



Revista Ceres

ISSN: 0034-737X

ceresonline@ufv.br

Universidade Federal de Viçosa

Brasil

Homrich Lorentz, Leandro; Erichsen, Ronaldo; Dal'Col Lúcio, Alessandro
Proposta de método para estimação de tamanho de parcela para culturas agrícolas

Revista Ceres, vol. 59, núm. 6, noviembre-diciembre, 2012, pp. 772-780

Universidade Federal de Viçosa

Vicosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305226962006>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Proposta de método para estimação de tamanho de parcela para culturas agrícolas

Leandro Homrich Lorentz¹, Ronaldo Erichsen², Alessandro Dal'Col Lúcio³

RESUMO

Dentre as formas reconhecidas para redução do erro experimental, destaca-se o tamanho ótimo da parcela experimental para aplicação dos tratamentos, existindo vários métodos para sua estimativa, baseados em diferentes princípios. O objetivo deste trabalho é propor um método alternativo para a estimativa do tamanho ótimo de parcela, para culturas agrícolas, compará-lo com métodos clássicos para esse fim e identificar com quais parâmetros seus resultados estão correlacionados. Realizou-se a validação dos resultados, utilizando-se dados de quatro experimentos com plantas de pimentão, em que se avaliou a produção de frutos, acumulada nas várias colheitas, cultivado em estufa com cobertura plástica. Os resultados obtidos pelo método proposto, denominado Método da Máxima Distância, são coerentes, mas fracamente associados aos resultados observados pelos demais métodos clássicos. O tamanho ótimo da parcela, estimado pelo Método da Máxima Distância, é fortemente influenciado pelo índice de heterogeneidade da produção, que mede a correlação entre as produções de parcelas contíguas. Há, ainda, as características de ser de fácil aplicação, praticamente invariável à acumulação da produção em diversas colheitas, adequando-se para culturas com duas ou mais colheitas nas mesmas plantas, como em experimentos com culturas olerícolas ou forrageiras.

Palavras-chave: precisão experimental, planejamento de experimentos, índice de heterogeneidade, *Capsicum annuum* L., colheitas múltiplas.

ABSTRACT

Proposal method for plot size estimation in crops

Optimum plot size for the application of treatments is among the recognized methods to reduce the experimental error. There are several methods for plot estimation based on different principles. The objective of this paper was to propose an alternative method for the estimation of optimum plot size for crops, compare it with classical methods and to identify which parameters their results are correlated with. Fruit yield data from four experiments with sweet pepper cultivated in a greenhouse were used to validate the proposed method. It was evaluated the yield accumulated in several harvests. The results obtained by the proposed method, denominated Maximum Distance Method, are consistent, but weakly associated with the results obtained by other classical methods. The optimal plot size estimated by the Maximum Distance Method is strongly influenced by the heterogeneity index of production that measures the correlation between the productions in contiguous plots. It still has the characteristics of being easy to apply, remains practically unchanged in the cumulative productions, adapting to crops with two or more harvests in the same plants, as in vegetable crops or forage experiments.

Key words: experimental precision, planning of experiments, heterogeneity index, *Capsicum annuum* L, multiple harvests.

Recebido para publicação em 13/04/2012 e aprovado em 22/11/2012.

¹Engenheiro-Agrônomo, Doutor. Universidade Federal do Pampa, Campus São Gabriel, Avenida Antônio Trilha, 1847, Centro, 97300-000, São Gabriel, Rio Grande do Sul, Brasil. leandrolorentz@unipampa.edu.br (autor para correspondência)

²Físico, Pós-Doutor. Universidade Federal do Pampa, Campus São Gabriel, Avenida Antônio Trilha, 1847, Centro, 97300-000, São Gabriel, Rio Grande do Sul, Brasil. ronaldoerichsen@gmail.com

³Engenheiro-Agrônomo, Doutor. Departamento de Fitotecnia, Universidade Federal de Santa Maria, Avenida Roraima, 1.000, Bairro Camobi, 97105 900, Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil. adlucio@uol.com.br

INTRODUÇÃO

O tamanho de parcela é um dos parâmetros experimentais reconhecidos pela literatura como forma de reduzir o erro experimental e está associado à escolha do delineamento adequado e ao uso de observações concomitantes (Steel *et al.*, 1997). Sua determinação baseia-se na relação, notadamente inversa, entre o tamanho da parcela e a precisão do experimento. O aumento do tamanho da parcela, entretanto, não resulta em comportamento linear decrescente das medidas de variabilidade, como a variância ou o coeficiente de variação, mas, em função potencial negativa, pois ocorrem, inicialmente, melhorias relevantes na precisão com pequeno aumento do tamanho e, a partir de um determinado ponto (X_0), esse efeito se reduz gradativamente. Assim, o aumento do tamanho da parcela a partir desse ponto produz pouco incremento em precisão, como descrito em trabalho clássico de Smith (1938). A partir desse ponto, o aumento da precisão é obtido pelo uso de mais repetições.

