TAMANHO DA PARCELA PARA SELEÇÃO DE PROGÊNIES DE MILHO (*Zea mays* L.)

LÁZARO JOSÉ CHAVES

Orientador : JOSÉ BRANCO DE MIRANDA FILHO

Tese apresentada à Escola Superior de
Agricultura "Luiz de Queiroz", da Univer-
sidade de São Paulo, para obtenção do
título de Doutor em Agronomia . Área
de concentração : Genética e Melhoramen-
to de Plantas .

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Junho 1.985

Aos meus professores de Genética: Antônio
Chaves (EAFB), Fernando Luiz Kratz (UFG),
Roland Vencovsky e José Branco de Miranda
Filho (ESALQ),

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. José Branco de Miranda Filho, pela orientação e amizade;

aos demais professores do Departamento de Genética da ESALQ, pelos ensinamentos e estímulo;

aos Professores Roland Vencovsky e Natal Antônio Vello e aos Doutores Wilhelmus Uitdewilligen e Armando Conagin, pelas inúmeras e valiosas sugestões;

aos colegas de pós-graduação pela amizade e companheirismo;

ao Miotto, Narciso e demais funcionários do Departamento de Genética, pelo auxílio na condução dos trabalhos experimentais;

ã Senhorita Marilúcia Pessoa, pelos serviços datilográficos;

ao Departamento de Genética da ESALQ, pelas facilidades concedidas;

ã Escola de Agronomia da Universidade Federal de Goiás e;

a todos que por qualquer forma contribuíram para a realização deste trabalho;

os meus sinceros agradecimentos.

"CURRICULUM VITAE"

LÁZARO JOSÉ CHAVES, filho de José Augusto Chaves Filho e de Geracina Augusta Chaves, nasceu em Bambuí-MG, no dia 12 de junho de 1952. Concluiu o curso Técnico Agrícola, em junho de 1971, pela hoje, Escola Agrotécnica Federal de Bambuí (EAFB). Em agosto de 1972 iniciou o curso de Agronomia, pela Universidade Federal de Goiás, graduando-se em dezembro de 1976. Em março de 1977, ingressou como Professor Auxiliar, na Escola de Agronomia da UFG, exercendo atualmente, a função de Professor Assistente. Em fevereiro de 1982, obteve o título de Mestre em Genética e Melhoramento de Plantas, pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da USP.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	viii
LISTA DE FIGURAS	xviii
RESUMO	xxi
SUMMARY	xxiii
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	4
2.1. Tamanho da parcela e sua relação com a <u>precisão</u> são experimental	4
2.2. Fatores que afetam o tamanho da parcela	6
2.3. Métodos para determinação do tamanho ótimo da parcela	10
2.4. Tamanho da parcela em milho	14
3. MATERIAL E MÉTODOS	21
3.1. Metodologia experimental	21
3.2. Análise da variância	23
3.2.1. Análise da variância dos látices	24
3.2.2. Análise da variância pelo modelo de blocos ao acaso	26
3.3. Estimação de parâmetros estatístico-genéticos e comparação entre experimentos com diferentes tamanhos de parcela	30
3.4. Determinação do tamanho adequado da parcela ..	32

	Página
3.4.1. Método da curvatura máxima da função CV	32
3.4.2. Método da curvatura máxima da função g.	33
3.4.3. Método da maximização do ganho por seleção	34
3.5. Relação entre o tamanho da parcela e o número de repetições	35
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	37
4.1. Análise da variância e teste F	37
4.1.1. Alturas da planta e da espiga	37
4.1.2. Número de espigas por planta	39
4.1.3. Diâmetro médio da espiga	41
4.1.4. Produção de espigas	42
4.1.5. Produção de grãos	44
4.2. Comparação entre experimentos com diferentes tamanhos de parcelas	46
4.2.1. Teste de Schumann-Bradley	46
4.2.2. Correlações entre médias de tratamentos	50
4.2.3. Tendências de parâmetros estatístico-genéticos	55
4.2.3.1. Razão de variâncias (F)	56
4.2.3.2. Erro padrão da média (σ_m) e coeficiente de variação experimental (CV_e)	57

4.2.3.3. Coeficiente de variação genética (CV_g) e variância aditiva (σ_A^2)	58
4.2.3.4. Herdabilidade ao nível de médias de progênies (h_m^2)	61
4.2.3.5. Ganho esperado por seleção (g)	63
4.3. Determinação do tamanho adequado da parcela...	64
4.3.1. Método da curvatura máxima da função CV	64
4.3.2. Método da curvatura máxima da função g.	71
4.3.3. Método da maximização do ganho esperado por seleção	74
4.4. Tamanho da parcela e número de repetições	76
4.4.1. Tamanho da parcela e número de repetições para seleção recorrente	77
4.4.2. Implicações sobre a seleção de linhas	79
4.5. Considerações práticas	85
4.6. Considerações gerais	87
5. CONCLUSÕES	92
LITERATURA CITADA	95
APÊNDICE	104

LISTA DE TABELAS

Tabela nº		Página
1.	Tamanhos de parcela e coeficiente de <u>variação</u> (CV) de ensaios de avaliação de <u>progêni</u> es de milho, para produção de grãos ou de espigas	17
2.	Quadro de análise da variância, para látice simples duplicado, com 49 tratamentos e <u>qua</u> tro repetições	25
3.	Análise da variância, segundo o modelo de blocos ao acaso, com correção para <u>número</u> ideal de plantas por parcela	27
4.	Análise da variância, segundo o modelo de blocos ao acaso	28
5.	Análise agrupada da variância para as 147 progênies, pelo modelo de blocos ao acaso, com correção para número ideal de plantas por parcela	29

6.	Análise agrupada da variância para as 147 progênies, pelo modelo de blocos ao acaso...	30
----	--	----

TABELAS DE APÊNDICE

A.1.	Eficiência (%) do delineamento em látice, em relação ao delineamento em blocos ao acaso, para os caracteres número de espigas por planta (NE), produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG)	104
A.2.	Análise da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), referentes aos experimentos 11 e 55-5 (progênies de números de 1 a 49), após ajuste para uma média comum	105
A.3.	Análise da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), referentes aos experimentos 12 e 52-5 (progênies de números de 50 a 98, após ajuste para uma média comum	106

A.4.	Análise da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), referentes aos experimentos 13 e 53-5 (progênie de números 99 a 147) após o ajuste para uma média comum	107
A.5.	Análise agrupada da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), (progênie de números 1 a 147)	108
A.6.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progênie de números 1 a 49), após ajuste para número ideal de plantas por parcelas e para uma média comum	109
A.7.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progênie de números 50 a 98), após ajuste para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum	110

A.8.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), referentes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progênie de números 99 a 147), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum	111
A.9.	Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), (progênie de números 1 a 147), após ajuste para número ideal de plantas por parcela	112
A.10.	Análise da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progênie de números 1 a 49), após ajuste para uma média comum	113
A.11.	Análise da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progênie de números 50 a 98), após ajuste para uma média comum	114

A.12.	Análise da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE), referentes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progênie <u>s</u> de números 99 a 147), após ajuste para uma média comum	115
A.13.	Análise agrupada da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE), (progênie <u>s</u> de números 1 a 147)	116
A.14.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progênie <u>s</u> de números 1 a 49), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum	117
A.15.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progênie <u>s</u> de números 50 a 98), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum	118

A.16.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), referentes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progênie de números 99 a 147), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum	119
A.17.	Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), (progênie de números 1 a 147), após ajuste para número ideal de plantas por parcela	120
A.18.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progênie de números 1 a 49), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum	121
A.19.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progênie de números 50 a 98), após ajustes	

	tes para número ideal de plantas por parce <u>la</u> la e para uma média comum	122
A.20.	Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), refe <u>rentes</u> rentes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progênies de números 99 a 147), após ajus <u>tes</u> tes para número ideal de plantas por parce <u>la</u> la e para uma média comum	123
A.21.	Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), (progênies de números 1 a 147), após ajus <u>te</u> te para número ideal de plantas por parce <u>la</u> la	124
A.22.	Valores de w para o teste de Schumann- Bradley, obtidos dos experimentos 5.-1 a 5.-5, em relação ao experimento 1.	125
A.23.	Coeficientes de correlação entre médias de tratamentos de experimentos independentes, com parcelas de 1 e 5 m ² e coeficientes de correlação intraclasses	126

A.24.	Números de progênes comuns e probabilidade de ocorrência aleatória, com seleção <u>trun</u> cada de 10 progênes por grupo , com base nos experimentos independentes com parcelas de 1 e 5 m ²	127
A.25.	Estimativas de parâmetros estatístico-gen ^ê ticos, para o caráter número de espigas por planta (NE), resultantes das análises <u>agru</u> padas da variância, considerando <u>tam</u> anhos <u>variáveis</u> de parcelas	128
A.26.	Estimativas de parâmetros estatístico-gen ^ê ticos, para o caráter diâmetro médio da <u>es</u> piga (DE), resultantes das análises <u>agrupa</u> das da variância, considerando <u>tam</u> anhos <u>va</u> riáveis de parcelas	129
A.27.	Estimativas de parâmetros estatístico-gen ^ê ticos, para o caráter produção de espigas (PE), resultantes das análises agrupadas da variância, considerando <u>tam</u> anhos <u>variáveis</u> de parcelas	130

A.28.	Estimativas de parâmetros estatístico-genéticos, para o caráter produção de grãos (PG), resultantes das análises agrupadas da variância, considerando tamanhos variáveis de parcelas	131
A.29.	Valores estimados do ganho de seleção, em % da média (gs), para o caráter diâmetro da espiga (DE), com diferentes proporções de progênies selecionadas (p) e tamanhos variáveis de parcelas (X)	132
A.30.	Valores estimados do ganho de seleção, em % da média (gs), para o caráter produção de grãos (PG), com diferentes proporções de progênies selecionadas (p) e tamanhos variáveis de parcelas (X)	133
A.31.	Percentagem de progênies superiores ao limite inferior do intervalo de confiança para o valor que delimita as p% progênies superiores, com infinitos graus de liberdade para o resíduo	134

A.32.	Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de diâmetro da espiga (DE), com diferentes números de repetições (r)	135
A.33.	Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), com diferentes números de repetições, após ajuste para número ideal de plantas por parcela	136
A.34.	Tamanhos de parcelas (m^2) correspondentes a● ponto de curvatura máxima da função $\sigma_m = (a/\sqrt{r}) x^b$, com diferentes números de repetições (r), para os caracteres NE, DE, PE e PG	137

LISTA DE FIGURAS

Figura nº		Página
1.	Relação entre o coeficiente de variação (CV) e o tamanho da parcela (X), para o caráter número de espigas por planta (NE)....	138
2.	Relação entre o coeficiente de variação (CV) e o tamanho da parcela (X), para o caráter diâmetro médio da espiga (DE)	139
3.	Relação entre o coeficiente de variação (CV) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de espigas (PE)	140
4.	Relação entre o coeficiente de variação (CV) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de grãos (PG)	141
5.	Relação entre o ganho esperado por seleção (g) e o tamanho da parcela (X), para o caráter diâmetro médio da espiga (DE)	142
6.	Relação entre o ganho esperado por seleção (g) e o tamanho da parcela (X), para o	

	caráter produção de grãos (PG)	143
7.	Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter número de espigas por planta (NE) com dife- rentes números de repetições (r)	144
8.	Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter diâmetro da espiga (DE), com diferentes nū- meros de repetições (r)	145
9.	Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de espigas (PE), com diferentes números de repetições (r)	146
10.	Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de grãos (PG), com diferentes nū- meros de repetições (r)	147

Figura nº

Página

11.	Relação entre o erro padrão das médias de tratamentos (σ_m) e o número de repetições (r), para os caracteres diâmetro da espiga (DE) e produção de grãos (PG), com parcelas de 1 m ²	148
-----	--	-----

TAMANHO DA PARCELA PARA SELEÇÃO DE PROGÊNIES DE MILHO

(Zea mays L.)

Autor : Lázaro José Chaves

Orientador: Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho

R E S U M O

Com a finalidade de se verificar a viabilidade do uso de microparcelsas na avaliação de progênies de milho, para fins de seleção, seis ensaios com progênies de meios irmãos foram instalados, no ano agrícola 1980/81. Dos seis ensaios, três foram constituídos por parcelas de 1 m^2 de área e três por parcelas de 5 m^2 . Na colheita, cada parcela de 5 m^2 foi dividida em cinco unidades amostrais de 1 m^2 , tendo sido os dados coletados em cada unidade amostral.

Foram estudados os caracteres altura da planta, altura da espiga, número de espigas por planta, diâmetro da espiga, produção de espigas e produção de grãos. Através da combinação dos dados das unidades amostrais adjacentes, foi possível a realização de análises considerando-se cinco tamanhos de parcelas, além daquelas concernentes aos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 .

Os resultados mostraram que os experimentos com parcelas de 1 m^2 foram menos eficientes na discriminação entre tratamentos, em comparação com os experimentos com parcelas de 5 m^2 , para os caracteres de produção. A combinação entre tamanhos da parcela e número de progênie avaliadas, levou a um tamanho ótimo de parcela entre 3 e 4 m^2 , para produção de grãos. Com este tamanho de parcela, o ganho esperado por seleção foi maximizado, com o número de repetições utilizado. Fixando-se a área total ocupada por progênie no ensaio, foi mostrado que o máximo de ganho por seleção é conseguido, quando se minimiza o tamanho da parcela, aumentando-se o número de repetições. Foi verificada, ainda a influência do tamanho da parcela, sobre as estimativas de diversos parâmetros estatístico-genéticos.

A instalação, condução e coleta de dados dos experimentos com parcelas de 1 m^2 não apresentaram limitações de ordem prática.

PLOT SIZE FOR PROGENY SELECTION IN MAIZE (*Zea mays* L.)

Author: Lázaro José Chaves

Adviser: Prof. Dr. José Branco de Miranda Filho

S U M M A R Y

Six progeny trials were carried out in 1980-81, with 147 half-sib families from the maize population ESALQ PB-5, in order to study plot size and its consequences in recurrent selection programs. Progenies were evaluated in three 7 x 7 duplicate simple lattice experiments by using one row plots with 5 m²; at harvest, the whole plots were splitted into five sub-plots (sampling units) and data were collected from each sampling unit. At the same time, the same progenies were evaluated in three 7 x 7 duplicate simple lattice experiments, by using plots with 1 m².

The traits studied were: plant and ear height, ear number, ear diameter, total ear weight and total grain yield. Data were combined by using adjacent sampling units and then, the data analysis were performed by considering five plot sizes, besides those concerning the independent trials with 1 m² plots.

The results showed that the experiments with 1 m^2 plots were less efficient for the discrimination among progenies, as compared with the experiments with 5 m^2 plots, for yield traits. The combination of plot size and number of evaluated progenies indicated an optimum plot size between 3 and 4 m^2 , or 15 to 20 plants per plot, for grain yield. With such plot size the expected gain is maximized for the number of replications used in this study. On the other hand, taking constant the total area covered by each progeny in the experiment, the maximum gain from selection is attained by decreasing the plot size and increasing the number of replications. The influence of the plot size on the estimates of several statistical-genetic parameters, such as additive genetic variance, coefficient of heritability and genetic coefficient of variation, was shown, for all the studied traits.

No practical limitation was observed, for setting up, carrying and collecting data in the experiments with plots 1 m^2 large.

1. INTRODUÇÃO

As técnicas estatístico-experimentais aplicadas ao melhoramento de plantas têm contribuído grandemente para o aprimoramento dos métodos de seleção. A grande maioria dos caracteres que são considerados no julgamento de um material genético, manifesta-se de maneira quantitativa e sofre uma acentuada interferência dos efeitos ambientais, exigindo assim, um tratamento estatístico adequado.

Um aspecto de relevância que deve ser considerado na determinação do conjunto de técnicas estatístico-experimentais adequadas a um determinado processo de seleção, diz respeito ao tamanho da parcela experimental. O tamanho adequado da parcela está na dependência de fatores de ordem prática, tais como natureza dos tratamentos, disponibilidade de área e recursos materiais, além dos aspectos referentes ao nível de precisão estatística requerida para os testes e estimações a serem efetuados.

A precisão estatística requerida em ensaios

de avaliação de materiais genéticos pode ser enfocada de duas formas, segundo a finalidade do experimento. Em um experimento de comparação de cultivares para recomendação, os tratamentos são fixos e a precisão experimental refere-se à capacidade do experimento em discriminar as médias dos tratamentos, através de um teste de hipótese. Já nos experimentos para avaliação de progênies a serem submetidas à seleção, os tratamentos são aleatórios, não se objetivando a comparação estatística entre médias destes tratamentos. Neste caso, a precisão experimental diz respeito à segurança de que um grupo de genótipos selecionados possua um comportamento superior em relação à média da população, conduzindo a um ganho genético através da seleção.

O melhoramento do milho tem evoluído, no sentido de avaliar, cada vez mais, um número crescente de progênies, tanto nos programas de seleção recorrente, como, principalmente, na avaliação de linhagens para a obtenção de híbridos. Tal evolução tem sido em função da mecanização e da modernização das práticas culturais, dos avanços na sistematização da tomada de dados experimentais, do uso crescente de computadores para a organização e análise de dados, entre outros fatores. São comuns, programas de melhoramento em que centenas e até milhares de progênies de uma mesma população têm de ser avaliadas; nestes casos, torna-se impraticável a avaliação destes materiais em ensaios com parcelas de tama

nho convencional. A utilização de parcelas de tamanho reduzido, poderia viabilizar, contudo, a avaliação de um tal número de tratamentos em ensaios com repetições, vindo isto, repercutir favoravelmente no ganho de seleção.

Considerada esta hipótese, objetiva o presente trabalho estudar a viabilidade do emprego de micro-parcelas na avaliação de progênies sob seleção. Para tanto serão considerados além dos aspectos de natureza experimental, as implicações estatísticas da redução do tamanho da parcela sobre os resultados da seleção.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Tamanho da parcela e sua relação com a precisão experimental

Para que resultados experimentais apresentem interesse científico, é essencial que estes sejam reproduzíveis (HEATH, 1981). A precisão de um experimento está relacionado, portanto, com a capacidade que este tem de levar a resultados que possam ser reproduzidos com segurança.

Para KEMPTHORNE (1957), constitui finalidade básica de um experimento a obtenção de maior precisão possível com os recursos disponíveis. No melhoramento de plantas, os procedimentos experimentais adotados, têm por objetivo avaliar materiais genéticos em diferentes fases do programa. Tal avaliação deve permitir a coleta de dados de rendimento e qualidade com o máximo de precisão e a custo mínimo (LECLERG, 1967).

A precisão de um experimento está intimamente relacionada ao erro experimental, sendo este a medida da variação não controlada ou aleatória que ocorre no experimento. Segundo LE CLERG (1967), existem duas fontes principais de variação em experimentos de campo. A primeira e mais importante, é aquela devida à heterogeneidade do solo e a segunda é aquela devida a variabilidade genética do material experimental.

Diversos autores têm mostrado a existência de uma relação inversa entre o tamanho da parcela e o erro experimental (DAY, 1920; SMITH, 1938; STEEL e TORRIE, 1960; HATHEWAY, 1961; LE CLERG et alii, 1962; LE CLERG, 1967). Desta forma, um aumento no tamanho da parcela leva a uma diminuição da variação entre parcelas. Tal diminuição, no entanto, não é proporcional ao aumento do tamanho da parcela (LE CLERG, 1967) e pouco ganho em precisão é obtido com o incremento no tamanho de unidades experimentais já suficientemente grandes.

Um outro aspecto da técnica experimental relacionado à precisão dos resultados de um experimento, refere-se ao número de repetições. O erro padrão da média de um tratamento, obtida de um experimento, é dado por $\sigma/\sqrt{r}$, sendo σ o desvio padrão residual a nível de parcelas e r o número de repetições (STEEL e TORRIE, 1960). Desta forma, médias mais precisas são obtidas quando se utiliza um número elevado de repetições. De fato, vários são os trabalhos em que se rela

ta a associação observada entre o número de repetições e a precisão experimental (DAY, 1920; FEDERER, 1955; HATHEWAY, 1961; LE CLERG et alii, 1962; STORCK, 1979; STORCK e UITDEWILLIGEN, 1980).

2.2. Fatores que afetam o tamanho da parcela

Segundo FEDERER (1955), constituem fatores principais que devem ser considerados na determinação do tamanho mais adequado de uma parcela experimental, além das considerações práticas: a natureza do material experimental; o número de tratamentos por bloco; a variabilidade entre indivíduos dentro da parcela, em relação a variabilidade entre parcelas; e o custo por indivíduo, em relação ao custo por unidade experimental.

Em experimentos de campo os aspectos práticos a serem considerados dizem respeito, principalmente, às práticas de condução e colheita das parcelas. Assim, por exemplo, parcelas a serem colhidas manualmente devem ser menores que parcelas a serem colhidas mecanicamente (FEDERER, 1955; LE CLERG et alii, 1962). Em experimentos de avaliação de progênies, um fator prático que limita a área total a ser plantada com um tratamento, é a quantidade de semente disponível. Para determinadas espécies, a quantidade de sementes produzida por uma planta é bastante limitada o que leva à utilização de parcelas pequenas e/ou baixo número de repeti

ções. LIN e POUSHINSKY (1983) propõem um delineamento especial, sem repetições, para tais casos. Normalmente, um conjunto de considerações práticas levam a se determinar limites de tamanhos da parcela, além dos quais a condução do experimento se torna menos eficiente, ou mesmo impraticável. O tamanho mais adequado, dentro destes limites, pode ser determinado, então, em função dos demais fatores.

A natureza do material experimental diz respeito à espécie ou tipo de cultivar empregada. Este fator se relaciona com os aspectos práticos considerados, além de levar em conta as características inerentes à própria cultura como ciclo, espaçamento e densidade de plantio recomendados, variabilidade do material, etc. É uma prática comum utilizarem-se parcelas maiores para plantas perenes, forrageiras e milho, que para cereais de grãos pequenos (LE CLERG et alii, 1962).

