

TAMANHO ÓTIMO DE PARCELA EM EXPERIMENTOS COM MILHO RELACIONADO A METODOLOGIAS

LINDOLFO STORCK¹, THOMAS NEWTON MARTIN², ALESSANDRO DAL'COL LÚCIO³, SIDINEI JOSÉ LOPES³, PAULA MACHADO DOS SANTOS⁴, MELISSA PISAROGLO DE CARVALHO⁵

¹Engenheiro Agrônomo, Doutor, Professor Titular, Departamento de Fitotecnia, UFSM, 97105-900, Santa Maria, RS. E-mail: lindolfo@smail.ufsm.br (Autor para correspondência)

²Engenheiro Agrônomo, Doutorando ESALQ/USP

³Engenheiro Agrônomo, Doutor, Professor Adjunto, Departamento de Fitotecnia, UFSM.

⁴Aluna do PPG Agronomia, UFSM

⁵Aluna do Curso de Agronomia, UFSM, Bolsa BIC/FAPERGS.

Revista Brasileira de Milho e Sorgo, v.5, n.1, p.48-57, 2006

RESUMO – Tendo como objetivo identificar as causas da variação nas estimativas do tamanho ótimo de parcelas, obtidas por diferentes métodos, e as repercussões na precisão e na área total por tratamento dos experimentos com a cultura de milho, foi conduzido um experimento com quatro bases genéticas distintas. Cada genótipo foi repetido em quatro parcelas de 96 unidades básicas. Foram ajustados dois modelos que relacionam a variância ou o coeficiente de variação com os tamanhos das parcelas, visando a estimativa do tamanho ótimo de parcela, segundo três metodologias, além da proposta de Hatheway. As duas fórmulas apresentadas por Thomas, comparadas ao método da máxima curvatura modificada (Meier & Lesseman), subestimam o tamanho ótimo de parcela, porque aumentam o número de repetições, para manter mesma precisão em igual área experimental. O rendimento de grãos das parcelas de uma unidade básica não interfere na estimativa do tamanho ótimo de parcela. A estimativa da variância entre parcelas de uma unidade básica e o índice de heterogeneidade interferem no tamanho ótimo de parcela e, conseqüentemente, o tamanho ótimo de parcela também depende do tamanho da unidade básica.

Palavras-chave: *Zea mays* L., métodos de estimação, tamanho de parcela, planejamento experimental

OPTIMUM PLOT SIZE IN CORN TRIALS RELATED TO METHODOLOGIES

ABSTRACT - The objectives of this study were to identify what causes variation of optimum plot size estimate, acquired from different methods, and the consequences in experimental precision and the treatment total area of corn experiments. The experiment was carried out with four different hybrid cultivars in four replications of 96 basic units. Two models were adjusted to compare either variance or variation coefficient with optimum plot sizes following three methodologies in addition to Hatheway's. The two algebraic forms presented by Thomas and maximum modified curve method by Meier & Lessman resulted in underestimation of optimum plot size of corn trials, since both methods estimated higher number of replications to keep the same precision and experi-

mental area. Average yield of one basic unit did not change optimum plot size. Variance estimations among basic units and the heterogeneity index changed optimum plot size. The optimum plot size of corn trials depends on the basic unit size.

Key words: *Zea mays L.*, estimation methods, plot size, experiment planning

Nos ensaios de competição de cultivares, um grande número de cultivares e de espécies é avaliado anualmente, visando uma recomendação adequada aos produtores. Os experimentos devem ser planejados adequadamente, para terem alta precisão com menor área possível. Dentre os ensaios realizados para várias culturas agrícolas do Estado do Rio Grande do Sul, os ensaios com milho possuem a menor precisão experimental, de acordo com as tabelas elaboradas por Lúcio (1997).

A precisão experimental é afetada pela heterogeneidade do solo (Le Clerg *et al.*, 1962; Gomez & Gomez, 1984) e do material experimental (Steel *et al.*, 1997), pela competição intraparcelar e interparcelar, pela amostragem na parcela e atendimento ou não às pressuposições do modelo matemático, dentre outros (Storck *et al.*, 2000). A melhoria da precisão experimental pode ser obtida usando-se parcelas experimentais com dimensões adequadas e número de repetições apropriado para cada situação.