Vários são os métodos que visam a estimar esse ponto e a indicá-lo como o tamanho ótimo da parcela (X_0). A literatura contempla diversos métodos para sua determinação, que se valem de vários princípios, como a identificação do ponto, de forma visual (Federer, 1955), por métodos algébricos (Lessman & Atkins, 1963; Méier & Lessman, 1971), com base em modelos de superfície de resposta (Barros & Tavares, 1995), a partir de experimentos com aplicação de tratamentos (Rossetti, 2002; Alves & Seraphin, 2004), por uso do coeficiente de autocorrelação parcial de primeira ordem (Paranaíba *et al.*, 2009), ou, ainda, de regressão linear com resposta em *plateau* (Cargnelutti Filho *et al.*, 2011).

Como já observado por Henriques Neto *et al.* (2004), Mello *et al.* (2004), Lopes *et al.* (2005), Donato *et al.* (2008) e Cargnelutti Filho *et al.* (2011), os diversos métodos de estimação do tamanho de parcela levam a diferentes resultados. Há diferenças mesmo quando os métodos baseiam-se em princípios semelhantes, como o da estimativa do ponto de máxima curvatura da relação entre o coeficiente de variação ou variância, em função do tamanho de parcelas simuladas. Isso ocorre, principalmente, porque os métodos consideram de forma diferente as relações entre os parâmetros estimados para sua determinação.

Como alternativa aos métodos de estimação de tamanho de parcela, o objetivo deste trabalho é propor um método iterativo para estimativa do tamanho ótimo de parcela, compará-lo com resultados de métodos clássicos e identificar com quais parâmetros seus resultados são correlacionados.

MATERIAL E MÉTODOS

Base teórica para o método

O método proposto une os conceitos da Lei da Variância, proposta por Smith (1938), e o método da máxima curvatura, proposto por Federer (1955).

Para sua aplicação, é necessária a instalação e condução de um experimento em branco, com a cultura de interesse. Em seguida, subdivide-se a área experimental em porções menores, denominadas de unidades básicas, das quais são coletados os dados de forma independente, normalmente informações da produção, identificando a posição relativa (fila e parcela dentro da fila) da planta ou parcela na área experimental. Posteriormente à tomada dos dados, são simuladas parcelas de tamanhos e formas diferentes, por meio da soma da produção das parcelas contíguas. Federer (1955) orienta que, para cada tamanho simulado (X), calcule-se o coeficiente de variação (CV_x), o qual deve ser colocado em um gráfico de dispersão em relação ao tamanho da respectiva parcela. Então, é traçada uma linha que represente a relação entre X e CV_x , para a qual espera-se que tenha a forma de um J invertido. Em seguida, por inspeção visual, identifica-se o ponto da máxima curvatura da relação, o qual indica o tamanho ótimo de parcela (Figura 1).

A Lei da Variância é baseada no pressuposto de que a heterogeneidade do solo pode ser medida por meio do desempenho das plantas, que tem por princípio a relação inversa entre uma medida de dispersão (como coeficiente de variação ou variância reduzida) dos valores obtidos nas parcelas de diferentes tamanhos e o respectivo tamanho de parcela. Essa relação pode ser descrita por um modelo potencial negativo $VU_x = \frac{V_1}{X^b}$, em que VU_x é a variância reduzida a uma unidade básica (planta), V_1 é a estimativa da variância de uma unidade básica, X é o tamanho de parcela simulada e b indica o índice de heterogeneidade do solo, que expressa a correlação entre as parcelas contíguas, variando entre zero e um (Smith, 1938).

O método propõe-se a encontrar o ponto da máxima distância entre a curva formada pelos valores estimados com base na relação de Smith (1938), cujo domínio compreende o intervalo entre o menor e o maior tamanho de parcela simulado, e uma reta gerada entre os pares ordenados de menor tamanho de parcela e respectivo VU_x e maior tamanho simulado e seu respectivo VU_x , conforme Figura 1, podendo VU_x ser substituído por CV_x .

Descrição do método da máxima distância (MMD)

Para resolução desse problema, parte-se de geometria formada por uma curva, y_C , descrita por $y_C = \frac{a}{X^b}$, e uma reta secante a esta curva, y_R , dada por $y_R = cx+d$, em que

a e b podem ser os parâmetros V_1 e b (Smith, 1938), que originará o tamanho ótimo de parcela, pelo método denominado MMDV₁ ou A e B (Lessman & Atkins, 1963), resultando no tamanho ótimo pelo método MMDCV.

Procura-se o ponto da curva y_c que esteja à maior distância da reta y_r , desde que o segmento de reta ao longo dessa distância seja perpendicular à reta y_r .

O método de solução aqui apresentado propõe expressar a reta perpendicular à reta y_r , como auxílio para encontrar o ponto procurado da curva y_c . Assim, chamar-se-á y_p esta reta perpendicular à reta y_r , expressa por $y_p = ex + f$.

O coeficiente angular c e o coeficiente linear d , ambos da reta y_r , são fixos, e podem ser obtidos a partir dos dois pontos de y_r comuns à curva y_c .

Sendo o ponto em comum entre y_c e y_r , que está mais à esquerda, dado por (x_{CRI}, y_{CRI}) , e o ponto em comum mais à direita, dado por (x_{CRf}, y_{CRf}) , então c e d são expressos, respectivamente, por $c = \frac{y_{CRf} - y_{CRI}}{x_{CRf} - x_{CRI}}$ e $d = y_{CRI} - cx_{CRI}$, ou $d = y_{CRf} - cx_{CRf}$, sendo estas expressões para d obtidas, isolando-o na equação para y_r , tendo sido substituído, nessa, o ponto (x_{CRI}, y_{CRI}) , ou o ponto (x_{CRf}, y_{CRf}) .