O número de tratamentos a serem avaliados em um experimento é um dos fatores determinantes na escolha do delineamento experimental. Para um dado delineamento experimental, um tamanho menor de parcela pode ser usado a medida que se aumenta o número de tratamentos a serem testados (FEDERER, 1955). Segundo LE CLERG et alii (1962) duas consequências do aumento no tamanho da parcela devem ser consideradas, em experimentos com grande número de tratamentos. Se por um lado o aumento em tamanho diminui a variabilidade entre parcelas, por outro lado há também um aumento no tamanho

total do bloco; o que aumenta a heterogeneidade do bloco. Desta forma o resultado final, em termos de erro experimental, é consequência do balanceamento entre as duas tendências. O tamanho da parcela se relaciona, ainda, de forma indireta, com a precisão da estimativa da variância residual. Por outro lado, o número de graus de liberdade para o erro experimental é função direta do número de repetições e do número de tratamentos. Desta forma, o uso de parcelas pequenas possibilita a utilização de um número de repetições mais elevado, considerando um mesmo número de tratamentos, o que leva a uma maior precisão na estimativa da variância residual.

Dos fatores ambientais que provocam variação em experimentos de campo, a heterogeneidade do solo é tida como o principal (LE CLERG, 1967; MIRANDA FILHO, 1978; STORCK, 1979). Tal heterogeneidade é devida às propriedades químicas e físicas do solo, relevo e constituição do sub-solo, além do manejo dado à área em anos anteriores. Áreas experimentais heterogêneas requerem parcelas de maior tamanho, enquanto que parcelas menores podem ser usadas se a área for homogênea (STORCK, 1979). A variação decorrente da heterogeneidade genética do material experimental deve, também, ser considerada. Em ensaios de avaliação de progênies, a variabilidade entre indivíduos de um mesmo tratamento vai depender da variabilidade genética da população base e do tipo de progênie. Progênies de meios irmãos e progênies "top-crosses" são

mais variáveis que progênes de irmãos germanos e estas mais variáveis que progênes endogamas. Assim, um maior número de indivíduos é requerido para amostrar suficientemente aquelas em relação a estas.

A relação entre o custo variável da parcela e o custo fixo é considerada por diversos autores como um fator importante na determinação do tamanho ótimo da unidade experimental (SMITH, 1938; FEDERER, 1955; KOCH e RIGNEY, 1951; MEIER e LESSMAN, 1971). HATHEWAY (1961), no entanto, considera que o interesse básico do experimentador deve ser com a precisão experimental e que fatores de custos não devem ser considerados na escolha do tamanho da parcela, no que concorda STORCK (1979).

Além dos fatores relacionados por FEDERER (1955) como determinantes do tamanho ótimo da parcela, há que se destacar, ainda, a relação existente entre o tamanho da parcela e o número de repetições de cada tratamento. A área total para um tratamento em um experimento de campo, corresponde ao produto da área de uma parcela individual, pelo número de repetições. Assim, para uma área total fixa, diferentes combinações entre número de repetições e tamanho da parcela podem ser utilizadas. Segundo STEEL e TORRIE (1960) o número adequado de repetições de parcelas pequenas é, geralmente, mais fácil de se obter que o número adequado de repetições de parcelas grandes. O fato de ser o aumento do número de repetições, mais eficiente que o aumento no tamanho

da parcela, para elevar a precisão experimental, é atestado ainda, por HATHEWAY (1961), LE CLERG et alii (1962), THOMAS e ABOU-EL-FITTOUH (1968) e STORCK (1979), entre outros.

2.3. Métodos para determinação do tamanho ótimo da parcela

Uma revisão completa acerca dos métodos para determinação do tamanho ótimo da parcela é apresentada por STORCK (1979). Os vários métodos se baseiam na relação observada entre o tamanho da parcela e a variação residual, diferindo em aspectos diversos.

O método de SMITH (1938) é o precursor de vários outros métodos. Baseia-se na relação entre a variância das médias de parcelas de diferentes tamanhos e o tamanho da parcela. Designando por V a variância entre as menores unidades de um ensaio em branco, isto é, sem efeitos de tratamentos, a variância entre médias de parcelas formadas aleatoriamente por x unidades básicas pode ser determinada por $V_{\bar{x}} = \frac{V}{x}$. Se as parcelas são formadas escolhendo-se unidades adjacentes, há uma tendência de haver uma correlação entre as unidades de cada parcela, o que faz com que a variância entre médias de parcelas seja maior que na ausência desta correlação. Neste caso, a variância entre parcelas pode ser descrita por

$V_{\bar{x}} = \frac{V}{x^b}$, onde b corresponde a um índice de medida da varia

bilidade do solo. O coeficiente b pode assumir valores de 0 a 1, variando positivamente com o aumento da heterogeneidade do solo. Expressando na forma logarítmica a fórmula da variância entre parcelas, tem-se que $\log V_{\frac{x}{x}} = \log V - b \log x$ e o valor de b pode ser calculado como um coeficiente de regressão linear. Para determinar o tamanho ótimo da parcela, SMITH (1938) utilizou o coeficiente b associado a fatores de custo. Designando por K_1 a parte do custo que é proporcional ao número de parcelas por tratamento e por K_2 a parte proporcional à área total por tratamento, o tamanho ótimo da parcela é calculado por $x = \frac{bk_1}{(1-b)K_2}$.

Outro método, dos primeiros utilizados para se determinar o tamanho adequado da parcela, é o método da curvatura máxima, descrito por FEDERER (1955). Um experimento em branco é colhido em unidades de tamanho x . Unidades adjacentes são juntadas para formar diferentes tamanhos de parcela. Para cada tamanho de parcela é computado o coeficiente de variação, com base na variância entre parcelas e na média das parcelas. Os diferentes tamanhos de parcela (X), com os respectivos coeficientes de variação (CV_X) são plotados em um gráfico cartesiano e uma curva a mão livre é traçada unindo os pontos de coordenadas (X, CV_X) . O tamanho ótimo da parcela é considerado como sendo o valor da abcissa, correspondente ao ponto de curvatura máxima da curva, ponto este, determinado graficamente, por inspeção. Duas limitações são consideradas por FEDERER (1955), neste método: a) O custo re

lativo dos diferentes tamanhos de parcela não é considerado e; b) o ponto de curvatura máxima não é independente da menor unidade escolhida ou da escala de medida utilizada .

A fim de eliminar os problemas de tendenciosidade, acarretadas pelas restrições levantadas por FEDERER (1955), LESSMAN e ATKINS (1963) propuseram uma modificação no método da curvatura máxima, através da combinação deste método com o método de SMITH (1938). Pelo novo procedimento, chamado por STORCK (1979) de método da máxima curvatura modificado, uma equação que relaciona o desvio padrão entre parcelas ou o coeficiente de variação, com o tamanho da parcela é determinada por regressão. A região da curvatura máxima é determinada algebricamente pela maximização do ângulo entre duas tangentes sucessivas à curva, para iguais incrementos no valor da abcissa. Ponderando-se o valor encontrado, pelo quociente entre os fatores de custo $\left(\frac{K_1}{K_2}\right)$ o método apresentou resultados comparáveis ao método de SMITH (1938), para um ensaio de sorgo granífero.

Um refinamento no método algébrico de determinação do ponto de curvatura máxima foi apresentado por MEIER e LESSMAN (1971). Dada uma função $y = f(x)$, a curvatura em um ponto qualquer é dada por $k = \frac{\pm y'''}{(1+y'^2)^{3/2}}$, sendo y' e y''' , respectivamente, as derivadas de primeira e segunda ordem da função, no ponto considerado (THOMAS Jr., 1965). A curvatura é máxima, no ponto em que a derivada de k em rela

ção a x for zero. MEIER e LESSMAN (1971) determinaram que para a função $y = a/x^b$, o ponto de curvatura máxima corresponde à abscissa $X_c = \left[a^2 b^2 (2b+1) / (b+2) \right]^{1/(2b+2)}$.

Além destes métodos, bastante utilizados, vários outros são citados na literatura, KELLER (1949) utiliza um método em que a informação relativa de cada tamanho de parcela é computada, sendo considerado o tamanho ideal aquele, a partir do qual, os decréscimos da informação relativa tornam-se constantes. HATHEWAY (1961) propõe um método para se calcular o tamanho da parcela com base no número de repetições do ensaio e da diferença a ser detectada entre médias de tratamentos. PIMENTEL GOMES (1984) discute a determinação do tamanho adequado de parcelas, em função do coeficiente de correlação intraclasses entre subparcelas dentro de parcelas. SILVA et alii (1984) propõem a determinação do tamanho e forma da parcela através da utilização de gráficos por contornos construídos a partir de um modelo quadrático que relaciona o coeficiente de variação com as dimensões da parcela.

O cálculo do tamanho ótimo da parcela, pelos diferentes métodos, baseia-se, via de regra, em dados obtidos de experimentos sem efeito de tratamentos, ou seja, os chamados ensaios de uniformidade ou ensaios em branco. KOCH e RIGNEY (1951) apresentam uma metodologia para se calcular o coeficiente de heterogeneidade do solo (SMITH, 1938) utilizando-se dados de experimentos com efeitos de tratamentos,

nos delineamentos com parcela subdividida e lâtes. Os valores das variâncias entre diferentes tamanhos de parcela são calculados através da reconstrução da análise da variância, simulando um ensaio em branco, ou seja, eliminando o efeito dos tratamentos, via componentes da variância. HATHEWAY e WILLIAMS (1958) apresentam uma forma de se estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo sem tendenciosidade. Tal tendenciosidade ocorre devido à correlação existente entre as estimativas da variância para diferentes tamanhos de parcelas e seus respectivos erros. A metodologia aplica-se a dados tanto de ensaios em branco, quanto com efeito de tratamentos.

STORCK (1979) utilizou um ensaio em branco de milho para determinar o tamanho ótimo da parcela, por vários métodos, sem levar em conta, em nenhum caso, fatores de custo. Os resultados obtidos pelos diferentes métodos foram bastante diversos para rendimento de grãos e estatura da planta, o autor considera como tamanho ótimo, numa análise conjunta dos resultados obtidos por diferentes métodos, aquele determinado pelo método algébrico da curvatura máxima, conforme MEIER e LESSMAN (1971).

2.4. Tamanho da parcela em milho

Na experimentação com milho, para fins de melhoramento, duas classes de experimentos podem ser distingui

das (MIRANDA FILHO, 1978). Na fase de obtenção de cultivares os experimentos são realizados com a finalidade de se praticar a seleção de progênies e/ou de estimar parâmetros genéticos. Outra fase corresponde à avaliação final de cultivares para fins de recomendação. De um modo geral, para o último caso, são requeridas técnicas experimentais mais acuradas, uma vez que o objetivo principal de tais experimentos consiste na comparação estatística entre os tratamentos. O número relativamente baixo de tratamentos, nestes casos, possibilita a utilização de um maior número de repetições e de tamanhos maiores de parcelas, em comparação com experimentos para avaliação de progênies.

Na Tabela 1, encontram-se alguns exemplos de ensaios de avaliação de progênies de milho, com os respectivos coeficientes de variação (CV), realizados no Brasil. Parcelas com 10 m^2 de área são as mais utilizadas, embora, em alguns casos, parcelas de 5 m^2 tenham sido empregadas, sem mostras de comprometimento da precisão experimental. OLIVEIRA (1980) determinou que, em solos sob cerrado do Brasil Central, o tamanho de parcela de 10 m^2 , comumente usado no melhoramento do milho, permite detectar diferenças de até 15% nas médias dos tratamentos, em um ensaio com dez tratamentos, quatro repetições e coeficiente de variação de 15%.

Os trabalhos disponíveis, de determinação de tamanho ótimo da parcela, em milho, mostram uma boa concor

dância dos resultados obtidos em diferentes situações. EBERHART (1970) mostrou que o aumento do ganho esperado por seleção tem um padrão assintótico, com o aumento do tamanho da parcela e muito pouco aumento é conseguido com mais de 15 a 20 plantas por parcela. SANCHEZ (1972) determinou que para um experimento com seis repetições, o tamanho ótimo da parcela que permite a obtenção de estimativas de parâmetros com precisão aceitável, deve ser de 17 plantas. Em um estudo semelhante, envolvendo híbridos simples, híbridos duplos, variedades e compostos de milho, DIAS (1978) verificou que o tamanho ótimo da parcela praticamente não variou entre os grupos de cultivares, mas somente, entre os caracteres estudados, sendo este de 13, 15 e 5 plantas por parcela, respectivamente, para os caracteres, peso de 50 grãos, peso de espigas e altura de plantas. STORCK (1979), através de um exame conjunto de diversos métodos, determinou em 5 m^2 o tamanho ótimo da parcela, para experimentos com milho, para o caráter produção de grãos. Para milho consorciado com feijão, ZIMMERMANN (1982) determinou como sendo de 18 m^2 o tamanho ótimo da parcela, para avaliar a produção de grãos. RIBEIRO et alii (1984) apresentam os valores de tamanhos de parcelas obtidos pelo método de SMITH (1938), para milho e caupi solteiros e em consórcio. Desprezando-se os fatores de custo, ou seja, tomando-se $k_1/k_2 = 1$, os tamanhos de parcela determinados para milho solteiro e em consórcio foram de 3,5 e $4,0 \text{ m}^2$, respectivamente.

Tabela 1. Tamanhos de parcela e coeficiente de variação (CV) de ensaios de avaliação de progênies de milho, para produção de grãos ou de espigas

Tipo de progênie	Tamanho da parcela (m ²)	Delineamento	Número de tratamentos	CV (%)	Referência
Meios irmãos	10	látice	64	11,2	PATERNIANI (1968)
"	10	"	49	13,9	"
"	10	"	100	13,1	"
"	10	"	81	13,7	"
"	10	"	100	10,1	"
"	10	"	100	10,1	"
"	10	"	100	13,0	"
"	10	"	100	9,7	"
"	10	"	100	12,8	"
"	10	"	100	13,8	"
"	10	"	100	11,3	"
"	10	b1. ao acaso	100	15,4	"
"	10	"	100	14,5	"
"	10	"	100	15,4	"

Tabela 1. ... continuação

Tipo de progênie	Tamanho da parcela (m ²)	Delineamento	Número de tratamentos	CV (%)	Referência
Meios irmãos	5	látice	100	17,4	MIRANDA FILHO (1979a)
"	5	"	100	16,7	"
"	5	"	100	17,2	"
"	5	"	100	15,8	"
"	5	"	100	12,9	"
Irmãos germanos	10	"	64	15,3	AJUDARTE NETO e ZINSKY
"	10	bl. ao acaso	43	12,7	" (1978a)
"	5	"	36	15,1	VALOIS E MIRANDA FILHO
"	5	"	36	15,3	" (1982)
"	5	"	81	14,8	"
"	5	"	25	12,8	"
Irmãos germanos (interpopulacional)	10	látice	100	16,0	AJUDARTE NETO e ZINSKY
"	10	"	64	8,3	" (1978b)
"	10	bl. ao acaso	22	15,0	"
"	10	látice	100	17,5	MIRANDA FILHO (1979b)

Tabela 1. ... continuação

Tipo de progênie	Tamanho da parcela (m ²)	Delineamento	Número de tratamentos	CV (%)		Referência
Meios irmãos	10	látice	100	20,7	ZINSLY (1969)	
"	10	"	100	20,4	"	
"	10	"	100	19,2	"	
"	10-5 ^a /	"	100	25,2	"	
"	10-5 ^a /	"	100	24,4	"	
"	5	"	100	12,5	MIRANDA FILHO (1977)	
"	5	"	100	14,6	"	
"	5	"	100	12,4	"	
"	5	"	100	12,0	"	
"	5	"	100	12,2	"	
"	5	"	100	14,6	"	
"	5	"	100	12,9	"	
"	5	"	100	13,3	"	
"	5	"	100	12,2	"	
"	5	"	100	11,2	"	

Tabela 1. ... continuação

Tipo de progênie	Tamanho da parcela (m ²)	Delineamento	Número de tratamentos	CV (%)	Referência
Irmãos germanos (interpopulacional)	10	látice	100	14,7	MIRANDA FILHO (1979b)
"	10	"	100	11,8	"
"	10	bl. ao acaso	96	18,1	ZINSKY (1976)
"	10	"	77	18,5	"
" (S ₁ x S ₁)	4,8	"	30	21,3	"
Irmãos germanos (em cadeia)	5	bl. ao acaso	100	14,1	VALOIS e MIRANDA FILHO
"	5	"	36	14,3	" (1982)
"Top-cross"	10	látice	64	10,4	VIANNA e SILVA (1978)
"	10	"	64	9,3	"
S ₁	5	bl. ao acaso	100	22,3	VALOIS e MIRANDA FILHO
"	5	"	36	21,5	" (1982)

a/ Uma repetição com 10 m² e três repetições com 5 m².

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Metodologia experimental

Foram avaliados experimentalmente 147 progênies de meios irmãos da população ESALQ PB-5, obtida no Departamento de Genética da ESALQ. A população ESALQ PB-5 é um composto formado a partir de três populações de grãos duros e plantas de porte baixo, quais sejam: PIRACAR-1, ETO BLANCO e MEZCLA AMARILLA.

As progênies foram avaliadas em três ensaios, com delineamento em látice simples duplicado com 49 progênies por ensaio. Os tratamentos foram distribuídos em sete blocos com sete tratamentos por bloco e com quatro repetições. Cada parcela experimental foi constituída por uma fileira de 5 m de comprimento, sendo o espaçamento entre fileiras de 1 m. Foram semeadas 50 sementes em cada parcela, duas a duas, espaçadas de 0,2m, deixando-se 25 plantas, após o desbaste. Além dos ensaios com parcela de 5 m², foram instal

lados outros três ensaios similares aos primeiros em delineamento e número de repetições, diferindo destes, por ser cada parcela formada por uma fileira de 1 m de comprimento, com 5 plantas, equivalendo a 1 m² de área. Os tratamentos para estes ensaios com microparcelas foram constituídos pelas mesmas 147 progênies de meios irmãos, com 49 progênies por ensaio. O objetivo da instalação de ensaios independentes com parcelas reduzidas foi o de verificar a viabilidade prática de condução e coleta de dados em ensaios com microparcelas, além de se obterem resultados independentes para a realização de alguns testes estatísticos. Os ensaios com parcelas de 5 m², foram numerados como 51, 52 e 53 e seus equivalentes com parcelas de 1 m², receberam os números 11, 12 e 13; sendo que o primeiro algarismo correspondente ao tamanho da parcela e o segundo ao número de ordem do experimento, ou grupo de progênies.

Todos os ensaios foram instalados no Bairro de Água Santa em Piracicaba-SP, no ano agrícola 1980/81. A área experimental está assentada em um latossolo roxo, de alta fertilidade e é bastante homogênea, tendo possibilitado uma boa precisão experimental em ensaios conduzidos na mesma área, em anos anteriores.

Para a coleta de dados, cada parcela dos ensaios 51, 52 e 53 foi dividida em cinco subparcelas de 1 m², sendo esta a unidade usada para a tomada dos dados experimentais.

mentais. Nos experimentos 11, 12 e 13 a unidade amostral coincidiu com a parcela experimental de 1 m^2 . Cada unidade amostral foi identificada por uma etiqueta presa à primeira planta da mesma.

Foram tomados os dados relativos às variáveis: número de plantas por unidade amostral ou "stand" (NP), altura da planta (AP), altura da espiga (AE), número de espigas por unidade amostral (NE), diâmetro da espiga despalhada (DE), produção de espigas despalhadas (PE) e produção de grãos (PG).

Os dados de NP, AP e AE, foram tomados a campo. Para os caracteres AP e AE, os dados foram tomados em plantas individuais, tendo sido medidas todas as plantas nos experimentos 11, 12 e 13 e uma planta por unidade amostral nos experimentos 51, 52 e 53.

A colheita do material foi feita acondicionando-se as espigas despalhadas de cada unidade amostral em um saco de "nylon" telado, devidamente etiquetado. Todo o material foi levado para o laboratório para uniformização de umidade e posterior pesagem. No laboratório foram tomados os dados relativos aos caracteres NE, DE, PE e PG.

3.2. Análise da variância

Para cada caráter estudado foram efetuadas análises da variância, uma por ensaio, para os ensaios 11,

12 e 13. Com os dados dos ensaios 51, 52 e 53, foram efetuadas cinco análises da variância por ensaio, relativas a tamanhos de parcela variando de 1 a 5 m². Os diversos tamanhos de parcela foram obtidos tomando-se inicialmente a primeira unidade de cada parcela, somando-se a esta, consecutivamente, os dados da segunda, terceira, quarta e quinta unidades. Para fins de distinção entre os diversos ensaios similares assim obtidos, estes foram numerados como 51-1, 51-2, etc, até 53-5, correspondendo o último algarismo à área da parcela considerada, em m². Desta forma, para cada caráter analisado, com excessão de AP e AE, obtiveram-se três tabelas de análise da variância correspondentes aos ensaios 11, 12 e 13; e quinze tabelas referentes aos ensaios 51-1 a 53-5. Para os caracteres AP e AE, foram considerados os experimentos 11, 12, 13, 51-5, 52-5 e 53-5, apenas.

3.2.1. Análise da variância dos látices

A análise dos caracteres NE, PE e PG foi feita considerando-se o modelo de análise para látice simples duplicado, com 49 tratamentos (7x7) e 4 repetições. A estrutura da análise da variância está representada na Tabela 2.

Previamente à análise pelo modelo em látice foi feita uma correção dos dados para número médio de plantas por parcela. Esta correção foi feita tomando-se o coeficiente de regressão do caráter, em função do número de plantas da parcela. A correção foi feita para os dados de cada

parcela e o coeficiente de regressão foi obtido dos próprios dados, através da análise da covariância, pelo modelo de blocos ao acaso.

Tabela 2. Quadro de análise da variância, para látice simples duplicado, com 49 tratamentos e quatro repetições

F.V.	GL	QM
Repetições	3	Q_1
Tratamentos (não ajustados)	48	Q_2
Blocos dentro de repetições (ajustados)	24	Q_3
Componente A	12	Q_4
Componente B	12	Q_5
Erro intrablocos	120	Q_6
TOTAL	195	-

Para se conhecer a eficiência do delineamento em látice foram tomadas as análises dos caracteres NE, PE e PG, dos experimentos 11, 12, 13, 51-1, 52-1, 53-1, 51-5, 52-5 e 53-5. A eficiência de cada látice, em percentagem foi calculada tomando-se a razão $\frac{Q_r}{E'e} \times 100$, sendo Q_r o quadrado médio residual da análise pelo modelo de blocos ao acaso e $E'e$ o erro efetivo do látice. Os valores percentuais da eficiência dos látices para os caracteres NE, PE e PG, encontram-se na Tabela A.1. O valor máximo encontrado para a efi

ciência do lãtice foi de 109,22%, para o caráter produção de grãos no experimento 53-5. De um modo geral, considera-se como limite de eficiência do delineamento em lãtice, o valor de 110% (MIRANDA, FILHO, 1978). Quando a eficiência calculada situa-se abaixo deste limite, a análise pode ser feita considerando-se o modelo de blocos ao acaso.

