

Tamanho de parcela e precisão experimental em ensaios com trigo em plantio direto

Plot size and experimental precision in wheat trials in no-tillage system

Leandro Homrich LORENTZ¹, Thomas Newton MARTIN², Alexandra Augusti BOLIGON³, Lindolfo STORCK³, Alessandro Dal'Col LÚCIO³, Sidinei José LOPES³

¹ Departamento de Zootecnia, Universidade do Estado de Santa Catarina (UDESC). Rua Benjamin Constant, 84-D, CEP 89802-200, Chapecó, Santa Catarina - leandrolorentz@yahoo.com.br. - Autor para correspondência.

² Departamento de Produção Vegetal, Escola Superior de Agricultura "Eliseu de Queirós"/ Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). martin@carpa.ciagri.usp.br

³ Departamento de Fitotecnia, Universidade Federal de Santa Maria. adlucio@smail.ufsm.br; sjlopes@ccr.ufsm.br; lindolfo@smail.ufsm.br; aboligon@yahoo.com.br

Resumo

O objetivo deste estudo foi estimar o tamanho ótimo de parcela usando diferentes métodos e verificar a precisão possível em experimentos com a cultura do trigo em plantio direto, avaliando o número de espigas, o peso de espigas e a produtividade de grãos. Realizaram-se dois ensaios de uniformidade, um em 2003 e outro em 2004, avaliando-se unidades básicas de duas linhas por um metro ($0,34\text{m}^2$), organizadas em 24 filas de 12 colunas para o planejamento das parcelas de diferentes tamanhos. O tamanho ótimo de parcela foi estimado por dois métodos da máxima curvatura modificada (LESSMAN & ATKINS, 1962 e MEIER & LESSMAN, 1971), máxima curvatura em função da variância e do coeficiente de variação (THOMAS, 1974). Obtiveram-se o número de repetições e a diferença mínima significativa entre médias dos tratamentos para diferentes combinações entre o número de tratamentos e o tamanho de parcela (HATHEWAY, 1961). O tamanho de parcela para a cultura do trigo em plantio direto sobre a palha deve estar entre $0,74\text{ m}^2$ e $4,06\text{ m}^2$ para número de espigas, $0,69\text{ m}^2$ e $2,64\text{ m}^2$ para peso de espigas e de $0,89\text{ m}^2$ a $6,48\text{ m}^2$ para produtividade de grãos, obtendo, assim, diferença percentual mínima entre médias para observar significância de até 14,2%, 14,6% e 17,5% para as respectivas variáveis.

Palavras-chave adicionais: *Triticum aestivum*, índice de heterogeneidade do solo, número de repetições, planejamento experimental.

Abstract

The aim of this paper was to estimate the optimal plot size using different methods and to verify the possible precision in experiments with wheat in no-tillage system for spike number, spike weight, and kernel weight. Two uniformity trials were carried out in 2003 and 2004, with the purpose of evaluating basic units formed by two 1.0 m long lines organized in twenty four 12 m long rows by twelve 1.0 m long columns for planning different plot sizes. The ideal plot size was estimated by the methods of the modified maximum curvature (LESSMAN & ATKINS, 1963 and MEIER & LESSMAN, 1974), maximum curvature as a function of the variance and of the variation coefficient (THOMAS, 1974). The number of replications and the significant minimum difference between treatment means for different combinations between treatment number and plot size (HATHEWAY, 1961). The experimental plot size for wheat in a no-tillage system should be between 0.74 m^2 and 4.06 m^2 for number of spikes, 0.69 m^2 and 2.64 m^2 for weight of spikes and 0.89 m^2 and 6.48 m^2 for grain yield so to obtain the minimum percentage difference among means to observe significances of up to 14.2, 14.6, and 17.5% for the respective variables.

Additional keywords: *Triticum aestivum*, soil heterogeneity index, replication number, experimental plans

Introdução

A área cultivada com trigo (*Triticum aestivum* L.) no Brasil, em 2005, segundo IBGE (2006), foi de 2.363.390 ha, produzindo 4.658.790 toneladas, enquanto o Rio Grande do

Sul plantou 844.821 ha, com produção total de 1.389.731 toneladas. Essa cultura caracteriza-se como a de mais amplo cultivo no mundo (MUNDSTOCK, 1999). Por não se encontrar totalmente adaptada ao clima brasileiro, são realizadas pesquisas para melhorar sua pro-

atividade nas condições disponíveis para cultivo.