O coeficiente angular da reta y_p também é fixo e pode ser obtido, usando-se a condição de que as retas y_r e y_p sejam perpendiculares entre si. Desta maneira, $e = \frac{-1}{c}$.

A determinação do coeficiente linear f da reta y_p faz parte do método iterativo proposto como parte do objetivo deste trabalho. Este método tem as seguintes etapas:

1) Tomam-se determinados valores sobre o eixo dos x , situados entre os valores mencionados x_{CRI} e x_{CRf} . Se esses valores sobre o eixo x forem igualmente espaçados, então este espaçamento é dado por $\Delta = \frac{x_{CRf} - x_{CRI}}{n}$, em que n é o número de intervalos em que será dividido o domínio da função (por exemplo, 10000 intervalos).

2) Para um valor determinado sobre o eixo x , p.e., x_j , calcula-se $y_c(x_j)$ e faz-se $y_c(x_j) = y_p(x_j)$, ou seja, a reta y_p , perpendicular à reta y_r , intercepta a curva y_c em x_j . Os valores $y_c(x_j)$ e $y_p(x_j)$ doravante serão referidos como y_{cj} e y_{pj} .

3) Obtém-se f , isolando-o na equação para y_p , tendo sido substituído nela o ponto (x_j, y_{pj}) , de forma que $f = y_{pj} - e_{xj}$, o que proporciona conhecer completamente a reta y_p .

4) Obtém-se o ponto em comum entre y_r e y_p , (x_{RPj} , y_{RPj}), resolvendo-se o sistema $\begin{cases} y_{RPj} = cx_{RPj} + d \\ y_{RPj} = ex_{RPj} + f \end{cases}$, o qual

tem como solução $x_{RPj} = \frac{f - d}{c - e}$.

5) Calcula-se a distância entre os pontos (x_{cj}, y_{cj}) e (x_{RPj}, y_{RPj}) , distância esta sobre a reta y_p , a qual é perpendicular a y_r , e é dada por $d_{CR} = \sqrt{(y_{cj} - y_{RPj})^2 + (x_{cj} - x_{RPj})^2}$.

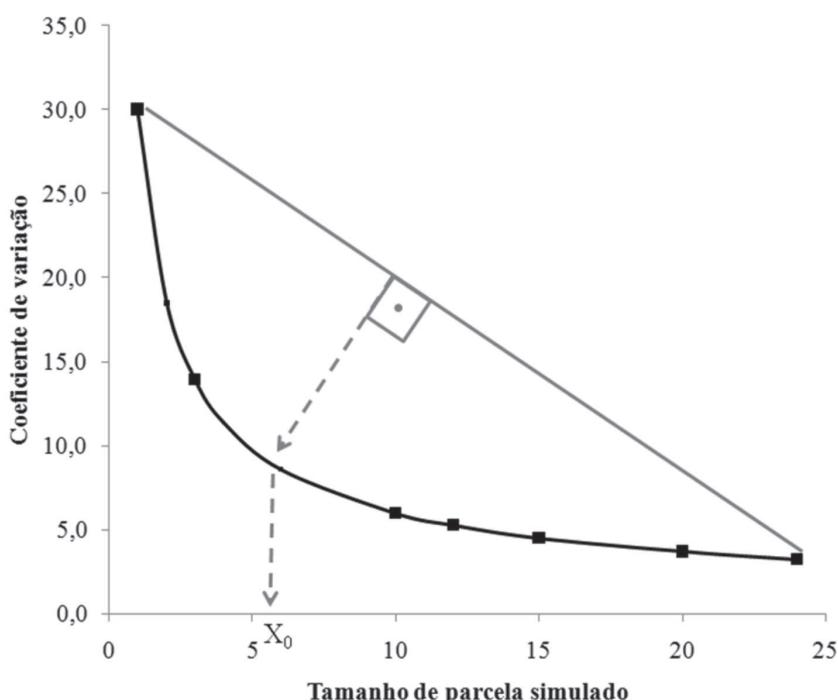


Figura 1. Representação esquemática do ponto a ser estimado como tamanho ótimo de parcela pelo Método da Máxima Distância.

6) Repetindo-se as etapas de (2) a (5) para x_j variando de x_1 a x_n (percorrendo todo o intervalo de interesse sobre o eixo x, de x_{ci} a x_{cf}), armazenam-se, dos valores de d_{CR} calculados, o maior deles ($d_{CRmáx}$) e as correspondentes coordenadas do ponto sobre a curva y_c , ($x_{Cmáx}$, $y_{Cmáx}$). Esse valor máximo $d_{CRmáx}$ é a distância máxima entre a curva dada por y_c e a reta y_r , distância esta sobre um segmento de reta perpendicular a y_r .

A esta distância $d_{CRmáx}$ corresponde um ponto ($x_{Cmáx}$, $y_{Cmáx}$) sobre a curva y_c , o qual fica, assim, determinado, e é a solução do problema a que se propôs aqui resolver.