3.2.2. Anãlise da variãncia pelo modelo de blocos ao acaso

Devido ã não eficiência do delineamento em lãtice, para os experimentos e caracteres, analisados por este modelo, todas as anãlises subsequentes foram feitas tomandose o modelo do delineamento em blocos ao acaso, com correção pelo processo da covariãncia para número ideal de plantas por parcela (sem falhas). Desta forma, adotou-se o modelo $Y_{ij} = m + p_i + r_j + b(X_{ij} - N) + e_{ij}$, adaptado de STEEL e TORRIE (1960), sendo:

Y_{ij} : valor total do caráter Y no tratamento i da repetição j;

m : média geral;

p_i : efeito aleatãrio da progẽnie i, sendo $E(p_i^2) = \sigma_p^2$;

r_j : efeito aleatãrio do bloco j;

b : coeficiente de regressão do caráter Y em função do nũmero de plantas da parcela ij;

X_{ij} : nũmero de plantas do tratamento i, na repetição j;

N : nũmero ideal de plantas por parcela do ensaio e;

e_{ij} : desvio aleatãrio associado ã observação Y_{ij} , $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$.

Os caracteres NE, PE e PG foram analisados por este modelo resultando quadros de análise da variância conforme o esquema da Tabela 3. Os valores dos quadrados médios referentes aos efeitos de tratamentos e do resíduo são aqueles ajustados para o número ideal de plantas por parcela.

Tabela 3. Análise da variância, segundo o modelo de blocos ao acaso, com correção para número ideal de plantas por parcela.

F.V.	GL	QM	E(QM)
Blocos	3	-	-
Tratamentos	48	Q_1	$\sigma^2 + f\sigma_p^2 \frac{a}{p}$
Regressão linear	1	-	-
Resíduo	143	Q_2	σ^2
Total	195	-	-

a/ $f \geq 1$, para um número elevado de tratamentos (FEDERER, 1955)

A análise dos caracteres AP, AE e DE obedeceu ao modelo $Y_{ij} = m + p_i + r_j + e_{ij}$, sendo:

Y_{ij} : valor médio do caráter Y na progênie i da repetição j;

m : média geral;

p_i : efeito aleatório da progênie i, sendo $E(p_i^2) = \sigma_p^2$;

r_j : efeito aleatório do bloco j;

e_{ij} : desvio aleatório associado à observação Y_{ij} , $e_{ij} \sim N(0; \sigma^2)$

Neste caso, o quadro da análise da variância ficou como apresentado na Tabela 4. Para os caracteres AP e AE, foi calculado ainda, um resíduo dentro de parcelas, uma

vez que se dispunham de dados tomados individualmente.

Tabela 4. Análise da variância, segundo o modelo de blocos ao acaso

F.V.	GL	QM	E(QM)
Blocos	3	-	-
Tratamentos	48	Q_1	$\sigma^2 + r\sigma_p^2$
Resíduo	144	Q_2	σ^2
Total	195		

A fim de que os valores de quadrados médios de análises com diferentes tamanhos de parcela pudessem ser comparados, todos os quadrados médios foram convertidos para o nível de planta. Esta conversão foi feita, dividindo-se os valores dos quadrados médios de cada análise pelo quadrado do número ideal de plantas por parcela do ensaio. Para os ca racters AP, AE e DE, como as análises foram feitas com dados médios individuais, não foi necessária a conversão.

Uma vez que cada grupo de 49 progênies de uma amostra de 147 progênies foi colocado, por motivos experimentais, em ensaios individualizados, os resultados de cada conjunto de três ensaios com parcelas do mesmo tamanho foram agrupados em um mesmo quadro de análise da variância. Para que a análise agrupada fosse obtida, cada ensaio teve sua média corrigida para a média geral dos três ensaios de cada

conjunto. Esta correção foi feita de forma multiplicativa, usando-se como índice para correção da média de cada ensaio o quociente entre a média geral dos três ensaios e a média do ensaio em questão (CHAVES, 1982). Quando o ajuste é feito desta forma os quadrados médios de cada análise devem ser corrigidos multiplicando-se seus valores pelo quadrado do índice de ajuste das médias. Este tipo de ajuste mantém inalterado o coeficiente de variação dos experimentos, antes e após a correção. O quadro de análise da variância agrupada, para cada conjunto de três ensaios, ficou como estruturado nas Tabelas 5 e 6, respectivamente, para os caracteres com e sem correção para número de plantas por parcela.

Tabela 5. Análise agrupada da variância para as 147 progênies, pelo modelo de blocos ao acaso, com correção para número ideal de plantas por parcela

F.V.	GL	QM	E(QM)
Blocos/experimentos	9	-	-
Tratamentos/experimentos	144	Q_1	$\sigma^2 + f \sigma_p^2 \frac{a}{p}$
Regressão linear média	3	-	-
Resíduo médio	429	Q_2	σ^2
Total	585	-	-

a/ $f \approx 1$, para um número elevado de tratamentos (FEDERER, 1955)

Tabela 6. Análise agrupada da variância para as 147 progê-
nies, pelo modelo de blocos ao acaso

F.V.	GL	QM	E(QM)
Blocos/experimentos	9	-	-
Tratamentos/experimentos	144	Q_1	$\sigma^2 + r\sigma_p^2$
Resíduo médio	432	Q_2	σ^2
Total	585	-	-

3.3. Estimação de parâmetros estatístico-genéticos e com- paração entre experimentos com diferentes tamanhos de parcela

Para cada quadro de análise agrupada da vari-
ância foram estimados os parâmetros, F, coeficiente de vari-
ação experimental (CV_e), erro padrão das médias dos tratamen-
tos (σ_m), coeficiente de variação genética (CV_g), variância
aditiva (σ_A^2), desvio padrão da estimativa da variância adi-
tiva $\sigma(\hat{\sigma}_A^2)$, herdabilidade ao nível de médias ($\hat{h}_m^2$), desvio pa-
drão da herdabilidade ao nível de médias $\sigma(\hat{h}_m^2)$ e ganho espe-
rado por seleção em percentagem da média, para um diferenci-
al de seleção igual a um desvio padrão fenotípico $g(\%)$. As
estimativas destes parâmetros foram obtidos pelas fórmulas:

$$F = Q_1/Q_2 ;$$

$$CV_e = 100 \sqrt{Q_2}/m ;$$

$$\sigma_m = \sqrt{Q_2/F} ;$$

$$CV_g = 100\sqrt{(Q_1 - Q_2)/r/m} ;$$

$$\hat{\sigma}_A^2 = 4(Q_1 - Q_2)/r ;$$

$$\hat{\sigma}(\hat{\sigma}_A^2) = \sqrt{32\{[Q_1^2/(n_1 + 2)] + [Q_2^2/(n_2 + 2)]\}/r^2} ;$$

$$\hat{h}_m^2 (\%) = 100(Q_1 - Q_2)/Q_1 ;$$

$$\hat{\sigma}(h_m^2) = 100\sqrt{[2/(n_1 + 2)] + [2/(n_2 + 2)]} \cdot Q_2/Q_1 \text{ (VELLO e$$

VENCOVSKY, 1974) e ;

$$\hat{g}(\%) = 100(Q_1 - Q_2)/m\sqrt{rQ_1} , \text{ sendo:}$$

r : número de repetições;

m : média geral;

Q_1 : quadrado médio de tratamentos;

Q_2 : quadrado médio residual;

n_1 : número de graus de liberdade de tratamentos e;

n_2 : número de graus de liberdade do resíduo.

Os parâmetros estimados foram utilizados para se compararem experimentos com diferentes tamanhos de parcelas, de duas maneiras. A comparação de experimentos independentes foi feita testando-se a diferença do poder de discriminação entre experimentos, pelo teste de Schumann - Bradley. O teste consiste no cálculo do parâmetro $w = F/F'$ e sua comparação com limites de significância tabelados (SCHUMANN e BRADLEY, 1959). F e F' se referem aos valores de F de dois experimentos similares. Os experimentos independentes foram comparados ainda pelos respectivos coeficientes de correlação intraclassa (r_i), entre médias de tratamentos, estimados

por $r_i = (Q_1 - Q_2)/Q_1$. O teste de Schumann-Bradley, foi em pregado, também, nesta comparação. A correspondência entre as médias de tratamentos obtidas de experimentos com parce las de 1 e 5 m², foi verificada através do coeficiente de correlação (r) entre estas médias. A coincidência de progê nies selecionadas com base nos dois tipos de experimentos, foi verificada através do teste exato de Fisher (PIMENTEL GOMES, 1978).

As estimativas dos diversos parâmetros servi ram também para a verificação da tendência de variação dos mesmos, com a variação do tamanho da parcela. Neste caso, utilizaram-se apenas os resultados com diferentes tamanhos de parcelas obtidas pela combinação de unidades amostrais dos experimentos 51, 52 e 53.

3.4. Determinação do tamanho adequado da parcela

3.4.1. Método da curvatura máxima da função CV

O método da curvatura máxima da função CV (LESSMAN e ATKINS, 1963), consiste em se determinar na curva que relaciona o coeficiente de variação (CV) com o tamanho da parcela (X), o ponto onde a curvatura é máxima. O valor da abcissa neste ponto, ponderado ou não por fatores de cus to, corresponde ao tamanho ótimo da parcela, em unidades bã sicas.

Para uma função do tipo $Y = a/X^b$, o valor de

X correspondente ao ponto de curvatura máxima da função é dado por $X_c = \left[a^2 b^2 (2b + 1) / (b + 2) \right]^{1 / (2b + 2)}$ (MEIER e LESSMAN, 1971). Como no presente trabalho, foi utilizada a função $CV = aX^b$, o valor da abscissa no ponto de curvatura máxima foi determinado através da fórmula $X_c = \left[a^2 b^2 (2b - 1) / (b - 2) \right]^{1 / (2 - 2b)}$, deduzida a partir da função de curvatura. Esta fórmula corresponde à de MEIER e LESSMAN (1971), tomando-se o simétrico de b. Os valores obtidos para X_c não foram ponderados por fatores de custo, uma vez que estes podem ser considerados irrelevantes quando se objetiva obter a máxima precisão experimental (HATHEWAY, 1961; STORCK, 1979).

3.4.2. Método da curvatura máxima da função g

O ganho esperado por seleção em percentagem da média, quando se seleciona uma proporção p de progênes, pode ser calculado por $gs(\%) = i_{(p)} g(\%)$, sendo $i_{(p)}$ o diferencial de seleção tomado em relação ao desvio padrão fenotípico.

O valor de $g(\%)$ corresponde ao ganho esperado por seleção em percentagem da média, no caso em que o diferencial de seleção for igual ao desvio padrão fenotípico. Isto se dá quando a percentagem de indivíduos ou de progênes selecionados for de aproximadamente 38%, se os dados se adaptarem à distribuição normal.

O valor de $i_{(p)}$ depende da proporção de indivíduos ou progênies selecionados de uma amostra e pode ser calculado fazendo-se $i_{(p)} = f(z)/p$, sendo p a proporção de indivíduos ou progênies selecionados e $f(z)$ a ordenada da distribuição normal no ponto z , que delimita a proporção p do restante $1-p$ da amostra (FALCONER, 1981).

No mesmo sentido em que LESSMAN e ATKINS (1963) utilizaram a abcissa do ponto de curvatura máxima da função CV como o tamanho ótimo da parcela, foi determinado o ponto de curvatura máxima da função g . A função g utilizada para ajuste foi do mesmo tipo daquela utilizada para a função CV, ou seja, $g(\%) = a'X^{b'}$. Neste caso, o parâmetro b' possui sinal positivo, uma vez que o valor de g cresce com o tamanho da parcela.

3.4.3. Método da maximização do ganho esperado por seleção

O ganho esperado por seleção, em percentagem da média é dado por $gs(\%) = i_{(p)}g(\%)$. Escrevendo-se $g(\%)$ em função do tamanho da parcela, temos $gs(\%) = i_{(p)}a'X^{b'}$. Se for predeterminado o ganho de seleção requerido [$gs(\%) = C$] e a proporção da amostra, selecionada (p), o tamanho da parcela pode ser determinado por $X = [C/a'i_{(p)}]^{1/b'}$.

Como os valores de $i_{(p)}$ são determinados por integração numérica, não é possível relacionar o ganho de se

leção diretamente com a proporção da amostra selecionada (p). Desta forma, para que os efeitos da proporção selecionada da amostra e do tamanho da parcela, sobre o ganho de seleção pudessem ser verificados simultaneamente, foi confeccionada, para as variáveis DE e PG, uma tabela de ganhos esperados por seleção para valores de X e p variáveis. Com os valores das tabelas foi possível determinar combinações de tamanho da parcela e proporção da amostra selecionada, que permitem a maximização do ganho esperado por seleção.

3.5. Relação entre o tamanho da parcela e o número de repetições

A fim de que se pudesse verificar a influência do número de repetições sobre o tamanho adequado da parcela, os dados dos caracteres diâmetro da espiga (DE) e produção de grãos (PG) foram analisados tomando-se os experimentos com parcelas de 1 m^2 , variando-se o número de repetições de 2 a 8. Estas análises foram feitas combinando-se as repetições dos experimentos 11, 12, 13, 51-1, 52-1 e 53-1. Através das análises agrupadas da variância, dos três grupos de progênies, verificou-se o comportamento do coeficiente de variação (CV) e erro padrão das médias de tratamentos (σ_m), com a variação do número de repetições.

A influência do número de repetições sobre o ponto de curvatura máxima da função σ_m foi verificada estabelecendo-se as equações de regressão deste parâmetro, em fun

ção do tamanho da parcela, com diferente número de repetições. A relação entre o tamanho da parcela e o número de repetições na determinação da precisão experimental, foi verificada ainda, através de processamento matemático das expressões do ganho de seleção e erro padrão da média, em função destas variáveis.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise da variância e teste F

Uma vez que não houve eficiência considerável do delineamento em látice, para os experimentos e caracteres analisados como tal (Tabela A.1), foram consideradas as análises segundo o modelo de blocos ao acaso, para todos os experimentos e variáveis estudados.

4.1.1. Alturas da planta e da espiga

Os resultados da análise da variância, para altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), estão apresentados nas Tabelas A.2 a A.5. Tanto para os experimentos com parcelas de 1 m^2 , quanto para os experimentos com parcelas de 5 m^2 , houve uma boa concordância dos valores dos quadrados médios de tratamentos e resíduo, entre os três grupos de progênies. Isto mostra a existência de um padrão semelhante de variação, nas áreas experimentais ocupadas pelos dife

rentes ensaios de um mesmo tamanho de parcela.

Para altura da planta (AP), os coeficientes de variação variaram de 5,92% a 6,85%, nos experimentos com parcelas de 1 m^2 , com um coeficiente de variação médio de 6,40%. Nos experimentos com parcelas de 5 m^2 , os coeficientes de variação ficaram entre 5,47% e 6,04%, com média de 5,81%, para o mesmo caráter.

Para altura da espiga (AE), os coeficientes de variação foram numericamente superiores, em relação aos valores obtidos para altura da planta, nos experimentos com parcelas de diferentes tamanhos. Os coeficientes de variação variaram de 8,26% a 9,04%, com coeficiente médio de 8,57%, para os experimentos com parcelas de 1 m^2 . A variação foi de 7,80% a 9,48%, nos experimentos com parcelas de 5 m^2 , com coeficiente de variação médio de 8,74%.

As médias observadas nos diferentes experimentos foram bastante semelhantes, para os dois caracteres. Para altura da planta, a média geral foi de 2,23 m, nos experimentos com parcelas de 1 m^2 e de 2,24 m, nos experimentos com parcelas de 5 m^2 . Para altura da espiga, os valores correspondentes da média geral foram de 1,23 m e 1,25 m, respectivamente.

Quanto à variância residual dentro da parcela, o cálculo foi feito para cada parcela, individualmente, sendo calculada a variância média. A diferença no número de graus de liberdade desta fonte de variação, entre os expe

rimentos com parcelas de 1 m^2 , justifica-se pela não disponibilidade de cinco plantas em algumas parcelas, devido a falhas. O valor de $\bar{k}$, divisor do quadrado médio do resíduo dentro da parcela, corresponde ao número médio de plantas medidas, por parcela.

Todos os experimentos, com diferentes tamanhos de parcelas, foram eficientes na discriminação entre tratamentos. Isto é mostrado pela alta significância, pelo teste F, de todos os quadrados médios de tratamentos, para os dois caracteres considerados.

4.1.2. Número de espigas por planta

As Tabelas A.6 a A.9 mostram os resultados das análises da variância para o caráter número de espigas por planta (NE).

A estreita relação entre o número de plantas por parcela e o número de espigas, está evidenciada pelos valores altamente significativos dos quadrados médios da regressão linear deste caráter em relação àquele, em todas as análises. Os valores relativamente altos encontrados para a eficiência da covariância nas diversas análises, mostram a magnitude da redução nos quadrados médios residuais, advinda da correção para um mesmo número de plantas por parcela, pela técnica da covariância. Na análise agrupada, englobando os três grupos de progênies, a eficiência da correção foi

de 148,8% para os experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 e em torno de 250%, nos experimentos com parcelas de 5 m^2 , analisados considerando-se tamanhos variáveis de parcelas.

A capacidade de discriminação dos experimentos, medida pela significância do teste F, para o efeito de tratamentos, variou com o tamanho da parcela e com os diferentes grupos de progênies. Dos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 , apenas o experimento 11, não mostrou significância para o efeito de tratamentos, sendo este efeito significativo ao nível de 5% de probabilidade nos experimentos 12 e 13. A análise agrupada dos três experimentos mostrou significância para tratamentos, ao nível de 5% de probabilidade. Das 15 análises individuais realizadas tomando-se diferentes tamanhos de parcela dos experimentos 51, 52 e 53, em apenas quatro casos, não houve significância para o efeito de tratamentos. Na análise agrupada, considerando-se os três grupos de progênies, os quadrados médios de tratamentos foram significativos ao nível de 1% de probabilidade, para todos os tamanhos de parcelas.

A variação entre as médias do caráter, tanto entre grupos de progênies, quanto entre experimentos com tamanhos distintos de parcelas, foi relativamente pequena. Em todos os casos, o número médio de espigas por planta ficou em torno de 1,0 mostrando ser esta população, em média, pouco prolífica.

Os coeficientes de variação dos experimentos mantiveram-se, quase sempre, em níveis superiores àqueles encontrados para os caracteres altura da planta e altura da espiga. Isto mostra uma maior influência ambiental sobre o número de espigas por planta, se comparado com estatura da planta. O coeficiente de variação médio dos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 foi de 17,2%. Para os experimentos 51, 52 e 53 o coeficiente de variação médio variou de 15,2%, quando a análise foi feita considerando-se parcelas de 1 m^2 , até 8,5%, quando o tamanho de parcelas considerado foi de 5 m^2 .

4.1.3. Diâmetro médio da espiga

Nas Tabelas A.10 a A.13, estão apresentados os resultados das análises da variância, para o caráter diâmetro médio da espiga (DE). Todas as análises mostraram significância para o efeito de tratamentos, pelo teste F e, em apenas três casos, esta significância se deu ao nível de 5% de probabilidade, ou seja, nos experimentos 52-1, 13 e 53-1, todos com parcelas de 1 m^2 . Nos demais casos, houve significância dos quadrados médios de tratamentos, ao nível de 1% de probabilidade. A variação entre grupos de progênies, tanto no que diz respeito à média do caráter, quanto à variância residual, foi muito pequena, nas diferentes análises. Isto atesta a semelhança das condições ambientais, nas áreas em que foram plantados os experimentos similares com os três

grupos de progênies.

Os coeficientes de variação foram relativamente baixos, em comparação com aqueles de outros caracteres, no mesmo experimento. O coeficiente de variação médio dos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 foi de 5,62%. Valor semelhante, ou seja, 6,13% foi encontrado na média dos três experimentos formados pela primeira unidade amostral dos experimentos com parcelas de 5 m^2 . Os valores dos coeficientes de variação decresceram à medida que experimentos maiores foram formados pela combinação de unidades amostrais adjacentes. Na média dos três experimentos com parcelas de 5 m^2 o coeficiente de variação foi de 2,93%, indicando alta precisão experimental, para o caráter em questão.

Os valores da média do caráter foram bastante uniformes, nos experimentos com diferentes tamanhos de parcelas e variaram de 4,37 cm a 4,35 cm. A média geral dos três experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 foi de 4,43 cm.

4.1 4. Produção de espigas

Nas Tabelas A.14 a A.17, estão apresentados os resultados das análises da variância, para o caráter produção de espigas (PE), tendo sido os mesmos convertidos para o nível de plantas individuais.

A grande influência do número de plantas por

parcela sobre a produção de espigas é atestada pela alta significância dos quadrados médios da regressão linear que relaciona os dois caracteres, além dos valores relativamente altos encontrados para a eficiência da correção para um número constante de plantas por unidade experimental.

Quanto à capacidade de discriminação dos experimentos pelo teste F, pôde-se observar que nenhum dos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 apresentou significância para o efeito de tratamentos, o mesmo acontecendo na análise agrupada. Para os experimentos formados pelo ajuntamento de unidades amostrais, o comportamento foi diferenciado para os três grupos de progênies. Apenas os experimentos com parcelas de 5 m^2 mostraram quadrados médios de tratamentos significativos para os três grupos. A análise agrupada, apresentou significância, ao nível de 1% de probabilidade, para o efeito de tratamentos, nos experimentos com parcelas de 3, 4 e 5 m^2 . Os experimentos com parcelas de 1 e 2 m^2 não discriminaram significativamente os tratamentos, mesmo na análise agrupada.

Os valores dos coeficientes de variação encontrados para produção de espigas estão em níveis mais elevados, em comparação com os demais caracteres, já considerados, mostrando a grande influência dos efeitos ambientais sobre o caráter. Na análise agrupada, considerando os três grupos de progênies, o coeficiente de variação, que decresceu com o aumento do tamanho da parcela, variou de 19,27% a

10,96%.

