

ESTUDO DO TAMANHO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS EM POVOAMENTOS DE *Eucalyptus grandis* Hill, USANDO PARCELAS LINEARES¹

Determination of the size of experimental plots in *Eucalyptus grandis* hill populations using linear plots

Joel Augusto Muniz², Luiz Henrique de Aquino³, Eustáquio Simplício⁴, Antonio Rezende Soares⁵

RESUMO

Com o objetivo de determinar o tamanho ótimo de parcelas experimentais para *Eucalyptus grandis* Hill, estimou-se o coeficiente de regressão de Smith, através do método de Hatheway e Williams, para parcelas lineares, a partir de um ensaio em branco com seis anos de idade, instalado no município de Paraibuna, São Paulo. O método considerou as correlações entre as estimativas das variâncias usadas para estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo, ponderando os logaritmos das estimativas das variâncias pelos elementos da matriz de informação. As estimativas das variâncias reduzidas à unidade básica foram obtidas através dos componentes de variância associados à análise de variância de um modelo aleatório em classificação hierárquica. O tamanho ótimo da parcela foi determinado considerando-se o número de repetições (r) necessário para se obter uma diferença de médias (d), fixada “a priori”, a um nível de 80% pelo teste t com 5% de probabilidade, para 10 e 20 tratamentos, utilizando-se um delineamento em blocos casualizados. A estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo foi de 0,949, indicando que as parcelas adjacentes não se mostraram correlacionadas. Os resultados mostraram que, com os valores de d e r fixos, o tamanho da parcela aumenta com o aumento do coeficiente de variação (CV). Para CV e d fixos, o tamanho da parcela reduz com o aumento do número de repetições. Com CV e r fixos, o tamanho da parcela reduz com o aumento das diferenças reais entre médias de tratamentos.

Termos para indexação: Coeficiente de heterogeneidade do solo, tamanho ótimo de parcelas lineares, número de repetições, diferença entre médias.

ABSTRACT

The regression coefficient proposed by Smith was estimated in accordance with Hatheway & Williams' method for linear plots to determine the optimal size of experimental plots for *Eucalyptus grandis* Hill, in a six-year-old uniformity trial located in Paraibuna, São Paulo. To estimate the soil heterogeneity coefficient, the method takes into account the correlation among the variance estimates, weighing the logarithms of the variance estimates by the information matrix elements. The basic estimates of reduced variance were obtained through the analysis of variance of a hierarchical classification using a random model. Optimal plot size was determined considering the number of replications required by the t test to detect a true mean difference at 80% level and 5% probability for 10 and 20 treatments in a randomized block design. The soil heterogeneity coefficient estimated was 0.9049, indicating absence of correlation between contiguous plots. For fixed d and r values, results show that the plot size increases with the coefficient of variation. For fixed CV and d , the plot size decreases as r increases and for fixed CV and r , the plot size reduces with the increases of the true differences between the treatment means.

Index terms: Soil heterogeneity coefficient, optimal size of linear plots, number of replications, difference between means.

(Recebido em 22 de junho de 2006 e aprovado em 12 de junho de 2008)

INTRODUÇÃO

Um problema que surge sempre na experimentação florestal é a escolha das dimensões das parcelas experimentais a serem utilizadas, tanto para o desenvolvimento de pesquisas, quanto para a realização

de inventários e manejo de florestas. A escolha criteriosa de um tamanho adequado de parcela influi na redução do efeito da variabilidade experimental sobre os resultados experimentais melhorando a precisão, reduzindo o erro experimental, aumentando as chances de se detectar diferenças entre os tratamentos.

¹Parte da dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras (UFLA), pelo terceiro autor, para obtenção do título de Mestre em Agronomia, área de concentração em Fitotecnia.