A programação para obtenção do tamanho ótimo de parcela pelos métodos propostos está disponibilizada na Tabela 4, utilizando-se o SAS Enterprises Guide 4.2. As informações que devem ser fornecidas para sua execução são: os pares V_1 e b ou A e B e o intervalo do domínio da função, dado pelo menor tamanho simulado (p.e. $xc1 = 1$) e maior tamanho de parcela simulado (p.e. $xcf = 24$), e o número de espaçamentos para subdividir-se o domínio da função (p.e. $imax = 10000$). O resultado é o tamanho ótimo, pelos métodos MMDV₁ ou MMDCV, apresentado diretamente no *output* do software.

Validação com dados reais

Para a validação dos resultados, utilizaram-se dados provenientes de quatro experimentos em branco, com a cultura do pimentão em cultivo protegido, implantados durante as estações de cultivo verão/outono de 2001 e 2002, nos quais foram realizadas cinco e quatro colheitas, respectivamente; e na estação inverno/primavera dos anos de 2001 e 2003, em que foram realizadas oito e quatro colheitas, respectivamente. Todos os experimentos foram conduzidos no Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, em estufas de dimensões 24 x 10m, cobertas por filme de polietileno de baixa densidade, de 100 micras de espessura, situadas nas coordenadas 29°43'23"S e 53°43'15"W e altitude 95 m. Mais detalhes sobre tratos culturais, datas de implantação, infraestrutura, etc., podem ser obtidos em Lorentz (2008).

A área experimental total era composta por dez linhas de cultivo, orientadas no sentido Norte-Sul, com 70 plantas cada. Subdividiu-se a área em duas partes (lados leste e oeste), pois, segundo Lúcio *et al.* (2003) e Mello *et al.* (2004), o interior da estufa plástica constitui-se de um ambiente heterogêneo e a subdivisão foi uma tentativa de reduzir a heterogeneidade, oriunda da incidência solar, nas laterais do cultivo protegido ao longo do dia. Então, desprezaram-se as linhas de borda e as cinco primeiras plantas de cada linha, totalizando área útil de quatro linhas, de 60 plantas por lado, das quais se pesou a fitomassa fresca acumulada nas colheitas dos frutos de pimentão de cada planta, identificada a sua posição den-

tro da linha. As plantas com produção nula nas colheitas receberam valor zero.

A partir das produções individuais das plantas, foram simulados 17 tamanhos distintos de parcelas (em número de plantas, X) com diferentes larguras (L) e comprimentos (C), obtidos pela soma da produção das plantas adjacentes, com os seguintes tamanhos: 1*1 (X = 1 planta), 1*2 (X = 2 plantas), 1*3 (X = 3 plantas), 1*4 (X = 4 plantas), 1*6 (X = 6 plantas), 1*10 (X = 10 plantas), 1*12 (X = 12 plantas), 1*15 (X = 15 plantas), 1*20 (X = 20 plantas), 2*2 (X = 4 plantas), 2*3 (X = 6 plantas), 2*4 (X = 8 plantas), 2*6 (X = 12 plantas), 2*10 (X = 20 plantas), 2*12 (X = 24 plantas), 4*4 (X = 16 plantas), 4*6 (X = 24 plantas), em que X = L*C.

Para cada tamanho de parcela simulado, calcularam-se a média (M_x), a variância (V_x) e o número de repetições ($r_x = 240/X$). A partir desses dados, calcularam-se variância reduzida para uma unidade básica dada por $VU_x = \frac{V_x}{X^2}$, o coeficiente de variação $CV_x = 100 \sqrt{\frac{V_x}{M_x}}$ e os graus de liberdade ($GL_x = r_x - 1$).

A seguir, estimou-se o índice de heterogeneidade da produção (b), por meio da equação $VU_x = \frac{V_1}{X^b}$ (Smith, 1938), em que V_1 é a estimativa da variância entre as parcelas de uma unidade básica. Analogamente à equação acima, estimaram-se os coeficientes A e B da função $CV_x = \frac{A}{X^B}$, proposta por (Lessman & Atkins, 1963), em que A estima o coeficiente de variação entre as parcelas de uma unidade básica e B=0,5b, ambas logaritmizadas e ponderadas pelos graus de liberdade associados aos respectivos tamanhos de parcela (Federer, 1955; Steel *et al.*, 1997).

Realizou-se a comparação das equações geradas dentro de cada colheita e experimento para a mesma origem (V_1 e A) e mesma inclinação (b e B) entre os lados da estufa plástica, pelo método de Snedecor (Schneider 2009).

Calculou-se o tamanho da parcela também pelo método da regressão quadrática, com resposta com *plateau* (RQP), dado por $Y_i = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 & \text{se } X \leq X_0 \\ \beta_0 + \beta_1 X_0 + \beta_2 X_0^2 & \text{se } X > X_0 \end{cases}$, em que β_0 , β_1 , β_2 são parâmetros da equação quadrática, X_0 será o tamanho ótimo de parcela, estimado por esse método, que satisfaz a condição $X_0 = \frac{-\beta_1}{2\beta_2}$ (Kaps e Lamberson, 2004), considerando-se o ponto de mínima da equação, e pelo método da máxima curvatura modificado (MCM),

conforme a equação $X_0 = \left[\frac{A^2 B^2 (2B+1)}{B+2} \right]^{\frac{1}{2B+2}}$, em que X_0

representa o tamanho ótimo de parcela, em número de plantas, estimado pelo método (Méier & Lessman, 1971).

