AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES DE MILHO (ZEA MAYS L.) UTILIZANDO
TESTEMUNHA INTERCALAR

RUBENS ERIC ZANOVELLO DE GODOI

Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. João Rubens Zinsly

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia, Área de Concentração: Genética e Melhoramento de Plantas.

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil

Maio, 1991

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Livros da
Divisão de Biblioteca e Documentação - PCAP/USP

G588a Godoi, Rubens Eric Zanovello de
Avaliação de progênies de milho (Zea mays L.)
utilizando testemunha intercalar. Piracicaba, 1991.
65p. ilustr.

Diss(Mestre) - ESALQ
Bibliografia

1. Milho - Melhoramento 2. Milho - Progenie - Ava
liação 3. Milho - Teste de progenie - Testemunha in-
tercalar. I. Escola Superior de Agricultura Luiz de
Queiroz, Piracicaba.

CDD633.15

AVALIAÇÃO DE PROGENIES DE MILHO (ZEA MAYS L.) UTILIZANDO
TESTEMUNHA INTERCALAR

RUBENS ERIC ZANOVELLO DE GODOI

Aprovado em 27-05-91

Comissão Julgadora:

Prof. Dr. João Rubens Zinsly

ESALQ/USP

Prof. Dr. Flávio Cesar Almeida Tavares

ESALQ/USP

Prof. Dr. José Roberto Môro

FMVAJ/UNESP

Prof. Dr. João Rubens Zinsly
Orientador

Aos meus pais

Rubens e Eliza,

irmã

Regina,

e a minha esposa

Betania.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que de alguma forma colaboraram na execução deste trabalho. Em especial:

- ao amigo Prof. Dr. João Rubens Zinsly, pela orientação durante os trabalhos na pós-graduação;
- aos Drs. Joaquim A. Machado e José R. Mouro, por terem me auxiliado nos primeiros passos da pesquisa científica;
- ao Prof. Dr. Ernesto Paterniani pelos numerosos esclarecimentos para este trabalho, e também durante o curso;
- aos amigos do IGEN e ESALQ, Dirceu, Roseli, Victor, Cláudia, Mônica, Juliana, Marcos e Lúcia, pelo auxílio nos diversos momentos do curso;
- aos colegas de trabalho Walter, Serrano e Formaggio, pela colaboração nas etapas de preparação de sementes, plantios e colheita de vários experimentos;
- à FAPESP, CAPES e CNPQ, pela concessão das bolsas de estudo durante toda a formação acadêmica;
- a todos os professores do curso de pós-graduação, pela formação acadêmica.

SUMÁRIO

	<u>página</u>
RESUMO.....	viii
SUMMARY.....	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	3
2.1. História e desenvolvimento da avaliação por teste de progênie.....	3
2.2. Aprimoramento da avaliação por teste de progênie.....	5
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	10
3.1. Material.....	10
3.2. Métodos.....	13
3.2.1. Seleção entre e dentro de famí- lias de meios-irmãos com sementes remanescentes.....	13
3.2.2. Avaliação das progênies.....	13
3.2.3. Montagem das seis repetições.....	14
3.2.4. Modelo matemático para látice.....	17
3.2.5. Dados de produção.....	18
3.2.6. Análise estatística dos experimen- tos.....	19
3.2.7. Classificações das progênies.....	21
3.2.8. Coeficiente de variação experimen- tal.....	22

	<u>página</u>
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	23
4.1. Considerações gerais sobre seleção com teste de progênie e seleção massal.....	23
4.2. Controle local de experimentos em lâti- ce.....	25
4.3. Classificação e seleção de progênies em experimentos com delineamento látice.....	27
4.4. Avaliação de progênies com testemunha in- tercalar.....	30
4.5. Teste F e avaliação de progênies.....	31
4.6. Diferenças entre as classificações das progênies.....	32
4.7. Considerações finais.....	38
5. CONCLUSÕES.....	41
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	43
APÊNDICE.....	47

AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES DE MILHO (ZEA MAYS L.) UTILIZANDO TESTEMUNHA INTERCALAR

Autor: RUBENS ERIC ZANOVELLO DE GODOI

Orientador: PROF. DR. JOÃO RUBENS ZINSLY

RESUMO

Este trabalho teve por objetivo comparar a metodologia da testemunha intercalar com a metodologia tradicional de avaliação de progênes de milho. Foram utilizadas 100 progênes de meios-irmãos, obtidas do composto de milho ESALQ-VD-2-wx. Estas progênes foram avaliadas de duas formas distintas, a partir de amostras de cada uma das 100 progênes. No primeiro procedimento as progênes foram avaliadas em lâtice normal, em experimentos com duas, quatro e seis repetições; e no segundo procedimento as mesmas progênes foram avaliadas em lâtice com testemunha intercalar, em experimentos com duas repetições. Nos experimentos em lâtice com testemunha intercalar foram utilizadas parcelas com o híbrido simples AGM-405 colocadas a cada duas parcelas das progênes, sem modificar o desenho original do lâtice.

Foram construídas quatro classificações das 100 progênes. As três primeiras foram construídas a partir dos

experimentos em lâtilce normal, e a quarta a partir dos experimentos em lâtilce com testemunha intercalar. Estas classificações não apresentaram coincidência entre as posições ocupadas pela maioria das progênies.

Nas condições deste trabalho, os experimentos apresentaram coeficiente de variação entre 6 e 19%, com porcentagem média de falhas no estande em torno de 30% por parcela, o que proporcionou classificações não consistentes das médias de progênies quanto ao caráter produção de espigas despalhadas. Sendo assim, não foi possível comparar com segurança as duas metodologias de avaliação de progênies. Apesar disso, a metodologia da testemunha intercalar é uma técnica promissora com respeito ao princípio utilizado, servindo como padrão de referência para seleção de progênies quanto a diversos caracteres agrônômicos de interesse.

EVALUATION OF MAIZE (ZEA MAYS L.) FAMILIES USING INTER-ROW CONTROLS

Author: RUBENS ERIC ZANOVELLO DE GODOI

Adviser: PROF. DR. JOÃO RUBENS ZINSLY

SUMMARY

The aim of this work is to compare tradicional methodology and an inter-row control methodology for the evaluation of maize families. One hundred half-sib families, obtained from the ESALQ-VD-2-wx maize composite, were used. These families were evaluated by two distinct procedures using samples of each of the 100 families. In the first procedure the families were evaluated in lattice, in experiments with two, four and six replicates, while in the other procedure the same families were evaluated in inter-row control lattice, in experiments with two replicates. In the experiments in inter-row control lattice plots with the simple hybrid AGM-405 were installed between each two family plots, without modification in the original lattice design.

The 100 families were grouped into four classifications. The three first classifications was obtained from the normal lattice experiments and the fourth from the

inter-row control lattice experiments. These classifications do not present coincident positions of the majority of the families.

Under the conditions of this work, the experiments presented a coefficient of variation between 6 and 19%, and a loss of stand around 30% for each plot, which resulted in non-consistent classifications of the family mean values. Therefore, it was not possible to make a precise comparison of the two methodologies for the evaluation of families. In spite of this, the inter-row methodology is a promising technique with respect to the principle in use, and which may serve as a reference for the selection of families as to diverse agronomical traits of interest.

1. INTRODUÇÃO

Desde o início dos trabalhos de pesquisa com melhoramento de populações de milho, utilizando teste de progênie, sabe-se que a fase de avaliação das progênies é de fundamental importância. É nesta fase que os indivíduos geneticamente superiores são selecionados, para dar origem à nova população ou ao próximo ciclo de seleção.

Muitas modificações foram realizadas na metodologia de avaliação com teste de progênie, principalmente no que diz respeito à técnica experimental empregada. Estas modificações visaram proporcionar ao melhorista maior segurança na discriminação e seleção correta dos genótipos superiores, pois muitos fatores interferem nesta avaliação. Experimentos estatisticamente precisos propiciam esta segurança, no que diz respeito a estimativa das médias das progênies em relação ao caráter selecionado.

A precisão de um experimento é possível de ser medida através do coeficiente de variação experimental (CV). Este CV está em função do erro experimental, que por sua vez pode ser originado de diversas fontes. Uma delas é

o material experimental (amostragem genética); a outra e talvez a principal, é a variação no ambiente experimental (heterogeneidade do solo, falhas no estande, etc).