Na realização de um ensaio a campo, com determinada cultura, são necessárias informações importantes para se obter precisão adequada das estimativas na análise dos dados experimentais. Segundo STEEL et al. (1997) são importantes as escolhas do delineamento experimental, do tamanho de parcela e do número de repetições adequadas, além da necessidade de se atender aos princípios básicos da experimentação. Entretanto, para a cultura de trigo, existem poucas referências disponíveis na literatura sobre o planejamento, condução de ensaios e técnicas experimentais para controle do erro experimental.

Para classificar um ensaio quanto à sua qualidade experimental, ou seja, quanto à magnitude do erro experimental, é necessário compará-lo com limites de classes de estatísticas que quantifiquem esta magnitude, como o coeficiente de variação e a diferença mínima significativa. Esses limites são estabelecidos a partir de um grupo de ensaios realizados em condições similares, inclusive para a mesma variável, como fizeram LÚCIO et al. (1999). Esses autores apresentaram tais limites, considerando a variável produtividade de grãos em diversas culturas de cereais, onde, para o trigo, serão classificados como de boa precisão os ensaios com coeficientes de variação inferiores a 11,3%.

STEEL et al. (1997) afirmaram que, dentre os fatores que influenciam na precisão experimental, destacam-se a heterogeneidade do solo e do material experimental, a competição intra-parcelar e interparcelar e a amostragem dentro da parcela. Segundo os mesmos autores, a heterogeneidade do material experimental e do solo influenciam diretamente no tamanho da parcela experimental utilizada, no número de repetições e, conseqüentemente, na precisão experimental. Os locais destinados à experimentação agrícola, de acordo com as afirmações de GOMEZ & GOMEZ (1984), devem ser aqueles situados em regiões planas, a fim de evitar gradientes de fertilidade. Assim, a decisão sobre os melhores tamanhos e a forma de parcela utilizada deve ser tomada a partir de critérios econômicos, estatísticos ou de referências bibliográficas relacionadas a este tema, a partir de ensaios conduzidos em condições similares às do planejamento em questão (LUGO, 1977).

Alguns métodos estatísticos de estimação do tamanho ótimo de parcela são derivados da relação empírica descrita por SMITH (1938), estimando um índice que visa a descrever a correlação entre as parcelas adjacentes, denominado de índice de heterogeneidade do solo (b). Dentre eles, estão os métodos da máxima curvatura modificada, propostos por LESSMAN & ATKINS (1963), MEIER & LESSMAN (1971), e os métodos da máxima curvatura utilizando a

variância ou o coeficiente de variação em função do tamanho de parcela (THOMAS, 1974). Para SMITH (1938), as variações ocorridas na tomada dos dados experimentais tendem a elevar o valor do índice de heterogeneidade do solo (b), quando comparados a uma variação real de solo, pois este é um fator difícil de ser isolado. Para o autor, o valor do índice descreve, além da heterogeneidade do solo, as variações naturais da produção das plantas, as condições climáticas, o manejo, entre outros fatores. Os valores próximos à unidade indicam alta heterogeneidade do solo ou baixa correlação entre as parcelas adjacentes (GOMEZ & GOMEZ, 1984). LIN & BINNS (1986) citam que, para índices de heterogeneidade do solo superiores a 0,7, o tamanho da parcela deve ser grande, com decréscimo do número de repetições; quando o valor de b foi inferior a 0,2, podem-se utilizar parcelas pequenas com maior número de repetições, e nos casos de $0,2 \leq b \leq 0,7$, o pesquisador deve escolher a melhor combinação entre o tamanho de parcela e o número de repetições.

Em experimentos com trigo, HENRIQUE NETO et al. (2004) estimaram o tamanho ótimo de parcela para os cultivos convencional e sobre a palha, além de testarem o efeito da irrigação suplementar em sua estimativa. Entretanto, as determinações foram realizadas apenas para a produtividade de grãos, sendo importante definir o tamanho de parcela para outras variáveis de interesse agrônomo.

Os objetivos do presente trabalho foram estimar o tamanho ótimo de parcela utilizando diferentes métodos e diferentes unidades de medida do número de espigas, peso de espigas e a produtividade de grãos, além de verificar a precisão com que é possível planejar experimentos com trigo em plantio direto.

