguinte critério:

$$t = r_s \sqrt{\frac{m-2}{1-r_s^2}}$$

que sob a hipótese de nulidade, é distribuído como a estatística  $t$  de Student com  $m-2$  graus de liberdade.

O coeficiente de correlação de Spearman também foi usado para o estudo da correlação entre produção média de variedades e estabilidade dentro de cada método.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os resultados para estabilidade das 15 variedades estudadas usando-se os métodos tradicional, de Plaisted e Peterson (16), de Wricke (24), de Finlay e Wilkinson (5), de Eberhart e Russel (3) e de Tai (23) são apresentados a seguir.

##### 4.1. O Método Tradicional

Os resultados da análise de variância conjunta considerando os 13 ambientes estão apresentadas no Quadro 7.

Observa-se no Quadro 7 que a variação global entre variedades foi significativa no nível de 1% de probabilidade. A interação variedades x ambientes foi significativa no nível de 1% de probabilidade. Este resultado indica que o comportamento relativo das variedades foi influenciado pelas condições ambientais.

As estimativas dos parâmetros de estabilidade segundo o método tradicional são apresentados na terceira coluna do Quadro 8. Esses parâmetros foram definidos como a variação de efeitos ambientais dentro de cada variedade, estimada pelo quadrado médio destes efeitos.

O teste F aplicado sobre os quadrados médios dos efeitos ambientais dentro de cada variedade definiu os níveis de estabilidade ao nível de 5% de probabilidade. Na quarta coluna do Quadro 8 estes níveis estão apresentados através das letras "a", "b" e a combinação delas; onde "a" define as variedades de alta estabilidade, "b" as menos estáveis e "ab" as variedades de estabilidade média.



Frequentemente tem surgido a suposição de que variedades rendosas mostram, em média, oscilações mais acentuadas de rendimento do que as menos rendosas. (Wricke, 24). Entretanto, o uso do coeficiente de correlação de Spearman ( $r=0,2696$ ), para testar a associação produção média e estabilidade não revelou evidência de associação entre essas variáveis.

Quadro 7. Análise de variância conjunta e decomposição da soma dos efeitos de ambientes e interação variedade x ambientes para o método Tradicional.

Fontes de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Variedades (v)	14	126,511390	9,036528	3,12 **
Ambientes (a)	12	3065,001290	255,416774	
Interação v x a	168	486,957150	2,898554	346,76 **
Amb. + Interação	180	3551,958440	19,733102	
Amb. d. Var. 1	12	245,096728	20,424727	
Amb. d. Var. 2	12	264,009133	22,000761	
Amb. d. Var. 3	12	228,782637	19,065220	
Amb. d. Var. 4	12	190,774212	15,897851	
Amb. d. Var. 5	12	570,819332	47,568278	
Amb. d. Var. 6	12	104,255240	8,687937	
Amb. d. Var. 7	12	253,580709	21,131726	
Amb. d. Var. 8	12	180,273480	15,022790	
Amb. d. Var. 9	12	178,702109	14,891842	
Amb. d. Var. 10	12	226,325077	18,860423	
Amb. d. Var. 11	12	261,334032	21,777836	
Amb. d. Var. 12	12	229,494257	19,124521	
Amb. d. Var. 13	12	219,857223	18,321435	
Amb. d. Var. 14	12	206,335528	17,194627	
Amb. d. Var. 15	12	192,318691	16,026557	
Rep. d. Amb.	117	125,109550	1,069312	
Erro	1638	13,691770	0,008359	

\*\*indica significância ao nível de 1% de probabilidade.

Quadro 8. Produções médias de variedades, estimativas de parâmetros de estabilidade e níveis de estabilidade segundo o método tradicional.

Variedades	Produções (ton/ha)	Q.M. (Amb.d.Var.)	Níveis de estabilidade
Var. 1	3,9563	20,424727	a b
Var. 2	4,2482	22,000761	a b
Var. 3	4,1728	19,065220	a b
Var. 4	4,1405	15,897851	a
Var. 5	3,5665	47,568278	b
Var. 6	3,7810	8,687937	a
Var. 7	4,3821	21,131726	a b
Var. 8	4,1820	15,022790	a
Var. 9	4,0689	14,891842	a
Var. 10	4,3258	18,860423	a b
Var. 11	4,3265	21,777836	a b
Var. 12	4,5448	19,124521	a b
Var. 13	4,4902	18,321435	a b
Var. 14	4,3583	17,194627	a
Var. 15	4,0204	16,026557	a

a indica alta estabilidade, ab indica estabilidade média e b indica baixa estabilidade.

#### 4.2. O Método de Plaisted e Peterson

No Quadro 7 a interação variedades x ambientes foi significativa, então as estimativas dos componentes de variância,  $\hat{\sigma}_{va}^2$ , relativas à interação variedades x ambientes foram calculadas segundo Plaisted e Peterson (16). A terceira coluna do Quadro 9 apresenta esses resultados.

Para este método não há procedimento para a ordenação de variedades por níveis de estabilidade. Plaisted e Peterson (16) consideram mais estável a variedade que apresenta o menor valor para  $\hat{\sigma}_{va}^2$ .

O coeficiente de correlação de Spearman ( $r_s=0,2536$ ) usado para testar a hipótese de que não há correlação entre produção média e estabilidade não revelou significância.