²Engenheiro Agrônomo, Doutor em Estatística e Experimentação Agronômica, Professor Titular – Departamento de Ciências Exatas/DEX – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – joamuniz@ufla.br

³Engenheiro Agrônomo, Mestre em Estatística e Experimentação Agronômica, Professor Titular – Departamento de Ciências Exatas/DEX – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – lhaquino@ufla

⁴Engenheiro Florestal, Mestre em Fitotecnia – Departamento Pedagógico/DP – Faculdade Cenequista de Sete Lagoas/FCSL – Rua Otoni Alves Costa, 134 – Jardim Arizona – 35700-364 – Sete Lagoas, MG – simplicio@fcsl.edu.br

⁵Engenheiro Florestal, Doutor em Genética e Melhoramento de Plantas, Professor Titular Aposentado – Departamento de Ciências Florestais/DCF – Universidade Federal de Lavras/UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG.

Segundo De La Loma (1966) a variabilidade das respostas de um tratamento em parcelas experimentais e a magnitude do erro experimental estão diretamente relacionadas com o grau de heterogeneidade do solo, o qual pode ser estimado através de ensaios de uniformidade ou ensaios em branco, em que toda a área é plantada com uma única variedade, a mais pura possível, utilizando-se práticas idênticas de cultivo. De acordo com Oliveira et al. (2005), os ensaios de uniformidade ou em branco são úteis para se investigar a relação do tamanho da unidade básica com o tamanho da parcela e a precisão dos experimentos.

Para estudo do tamanho e forma de parcela, um dos primeiros trabalhos é o apresentado por Smith (1938), que se baseia na relação empírica entre o tamanho das parcelas e a variância, estabelecendo-se uma relação negativa dada pela expressão:

$$V_{\bar{x}_i} = \frac{V_1}{x_i b}$$

sendo: $V_{\bar{x}_i}$ a variância do rendimento médio por unidade básica para parcelas de X_i unidades; V_1 a variância do rendimento de parcelas com uma unidade básica; o número de unidades básicas da parcela de tamanho i ($i = 1, 2, \dots, n$) e b o coeficiente de heterogeneidade do solo. O autor calcula o tamanho ótimo da parcela associando o coeficiente de heterogeneidade do solo com os custos do experimento.

Um método que considera as correlações entre as estimativas das variâncias e a estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo foi proposto por Hatheway & Williams (1958), fazendo uma ponderação dos logaritmos das estimativas das variâncias observadas entre parcelas de diferentes tamanhos pelos elementos de sua matriz de informação. Hatheway (1961) obteve o tamanho ótimo da parcela experimental independente de custos. Sua fórmula leva em conta o coeficiente de variação, o número de repetições, o coeficiente de heterogeneidade do solo, valores na distribuição t e a diferença mínima significativa entre duas médias de tratamento, considerada em porcentagem da média geral.

Entre outros métodos de estudo do tamanho de parcelas, podem ser citados ainda o método da otimização (PABLOS & CASTILLO, 1966); o método da máxima curvatura (ZANON & STORCK, 2000) e o método da correlação intraclasse para plantas perenes (PIMENTEL GOMES, 1984). Pimentel Gomes (1985) aprimora o trabalho anterior conduzindo um estudo em que foram consideradas as bordaduras das parcelas, definindo-se como tamanho ótimo, o número de árvores da área útil que minimiza a variância média do tratamento. Pimentel Gomes (1988) generalizou seus dois trabalhos para o caso mais geral, buscando-se o tamanho ótimo quando se varia o número de linhas com o número de árvores da parcela útil. Bakke (1988) aborda uma discussão geral sobre seis métodos de

determinação de tamanho e forma ótimos de parcelas experimentais comumente usados na literatura para as diversas culturas. O autor ressalta que, mesmo ao se considerar uma determinada espécie vegetal, o pesquisador deve observar que o tamanho e forma ótimos da parcela experimental podem variar de acordo com as diversas características da espécie a serem avaliadas, variando ainda com o local e época do experimento. Barros & Tavares (1995) determinaram o tamanho ótimo de parcelas experimentais estudando o ponto de máxima curvatura do coeficiente de variação. Os autores verificaram que o método não permite interpretações diferentes quando se muda a escala do gráfico e que pode apresentar tamanho de parcela que corresponda a um coeficiente de variação alto. Oliveira et al. (2009) destacaram que nas Ciências Agrárias os valores do coeficiente de variação variam de acordo com a cultura, devendo-se realizar estudos específicos. Lima et al. (2007) estudaram o tamanho da parcela em experimentos com plantas de mamoeiro pelo método da máxima curvatura modificada e concluíram que o tamanho ótimo foi de oito plantas. Rossetti (2002) avaliou o tamanho da parcela em experimentos com plantas arbóreas, relacionando o número de repetições, procurando-se garantir maior uniformidade no experimento, com reflexos na eficiência dos testes e melhoria da qualidade das pesquisas. Rossetti et al. (1991, 1996) estudaram o tamanho de parcelas em experimentos com cajueiro comum e anão precoce, usando a técnica da correlação intraclasse.