Material e métodos

Realizaram-se dois ensaios de uniformidade com a cultura do trigo, variedade FUNDACEP 40, no município de São Sepé, Rio Grande do Sul, localizado nas coordenadas 30°14' - S e 53°42' - W. O solo é classificado como Argissolo Vermelho distrófico típico, com horizonte A moderado e B textural, caracterizando-se por ser profundo, bem drenado, com textura argilosa, fertilidade natural moderada e relevo ondulado (EMBRAPA, 1999). A implantação dos ensaios ocorreu em 20-06-2003 e 08-06-2004, utilizando semeadora de plantio direto, em sucessão à cultura de soja, com densidade equivalente a 176 kg de sementes por hectare, em espaçamento de 0,17 m entre linhas. Junto à semeadura, foi realizada a adubação de base com 260 kg ha⁻¹ de NPK, com formulação 2-18-24, e, após 46 dias, aplicaram-se 70 kg ha⁻¹ de ureia em cobertura.

Nos dois ensaios, as unidades básicas (UB) foram constituídas por duas linhas de um metro de comprimento (0,34 m²). Foram coletadas 288 UB, correspondendo a 24 filas com 12 colunas (comprimentos). Em cada unidade básica, avaliaram-se o número de espigas (NE), o peso de espigas em gramas (PEg) e em quilogramas (PEkg), e a produtividade de grãos em gramas (PGg), em quilogramas por hectare (PGkg) e toneladas por hectare (PGt), ajustados para 13% de umidade. A partir dos valores das variáveis em cada unidade básica, simularam-se parcelas de diferentes dimensões, pelo agrupamento de UB adjacentes. Cada parcela foi composta por X₁ UB de largura e X₂ UB de comprimento, de forma que X₁*X₂ corresponde a X UB de tamanho. Os tamanhos e as formas foram criados de maneira que as parcelas fossem mais compridas do que largas, sendo X₁*X₂: 1*1, 1*2, 1*3, 1*4, 1*6, 2*2, 2*3, 2*4, 2*6, 3*3, 3*4, 3*6, 4*4, 4*6 e 6*6, totalizando 15 tipos de parcelas, das quais foram obtidos os valores do número de parcelas (N=288/X), a média (M_(x)), variância (V_(x)), coeficiente de variação (CV_(x)) das parcelas com X UB e a variância por unidade básica, dada por:

$$VU_{(x)} = \frac{V_{(X)}}{X^2} \quad (1)$$

A partir da relação

$$VU_{(x)} = \frac{V_1}{X^b} \quad (2)$$

calculou-se o índice de heterogeneidade do solo (b), sendo o coeficiente da regressão de SMITH (1938) linearizada pela transformação logarítmica e ponderada pelos graus de liberdade, onde V₁ é o estimador de variância entre as parcelas de uma UB. De forma análoga, estimaram-se os parâmetros da função:

$$CV_{(x)} = \frac{A}{X^B} \quad (3)$$

sendo A a estimativa do coeficiente de variação de parcelas de uma UB, e B um coeficiente que mede a associação entre CV_(x) e o tamanho da parcela.

Para a estimativa do tamanho ótimo de parcela (X_o), utilizaram-se dois métodos da máxima curvatura, o de LESSMAN & ATKINS (1963);

$$X_o = 2B + 2\sqrt{\frac{A^2 B^3}{B+1}} \quad (MOD1)$$

e o de MEIER & LESSMAN (1971):

$$X_o = \left[\frac{A^2 B^2 (2B+1)}{B+2} \right]^{\frac{1}{2B+2}} \quad (MOD2)$$

Foram também usados dois métodos propostos por THOMAS (1974): o método da máxima curvatura em função de VU_(x):

$$X_o = \left[\frac{bV_1^2 (2b+1)}{b+2} \right]^{\frac{1}{2b+2}} \quad (MVAR)$$

e o método da máxima curvatura da função CV_(x):

$$X_o = \left[\frac{b^2 (b+1)V_1}{(2b+8)M_1^2} \right]^{\frac{1}{b+2}} \quad (MCV)$$

Para o cálculo da diferença verdadeira entre duas médias de tratamentos (D), expressa em porcentagem da média, utilizou-se o método de HATHEWAY (1961) pela fórmula:

$$D = \frac{2(t_1 + t_2)^2 A^2}{r X_o^b} \quad (4)$$

Planejaram-se experimentos utilizando o delineamento inteiramente casualizado, com 3; 6 e 12 tratamentos (l), onde r é o número de repetições compatível com a área do experimento

$\left(r = \frac{288}{X_o * l} \right)$; X_o é tamanho ótimo da parcela em número de UB, estimados pelos diferentes métodos; A é o coeficiente de variação entre as parcelas de uma unidade básica; t₁ e t₂ valores tabelados da distribuição t-Student para testes de significância bilateral, com um nível de erro, respectivamente, de 0,05 e 0,80, com l(r-1) graus de liberdade; b é o índice de heterogeneidade do solo.