As estratégias normalmente utilizadas para minimizar o problema da heterogeneidade do solo são: realizar um bom controle local, proporcionado por delineamentos experimentais, como blocos ao acaso e látice; correção da acidez e fertilidade do solo na área experimental; evitar áreas que possam apresentar problemas como encharcamento, erosão, perda de parcelas por ataque de animais; etc. Dentre os delineamentos acima, o que apresenta o melhor controle local é o látice, sendo indicado para ser utilizado em experimentos de avaliação de progênies de milho. Entretanto, sabe-se que no melhoramento de populações de milho utiliza-se grande número de progênies, o que propicia perda de eficiência deste controle local.

A influência da desuniformidade da área experimental poderia ser diminuída caso fosse utilizado um padrão de referência das condições ambientais nas quais cada progênie se encontra. Isso pode ser alcançado com a utilização de uma testemunha de genótipo constante (híbrido simples) colocada intercaladamente às progênies, onde as diferenças entre o híbrido e a progênie seriam em grande parte genéticas.

Este trabalho tem por objetivo comparar a metodologia da testemunha intercalar com a metodologia tradicional de avaliação de progênies de milho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Esta revisão tem como objetivo apresentar o desenvolvimento e aprimoramento das técnicas de avaliação de progênes, desde os primeiros trabalhos até os dias de hoje. Será dada ênfase ao controle do erro experimental e suas causas.

2.1. História e desenvolvimento da avaliação por teste de progênie

A importância da avaliação da descendência no melhoramento genético foi descoberta provavelmente por Louis de Vilmorin, quando, por volta de 1840, observou que raízes de beterraba de alto teor de açúcar podiam deixar descendentes de alto ou baixo teor. Baseado nisto, criou o método que chamou de "Princípio do Isolamento", que consistiu essencialmente em avaliar progênes de raízes de beterraba açucareira e escolher somente aquelas que deixassem descendentes de alto teor de açúcar.

Anos mais tarde, pesquisadores dos E.U.A. adaptaram esta metodologia aos programas de melhoramento do

milho, na estação experimental de Illinois, em 1896. Os trabalhos alcançaram sucesso na mudança dos teores de óleo e proteína do milho, sendo que a metodologia recebeu o nome de "Seleção espiga por fileira", pois semeavam-se os indivíduos provenientes das espigas em uma fileira para a avaliação. Dados sobre este programa em Illinois são publicados periodicamente (ver DUDLEY, 1977).

No caso da melhoria dos níveis de produção de grãos de milho através deste método, praticamente nenhum progresso foi observado, apesar dos grandes esforços empregados neste sentido (RICHEY, 1922). Esse mesmo autor assinala que de modo geral o método mostrou-se ineficiente para modificar a produtividade do milho, embora muitas modificações do esquema básico fossem sugeridas e experimentadas. Algumas delas foram: uso de repetições das fileiras em diferentes partes do campo; uso de testemunhas uniformes distribuídas sistematicamente (para comparação das fileiras) ; comparação das fileiras existentes na mesma quarta parte do campo; e comparação das produções individuais através de uma testemunha padrão plantada na mesma cova. Todas estas modificações foram feitas com o objetivo de obter comparações mais precisas entre as progênies. O sucesso desta metodologia foi prejudicado pela falta de técnica experimental adequada, ou seja, não observação dos princípios básicos de experimentação, falta de isolamento reprodutivo dos materiais e endogamia (pelo tamanho restrito das populações) ,

segundo PATERNIANI & MIRANDA FILHO (1987).

Outro fator que contribuiu para o desinteresse dos pesquisadores por esta metodologia de melhoramento foi o sucesso do híbrido duplo de milho, criado por JONES (1918), um método prático e de fácil obtenção.

Este fato fez com que as pesquisas com melhoramento de milho se concentrassem no aperfeiçoamento do novo método. Foram realizados estudos sobre as novas metodologias para obtenção de híbridos mais produtivos, melhoramento e avaliação de linhagens, e de técnicas que facilitassem a obtenção de sementes, até que os progressos começaram a diminuir. Isto ocorreu devido a falta de concentração de genes favoráveis nas populações utilizadas para a extração das linhagens constituintes dos híbridos. A concentração de genes favoráveis é conseguida por intermédio dos métodos de melhoramento populacional.

2.2. Aprimoramento da avaliação por teste de progênie

A metodologia do teste de progênie volta a receber maior atenção com o advento de novas técnicas experimentais por volta da metade do século. O impulso fundamental veio com os estudos de LONNQUIST (1964), com seu famoso trabalho sobre o método "Espiga por fileira modificado". Esse trabalho apresentou as seguintes alterações em relação à metodologia "Espiga por fileira": a avaliação das famílias fei-

ta em ensaios com repetições, de preferência em mais de um local; e recombinação em lotes com isolamento reprodutivo.

PATERNIANI (1967) propôs para este método a denominação de "Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos", e também publicou os resultados com esta nova metodologia.

Esta metodologia tem como fase fundamental a avaliação das progênes de milho em experimentos de produção. Nesta fase a seleção entre progênes pode ser muito prejudicada se o CV for alto, pois ele é um parâmetro estatístico que indica a precisão experimental e, portanto, o êxito da seleção (PATERNIANI, 1968).

O CV tem como base o erro experimental, que ocorre devido a diferenças entre parcelas que recebem o mesmo tratamento.

É muito comum no melhoramento do milho utilizar variedades de polinização livre, sintéticos, compostos e híbridos de variedades que, dependendo de sua base genética, podem ser muito heterogêneos. Esta heterogeneidade pode vir a se tornar fonte de erro, caso não sejam feitas boas amostragens destes materiais genéticos. Para controlar este problema deve-se fazer uma amostragem adequada dos materiais experimentais (COCHRAN & COX, 1957), com as parcelas dos experimentos possuindo tamanho tal que o número de plantas aí contido seja representativo dos genótipos da população. DIAS (1978), em seu trabalho sobre tamanho da amostra para estudo

dos caracteres peso de espiga, altura de planta e peso de 50 grãos em milho, concluiu que, para quatro grupos de cultivares (Híbrido Simples, Híbrido Duplo, Compostos e Variedades), o número adequado de plantas está entre 12 e 17, para se avaliar peso de espiga. Já CHAVES (1985), estudando tamanho de parcela para seleção de progênies de milho, concluiu que para progênies de meios-irmãos o número ideal está entre 15 e 20 plantas por parcela, em experimentos de produção.

Outra fonte de erro experimental é a competição desigual entre plantas, dentro da parcela e entre parcelas. A competição dentro das parcelas é um fenômeno comum em milho, onde as plantas competem por água, luz e nutrientes. Porém, este fato se torna mais importante, como fonte de erro, quando existem falhas dentro das linhas. Isso ocorre porque as plantas adjacentes às falhas tendem a aumentar a produção. Existem fórmulas para compensar estas falhas (covariância e fórmulas empíricas), mas elas não refletem a produção real sem as falhas, subestimando ou superestimando o valor das parcelas. Por esta razão, muitas vezes é necessário descartar progênies selecionadas, por causa de seus valores extremos após correção do peso (LINARES, 1987).

O ambiente no qual é realizado o experimento também é fonte adicional de erro, onde se destaca a heterogeneidade do solo. Esta heterogeneidade é ocasionada pelas diferenças nas propriedades físico-químicas do solo, que podem ocorrer em questão de poucos metros, fazendo com que tra-

tamentos iguais apresentem manifestações diferentes, de uma para outra repetição (MIRANDA FILHO, 1987). A redução da influência deste fator pode ser conseguida através da homogeneização da fertilidade, pH, tratos culturais, umidade e preparo do solo dentro da área experimental.

Após esta homogeneização deve-se utilizar também delineamentos experimentais que permitam um bom controle local, como blocos ao acaso e látice. Dentre eles, o segundo é o que possui melhor controle local.

No melhoramento de populações de milho os métodos com teste de progênie utilizam usualmente centenas de progênies, como nos seguintes trabalhos: SILVA (1969) - 188 progênies nos diferentes ciclos de seleção; CUNHA (1976) - 500 a 700 progênies; SUAREZ LEZCANO (1976) - 500 progênies; TORRES (1976) - 300 a 500 progênies; LIMA (1977) - 700 progênies; WINKLER (1977) - 500 progênies; SAWAZAKI (1979) - 169 a 196 progênies e PEIXOTO (1980) - 100 progênies. Este grande número de progênies faz com que a área experimental aumente consideravelmente, aumentando também a área dos blocos do látice. Isto leva a uma maior variação ambiental dentro destes blocos, aumentando por consequência o erro experimental.