Quadro 9. Produções médias de variedades e estimativas dos componentes de variância da interação variedades x ambientes determinadas segundo o método de Plaisted e Peterson (16).

Variedades	Produções (ton/ha)	Estimativas de $\hat{\sigma}_{va}^2$
Var. 1	3,9563	0,328675
Var. 2	4,2482	0,280000
Var. 3	4,1728	0,245444
Var. 4	4,1405	0,192546
Var. 5	3,5665	0,851400
Var. 6	3,7810	0,246760
Var. 7	4,3821	0,258533
Var. 8	4,1820	0,228580
Var. 9	4,0689	0,364034
Var. 10	4,3258	0,189543
Var. 11	4,3265	0,225467
Var. 12	4,5448	0,305136
Var. 13	4,4902	0,219904
Var. 14	4,3583	0,203211
Var. 15	4,0204	0,166120

#### 4.3. O Método de Finlay e Wilkinson

A análise de variância conjunta dos dados transformados na escala logarítmica para os 13 ambientes foi efetuada com a variação devida à interação variedades x ambientes decomposta em efeitos de regressões e desvios de regressões, (Quadro 10). Verifica-se pelo Quadro 10 que houve diferenças entre linhas de regressão das variedades ao nível de 1% de probabilidade. O efeito de variedades também foi significativo a 1% de probabilidade.

A hipótese  $H_0: \beta_i = 1,0$ ,  $i=1, \dots, m$ , isto é, a variedade  $i$  tem estabilidade média, foi testada pelo teste  $t$  de Student. Os valores para os coeficientes de regressão estão apresentados na terceira coluna do Quadro 11. Os níveis de estabilidade, foram definidos pelos coeficientes de regressão, estão apresentados na quarta coluna do Quadro 11, onde "a" identifica alta estabilidade, "b" baixa estabilidade e "ab" estabilidade média. A associação entre produção média e estabilidade foi estudada através do coeficiente de correlação de Spearman, cujo valor igual a 0,2321, não foi significativo.

A Figura 3 apresenta as linhas de regressão de produção individual de variedade em relação à produção média de ambientes para três variedades. Observa-se que a variedade 5 se caracterizou por baixa estabilidade e baixa produção média em relação à população. A variedade 12 apresentou-se com alta estabilidade e maior produção média, assim como a variedade 6, tendo esta, porém, produção abaixo da média de todas as variedades. Observa-se pelo Quadro 11 que a variedade 8 teve um comportamento semelhante ao da variedade 6, mas com produção média acima da média da população. As variedades restantes apresentaram estabilidade média, mas as posições de suas produções foram variáveis em

relação à produção média geral.

Quadro 10. Análise de variância conjunta das 15 variedades para os 13 ambientes mostrando a decomposição da interação variedades x ambientes em efeitos de regressão e desvios de regressão.

Fontes de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Variedades (v)	14	0,434486	0,031035	4,238**
Ambientes (a)	12	3,993604	0,332800	
Interação v x a	168	1,230295	0,007323	7,427**
Regressões	14	0,449972	0,032141	6,343**
Desv. de regressões	154	0,780323	0,005067	
Erro	1638		0,000986	

\*\* indica significância no nível de 1% de probabilidade.

Quadro 11. Produções médias de variedades, coeficientes de regressão e níveis de estabilidade segundo o método de Finlay e Wilkinson (5).

Variedades	Produções (log ton/ha)	$b'_i$	Níveis de estabilidade
Var. 1	0,567	1,068421	a b
Var. 2	0,600	1,028485	a b
Var. 3	0,598	0,913177	a b
Var. 4	0,596	0,953296	a b
Var. 5	0,432	2,184665	b
Var. 6	0,563	0,750021	a
Var. 7	0,615	1,059755	a b
Var. 8	0,605	0,739309	a
Var. 9	0,588	0,864671	a b
Var. 10	0,613	0,984772	a b
Var. 11	0,612	0,984008	a b
Var. 12	0,640	0,682467	a
Var. 13	0,631	0,918658	a b
Var. 14	0,619	0,897563	a b
Var. 15	0,582	0,973588	a b