Procedeu-se à análise de correlação linear simples, com 5% de probabilidade de erro, entre a média e a variância e coeficiente de variação, os coeficientes V_1 , b , A , B e as estimativas do tamanho ótimo pelos métodos MCM, RQP, $MMDV_1$ e $MMDCV$.

Para o cálculo das variâncias dos diferentes tamanhos de parcela, utilizou-se programação no aplicativo MS-Excel, e, para as demais determinações, o software SAS Enterprise Guide 4.2 (SAS, 2008).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Observa-se que uma estufa com cobertura plástica, com plantas cultivadas no solo, constitui-se um ambiente altamente heterogêneo, corroborando os resultados de Lúcio *et al.* (2003), podendo ser verificado pelos elevados coeficientes de variação, pois 50% dos CV_x apresentam-se entre 30,0 e 50,0% e 28,57% dos CV_x superiores a 100%, mas com certa tendência a diminuir com o acúmulo da produção das colheitas (Tabela 1).

Observa-se que os coeficientes de determinação, relativos ao ajustamento da equação de Smith (1938) e Lessman & Atkins (1963) logaritmizados, foram elevados, na maioria dos casos superiores a 90%, indicando que os dados comportam-se como o esperado, ajustando a relação potencial negativa. Assim, infere-se que os 17 tamanhos de parcela simulados foram eficientes em captarem a correlação real entre a produção das plantas nas colheitas acumuladas.

Observa-se que o índice de heterogeneidade do solo (b), que reflete a correlação entre as parcelas contíguas, mostrou-se elevado, sendo 50% dos valores encontrados entre 0,800 e 1,000 e 12% superiores à unidade, indicando as que produções das parcelas vizinhas não são correlacionadas. Ou seja, além de ser um ambiente heterogêneo, essa heterogeneidade está dispersa entre as plantas, aleatoriamente. Verificou-se, ainda, que só não se constatou paralelismo dos índices de heterogeneidade (b), entre os lados leste e oeste, na primeira colheita dos cultivos realizados no verão/outono de 2001 e 2002 e na estação inverno/primavera de 2003, casos, estes, em que as plantas contíguas apresentaram variações em intensidades diferentes, entre os lados da estufa, o que se torna não significativo, a partir do acúmulo de duas ou mais colheitas.

Por meio do método da Máxima Curvatura Modificado (Méier & Lessman, 1971), o tamanho recomendado variou entre seis e 13 plantas por parcela, dependendo do número de colheitas realizadas e da estação de cultivo das plantas (Tabela 2), como, por exemplo, no caso do Experimento 1, no qual seriam necessárias parcelas

de 13 plantas, caso se optasse por uma única colheita, e sete plantas, caso o interesse fosse acumular cinco colheitas. Considerando-se os resultados baseados nesse método, o tamanho ótimo de parcela tende a ser menor, à medida que a produção das plantas acumula-se nas sucessivas colheitas, acompanhando a tendência do coeficiente de variação.

O método da regressão quadrática com resposta com *plateau* (RQP) apresentou respostas coerentes, com medidas variando, na maioria das vezes, entre dez e 13 plantas por parcela (Tabela 2), sem, entretanto, resultados significativamente correlacionados com os dos demais métodos avaliados, contrariando Cargnelutti Filho *et al.* (2011), os quais encontraram medidas altamente associadas com as estimativas geradas pelo MCM.

Pelo Método da Máxima Distância proposto (tanto o $MMDV_1$ como o $MMDCV$), o tamanho da parcela estimado foi de cinco ou seis plantas por parcela, indiferentemente quanto às produções acumuladas nas várias colheitas (Tabela 2). Essa característica torna o método adequado para determinação do tamanho de parcela, para culturas em que são realizadas diversas colheitas nas mesmas plantas, ou medidas repetidas na mesma parcela, como as olerícolas ou forrageiras, sendo necessária a tomada dos dados apenas em um único momento, para se obter esse parâmetro, pois é esperado o mesmo valor estimado para as demais colheitas.

A fim de verificar quais os parâmetros responsáveis pela determinação do tamanho da parcela, investigou-se a correlação entre os tamanhos estimados pelos diferentes métodos e os parâmetros usados para seu cálculo e medidas descritivas (Tabela 3), a partir da matriz de correlação entre os dados apresentados na Tabela 1.

A estimativa do tamanho ótimo, pelo método da Máxima Curvatura Modificado (MCM), mostrou-se fortemente associada à variabilidade da produção da cultura, refletida pela estimativa do coeficiente de variação (A), com correlação de 0,99, corroborando a magnitude da associação encontrada por Storck *et al.* (2006a) e Oliveira *et al.* (2006), para as culturas do milho e batata, respectivamente. No entanto, os resultados encontrados contrariaram os relatos, dos mesmos autores, em relação ao índice de heterogeneidade da produção, pois a correlação encontrada por eles foi positiva e alta entre esses atributos e, neste caso, foi negativa e não significativa ($r_{MCM,b} = -0,284$).

Já os métodos propostos, tiveram associação praticamente perfeita e negativa (-0,999) com o índice de heterogeneidade da produção (b), que reflete a correlação da produção observada entre as parcelas contíguas, sendo esse o principal determinante do resultado observado. Esse parâmetro, na equação de Smith (1938), modela a curvatura do decréscimo da variável resposta (VU_x ou CV_x), com o aumento do tamanho da parcela simulada (X).