Resultados e discussão

Na colheita do primeiro ensaio, em 15-11-2003, a média do número de espigas por UB foi de 124,1 (365 espigas m⁻²), e a produtividade de grãos foi igual a 3.482 kg ha⁻¹. O coeficiente de variação do número de espigas (NE), do peso de espiga (PE) e da produtividade de grãos (PG) entre as parcelas de uma unidade básica foi, respectivamente, igual a 12,9%, 12,6% e 13,7%.

O segundo ensaio, colhido em 02-11-2004, teve a média de 138,7 espigas por UB (407,9 espigas m⁻²) e produção de grãos equivalente a 3.373 kg ha⁻¹. O coeficiente de variação foi igual a 14,5%, 14,2 % e 14,6%, respectivamente, para NE, PE e PG. Em ambos os ensaios, os coeficientes de variação reduziram-se com o aumento do tamanho das parcelas planejadas, sendo estes valores próximos aos observados por HENRIQUE NETO et al. (2004) e classificados como médios por LÚCIO et al. (1999), atributos adequados para o presente estudo.

As estimativas das equações (2) e (3) para os dois anos são confiáveis, considerando os coeficientes de determinação (r²) entre 0,78 e 0,95 (Tabela 1).

Tabela 1 – Estimativas dos parâmetros das funções $VU(x)=V_1/X^b$ e $CV(x)=A/X^B$, coeficientes de determinação (r^2), média por unidade básica (M_1), tamanho ótimo de parcela em número de unidades básicas (X_o) e em área (m^2), por diferentes métodos, para o número de espigas (NE), peso de espigas em g parcela⁻¹ e kg parcela⁻¹ (PEg e PEkg) e produtividade de grãos em g parcela⁻¹, kg ha⁻¹ e t ha⁻¹ (PGg, PGkg e PGt), em experimentos com a cultura do trigo em plantio direto sobre a palha, nas safras de 2003 e 2004. São Sepé-RS, 2005.

Table 1 – Estimated parameters of the functions $VU(x)=V_1/X^b$ e $CV(x)=A/X^B$, determination coefficients (r^2), one basic units plots average (M_1), optimum plot size in number of basic units (X_o) and area (m^2) by different methods for number of spikes (NE), weight of spikes in g plot⁻¹ and kg plot⁻¹ (PEg and PEkg) and weight of kernel in g plot⁻¹, kg ha⁻¹ and t ha⁻¹ (PGg, PGkg e PGt) in trials with wheat in no-tillage system, in 2003 and 2004. São Sepé-RS, 2005.

	2003						2004					
	NE	PEg	PEkg	PGg	PGkg	PGt	NE	PEg	PEkg	PGg	PGkg	PGt
V₁	394,3	595,9	0,001	757,5	655399,3	0,655	286,6	378,0	0,001	230,9	206901,9	0,207
b	1,130	0,853	0,853	1,238	1,238	1,238	0,538	0,505	0,505	0,638	0,638	0,638
A	16,0	14,8	14,8	23,3	23,3	23,3	12,2	11,8	11,8	13,3	13,3	13,3
B	0,564	0,427	0,427	0,619	0,619	0,619	0,269	0,253	0,253	0,319	0,319	0,319
r²	0,90	0,83	0,83	0,78	0,78	0,78	0,94	0,95	0,95	0,91	0,91	0,91
M₁	124,1	165,2	0,165	118,4	3482,0	3,482	138,7	165,0	0,165	114,7	3373,1	3,373
CV%	12,89	12,59	12,59	13,67	13,67	13,67	14,51	14,15	14,15	14,65	14,65	14,65
MOD1 (X_o)*	11,95	7,76	7,76	19,05	19,05	19,05	3,56	3,18	3,18	4,80	4,80	4,80
MOD1 (m²)	4,06	2,64	2,64	6,48	6,48	6,48	1,21	1,08	1,08	1,67	1,67	1,67
MOD2 (X_o)	3,84	3,31	3,31	4,95	4,95	4,95	2,19	2,03	2,03	2,61	2,61	2,61
MOD2(m²)	1,31	1,13	1,13	1,68	1,68	1,68	0,74	0,69	0,69	0,89	0,89	0,89
MVAR (X_o)	17,19	29,7	0,02	20,61	423,3	0,88	30,20	38,22	0,01	23,11	1465,99	0,31
MVAR (m²)	5,84	10,10	0,01	7,01	143,92	0,30	10,27	12,99	0,01	7,86	498,44	0,11
MCV (X_o)	0,20	0,13	0,13	0,29	0,29	0,29	0,06	0,05	0,05	0,08	0,08	0,08
MCV (m²)	0,07	0,04	0,04	0,10	0,10	0,10	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03

* MOD1: Método da máxima curvatura modificado (LESSMAN & ATKINS, 1963); MOD2: Método da máxima curvatura modificado (MEIER & LESSMAN, 1971); MVAR: máxima curvatura em função de VU(x) (THOMAS, 1974); MCV: máxima curvatura em função de CV(x) (THOMAS, 1974).