A média geral de produção de espigas ficou em torno de 140 g por planta, nos experimentos com parcelas de 5 m². Na média dos experimentos 11, 12 e 13, esta produção foi de 173 g por planta, superior, portanto, aos demais experimentos. Tal diferença pode ser explicada por diferenças ambientais entre as áreas experimentais, ou mais provavelmente, ao fato de que duas plantas em cada parcela de cinco plantas não possuem competição por um lado, levando a um maior tamanho das espigas, destas plantas.

4.1.5. Produção de grãos

Os resultados das análises da variância, para produção de grãos (PG), com os valores dos quadrados médios convertidos para o nível de plantas, estão apresentados nas Tabelas A.18 a A.21.

A correção dos dados, pela técnica da covariância, para um número constante de plantas por parcela, provocou um aumento apreciável na precisão experimental, através da redução dos quadrados médios do resíduo. O aumento em precisão é atestado pelos valores da eficiência da covariância, acima de 135%, em todos os casos. Todos os quadrados médios relativos à regressão linear da produção de grãos, em relação ao número de plantas por parcela foram significativos, ao nível de 1% de probabilidade, o que mostra a existên

cia de uma relação direta entre as duas variáveis. A relação existente entre produção de grãos, em milho e o número de plantas por parcela, foi estudada por CRUZ (1971), que verificou ser mais comum uma relação linear entre estas variáveis, havendo significância para o efeito de regressão quadrática em apenas 16% dos experimentos analisados.

Quanto à significância para os quadrados médios de tratamentos, os resultados foram variados para os três grupos de progênies. Para os experimentos 11, 12 e 13, não se verificou significância para o efeito de tratamentos, em nenhum dos grupos, o mesmo acontecendo na análise agrupada. Isto mostra que os experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 não foram eficientes para discriminar a produção de grãos das progênies, pelo teste F. Para o experimento 51, houve significância dos quadrados médios de tratamentos, pelo teste F, ao nível de 1% de probabilidade, para todos os tamanhos de parcelas. Para o experimento 52, apenas a análise considerando parcelas de 5 m^2 mostrou significância para o efeito de tratamentos. No experimento 53, foi encontrada significância dos efeitos de tratamentos, quando as análises foram feitas considerando-se parcelas de 3, 4 e 5 m^2 . A análise agrupada dos experimentos 51, 52 e 53 mostrou a existência de diferenças significativas entre tratamentos para todos os tamanhos de parcelas, sendo a significância ao nível de 5% de probabilidade para os experimentos com parcelas de 1 m^2 e de 1% de probabilidade para os experimentos com ta

manhos maiores de parcelas.

Os valores dos coeficientes de variação encontrados para o caráter produção de grãos estão no mesmo nível daqueles encontrados para produção de espigas e em níveis superiores aos demais caracteres estudados. Isto mostra a grande influência da variação ambiental sobre os caracteres de produção. Na média dos três conjuntos de progênies, o coeficiente de variação foi de 18,86% para os experimentos 11, 12 e 13. Para os experimentos 51, 52 e 53 o coeficiente de variação médio variou de 19,82%, quando se considerou parcelas de 1 m^2 , até 11,28% com parcelas de 5 m^2 .

A média geral dos ensaios tendeu a ser maior nos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 . Na média dos três grupos de progênies, a média destes experimentos foi 21,9% superior, em relação aos experimentos com parcelas do mesmo tamanho, formadas por uma unidade amostral dos experimentos 51, 52 e 53. Uma vez que o número médio de espigas por planta foi semelhante nos dois tipos de experimentos, esta diferença é explicada por um aumento do peso de grãos de cada espiga.

4.2. Comparação entre experimentos com diferentes tamanhos de parcelas

4.2.1. Teste de Schumann-Bradley

Este teste, proposto por SCHUMANN e BRADLEY

(1959) se presta à comparação entre experimentos similares quanto à capacidade de discriminação entre tratamentos. Os valores do parâmetro w , utilizado no teste, encontram-se na Tabela A.22. Cada valor corresponde à razão entre a estimativa de F do experimento em questão e o valor de F do experimento independente com parcelas de 1 m^2 . Assim sendo, o teste compara cada um dos tamanhos de parcelas, com o tamanho de 1 m^2 .

Para os caracteres altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), não houve diferença significativa entre os experimentos com parcelas de 1 m^2 e 5 m^2 . Este resultado se explica pelo fato de, em ambos os casos, o número de plantas medidas ter sido o mesmo. A diferença de amostragem se prende apenas ao fato de, nos experimentos com parcelas de 1 m^2 , terem sido medidas todas as plantas da parcela, enquanto que nos experimentos com parcelas de 5 m^2 foi tomada a medida de uma planta em cada unidade amostral de 1 m^2 .

Os valores de w para o caráter número de espigas por planta (NE) mostram uma tendência crescente com o aumento do tamanho da parcela. Apesar disto, nenhum dos valores chegou a alcançar nível de significância estatística, mostrando que, para este caráter, experimentos com parcelas de até 5 m^2 não possuem poder de discriminação estatísticamente superiores àqueles com parcelas de 1 m^2 .

Para o caráter diâmetro da espiga (DE), os ex

perimentos com parcelas de tamanho igual ou maior que 3 m^2 , mostraram poderes de discriminação entre tratamentos, estatisticamente superiores aos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 , sendo esta significância ao nível de 1% de probabilidade. Experimentos, com parcelas menores não diferiram estatisticamente dos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 .

Apenas a análise considerando os experimentos com parcelas de 5 m^2 , mostrou poder de discriminação superior, estatisticamente, em comparação com a análise similar dos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 , para o caráter produção de espigas (PE). Os demais valores, apesar de numericamente maiores que 1,0 e crescentes com o tamanho da parcela, não atingiram nível de significância estatística.

O comportamento dos valores de w para o caráter produção de grãos (PG) foi semelhante, em termos de significância estatística, àquele para diâmetro da espiga (DE). Assim as análises considerando parcelas iguais ou maiores que 3 m^2 , tiveram poderes de discriminação superiores, estatisticamente, aos experimentos independentes com parcelas de 1 m^2 . Esta significância se deu ao nível de 5% de probabilidade, para o tamanho de parcelas de 3 m^2 e ao nível de 1% para os tamanhos de 4 e 5 m^2 .

Uma consideração conjunta dos valores de w para os caracteres analisados com tamanhos variáveis de parce

las (NE, DE, PE e PG), mostra que o poder de discriminação de um experimento tende a crescer com o aumento do tamanho da parcela. Esta tendência pode ser explicada pela redução da variância residual com o aumento do tamanho da parcela, o que provoca valores de F maiores em experimentos com parcelas de maior tamanho.

Para a comparação dos valores de w da Tabela A.22 com os limites de significância esperados, foram utilizadas as tabelas de limites de significância, apresentadas por SCHUMANN e BRADLEY (1959). Nestas tabelas, o número real máximo disponível de graus de liberdade do resíduo é 40. Os autores justificam a não apresentação de valores correspondentes a um maior número de graus de liberdade para o resíduo, com o fato de que tais valores seriam obtidos com baixa precisão e não se dispõem de casas decimais, dos valores tabelados. Com infinitos graus de liberdade para o resíduo, tal problema não ocorre, e os limites de significância correspondentes são apresentados. Como os valores de F utilizados no cálculo de w , neste trabalho, foram estimados, com 429 ou 432 graus de liberdade para o resíduo, conforme o caráter, utilizaram-se os valores tabelados com infinitos graus de liberdade. Uma vez que, em todos os casos de significância de w os valores observados ficaram acima dos valores tabelados com certa margem de segurança, pode-se ter uma boa confiança de que, de fato, tal significância é real.

Com os dados disponíveis neste trabalho não

foi possível comparar o poder de discriminação de experimentos com tamanhos de parcelas intermediários entre 1 e 5 m², tendo-se como referência experimento com parcelas de 5 m². Isto, pelo fato de não se dispor de dados independentes com tamanhos de parcelas maiores. Tal comparação seria interessante para se verificar até que ponto o tamanho da parcela pode ser reduzido, sem alterar, significativamente, o poder de discriminação do experimento.

O teste de Schumann-Bradley, como aplicado neste trabalho, presta-se também para a comparação do poder de discriminação de diferentes experimentos, em situações outras, em que as diferenças entre experimentos são determinadas por efeitos ambientais e/ou genéticos. RAWLINGS e THOMPSON (1962), por exemplo, utilizaram tal teste no estudo comparativo de diferentes testadores quanto ao seu poder de discriminação entre linhagens endogâmicas de milho, avaliadas em "top-crosses".

4.2.2. Correlações entre médias de tratamentos

A Tabela A.23 contém as estimativas dos coeficientes de correlação entre médias de tratamentos, por grupo de progênies e no conjunto, obtidos relacionando-se experimentos similares com parcelas de 1 e 5 m² de área. Contém ainda, os coeficientes de correlação intraclasses, ao nível de médias de tratamentos, de cada um dos experimentos.

Para os caracteres altura da planta (AP) e al

tura da espiga (AE), todos os valores estimados para as correlações foram significativos ao nível de 1% de probabilidade. A variação destes valores foi relativamente pequena, dentro de cada grupo. Isto mostra uma boa correspondência do comportamento de cada progênie, entre repetições de um mesmo ensaio e, também, entre ensaios diferentes. Os valores semelhantes dos coeficientes de correlação intraclasse de experimentos com parcelas de 1 e 5 m², refletem a correspondência entre os tipos de amostragem empregados nos dois casos, uma vez que o número de plantas amostradas por parcela foi, aproximadamente, o mesmo. A diferença entre coeficientes de correlação intraclasse de experimentos similares pode ser testada, estatisticamente, através do parâmetro w do teste de Schumann-Bradley. Uma utilização semelhante deste teste é feita por WEARDEN (1960) para comparar coeficientes de herdabilidade a nível individual. Os valores de w da tabela A.22, para alturas de planta (AP) e da espiga (AE), são não significativos, confirmando a semelhança entre os valores dos coeficientes, na média dos três grupos de progênies.

O caráter número de espigas por planta (NE) mostrou estimativas bastante variáveis dos coeficientes de correlação, entre grupos de progênies, tanto em magnitude, quanto em significância estatística. Apenas para os experimentos com parcelas de 5 m², as estimativas do coeficiente de correlação intraclasse mostraram significância estatística, nos três grupos de progênies. Para os experimentos com

parcelas de 1 m^2 , ocorreu significância estatística para o mesmo coeficiente, nos grupos 2 e 3, sendo esta significância ao nível de 5% de probabilidade. Quanto aos coeficientes de correlação entre médias de experimentos diferentes, apenas para o grupo 2 de progênies, houve significância, sendo esta, ao nível de 5% de probabilidade. No conjunto de 147 progênies, o coeficiente de correlação intraclasse dos experimentos com parcelas de 5 m^2 foi significativo ao nível de 1% de probabilidade, sendo o mesmo coeficiente, para os experimentos com parcelas de 1 m^2 , significativo ao nível de 5% de probabilidade. Também o coeficiente de correlação entre médias das progênies dos dois tipos de experimentos foi significativo ao nível de 5% de probabilidade. Apesar da diferença no nível de significância dos coeficientes de correlação intraclasse dos experimentos com parcelas de 1 e 5 m^2 , o valor de w da Tabela A.22, indica que a diferença entre os valores destes coeficientes não atingiu nível de significância estatística.

Os valores dos coeficientes de correlação relativos ao caráter diâmetro da espiga (DE) foram todos significativos ao nível de 1% de probabilidade, com exceção do coeficiente de correlação intraclasse do experimento 13, cuja significância se deu ao nível de 5% de probabilidade. Isto atesta a consistência das progênies, quanto à manifestação deste caráter. Nos três grupos de progênies, o coeficiente de correlação intraclasse dos experimentos com parcelas

de 5 m² foram superiores àqueles dos experimentos com parcelas de 1 m². No conjunto, esta diferença foi de 0,79 para 0,51, significativa, ao nível de 1% de probabilidade pelo teste de Schumann-Bradley (Tabela A.22), mostrando a maior eficiência dos experimentos com parcelas maiores, na avaliação das progênies.

Os caracteres produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG) comportaram-se de forma semelhante quanto aos valores dos coeficientes de correlação. Pode-se notar, para estes caracteres, uma variação acentuada nas estimativas deste coeficiente, dentro de cada grupo de progênies. Os experimentos com parcelas de 5 m² mostraram coeficientes de correlação intraclassa significativos, ao nível de 1% de probabilidade, para os três grupos de progênies e no conjunto. Quanto aos experimentos com parcelas de 1 m², os coeficientes de correlação intraclassa foram baixos, se comparados com os demais caracteres, e não significativos. No conjunto dos três grupos de progênies este coeficiente foi de 0,12 em comparação com o valor de 0,57 encontrado para os experimentos com parcelas de 5 m². Esta diferença mostrou ser significativa, ao nível de 1% de probabilidade pelo valor de w da Tabela A.22. Os valores dos coeficientes de correlação entre médias de progênies de experimentos com tamanhos diferentes de parcelas, mantiveram-se, em geral, em níveis intermediários entre os coeficientes de correlação intraclassa. Em nenhum dos casos, a estimativa do coeficiente

em questão, atingiu nível de significância estatística.

No geral, os resultados das estimativas dos coeficientes de correlação, mostram que os caracteres altura da planta (AP), altura da espiga (AE) e diâmetro da espiga (DE) podem ser avaliados com satisfatório grau de consistência, em experimentos com parcelas de 1 m^2 . Para os demais caracteres, os experimentos com este tamanho de parcela não mostraram um comportamento consistente das progênies, nas diversas repetições, em todos os grupos de progênies.

Um aspecto decorrente do grau de correlação entre médias de tratamentos de experimentos similares, diz respeito à coincidência entre progênies selecionadas com base nestes experimentos. Na Tabela A.24 estão representados os números de progênies coincidentes, quando 10 progênies de cada grupo foram selecionadas com base na média de todas as repetições, dos experimentos similares com parcelas de 1 e 5 m^2 . Os valores de P da tabela, expressos em percentagem, se referem à probabilidade de que o número de progênies comuns, ou mais, ocorram, supondo-se independência entre as progênies dos dois experimentos. Esta probabilidade é dada pelo teste exato de Fisher, conforme apresentado em PIMENTEL GOMES (1978). No conjunto dos três grupos de progênies, pôde-se notar uma correspondência altamente significativa entre as progênies selecionadas, com base em experimentos com tamanho de parcelas diferentes, para os caracteres altura da planta (AP), altura da espiga (AE) e diâmetro da espiga (DE).

Para o caráter número de espigas por planta (NE) esta correspondência foi menor, porém significativa, ao nível de 5% de probabilidade. Já para os caracteres produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG), os números de progênes comuns aos conjuntos selecionados, não diferiram significativamente, daqueles que seriam esperados com amostragem aleatôria de 10 progênes por grupo, nos dois tipos de experimentos.

Estes resultados concordam, perfeitamente com os valores dos coeficientes de correlação da Tabela A.23 confirmando a baixa correspondência entre médias de tratamentos obtidas dos experimentos com parcelas de 1 m^2 e aquelas obtidas dos experimentos com parcelas de 5 m^2 , para os caracteres de produção. Diversos trabalhos, como os de DIAS (1978) e STORCK (1979), atestam o fato de serem os caracteres de produção, muito variáveis com a variação ambiental o que exige maior tamanho de parcela para avaliação destes caracteres.

4.2.3. Tendências de parâmetros estatístico - genêticos

Nas Tabelas A.25 a A.28 estão apresentadas as estimativas de nove diferentes parâmetros estatístico-genêticos para os caracteres número de espigas por planta (NE), diâmetro médio da espiga (DE), produção de espigas (PE) e pro

dução de grãos (PG), obtidas das análises agrupadas da variância, com os diferentes tamanhos de parcelas, formados pela combinação de unidades amostrais dos experimentos com parcelas de 5 m^2 de área total.

4.2.3.1. Razão de variâncias (F)

O parâmetro F, estimado pela razão entre os quadrados médios de tratamentos e do resíduo, indica a capacidade do experimento em discriminar médias dos tratamentos. As estimativas de F mostram uma tendência consistentemente crescente com o aumento do tamanho da parcela, para os quatro caracteres. Nos menores tamanhos de parcelas, os valores de F são semelhantes entre os caracteres, enquanto que, com parcelas maiores, há uma diferenciação nos valores do parâmetro. Na média dos experimentos com parcelas de $5,0 \text{ m}^2$, o caráter que apresentou menor estimativa de F foi o número de espigas por planta (NE). Os caracteres produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG) apresentaram valores semelhantes e intermediários, enquanto que o caráter diâmetro médio da espiga (DE) apresentou um valor de F superior, em mais de duas vezes, aos demais caracteres.

O aumento das estimativas de F, com o aumento do tamanho da parcela decorre da menor variância residual com parcelas maiores. Esta relação inversa entre o tamanho da parcela e a variância residual é atestada em diversos trabalhos como os de DAY (1920), SMITH (1938), HATHEWAY

(1961), LE CLERG et alii (1962) e LE CLERG (1967). Já a vari
ação existente nas estimativas, entre os caracteres, pode ser
 explicada pela diferença nas proporções da variância entre
 progênies, em relação à variância residual, para estes carac
teres.

4.2.3.2. Erro padrão da média (σ_m) e coeficie ente de variação experimental (CV_e)

O erro padrão da média é um parâmetro indica
 dor da precisão das estimativas das médias dos tratamentos,
 sendo por isso, o principal parâmetro indicador da precisão
 experimental (STEEL e TORRIE, 1960). É estimado pela razão en
tre o desvio padrão residual e a raiz quadrada do número de
 repetições. Já o coeficiente de variação experimental é uma
 medida do desvio padrão residual em relação à média do expe
rimento. Assim para experimentos com o mesmo número de repe
tições e com a mesma média, os dois parâmetros são correspon
dentes, sendo o primeiro uma medida absoluta e o segundo uma
 medida relativa da precisão experimental.

Como as análises considerando-se tamanhos va
riáveis de parcelas, foram feitas com o mesmo número de repe
tições ($r = 4$) e a média dos experimentos de diferentes tama
nhos mantiveram-se praticamente constantes, as estimativas de
 σ_m e CV_e apresentaram um padrão de variação muito semelhante.

Para os quatro caracteres considerados, as es

estimativas de ambos os parâmetros variaram decrescentemente com o aumento do tamanho da parcela. O gradiente de variação foi maior com tamanhos menores de parcela, indicando que um menor ganho em precisão é obtido, com o aumento de parcelas já grandes, que de parcelas pequenas. Este tipo de tendência de variação do CV_e , com a variação do tamanho da parcela, é comum para diferentes caracteres, em diferentes espécies cultivadas (FEDERER, 1955; LESSMAN e ATKINS, 1963; MEIER e LESSMAN, 1971; STORCK, 1979).

4.2.3.3. Coeficiente de variação genética (CV_g) e variância aditiva (σ_A^2)

O coeficiente de variação genética representa uma medida, em relação à média, da componente da variância entre progênies. Em se tratando de progênies de meios irmãos, esta componente corresponde a um quarto da variância aditiva da população, desprezando-se as interações epistáticas entre locos (HALLAUER e MIRANDA FILHO, 1981). Uma vez que, as médias dos diversos caracteres mantiveram-se praticamente constantes nos experimentos com tamanhos variáveis de parcelas, o comportamento das estimativas do coeficiente de variação genética e da variância aditiva foi bastante semelhante.

Como componente da variação, de natureza genética, a variância aditiva não varia, teoricamente, com as diferentes condições ambientais. Era de se esperar, por isso, uma considerável constância nas estimativas dos parâmetros em

questão. De fato, para os caracteres diâmetro médio da espiga (DE), produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG), não houve nenhuma relação aparente entre os valores das estimativas dos parâmetros considerados e o tamanho da parcela. Apenas para o caráter número de espigas por planta (NE), os valores das estimativas dos dois parâmetros mostraram uma tendência ligeiramente decrescente com o aumento do tamanho da parcela. Observando-se os valores do erro associado às estimativas da variância aditiva $\{\hat{\sigma}(\hat{\sigma}_A^2)\}$, verifica-se que estes são relativamente elevados em comparação com os valores do parâmetro. Desta forma, pode ser que a variação decrescente observada nas estimativas, para o caráter citado, resulte de erros aleatórios de estimação. Por outro lado, a estimativa da componente da variância devida ao efeito das progênies, contém a parte da variação devida aos efeitos da interação entre as progênies e os ambientes formados pelos diferentes tamanhos de parcelas (DUDLEY e MOLL, 1969). Assim, valores comprovadamente superiores para esta estimativa, em experimentos com parcelas menores, poderiam indicar um efeito positivo da interação das progênies com este ambiente experimental específico.

Quanto ao comportamento dos desvios padrão associados às estimativas da variância aditiva, pôde-se observar uma tendência consistentemente decrescente dos valores de suas estimativas, com o aumento do tamanho da parcela, para todos os caracteres. Os resultados indicam, desta forma que a variância aditiva é estimada com maior precisão em experi

mentos com parcelas de maior tamanho. Isto se deve ao menor valor dos quadrados médios de tratamentos e do resíduo, nos experimentos com parcelas maiores, uma vez que o número de repetições e de graus de liberdade dos quadrados médios não variaram nas diferentes análises.

SANCHEZ (1972) considera que para um experimento com seis repetições, seriam necessárias 17 plantas por parcela para permitir a estimação de parâmetros genéticos, com níveis aceitáveis de precisão. De fato, os valores dos erros associados às estimativas de variância aditiva, para os diferentes caracteres, mostram um padrão assintótico de variação, sendo o ganho em precisão relativamente pequeno, quando o tamanho da parcela aumenta acima de 3 m^2 (Tabelas A.25 a A.28), o que corresponde a 15 plantas.

A variância aditiva é a única fonte de variabilidade aproveitável pela seleção intrapopulacional, em populações de cruzamento (FALCONER, 1981). Desta forma, esta componente da variância genética é considerada como o principal parâmetro medidor da potencialidade de uma população, para fins de melhoramento. HALLAUER e MIRANDA FILHO (1981) apresentam os valores médios estimados da variância aditiva e seus respectivos erros, para diferentes caracteres, obtidos de trabalhos da literatura. Para os caracteres número de espigas por planta (NE) e produção de grãos (PG) os valores encontrados no presente trabalho para a variância aditiva e seus desvios estão em níveis inferiores aos valores médios apresenta

dos por aqueles autores. Para o caráter diâmetro da espiga (DE), os valores aqui encontrados estão em níveis ligeiramente superiores, para a variância aditiva, e semelhantes quanto ao erro associado a esta.