Embora os trabalhos básicos envolvendo a determinação do tamanho de parcelas tenham sido desenvolvidos para a experimentação com culturas agrícolas, a metodologia pode ser utilizada com os devidos cuidados em pesquisas com espécies florestais. Nesse sentido, vários estudos sobre tamanho e forma de parcelas foram conduzidos na área florestal utilizando-se os diversos métodos. Blake (1959) e Evans et al. (1961) utilizaram o método da máxima curvatura e propuseram tamanhos ótimos de parcelas para testes de progênie de *Pinus elliotti* Engelm. Conckle (1963), Wright (1960) e Wright & Freeland (1959) realizaram estudos através do método de Smith estabelecendo tamanho ótimo de parcelas para a experimentação florestal. Wright & Baldwin (1957) compararam taxas de crescimento em testes de procedência de *Pinus sylvestris* L. com treze anos de idade, concluindo que o melhor tamanho de parcela retangular foi de 200 árvores. Silva (1977) estudou formas de unidades de amostras retangulares, circulares e quadradas, em tamanhos variando entre 100m² e 1000m², num povoamento de *Eucalyptus alba* Rewien com seis anos e meio de idade, no espaçamento de 2,0 x 2,5m. O autor observou que parcelas retangulares de 250m² (2,5m x 100m), englobando 50 árvores foram as mais eficientes. Soares (1980) estudou o tamanho e forma de parcelas experimentais de *Eucalyptus grandis* pelo método da eficiência relativa, concluindo que

entre as parcelas quadradas, as de 900 m² (30m x 30m) foram as melhores. Simplício et al. (1996) estudaram tamanho ótimo de parcelas experimentais retangulares para povoamentos florestais de *Eucalyptus grandis* com seis anos de idade sugerindo valores a serem usados em diversas situações. Trabalhando-se também com *Eucalyptus grandis* aos seis anos de idade, Muniz et al. (1999) avaliaram o tamanho ótimo de parcelas quadradas, apresentando sugestões de tamanho em diversas configurações experimentais. Zanon & Storck (2000) avaliaram o tamanho ótimo de parcelas em experimentos com *Eucalyptus saligna* Smith, com cinco anos e meio de idade pelo método da máxima curvatura e máxima curvatura modificado, obtendo tamanho de parcelas variando entre duas a dez plantas. Silva et al. (2003) estudaram o tamanho de parcela em testes clonais de eucalypto por meio dos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual. Os autores utilizaram quatro testes clonais, dispostos num delineamento em blocos casualizados com quatro repetições e parcelas quadradas de 25 plantas, simulando-se diferentes tamanhos de parcela. Os resultados indicaram que parcelas de cinco a dez plantas proporcionam uma boa precisão. Catapatti et al. (2008) avaliaram o tamanho ideal da amostra para experimentos com milho pipoca e concluíram que podem ser adotadas parcelas de 5 a 25 plantas.

Objetivou-se, no presente trabalho, determinar o tamanho ótimo de parcelas experimentais quadradas para *Eucalyptus grandis*, a partir de um ensaio de uniformidade usando-se 6400 árvores (80 linhas x 80 plantas) no espaçamento 3m x 2m, com seis anos de idade, no município de Paraibuna, SP.

MATERIALE MÉTODOS

O processo de estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo baseou-se nas estimativas de variâncias obtidas para os diferentes tamanhos de parcelas lineares estabelecidos de acordo com a configuração do ensaio de uniformidade, conforme a Tabela 1.