* MOD1 : Modified method of the maximum curvature (LESSMAN & ATKINS, 1963); MOD2 : Modified method of the maximum curvature (MEIER & LESSMAN, 1971); MVAR : maximum curvature as a function of VU(x) (THOMAS, 1974); MVC : maximum curvature as a function of CV(x) (THOMAS, 1974)

No primeiro ensaio, o maior índice de heterogeneidade foi para PG (b=1,238), seguido de NE (b=1,130) e PE (b=0,853) (Tabela 1). Estes valores, próximos à unidade, indicam baixa correlação entre as parcelas adjacentes, equivalente a elevados índices de heterogeneidade da característica observada. Nos casos em que b for maior do que 0,7, segundo LIN & BINNS (1986), devem-se preferir parcelas maiores e menor número de repetições por tratamento para que se consiga uma precisão experimental adequada.

Apesar de o segundo ensaio ter sido realizado em local próximo ao do ano anterior, utilizando a mesma variedade e a mesma tecnologia de manejo da cultura, ocorreu redução considerável na magnitude das estimativas de V₁, b, A e B. O maior valor de b em 2004 passou para PG (b=0,638), seguido de NE (b=0,538) e PE (b=0,505), mantendo a mesma ordem de magnitude do ensaio de 2003 (Tabela 1). Como os valores de b estão entre 0,20 e 0,70, a precisão experimental vai depender da melhor combinação entre o tamanho das parcelas e do

número de repetições para a área disponível (LIN & BINNS, 1986).

A redução expressiva no índice de heterogeneidade de um ano para o outro pode ser atribuída simplesmente à variação ambiental, assim como às variações que ocorreram entre parcelas. Segundo HALLAUER (1964), as estimativas de b variam menos entre locais do que entre anos. Como este índice se refere ao coeficiente angular de uma equação linear obtido da relação entre variâncias reduzidas dos tamanhos das parcelas planejadas, em função do respectivo tamanho da parcela, pode resultar em valores acima da unidade.

As estimativas observadas no ensaio de 2003 são mais elevadas daquelas encontradas por HENRIQUE NETO et al. (2004) em trigo irrigado; já em 2004, as estimativas são mais próximas às obtidas pelo autor, o que parece estar mais condizente com a realidade da cultura. Em cultivos não irrigados, o estresse hídrico é um fator de competição entre as plantas adjacentes, o que poderia resultar em valores do b maiores. Nestes casos, o uso do tamanho médio entre os

Xo encontrados pode ser uma alternativa adequada para contemplar a maioria das situações. Considerando os cálculos de tamanho de cada parcela, as variações entre anos ou entre locais, no mesmo ano, têm o mesmo significado, mas podem ter efeitos distintos.

Observou-se que os valores de b, A e B variaram quanto à característica avaliada, mas não variaram quanto à unidade de medida. Por outro lado, as estimativas de V_1 variam em função de ambas. Esse comportamento se justifica, pois, quando se faz a conversão de uma unidade de medida para outra, todos os valores são multiplicados ou divididos por uma constante e, segundo a propriedade da variância, esta fica multiplicada ou dividida pelo quadrado desta constante. Assim, o método MVAR de estimativa do tamanho ótimo de cada parcela, calculado em função de V_1 proposto por THOMAS (1974), foi considerado instável, por depender da unidade de medida da característica avaliada ou do tamanho da unidade básica do ensaio de uniformidade, o que não ocorre com o método MCV. Há casos absurdos, como para PGkg, em que o Xo estimado pelo método MVAR sugere que a parcela onde será aplicada uma repetição de certo tratamento tenha a área relativa a cinco vezes o tamanho do ensaio de uniformidade de 2004. As estimativas de tamanho ótimo de parcela muito pequenas ou muito grandes afetam o número de repetições a ser utilizado no experimento planejado e a precisão experimental. O número de repetições tende a ser exageradamente grande quando os tamanhos de parcela pretendidos são pequenos, apesar de manterem a precisão experimental em níveis adequados; no entanto, inviabiliza sua aplicação (Tabela 2).