4.2.3.4. Herdabilidade ao nível de médias de progênies (h_m^2)

O coeficiente de herdabilidade de uma população é uma medida da proporção herdável da variação total observada. Quando se pratica seleção com base em médias de progênies, avaliadas em experimentos com repetições, a herdabilidade, tomada ao nível de médias, corresponde à razão entre a componente da variância devida ao efeito das progênies e a variância fenotípica das médias. O coeficiente de herdabilidade, assim concebido, é estimado pelo coeficiente de correlação intraclasse do experimento, ao nível de médias de tratamentos, tomado em termos percentuais.

Os valores estimados da herdabilidade ao nível de médias comportaram-se de forma consistentemente crescente, com o aumento do tamanho da parcela, para os quatro caracteres considerados. Os maiores valores do coeficiente de herdabilidade, foram encontrados para o caráter diâmetro da espiga (DE), dentro de um mesmo tamanho de parcela, confirmando uma menor influência do ambiente sobre a manifestação fenotípica do caráter. Os caracteres produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG) apresentaram valores próximos, do coefici

ente de herdabilidade, porém em um nível mais baixo em comparação com o diâmetro de espiga (DE). O caráter número de espigas por planta (NE) mostrou estimativas de h_m^2 que variaram menos entre experimentos com tamanhos variáveis de parcelas, em relação aos demais caracteres. Assim, nos experimentos com parcelas menores, os valores de $\hat{h}_m^2$ do caráter foram superiores àqueles encontrados para produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG), o contrário acontecendo na análise feita com parcelas de 5 m^2 . Esta menor variação observada nos valores de $\hat{h}_m^2$, para o número de espigas por planta (NE) resulta da tendência decrescente das estimativas da componente σ_p^2 da variância, que foi notada com o aumento do tamanho da parcela.

Quanto aos desvios padrão das estimativas do coeficiente de herdabilidade $\{\hat{\sigma}(\hat{h}_m^2)\}$, verificou-se uma tendência decrescente de suas estimativas, com o aumento do tamanho da parcela, para os quatro caracteres. Isto mostra que o coeficiente de herdabilidade ao nível de médias e, consequentemente, o ganho esperado por seleção, podem ser mais precisamente estimados, quando se dispõem de parcelas maiores, para um mesmo número de progênies e de repetições. Também neste caso, o aumento em precisão é decrescente com o aumento do tamanho da parcela. Assim, com parcelas maiores de 3 m^2 o ganho em precisão é relativamente pequeno, o que concorda com as deduções de SANCHEZ (1972).

Os resultados das Tabelas A.25 a A.28 mostra

ram uma relação estreita, nos padrões de variação, entre as estimativas dos parâmetros h_m^2 e F . Verificando-se as fórmulas de estimação dos dois parâmetros, pôde-se constatar uma correspondência matemática entre suas estimativas. Esta correspondência é dada pelas fórmulas: $\hat{h}_m^2 = (1 - \hat{F}^{-1}) \cdot 100$; ou $\hat{F} = (1 - \hat{h}_m^2/100)^{-1}$. WEARDEN (1960) constatou uma relação matemática entre os valores de F e da herdabilidade, quando esta é estimada, também, a nível individual.

4.2.3.5. Ganho esperado por seleção (g)

O ganho esperado por seleção, quando expresso em função do coeficiente da herdabilidade, depende, além deste parâmetro, do diferencial de seleção provocado. Uma vez que o diferencial de seleção possível de se provocar, em valor absoluto, depende da magnitude da variação fenotípica, utiliza-se mais correntemente o chamado índice de seleção, que corresponde ao diferencial de seleção tomado em unidades de desvio padrão. Neste caso, para se estimar o ganho por seleção, a herdabilidade deve ser multiplicada pelo desvio padrão fenotípico. É o resultado desta multiplicação que é utilizado no presente trabalho, para verificação do efeito do tamanho da parcela sobre o ganho esperado por seleção.

Os valores estimados de g , tomados em percentagem da média de cada caráter, apresentaram um padrão de variação crescente, com o aumento do tamanho da parcela, à exceção do caráter número de espigas por planta (NE). Neste caso, os valores do parâmetro mantiveram-se praticamente cons

tantes, com uma ligeira queda nas análises com parcelas de 4 e 5 m². Este comportamento deriva, também, da tendência de crescente verificada nas estimativas de σ_p^2 , com o aumento do tamanho das unidades experimentais. Nos demais casos, os gradientes de variação tendem a decrescer com o aumento da área da parcela, exceto a variação relativamente alta ocorrida, quando se aumentou a parcela de 4 para 5 m², para o caráter produção de espigas.

Quanto à magnitude dos valores estimados do parâmetro, verificou-se uma variação relativamente baixa dos mesmos, entre caracteres. O caráter diâmetro da espiga (DE) mostrou, em termos gerais, os menores valores, apesar de ter apresentado valores relativamente altos para as estimativas da herdabilidade, a nível de médias. Este fato mostra que a variação total do caráter foi baixa em relação à média, apesar de uma proporção considerável desta variação ter-se devido a efeitos genéticos. Vê-se com isto, que o coeficiente de herdabilidade, por si só, não constitui indicador seguro do ganho percentual que se pode conseguir com a prática da seleção.

4.3. Determinação do tamanho adequado da parcela

4.3.1. Método de curvatura máxima da função CV

Os valores observados dos coeficientes de variação obtidos das análises agrupadas da variância com tamanhos

variáveis de parcelas, estão representados graficamente, nas Figuras 1 a 4, bem como a curva determinada pela função ajustada destes, em relação aos valores do tamanho da parcela.

Para o caráter número de espigas por planta (Figura 1) a equação ajustada foi $CV = 15,09 x^{-0,3733}$, com um coeficiente de determinação (r^2) igual a 0,9884, significativo ao nível de 1% de probabilidade. O alto valor de r^2 indica um bom grau de ajuste da curva aos valores observados, confirmando, para este caráter, a existência de uma relação do tipo função potência, entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela.

O ponto de curvatura máxima da função, determinado algebricamente, para o caráter em questão, foi de 3,15 m², na abcissa. De acordo com FEDERER (1955), LESSMAN e ATKINS (1963) e MEIER e LESSMAN (1971), este valor corresponde ao tamanho ótimo da parcela, podendo ser ponderados por fatores de custo, ou não.

A Figura 2 mostra o comportamento do coeficiente de variação, em relação ao tamanho da parcela, para o caráter diâmetro da espiga (DE). A equação que relaciona as duas variáveis foi $CV = 6,04 x^{-0,4554}$, com um coeficiente de determinação (r^2) igual a 0,9971, confirmando para este caráter, o alto grau de ajustamento da função aos dados observados. O parâmetro a da equação de regressão, apresentou um valor de pouco mais de um terço, em relação ao mesmo parâmetro para o caráter número de espigas por planta. Isto levou a um

tamanho de parcela, no ponto de curvatura máxima, menor para o caráter diâmetro da espiga, ou seja, $X_{cm} = 1,84 \text{ m}^2$.

Para o caráter produção de espigas (PE) a equação de regressão ajustada foi $CV = 19,30 X^{-0,3345}$, com um coeficiente de determinação igual a 0,9843 (Figura 3). O ponto de curvatura máxima corresponde, na abcissa, a uma parcela de $3,57 \text{ m}^2$ de área, maior portanto, que o tamanho determinado para os caracteres número de espigas por planta (NE) e diâmetro da espiga (DE). Os valores do coeficiente de variação foram, igualmente, mais elevados para este caráter, refletindo em um valor relativamente alto para a estimativa do parâmetro a da equação de regressão.

O caráter produção de grãos (PG) apresentou uma relação entre o coeficiente de variação e o tamanho da parcela, muito semelhante àquela encontrada para produção de espigas. A equação de regressão determinada foi $CV = 19,72 X^{-0,3371}$, cujos parâmetros a e b estão muito próximos àqueles encontrados para produção de espigas. O coeficiente de determinação da regressão foi de 0,9938, significativo ao nível de 1% de probabilidade, indicando um alto grau de ajuste dos dados observados à curva de regressão. O valor encontrado para o tamanho da parcela, no ponto de curvatura máxima foi de $3,64 \text{ m}^2$.

Na expressão de SMITH (1938), $V_X = V_1/X^B$, V_X representa a variância entre parcelas com X unidades básicas,

V_1 representa a variância entre parcelas de uma unidade e B corresponde a um coeficiente de correlação entre parcelas adjacentes, variando de 0 a 1 (FEDERER, 1955). O coeficiente B é utilizado, assim como um índice de heterogeneidade do solo. A partir da expressão de SMITH, pode ser demonstrado que $CV = \sqrt{V_1}/m X^{-B/2}$. Nota-se com isto, que os parâmetros da equação que relaciona o CV com o tamanho da parcela equivalem a: $a = \sqrt{V_1}/m$, sendo o coeficiente de variação entre parcelas de uma unidade básica e $b = -B/2$. O parâmetro b corresponde, portanto, em termos absolutos, à metade do índice de heterogeneidade do solo, mantendo-se constante a média m . Esta correspondência é comprovada pelos valores encontrados por STORCK (1979) para os coeficientes de regressão estimados pelas duas equações.

São raros na literatura, trabalhos com determinação do tamanho ótimo da parcela, em milho, pelo método da curvatura máxima da função que relaciona o coeficiente de variação com o tamanho da parcela. STORCK (1979) utilizou este método, entre outros, aplicado a dados obtidos de um ensaio de uniformidade com um híbrido duplo de milho, no Rio Grande do Sul. Para rendimento de grãos a equação de regressão determinada foi $CV = 44,02/X^{0,1898}$ ou $CV = 44,02 X^{-0,1898}$, o que levou a um ponto de curvatura máxima com um tamanho de parcela de $4,9 \text{ m}^2$. O coeficiente de regressão de 0,1898, em valor absoluto, indica uma maior uniformidade da área experimental, naquelas condições, que a encontrada no presente trabalho. Ape

sar disto, os valores das estimativas dos coeficientes de variação, naquele caso, foram relativamente altas, levando a um valor mais elevado para o parâmetro a da equação. O autor explica a ocorrência de valores elevados dos CVs pelas diferenças ocorridas em produção nos dois lados do ensaio, uma vez que não foi feito bloqueamento da área. A verificação da fórmula de determinação de X no ponto de curvatura máxima, mostra uma relação direta entre este valor e a magnitude do parâmetro a . Assim, o não bloqueamento da área, quando se utilizam ensaios em branco, pode levar a tamanhos de parcela, no ponto de curvatura máxima, superiores àqueles que seriam obtidos com bloqueamento da área. Esta diferença na magnitude dos CVs, explica o valor maior de X , no ponto de curvatura máxima, encontrado por STORCK (1979).

ZIMMERMANN (1982) utilizou a relação entre os valores dos coeficientes de variação e a área da parcela para determinar o tamanho ótimo de parcelas para experimentos de milho em consórcio com feijão. A equação de regressão determinada para duas áreas experimentais, em conjunto, foi $CV = 19,83 X^{0,2581}$, quando se considerou a produção do milho. Os parâmetros desta equação assemelham-se aqueles do presente trabalho para o mesmo caráter mostrando que o consórcio não mudou o padrão de relação entre o CV e o tamanho da parcela. Contudo, a determinação do ponto de curvatura máxima, que foi feito graficamente, levou a um tamanho de parcela, neste ponto, de cerca de 18 m^2 , muito discrepante daquele en

contrado no presente trabalho. A determinação algébrica deste tamanho, segundo o método de MEIER e LESSMAN (1971) levaria a um tamanho de parcela de $3,13 \text{ m}^2$, que se aproxima bastante do resultado aqui apresentado.

Os diferentes caracteres analisados, mostram valores distintos de tamanho adequado de parcela, determinado pelo método da curvatura máxima da função CV, para uma mesma precisão experimental. Isto decorre das diferenças em sensibilidade ao ambiente dos diversos caracteres. De um modo geral, os caracteres de rendimento apresentaram alta variabilidade devida a fatores ambientais, o que é comprovado pelos valores obtidos para o tamanho da parcela no ponto de curvatura máxima da função CV. Assim, sendo considerado o tamanho de parcela necessário para se avaliar corretamente a produção de grãos, em milho, os demais caracteres são avaliados, em geral, com um maior nível de precisão. Os resultados aqui apresentados mostram que o tamanho de parcela usualmente utilizado em milho, em torno de 10 m^2 , pode ser reduzido para 3,5 a $4,0 \text{ m}^2$, sem perda apreciável na precisão, mantendo-se o número de tratamentos e de repetições, em condições experimentais semelhantes aos do presente trabalho.

Os valores altamente significativos encontrados para os coeficientes de determinação da regressão, para todos os caracteres analisados mostram, ainda, que a utilização de poucos tamanhos de parcela, como no caso presente, são suficientes para se ajustar com segurança a equação do coefi

ciente de variação, em função dos tamanhos de parcelas.

FEDERER (1955) aponta duas restrições ao emprego do método da curvatura máxima da função CV, quais sejam: (a) a não consideração dos custos relativos dos diversos tamanhos de parcelas e, (b) a não independência do ponto de curvatura máxima em relação ao tamanho da menor unidade amostral e a escala de medida utilizados. STORCK (1979) discute o emprego de fatores de custos na determinação do tamanho da parcela, ponderando que estes são irrelevantes quando se deseja uma maior precisão experimental. Quanto à dependência em relação ao tamanho da unidade básica e da escala de medidas, as modificações propostas por LESSMAN e ATKINS (1963) e MEIER e LESSMAN (1971), eliminaram tal limitação. Uma outra restrição que pode ser apresentada ao método, diz respeito à não consideração do número de repetições na determinação do tamanho ótimo da parcela. O coeficiente de variação, sendo uma medida relativa do desvio padrão residual, representa apenas um aspecto da precisão experimental, uma vez que a precisão das médias dos tratamentos depende, além do desvio padrão residual, do número de repetições do ensaio. Uma forma de conciliar os dois aspectos, seria a utilização do erro padrão da média como medida de precisão experimental, ao invés do coeficiente de variação. As considerações a respeito desta alternativa estão apresentadas no item 4.4.2.

4.3.2. Método da curvatura máxima da função g

As Figuras 5 e 6 mostram, em termos gráficos, a relação entre o ganho esperado por seleção com um índice de seleção unitário (g) e o tamanho da parcela (X), para os caracteres diâmetro da espiga (DE) e produção de grãos (PG).

Para o caráter diâmetro da espiga, a equação de regressão ajustada foi $g = 1,60 X^{0,3243}$, com um coeficiente de determinação de 0,8790, significativo ao nível de 5% de probabilidade. O valor do coeficiente de regressão (b') foi, em termos absolutos, cerca de 30% inferior ao mesmo parâmetro encontrado para a relação entre o CV e o tamanho da parcela. O sinal positivo de b' mostra a tendência crescente do parâmetro g, e consequentemente, do ganho esperado por seleção, com o aumento do tamanho da parcela. A curva mostrou a curvatura máxima, no ponto de abscissa $0,12 \text{ m}^2$, área inferior àquela ocupada por uma planta.

Para a produção de grãos a equação de regressão determinada foi $g = 2,54 X^{0,3628}$, com um coeficiente de determinação igual a 0,9268, significativo ao nível de 1% de probabilidade. Em termos absolutos, o coeficiente de regressão (b') foi muito semelhante àquele encontrado para a função CV, para o mesmo caráter. A curvatura máxima da função deu-se no ponto correspondente a uma parcela de $0,22 \text{ m}^2$, aproximadamente a área de uma planta.

Os caracteres número de espigas por planta

(NE) e produção de espigas (PE), apresentaram equações de regressão com coeficientes de determinação não significativos, ao nível de 5% de probabilidade. Por esta razão, não foram calculados para estes caracteres, os pontos de curvatura máxima para a função g.

A utilização do coeficiente de variação para determinação do tamanho ótimo de parcela, é adequado quando se tem por meta a comparação entre tratamentos com o mínimo de erro experimental. Tal situação se dá, em melhoramento, quando se deseja comparar um determinado conjunto de tratamentos fixos, em geral, cultivares em fase final de avaliação.

Quando o objetivo da experimentação está centrado na avaliação de progênies para fins de seleção recorrente, os métodos tradicionais de determinação do tamanho adequado da parcela deixam de levar em conta os aspectos específicos envolvidos na seleção. Neste caso, além dos aspectos experimentais, assumem grande importância os fatores inerentes à própria população sob seleção, como a magnitude da variabilidade genética, além do método de seleção empregado.

A utilização do ganho esperado por seleção na determinação do tamanho adequado da parcela tem a vantagem de levar em conta uma combinação de parâmetros experimentais com parâmetros genéticos, para um número determinado de repetições. Tal combinação é impossível de ser feita, quan

do se utilizam ensaios de uniformidade. No método da curvatura máxima da função CV, o tamanho ótimo da parcela é considerado como sendo o ponto na curva, onde a taxa de mudança para a estimativa do CV, por incremento de X , é máxima (LESSMAN e ATKINS, 1963). Utilizando-se o mesmo critério, através da função g , obtiveram-se tamanhos de parcela substancialmente reduzidos, em comparação com aquele método, para os dois caracteres considerados. Para ambos os caracteres os valores de X no ponto de curvatura máxima foram inferiores à menor unidade de área utilizada. Uma vez que estes valores estão fora do intervalo estudado, devem ser tomados com alguma restrição, por representarem uma extrapolação dos dados observados. De qualquer forma, tem-se com segurança, que os pontos de curvatura máxima, nos dois casos, deram-se com tamanhos de parcelas inferiores a $1,0 \text{ m}^2$.

A observação das Figuras 6 e 7 mostra que, no intervalo imediatamente superior ao ponto de curvatura máxima ocorre, ainda, um considerável aumento nos valores de g , por incremento em X . Desta forma, o valor da abscissa no ponto de curvatura máxima, deve ser tomado como um limite mínimo de tamanho de parcela, e não como tamanho ótimo. O mesmo argumento pode ser usado, quando se determina o tamanho da parcela através da curva relativa ao coeficiente de variação, uma vez que a curva não admite ponto de mínima. Pelos resultados das estimativas de g , pode-se admitir a utilização de parcelas com área entre 1 e 2 m^2 , para o número de re

petições utilizadas neste trabalho, uma vez que acima destes valores o aumento de g em consequência do aumento de X é bastante reduzido. Este limite está um pouco abaixo daquele considerado por EBERHART (1970), que é de 15 a 20 plantas, o que corresponde a parcelas de 3 a 4 m² de área.

4.3.3. Método da maximização do ganho esperado por seleção

As Tabelas A.29 e A.30 mostram os valores do ganho esperado por seleção, para diferentes proporções de indivíduos selecionados e tamanhos variáveis da parcela. As estimativas do ganho de seleção foram obtidas pressupondo-se um experimento com quatro repetições. Desta forma o número de repetições não influenciou na variação dos valores encontrados.

A variação do ganho esperado por seleção em consequência do aumento do tamanho de parcela, para uma proporção fixa de progênies selecionadas, depende exclusivamente da variação do parâmetro g . Assim, há uma tendência crescente do ganho de seleção à medida que se aumenta o tamanho da parcela, sendo o gradiente de variação, decrescente. Por outro lado, o ganho de seleção cresce de uma forma quase linear, com a diminuição da proporção de progênies selecionadas.

O número mínimo de progênies a serem selecio

nadas depende, basicamente, do tamanho efetivo que se deseja para a população, após a recombinação. Uma progênie de meios irmãos possui um tamanho efetivo de 4, aproximadamente (VENCOVSKY, 1978). Assim para que se mantenha uma população com tamanho efetivo igual a 100, por exemplo, 25 progênies devem ser selecionadas, do conjunto avaliado, a cada ciclo. Desta forma, fixando-se o número de progênies selecionadas, a proporção destas em relação ao total, depende unicamente do número de progênies avaliadas. Considerando-se este aspecto, o aumento do ganho de seleção pela redução da proporção de progênies selecionadas, só é conseguido às custas do aumento do número de progênies avaliadas. Este aumento, mantidas as mesmas técnicas experimentais, acarreta um aumento na demanda de área experimental, mão de obra e insumos e o limite do número de progênies avaliadas é dado pela limitação destes recursos. No caso de progênies obtidas através de cruzamentos manuais o aumento no gasto de recursos para obtenção das mesmas pode ser, também, considerável.

Pressupondo-se que os recursos gastos em um experimento sejam proporcionais à área experimental, diferentes combinações entre a proporção de progênies selecionadas e o tamanho da parcela podem ser feitas, mantendo-se constante a área total do experimento. Os valores sublinhados nas Tabelas A.29 e A.30 representam um exemplo de diferentes combinações destes fatores, com a mesma área experimental útil. Para o caráter diâmetro da espiga (DE), o maior ganho percenta

tual de seleção, ocorreu com parcelas de 3 m^2 , nesta situação particular. Para produção de grãos (PG), parcelas com 3 e 4 m^2 , apresentaram ganhos percentuais equivalentes, mostrando estar o tamanho ótimo da parcela, entre estes valores, para a mesma situação. Tomando-se outras combinações com área constante, em níveis mais elevados da proporção de progênies selecionadas, há uma tendência de que o tamanho da parcela que permite ganho máximo de seleção esteja em níveis inferiores aqueles encontrados para a situação particular considerada.

Os dados obtidos para o ganho esperado por seleção indicam que, em condições experimentais semelhantes às do presente trabalho, o tamanho ideal de parcela para a avaliação de progênies de meios irmãos está em torno de 3,0 a $4,0 \text{ m}^2$, desde que a redução no tamanho da parcela seja acompanhado de um aumento equivalente no número de progênies avaliadas.

4.4. Tamanho da parcela e número de repetições

Os métodos mais comumente utilizados para determinação do tamanho adequado da parcela, deixam de levar em conta, o número de repetições a serem utilizadas no ensaio. Uma vez que o número de repetições constitui importante aspecto da precisão experimental, a variação deste número tem influência imediata nos resultados experimentais, sejam os experimentos de avaliação de progênies para fins de

seleção recorrente, ou para comparação de um conjunto fixo de tratamentos.