Os valores gerados pelo Método da Máxima distância, em relação ao V_1 e CV_x (MMDCV e MMDV1, respectivamente), apresentaram correlação praticamente perfeita (0,999) entre si, o que se justifica pelo fato de ambas basearem-se no mesmo princípio e por apresentarem alta correlação entre os índices b e B, com estimativas ligeiramente superiores, quando utilizados os parâmetros A e B.

O bom ajustamento das equações também é refletido, ao se relacionar o CV_x observado e o A (CV_x estimado pelas equações) e a Variância observada e a VU_x (Variância estimada pelas equações), que geraram correlação de 0,969 e 0,956, respectivamente.

Frente aos resultados, podem-se observar algumas características do método proposto: a escolha pela esta-

Tabela 1. Coeficiente de Variação (CV%), coeficientes V_1 e b estimados dos modelos de Smith (1938) e A e B estimados pelo método de Lessman & Atkins (1963), coeficiente de determinação ajustado (r^2) para produções de frutos de pimentão acumulados nas colheitas em ambos os lados da estufa

Experimento	Prod. acumulada	Lado	CV%	V_1	b	A	B	r^2
1	C1-C1	Leste	93,4	0,026	0,872*	93,962	0,436*	0,97
1	C1-C1	Oeste	82,9	0,044	0,614	82,411	0,307	0,94
1	C1-C2	Leste	65,4	0,065	0,937 ^{ns}	65,709	0,468 ^{ns}	0,95
1	C1-C2	Oeste	45,3	0,068	1,057	46,255	0,528	0,97
1	C1-C3	Leste	46,0	0,093	0,988 ^{ns}	46,007	0,494 ^{ns}	0,97
1	C1-C3	Oeste	38,0	0,089	1,044	38,917	0,522	0,98
1	C1-C4	Leste	44,1	0,122	0,932 ^{ns}	43,161	0,466 ^{ns}	0,96
1	C1-C4	Oeste	36,5	0,121	0,998	37,359	0,499	0,94
1	C1-C5	Leste	41,6	0,186	1,002 ^{ns}	42,162	0,501 ^{ns}	0,95
1	C1-C5	Oeste	33,2	0,122	1,029	33,950	0,515	0,96
2	C1-C1	Leste	93,4	0,168	0,734 ^{ns}	68,581	0,367 ^{ns}	0,89
2	C1-C1	Oeste	82,9	0,085	0,752	101,387	0,376	0,93
2	C1-C2	Leste	51,9	0,188	0,894 ^{ns}	51,615	0,447 ^{ns}	0,95
2	C1-C2	Oeste	62,0	0,197	1,013	63,276	0,507	0,97
2	C1-C3	Leste	45,1	0,266	0,923 ^{ns}	45,007	0,462 ^{ns}	0,98
2	C1-C3	Oeste	44,3	0,257	0,969	44,194	0,485	0,99
2	C1-C4	Leste	43,3	0,313	0,931 ^{ns}	43,718	0,466 ^{ns}	0,97
2	C1-C4	Oeste	43,1	0,304	0,980	43,113	0,490	0,99
3	C1-C1	Leste	98,1	0,026	1,000*	100,076	0,500*	0,96
3	C1-C1	Oeste	80,9	0,042	0,531	80,651	0,265	0,95
3	C1-C2	Leste	109,3	0,017	0,663 ^{ns}	104,361	0,331 ^{ns}	0,92
3	C1-C2	Oeste	105,6	0,017	0,714	105,057	0,357	0,93
3	C1-C3	Leste	81,5	0,027	0,679 ^{ns}	78,378	0,339 ^{ns}	0,96
3	C1-C3	Oeste	80,9	0,026	0,768	79,553	0,384	0,93
3	C1-C4	Leste	54,6	0,041	0,892 ^{ns}	52,944	0,446 ^{ns}	0,97
3	C1-C4	Oeste	66,1	0,052	0,740	66,896	0,370	0,84
3	C1-C5	Leste	51,5	0,049	0,842 ^{ns}	49,932	0,421 ^{ns}	0,96
3	C1-C5	Oeste	57,1	0,064	0,751	57,027	0,375	0,81
3	C1-C6	Leste	52,6	0,067	0,820 ^{ns}	50,882	0,410 ^{ns}	0,95
3	C1-C6	Oeste	46,5	0,074	0,878	46,933	0,439	0,90
3	C1-C7	Leste	49,3	0,076	0,902 ^{ns}	48,081	0,451 ^{ns}	0,97
3	C1-C7	Oeste	45,6	0,081	0,830	46,027	0,415	0,93
3	C1-C8	Leste	47,3	0,093	0,988 ^{ns}	45,632	0,494 ^{ns}	0,97
3	C1-C8	Oeste	43,1	0,094	0,920	43,283	0,460	0,92
4	C1-C1	Leste	93,4	0,075	0,818*	107,334	0,409*	0,90
4	C1-C1	Oeste	82,9	0,054	0,612	82,362	0,306	0,98
4	C1-C2	Leste	47,2	0,131	0,834*	48,386	0,417*	0,97
4	C1-C2	Oeste	52,8	0,126	0,685	52,506	0,343	0,96
4	C1-C3	Leste	39,2	0,192	0,691 ^{ns}	39,852	0,346	0,97
4	C1-C3	Oeste	41,1	0,189	0,656	40,521	0,328	0,98
4	C1-C4	Leste	38,1	0,200	0,672 ^{ns}	38,578	0,336	0,97
4	C1-C4	Oeste	39,7	0,205	0,651	39,059	0,326	0,98

^{ns} Aceita-se a hipótese de paralelismo entre ambos os lados, com 5% de probabilidade de erro. *Retas não paralelas entre ambos os lados.