Tabela 1 – Forma, tamanho e número de parcelas nos diferentes tipos de parcelas lineares estabelecidos no ensaio em branco com as 6400 árvores, sendo x o número de linhas e y o número de árvores em cada linha.

Tipo	Dimensões		Número de unidades básicas (X _i)	Número de parcelas
	(X)	(Y)		
A	40	1	40	160
B	20	1	20	320
C	10	1	10	640
D	5	1	5	1280

As estimativas foram obtidas considerando a análise de variância da variável volume, realizada segundo um modelo estatístico de classificação hierárquica, representado por:

$$y_{(ijk)l} = \mu + a_i + b_{(ij)j} + c_{(ij)k} + d_{(ijk)l}$$

sendo:

. y_{(ijk)l} o volume de madeira da parcela l tipo D, dentro da parcela k tipo C, dentro da parcela j tipo B, dentro da parcela i tipo A;

. μ uma constante associada a todas observações;

. a_i efeito da parcela i tipo A, com i = 1, 2, ..., a;

. b_(ij) efeito da parcela j tipo B, dentro da parcela i tipo A, com j = 1, 2, ..., b;

. c_(ijk) efeito da parcela k tipo C, dentro da parcela j tipo B, dentro da parcela i tipo A, com k = 1, 2, ..., c;

. d_{(ijk)l} efeito da parcela l tipo D, dentro da parcela k tipo C, dentro da parcela j tipo B, dentro da parcela i tipo A, com l = 1, 2, ..., d.

O modelo é aleatório e segundo Mcculloch & Searle (2001), Searle (1995) e Searle et al. (1992), apresentam o esquema da análise de variância com as esperanças matemáticas dos quadrados médios, conforme a Tabela 2.

Tabela 2 – Análise de variância para o modelo de classificação hierárquica com as esperanças matemáticas dos quadrados médios.

Fontes de variação	G L	Q M	E [Q M]
Entre parcelas A	a-1	V ₁	$\sigma_D^2 + d\sigma_C^2 + cd\sigma_B^2 + bcd\sigma_A^2$
Entre parcelas B dentro de A	a(b-1)	V ₂	$\sigma_D^2 + d\sigma_C^2 + cd\sigma_B^2$
Entre parcelas C dentro de B	ab(c-1)	V ₃	$\sigma_D^2 + d\sigma_C^2$
Entre parcelas D dentro de C	abc(d-1)	V ₄	σ_D^2

A estimativa da matriz de variância e covariância de V_i' nos diferentes tipos de parcelas lineares estudados é dada por:

A estimativa da matriz de variância e covariância de V_i' nos diferentes tipos de parcelas lineares estudados é dada por:

$$\hat{\epsilon} = \begin{bmatrix} \frac{A}{f_1^2} & \frac{A}{f_1 \sum_{i=1}^2 f_i} & \frac{A}{f_1 \sum_{i=1}^3 f_i} & \frac{A}{f_1 \sum_{i=1}^4 f_i} \\ \frac{A}{f_1 \sum_{i=1}^2 f_i} & \frac{A+B}{(\sum_{i=1}^2 f_i)^2} & \frac{A+B}{\sum_{i=1}^2 f_i \sum_{i=1}^3 f_i} & \frac{A+B}{\sum_{i=1}^2 f_i \sum_{i=1}^4 f_i} \\ \frac{A}{f_1 \sum_{i=1}^3 f_i} & \frac{A+B}{\sum_{i=1}^2 f_i \sum_{i=1}^3 f_i} & \frac{A+B+C}{(\sum_{i=1}^3 f_i)^2} & \frac{A+B+C}{\sum_{i=1}^3 f_i \sum_{i=1}^4 f_i} \\ \frac{A}{f_1 \sum_{i=1}^4 f_i} & \frac{A+B}{\sum_{i=1}^2 f_i \sum_{i=1}^4 f_i} & \frac{A+B+C}{\sum_{i=1}^3 f_i \sum_{i=1}^4 f_i} & \frac{A+B+C+D}{(\sum_{i=1}^4 f_i)^2} \end{bmatrix}$$

sendo $A = 2f_1 V_1^2$, $B = 2f_2 V_2^2$, $C = 2f_3 V_3^2$, $D = 2f_4 V_4^2$.