Muitos trabalhos apresentam progresso com CV entre 10 e 22% (CAMPOS, 1966; SAWAZAKI, 1979; para citar alguns), mas os progressos poderiam ser maiores, caso a avaliação das progênies fosse mais precisa. Deveriam ser utilizadas

outras estratégias para diminuir este problema.

MÔRO (1977) e POLONI (1980) relatam experiência feita utilizando testemunha comum na seleção massal, que é conhecida atualmente como "Seleção massal estratificada geneticamente". Nestes trabalhos os autores propuseram o controle da variação ambiental através da detecção dos efeitos do ambiente na expressão do fenótipo individual, onde cada planta era comparada com uma testemunha comum na seleção, sendo esta testemunha um híbrido duplo. Princípio semelhante será utilizado neste trabalho, só que para avaliação de genótipos com teste de progênie.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Material

Para o presente trabalho foram utilizadas 100 progênies de meios-irmãos, obtidas do composto de milho ESALQ-VD-2-wx.

O composto ESALQ-VD-2-wx foi sintetizado na ESALQ/USP e deriva do composto ESALQ-VD-2, que recebeu o gene recessivo "waxy" (wx), também conhecido como "ceroso".

Os materiais que participaram da formação do composto ESALQ-VD-2 são os seguintes:

WP₂ - grãos amarelos dentados; formado a partir de amostras coletadas no norte de Vera Cruz, México.

WP₆ - grãos brancos dentados e semidentados; formado a partir de uma mistura de sementes obtidas dos melhores cruzamentos intervarientais de Tuxpeño x Eto Blanco.

WP₉ - grãos brancos semidentados, formado a partir de uma mistura de sementes de

diversas variedades Tuxpeño de alta produtividade, como Mix e Colina Gpo 1, cruzadas com Eto Blanco.

WP₁₀- grãos dentados amarelos, conhecido como "Composto III Centro Americano". Foi formado a partir de milhos duros amarelos do grupo Cubano (Cuba 40 e Hawai 5) e de milhos dentados Tuxpeño amarelos (SLP - 164).

WP₂₇- grãos dentados brancos da raça Tuxpeño, cultivado em Vera Cruz, México.

WP₂₉- Carmem - grãos dentados brancos da raça Tuxpeño, originário de Vera Cruz , México.

WP₃₂- Mix 1 - grãos dentados brancos da raça Tuxpeño, formado no programa de melhoramento da Costa Rica.

WP₃₇- Venezuela 3 - grãos dentados brancos , formado no programa de melhoramento da Venezuela.

Piramex - milho Tuxpeño sintético, amarelo , obtido pelo programa de melhoramento de milho do Instituto de Genética da ESALQ/USP.

América Central - variedade de milho de grãos dentados amarelos de germoplasma predo-

minantemente Tuxpeño, obtido no IGEN-ESALQ/USP.

Asteca - representante da raça Tuxpeño amarelo, obtido na seção de cereais do Instituto Agrônomo de Campinas. (IAC).

MAYA - variedade sintética com germoplasma Tuxpeño de origem mexicana e obtido pela seção de cereais do IAC.

O programa de obtenção do composto ESALQ-VD-2 iniciou-se em 1965, com o cruzamento entre plantas originadas de amostras representativas das doze populações citadas. O material resultante desses cruzamentos foi submetido a quatro gerações de recombinação em lote isolado de despendoamento nos anos de 1966, 1967, 1968 e 1969 (LIMA, 1977).

O composto ESALQ-VD-2-wx foi obtido do cruzamento entre o composto ESALQ-VD-2 e uma população de milho Tuxpeño ceroso (wxwx), doadora do gene "wx", obtida junto à seção de cereais do IAC. Posteriormente as sementes híbridas resultantes (Wxwx) foram semeadas em lote isolado para intercruzamento. Na ocasião da colheita as sementes cerosas (wxwx) foram separadas para formar o composto ESALQ-VD-2-wx, segundo PATERNIANI (1991, comunicação pessoal).*

O material utilizado como testemunha foi o híbrido simples AGM-405 (Sementes Agrocere S/A).

* PATERNIANI, E. (Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP, Piracicaba, SP.). Comunicação pessoal, 1991

3.2. Métodos

3.2.1. Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos com sementes remanescentes.

Resumidamente esse método de seleção consiste em avaliar progênies de meios-irmãos em ensaios de produção, e proceder à seleção entre progênies. Posteriormente, em lote isolado, se faz a recombinação das progênies selecionadas, utilizando as sementes remanescentes. Nesta ocasião procede-se à seleção massal dentro destas progênies para obtenção das famílias, dando início a um novo ciclo.

Este trabalho propõe uma técnica de avaliação de progênies que pode ser utilizada na fase de seleção entre progênies desse método.

3.2.2. Avaliação das progênies

As 100 progênies foram colocadas em 4 lâctices 5x5 com seis repetições, instalados na área experimental da ESALQ/USP, em Anhumas - SP (Fazenda Anhembi), no ano agrícola 1989/90. Cada lâctice 5x5 básico com seis repetições continha 25 progênies. Sendo assim, no 1º lâctice básico estavam as progênies 01 a 25, no 2º lâctice básico as progênies 26 a 50, no 3º lâctice básico as progênies 51 a 75 e no 4º lâctice básico as progênies 76 a 100. A partir destes lâctices básicos foram planejadas duas formas distintas de avaliação das progê-

nies: avaliação em látice normal, experimentos de 1 a 12; e avaliação em látice com testemunha intercalar, experimentos 13 a 16.

Nos experimentos 1 a 12 as 100 progênes foram avaliadas da maneira tradicional, ou seja, em látices de acordo com a metodologia descrita na literatura (ver MIRANDA FILHO, 1987). Os experimentos de um a quatro utilizaram as duas primeiras repetições dos 4 látices 5x5 básicos ; os experimentos de cinco a oito utilizaram as quatro primeiras repetições; e os experimentos de nove a doze utilizaram todas as seis repetições. Nos experimentos 13 a 16 as 100 progênes foram avaliadas de acordo com a nova metodologia , ou seja, por intermédio das testemunhas intercalares. Nestes experimentos utilizaram-se a quinta e a sexta repetições dos 4 látices 5x5 básicos.

3.2.3. Montagem das seis repetições

Para a montagem das repetições utilizou-se dois esquemas básicos, como na figura 1 . O esquema "X" para as repetições um, três e cinco; e o esquema "Y" para as repetições dois, quatro e seis. Estes esquemas constituem-se de 5 blocos com 5 tratamentos cada, e a casualização foi feita do seguinte modo: a) foram casualizados os blocos separadamente em cada repetição; b) dentro de cada bloco os tratamentos foram casualizados separadamente e independentemente.

Esquema X

Blocos	Tratamentos
(1)	01 02 03 04 05
(2)	06 07 08 09 10
(3)	11 12 13 14 15
(4)	16 17 18 19 20
(5)	21 22 23 24 25

Esquema Y

Blocos	Tratamentos
(6)	01 06 11 16 21
(7)	02 07 12 17 22
(8)	03 08 13 18 23
(9)	04 09 14 19 24
(10)	05 10 15 20 25

Figura 1. Esquemas básicos para formação das repetições de experimentos em látice, segundo COCHRAN & COX (1957).

As progênies foram numeradas de 1 a 100 aleatoriamente e o híbrido-testemunha AGM-405 recebeu o símbolo "T". Esta testemunha foi colocada entre os blocos de 5 progênies, aleatoriamente, nas repetições de 1 a 4 (Fig. 2). Já nas repetições 5 e 6 a testemunha "T" foi colocada a cada duas progênies (Fig 3).

16,19,20,18,17,24,22,21,25,23,T,05,02,04,
01,03,14,13,12,11,15,T,10,07,09,06,08

Figura 2. Esquema de montagem da repetição 1 após casualização das progênies (representadas pelos números) e do híbrido-testemunha (representado pela letra "T").

T,16,19,T,20,18,T,17,24,T,22,21,T,25,23,T
 05,12,T,04,01,T,03,14,T,13,12,T,11,15,T,
 10,07,T,09,06,T,08,T

Figura 3 . Esquema de montagem da quinta repetição após casualização das progênies (representadas por números) e colocação da testemunha intercalar (representada pela letra "T").

As repetições 5 e 6 foram montadas de tal maneira que pudessem fornecer dados para os experimentos 9 a 12 e também para os experimentos 13 a 16.