4.4.1. Tamanho da parcela e número de repetições para seleção recorrente

Quando se conduz um experimento com o fim de avaliar progênies, para fins de seleção recorrente, o objetivo do mesmo está em que se consiga com os recursos disponíveis, o máximo de ganho por seleção, através do controle eficiente das fontes de variações ambientais. Neste aspecto, constitui a melhor técnica experimental, aquela capaz de provocar o maior ganho de seleção, mantendo-se constantes os aspectos genéticos envolvidos no processo de seleção.

Quando se dispõem de resultados de análise da variância a nível de parcelas, com progênies de meios irmão, o ganho de seleção pode ser estimado por $gs = i\sigma_p^2 / \sqrt{\sigma_p^2 + \sigma^2/r}$, para seleção truncada nos dois sexos, com base nas médias das progênies. Tomando-se o ganho de seleção, em percentagem da média populacional, pode ser demonstrado que

$$gs(\%) = i CV_g^2 / \sqrt{CV_g^2 + (a^2/r) X^{2b}} \quad (1),$$

sendo CV_g o coeficiente de variação genética, r o número de repetições, X o tamanho da parcela e a e b os parâmetros da função que relaciona o coeficiente de variação com o tamanho da parcela. Pode-se observar por esta expressão que o ganho de seleção cresce com o tamanho da parcela (X) e com o

número de repetições (r), além do índice de seleção (i) e do coeficiente de variação genética (CV_g). Apesar da relação direta do ganho esperado por seleção com o número de repetições e o tamanho da parcela, limitações práticas impedem, em geral, a utilização de um número muito grande de repetições de parcelas de tamanho elevado. Na avaliação de progênie a principal restrição é, geralmente, a quantidade limitada de sementes de cada tratamento. Desta forma, a área total de cada progênie é limitada pela quantidade disponível de sementes. A área total plantada por uma progênie em um experimento (S) corresponde ao produto do tamanho da parcela pelo número de repetições, isto é, $S = rX$, donde $r = S/X$. Substituindo o valor de r em (1) temos:

$$gs(\%) = i \cdot CV_g^2 / \sqrt{CV_g^2 + (a^2/S) X^{(2b+1)}} \quad (2).$$

Uma vez que o valor de b varia entre $-0,5$ e 0 , o expoente de X será sempre positivo ou nulo, isto é, $2b + 1 \geq 0$. Assim, o ganho de seleção é tanto maior, quanto menor for o tamanho da parcela e, conseqüentemente, maior o número de repetições. Portanto, a melhor combinação de tamanho da parcela com número de repetições na avaliação de progênie, quando a área total de cada progênie é limitada, consiste em se utilizar um tamanho mínimo de parcela, determinado por razões de natureza prática, maximizando-se o número de repetições. A conclusão de que a utilização de um grande número de repetições de parcelas pequenas é mais eficiente no aproveitamento da área experimental, em comparação com o uso de poucas repetições

de parcelas grandes, está de acordo com a recomendação de vários autores, tais como HATHEWAY (1961), LE CLERG et alii (1962) THOMAS e ABOU-EL-FITTOUH (1968), STORCK (1979) e STORCK e UITDEWILLIGEN (1980).

Pela expressão (1) pode-se verificar, ainda, que o coeficiente de variação genética (CV_g) multiplicado pelo índice de seleção (i), representa o limite teórico do ganho de seleção, em percentagem da média. Isto se dá com valores de r e X elevados, o que faz o valor de $(a^2/r) X^{2b}$ tender a 0.

4.4.2. Implicações sobre a seleção de linhagens

A seleção de linhagens para formação de híbridos objetiva, em geral, a detecção de alguns poucos genótipos favoráveis, de uma amostra grande de genótipos. O método padrão de obtenção de linhagens consiste em autofecundar sucessivamente, plantas selecionadas de variedades ou híbridos promissores, com seleção entre e dentro das linhagens, à medida que se avança o processo de endogamia (VIEGAS e MIRANDA FILHO, 1978). O teste das linhagens em cruzamentos, nas primeiras gerações de autofecundação, parece ser a forma mais correta de se amostrar convenientemente uma população (HALLAUER e MIRANDA FILHO, 1981).

Os programas modernos para obtenção de linhagens iniciam-se, geralmente, com várias centenas e, muitas vezes, milhares de autofecundações. O grande número de progê

nies dificulta a avaliação em experimentos, de seus cruza
mentos com um testador, na fase inicial do programa. Assim,
a seleção preliminar é feita, muitas vezes, sem a utilização
de um delineamento experimental com repetições. Neste aspec
to, a utilização de parcelas de tamanho reduzido, pode possii
bilitar a avaliação experimental apenas o suficiente para
permitir uma seleção preliminar, mantendo-se, ainda, um ele
vado número de linhagens selecionadas, que seriam melhor ava
liadas em fases posteriores. A fim de que se tenha seguran
ça, de que os melhores genótipos não sejam perdidos, em con
dições de baixa precisão experimental, certos cuidados podem
ser tomados. Assim, quando se deseja reter uma certa propor
ção de linhagens superiores, um intervalo de confiança pode
ser estabelecido para o ponto de truncamento sendo conside
rado como limite de seleção o limite inferior deste interva
lo. Este limite é dado por $m_s = m_o - t_\alpha \cdot \sigma_m$, sendo m_s o lii
mite de seleção, m_o o valor que delimita a proporção de pro
gênes a ser retida, t_α o valor tabelado de t para o nível
 α de significância e σ_m o erro padrão das médias de tratamen
tos. O número de graus de liberdade para o valor de t é aque
le do resíduo da análise da variância. Com valores de σ_m ele
vados em relação ao desvio padrão entre médias de progênes
(σ_F), o uso do limite inferior do intervalo de confiança co
mo limite de seleção pode aumentar substancialmente a propor
ção de progênes selecionadas. Esta proporção pode ser co
nhecida transformando-se o valor de m_s para z , encontrando-

se o valor correspondente em uma tabela de áreas da distribuição normal. O valor de z nesse ponto pode ser encontrado diretamente fazendo $z_s = z_o - t_{\alpha} \cdot \sigma_m / \sigma_F$. A razão σ_m / σ_F pode ser estimada pela raiz quadrada da razão entre os quadrados médios do resíduo e de tratamentos da análise da variância, o que corresponde ao inverso da raiz quadrada de F . Utilizando-se este critério, com um nível α de significância para o valor de t , tem-se uma segurança de $1 - \alpha$ que a pior das progênies da proporção inicial estabelecida é retida pela seleção. Para qualquer das outras progênies, individualmente, que se deseja reter, o nível de segurança é superior a $1 - \alpha$.

Na Tabela A.31 estão representadas as percentagens de progênies a serem selecionadas para que se retenham as 10%, 5% e 1% progênies superiores, com diferentes níveis de probabilidade e diferentes valores para a relação entre o erro padrão das médias de tratamentos e o desvio padrão fenotípico entre médias de progênies. Valores altos da relação σ_m / σ_F indicam baixa precisão experimental. Nestas condições a proporção de progênies a serem selecionadas é substancialmente superior à proporção que se deseja reter com segurança. Quando se pratica seleção entre linhagens com base nos valores de seus "top-crosses", tem-se nas fases iniciais um número muito alto de linhagens. Neste caso, a proporção de progênies promissoras para utilização em híbridos é, em geral, inferior a 5%. A seleção de 20 a 30%, praticada nesta fase, mesmo com baixa precisão experimental, permi

te uma boa margem de segurança de que as linhagens mais promissoras não sejam descartadas, pela influência do ambiente.

A medida em que se avança o processo de seleção de linhagens, passa-se a exigir maior precisão experimental na avaliação das mesmas. Na fase final de avaliação o número de materiais a serem testados é, geralmente, bastante reduzido em relação à amostragem inicial. Nesta fase, a disponibilidade de área e de sementes, não constitui, geralmente restrição importante ao tamanho da parcela e o número de repetições. O tamanho mínimo da parcela, nestas condições, pode ser determinado pelo método da curvatura máxima. O uso da função que relaciona o coeficiente de variação com o tamanho da parcela apresenta a desvantagem de não levar em conta o número de repetições a serem usadas. Uma alternativa, seria a utilização do erro padrão das médias de tratamentos tomado em percentagem da média geral nesta determinação.

As Tabelas A.32 e A.33 mostram os resultados das análises da variância, realizadas com número variável de repetições, dos experimentos com parcelas de 1 m^2 , para os caracteres diâmetro da espiga (DE) e produção de grãos (PG). Os valores dos coeficientes de variação resultantes destas análises mantiveram-se no mesmo nível com a variação do número de repetições, por ser o desvio padrão residual independente deste número. Já o erro padrão das médias de tratamentos, mostraram uma variação decrescente com o aumento do número de repetições. Para o caráter diâmetro da espiga os

valores de σ_m , tomados em percentagem da média, variaram de 4,03% com 2 repetições até 2,05% com 8 repetições, 50%, portanto, como era de se esperar. Para produção de grãos a redução foi de 14,6% para 7,7%, com o aumento de 2 para 8 repetições.

Partindo-se da equação $CV = aX^b$, pode ser mostrado que

$$\sigma_m = (ma/100\sqrt{r})X^b \quad (3).$$

Se a média (m) não variar com o tamanho da parcela, os coeficientes de regressão estimados utilizando-se o CV ou σ_m equivalem-se aritmeticamente.

Nas Figuras 7 a 10, estão representadas graficamente as relações entre o erro padrão da média e o tamanho da parcela, com diferentes números de repetições, para os caracteres números de espigas (NE), diâmetro da espiga (DE), produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG). Os gráficos mostram que o aumento do número de repetições (r) reduz mais rapidamente o valor de σ_m que um aumento equivalente no tamanho da parcela. Algebricamente, este fato pode ser demonstrado comparando-se os expoentes de r e X . O expoente de r é constante e igual a -0,5, enquanto que o expoente de X (b) tem este valor como seu limite inferior, variando seu valor entre -0,5 e 0.

Da equação (3), fazendo-se $(ma/100) = a'$, tem

se que $\sigma_m = a'r^{-0,5}X^b$. Fixando-se a área total a ser ocupada por um tratamento no experimento ($S = rX$), a equação passa a ser

$$\sigma_m = a'\sqrt{S}X^{b+0,5} \quad (4).$$

O expoente de X da equação (4) será sempre positivo o que leva a deduzir que, para um determinado valor de S , os menores valores do erro padrão da média são obtidos com parcelas pequenas e, conseqüentemente, um número de repetições elevado. Esta dedução concorda com o que foi observado em relação ao ganho de seleção, através da expressão (2).

Para a determinação do ponto de curvatura máxima, através da função σ_m , é conveniente que este seja tomado em percentagem da média, a fim de se poder comparar estes valores para caracteres diferentes. Neste caso, tem-se que $\sigma_m(\%) = (a/\sqrt{r})X^{b+0,5}$. Os valores de X nos pontos de curvatura máxima desta função, com diferentes número de repetições, constam da Tabela A.34, para os 4 caracteres estudados. Os valores encontrados utilizando-se o coeficiente de variação correspondem àqueles dados pela função $\sigma_m(\%)$, com uma única repetição. Verifica-se, pelos valores da Tabela, que para um número maior de repetições requer-se um tamanho menor da parcela, se este tamanho for determinado pelo ponto de curvatura máxima da função $\sigma_m(\%)$. Com um número de repetições entre 4 e 6, parcelas com áreas em torno de $2,0 \text{ m}^2$, podem ser admitidas sem perda considerável de precisão, nas condições

experimentais utilizadas neste trabalho.

4.5. Considerações práticas

O tamanho mínimo da parcela a ser utilizado em um experimento depende, além dos aspectos estatístico-genético envolvidos, da viabilidade prática de instalação, condução e coleta de dados.

A instalação e condução dos ensaios com parcelas de 1 m^2 seguiram, no geral, os procedimentos convencionais utilizados em experimentos com milho, para fins de melhoramento. Merecem consideração especial nesta fase do experimento, os seguintes aspectos:

a) Na marcação das parcelas, cuidado especial deve ser tomado quanto a possíveis erros de medida, uma vez que, pequenas variações no espaçamento ou comprimento das parcelas podem significar, proporcionalmente, importante fonte de erro experimental.

b) O máximo de condições devem ser asseguradas para se manter o número de plantas por parcela, o mais próximo possível do ideal, vez que cada falha representa 20% do número ideal de plantas. Não havendo restrição quanto à quantidade, 2 sementes devem ser plantadas a cada 0,2 m, promovendo-se o desbaste posterior das plantas excedentes. No caso de restrição quanto à quantidade de sementes, o plantio de uma única semente por cova, com o aumento do número de re

petições é preferível, já que a correção dos dados pela técnica da covariância corrige, em parte, as falhas ocorridas.

Quanto à coleta de dados, foram tomados a nível de campo apenas aqueles referentes ao número de plantas por parcela ou "stand", altura da planta e altura da espiga. As espigas de cada parcela colhidas despalhadas, foram acondicionadas em sacos telados de "nylon", devidamente etiquetados, sendo os demais caracteres quantificados em laboratório. Este procedimento, mais difícil de se fazer com parcelas de tamanho convencional, apresenta algumas vantagens, quais sejam:

a) As espigas colhidas podem ser mantidas por alguns dias, antes de se coletar os dados, para uniformização de umidade, evitando a medição desta variável.

b) A pesagem em laboratório é feita com menor risco de erros, que podem ocorrer quando a pesagem é feita a campo.

c) Caracteres qualitativos da espiga, tais como incidência de pragas e doenças, formato, tipo de grãos, etc, podem ser avaliados com maior cuidado.

Estas considerações atestam que os aspectos de ordem prática não constituem restrição à utilização de parcelas de 1 m^2 , para avaliação de materiais genéticos de milho, nas condições experimentais utilizadas.

4.6. Considerações gerais

Em vista da multiplicidade de situações e de objetivos que, geralmente, ocorrem quando da condução de experimentos de campo, para fins de melhoramento, a determinação do tamanho adequado da parcela experimental pode requerer considerações diversas. Desta forma, não há um método que possa, satisfatoriamente, atender a todas as situações passíveis de ocorrência.

Dos métodos aplicáveis a resultados de ensaios de uniformidade, aquele da curvatura máxima da função CV tem se mostrado como o mais consistente (STORCK, 1979). Por este método o valor da abcissa no ponto de curvatura máxima é tido como o tamanho ótimo da parcela (FEDERER, 1955; LESSMAN e ATKINS, 1963; MEIER e LESSMAN, 1971). Uma vez que o coeficiente de variação diminui, indefinidamente, com o aumento do tamanho da parcela, níveis mais elevados de precisão são obtidos com tamanhos de parcelas superiores àquele correspondente ao ponto de curvatura máxima. Desta forma, o valor da abcissa neste ponto pode ser, mais convenientemente, considerado como um limite mínimo do tamanho da parcela, ao invés de tamanho ótimo. Pelo método da curvatura máxima da função CV, não é levada em conta a possibilidade de variação nos números de tratamentos e de repetições. O número de repetições constitui importante fator de precisão experimental, influenciando diretamente no erro associado às médias de trata

mentos. Para que o número de repetições seja considerado, na determinação do tamanho mínimo da parcela, pelo método da curvatura máxima, basta utilizar a função que relaciona o erro padrão da média, tomado em percentagem, com o tamanho da parcela. Desta forma, para cada número de repetições, haverá um tamanho mínimo aceitável, podendo-se decidir por diferentes combinações entre os dois fatores. Mesmo assim, a aplicação do método fica restrito aos casos em que se pretenda avaliar um conjunto fixo de tratamentos, ou seja, quando os tratamentos não constituam uma amostra de uma população. Visto desta forma, o tamanho mínimo da parcela, nas condições do presente trabalho, seria de $2,17 \text{ m}^2$, para o caráter produção de grãos, se se utilizarem quatro repetições (Tabela A.34).

Quando o experimento é conduzido com a finalidade de se praticar seleção recorrente, o objetivo primeiro é que se consiga o máximo de ganho por seleção, ao invés de máxima precisão experimental. Para que se possa estimar o ganho por seleção é necessário que se disponham de meios para estimar a variância genética aditiva da população. Em milho, o modo mais simples de se estimar a variância aditiva é através da avaliação de progênies de meios irmãos. Fixando-se o número total de progênies a serem avaliadas e o número de repetições, o ganho esperado por seleção cresce assintoticamente com o tamanho da parcela (Tabelas A.25 a A.28 e Figuras 5 e 6). Assim, o máximo de ganho de seleção é impossível de se obter, se se considera apenas, o tamanho da parcela. A deter

minação de um limite mínimo para o tamanho da parcela, pelo método da curvatura máxima da função g , mostrou ser de pouca utilidade, pelo menos nas condições deste trabalho, uma vez que os valores obtidos ficaram abaixo do tamanho mínimo de parcela utilizado.

Para um tamanho determinado de parcela, o ganho de seleção cresce com a diminuição da proporção de indivíduos ou progênies selecionadas (Tabelas A.29 e A.30). A consideração do tamanho da parcela conjuntamente com a proporção de progênies selecionadas, no aproveitamento dos recursos disponíveis para a experimentação, mostrou ser possível a determinação de combinações que permitem maximizar o ganho por seleção, em cada situação particular. Nas condições do presente trabalho, dentro dos limites usuais da proporção de progênies selecionadas, verificou-se que o tamanho de parcela que permite o máximo de ganho por seleção, para produção de grãos, está entre 3,0 e 4,0 m², para um experimento com quatro repetições (Tabela A.30). Este valor está acima do limite mínimo determinado pelo método da curvatura máxima da função σ_m e coincide com o valor determinado pelo método da curvatura máxima da função CV.

O tamanho mínimo de parcela utilizado neste trabalho mostrou ser plenamente viável do ponto de vista prático. Em vista das considerações estatísticas apresentadas, sua utilização seria recomendável em duas situações, quais sejam: (a) Quando a quantidade de sementes de cada tratamen

to for limitada. Neste caso, seriam utilizadas parcelas de 1 m^2 com o máximo de repetições permitido pela quantidade disponível de sementes. (b) No caso da avaliação de um número muito elevado de progênies em que, usualmente, a avaliação é feita sem uso de repetições. Neste caso, o uso de parcelas de 1 m^2 de área poderia possibilitar a utilização de repetições, melhorando a precisão das avaliações. Tal situação ocorre, normalmente, na avaliação de linhagens em "Top crosses", no início de um programa de obtenção de linhagens, para formação de híbridos. Há que se considerar, ainda, que para alguns caracteres, como estatura da planta e diâmetro da espiga, a avaliação de progênies, em ensaios com parcelas de 1 m^2 , mostrou ser satisfatória. Desta forma, existe a possibilidade de se praticar a seleção destes caracteres, no início do programa, além de se poder selecionar indiretamente para a produção, via caracteres correlacionados. Em um levantamento de resultados de literatura, HALLAUER e MIRANDA FILHO (1981) encontraram valores médios para o coeficiente de correlação genética com a produção de grãos, de 0,26 para a altura da planta, 0,31 para altura da espiga e 0,41 para diâmetro da espiga. Segundo FALCONER (1981) a seleção indireta é vantajosa quando $h_X r_A > h_Y$, sendo h_X e h_Y as raízes quadradas dos coeficientes de herdabilidade do caráter sobre o qual se pratica a seleção (X) e do caráter que se deseja melhorar (Y), enquanto r_A representa o coeficiente de correlação genética aditiva entre os caracteres X e Y.

Os diferentes enfoques considerados na determinação do tamanho adequado da parcela experimental, em milho, levaram a tamanhos inferiores àqueles hoje mais utilizados. Isto mostra que a perda em precisão, decorrente da diminuição do tamanho da parcela, pode ser compensada, com vantagem. No caso de seleção recorrente, pelo aumento do número de progênies testadas e, em qualquer caso, pelo aumento do número de repetições.

5. CONCLUSÕES

Os resultados apresentados no presente trabalho admitem as seguintes conclusões:

a) Os experimentos com parcelas de 1 m^2 foram menos eficientes, na discriminação entre tratamentos que os experimentos com parcelas de 5 m^2 , para os caracteres diâmetro da espiga, produção de espigas e produção de grãos, não havendo diferença significativa entre os dois tipos de experimentos, na discriminação dos caracteres altura da planta, altura da espiga e número de espigas por planta;

b) as médias de progênies obtidas dos experimentos com parcelas de 1 m^2 e 5 m^2 correlacionaram-se, significativamente, para os caracteres altura da planta, altura da espiga, número de espigas por planta e diâmetro da espiga, não havendo significância da correlação, para os caracteres produção de espigas e produção de grãos;

c) a seleção de cerca de 20% das progênies,

com base nas médias dos experimentos com parcelas de 1 m^2 e 5 m^2 levou a resultados correspondentes para os caracteres altura da planta, altura da espiga, número de espigas por planta e diâmetro da espiga e discrepantes para os caracteres produção de espigas e produção de grãos;

d) os parâmetros F, herdabilidade ao nível de médias e índice de resposta à seleção, mostraram uma tendência crescente, com padrão assintótico, em decorrência do aumento do tamanho da parcela;

e) os parâmetros erro padrão das médias de tratamentos, coeficiente de variação ambiental, desvio padrão da variância aditiva e desvio padrão da herdabilidade ao nível de médias, mostraram uma tendência decrescente, com padrão assintótico, em decorrência do aumento do tamanho da parcela;

f) para o número de repetições utilizado, a combinação do número de progênies avaliadas com o tamanho da parcela, na maximização do ganho esperado por seleção, levou a resultado concordante com o método da curvatura máxima da função CV, resultando em um tamanho de parcela entre 3 e 4 m^2 , para produção de grãos;

g) fixando-se a área total de cada progênie, no experimento, o ganho de seleção máximo é conseguido quando se minimiza o tamanho da parcela, aumentando-se o número de repetições;

h) os aspectos práticos de instalação, condu
ção e coleta de dados, não constituem limitação à utilização
de parcelas com 1 m² de área, na avaliação de materiais gené
ticos, em milho.

LITERATURA CITADA

AJUDARTE NETO, F. e J. R. ZINSLY, 1978a. Seleção Recorrente em Famílias de Irmãos Germanos Intrapopulacionais Obtidas de um Composto de Milho (*Zea mays* L.). Relatório Científico do Departamento de Genética e Instituto de Genética. Piracicaba, 12:1-10.

AJUDARTE NETO, F. e J. R. ZINSLY, 1978b. Avaliação de Progenies de Irmãos Germanos Interpopulacionais Obtidas de Compostos de Milho (*Zea mays* L.). Relatório Científico do Departamento de Genética e Instituto de Genética. Piracicaba, 12:11-25.