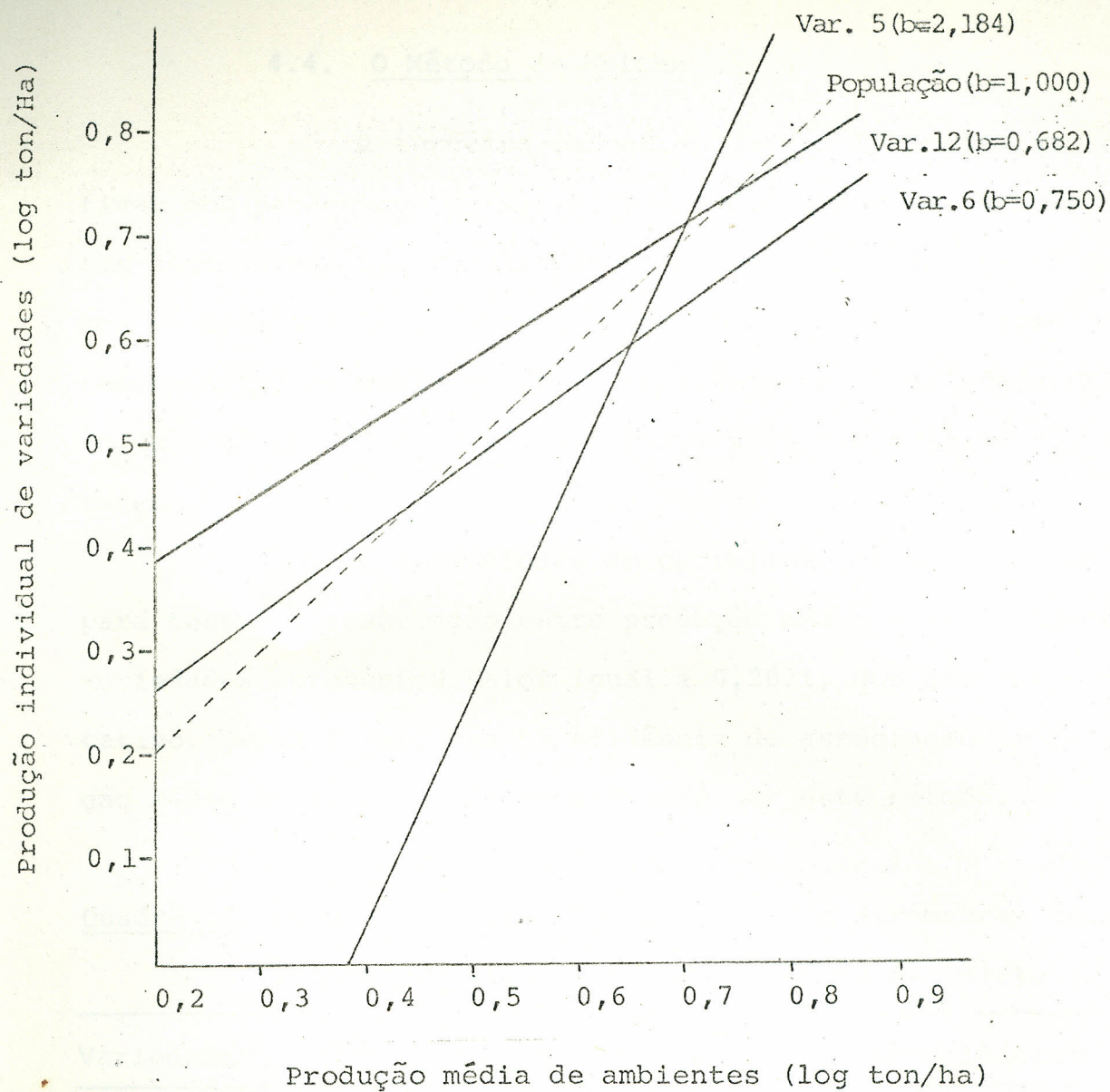


Figura 3. Linhas de regressão de produções individuais de três variedades em relação à produção média de 15 variedades em 13 ambientes diferentes, segundo o método de Finlay e Wilkinson (5).

#### 4.4. O Método de Wricke

A terceira coluna do Quadro 12 mostra as estimativas dos parâmetros de estabilidade definidas por Wricke (24). Estas estimativas são resultados da decomposição da soma de quadrados da interação variedades x ambientes. Observa-se grandes diferenças entre as estimativas de variedade para variedade. Entretanto, não há um critério para testar a significância destas diferenças.

O coeficiente de correlação de Spearman aplicado para testar a associação entre produção média e estabilidade de variedades apresentou valor igual a 0,2071, que não foi significativo. Dessa forma, não há evidência de associação entre produção média e estabilidade determinada por este método.

Quadro 12. Produções médias de variedades e parâmetros de estabilidade calculados segundo o método de Wricke (24).

Variedade	Produções (ton/ha)	Ecovalências
Var. 1	3,9563	41,425
Var. 2	4,2482	30,420
Var. 3	4,1728	22,676
Var. 4	4,1405	10,852
Var. 5	3,5665	158,436
Var. 6	3,7810	23,006
Var. 7	4,3821	25,652
Var. 8	4,1820	18,918
Var. 9	4,0689	50,874
Var. 10	4,3258	11,792
Var. 11	4,3265	18,219
Var. 12	4,5448	36,074
Var. 13	4,4902	20,486
Var. 14	4,3583	13,224
Var. 15	4,0204	4,902



#### 4.5. O Método de Eberhart e Russel

O Quadro 13 apresenta os resultados da análise de variância conjunta para todos os ambientes de acordo com o método de Eberhart e Russel (3). Observa-se que houve grandes significâncias. O efeito de variedades, a interação variedades x ambientes, o efeito linear de ambientes e a interação variedades x efeito linear de ambientes, foram significativas a 1% de probabilidade. Este último resultado indica haver diferenças entre os coeficientes de regressão do grupo de variedades. Os desvios de regressão também foram significativos no nível de 1% de probabilidade.

As estimativas dos coeficientes de regressão e desvios de regressão, parâmetros de estabilidade usados por Eberhart e Russel (3), estão apresentados nas terceira e quarta colunas do Quadro 14.

Os níveis de estabilidade estão apresentados na quinta coluna do Quadro 14, onde "a" indica alta estabilidade, "b" baixa estabilidade e "ab" estabilidade média.