Cada parcela nos experimentos, inclusive o híbrido, constituiu-se de uma amostra de 30 sementes, que foram semeadas numa fileira de 5,0m de comprimento, no espaçamento de 1,0m entre fileiras, e 0,2m entre plantas, dentro da fileira. As sementes restantes foram colocadas aleatoriamente na fileira, portanto, algumas covas possuíam mais de uma semente. Foram utilizadas 30 sementes em razão do seu número limitado. Posteriormente foi realizado o desbaste para chegar-se ao estande ideal de 25 plantas por parcela.

3.2.4. Modelo matemático para látice

O modelo matemático considerado para os experimentos em látice foi:

$$X_{ijk} = \mu + t_i + r_j + b_{k(j)} + e_{ik(j)} \quad (1)$$

onde:

- X_{ijk} - observação do tratamento i , no bloco k da repetição j ;
- μ - média geral;
- t_i - efeito do tratamento i ;
- r_j - efeito da repetição j ;
- $b_{k(j)}$ - efeito do bloco k dentro da repetição j ;
- $e_{ik(j)}$ - erro intrablocos ou erro experimental associado ao tratamento i dentro do bloco k da repetição j .

Com exceção da média, todos os demais efeitos foram considerados aleatórios. Assim:

$$\begin{aligned} E(t_i) &= E(r_j) = E[b_{k(j)}] = E[e_{ik(j)}] = 0 \\ E(t_i^2) &= \sigma_t^2; E(r_j^2) = \sigma_r^2; E[b_{k(j)}^2] = \sigma_b^2; E[e_{ik(j)}^2] = \sigma_e^2 \\ \sigma_t^2 &= \text{variância genética entre tratamentos;} \\ \sigma_r^2 &= \text{variância ambiental entre repetições;} \\ \sigma_b^2 &= \text{variância ambiental entre blocos dentro de repetições;} \\ \sigma_e^2 &= \text{variância ambiental entre parcelas} \end{aligned}$$

3.2.5. Dados de produção

Na ocasião da colheita foram anotados na ficha de campo o peso das espigas despalhadas e o número de plantas, para cada parcela. Também foi tirada uma amostra de sementes das espigas, para posterior determinação do teor de umidade das sementes, em laboratório.

A produção observada no campo, correspondente a cada parcela, foi corrigida para 15,5% de umidade, segundo a fórmula :

$$P_{15,5} = \frac{PC (1 - U)}{0,845} \quad (2)$$

onde:

$P_{15,5}$ = Peso corrigido para 15,5% de umidade, em libras;

PC = Peso das espigas despalhadas, em libras;

U = Umidade observada.

Posteriormente, a produção foi corrigida para estande (nº de plantas da parcela) de 25 plantas (estande ideal), segundo a fórmula apresentada por ZUBER (1942):

$$PCC = \frac{PC \cdot H - 0,3F}{H - F} \quad (3)$$

onde:

PCC = Peso de campo corrigido para estande de 25 plantas;

PC = Peso de campo observado, em libras;

H = Número de plantas da parcela completa (25);

F = Número de plantas perdidas.

Esta correção de peso adiciona 70% da produção média da parcela para cada planta perdida e considera que 30% da produção é recuperada pelas plantas vizinhas à falha.

Esta fórmula não é exata, mas boas estimativas são conseguidas quando a porcentagem de falhas não ultrapassa 20%.

3.2.6. Análise estatística dos experimentos

A análise de variância foi realizada de acordo com COCHRAN & COX (1957). O quadro da análise de variância, juntamente com as esperanças matemáticas dos quadrados médios, admitindo o modelo (1), pode ser visualizado na Tabela 20.

Nos experimentos 1 a 12 as análises de variância foram realizadas tomando como base os totais de parcelas, para o caráter produção de espigas despalhadas. Os dados destes experimentos, após correção de umidade e estande, foram analisados em computador pelo programa "Látice 1", que é um "software" do "Centro de Informática na Agricultura" da ESALQ/USP (CIAGRI).

Para a análise de variância dos látices com testemunha intercalar foi criado um índice, que representou a relação entre a produção da progênie e a produção da testemunha intercalar mais próxima. Este índice foi calculado através da seguinte fórmula:

$$I_i = \frac{P_{pi}}{T_i}$$

onde:

I_i = Índice da progênie i ;

P_{pi} = Peso da progênie i , corrigido para estande e umidade;

T_i = Peso do híbrido-testemunha "T", corrigido para estande e umidade.

Este índice representa o valor proporcional de produção de cada progênie em relação a um material de genótipo constante, o híbrido simples AGM-405, que foi colocado ao seu lado.

Os índices formados não apresentaram distribuição normal e foram transformados por $\sqrt{x+1}$. Após a transformação eles foram analisados pelo mesmo "software" "Látice 1".

3.2.7. Classificações das progênes

Após as análises de variância dos experimentos, foram feitas quatro classificações das 100 progênes. Na primeira classificação foram utilizados 100 médias ajustadas, provenientes dos experimentos de números um a quatro. Nesta classificação as 100 progênes foram colocadas em ordem decrescente, utilizando como base um outro índice. Este índice foi feito para cada uma das progênes, de acordo com a seguinte fórmula:

$$I_p = \frac{P_i}{\bar{T}}$$

onde:

I_p = índice da progênie i dos experimentos;

P_i = valor da média ajustada da progênie, dada pela análise de variância dos 4 experimentos;

$\bar{T}$ = valor da média de produção do híbrido-testemunha; com base nos 4 experimentos.

Para a segunda classificação, as 100 médias ajustadas foram provenientes dos experimentos de números cinco a oito, e seus dados foram utilizados para calcular um novo índice para cada progênie. A partir disto, construiu-se uma nova classificação das 100 progênes, em ordem decrescente. Já para a terceira classificação, foram utilizadas as 100 médias ajustadas provenientes dos experimentos de números nove a doze, e da mesma forma, seus dados foram utilizados

para cálculo de um outro índice para cada progênie. Assim , construiu-se a terceira classificação das progênies, em ordem decrescente.

Para realizar a quarta classificação foram utilizadas as médias dos " I_i " de cada uma das 100 progênies , fornecidos pela análise de variância dos experimentos 13 a 16.

3.2.8. Coeficiente de variação experimental

Para cálculo do coeficiente de variação experimental, foi utilizada a seguinte fórmula:

$$CV\% = \frac{\sqrt{Q_2}}{\bar{M}} \cdot 100$$

onde:

CV% = Valor em porcentagem do coeficiente de variação experimental;

Q_2 = Valor do quadrado médio do erro intrablocos;

$\bar{M}$ = Média geral do experimento.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Considerações gerais sobre seleção com teste de pro- gênie e seleção massal

O melhorista escolhe o método de seleção mais adequado a seus propósitos segundo diversos critérios, e em geral se recomenda que o método seja simples, prático, barato e eficiente. O método mais simples, mais prático e barato que se conhece é a seleção massal (MÔRO, 1977).

Acredita-se que os fatores ambientais não controláveis são os principais obstáculos para uma maior eficiência da seleção massal, com respeito a caracteres de baixa herdabilidade. Neste método selecionam-se indivíduos pelas suas características fenotípicas, em geral numa grande área, onde as alterações no terreno experimental facilmente ocorrem, modificando o fenótipo dos indivíduos, o que prejudica a avaliação dos genótipos.

Vários trabalhos foram desenvolvidos durante este século para tentar contornar o problema; um exemplo é o de GARDNER (1961), que empregou um esquema para permitir

um certo controle local sobre a heterogeneidade do solo. O autor dividiu o campo experimental em estratos, e praticou a seleção dentro dessas áreas menores. Assim procedeu na suposição de que, dentro do estrato, as variações entre os indivíduos são menores do que as observadas quando se considera o campo todo.

Outros métodos de seleção comumente utilizados no melhoramento do milho realizam teste de progênie, que consiste na avaliação de um conjunto de indivíduos ou genótipos originados de uma mesma planta-mãe (LONNQUIST, 1964).

Utiliza-se nesta metodologia uma amostra de sementes para representar toda a progênie. Esta forma de avaliação pode perder eficiência na discriminação da melhor progênie se esta amostragem não for bem feita, como por exemplo utilizar número insuficiente de sementes, prejudicando a representatividade da amostra.

Entretanto, a seleção com teste de progênie deve resultar em maior eficiência, em relação a plantas individuais. As avaliações são realizadas com maior segurança, no que diz respeito às médias das progênies, pois utilizam-se várias repetições. Além do mais, estas repetições podem ser distribuídas em vários locais ou épocas, possibilitando uma recomendação para áreas mais amplas (PATERNIANI & MIRANDA FILHO, 1987). Já na seleção massal esta segurança é menor em relação à avaliação dos genótipos, pois utilizam-se apenas observações individuais.