CHAVES, L. J., 1982. Um Modelo Não-linear Aplicado ao Estudo das Interações de Genótipos com Ambientes. Piracicaba, ESALQ/USP, 102 p. (Dissertação de Mestrado).

CRUZ, V. F., 1971. Estudo sobre a Correção de Produção de

Parcelas em Ensaio com Milho. Piracicaba, ESALQ/USP, 143 p. (Tese de Doutorado).

DAY, J. W., 1920. The Relation of Size, Shape, and Number of Replications of Plots to Probable Error in Field Experimentation. Journal of the American Society of Agronomy. Geneva, 12:100-105.

DIAS, J. F. S., 1978. O Tamanho da Amostra para Estudo dos Caracteres Peso de 50 Grãos, Peso da Espiga e Altura da Planta em Quatro Grupos de Cultivares de Milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, ESALQ/USP, 80 p. (Dissertação de Mestrado).

DUDLEY, J. W. e R. H. MOLL, 1969. Interpretation and Use of Estimates of Heritability and Genetic Variances in Plant Breeding. Crop Science. Madison, 9:257-262.

EBERHART, S. A., 1970. Factors Affecting Efficiencies of Breeding Methods. African Soils. Paris, 15:669-680.

FALCONER, D. S., 1981. Introdução à Genética Quantitativa. Trad. de M. A. SILVA e J. C. SILVA. Viçosa, Imprensa Universitária/UFV. 279 p.

FEDERER, W. T., 1955. Experimental Designs. Theory and Appli

cations. Calcutta, Oxford & IBH Publishing Co. 544 p.

HALLAUER, A. R. e J. B. MIRANDA FILHO, 1981. Quantitative Genetics in Maize Breeding. Ames, Iowa State University Press. 468 p.

HATHEWAY, W. H., 1961. Convenient Plot Size. Agronomy Journal. Madison, 53:279-280.

HATHEWAY, W. H. e E. J. WILLIAMS, 1958. Efficient Estimation of the Relationship between Plot Size and the Variability of Crop Yields. Biometrics. Raleigh, 14:207-222.

HEATH, O. V. S., 1981. A Estatística na Pesquisa Científica. Trad. de L. HEGENBERG e O. S. DA MOTA. São Paulo, EPU/EDUSP. 95 p.

KELLER, K., 1949. Uniformity Trials on Hops, *Humulus lupulus* L., for Increasing the Precision of Field Experiments. Agronomy Journal. Madison, 41:389-392.

KEMPTHORNE, O., 1957. The Contributions of Statistics to Agronomy. Advances in Agronomy. New York, 9:177-204.

KOCH, E. J. e J. A. RIGNEY, 1951. A Method of Estimating Optimum Plot Size from Experimental Data. Agronomy Journal. Madison, 43:17-21.

LE CLERG, E. L.; W. H. LEONARD e A. G. CLARK, 1962. Field Plot Technique. Minneapolis, Burgess Publishing Co. 373 p.

LE CLERG, E. L., 1967. Significance of Experimental Design in Plant Breeding. In: FREY, K. J., Ed. Plant Breeding. Ames, Iowa State University Press.

LESSMAN, K. J. e R. E. ATKINS, 1963. Optimum Plot Size and Relative Efficiency of Lattice Designs for Grain Sorghum Yield Tests. Crop Science. Madison, 3:477-481.

LIN, C. S. e G. POUSHINSKY, 1983. A Modified Augmented Design for Early Stage of Plant Selection Involving a Large Number of Test Lines without Replication. Biometrics. Raleigh, 39:553-561.

MEIER, V. D. e K. J. LESSMAN, 1971. Estimation of Optimum Field Plot Shape and Size for Testing Yield in *Crambe abyssinica* Hochst. Crop Science. Madison, 11:648-650.

MIRANDA FILHO, J. B., 1977. Avaliação de Famílias de Meios-irmãos na População ESALQ PB-1. Relatório Científico do Departamento de Genética e Instituto de Genética. Piracicaba, 11:90-94.

MIRANDA FILHO, J. B., 1978. Princípios de Experimentação e A

nálise Estatística. In: PATERNIANI, E., Ed. Melhoramento e Produção do Milho no Brasil. Piracicaba, Marprint. 650 p.

MIRANDA FILHO, J. B., 1979a. Avaliação de Famílias de Meios-irmãos do Segundo Ciclo de Seleção da População ESALQ PB-1 de Milho. Relatório Científico do Departamento de Genética e Instituto de Genética. Piracicaba, 13:149-158.

MIRANDA FILHO, J. B., 1979b. Avaliação de Híbridos "Cripticos" $S_o \times S_o$ entre Duas Populações de Milho Braquíticos. Relatório Científico do Departamento de Genética e Instituto de Genética. Piracicaba, 13:159-171.

OLIVEIRA, A.C., 1980. Determinação do Tamanho Ideal de Parcelas Experimentais. In: Resumos da XIII Reunião Brasileira de Milho e Sorgo. Londrina, IAPAR. p. 138.

PATERNIANI, E., 1968. Avaliação do Método de Seleção entre e dentro de Famílias de Meios Irmãos no Melhoramento do Milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, ESALQ/USP, 92 p. (Tese para Provimento do Cargo de Professor Catedrático).

PIMENTEL GOMES, F., 1978. Curso de Estatística Experimental. 8a. ed. São Paulo, Livraria Nobel S.A. 430 p.

PIMENTEL GOMES, F., 1984. O Problema do Tamanho das Parcelas

em Experimentos com Plantas Arbóreas. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Brasília, 19:1507-1512.

RAWLINGS, J.O. e D.L. THOMPSON, 1962. Performance Level as Criterion for the Choice of Maize Testers. Crop Science. Madison, 2:217-220.

RIBEIRO, V.Q.; E.C. DA SILVA e F.R. FREIRE FILHO, 1984. Tamanho e Forma de Parcelas de Culturas Consorciadas e Solteiras de Caupi e Milho. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Brasília, 19:1365-1371.

SANCHEZ, F.D., 1972. Tamaño de Muestra para Representar Poblaciones de Maiz. Agrociencia. Chapingo, B (8):163-177.

SCHUMANN, D.E.Q. e R.A. BRADLEY, 1959. The Comparison of the Sensitivities of Similar Experiments: Model II of Analysis of Variance. Biometrics. Raleigh, 15:405-416.

SILVA, E.C.; V.Q. RIBEIRO e D.F. DE ANDRADE, 1984. Uso de um Modelo Quadrático na Determinação do Tamanho e Forma de Parcelas em Experimentos com Caupi Consorciado com Milho. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Brasília, 19:1267-1270.

SMITH, H.F., 1938. An Empirical Law Describing Heterogeneity

in the Yields of Agricultural Crops. Journal of Agricultural Science. Canberra, 28:1-23.

STEEL, R.G.D. e J.H.TORRIE, 1960. Principles and Procedures of Statistics. New York, McGraw-Hill Book Company, Inc. 481 p.

STORCK, L., 1979. Estimativa para Tamanho e Forma de Parcela e Número de Repetições para Experimentos com Milho (*Zea mays* L.). Porto Alegre, UFRGS. 98 p. (Dissertação de Mestrado).

STORCK, L. e W.P.M. UITDEWILLIGEN, 1980. Estimativa para Tamanho e Forma de Parcela e Número de Repetições para Experimentos com Milho (*Zea mays* L.). Agronomia Sulriograndense. Porto Alegre, 16:269-282.

THOMAS, H.L. e H.A. ABOU-EL - FITTOUH, 1968. Optimum Plot Size and Number of Replications for Estimating Forage Yield and Moisture Percentage. Agronomy Journal. Madison, 60: 549-550.

THOMAS JR., G.B., 1965, Cálculo. 2º vol. Trad. de A.A. FARIA S. Rio de Janeiro, Ao Livro Técnico S.A. 892 p.

VALOIS, A.C.C. e J.B. MIRANDA FILHO, 1982. Componentes de Va

riância na Cultivar de Milho Centralmex. Relatório Científico do Departamento de Genética e do Instituto de Genética. Piracicaba, 16:181-188.

VELLO, N.A. e R. VENCovsky, 1974. Variâncias Associadas às Estimativas de Variâncias Genéticas e Coeficientes de Herdabilidade. Relatório Científico do Departamento de Genética e Instituto de Genética. Piracicaba, 8:238-248.

VENCovsky, R. 1978. Herança Quantitativa. In: PATERNIANI, E. Ed. Melhoramento e Produção do Milho no Brasil. Piracicaba, Marprint, 650 p.

VIANNA, R.T. e J.C. SILVA, 1978. Comparação de Três Métodos Estatísticos de Análise de Variância de Experimentos em "Látice" em Milho (*Zea mays* L.). Experientiae. Viçosa, 24: 21-41.

VIEGAS, G.P. e J.B. MIRANDA FILHO, 1978. Milho Híbrido. In: PATERNIANI, E. Ed. Melhoramento e Produção do Milho no Brasil. Piracicaba, Marprint. 650 p.

WEARDEN, S., 1960. A Genetic Application of the Schumann-Bradley Table. Biometrics. Raleigh, 16:301-303.

ZIMMERMANN, F.J.P., 1982. Tamanho e Forma de Parcela para Pesquisa de Feijão Consorciado com Milho. Pesquisa Agropecuária Brasileira. Brasília, 17:741-743.

ZINSKY, 1969. Estudo Comparativo entre a Seleção Massal e a Seleção entre e dentro de Famílias de Meios Irmãos em Milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, ESALQ/USP. 37 p. (Tese de Doutorado).

ZINSKY, J.R., 1976. O Emprego de Progenies de Irmãos Germanos Obtidas de Plantas Prolíficas para a Obtenção de Híbridos em Milho (*Zea mays* L.). Piracicaba, ESALQ/USP. 63 p. (Tese de Livre-Docência).

APÊNDICE

Tabela A.1. Eficiência (%) do delineamento em látice, em relação ao delineamento em blocos ao acaso, para os caracteres número de espigas por planta (NE), produção de espigas (PE) e produção de grãos (PG)

Experimento	Caráter		
	NE	PE	PG
11	100,5	100,1	100,2
12	103,9	101,0	101,2
13	100,0	100,3	100,3
51-1	100,1	100,0	100,1
52-1	100,3	100,5	100,3
53-1	102,3	102,0	102,1
51-5	100,2	100,0	100,0
52-5	100,2	101,3	101,6
53-5	101,3	108,0	109,2

Tabela A.2. Análise da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), referentes aos experimentos 11 e 55-5 (progenies de números 1 a 49), após ajuste para uma média comum

F.V.	Experimento 11				Experimento 51-5			
	GL		QM		GL		QM	
		AP		AE		AP		AE
Blocos	3	0,491914	0,272284	3	0,060284	0,041169		
Tratamentos	48	0,044730**	0,022913**	48	0,038743**	0,024724**		
Resíduo entre parcelas	144	0,023259	0,012316	144	0,017524	0,012200		
Resíduo dentro/ $\bar{K}$	713	0,010773	0,006419	784	0,009685	0,006295		
Total	908	-	-	979	-	-		
Média ajustada (m)		2,2259	1,2282		2,2421	1,2457		
Índice de ajuste da média		1,038603	1,036973		1,002086	0,997005		
C.V. (%)		6,8514	9,0354		5,9043	8,8667		

a/ Experimento 11, $\bar{K} = 4,64$; Experimento 51-5, $\bar{K} = 5,00$

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.3. Análise da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), referentes aos experimentos 12 e 52-5 (progênes de números de 50 a 98, após ajuste para uma média comum

F.V.	Experimento 12				Experimento 52-5			
	GL		QM		GL		QM	
			AP	AE			AP	AE
Blocos	3	0,045146	0,033814		3	0,036928	0,029338	
Tratamentos	48	0,047633**	0,033840**		48	0,040218**	0,025138**	
Resíduo entre parcelas	144	0,020269	0,010639		144	0,015018	0,009441	
Resíduo dentro / $\bar{K}$ a/	700	0,009976	0,005802		784	0,009980	0,005873	
Total	895	-	-		979	-	-	
Média ajustada (m)		2,2259	1,2282			2,2421	1,2457	
Índice de ajuste da média		0,992509	0,988313			1,003701	1,015880	
C.V. (%)		6,3960	8,3979			5,4657	7,8000	

a/ Experimento 12, $\bar{K}$ = 4,57; Experimento 52-5, $\bar{K}$ = 5,00

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.4. Análise da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), referentes aos experimentos 13 e 53-5 (progênes de números 99 a 147) após o ajuste para uma média comum

F.V.	Experimento 13				Experimento 53-5			
	GL		QM		GL		QM	
		AP		AE		AP		AE
Blocos	3	0,023251	0,022387		3	0,049151	0,024282	
Tratamentos	48	0,044991**	0,032518**		48	0,050927**	0,037093**	
Resíduo entre parcelas	144	0,017361	0,010295		144	0,018346	0,013937	
Resíduo dentro/ $\bar{k}$ _{a/}	708	0,009361	0,005782		784	0,007484	0,006600	
Total	903				979			
Média ajustada (m)		2,2259	1,2282			2,2421	1,2457	
Índice de ajuste da média		0,971189	0,976725			0,994265	0,987529	
C.V. (%)		5,9194	8,2608			6,0411	9,4770	

a/ Experimento 13, $\bar{K}$ = 4,61; Experimento 53-5, $\bar{K}$ = 5,00

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.5. Análise agrupada da variância dos dados de altura da planta (AP) e altura da espiga (AE), (progenies de números 1 a 147)

F. V.	Experimentos 11, 12 e 13				Experimentos 51-5, 52-5 e 53-5			
	GL		QM		GL		QM	
	AP	AE	AP	AE	AP	AE	AP	AE
Blocos/experimentos	9	0,186770	0,109495		9	0,048788	0,031596	
Tratamentos/experimentos	144	0,045785**	0,029757**		144	0,043296**	0,028985**	
Res. médio entre parcelas	432	0,020296	0,011083		432	0,016963	0,011866	
Resíduo médio dentro/ $\bar{k}$ a/	2121	0,010039	0,006003		2352	0,009050	0,006256	
Total	2706	-	-		2937	-	-	
Média geral (m)	2,2259	1,2282			2,2421		1,2457	
C. V. médio (%)	6,4003	8,5715			5,8089		8,7446	

a/ Experimentos 11, 12 e 13, $\bar{k} = 4,61$; experimentos 51-5, 52-5 e 53-5, $\bar{k} = 5,00$

** Significativo, ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.6. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progenies de números 1 a 49), após ajuste para número ideal de plantas por parcelas e para uma média comum

F. V.	GL	QM				
		11	51-1	51-2	51-3	51-4 51-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	0,0362	0,0510**	0,0357**	0,0227**	0,0154** 0,0133*
Regressão linear	1	2,0507**	2,9873**	1,9180**	1,8098**	1,5799** 1,4063**
Resíduo	143	0,0389	0,0262	0,0164	0,0105	0,0085 0,0089
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada		1,0750	1,0093	0,9984	0,9843	0,9776 0,9700
Índice de ajuste da média		0,9970	1,0237	1,0091	1,0096	1,0097 0,9992
C. V. (%)		18,3388	16,0449	12,8443	10,4030	9,4526 9,7088
Ef. da covariância (%)		134,48	178,41	180,30	219,17	227,79 209,60

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.7. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progenies de números 50 a 98), após ajuste para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM				
		12	52-1	52-2	52-3	52-4 52-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	0,0487*	0,0285*	0,0152	0,0137**	0,0113* 0,0126**
Regressão linear	1	3,1633**	6,5596**	2,8718**	1,8091**	1,2661** 0,8965**
Resíduo	143	0,0294	0,0194	0,0119	0,0072	0,0068 0,0049
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada		1,0750	1,0093	0,9984	0,9843	0,9776 0,9700
Índice de ajuste da média		0,9724	0,9865	0,9961	0,9949	1,0026 1,0043
C. V. (%)		15,9365	13,8144	10,9343	8,6454	8,4321 7,2329
Ef. da covariância (%)		172,90	333,63	266,64	272,80	228,70 227,36

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.8. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), referentes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progenies de números 99 a 147), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM				
		13	53-1	53-2	53-3	53-4 53-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	0,0535*	0,0248	0,0176	0,0133	0,0122** 0,0108*
Regressão linear	1	2,2617**	6,8667**	3,4416**	2,5888**	2,4916** 1,9944**
Resíduo	143	0,0340	0,0249	0,0132	0,0094	0,0073 0,0068
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada		1,0750	1,0093	0,9984	0,9843	0,9776 0,9700
Índice de ajuste da média		1,0324	0,9906	0,9949	0,9957	0,9879 0,9965
C. V. (%)		17,1582	15,6433	11,4857	9,8252	8,7398 8,4923
Ef. da covariância		144,27	288,05	278,38	289,03	334,19 303,41

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.9. Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de número de espigas por planta (NE), (progenies de números 1 a 147), após ajuste para número ideal de plantas por parcela

F. V.	GL	QM				
		1.	5.-1	5.-2	5.-3	5.-4 5.-5
Blocos/experimentos	9	-	-	-	-	-
Tratam./experimentos	144	0,0461*	0,0348**	0,0228**	0,0165**	0,0129** 0,0122**
Regressão linear média	3	2,4919**	5,4712**	2,7438**	2,0692**	1,7792** 1,4324**
Resíduo médio	429	0,0341	0,0235	0,0138	0,0090	0,0075 0,0069
Total	585	-	-	-	-	-
Média geral		1,0750	1,0093	0,9984	0,9843	0,9776 0,9700
C. V. médio (%)		17,1726	15,1986	11,7822	9,6522	8,8850 8,5351
Ef. média da covariância (%)		148,77	259,88	236,15	257,65	262,37 244,82

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.10. Análise da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progênes de números 1 a 49), a pós ajuste para uma média comum

F. V.	GL	QM					
		11	51-1	51-2	51-3	51-4	51-5
Blocos	3	0,0732	0,2708	0,1215	0,0763	0,0372	0,0394
Tratamentos	48	0,1291**	0,1393**	0,0852**	0,0852**	0,0792**	0,0726**
Resíduo	144	0,0588	0,0792	0,0342	0,0278	0,0247	0,0194
Total	195	-	-	-	-	-	-
Média ajustada (cm)		4,4296	4,3723	4,3543	4,3508	4,3510	4,3528
Índice de ajuste da média		1,0050	1,0046	1,0016	1,0042	1,0069	1,0066
C. V. (%)		5,4737	6,4378	4,2478	3,8345	3,6149	3,1964

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.11. Análise da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progenies de números 50 a 98), após ajuste para uma média comum

F. V.	GL	QM					
		12	52-1	52-2	52-3	52-4	52-5
Blocos	3	0,1795	0,1654	0,0742	0,1029	0,0935	0,1074
Tratamentos	48	0,1407**	0,1015*	0,1147**	0,1094**	0,0988**	0,0979**
Resíduo	144	0,0594	0,0650	0,0385	0,0272	0,0185	0,0173
Total	195	-	-	-	-	-	-
Média ajustada (cm)		4,4296	4,3723	4,3546	4,3508	4,3510	4,3528
Índice de ajuste da média		0,9966	0,9904	0,9946	0,9932	0,9923	0,9922
C. V. (%)		5,5036	5,8308	4,5050	3,7937	3,1295	3,0202

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.12. Análise da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE), referen-
tes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progênes de números 99 a 147), a
pós ajuste para uma média comum

F. V.	GL	QM				
		13	53-1	53-2	53-3	53-4 53-5
Blocos	3	0,0218	0,0779	0,0658	0,0211	0,0134 0,0265
Tratamentos	48	0,1114*	0,1080*	0,0794**	0,0732**	0,0621** 0,0611**
Resíduo	144	0,0681	0,0710	0,0323	0,0205	0,0154 0,0123
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada		4,4296	4,3723	4,3543	4,3508	4,3510 4,3528
Índice de ajuste da média		0,9984	1,0051	1,0038	1,0027	1,0009 1,0013
C. V. (%)		5,8893	6,0957	4,1271	3,2884	2,8532 2,5492

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.13. Análise agrupada da variância dos dados de diâmetro médio da espiga (DE),
(progênie de números 1 a 147)

F. V.	GL	QM ($\times 10^{-3}$)				
		1.	5.-1	5.-2	5.-3	5.-4 5.-5
Blocos/experimentos	9	0,0915	0,1714	0,0872	0,0668	0,0481 0,0578
Tratam./experimentos	144	0,1270**	0,1163**	0,0931**	0,0893**	0,0800** 0,0772**
Resíduo médio	432	0,0621	0,0718	0,0350	0,0252	0,0196 0,0163
Total	585	-	-	-	-	-
Média geral (cm)		4,4296	4,3723	4,3543	4,3508	4,3510 4,3528
C. V. médio (%)		5,6254	6,1265	4,2962	3,6473	3,2147 2,9347

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.14. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progênes de números 1 a 49), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM (x 10 ⁻³)				
		11	51-1	51-2	51-3	51-4 51-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	1,1057	1,2819*	0,8267	0,5686	0,5798 0,5886**
Regressão linear	1	60,285**	46,779**	23,558**	24,182**	20,543** 23,379**
Resíduo	143	1,0404	0,8244	0,6179	0,4763	0,4473 0,2906
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada (g)		173,07	141,91	140,92	138,75	137,16 136,72
Índice de ajuste da média		1,0020	1,0171	1,0191	1,0243	1,0281 1,0014
C. V. (%)		18,6376	20,2324	17,6387	15,7292	15,4191 12,4682
Ef. da covariância (%)		138,05	138,71	125,78	134,76	131,20 151,45

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.15. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progenies de números 50 a 98), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM (x 10 ⁻³)					
		12	52-1	52-2	52-3	52-4	52-5
Blocos	3	-	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	1,0430	0,6037	0,3836	0,4417*	0,4013*	0,4655**
Regressão linear	1	82,509**	130,602**	66,487**	36,751**	23,230**	12,877**
Resíduo	143	0,9978	0,7132	0,4007	0,2781	0,2465	0,2037
Total	195	-	-	-	-	-	-
Média ajustada		173,07	141,91	140,92	138,75	137,16	136,72
Índice de ajuste da média		0,9933	0,9574	0,9593	0,9671	0,9717	0,9938
C. V. (%)		18,2518	18,8187	14,2041	12,0194	11,4461	10,4391
Ef. da covariância (%)		155.61	226,47	214,54	191,07	164,75	143,20