A matriz de ponderação do logaritmo dos valores de $\sqrt{X_i}$ nos diferentes tipos de parcelas lineares é dada por:

$$W^{-1} = \begin{bmatrix} (f_1 V_1')^2 \left(\frac{1}{A} + \frac{1}{B}\right) & -\frac{f_1 \sum_{i=1}^2 f_i V_1' V_2'}{B} & 0 & 0 \\ -\frac{f_1 \sum_{i=1}^2 f_i V_1' V_2'}{B} & (\sum_{i=1}^2 f_i V_2')^2 \left(\frac{1}{B} + \frac{1}{C}\right) & -\frac{\sum_{i=1}^2 f_i \sum_{i=1}^3 f_i V_2' V_3'}{C} & 0 \\ 0 & -\frac{\sum_{i=1}^2 f_i \sum_{i=1}^3 f_i V_2' V_3'}{C} & (\sum_{i=1}^3 f_i V_3')^2 \left(\frac{1}{C} + \frac{1}{D}\right) & -\frac{\sum_{i=1}^3 f_i \sum_{i=1}^4 f_i V_3' V_4'}{D} \\ 0 & 0 & -\frac{\sum_{i=1}^3 f_i \sum_{i=1}^4 f_i V_3' V_4'}{D} & (\sum_{i=1}^4 f_i V_4')^2 \left(\frac{1}{D} + \frac{1}{E}\right) \end{bmatrix}$$

sendo $A = 2f_1 V_1^2$, $B = 2f_2 V_2^2$, $C = 2f_3 V_3^2$, $D = 2f_4 V_4^2$,

A estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo foi feita pelo método de Hatheway & Williams (1958) que leva em consideração as correlações entre as estimativas das variâncias. Essas correlações originam-se

no próprio processo de composição das variâncias dos diversos tamanhos de parcelas, que utiliza quadrados médios comuns na análise de variância de uma estrutura hierárquica. O método considera o modelo de regressão:

$$y = X\beta + \varepsilon$$

sendo:

$$Y' = \left[\ln V_{\bar{x}_1} \quad \ln V_{\bar{x}_2} \quad \ln V_{\bar{x}_3} \quad \ln V_{\bar{x}_4} \right]$$

o vetor dos logaritmos das variâncias dos rendimentos médios por unidades básicas de x_i unidades;

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ \ln x_1 & \ln x_2 & \ln x_3 & \ln x_4 \end{bmatrix}$$

a matriz dos logaritmos do número de unidades básicas por tamanho de parcela;

$$\beta' = \begin{bmatrix} a & b \end{bmatrix}$$

o vetor dos coeficientes linear e de regressão. O coeficiente de regressão b é o coeficiente de heterogeneidade do solo.

No modelo, considerando

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}(\varepsilon) = W$$

e aplicando-se o método dos quadrados mínimos generalizados (NETER et al., 1997), obtém-se o sistema de equações normais

$$X'W^{-1}X\hat{\beta} = X'W^{-1}Y$$

cuja solução leva ao vetor de estimativas

$$\hat{\beta} = (X'W^{-1}X)^{-1}X'W^{-1}Y$$

Para esse modelo, tem-se que

$$E(Y) = XB$$

então

$$\begin{aligned} E(\hat{\beta}) &= E((X'W^{-1}X)^{-1}X'W^{-1}Y) \\ &= (X'W^{-1}X)^{-1}X'W^{-1}E(Y) \\ &= \beta \end{aligned}$$

Esse resultado indica que o método de estimação é não tendencioso. O método de quadrados mínimos generalizados, de acordo com Hoffmann & Vieira (1995), Neter et al. (1997) e Searle (1971), é de variância mínima, caracterizando-se do ponto de vista estatístico, como método de estimação com propriedades ótimas. O tamanho da parcela foi calculado usando a fórmula de Hatheway (1961) dada por:

$$x^b = \frac{2(CV)^2(t_1 + t_2)^2}{rd^2}$$

sendo: x o tamanho ótimo da parcela, b o coeficiente de heterogeneidade do solo, CV o coeficiente de variação das parcelas de uma unidade básica, t_1 o valor na distribuição t ao nível de significância α , t_2 o valor na distribuição t correspondente a $2(1 - P)$, onde P corresponde à probabilidade de se obter diferenças significativas ao nível de significância α , r o número de repetições e d a diferença entre dois tratamentos que se deseja detectar em porcentagem da média.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise de variância para os volumes de madeira dos diversos tamanhos de parcelas avaliados está na Tabela 5.