Não se encontrou tendência de associação entre produções médias de variedades e estabilidade, sendo o coeficiente de correlação de Spearman igual a - 0,0830.

As linhas de regressão de produções individuais de três variedades em relação a produção de todas as variedades está apresentada na Figura 4. Observa-se que a variedade 6 apresentou alta estabilidade, e produção média abaixo da média da população. A variedade 1 teve um comportamento desejável com relação à estabilidade, apresentando coeficiente de regressão que não diferiu significativamente da unidade; entretanto produziu abaixo da média em todos os ambientes. Nota-se que a variedade 13 apresentou a melhor "performance", tendo coeficientes de re

gressão que não diferiu significativamente de 1,0 e produzindo acima da média da população em todos os ambientes.

Quadro 13. Análise de variância quando parâmetros de estabilidade são estimados segundo Eberhart e Russel (3).

Fonte de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Variedades (v)	14	12,6511	0,9036	3,12
Ambientes (a)	12	306,5001	25,5417	
Interação v x a	168	48,6957	0,2898	346,76
Ambientes + Interação vxa	180	355,1958	1,9733	
Ambiente linear	1	306,5001	306,5001	1261,32
Interação vxa(linear)	14	8,6024	0,6144	768,00
Desvio combinado	165	40,0933	0,2430	303,75
Var. 1	11	4,1424	0,3766	
Var. 2	11	2,9373	0,2670	
Var. 3	11	2,2672	0,2061	
Var. 4	11	1,0123	0,0920	
Var. 5	11	10,5478	0,9589	
Var. 6	11	0,4470	0,0406	
Var. 7	11	2,4971	0,2270	
Var. 8	11	1,6658	0,1514	
Var. 9	11	4,3713	0,3974	
Var. 10	11	1,1665	0,1060	
Var. 11	11	1,6379	0,1489	
Var. 12	11	3,5928	0,3266	
Var. 13	11	2,0455	0,1860	
Var. 14	11	1,3070	0,1188	
Var. 15	11	0,4552	0,0414	
Erro	1638		0,0008	