A lei empírica de Smith (1938), que estabeleceu uma relação entre a variância e o tamanho de parcela, foi a precursora de vários métodos de determinação do tamanho de parcela. Essa relação é descrita como sendo $VU(x) = V_1/X^b$, na qual $VU(x)$ é a variância por unidade básica da parcela com X unidades básicas de tamanho; V_1 é a variância entre as parcelas com uma unidade básica de tamanho; e, b é o índice de heterogeneidade do solo. A proximidade do valor de b com a unidade indica alta heterogeneidade na área experimental e, nestes

casos, recomenda-se o uso de parcelas maiores.

Atualmente, dentre os métodos mais utilizados para a estimação do tamanho ótimo de parcela, situa-se o método gráfico da máxima curvatura entre os coeficientes de variação ($CV(x)$) e os respectivos tamanhos (X) de parcelas (Smith, 1938) e o método da máxima curvatura, que estima o tamanho ótimo de parcela a partir da derivação da função $CV(x) = A/X^B$ (Meier & Lessman, 1971). Também existem duas formas de estimar o tamanho ótimo de parcela por derivação das funções $CV(x)$ e $VU(x)$, variância por unidade básica para parcelas de X unidades básicas, descritos por Thomas (1974). Além desses, existem outros métodos aplicados por vários autores (Storck, 1979; Bakke, 1988; Zanon, 1996; Rezende & Souza Júnior, 1997).

O objetivo deste trabalho foi identificar o efeito da origem (A ou V_1) e da intensidade de curvatura (B ou b) das funções $CV(x)$ e $VU(x)$ nas estimativas do tamanho ótimo de parcelas, obtidas por diferentes métodos, e as repercussões na precisão e na área total por tratamento, dos experimentos com a cultura de milho.

Material e Métodos

Um experimento foi conduzido durante o ano agrícola de 2001/2002, na Universidade Federal de Santa Maria, RS, em área cujo relevo caracteriza-se como plano ondulado e o solo é classificado como Brunizem Hidromórfico (EMBRAPA, 1999). A adubação foi realizada segundo as recomendações de adubação e

calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina (COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO – RS/SC, 1995). Os genótipos de milho: DAS 9560 (híbrido simples - HS), AG 6018 (híbrido triplo - HT), AG 303 (híbrido duplo - HD) e Pampa (variedade cultivada - VAR) constituíram os quatro tratamentos, aplicados em quatro repetições. A unidade experimental (parcela principal) foi composta por oito linhas de 12 metros de comprimento, distanciadas 0,80 m entre si. A semeadura manual de milho ocorreu em nove de novembro de 2001, colocando-se duas sementes por cova, na profundidade de cinco centímetros, sendo cinco covas equidistantes por metro linear, resultando, após o desbaste, na densidade de 62.500 plantas por hectare. Os controles de plantas daninhas e insetos foram realizados de modo a não exercerem efeito sobre o crescimento da cultura.

As parcelas principais foram subdivididas em 96 unidades básicas (UB) de um metro linear, com 0,80 m². Em cada UB, foi avaliado o rendimento de grãos a 13% de umidade. O delineamento experimental utilizado foi de blocos ao acaso, com quatro repetições da parcela principal. Foi procedida a análise da variância com as causas de variação: blocos, genótipos, erro experimental (variação entre parcelas) e erro amostral (variação dentro de parcela), conforme Storck *et al.* (2000).

Com as 96 UB, planejaram-se diferentes tamanhos de parcela em cada uma das 16 parcelas principais (quatro genótipos com quatro repetições). Cada tamanho de parcela planejado foi constituído por X_1 unidades básicas de comprimento (colunas) e X_2 unidades básicas de largura (linhas), formadas pelo agrupamento de unidades contíguas, de modo que o produto $X_1 \times X_2$ correspondeu a X (tamanho da parcela em número de unidades básicas). Dessa maneira, o número

de repetições de cada tamanho de parcela ficou limitado pela área total da parcela principal, sendo planejados 12 tamanhos de parcela ($X_1 \times X_2$): 1x1, 2x1, 3x1, 4x1, 6x1, 2x2, 3x2, 4x2, 6x2, 3x4, 4x4 e 6x4. Foram calculadas as seguintes estatísticas: $N = 96/X$, número de parcelas, com X unidades básicas (UB) de tamanho; $M(x)$ = média das parcelas com X UB de tamanho; $V(x)$ = variância entre parcelas de X UB de tamanho; $VU(x) = V(x)/X^2$ é a variância por UB, calculada entre as parcelas de X UB; e $CV(x)$ = coeficiente de variação entre as parcelas de X UB de tamanho.