Tabela 2. Tamanho ótimo de parcela estimado pelos métodos da Máxima Curvatura Modificado (MCM), método da regressão quadrática com resposta com plateau (RQP) e métodos da máxima distância, utilizando os coeficientes V_1 e b ($MMDV_1$) ou A e B ($MMDCV$)

Exper	Método	C1C1	C1C2	C1C3	C1C4	C1C5	C1C6	C1C7	C1C8
LADO LESTE									
1	MCM	12	9	7	7	7	—	—	—
1	MMDCV	6	6	6	6	6	—	—	—
1	MMDV1	5	5	5	5	5	—	—	—
1	RQP	9	10	9	8	9	—	—	—
2	MCM	9	8	7	7	—	—	—	—
2	MMDCV	6	6	6	6	—	—	—	—
2	MMDV1	5	5	5	5	—	—	—	—
2	RQP	9	10	10	10	—	—	—	—
3	MCM	13	13	10	8	8	8	8	7
3	MMDCV	6	6	6	6	6	6	6	6
3	MMDV1	5	6	6	5	5	5	5	5
3	RQP	11	7	8	8	9	8	9	8
4	MCM	13	8	6	6	—	—	—	—
4	MMDCV	6	6	6	6	—	—	—	—
4	MMDV1	5	5	6	6	—	—	—	—
4	RQP	10	12	13	12	—	—	—	—
LADO OESTE									
1	MCM	10	8	7	7	6	—	—	—
1	MMDCV	6	6	6	6	6	—	—	—
1	MMDV1	6	5	5	5	5	—	—	—
1	Plateau	9	10	10	10	9	—	—	—
2	MCM	13	9	7	7	—	—	—	—
2	MMDCV	6	6	6	6	—	—	—	—
2	MMDV1	5	5	5	5	—	—	—	—
2	Plateau	9	9	10	10	—	—	—	—
3	MCM	10	13	11	9	8	7	7	7
3	MMDCV	7	6	6	6	6	6	6	6
3	MMDV1	6	5	5	5	5	5	5	5
3	Plateau	10	10	9	10	9	9	10	9
4	MCM	10	8	6	6	—	—	—	—
4	MMDCV	6	6	6	6	—	—	—	—
4	MMDV1	6	6	6	6	—	—	—	—
4	Plateau	9	10	11	10	—	—	—	—

Tabela 3. Correlação entre as estatísticas média, variância e coeficiente de variação (M_x , V_x e CV_x , respectivamente), coeficientes V_1 e b Smith (1938) e A e B Lessman & Atkins (1963) e o tamanho ótimo de parcela estimado pelos métodos da Máxima Curvatura Modificado (MCM), método da regressão quadrática com resposta com plateau (RQP) e métodos da máxima distância, utilizando V_1 e b ($MMDV_1$) e A e B ($MMDCV$)

	V_1^1	CV_x	V_1	b	A	B	MCM	$MMDV_1$	$MMDCV$	RQP
M_x	0,928*	-0,849*	0,867*	0,337*	-0,823*	0,339*	-0,828*	-0,334*	-0,337*	0,441*
V_x		-0,653*	0,956*	0,263 ^{ns}	-0,631*	0,265 ^{ns}	-0,633*	-0,262 ^{ns}	-0,265 ^{ns}	0,374*
CV_x			-0,564*	-0,436*	0,969*	-0,437*	0,956*	0,434*	0,437*	-0,298 ^{ns}
V_1				0,234 ^{ns}	-0,571*	0,237 ^{ns}	-0,570*	-0,235 ^{ns}	-0,236 ^{ns}	0,394*
b					-0,401*	1,000*	-0,284*	-0,999*	-0,999*	-0,079 ^{ns}
A						-0,402*	0,990*	0,399*	0,401*	-0,254 ^{ns}
B							-0,285 ^{ns}	-0,999*	-0,999*	-0,078 ^{ns}
MCM								0,280 ^{ns}	0,284 ^{ns}	-0,300 ^{ns}
$MMDV_1$									0,999*	0,083 ^{ns}
$MMDCV$										0,079 ^{ns}

^{ns} Coeficiente de correlação de Pearson não significativo a 5% de probabilidade de erro; *Correlação significativa a 5%.