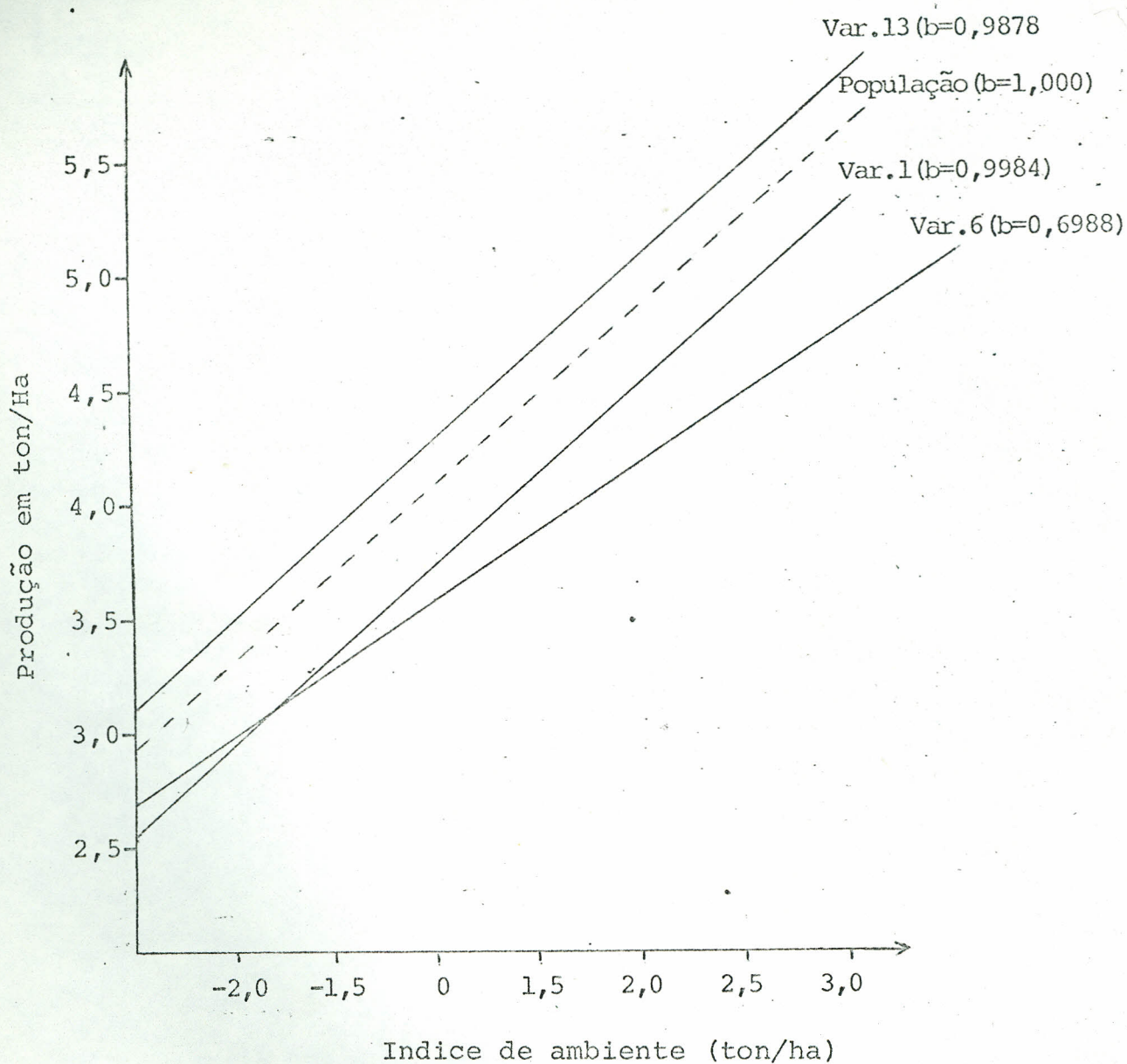


Figura 4. Linhas de regressão de produções individuais de cada uma de três variedades em relação à produção média de 15 variedades desenvolvidas em 13 ambientes diferentes, segundo o método de Eberhart e Russel (3).

Quadro 14. Produções médias de variedades, estimativas de parâmetros de estabilidade e níveis de estabilidade segundo o método de Eberhart e Russel (3).

Variedade	Prod. (ton/Ha)	Coef. reg. ( $b_1$ )	Desv. reg. ( $s_{d_1}^2$ )	Nível de estabilidade
Var. 1	3,9563	0,9984	0,3766	a b
Var. 2	4,2482	1,0716	0,2670	a b
Var. 3	4,1728	1,0043	0,2061	a b
Var. 4	4,1405	0,9403	0,0920	a b
Var. 5	3,5665	1,5091	0,9589	b
Var. 6	3,7810	0,6988	0,0406	a
Var. 7	4,3821	1,0577	0,2270	a b
Var. 8	4,1820	0,8948	0,1514	a b
Var. 9	4,0689	0,8128	0,3974	a b
Var. 10	4,3258	1,0250	0,1060	a b
Var. 11	4,3265	1,0949	0,1489	a b
Var. 12	4,5448	0,9733	0,3266	a b
Var. 13	4,4902	0,9878	0,1860	a b
Var. 14	4,3583	0,9725	0,1188	a b
Var. 15	4,0204	0,9586	0,0414	a b

#### 4.6. O Método de Tai

A análise de variância segundo o modelo de Tai (23) está apresentada no Quadro 15. O efeito de variedades e a interação variedades x ambientes foram significativas no nível de 1% de probabilidade. A parte de interação variedades x ambientes correspondente a efeitos lineares de ambientes sobre variedades foi significativa no nível de 1% de probabilidade.

Quadro 15. Análise de variância conjunta para todos os atributos.

As estimativas de  $\alpha_i$  e  $\lambda_i$ , parâmetros de estabilidade definidos por Tai (23), estão apresentados no Quadro 16. O gráfico representado na Figura 5 indica que apenas as variedades 1 e 3 tiveram valores de  $\hat{\alpha}$  que não diferiram significativamente de zero. As demais variedades apresentaram valores para a estimativa  $\hat{\alpha}$  significativamente superiores a zero. Observa-se, pelo Quadro 16 que as estimativas para o parâmetro  $\hat{\lambda}$  apresentaram-se com altos valores. O gráfico da Figura 4 mostra que todos os valores de  $\hat{\lambda}$  foram superiores a unidade no nível de 5% de probabilidade.

Para este método os níveis de estabilidade não se apresentaram bem definidos. O que se observa é que apenas as variedades 1 e 3 apresentaram tendências para a estabilidade média através dos valores de  $\hat{\alpha}$ , tendo, no entanto, estimativas de  $\hat{\lambda}$  maiores que 1.0. As demais variedades apresentaram comportamentos diversos, mas todas tiveram valores para as estimativas de  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\lambda}$  diferentes de zero e da unidade respectivamente.

O coeficiente de correlação de Spearman da produção média e estabilidade de variedades apresentou um valor igual a -0,1643, não indicando evidência de associação entre essas variáveis.

Quadro 15. Análise de variância conjunta para todos os ambientes, mostrando a decomposição da interação variedades x ambientes em efeitos de regressões e desvios de regressões, segundo o modelo de Tai (23).

Fonte de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Variedades (v)	14	126,511	9,036	3,12**
Ambientes (a)	12	3065,001	255,417	
Interação v x a	168	486,957	2,898	346,76**
Resp. lineares	14	77,274	5,520	2,07**
Desv. resp. lin.	154	409,682	2,660	
Rep. d. ambiente	117	125,110	1,069	
Erro	1638	13,692	0,008	

\*\* indica significância no nível de 1% de probabilidade.

Quadro 16. Produções médias de variedades e parâmetros de estabilidade definidos por Tai (23).