As expressões de estimativa de tamanho de parcela pelos métodos MVAR e MCV propostas por THOMAS (1974) devem apresentar resultados invariavelmente inferiores à unidade, segundo o próprio autor. No entanto, para que essa afirmativa seja válida, é preciso que a estimativa da variância entre as parcelas de uma UB (V_1) seja inferior à unidade. A inconveniência da utilização dos métodos de THOMAS (1974) está na sua sensibilidade à unidade de medida (MVAR) e na subestimação dos valores para Xo (MCV), encontrados frequentemente próximos a zero (Tabela 1), exigindo número de repetições muito alto para manter precisão em níveis aceitáveis (Tabela 2), o que inviabiliza sua aplicação a campo. Segundo GOMEZ & GOMEZ (1984), métodos de estimação de tamanhos ótimos de parcela que apresentaram resultados inferiores ou próximos à unidade básica, não devem ser considerados. As parcelas de tamanho reduzido também apresentaram menor número de plantas, reduzindo a confiabilidade das estimativas obtidas.

Por outro lado, os métodos de estimativa de tamanho ótimo de parcela que dependem

apenas das estimativas de A e B (MOD1 e MOD2), não são sensíveis à unidade de medida. No entanto, para todas as características avaliadas e para os dois anos, o método MOD1 estima valores maiores para tamanho ótimo de parcela. A consequência do uso de parcelas maiores corresponde a um menor número de repetições e uma precisão (D) semelhante ao uso de parcelas menores (método MOD2) e maior número de repetições (Tabela 2). Esta capacidade compensatória entre número de repetições e tamanho de parcelas para uma dada precisão foi estudada por LIN & BINNS (1986) e enquadra-se neste estudo, porque os índices de heterogeneidade obtidos são todos superiores ou próximos a 0,70.

Os métodos MOD1 e MOD2 mostraram-se inflexíveis à unidade de medida, com resultados coerentes, em que os tamanhos de parcelas deveriam variar de 2,03 a 19,05 UB ou 0,69 a 6,48 m², variando conforme a característica observada e o ano agrícola (Tabela 1). A precisão experimental (D) estimada pela expressão de HATHEWAY (1961), apresentada na Tabela 2, é dependente simultaneamente do número de tratamentos (I), graus de liberdade (GL), número de repetições (r) e do tamanho de cada parcela (Xo). Então, mudanças no valor de I, implicam alterações no GL e r, bem como diferentes Xo alteram o valor de r e o do GL. Dessa forma, estabelece-se um processo combinatório entre estes valores com reflexos na precisão (D). Aumentando-se o número de tratamentos, para um mesmo tamanho de parcela, a precisão é reduzida (aumenta D), principalmente devido ao menor número de repetições que é limitado à área total disponível.

Para a produtividade de grãos, planejando o uso de 12 tratamentos, optando-se por quatro repetições de parcelas de 1,68m², estimado pelo MOD2, pode-se obter uma precisão de 17,5% na comparação das médias de tratamentos com base nos resultados do ensaio de 2003, em que a heterogeneidade foi grande (b=1,238).

No entanto, com base nos resultados de 2004, em que a heterogeneidade foi menor (b=0,638), usando os mesmos 12 tratamentos e tamanho ótimo de parcelas estimadas pelo mesmo método (0,89m²), o número de repetições sobe para nove, garantindo uma precisão maior, em torno de 13,1%. Esse valor pode estabelecer níveis de confiança adequados para que se tenha confiabilidade nas conclusões de experimentos realizados nas condições simuladas, mesmo com elevados valores de heterogeneidade do solo.

Ao agrupar e sintetizar as informações obtidas nos dois anos de experimentação, pode-se inferir que o importante é que o pesquisador planeje o experimento com a posse de uma estimativa confiável de b e A, e um valor aproximado de tamanho de cada parcela, estimado

pelos métodos de LESSMAN & ATKINS (1963) ou MEIER & LESSMAN (1971), para que, com o uso da expressão (4), se obtenha a melhor combinação entre o número de repetições ($r \geq 3$) e

o número de tratamentos para se obter uma precisão experimental razoável aos objetivos de suas pesquisas.

Tabela 2 – Diferença percentual entre duas médias de tratamentos e número de repetições (parênteses), tamanho da parcela (m^2) estimado por diferentes métodos para o número e peso de espigas e produtividade de grãos, em simulação de $l=3; 6$ e 12 tratamentos, com a cultura do trigo em plantio direto sobre a palha, nas safras de 2003 e 2004. São Sepé-RS, 2005.