O principal ponto que se deve verificar é o progresso com seleção a cada ciclo, onde a seleção massal pode levar desvantagem com relação ao teste de progênie, para caracteres de baixa herdabilidade. Principalmente se os efeitos modificadores do fenótipo, proporcionados por um ambiente desuniforme, forem muito pronunciados.

4.2. Controle local de experimentos em látice

O controle local foi desenvolvido para auxiliar o pesquisador a contornar o problema da heterogeneidade do terreno onde é instalado o experimento.

Isso é particularmente importante quando se trata de experimentação agrônômica, pois a heterogeneidade do solo é um fator complicador da avaliação dos tratamentos, e no caso do melhoramento genético, da avaliação de genótipos.

O delineamento experimental látice é o que proporciona melhor controle local, sendo bastante útil em experimentos com um grande número de tratamentos (COCHRAN & COX, 1957), o que exige grandes áreas experimentais, onde a homogeneidade é mais difícil de ser conseguida. Este delineamento utiliza blocos com apenas parte dos tratamentos, o que torna possível um controle da heterogeneidade entre blocos, dentro de repetições. Sendo assim, uma das finalidades de se utilizar o delineamento látice é a possibilidade de se obter "médias ajustadas" dos tratamentos. Este ajuste é realizado

por intermédio de um "fator de ajustamento", que é calculado a partir da análise de variância. Os valores das médias dos tratamentos são alterados, por este fator, em razão das diferenças ambientais entre os blocos. Para uma mesma área experimental, o valor do fator de ajuste deve ser tanto menor quanto menor for a área do bloco.

Para se avaliar 100 progênies pode-se utilizar um lâtilce 10x10, onde em cada bloco são colocadas 10 progênies. Outra forma é utilizar 4 lâtilces 5x5, onde cada bloco possui 5 progênies. Da segunda forma, a área dos blocos diminui pela metade, o que se espera que vá proporcionar uma menor influência da variação ambiental e melhorar a precisão do experimento.

Normalmente, os pesquisadores utilizam um lâtilce 10x10 para avaliar 100 progênies (PEIXOTO,1980), e para 200 a 700 progênies, vários lâtilces 10x10 (CUNHA, 1976 ; SUAREZ LEZCANO, 1976; TORRES, 1976; LIMA, 1977; e WINKLER , 1977), encontram-se também na literatura lâtilces 13x13 e 7x7 (SAWAZAKI,1979). São experimentos grandes, onde a precisão pode ser menor em relação à lâtilces menores. Este é um fator que deve ser levado em consideração, principalmente se a área experimental apresentar muita heterogeneidade.

4.3. Classificação e seleção de progênies em experimentos com delineamento látice

Caso fosse utilizado apenas um látice para avaliar as progênies, bastaria realizar a análise estatística, colocar as "médias ajustadas" em ordem, escolher o índice de seleção, e por fim, separar os maiores valores. Mas, normalmente em melhoramento de populações de milho, onde são avaliadas de 200 a 700 progênies, há necessidade de se utilizar dois ou mais látices. Sendo assim, para seleção das progênies pode-se seguir por dois caminhos. O primeiro deles é selecionar um número fixo de progênies de cada látice, baseado no "Índice de seleção" (Is). O segundo caminho é utilizar uma ou mais testemunhas comuns em todos os látices, como TORRES (1976), e a partir disso construir uma classificação única, com todas as progênies, para ser efetuada a seleção com base no "Is".

Seguindo o primeiro caminho, o melhorista pode correr o risco de selecionar, de um dos látices, menos progênies do que deveria, pois não é possível saber se a distribuição das boas e más progênies foi aleatória durante o preparo dos experimentos. Ou seja, pode ocorrer que um maior número de progênies boas, superior ao "Is", tenha sido colocado em um dos látices casualmente. Deste modo, durante a seleção, algumas progênies boas seriam descartadas, prejudicando o melhoramento do material em estudo. Agora, se

admitirmos que foi realizada uma boa aleatorização das progênies nos látices, não deve ocorrer perda de boas progênies na seleção.

Caso o melhorista opte pelo segundo caminho, sua seleção também pode ser prejudicada, por causa da alteração da classificação real das progênies. Isso pode ocorrer se em um dos látices as médias das testemunhas tiverem sido mal avaliadas. A partir daí, as progênies deste látice em particular seriam subestimadas ou superestimadas em relação às testemunhas, alterando a classificação destas progênies frente as dos demais látices.

Não se deve dizer que somente a avaliação mal feita da testemunha altera a classificação das médias das progênies, embora certamente contribua, mas também a avaliação mal feita das próprias progênies altera a classificação.

Para que fatos como este não ocorram, a estimativa da média de produção das testemunhas deve ser um parâmetro representativo do ambiente experimental das progênies. Portanto, as testemunhas devem estar homogeneamente distribuídas ao longo do experimento, e um número suficiente de parcelas que assegure uma boa estimativa, como no trabalho de SAWAZAKI, (1979).

A representatividade ideal de uma estimativa de médias de testemunhas, em experimentos em látice, deve ser conseguida se as testemunhas forem colocadas no mesmo local

em que estão cada uma das progênies. Entretanto, sabe-se que isto é difícil - senão impossível - de ser conseguido, pois outros fatores iriam alterar a estimativa, como por exemplo a competição entre plantas.

Normalmente, encontram-se na literatura trabalhos que utilizam testemunhas colocadas no início, meio e final do látice (CUNHA, 1976; TORRES, 1976; e LIMA, 1977), mas desta forma as progênies que se encontram longe destas testemunhas não tiveram seu ambiente bem representado, e por consequência foram mal comparadas com progênies de outros látices.

O fato de comparar as progênies de diferentes látices em função de testemunhas comuns deve ser criticado pela forma como é feito, e não pelo princípio utilizado.

Outro procedimento em relação a este problema é aumentar o número de testemunhas dentro do látice, como por exemplo colocar uma parcela de testemunha entre os blocos do látice, como mostra o trabalho de SAWAZAKI (1979). No presente trabalho, procedeu-se de maneira semelhante a este autor, onde colocaram-se 2 parcelas de uma testemunha entre os blocos dos látices 5x5, aleatoriamente, para cada repetição. Isto foi realizado para que a estimativa da produção da testemunha no experimento fosse mais representativa da área experimental das progênies.

4.4. Avaliação de progênes com testemunha intercalar

A idéia da utilização da testemunha intercalar surgiu da seguinte suposição: ao colocar-se num experimento progênes lado a lado com um material sem variação genética (híbrido simples), as diferenças observadas entre eles deverão ser em grande parte genéticas. Pode-se supor isto com razoável segurança, tendo em mente que a fileira de plantas do híbrido e da progênie ocupam juntas uma pequena área. Presumivelmente, no espaço entre duas fileiras, a influência da heterogeneidade ambiental é menor que dentro dos blocos do látice, portanto, representando um controle local extra.

O que deve ser ressaltado é que a avaliação feita com base na porcentagem de produção da progênie, em relação a um híbrido simples, deve possuir precisão superior a qualquer outro tipo de avaliação que se conhece atualmente, ao menos do ponto de vista teórico.

Tradicionalmente, para avaliar progênes de milho e classificá-las a partir da análise de vários látices, sempre se utilizaram testemunhas comuns espalhadas no experimento (CUNHA, 1976; LIMA, 1977; SAWAZAKI, 1979), o que é considerado satisfatório. Portanto, ao colocar-se uma testemunha intercaladamente às progênes e, a partir da relação entre a testemunha e a progênie, construir uma classificação, pode-se ter maior confiabilidade.

A testemunha intercalar dentro do látice não causou alteração profunda, em relação ao delineamento em látice usual. O que ocorreu foi um aumento de área do experimento, em torno de 50%. Entretanto, se o experimento ganhar em precisão, o aumento de área é compensador, já que o que mais interessa ao melhorista é avaliar o melhor possível suas progênes, para proceder a uma boa seleção. Agora, se for possível aumentar a precisão dos experimentos com a utilização da testemunha intercalar, pode-se até diminuir o número de repetições, e por consequência a área do experimento.

Pelo presente trabalho, a classificação das progênes com base na média dos " I_i " deveria proporcionar uma confiabilidade maior que as classificações com base nos " I_p ", mas como o estande foi baixo, tanto as testemunhas como as progênes foram mal avaliadas, prejudicando a comparação das duas metodologias.