Variedades	Produções (ton/ha)	$\hat{\alpha}_i$	$\lambda_i$
Var. 1	3,9563	-0,0016	442,471
Var. 2	4,2482	0,0719	323,809
Var. 3	4,1728	0,0043	242,172
Var. 4	4,1405	-0,0597	108,130
Var. 5	3,5665	0,5091	1126,647
Var. 6	3,7810	-0,3012	47,749
Var. 7	4,3821	0,0577	266,724
Var. 8	4,1820	-0,1052	177,936
Var. 9	4,0689	-0,1872	466,912
Var. 10	4,3258	0,0250	124,597
Var. 11	4,3265	0,0949	174,953
Var. 12	4,5448	-0,0267	383,765
Var. 13	4,4902	-0,0121	218,492
Var. 14	4,3583	-0,0275	139,606
Var. 15	4,0204	-0,0414	48,619

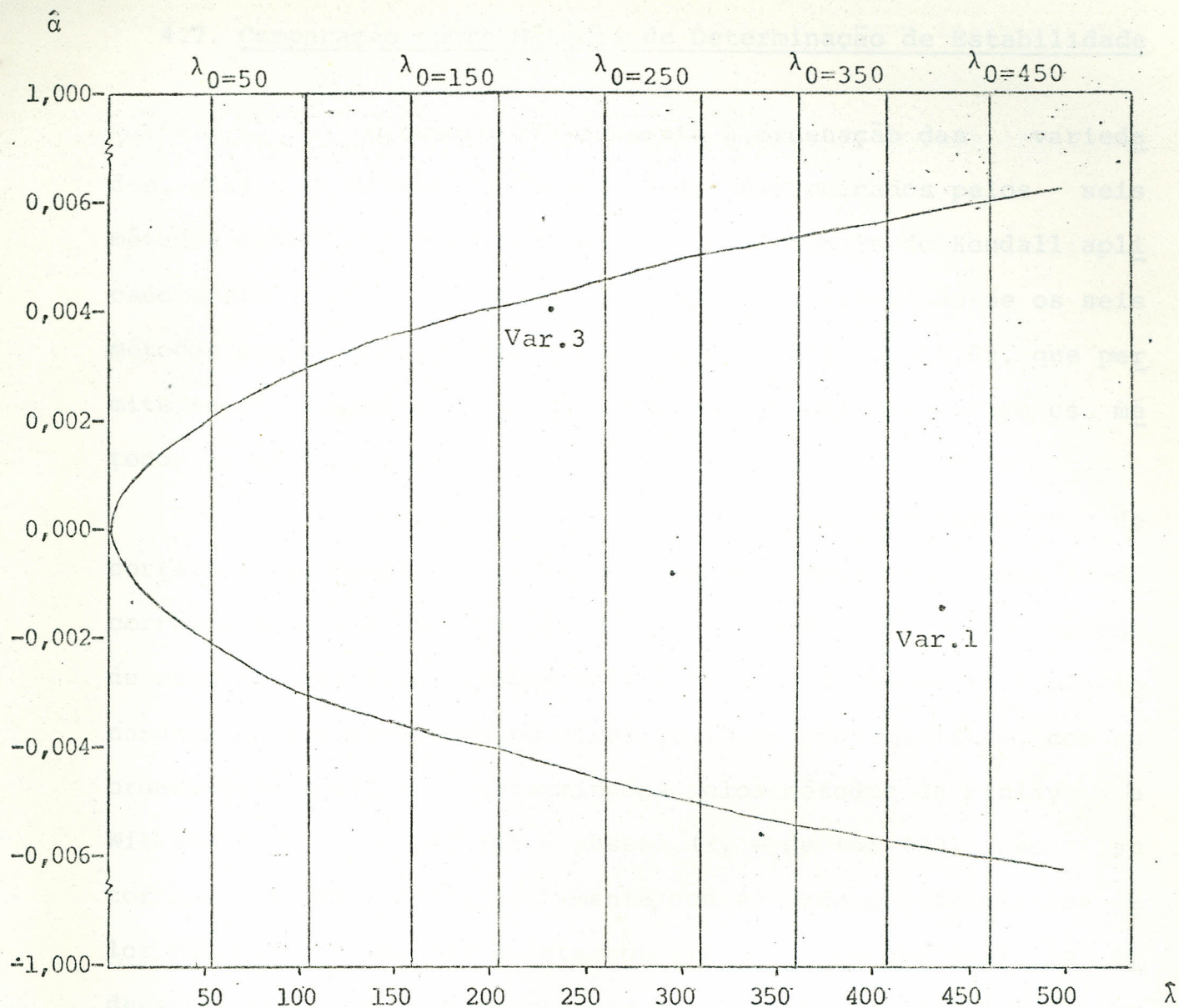


Figura 5. Distribuição dos parâmetros de estabilidade  $\underline{\alpha}$  e  $\underline{\lambda}$ , mostrando o intervalo de confiança para  $\alpha=0$  e os limites de confiança para  $\lambda_0 > 1$ , para  $P=0,95$ , segundo o método de Tai (23).

#### 4.7. Comparação entre Métodos de Determinação de Estabilidade

O Quadro 17 apresenta a ordenação das variedades, quanto às ordens de estabilidade, determinados pelos seis métodos estudados. O coeficiente de concordância de Kendall aplicado sobre essas ordens de estabilidade, considerando-se os seis métodos conjuntamente, apresentou um valor igual a 0,09, que permite rejeitar a hipótese de que não há concordância entre os métodos de estabilidade no nível de 1% de probabilidade.