Após a obtenção dessas estatísticas, foi estimado o índice de heterogeneidade do solo (b), para o rendimento de grãos, em cada uma das 16 parcelas principais, usando a relação empírica $VU(x) = V_1/X^b$ de Smith (1938). O valor de b foi estimado como um coeficiente de regressão linear do logaritmo da função $VU(x)$, usando a estimação ponderada pelos graus de liberdade associados aos 12 tamanhos de parcelas planejados (Steel *et al.*, 1997). Neste modelo, V_1 é o parâmetro do modelo que representa a variância entre as parcelas de uma UB. Também foram estimados, de forma semelhante, os parâmetros A e B da função $CV(x) = A/X^B$.

Testes de paralelismo, de coincidência e de mesma origem, entre as repetições de cada genótipo e entre os genótipos das funções $VU(x) = V_1/X^b$ foram procedidos pelo teste F, conforme Seber (1976). Com as estimativas dos parâmetros das funções $VU(x) = V_1/X^b$ e $CV(x) = A/X^B$ e a média das parcelas com uma UB (M_1), foram obtidas as estimativas do tamanho ótimo de parcela (X_0), pelos métodos de máxima curvatura modificada (MO), método da máxima curvatura em função da VU (MV) e método da máxima curvatura em função de CV (MC), respectivamente:

$$X_o = \left\{ A^2 B^2 (2B + 1) / (B + 2) \right\}^{1/(2B+2)} \quad (\text{MEIER \& LESSMAN, 1971});$$

$$X_o = \left\{ b V_1^2 (2b + 1) / (b + 2) \right\}^{1/(2b+2)} \quad (\text{THOMAS, 1974}); e,$$

$$X_o = \left\{ b^2 (b + 1) \cdot V_1 / (2(b + 4) M_1^2) \right\}^{1/(b+2)} \quad (\text{THOMAS, 1974}).$$

Foram estimadas as correlações lineares entre as estimativas dos parâmetros das funções (V_1 , b , A , B) e M_1 e os tamanhos ótimos de parcelas obtidos pelos três métodos (MO, MV e MC), sendo aplicada a análise de causa e efeito ou trilha (Cruz & Regazzi, 1994), visando decompor em efeitos diretos e indiretos as correlações entre as estimativas do tamanho de parcela (X_o) e as respectivas estimativas dos parâmetros contidas nas expressões do cálculo de X_o .

A diferença entre duas médias de tratamentos, expressas em percentagem da média (d), foi estimada pelo método de Hatheway (1961), cuja fórmula é $d^2 = 2(t_1 + t_2)^2 A^2 / rX^b$ sendo r é o número de repetições (4, 8 e 16) requerido para detectar diferenças de d unidades; A é a estimativa do coeficiente de variação em percentagem para uma unidade básica; t_1 é o valor crítico da distribuição de t para testes de significância (bilateral a 5%); t_2 é o valor crítico da distribuição de t correspondente a um erro de $2(1-P)$, sendo P a probabilidade de se obter resultados significativos (0,80); X é o tamanho ótimo de parcela; b é a estimativa do índice de heterogeneidade do solo. Os graus de liberdade (gl) do valor crítico de distribuição de t são estimados para um experimento no delineamento blocos ao acaso, com n tratamentos, sendo $gl = (n-1)(r-1)$. Para o caso de $gl = 40$ temos, os valores críticos iguais a $t_1 = 2,021$ e $t_2 = 0,851$.

As análises estatísticas foram realizadas utilizando os seguintes programas computacionais: NTIA/Embrapa, desenvolvido pelo

Centro Tecnológico para Informática (Embrapa, 1997), o programa GENES (Cruz, 2001) e um programa escrito em linguagem Fortran IV (Abou-el-Fittouh *et al.*, 1974), com algumas modificações, específico para calcular a média e as variâncias de parcelas de diferentes tamanhos.