4.5. Teste F e avaliação de progênes

O teste F para tratamentos ajustados, que indica se houve diferenças significativas entre tratamentos, mostrou-se variável nos experimentos. Não apresentou significância nos experimentos 1, 3, 5, 8, 9, 13, 14, 15 e 16. Foi significativo ao nível de 5% nos experimentos 4, 7 e 12 e significativo ao nível de 1% nos experimentos 2, 6, 10 e 11.

Quando grande número de progênes são utilizadas em métodos de seleção, o teste F deve ser encarado com bom senso, ou seja, se diferenças significativas não forem encontradas, isso não indica que todas as progênes são iguais, mas apenas que não foi possível identificar diferenças entre os tratamentos, em razão do número de repetições utilizadas. Sabe-se que o número de sementes das progênes em melhoramento é limitado, podendo ser realizadas poucas repetições por experimento.

Em experimentos para fins de seleção em milho, onde são avaliadas as progênes, os delineamentos em látice fornecem diversos parâmetros genéticos e também as médias ajustadas das progênes. Estas médias possuem em geral valores distintos, e após colocadas em ordem de grandeza são selecionadas pelo melhorista. Assim, apesar de diversos experimentos apresentarem significância variável para o teste F, após a avaliação das progênes, realiza-se seleção.

4.6. Diferenças entre as classificações das progênes

As quatro classificações foram colocadas em uma mesma tabela (tabela 1), com a finalidade de poderem ser comparadas entre si, e fornecerem subsídios para discussão das metodologias de avaliação de progênes.

É de se esperar que a avaliação de progênes feita a partir de experimentos em látice 5x5 com 6 repetições

TABELA 1. Classificações das 100 progênies em ordem decrescente de valores dos índices " I_p " (1^a, 2^a e 3^a classificações) e dos índices " I_i " (4^a classificação) .

Número de Classificação	Classificações			
	1 ^a	2 ^a	3 ^a	4 ^a
1	53	53	49	43
2	23	49	53	49
3	49	52	50	48
4	52	50	33	11
5	50	55	52	33
6	13	73	18	26
7	24	57	73	84
8	18	68	57	68
9	68	18	68	58
10	83	72	55	02
11	70	98	83	62
12	06	33	98	79
13	63	63	84	36
14	07	70	35	35
15	75	97	40	57
16	98	23	74	50
17	22	74	26	22
18	57	84	30	82
19	10	83	72	46
20	21	62	54	96
21	88	24	82	27
22	73	69	36	53
23	33	61	43	41
24	11	07	48	86
25	59	76	96	40
26	55	54	47	73
27	58	89	07	39
28	61	64	62	47
29	72	58	63	60
30	84	75	70	55
31	95	35	64	52

TABELA 1. Classificações das 100 progênies em ordem decrescente de valores dos índices " I_p " (1^a , 2^a e 3^a classificações) e dos índices " I_i " (4^a classificação).

Número de Classificação	Classificações			
	1^a	2^a	3^a	4^a
32	36	40	97	83
33	39	60	69	56
34	54	36	46	74
35	71	37	99	16
36	64	13	60	20
37	85	30	23	09
38	25	59	58	05
39	26	26	86	80
40	90	92	89	78
41	35	88	80	99
42	51	67	88	15
43	86	48	24	70
44	69	51	75	34
45	30	81	38	98
46	47	46	13	19
47	67	71	67	07
48	42	82	22	42
49	15	43	15	67
50	74	99	12	30
51	17	78	78	31
52	37	06	59	18
53	60	14	76	38
54	62	86	06	24
55	46	08	92	12
56	41	10	39	25
57	32	22	14	69
58	96	96	27	64
59	43	17	93	06
60	76	95	32	72
61	09	25	95	23
62	45	91	11	66
63	78	93	08	32
64	66	65	42	93
65	82	38	31	44

TABELA 1. Classificações das 100 progênies em ordem decrescente de valores dos índices " I_p " (1^a , 2^a e 3^a classificações) e dos índices " I_i " (4^a -classificação).

Número de Classificação	Classificações			
	1^a	2^a	3^a	4^a
66	40	42	34	91
67	93	27	91	59
68	80	85	61	75
69	08	66	81	100
70	27	100	85	95
71	48	29	25	65
72	04	90	10	54
73	65	31	19	45
74	99	45	56	08
75	02	21	17	28
76	100	15	02	10
77	97	80	65	21
78	79	19	79	85
79	01	56	100	37
80	14	32	51	01
81	17	37	90	29
82	16	11	71	87
83	44	41	44	77
84	38	39	45	89
85	19	44	16	03
86	81	02	66	04
87	77	77	41	88
88	94	79	29	61
89	91	12	09	92
90	05	34	37	17
91	12	16	21	63
92	03	05	77	97
93	29	04	20	51
94	39	20	05	94
95	56	87	03	81
96	20	01	87	90
97	31	28	04	76
98	28	09	01	71
99	34	03	28	13
100	87	94	94	14

forneça uma classificação de médias mais precisa que para experimentos em lâtilice 5x5 com 4 repetições, e por sua vez mais precisa que para experimentos em lâtilice 5x5 com 2 repetições. Isso deveria ocorrer, pois o aumento do número de repetições, para o cálculo da estimativa de um parâmetro qualquer, aumenta sua precisão. Mas, no melhoramento vegetal, o aumento do número de repetições em um experimento pode vir a resultar em prejuízo da avaliação dos tratamentos. Isto porque, caso apenas uma das repetições apresente problemas por algum motivo (encharcamento da área experimental, pragas, baixa germinação, etc.), o coeficiente de variação se torna elevado, indicando experimento não preciso.

Teoricamente, também é de se esperar que a melhor classificação seja conseguida a partir dos índices " I_i " dos experimentos com testemunha intercalar. Sendo assim, a 3^a classificação, originada dos experimentos com seis repetições, deveria ser muito semelhante à 4^a classificação. Mas ao serem comparadas as vinte primeiras progênies somente oito aparecem nas duas classificações, e em posições distintas (com exceção da progênie 35).

A não coincidência entre a 3^a e 4^a classificações pode ter sido em virtude do baixo estande apresentado pelas parcelas nas repetições, com destaque para as parcelas das repetições cinco e seis. A média de estande, para estas duas repetições, ficou em torno de 15 plantas por parcela (tabela 2). Isto representa 40% de falhas, em relação a um

TABELA 2. Estande médio das parcelas das progênies nos experimentos 1 a 16, estande médio das parcelas das testemunhas intercalares nos experimentos 13 a 16, estande médio geral e também as repetições constituintes de cada experimento.

Nº do experimento	Repetições	Estande médio das progênies	Estande médio das testemunhas
1	I e II	19,92 (50)	-
2	I e II	20,96 (50)	-
3	I e II	18,22 (50)	-
4	I e II	19,76 (50)	-
5	I a IV	18,36 (100)	-
6	I a IV	20,34 (100)	-
7	I a IV	18,39 (100)	-
8	I a IV	18,61 (100)	-
9	I a VI	16,86 (150)	-
10	I a VI	18,32 (150)	-
11	I a VI	17,59 (150)	-
12	I a VI	17,48 (150)	-
13	V e VI	12,65 (50)	10,50 (28)
14	V e VI	13,22 (50)	11,32 (28)
15	V e VI	16,06 (50)	16,18 (28)
16	V e VI	15,62 (50)	16,35 (28)
Estande médio geral		17,56 (600)	13,58 (112)

() - Os números dentro dos parênteses indicam o número de parcelas utilizadas para cálculo da média.

estande ideal de 25 plantas por parcela. As repetições de uma a quatro foram prejudicadas, com um estande médio de 18 plantas, portanto, aproximadamente 30% de falhas (tabela 2).

Para que se possa avaliar com maior segurança as metodologias de lâtilice normal e lâtilice com testemunha intercalar, é necessário serem realizados outros experimentos que apresentem melhor estande.

4.7. Considerações finais

Em métodos de seleção que utilizam teste de progênie em milho, o melhorista utiliza centenas de progênies, para representar a população de genótipos do material de interesse. Estas progênies são avaliadas em alguns lâtilices 10x10 e, a partir da análise estatística procede-se à seleção. Esta seleção pode ser dentro de cada lâtilice individualmente ou através de uma classificação única das progênies, com base numa testemunha comum, como foi visto no item 4.3, mas outras formas de seleção podem ser utilizadas.