No Quadro 18 está apresentado o coeficiente de correlação de Spearman aplicado sobre as ordens de estabilidade correspondentes a cada par de métodos. Observa-se que as ordens de estabilidade determinadas pelo método Tradicional, correlacionaram significativamente, no nível de 1% de probabilidade, com as ordens de estabilidade determinadas pelos métodos de Finlay e Wilkinson (5), de Eberhart e Russel (3) e de Tai (23); não se correlacionaram significativamente com as ordens determinadas pelos métodos de Plaisted e Peterson (16) e de Wricke (24). As ordens de estabilidade determinadas pelo método de Plaisted e Peterson (16) correlacionaram, significativamente, ao nível de 1% de probabilidade, com as ordens de estabilidade definidas pelos métodos de Wricke (24), de Eberhart e Russel (3) e de Tai (23), mas em relação ao método de Finlay e Wilkinson (5) o coeficiente de correlação de Spearman não mostrou evidência de correlação entre as ordens de estabilidade. O método de Wricke (24) definiu ordens de estabilidade que se correlacionaram significativamente, no nível de 1% de probabilidade, com as ordens de estabilidade definidas pelos métodos de Eberhart e Russel (3) e de Tai (23); mas não se correlacionaram significativamente com as ordens determinadas pelo método de Finlay e Wilkinson (5). As ordens de estabi



lidade definidas pelo método de Finlay e Wilkinson (5) correlacionaram significativamente, ao nível de 1% de probabilidade, com as ordens definidas pelos métodos de Eberhart e Russel (3) e de Tai (23).

Os métodos de Eberhart e Russel (3) e de Tai (23) determinaram ordens de estabilidade, as quais se correlacionaram significativamente, no nível de 1% de probabilidade.

Em resumo, considerando o limite de 1% de significância, observa-se que não houve correlação entre ordens de estabilidade quando se comparou o método Tradicional versus o método de Plaisted e Peterson (16), o método Tradicional versus o método de Wricke (24) o método de Plaisted e Peterson (16) versus o método de Finlay e Wilkinson (5) e o método de Wricke versus o método de Finlay e Wilkinson (5). Nas demais comparações de pares de métodos houve correlação entre as ordens de estabilidade.

Quanto a associação entre produção média de variedades e ordens de estabilidade os resultados foram os mesmos para todos os métodos. Em nenhum deles se encontrou evidência de associação entre essas variáveis.

Quadro 17. Ordenação das variedades quanto às ordens de estabilidade determinadas pelos métodos Tradicional, de Plaisted e Peterson, de Wricke, de Finlay e Wilkin son, de Eberhart e Russel, e de Tai.

Variedades	Métodos					
	Tr.	P.P.	W.	F.W.	E.R.	TAI
1	11	13	13	14	12,5	12
2	14	11	11	12	14	14
3	9	8	8	6	9,5	10,5
4	4	3	2	8	2,5	2,5
5	15	15	15	15	15	15
6	1	9	9	3	1	1
7	12	10	10	13	12,5	13
8	3	7	6	12	4	4
9	2	14	14	4	8	7
10	8	2	3	11	7	7
11	13	6	5	10	11	9
12	10	12	12	1	9,5	10,5
13	7	5	7	7	6	7
14	6	4	4	5	5	5
15	5	1	1	9	2,5	2,5

Quadro 18. Estimativas dos coeficientes de correlação de Spearman aplicados sobre as ordens de estabilidade para cada par de métodos.

Métodos	P.P.	W.	F.W.	E.R.	T.
Tradicional (T <sub>r</sub> )	0,3643	0,3714	0,9004**	0,9004**	0,9000**
Plaisted e Peterson (P.P.)		0,9857**	0,1286	0,6603**	0,6589**
Wricke (W)			0,1196	0,6741**	0,6332**
Finlay e Wilkinson (F.W.)				0,6348**	0,5982**
Eberhart e Russel (E.R.)					0,9866**

\*\* indica significância no nível de 1% de probabilidade.

## 5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Dos resultados obtidos através da comparação entre os métodos sugeridos para a determinação da estabilidade de plantas, pode-se concluir que de uma maneira geral houve concórdância entre os resultados obtidos com os diferentes métodos. Quando se comparou os pares de métodos, das 15 comparações possíveis, apenas quatro não mostraram significância para o coeficiente de correlação de Spearman.

Considerando a forma através da qual os parâmetros de estabilidade foram estimados dentro de cada método, observa-se grande semelhança entre os métodos de Plaisted e Peterson (16) e de Wricke (24). Ambos usam a decomposição da interação variedades x ambientes para a derivação de tais parâmetros, apesar de utilizarem caminhos diferentes. Os métodos de Finlay e Wilkinson (5), de Eberhart e Russel (3), de Tai (23) e o Tradicional partiram da decomposição da variação devida a ambientes somada com a interação variedades x ambientes para a estimação de seus parâmetros de estabilidade, entretanto os três últimos métodos parecem ser mais informativos uma vez que consideram as respostas das variedades a diferentes níveis de condições ambientais.

Analisando a forma de estimação dos parâmetros de estabilidade dentro de cada método, observa-se que os métodos de Plaisted e Peterson (16), Wricke (24) e o tradicional são pouco informativos. Para estes métodos não há um caminho para se estudar o comportamento de cada genótipo em relação às condições de cada ambiente, uma vez que seus parâmetros de estabilidade apenas informam a magnitude de variação dos genótipos para as con

dições ambientais médias.

O método de Tai (23) apresentou resultados para a estabilidade bastante semelhantes àqueles apresentados por Eberhart e Russel (3) com o coeficiente de correlação de Spearman  $r_s = 0,9866$ . Entretanto apresentou-se muito rígido quando da definição dos níveis de estabilidade.