Resultados e Discussão

A média do rendimento de grãos de milho nas 16 parcelas principais foi de 6,51 t ha⁻¹ (Tabela 1), com variação significativa, pelo teste F, em nível de 5% de probabilidade de erro, entre e dentro dos quatro genótipos. Com isto, as diferenças entre genótipos não são as mesmas nos diferentes blocos, levando a deduzir que existem variações significativas entre as parcelas principais da área experimental. Como consequência, a precisão do experimento, estimado pelo coeficiente de variação é muito baixa, conforme classificação de Lúcio (1997).

Os índices de heterogeneidade do solo (b) confirmam a existência de grande variação na área experimental (Tabela 1). A amplitude de variação de b foi maior entre repetições dos genótipos (variação ambiental) do que entre genótipos (média de genótipos), exceto para as repetições do híbrido simples. A média geral do índice de heterogeneidade ($b = 0,94$) é bastante alta, caracterizando grande heterogeneidade na área experimental.

As diferenças entre repetições para as estimativas dos parâmetros da função $VU(x) =$

TABELA 1. Estimativas do rendimento de grãos de milho (t/ha) na unidade básica (M_1), das estimativas dos parâmetros das relações $CV(x) = A/X^B$ e $VU(x) = V_1/X^b$ e do tamanho ótimo de parcela, usando os métodos de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura em função da VU (MV) e máxima curvatura em função de CV (MC), para as quatro repetições de quatro genótipos, média e resultados dos testes de paralelismo, coincidência e origem entre as funções $VU(x)$.

Repetição	M_1	A	B	V_1	b	MO	MV	MC
Genótipo DAS9560 (HS)								
1	8,18	24,68	0,57	4,07	1,14	5,08	2,01	0,53
2	8,91	28,99	0,56	6,67	1,12	5,62	2,54	0,59
3	8,63	21,81	0,53	3,55	1,07	4,64	1,88	0,47
4	8,29	22,70	0,47	3,55	0,94	4,61	1,88	0,41
Média	8,50	24,55	0,53	4,30	1,07	5,01	2,07	0,50
Funções paralelas e não-coincidentes entre repetições								
Genótipo AG6018 (HT)								
1	6,85	26,96	0,51	3,41	1,02	5,28	1,85	0,47
2	8,87	19,51	0,48	2,99	0,96	4,19	1,72	0,39
3	7,83	27,14	0,07	4,52	0,15	1,44	1,31	0,05
4	5,35	42,84	0,41	5,25	0,83	6,92	2,31	0,48
Média	7,23	29,11	0,37	3,95	0,74	5,06	1,79	0,35
Funções de mesma origem, não-paralelas e não-coincidentes entre repetições								
Genótipo AG303 (HD)								
1	5,92	37,70	0,38	4,97	0,76	6,17	2,24	0,42
2	6,58	28,88	0,24	3,62	0,48	4,02	1,72	0,21
3	6,16	88,67	1,09	29,83	2,17	8,98	3,43	1,53
4	6,09	39,40	0,67	5,77	1,35	6,82	2,29	0,75
Média	6,19	48,66	0,60	7,46	1,19	7,82	2,42	0,73
Funções de mesma origem, não-paralelas e não-coincidentes entre repetições								
Genótipo Pampa (VAR)								
1	4,15	40,81	0,28	2,86	0,56	5,80	1,53	0,28
2	3,96	40,94	0,24	2,63	0,48	5,34	1,38	0,23
3	4,32	50,01	0,61	4,67	1,22	7,95	2,12	0,72
4	4,14	45,68	0,34	3,57	0,80	6,84	1,87	0,44
Média	4,14	44,36	0,37	3,35	0,76	6,87	1,72	0,41
Funções de mesma origem, não-paralelas e não-coincidentes entre repetições								
Média geral (entre genótipos)	6,51	36,67	0,46	5,74	0,94	5,61	2,01	0,50
- Funções paralelas e não-coincidentes entre os genótipos HT com HS ou HD; - Funções paralelas e coincidentes entre os genótipos VAR com HT ou HD e HS com HD; - Funções de mesma origem e não-paralelas entre os genótipos HS com VAR.								