Um exemplo é utilizar a própria média geral de cada lâtilice 10x10, que serviria como uma média referencial para agrupar todas as progênies numa classificação única, caso admita-se que as 100 progênies representem a população. Sendo assim, a média de cada progênie, dentro de cada um dos lâtilices 10x10, seria dividida pela média geral do próprio lâtilice 10x10, o que forneceria o índice individual da progênie,

que seria utilizado na classificação. Esta seria uma alternativa interessante para áreas experimentais onde não houvesse uma grande influência da heterogeneidade do solo. Caso a heterogeneidade seja grande pode-se utilizar vários lântices menores, como o lântice 5x5, mas neste caso apenas 25 progênies podem não representar a população, prejudicando esta metodologia. Este é um procedimento que não está descrito na literatura.

Uma outra maneira de realizar a seleção entre progênies é baseada no critério próprio do melhorista, que utiliza observações concretas e subjetivas na seleção. Esse critério geralmente está fundamentado nos dados de produção e outras anotações de campo. O melhorista analisa todos os dados de cada lântice pela sua repetibilidade nas diferentes repetições, utiliza anotações da caderneta de campo, e por fim seleciona um certo número de progênies de cada lântice, baseado na intensidade de seleção desejada.

A testemunha intercalar pode ajudar o melhorista a realizar uma boa seleção, através de critérios próprios baseados em um padrão de referência geneticamente constante. Desta forma, se este trabalho não comprova com segurança a utilização da testemunha intercalar para seleção do carácter produção, ele ao menos indica a possibilidade promissora desta metodologia para seleção de outros caracteres de interesse agrônômico. Sendo assim, quando um melhorista necessitar avaliar uma progênie que foi colocada numa parcela

ao lado de um material padrão, sua avaliação ganha em precisão, e como as parcelas estão próximas, é mais fácil discriminar se as diferenças existentes entre elas são genéticas ou ambientais, com uma maior segurança.

Uma seleção por critérios do melhorista, com base em uma testemunha intercalar, leva em consideração diversos caracteres analisados em conjunto, o que deve representar uma seleção mais completa.

5. CONCLUSÕES

Com base nos resultados deste trabalho, e sob as condições em que foram realizados os experimentos, seguem-se as seguintes conclusões:

- 1 - Experimentos para avaliação de progênies, quanto ao caráter produção de espigas despalhadas, que apresentem, ao mesmo tempo, coeficiente de variação experimental acima de 10% e porcentagem média de falhas de plantas nas parcelas acima de 30%, não fornecem classificação consistente das médias das progênies.
- 2 - Por intermédio deste trabalho, não foi possível comparar com segurança as duas metodologias de avaliação de progênies, com respeito ao caráter produção de espigas despalhadas.
- 3 - A metodologia da testemunha intercalar é uma técnica promissora, em razão do princípio utilizado, pois um material de genótipo constante, utilizado como padrão de referência, e colocado intercaladamente às progênies, pode auxiliar o melhorista a proceder uma melhor avaliação dos caracteres agronômicos de interesse para seleção de

progênies, como altura de planta, inserção das espigas ,
acamamento, doenças, vigor, ciclo e outros que se julque
necessário.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CAMPOS, M.S. Efeitos da seleção entre e dentro de progênes de meios-irmãos em duas populações de milho. Piracicaba , 1966. 42p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- CHAVES, L.J. Tamanho da parcela para seleção de progênes de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1985. 148p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- COCHRAN, W.G. & COX, G.M. Experimental Designs, 2.ed. New York - USA, John Willey and Sons, 1957. 661p.
- CUNHA, M.A.P. Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos no milho ESALQ-HV-1. Piracicaba, 1976. 84 p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- DIAS, J.F.S. O tamanho de amostra para estudos dos caracteres peso de 50 grãos, peso de espiga, e altura da planta em quatro grupos de cultivares de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1978. 80 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

- DUDLEY; J.W. Seventy six generations of selection for oil and protein in maize. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON QUANTITATIVE GENETICS, Ames, 1976. Proceedings. Ames, Iowa State University Press, 1977. p. 459-73.
- GARDNER, C.O. An evaluation of effects of mass selection and seed irradiation with thermal neutrons of corn. Crop Science, Madison, 1: 241-6, 1961.
- JONES, D.F. The effects of inbreeding and crossbreeding upon development. Connecticut Agr. Expt. Sta. Bull 207: 1 - 100. 1918.
- LIMA, M. Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos na população de milho ESALQ-VD-2. Piracicaba, 1977. 71 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" "USP").
- LINARES, E. Seleção recorrente recíproca em famílias de meios-irmãos em milho pipoca (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1987. 78 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- LONNQUIST, J.H. A modification of the ear-to-row procedure for the improvement of maize populations. Crop Science, Madison, 4 : 227-8, 1964.
- MIRANDA FILHO, J. B. Princípios de experimentação e análise estatística. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P., ed. Melhoramento e produção do milho. 2 ed. Campinas, Fundação Cargill, 1987. Vol. 2, p. 765-95.

- MÓRO, J.R. Comparação entre seleção massal estratificada e seleção massal com testemunha em um composto de milho. Piracicaba, 1977. 54 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- PATERNIANI, E. Selection among and within half-sib families in a brazilian population of maize. Crop Science, Madison, 7 : 212-6, 1967.
- PATERNIANI, E. Avaliação do método de seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos no melhoramento do milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1968.92 p. (Professor Catedrático - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- PATERNIANI, E. & MIRANDA Filho, J.B. Melhoramento de Populações. In: PATERNIANI, E. & VIEGAS, G.P., ed. Melhoramento e Produção do milho. 2. ed. Campinas, Fundação Cargill, 1987, Vol. 1, p. 217-274.
- PEIXOTO, T.C. Estudo da seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos com sementes remanescentes em dois compostos de milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1980.100p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- POLONI, D.J. Avaliação de duas modalidades de seleção massal em milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, 1980. 58p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- RICHEY, F.D. The experimental basis for the present status of corn breeding. Journal American Society Agronomy, Washington, 14: 1 - 17, 1922.

SAWAZAKI, E. Treze ciclos de seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos para produção de grãos no milho IAC-MAYA. Piracicaba, 1979. 99p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

SILVA, J. Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos no milho CATETO COLOMBIA composto. Piracicaba, 1969. 74p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

SUAREZ LEZCANO, R. Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos no milho composto FLINT BRANCO. Piracicaba, 1976. 51p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

TORRES, S.R. Seis ciclos de seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos no milho CENTRALMEX. Piracicaba, 1976. 78p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

WINKLER, E.I.G. Seleção entre e dentro de famílias de meios-irmãos no milho (*Zea mays* L.) composto dentado branco. Piracicaba, 1977. 54p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).

ZUBER, M.S. Relative efficiency of incomplete block designs using corn uniformity trial data. Journal American Society Agronomy, Madison, 34 : 30 - 47, 1942.

A P E N D I C E

TABELA 3. Coeficientes de variação experimental dos experimentos 1 a 16, com o respectivo número de repetições de cada experimento.

Nº do Experimento	Nº de Repetições	C.V. %
1	2	19,18
2	2	11,44
3	2	14,62
4	2	9,97
5	4	16,01
6	4	12,41
7	4	16,32
8	4	12,25
9	6	18,95
10	6	14,02
11	6	16,30
12	6	15,94
13	2	7,52
14	2	7,92
15	2	6,09
16	2	6,31

TABELA 4. Análise de variância de látice 5x5 simples das progênies de meios-irmãos de números 01 a 25, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 1 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	4,79847
Erro intrablocos	16	2,50749
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	1,30 ns	
Eficiência do látice	112,54%	
Erro efetivo	2,90656	
Fator de ajuste	0,09549	
Média geral em libras/5,0 m ²	8,25604	
CV do látice	19,18%	
Média em Kg/ha	7496,48	
S.Q. trat. ajust.	78,52688	

TABELA 5. Análise de variância de látice 5x5 simples das progênies de meios-irmãos de números 26 a 50, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 2 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	1,23778
Erro intrablocos	16	0,87622
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	3,26**	
Eficiência do látice	103,66%	
Erro efetivo	0,96134	
Fator de ajuste	0,05842	
Média geral em libras/5,0 m ²	8,18241	
CV do látice	11,44%	
Média em Kg/ha	7429,62	
S.Q. trat. ajust.	68,651773	