Assim, através dos resultados apresentados, os métodos de Finlay e Wilkinson (5) e Eberhart e Russel (3) parecem fornecer maiores informações. Estes métodos, por exemplo, fornecem informações a respeito do comportamento dos genótipos para cada ambiente, através do ajustamento da equação de regressão, e além de estimarem estabilidade absoluta estimam a estabilidade média, que é a estabilidade sob uma forma dinâmica. Jowett (9) estudando esses dois métodos aconselha o uso do método de Finlay e Wilkinson (5) se as variedades diferem acentuadamente com a variável que está sendo estudada, visto que o uso da escala logarítmica induz um maior grau de homogeneidade à variância do erro experimental e maior linearidade na regressão.

Recomenda-se que em futuros estudos de estabilidade de produção de plantas, maior atenção seja dada à função que relaciona a produção de variedades com a medida de ambiente, visto que nos métodos até então sugeridos, os autores têm considerado essa relação como linear, sem levar em conta outras funções. Uma medida de ambiente, independente da produção e obtida de fatores ambientais tais como chuva, temperatura e fertilidade do solo também seria desejável para a formulação de uma relação matemática com a produção.

6. BIBLIOGRAFIA

1. ALLARD, R.W., & BRADSHAW, A.D. Implications of Genotype - Environment Interactions in Applied Plant Breeding. Crop Science, 4: 503-504, 1964.
2. COCHRAN, William G. & COX, G.M. Experimental Designs 2. ed. New York, John Wiley, 1960.
3. EBERHART, S.A. & RUSSEL, W.A. Stability Parameters for Comparing Varieties. Crop Science, 6:36-40, 1966.
4. FEASTER, C.V. & TURCOTTE, E.L. Yield Stability in Doubled Haploids of American Pima Cotton. Crop Science, 13:232-233, 1973.
5. FINLAY, K.W. & WILKINSON, G.N. The Analysis of Adaptation in a Plant-Breeding Programme. Aust. J. Agric. Res., 14:742-754, 1963.
6. FREEMAN, G.H. & PERKINS, J.M. Environment and Genotype-Environmental Components of Variability. Heredity, 27:15-23, 1971.
7. FREY, K.J. Stability Indexes for Isolines of Dats (*Avena sativa* L.). Crop Science, 12: 809-812, 1972.
8. FREY, K.J. & MALDONADO, U. Relative Productivity of Homogeneous and Heterogeneous Dat Cultivars in Optimum and Suboptimum Environments. Crop Science, 7: 532-535, 1967.
9. JOWETT, D. Yield Stability Parameters for Sorghum in East Africa. Crop Science, 12: 314-317, 1972.
10. JOPPA, L.K. & LEBSOCK, K.L. e BUSCH, R.H. Yield Stability of Selected Spring Wheat Cultivars (*Triticum aestivum* L. em Thell) in the Uniform Regional Nurseries, 1959 to 1968. Crop

- Science, 11: 238-241, 1971.
11. KALTSIKES, P.J. Stability of Yield Performance in triticale and Common and Durum Wheats. Crop Science, 11: 537-575. 1971.
  12. KENDALL, M.G. & STUART, A. The Advanced Theory of Statistics. Vol. II, London, Griffin, 1946.
  13. KEMPTHORNE, Oscar. The Designs and Analysis of Experiments. 6 ed. New York, Krieger, 1973.
  14. PANTANOTHAI, A. & ATKINS, R.E. Yield Stability of Single Crosses and Three-way Hybrid of Grain Sorghum. Crop Science, 14: 287-290, 1974.
  15. PIMENTEL GOMES, F. Curso de Estatística Experimental 5. ed. Piracicaba, Liv. Nobel, 1973.
  16. PLAISTED, R.L. & PETERSON, L.C. A Technique for Evaluating the Ability of Selections to Yield Consistently in Different Locations and Seasons. American Potato Journal, 36:381-385, 1959.
  17. RASMUSSEN, D.C. Yield and Stability of Yield of Barley Populations. Crop Science, 8:600-602, 1968.
  18. REICH, V.H. & ATKINS, R.E. Yield Stability of Flour Population Types of Grain Sorghum bicolor (L.) moench, in Different Environments. Crop Science, 10: 511-517, 1970.
  19. ROWE, P.R. & ANDREW, R.H. Phenotypic Stability for a Systematic Series of Corn Genotypes. Crop Science, 4: 563-567, 1964.
  20. SIEGEL, S. Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences. New York, Mc Graw-Hill, 1956.
  21. SILVA, T. et al ii. Seleção de Cultivares Estáveis na Produtividade de Milho. Reunião Brasileira do Milho, 9<sup>a</sup>, Recife, 1972.

22. STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. Principles and Procedures of Statistics. New York, Mc Graw-Hill, 1960.
23. TAI, G.C.C. Genotypic Stability Analysis and Its Application to Potato Regional Trials. Crop Science, 11: 184-190, 1971.
24. WRICKE, G. Zur Berechnung der Okovalenz bei Sommerweizen und Hafer. Z.F. Pflanzenzuchtung, 52: 127-138, 1965.
25. YATES, F. & COCHRAN, W.G. The Analysis of Groups of Experiments. Journal Agricultural Science, 28: 556-580, 1938.