Tabela 4. Rotina de programação para SAS Enterprises Guide 4.2.

```

data método; A = 92.962; B = 0.468; *Valores de A e B – fornecido pelo pesquisador;
xci = 1; xcf = 24; * Domínio da função (menor e maior tamanho simulado);
imax = 10000; * Número de subdivisões do domínio;
yci = a/(xci**b); ycf = a/(xcf**b);
xri=xci; xrf=xcf;
yri=yci; yrf=ycf;
c = (yrf-yri)/(xrf-xri);
d = yri-c*xri;
e = -1/c;
deltax = (xcf-xci)/imax;
xc=xci;
distaa = sqrt((yci-yri)**2+(xci-xri)**2);
do i = 1 to imax;
  xc = xc+deltax;
  yc = a/(xc**b);
  f=yc-e*xc;
  xr = (f-d)/(c-e);
  yr = c*xr + d;
  distap = sqrt((yc-yr)**2+(xc-xr)**2);
  output;
end;
run;

proc summary data = método; *Obtenção da maior distância;
var distap; output out = máximo
max = distapm;
run;

proc sort data = método;
by descending distap; run;
data results;
merge método máximo; keep xc yc distap distapm;
if distap = distapm then output;
run;

proc print data = results;
run;

```

tística de dispersão VU_x ou CV_x influenciou a estimativa do tamanho ótimo da parcela, sendo preferido o uso do CV_x , associado aos parâmetros A e B para sua determinação, pois gerou-se resultado ligeiramente maior; apresentou-se estimativa estável de X_0 , mesmo nos casos em que se realizava o acúmulo da produção nas colheitas ou em condução de experimentos em épocas diferentes; mesmo que a cultura avaliada precise de várias colheitas para se obter a produção final, como as olerícolas, é necessário apenas uma colheita para determinação do tamanho ótimo, pois o resultado é estável, mesmo para produção acumulada em diversas colheitas.

CONCLUSÕES

O método apresenta resultados coerentes em relação aos demais métodos de estimativa de tamanho ótimo de parcela.

Os resultados do método são determinados, principalmente, pela magnitude do índice de heterogeneidade da produção.

REFERÊNCIAS

- Alves SMF & Seraphin JC (2004) Coeficiente de heterogeneidade do solo e tamanho de parcela. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 39:105-111.
- Barros I & Tavares M (1995) Estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais através de cálculos algébricos. Bragantia, 54:209-215.
- Cargnelutti Filho A, Burin MTC, Casarotto G & Lúcio AD (2011) Métodos de estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais de híbridos de milho simples, triplo e duplo. Ciência Rural, 41:1509-1516.
- Donato SLR, Siqueira DL, Silva SO, Cecon PR, Silva JA & Salomão LCC (2008) Estimativas de tamanho de parcelas para avaliação de descritores fenotípicos em bananeira. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 43:957-969.

- Federer WT (1955) Experimental design: theory and application. 3^a ed. Nova York, Oxford & IBH Publishing. 593p.
- Henriques Neto D, Sedyiyama T, Souza MA, Cecon PR, Yamanaka CH, Sedyiyama MAN & Viana AE (2004) Tamanho de parcelas em experimentos com trigo irrigado sob plantio direto e convencional. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 39:517-524.
- Kaps M & Lamberson WR (2004) Biostatistics for animal science. Wallingford, CABI-PUBLISHING. 445p.
- Lessman KJ & Atkins RE (1963) Comparisons of planning arrangements and estimates of optimum hill plot for grain sorghum yield tests. *Crop Science*, 3:477-481.
- Lopes SJ, Storck L, Lúcio AD, Lorentz LH, Lovato C & Dias VO (2005) Tamanho de parcela para produtividade de grãos de sorgo granífero em diferentes densidades de plantas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 40:525-530.
- Lorentz LH (2008) Relação entre estatísticas do planejamento experimental e tamanho de parcela para pimentão em estufa plástica. Tese de Doutorado. Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria. 72p.
- Lúcio AD, Souza MF, Heldwein AB, Lieberknecht D, Carpes RH & Carvalho MP (2003) Tamanho da amostra e método de amostragem para avaliação de características do pimentão em estufa plástica. *Horticultura Brasileira* 21:181-185.
- Méier VD & Lessman KJ (1971) Estimation of optimum field plot shape and size for testing yield in *Crambe abssinica*. *Crop Science*, 11:648-650.
- Mello RM, Lúcio AD, Storck L, Lorentz LH, Carpes RH & Boligon AA (2004) Size and form of plots for the culture of the italian pumpkin in plastic greenhouse. *Scientia Agricola*, 61:457-461.
- Oliveira SJR, Storck L, Lúcio AD, Lopes SJ & Martini LFD (2006) Índice de heterogeneidade, coeficiente de variação e tamanho ótimo de parcela em batata. *Ciência Rural*, 36:1710-1716.
- Paranaíba PF, Ferreira DF & Moraes AR (2009) Tamanho ótimo de parcelas experimentais: proposição de métodos de estimativa. *Revista Brasileira de Biometria*, 27:255-268.
- Rossetti AG (2002) Influência da área da parcela e do número de repetições na precisão de experimentos com arbóreas. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 37:433-438.
- SAS Institute Inc. (2008) Enterprises Guide. Version 4.2. Cary, Statistical Analysis System Institute.
- Schneider PR (2009) Análise de regressão aplicada à engenharia florestal. Santa Maria, UFSM. 236p.
- Smith HF (1938) An empirical law describing heterogeneity in yields of agricultural crops. *Journal Agricultural Science*, 28:01-23.
- Steel RGD, Torrie JH & Dickey DA (1997) Principles and procedures of statistics: a biometrical approach. New York, McGraw-Hill. 663p.
- Storck L, Bisognin DA & Oliveira SJE (2006) Dimensões dos ensaios e estimativas do tamanho ótimo de parcela em batata. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 41:903-909.