V_1/X^b não são as mesmas nos quatro genótipos (Tabela 1), com diferenças também entre genótipos, sendo que as repetições dos genótipos HT, HD e VAR têm mesma origem (não diferem significativamente quanto a V_1), não são paralelas (têm valores de b diferentes) e, por consequência, não são coincidentes. Por outro lado, para o genótipo HS, as quatro repetições têm funções paralelas e não-coincidentes, isto é, possuem a mesma forma e diferenças em V_1 . Assim, o HS, devido às características genéticas, é menos influenciado pela variação ambiental, isto é, tem maior repetibilidade de resposta, se comparado com os genótipos HT, HD e VAR. Esta afirmação é amparada pelo trabalho de Lemos (1976), que apresenta como ordem cres-

cente de variabilidade os híbridos simples, triplo e duplo.

Comparando-se as funções $VU(x)$, através das estimativas de V_1 e b , entre o genótipo HT e HS e entre HT e HD (Tabela 1), verifica-se que as mesmas são paralelas e não-coincidentes, cujas características vão influenciar nas estimativas de X_o . Comparações entre outros genótipos, quanto às características da função, relatam diferenças importantes com reflexos no X_o que não devem ser ignoradas e, por consequência, na área total necessária por tratamento para uma dada precisão. Uma combinação adequada do número de repetições com a precisão, para economia de área total por tratamento, pode-se observar na Tabela 2. As variações do índice de heterogeneidade, en-

TABELA 2. Área necessária por tratamento (m^2) para experimentos com diferença mínima significativa entre tratamentos (em percentagem da média) (d) para diferentes números de repetições (r) e tamanho ótimo de parcela (X_o), estimados pelos métodos da máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura em função da VU (MV) e máxima curvatura em função de CV (MC), para quatro genótipos de milho.

Genótipo	Método	X_o	$r = 4$		$r = 8$		$r = 16$	
			área *	d	área	d	área	d
DAS9560 (HS)	MO	5,01	16,0	20,9	32,1	14,8	64,1	10,5
	MV	2,07	6,6	33,8	13,2	23,8	26,5	16,8
	MC	0,50	1,6	72,0	3,2	50,9	6,4	36,0
AG6018 (HT)	MO	5,06	16,2	32,3	32,4	22,8	64,8	16,2
	MV	1,79	5,7	47,7	11,4	33,7	22,9	23,8
	MC	0,35	1,1	86,8	2,2	61,4	4,5	43,4
AG303 (HD)	MO	7,82	25,0	28,9	50,0	20,5	100,1	14,5
	MV	2,42	7,7	58,4	15,5	41,3	30,1	29,2
	MC	0,73	2,3	118,7	4,7	84,0	9,3	59,4
PAMPA (Var)	MO	6,87	22,0	43,2	43,9	30,5	87,9	21,6
	MV	1,72	5,5	73,3	11,0	51,8	22,0	36,6
	MC	0,41	1,3	126,0	2,6	89,1	5,2	63,0
Médias	MO	5,61	17,9	33,0	35,9	23,3	71,8	16,5
	MV	2,01	6,4	53,6	12,8	37,9	25,7	26,8
	MC	0,50	1,6	102,8	3,2	72,7	6,4	51,4

* área = $0,8 * r * X_o$, em m^2 /tratamento.

tre e dentro de genótipos, se caracterizam como um fato positivo no caso de se estudar a sua influência sobre as estimativas do tamanho ótimo de parcela, pois aumentam a abrangência dos resultados.

Existe uma associação positiva e significativa entre as estimativas do tamanho ótimo de

parcelas (X_o), nos três métodos, com as respectivas estimativas dos parâmetros das funções $CV(x)$ e $VU(x)$ (Tabela 3). No método MO, com aumento nas estimativas de A e/ou B, esperam-se incrementos no tamanho ótimo de parcela; no entanto, a média (M_1), que não entra na expres-

TABELA 3. Estimativas dos coeficientes de correlação linear entre as variáveis rendimento de grãos de milho (média na unidade básica = M_1), estimativas dos parâmetros das funções $CV(x) = A/X^B$ e $VU(x) = V_1/X^b$ e as estimativas do tamanho ótimo de parcela usando os métodos de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura em função da VU (MV) e máxima curvatura em função de CV (MC), para 16 observações (quatro repetições de quatro genótipos).