Table 2 – Percentile difference between two treatment averages and number of repetitions (parenthesis), plot size (m^2) estimate by many methods for number of spikes, weight of spikes and weight of kernel, with $l=3, 6$ and 12 treatments simulation, with wheat in no-tillage system, in 2003 and 2004. São Sepé-RS, 2005.

Diferença percentual entre duas médias de tratamentos (número de repetições)								
Percentile difference between two treatment means (number of repetitions)								
Método Method	2003				2004			
	m^2	$l=3$	$l=6$	$l=12$	m^2	$l=3$	$l=6$	$l=12$
-----Número de espigas parcela ⁻¹ -----								
-----Number of spikes plot ⁻¹ -----								
MOD1*	4,06	5,8 (8)	8,2 (4)	11,6 (2)	1,21	6,8 (26)	9,7 (13)	14,2 (6)
MOD2	1,31	6,0 (25)	8,7 (12)	12,3 (6)	0,74	6,0 (43)	8,6 (21)	12,5 (10)
MVAR	5,84	6,2 (5)	9,8 (2)	---	10,27	13,4 (3)	16,4 (2)	---
MCV [§]	0,07	7,2 (480)	10,2 (240)	14,4 (120)	0,02	2,6 (1600)	3,6 (800)	5,2 (400)
-----Peso de espigas (g parcela ⁻¹)-----								
-----Weigh of spikes (g plot ⁻¹)-----								
MOD1	2,64	7,3 (12)	10,3 (6)	14,6 (3)	1,08	6,4 (30)	9,1 (15)	13,3 (7)
MOD2	1,13	6,6 (29)	9,5 (14)	12,5 (7)	0,69	5,3 (47)	8,2 (23)	11,9 (11)
MVAR	10,10	9,5 (3)	11,7 (2)	---	12,99	19,6 (2)	---	---
MCV	0,04	5,2 (738)	7,3 (369)	10,3 (184)	0,02	2,3 (1920)	3,2 (960)	4,5 (480)
-----Peso de espigas (kg parcela ⁻¹)-----								
-----Weight of spikes (kg plot ⁻¹)-----								
MOD1	2,64	7,3 (12)	10,3 (6)	14,6 (3)	1,08	6,4 (30)	9,1 (15)	13,3 (7)
MOD2	1,13	6,6 (29)	9,5 (14)	12,5 (7)	0,69	5,3 (47)	8,2 (23)	11,9 (11)
MVAR	0,01	4,5 (4800)	6,3 (2400)	9,0 (1200)	0,01	1,5 (9600)	2,2 (4800)	3,1 (2400)
MCV	0,04	5,2 (738)	7,3 (369)	10,3 (184)	0,02	2,3 (1920)	3,2 (960)	4,5 (480)
-----Peso de grãos (g ha ⁻¹)-----								
-----Weight of kernel (g ha ⁻¹)-----								
MOD1	6,48	7,2 (5)	11,5 (2)	---	1,67	7,3 (20)	10,3 (10)	14,5 (5)
MOD2	1,68	8,0 (19)	11,6 (9)	17,5 (4)	0,89	6,5 (36)	9,2 (18)	13,1 (9)
MVAR	7,01	8,0 (4)	11,3 (2)	---	7,86	10,9 (4)	15,4 (2)	---
MCV	0,10	10,9 (331)	15,5 (165)	22,0 (82)	0,03	3,6 (1200)	5,1 (600)	7,2 (300)
-----Produtividade de grãos (kg ha ⁻¹)-----								
-----Weight of kernel (kg ha ⁻¹)-----								
MOD1	6,48	7,2 (5)	11,5 (2)	---	1,67	7,3 (20)	10,3 (10)	14,5 (5)
MOD2	1,68	8,0 (19)	11,6 (9)	17,5 (4)	0,89	6,5 (36)	9,2 (18)	13,1 (9)
MVAR	143,92	---	---	---	498,40	---	---	---
MCV	0,10	10,9 (331)	15,5 (165)	22,0 (82)	0,03	3,6 (1200)	5,1 (600)	7,2 (300)
-----Produtividade de grãos (ton ha ⁻¹)-----								
-----Weight of kernel (t ha ⁻¹)-----								
MOD1	6,48	7,2 (5)	11,5 (2)	---	1,67	7,3 (20)	10,3 (10)	14,5 (5)
MOD2	1,68	8,0 (19)	11,6 (9)	17,5 (4)	0,89	6,5 (36)	9,2 (18)	13,1 (9)
MVAR	0,30	9,6 (109)	13,6 (54)	19,3 (27)	0,11	4,4 (309)	6,2 (154)	8,7 (77)
MCV	0,10	10,9 (331)	15,5 (165)	22,0 (82)	0,03	3,6 (1200)	5,1 (600)	7,2 (300)

* MOD1: Método da máxima curvatura modificado por LESSMAN & ATKINS (1963); MOD2: Método da máxima curvatura modificado por MEIER & LESSMAN (1971); MVAR: máxima curvatura em função de $VU(x)$ THOMAS (1974); MCV: máxima curvatura em função de $CV(x)$ THOMAS (1974).