TABELA 6. Análise de variância de látice 5x5 simples das progênies de meios-irmãos de números 51 a 75, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 3 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	1,53096
Erro intrablocos	16	1,50810
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	1,46 ns	
Eficiência do látice	100,01%	
Erro efetivo	1,51561	
Fator de ajuste	0,00299	
Média geral em libras/5,0 m ²	8,39978	
CV do látice	14,62%	
Média em Kg/ha	7627,00	
S.Q. trat. ajust.	52,74901	

TABELA 7. Análise de variância de látice 5x5 simples das progênies de meios-irmãos de números 76 a 100 , do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 4 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	0,71236
Erro intrablocos	16	1,62690
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	1,98*	
Eficiência do látice	100,52%	
Erro efetivo	0,65197	
Fator de ajuste	0,02399	
Média geral em libras/5,0 m ²	7,94150	
CV do látice	9,97%	
Média em Kg/ha	7210,88	
S.Q. trat. ajust.	29,73517	

TABELA 8. Análise de variância de látice 5x5 simples duplicado, das progênies de meios-irmãos de número 01 a 25, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 5 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	3	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	16	7,31817
Erro intrablocos	56	1,67962
Total	99	
Teste F (trat. ajustados)	1,85	
Eficiência do látice	149,08%	
Erro efetivo	1,96721	
Fator de ajuste	0,05137	
Média geral em libras/5,0 m ²	8,09497	
CV do látice	16,01%	
Média em Kg/ha	7350,23	
S.Q. trat. ajust.	74,41976	

TABELA 9. Análise de variância de látice 5x5 simples duplicado, das progênies de meios-irmãos de número 26 a 50, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 6 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	3	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	16	2,12644
Erro intrablocos	56	0,93077
Total	99	
Teste F (trat. ajustados)	4,21**	
Eficiência do látice	114,27%	
Erro efetivo	1,04708	
Fator de ajuste	0,03749	
Média geral em libras/5,0 m ²	7,77410	
CV do látice	12,41%	
Média em Kg/ha	7058,88	
S.Q. trat. ajust.	93,96245	

TABELA 10. Análise de variância de látice 5x5 simples duplicado, das progênes de meios-irmãos de número 51 a 75, do composto ESALQ- VD-2-wx - Experimento 7 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	3	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	16	1,39834
Erro intrablocos	56	1,43379
Total	99	
Teste F (trat. ajustados)	2,01*	
Eficiência do látice	99,45%	
Erro efetivo	1,43379	
Fator de ajuste	0,00000	
Média geral em libras/5,0 m ²	7,33707	
CV do látice	16,32%	
Média em Kg/ha	6662,06	
S.Q. trat. ajust.	69,17332	

TABELA 11. Análise de variância de látice 5x5 simples duplicado, das progênies de meios-irmãos de número 76 a 100, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 8- Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	3	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	16	1,99696
Erro intrablocos	56	0,79090
Total	99	
Teste F (trat. ajustados)	1,97 ns	
Eficiência do látice	188,04%	
Erro efetivo	0,89705	
Fator de ajuste	0,04026	
Média geral em libras/5,0 m ²	7,25980	
CV do látice	12,25%	
Média em Kg/ha	6591,90	
S.Q. trat. ajust.	37,42597	

TABELA 12. Análise de variância do látice 5x5 simples triplicado, das progênie de meios-irmãos de números 01 a 25, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 9 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	5	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	24	1,98285
Erro intrablocos	96	2,29668
Total	149	
Teste F (trat. ajustados)	1,21 ns	
Eficiência do látice	111,38%	
Erro efetivo	2,54431	
Fator de ajuste	0,03156	
Média geral em libras/5,0 m ²	7,99727	
CV do látice	18,95%	
Média em Kg/ha	7261,52	
S.Q. trat. ajust.	66,52918	

TABELA 13. Análise de variância do látice 5x5 simples triplicado, das progênes de meios-irmãos de números de 26 a 50, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 10 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	5	5
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	24	2,71869
Erro intrablocos	96	1,25791
Total	146	
Teste F (trat. ajustados)	5,15**	
Eficiência do látice	111,27%	
Erro efetivo	1,39309	
Fator de ajuste	0,02149	
Média geral em libras/5,0 m ²	7,99978	
CV do látice 14,02%	14,02%	
Média em Kg/ha	7263,80	
S.Q. trat. ajust.	155,60344	

TABELA 14. Análise de variância do látice 5x5 simples triplicado, das progênies de meios-irmãos de números 51 a 75, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 11 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	5	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	24	1,59114
Erro intrablocos	96	1,25344
Total	149	
Teste F (trat. ajustados)	2,85**	
Eficiência do látice	101,10%	
Erro efetivo	1,30665	
Fator de ajuste	0,00849	
Média geral em libras/5,0 m ²	6,86854	
CV do látice	16,30%	
Média em Kg/ha	6236,63	
S.Q. trat. ajust.	85,69124	

TABELA 15. Análise de variância do látice 5x5 simples triplicado, das progênies de meios-irmãos de números 76 a 100, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 12 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	5	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	24	2,56217
Erro intrablocos	96	1,04327
Total	149	
Teste F (trat. ajustados)	1,81*	
Eficiência do látice	115,43%	
Erro efetivo	1,16697	
Fator de ajuste	0,02371	
Média geral em libras/5,0 m ²	6,40782	
CV do látice	15,94%	
Média em Kg/ha	5818,30	
S.Q. trat. ajust.	45,24284	

TABELA 16. Análise de variância de látice 5x5 simples, dos "I_i" das progênies de meios-irmãos com testemunha intercalar, de números 01 a 25, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 13 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	0,01581
Erro intrablocos	16	0,01229
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	1,03 ns	
Eficiência do látice	101,97%	
Erro efetivo	0,01321	
Fator de ajuste	0,04447	
Média geral *	1,47466	
CV do látice	7,52%	
S.Q. trat. ajust.	0,30476	

* Esta média refere-se aos índices I_i das repetições V e VI.

TABELA 17. Análise de variância de látice 5x5 simples, dos "I_i" das progênes de meios-irmãos com testemunha intercalar, de números 26 a 50, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 14 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	0,01264
Erro intrablocos	16	0,01499
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	0,90 ns	
Eficiência do látice	94,78%	
Erro efetivo	0,01499	
Fator de ajuste	0,00000	
Média geral *	1,54590	
CV do látice	7,92%	
S.Q. trat. ajust.	0,32180	

* Esta média refere-se aos índices I_i das repetições V e VI.

TABELA 18. Análise de variância de látice 5x5 simples dos " I_1 " das progênies de meios-irmãos com testemunha intercalar de números 51 a 75, do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 15 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	0,01250
Erro intrablocos	16	0,00830
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	1,34 ns	
Eficiência do látice	105,10%	
Erro efetivo	0,00923	
Fator de ajuste	0,06721	
Média geral *	1,49615	
CV do látice	6,09%	
S.Q. trat. ajust.	0,26768	

* Esta média refere-se aos índices I_1 das repetições V e VI.

TABELA 19. Análise de variância de látice 5x5 simples, dos "I_i" das progênes de meios-irmãos com testemunha intercalar, de números 76 a 100 - do composto ESALQ-VD-2-wx - Experimento 16 - Ano agrícola 1989/90.

F. de variação	G.L.	Q.M.
Repetições	1	-
Trat. não ajust.	24	-
Blocos de rep. ajust.	8	0,018362
Erro intrablocos	16	0,00853
Total	49	
Teste F (trat. ajustados)	1,74 ns	
Eficiência do látice	117,43%	
Erro efetivo	0,01006	
Fator de ajuste	0,10703	
Média geral*	1,46412	
CV do látice	6,31%	
S.Q. trat. ajust.	0,35720	

* Esta média refere-se aos índices I_i das repetições V e VI.

TABELA 20. Quadro de análise de variância e esperanças matemáticas dos quadros médios E (QM), para o delineamento experimental látice.

Fonte de variação	G.L. ^{1/}	QM ^{2/}	E (QM) ^{3/}
Repetições	r-1	Q ₅	-
Tratamentos não aj.	(k ² -1)	Q ₄	-
Blocos aj.	2q(k-1)	Q ₃	-
Erro intrablocos	2qk ² -k ² -2qk+1	Q ₂	σ_e^2
Total	(rk ² -1)		
Tratamentos ajustados	(k ² -1)	Q ₁	$\sigma_e^2 + r\sigma_t^2$

1/ (G.L.) graus de liberdade

2/ (Q.M.) quadrado médio

3/ E(QM) esperanças dos quadrados médios

q = número de esquemas básicos

r = número de repetições

k = número de tratamentos por bloco