	M_1	A	B	V_1	b	MO	MV
A	-0,56*	-	-	-	-	-	-
B	0,14 ^{ns}	0,58*	-	-	-	-	-
V_1	-0,02 ^{ns}	0,83*	0,76*	-	-	-	-
b	0,12 ^{ns}	0,59*	0,99*	0,75*	-	-	-
MO	-0,53*	0,78*	0,71*	0,55*	0,72*	-	-
MV	0,06 ^{ns}	0,68*	0,88*	0,82*	0,88*	0,74*	-
MC	-0,04 ^{ns}	0,77*	0,96*	0,87*	0,96*	0,78*	0,92*

* Significativo pelo teste t em nível de 5% de probabilidade de erro; ^{ns} não significativo.

são desta estimativa do tamanho ótimo de parcela, tem relação inversa significativa ($r = -0,53$), indicando que parcelas (áreas) mais produtivas teriam que ter tamanho menor. Isso se explica porque M_1 está correlacionado significativamente ($r = -0,56$) com A, que é a estimativa do coeficiente de variação para parcelas de uma unidade básica de tamanho. Portanto, os ensaios de uniformidade, realizados com diferentes níveis de manejo, não devem apresentar estimativas semelhantes do tamanho de parcela, quando é utilizado o método da máxima curvatura modificado.

No método MO, conforme interpretação da análise de trilha apresentada por Vencovsky & Barriga (1992), tanto os valores de A como os

de B explicam a verdadeira associação existente com X_o (Tabela 4), pois a correlação entre A e X_o ($r = 0,78$) e entre B e X_o ($r = 0,71$) (Tabela 3) são semelhantes (em magnitude e sinal) aos efeitos diretos. Assim, tanto a forma da função (B) quanto a origem da função (A) são importantes para a estimativa de X_o . Fazendo-se uma interpretação semelhante para o método MV, pode-se chegar às mesmas constatações, pois tanto o valor de V_1 como o de b têm efeito direto e indireto sobre X_o . Para o método MC, tanto o valor de V_1 como o de b explicam a associação com X_o , sendo que M_1 é, direta e indiretamente, independente de X_o . Portanto, a variância entre as parcelas de uma unidade básica (V_1) é muito influente na

TABELA 4. Efeitos diretos e indiretos das estimativas dos parâmetros das funções $CV(x) = A/X^B$ e $VU(x) = V_1/X^b$ e da média das parcelas com uma unidade básica (M_1) sobre as estimativas do tamanho ótimo de parcela, usando os métodos de máxima curvatura modificada (MO), máxima curvatura em função da VU (MV) e máxima curvatura em função de CV (MC), para 16 observações (quatro repetições de quatro genótipos).

Efeito	A	B	V_1	b	M_1
Direto sobre MO	0,56	0,38	-	-	-
Indireto via	0,32	0,22	-	-	-
	-	-	-	-	-
Direto sobre MV	-	-	0,37	0,59	-
Indireto via	-	-	0,28	0,45	-
	-	-	-	-	-
Direto sobre MC	-	-	0,31	0,75	-0,13
Indireto via	-	-	-0,01	0,09	-
Indireto via	-	-	-	0,56	0,00
Indireto via	-	-	0,23	-	-0,01

estimativa do tamanho ótimo de parcela, indicando que, se usarmos unidades básicas maiores, o valor de V_1 será maior e maior será o tamanho ótimo de parcela. Existe, assim, uma dependência entre o tamanho da unidade básica e o X_0 . Por outro lado, se melhorar em fatores de produção (adubação, irrigação, entre outros) então o valor de M_1 será maior, podendo afetar a estimativa do tamanho ótimo de parcela pelo método MC.

Os resultados de X_0 obtidos pelos métodos MV e MC, apesar de estarem bem correlacionados com MO, são subestimados em aproximadamente 1/3 (MV/MO) e 1/11 (MC/MO), tendo como consequência o uso de um maior número de repetições para uma mesma precisão (Tabela 2).