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.16. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), referentes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progenies de números 99 a 147), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM (x 10 ⁻³)				
		13	53-1	53-2	53-3	53-4 53-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	1,2814	0,8444	0,4978	0,4397**	0,3938** 0,3765**
Regressão linear	1	89,484**	99,858**	60,396**	46,736**	41,603** 35,404**
Resíduo	143	0,9270	0,7051	0,3806	0,2446	0,2133 0,1799
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada (g)		173,07	141,91	140,92	138,75	137,16 136,72
Índice de ajuste da média		1,0048	1,0285	1,0242	1,0104	1,0018 1,0049
C. V. (%)		17,5920	18,7113	13,8431	11,2722	10,6466 9,8110
Ef. da covariância (%)		164,98	197,65	209,52	231,99	234,78 234,36

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.17. Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de espigas (PE), (progenies de números 1 a 147), após ajuste para número ideal de plantas por parcela

F. V.	GL	QM ($\times 10^{-3}$)				
		1.	5.-1	5.-2	5.-3	5.-4
Blocos/experimentos	9	-	-	-	-	-
Tratam./experimentos	144	1,1434	0,9100	0,5694	0,4833**	0,4583**
Regressão linear média	3	77,426**	92,413**	50,147**	35,890**	28,458**
Resíduo médio	429	0,9884	0,7476	0,4664	0,3330	0,3023
Total	585	-	-	-	-	-
Média geral (g)		173,07	141,91	140,92	138,75	137,16
C. V. médio (%)		18,1656	19,2666	15,3244	13,1522	12,6768
Ef. média da covariância (%)		152,38	185,15	173,98	174,15	164,67

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.18. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), referentes aos experimentos 11 e 51-1 a 51-5 (progênes de números 1 a 49), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM ($\times 10^{-3}$)				
		11	51-1	51-2	51-3	51-4 51-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	0,8757	0,9794**	0,7863**	0,5995**	0,5505** 0,4644**
Regressão linear	1	39,267**	37,677**	20,926**	16,563**	15,944** 14,875**
Resíduo	143	0,7260	0,5454	0,3610	0,2673	0,2372 0,2103
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada (g)		140,96	115,62	115,28	113,10	112,24 111,58
Índice de ajuste da média		1,0061	1,0045	0,9980	1,0142	1,0139 1,0044
C. V. (%)		19,1156	20,1990	16,4825	14,4539	13,7222 12,9965
Ef. da covariância (%)		135,39	147,28	139,56	142,34	145,98 147,12

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.19. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), referentes aos experimentos 12 e 52-1 a 52-5 (progenies de números 50 a 98), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM ($\times 10^{-3}$)				
		12	52-1	52-2	52-3	52-4 52-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	0,7379	0,4649	0,3091	0,2875	0,2644 0,3569**
Regressão linear	1	54,548**	86,457**	44,027**	23,809**	15,544** 11,376**
Resíduo	143	0,7265	0,5181	0,3012	0,2646	0,2190 0,1353
Total	-	-	-	-	-	-
Média ajustada (g)		140,96	115,62	115,28	113,10	112,24 111,58
Índice de ajuste da média		0,9982	0,9626	0,9688	0,9698	0,9780 0,9838
C. V. (%)		19,1221	19,6879	15,0539	14,3814	13,1845 10,4260
Ef. da covariância (%)		150,36	215,19	200,83	161,80	148,60 157,68

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.20. Análise da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), referentes aos experimentos 13 e 53-1 a 53-5 (progênes de números 99 a 147), após ajustes para número ideal de plantas por parcela e para uma média comum

F. V.	GL	QM ($\times 10^{-3}$)				
		13	53-1	53-2	53-3	53-4 53-5
Blocos	3	-	-	-	-	-
Tratamentos	48	0,9036	0,5911	0,3661	0,3115**	0,2996** 0,2906**
Regressão linear	1	61,499**	65,870**	37,595**	29,582**	26,720** 23,362**
Resíduo	143	0,6666	0,5114	0,2798	0,1830	0,1503 0,1297
Total	195	-	-	-	-	-
Média ajustada (g)		140,96	115,62	115,28	113,10	112,24 111,58
Índice de ajuste da média		0,9957	1,0357	1,0354	1,0174	1,0089 1,0123
C. V. (%)		18,3165	19,5596	14,5099	11,9600	10,9247 10,2070
Ef. da covariância (%)		162,03	187,12	190,79	209,77	221,31 222,87

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.21. Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), (progêñies de números 1 a 147), após ajuste para número ideal de plantas por parcela

F. V.	GL	QM ($\times 10^{-3}$)				
		1.	5.-1	5.-2	5.-3	5.-4
Blocos/experimentos	9	-	-	-	-	-
Tratam./experimentos	144	0,8057	0,6785*	0,4872**	0,3095**	0,3715**
Regressão linear média	3	51,772**	63,334**	34,183**	23,318**	19,403**
Resíduo médio	429	0,7064	0,5250	0,3140	0,2383	0,2022
Total	585	-	-	-	-	-
Média geral (g)		140,96	115,62	115,28	113,10	112,24
C. V. médio (%)		18,8552	19,8174	15,3713	13,6477	12,6686
Ef. média da covariância (%)		148,90	182,56	174,36	166,80	165,60

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.22. Valores de w para o teste de Schumann-Bradley, obtidos dos experimentos 5.-1 a 5.-5, em relação ao experimento 1.

Carãter	Experimentos				
	5.-1	5.-2	5.-3	5.-4	5.-5
AP ^{a/}	-	-	-	-	1,1314
AE ^{a/}	-	-	-	-	0,9098
NE	1,0914	1,2187	1,3541	1,2672	1,3194
DE	0,7920	1,3001	1,7324**	1,9993**	2,3119**
PE	1,0523	1,0553	1,2548	1,3104	1,8342**
PG	1,1331	1,3602	1,4699**	1,6110**	2,0508**

a/ Dados tomados de cinco plantas por parcela;

*, ** Significativos aos nıveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, considerando infinitos graus de liberdade para o resıduo.

Tabela A.23. Coeficientes de correlação entre médias de tratamentos de experimentos independentes, com parcelas de 1 e 5 m² e coeficientes de correlação intra classe

Experimentos	Caráter				
	AP	AE	NE	DE	PE
11 (intraclasses)	0,4800**	0,4625**	-0,0741	0,5446**	0,0590
11 vs 51-5	0,5913**	0,5498**	0,2282	0,6486**	0,2123
51-5 (intraclasses)	0,5477**	0,5066**	0,3359*	0,7335**	0,5063**
12 (intraclasses)	0,5745**	0,6856**	0,3979*	0,5875**	0,0434
12 vs 52-5	0,5542**	0,6095**	0,3475*	0,7289**	0,1601
52-5 (intraclasses)	0,6266**	0,6244**	0,6083**	0,8234**	0,5624**
13 (intraclasses)	0,6141**	0,6834**	0,3640*	0,3889*	0,2766
13 vs 53-5	0,6950**	0,7374**	0,2190	0,6390**	0,2086
53-5 (intraclasses)	0,6398**	0,6243**	0,3735*	0,7983**	0,5221**
1. (intraclasses)	0,5567**	0,6275**	0,2614*	0,5113**	0,1355
1. vs 5.-5	0,6173**	0,6393**	0,2731*	0,6743**	0,1938
5.-5 (intraclasses)	0,6082**	0,5906**	0,4402**	0,7886**	0,5287**

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.24. Números de progênies comuns e probabilidades de ocorrência aleatória, com seleção truncada de 10 progênies por grupo ^{a/}, com base nos experimentos independentes com parcelas de 1 e 5 m²

Caráter	Grupo 1		Grupo 2		Grupo 3		Total	
	nº	P%	nº	P%	nº	P%	nº	P%
AP	3	32,8	5	1,98*	6	0,22**	14	0,02***
AE	4	10,3	6	0,22**	7	<0,01***	17	<0,01***
NE	4	10,3	2	66,5	4	10,3	10	4,67*
DE	4	10,3	7	<0,01***	6	0,22**	17	<0,01***
PE	2	66,5	2	66,5	3	32,8	7	41,0
PG	2	66,5	3	32,8	4	10,3	9	11,4

a/ Cada grupo foi constituído por 49 progênies, em um total de 147 progênies;

*, **, *** Significativos aos níveis de 5%, 1% e 0,1% de probabilidade, respectivamente.

Tabela A.25. Estimativas de parâmetros estatístico-genéticos, para o caráter número de espigas por planta (NE), resultantes das análises agrupadas da variância, considerando tamanhos variáveis de parcelas

Parâmetros	Tamanho da parcela (m ²)				
	1	2	3	4	5
$\bar{F}$	1,4777	1,6501	1,8335	1,7158	1,7864
$\hat{\sigma}_m$	0,0767	0,0588	0,0475	0,0434	0,0414
CV_e (%)	15,1986	11,7822	9,6522	8,8850	8,5351
CV_g (%)	5,2521	4,7500	4,4059	3,7588	3,7844
$\hat{\sigma}_A^2$	0,0112	0,0090	0,0075	0,0054	0,0054
$\hat{\sigma}(\hat{\sigma}_A^2)$	0,0044	0,0028	0,0020	0,0016	0,0015
$\hat{h}_m^2$ (%)	32,3258	39,3974	45,4589	41,7195	44,0216
$\hat{\sigma}(\hat{h}_m^2)$	9,1645	8,2069	7,3860	7,8924	7,5807
$\bar{g}$ (%)	2,9861	2,9815	2,9706	2,4278	2,5109

Tabela A.26. Estimativas de parâmetros estatístico - genéticos, para o caráter diâmetro médio da espiga (DE), resultantes das análises agrupadas da variância, considerando tamanhos variáveis de parcelas

Parâmetros	Tamanho da parcela (m^2)				
	1	2	3	4	5
$\bar{F}$	1,6204	2,6600	3,5444	4,0906	4,7302
$\bar{\sigma}_m$	0,1339	0,0935	0,0793	0,0699	0,0639
CV_e (%)	6,1265	4,2962	3,6473	3,2147	2,9347
CV_g (%)	2,4128	2,7677	2,9089	2,8257	2,8340
$\bar{\sigma}_A^2$	0,0445	0,0581	0,0641	0,0605	0,0609
$\bar{\sigma}(\bar{\sigma}_A^2)$	0,0145	0,0112	0,0106	0,0095	0,0091
$\bar{h}_m^2$ (%)	38,2865	62,4065	71,7861	75,5539	78,8594
$\bar{\sigma}(\bar{h}_m^2)$	8,3549	5,0895	3,8196	3,3096	2,8621
$\bar{g}$ (%)	1,4929	2,1864	2,4647	2,4562	2,5167

Tabela A.27. Estimativas de parâmetros estatístico-genéticos, para o caráter produção de espigas (PE), resultantes das análises agrupadas da variância, considerando tamanhos variáveis de parcelas

Parâmetros	Tamanho da parcela (m ²)				
	1	2	3	4	5
$\bar{F}$	1,2173	1,2208	1,4515	1,5159	2,1218
$\bar{\sigma}_m$	13,6709	10,7978	9,1241	8,6939	7,4958
CV_e (%)	19,2666	15,3244	13,1522	12,6768	10,9649
CV_g (%)	4,4905	3,6008	4,4186	4,5527	5,8068
$\bar{\sigma}_A^2$	162,4373	102,9941	150,3393	155,9798	252,1234
$\bar{\sigma}(\bar{\sigma}_A^2)$	118,0573	73,8239	60,9490	57,4597	57,8753
$\bar{h}_m^2$ (%)	17,8500	18,0894	31,1044	34,0332	52,8703
$\bar{\sigma}(\bar{h}_m^2)$	11,1249	11,0925	9,3300	8,9333	6,3824
$\bar{g}$ (%)	1,8972	1,5315	2,4643	2,6559	4,2222

Tabela A.28. Estimativas de parâmetros estatístico-genéticos, para o caráter produção de grãos (PG), resultantes das análises agrupadas da variância, considerando tamanhos variáveis de parcelas

Parâmetros	Tamanho da parcela (m ²)				
	1	2	3	4	5
$\hat{F}$	1,2924	1,5515	1,6766	1,8375	2,3391
$\hat{\sigma}_m$	11,4560	8,8599	7,7180	7,1094	6,2940
CV_e (%)	19,8174	15,3713	13,6477	12,6686	11,2812
CV_g (%)	5,3585	5,7078	5,6129	5,7967	6,5273
$\hat{\sigma}_A^2$	153,5218	173,1824	161,2081	169,3155	212,1942
$\hat{\sigma}(\hat{\sigma}_A^2)$	87,0903	60,8995	49,4929	45,6080	44,7040
$\hat{h}_m^2$ (%)	22,6274	35,5482	40,3544	45,5772	57,2492
$\hat{\sigma}(\hat{h}_m^2)$	10,4779	8,7282	8,0773	7,3700	5,7894
$\bar{g}$ (%)	2,5489	3,4031	3,5656	3,9134	4,9388

Tabela A.29. Valores estimados do ganho de seleção, em % da média (gs) a/, para o caráter diâmetro da espiga (DE), com diferentes proporções de progênies selecionadas (p) e tamanhos variáveis de parcelas (X)

p (%)	<u>i_{b/}</u>	Tamanho da parcela (m ²)				
		1	2	3	4	5
50	0,7979	1,28	1,60	1,82	2,00	2,15
45	0,8796	1,41	1,76	2,01	2,21	2,37
40	0,9659	1,55	1,93	2,21	2,42	2,60
35	1,0583	1,69	2,12	2,42	2,65	2,85
30	1,1590	1,85	2,32	2,65	2,91	3,13
25	1,2711	2,03	2,55	2,90	3,19	<u>3,43</u>
20	1,3998	2,24	2,80	3,20	<u>3,51</u>	3,77
15	1,5544	2,49	3,11	<u>3,65</u>	3,90	4,19
10	1,7550	2,81	<u>3,52</u>	4,01	4,40	4,73
5	2,0627	<u>3,30</u>	4,13	4,71	5,17	5,56
2	2,4209	3,87	4,85	5,53	6,07	6,53
1	2,6652	4,26	5,34	6,09	6,68	7,19

a/ Valores estimados através da fórmula:

$$gs = i_{(p)} \cdot 1,60 \times^{0,3243}$$

b/ Valores retirados da tabela de VENCovsky (1978).

Tabela A.30. Valores estimados do ganho de seleção, em % da média (gs)^{a/}, para o caráter produção de grãos (PG), com diferentes proporções de progênie se lecionadas (p) e tamanhos variáveis de parcelas (X)

p (%)	$i_{b/}$	Tamanho da parcela (m ²)				
		1	2	3	4	5
50	0,7979	2,03	2,61	3,02	3,35	3,63
45	0,8796	2,23	2,87	3,33	3,69	4,01
40	0,9659	2,45	3,15	3,65	4,06	4,40
35	1,0583	2,69	3,46	4,00	4,44	4,82
30	1,1590	2,94	3,79	4,39	4,87	5,28
25	1,2711	3,23	4,15	4,81	5,34	<u>5,79</u>
20	1,3998	3,56	4,57	5,30	<u>5,88</u>	6,38
15	1,5544	3,95	5,08	<u>5,88</u>	6,53	7,08
10	1,7550	4,46	<u>5,73</u>	6,64	7,37	7,99
5	2,0627	<u>5,24</u>	6,74	7,80	8,66	9,39
2	2,4209	6,15	7,91	9,16	10,17	11,03
1	2,6652	6,77	8,71	10,08	11,19	12,14

a/ Valores estimados através da fórmula:

$$gs = i_{(p)} \cdot 2,54 \times 0,3628$$

b/ Valores retirados da tabela de VENCovsky (1978).

Tabela A.31. Percentagem de progênies superiores ao limite inferior do intervalo de confiança para o valor que delimita as p% progênies superiores, com infinitos graus de liberdade para o resíduo

σ_m/σ_F		$1 - \alpha$		
		0,90	0,95	0,99
0,8	p = 10	51,6	61,4	78,2
	p = 5	37,3	46,8	66,2
	p = 1	15,6	22,4	39,4
0,6	p = 10	38,6	52,0	60,6
	p = 5	25,7	31,9	46,0
	p = 1	9,0	12,5	21,8
0,4	p = 10	26,8	30,8	40,1
	p = 5	16,3	19,5	27,1
	p = 1	4,8	6,1	9,7
0,2	p = 10	17,1	18,7	22,4
	p = 5	9,5	10,6	12,9
	p = 1	2,3	2,6	3,5

Tabela A.32. Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de diâmetro da espiga (DE), com diferentes números de repetições (r)

F. V.	GL	QM						
		r = 2	r = 3	r = 4	r = 5	r = 6	r = 7	r = 8
Blocos/experimentos	3(r - 1)	0,1743	0,0924	0,0917	0,0984	0,1355	0,1579	0,1663
Trat./experimentos	144	0,1093**	0,1112**	0,1271**	0,1493**	0,1550**	0,1712**	0,1895**
Resíduo médio	144(r - 1)	0,0637	0,0653	0,0621	0,0640	0,0654	0,0638	0,0650
Média geral		4,4257	4,4307	4,4296	4,4210	4,4127	4,4052	4,4009
C. V. médio (%)		5,7033	5,7668	5,6257	5,7236	5,7954	5,7328	5,7936
Erro padrão das média (%)		4,0325	3,3298	2,8129	2,5591	2,3660	2,1672	2,0482

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade, pelo teste F.

Tabela A.33. Análise agrupada da variância, ao nível de plantas, dos dados de produção de grãos (PG), com diferentes números de repetições, após ajuste para número ideal de plantas por parcela

F. V.	GL	QM						
		r = 2	r = 3	r = 4	r = 5	r = 6	r = 7	r = 8
Blocos/experimentos	3(r-1)	-	-	-	-	-	-	-
Trat./experimentos	144	870,92	902,91	816,26	740,00	727,31	861,27*	900,79**
Regressão linear média	3	-	-	-	-	-	-	-
Resíduo médio	144(r-1) - 3	742,02	700,00	706,39	699,28	668,14	666,62	640,48
Média geral		131,76	131,85	131,56	125,38	121,61	118,18	116,08
C. V. médio (%)		20,674	20,066	20,202	21,092	21,255	21,846	21,801
Erro padrão da média (%)		14,619	11,585	10,101	9,432	8,677	8,257	7,708

*, ** Significativos aos níveis de 5% e 1% de probabilidade, respectivamente, pelo teste F.

Tabela A.34. Tamanhos de parcelas (m^2) correspondentes ao ponto de curvatura máxima da função $\sigma_m = (a/\sqrt{r}) \times^b$, com diferentes números de repetições (r), para os caracteres NE, DE, PE e PG

Carãter	r					
	1	2	4	6	8	10
NE	3,15	2,45	1,90	1,64	1,48	1,36
DE	1,84	1,45	1,14	0,99	0,90	0,83
PE	3,57	2,75	2,12	1,82	1,64	1,51
PG	3,64	2,81	2,17	1,86	1,67	1,54

— Curva determinada pela equação $C.V. = 15,09 X^{-0,3733}$ ($r^2 = 0,9884^{**}$)

○ Valores observados

Valor da abscissa no ponto de curvatura máxima : $X_{cm} = 3,15 m^2$

FIGURA 1. Relação entre o coeficiente de variação (C.V.) e o tamanho da parcela (X), para o caráter número de espigas por planta (NE).

— Curva determinada pela equação $C.V. = 6,04 X^{-0,4554}$ ($r^2 = 0,9971^{**}$)

○ Valores observados

Valor da abscissa no ponto de curvatura máxima: $X_{cm} = 1,84 \text{ m}^2$

FIGURA 2. Relação entre o coeficiente de variação (C.V.) e o tamanho da parcela (X), para o carácter diâmetro médio da espiga (D.E.)

— Curva determinada pela equação $C.V. = 19,30 X^{-0,3345}$ ($r^2 = 0,9843^{**}$)

○ Valores observados

Valor da abcissa no ponto de curvatura máxima: $X_{cm} = 3,57 m^2$

FIGURA 3. Relação entre o coeficiente de variação (C.V.) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de espigas (P.E.)

— Curva determinada pela equação $CV = 19,72 X^{-0,3371}$ ($r^2 = 0,9938^{**}$)

○ Valores observados

Valor da abscissa no ponto de curvatura máxima: $X_{cm} = 3,64 \text{ m}^2$

FIGURA 4. Relação entre o coeficiente de variação (CV.) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de grãos (PG.) .

— Curva determinada pela equação $g = 1,60 X^{0,3243}$ ($r^2 = 0,8790^*$)

○ Valores observados

Valor da abcissa no ponto de curvatura máxima: $X_{cm} = 0,12 m^2$

FIGURA 5. Relação entre o ganho esperado por seleção (g) e o tamanho da parcela (X), para o caráter diâmetro médio da espiga (D.E.) .

— Curva determinada pela equação $g = 2,54 X^{-0,3628}$ ($r^2 = 0,9268^{**}$)

○ Valores observados

Valor da abscissa no ponto de curvatura máxima : $X_{cm} = 0,22 m^2$

FIGURA 6. Relação entre o ganho esperado por seleção (g) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de grãos (P.G.)

Curvas determinadas pela função $\hat{\sigma}_m = 0,1527 r^{-\frac{1}{2}} X^{-0,3983}$

FIGURA 7. Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter número de espigas por planta (NE) com diferentes números de repetições (r).

Curvas determinadas pela função $\hat{\sigma}_m = 0,2637 r^{-\frac{1}{2}} \bar{x}^{0,4583}$

FIGURA 8. Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter diâmetro da espiga (DE), com diferentes números de repetições (r).

Curvas determinadas pela função $\hat{\sigma}_m = 27,49 r^{-\frac{1}{2}} X^{-0,3594}$

FIGURA 9. Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de espigas (PE), com diferentes números de repetições (r).

Curvas determinadas pela função $\hat{\sigma}_m = 23,21 r^{-\frac{1}{2}} \bar{x}^{0,3708}$

FIGURA 10. Relação entre o erro padrão da média (σ_m) e o tamanho da parcela (X), para o caráter produção de grãos (PG), com diferentes números de repetições (r).

FIGURA II. Relação entre o erro padrão das médias de tratamentos (σ_m) e o número de repetições (r), para os caracteres diâmetro da espiga (DE) e produção de grãos (PG), com parcelas de $1m^2$.