* MOD1 : Modified method of the maximum curvature (LESSMAN & ATKINS, 1963); MOD2 : Modified method of the maximum curvature (MEIER & LESSMAN, 1971); MVAR : maximum curvature as a function of $VU(x)$ (THOMAS, 1974); MVC : maximum curvature as a function of $CV(x)$ (THOMAS, 1974)

Conclusões

O método da máxima curvatura modificado em função da variância, para a estimativa do tamanho de cada parcela proposto por THOMAS (1974), é inapropriado por apresentar sensibilidade à unidade de mensuração das características avaliadas, enquanto o método da curvatura modificado em função do coeficiente de variação (THOMAS, 1974) subestima o tamanho da parcela. Os métodos de LESSMAN & ATKINS (1963) e MEIER & LESSMAN (1971) não apresentam tal sensibilidade, mas fornecem resultados coerentes e compatíveis com a cultura do trigo. O tamanho de parcela ideal para a cultura do trigo, em plantio direto sobre a palha, deve estar entre 0,74m² e 4,06m² para número de espigas; entre 0,69m² e 2,64m² para o peso de espigas e de 0,89m² a 6,48m² para a produtividade de grãos, independentemente de sua unidade de medida. É possível obter diferenças significativas entre duas médias (D) de até 14,2%, 14,6% e 17,5%, conforme o tamanho de cada parcela, número de repetições e do número de tratamentos utilizados, para o número de espigas, peso de espigas e peso de grãos.

Referências

- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Sistema brasileiro de classificação dos solos**. Brasília: Embrapa-SPI; Embrapa-CNPQ, 1999. 412p.
- GOMEZ, K. A.; GOMEZ, A. A. **Statistical procedures for agricultural research**. 2. ed. New York: John Wiley, 1984. 680p.
- HALLAUER, A. R. Estimation of soil variability and convenient plot size from corn trials. **Agronomy Journal**, Madison, v.56, p.493-499, 1964.
- HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v.53, p.279-280, 1961.
- HENRIQUE NETO, D.; SEDIYAMA, T.; SOUZA, M. A.; CECON, P. R.; YAMANAKA, C. H.; SEDIYAMA, M. A. N.; VIANA, A.E.S. Tamanho de parcela em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.39, p.517-524, 2004.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Banco de Dados Agregados**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/protabl.asp?z=p&o=18&i=p>> Acesso em: 30 jun. 2006.
- LESSMAN, K. J.; ATKINS, R. E. Optimum plot size and relative efficiency of lattice designs for grain sorghum yield tests. **Crop Science**, Madison, v.3, p.477-841, 1963.
- LIN, C. S.; BINNS, M. R. Relative efficiency of two randomized block designs having different plot size and numbers of replications and of plots per block. **Agronomy Journal**, Madison, v.78, p.531-534, 1986.
- LUCIO, A. D.; STORCK, L.; BANZATTO, D. A. Classificação dos ensaios de competição de cultivares quanto a sua precisão. **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, Porto Alegre, v.5, p.99-103, 1999.
- LUGO, F. C. Tamaño de parcela experimental y su forma. **Revista de la Facultad de Agronomía**, Maracay, n.3, v.9, p.55-74, 1977.
- MEIER, V. D.; LESSMAN, K. J. Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abyssinica* Hochst. **Crop Science**, Madison, v.11, p.648-650, 1971.
- MUNDSTOCK, C. M. **Planejamento e manejo integrado da lavoura de trigo**. Porto Alegre: UFRGS, 1999. 228p.
- SMITH, H. F. An empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **The Journal Agricultural Science**, Cambridge, n.1, v.28, p.1-23, 1938.
- STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics**. 3 ed. Nova York: McGraw Hill 1997. 666p.
- THOMAS, E. J. Relationship between plot size and plot variance. **Agricultural Research Journal of Kerala**, Thrissur, v.12, p.178-189, 1974.

Recebido em 24-11-2005

Aceito para publicação em 15-02-2007