Para os quatro genótipos e para a média, a precisão (d) obtida com uma área, para quatro repetições, usando o tamanho de parcela estimado pelo método MO, é equivalente à precisão obtida em áreas maiores (maior número de repetições), com tamanho de parcela estimado pelo

método MV. Com isto, os métodos MV e MC, por subestimar em tamanho de parcela, induzem ao uso de maior número de repetições e consequentemente uma área maior para obter a mesma precisão. Do mesmo modo, Palomino *et al.* (2000) relatam que, quanto menor o número de plantas nas parcelas experimentais, menor é a confiabilidade da estimativa obtida, dificultando as inferências a serem feitas a respeito do potencial para a seleção recorrente.

Conclusões

As duas fórmulas apresentadas por Thomas, comparadas ao método da máxima curvatura modificada (Meier & Lessman), subestimam o tamanho ótimo de parcela, porque aumentam o número de repetições para manter mesma precisão em igual área experimental.

O rendimento de grãos das parcelas de uma unidade básica não interfere na estimativa do tamanho ótimo de parcela.

A estimativa da variância entre parcelas de uma unidade básica e o índice de heterogenei-

dade interferem no tamanho ótimo de parcela e, conseqüentemente, o tamanho ótimo de parcela também depende do tamanho da unidade básica.

Literatura Citada

ABOU-EL-FITTOUH, H. A.; EL-BAKRY, A. E.; EL-SERGANY, D. Z. A program for studying the optimum plot size in field experiments on the computer. **Agricultural Research Review**, Cairo, v. 52, p. 85-90, 1974.

BAKKE, O. A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142 f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO - RS/SC. **Recomendações de adubação e calagem para o estado do Rio Grande do Sul e Santa Catarina**. 3. ed. Passo Fundo: SBCS: EMBRAPA-CNPT, 1995. 223 p.

CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: UFV, 1994. 390 p.

CRUZ, C. D. **Programa GENES** - versão windows. Aplicativo computacional em genética e estatística. Viçosa: UFV, 2001. 648 p.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa Tecnológica em Informática para Agricultura. **Ambiente de software NTIA**, versão 4.2.2: manual do usuário - ferramental estatístico. Campinas, 1997. 258 p.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. Brasília, DF: EMBRAPA-SPI, 1999. 412 p.

GOMEZ, K. A.; GOMEZ, A. A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York: J. Wiley, 1984. 680p.

HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v. 53, p. 279-280, 1961.

LeCLERG, E. L.; LEONARD W. H.; CLARK. A. G. **Field plot technique**. Minneapolis: Burgues, 1962. 373 p.

LEMONS, M. A. **Variabilidade fenotípica em híbridos simples, híbridos duplos, variedade e compostos de milho (*Zea mays* L.)**. 1976, 62 f. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

LÚCIO, A. D. **Parâmetros da precisão experimental das principais culturas anuais do Estado do Rio Grande do Sul**. 1997. 64 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* hordnt. **Crop Science**, Madison, v. 11, p. 648-650, 1971.

PALOMINO, E. C.; RAMALHO, M. A. P.; FERREIRA, D. F. Tamanho de amostra para avaliação de famílias de meios-irmãos de milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 35, p. 1433-1439, 2000.

RESENDE, M. D. V.; SOUZA JÚNIOR, C. L. Número de repetições e tamanho da parcela para seleção de progênies de milho em solos sob cerrado e fértil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 32, p. 781-788, 1997.

SEBER, G. A. F. **Linear regression analysis**. New York: J. Wiley, 1976. 465 p.

- SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, p.1-23, 1938.
- STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics**. 3th ed. Nova York: McGraw Hill Book, 1997. 666 p.
- STORCK, L. **Estimativa para tamanho e forma de parcela e número de repetições para experimentos com milho (*Zea mays* L.)**. 1979. 98 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- STORCK, L.; GARCIA, D. C.; LOPES, S. J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação vegetal**. Santa Maria: UFSM, 2000, 198 p.
- THOMAS, H. L. Relationship between plot size and plot variance. **Agricultural Research Journal of Kerala**, Kerala, v. 12, p. 178-189, 1974.
- VENCOVSKY, R.; BARRIGA, P. **Genética biométrica no fitomelhoramento**. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1992. 496 p.
- ZANON, M. L. B. **Tamanho e forma ótimos de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligna* Smith**. 1996. 78 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.