Tabela 5 – Análise de variância para os volumes de madeira em m^3 dos tamanhos de parcela avaliados no ensaio de uniformidade.

Fontes de variação	GL	QM
Entre parcelas A	159	0,7600
Entre parcelas B dentro de A	160	0,7025
Entre parcelas C dentro de B	320	0,5404
Entre parcelas D dentro de C	640	0,3735

Na Tabela 6 são apresentados os resultados auxiliares para estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo.

Tabela 6 – Valores das variáveis originais e transformadas, utilizadas na estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo.

x_i	V_i	$V_{\bar{x}_i}$	$x_i = \ln x_i$	$y_i = \ln V_{\bar{x}_i}$
40	0,3600	0,0090	3,6889	-3,9633
20	0,5318	0,0266	2,9957	-3,6268
10	0,5361	0,0536	2,3026	-2,9262
5	0,4548	0,0910	1,6094	-2,3969

A matriz de ponderação utilizada na estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo pelo método dos quadrados mínimos foi a seguinte:

$$w^{-1} = \begin{bmatrix} 100,2516 & -61,4962 & 0 & 0 \\ -61,4962 & 336,2335 & -310,9601 & 0 \\ 0 & -310,9601 & 1284,9631 & -1115,5667 \\ 0 & 0 & -1115,5667 & 1894,0985 \end{bmatrix}$$

A estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo foi $\hat{b} = 0,9049$. Esse valor indica que, para o estudo em questão, as parcelas adjacentes não se mostraram correlacionadas. As Tabelas 7 e 8 apresentam os tamanhos de parcela obtidos para os diferentes valores de d, CV e r para experimentos envolvendo 10 e 20 tratamentos. Para número de tratamentos diferente, deve-se substituir os valores na fórmula de Hatheway (1961). Como ilustração dos resultados das Tabelas 7 e 8, num caso com $d = 5\%$, $CV = 10\%$, $r = 6$ blocos, um experimento com 10 tratamentos deverá usar parcelas lineares com 11 plantas. Analogamente, para um experimento com 20 tratamentos, $d = 10\%$, $CV = 5\%$, $r = 4$ blocos, parcelas lineares de duas plantas constituiriam o tamanho ótimo.

Observa-se pelos resultados das Tabelas 7 e 8 que com d e r fixos, o tamanho da parcela aumenta com a variação ambiental representada pelo CV, mostrando que parcelas maiores podem reduzir a variação entre as mesmas. Para CV e d fixos, o tamanho da parcela reduz com o aumento do número de repetições, enquanto que para CV e r fixos o tamanho da parcela reduz com o aumento das diferenças reais requeridas entre as médias dos tratamentos.

De acordo com as Tabelas 7 e 8, o tamanho da parcela cresce expressivamente quando a variação ambiental representada pelos valores de CV aumenta, principalmente para valores baixos de d. Nesses casos os tamanhos sugeridos podem não ter utilidade prática. Para experimentos onde a diferença (d) entre tratamentos a ser detectada é grande, parcelas de apenas uma planta podem ser utilizadas em várias configurações. Percebe-se ainda que, parcelas lineares de tamanho entre 5 e 10 plantas são adequadas em vários casos, concordando com os valores propostos por Silva et al. (2003). Muniz et al. (1999) estudando parcelas quadradas em experimentos com *Eucalyptus grandis*, pelo método de Hatheway (1961) encontraram como tamanho ótimo de parcela, quatro

plantas, para experimentos com 10 tratamentos, 6 repetições, $CV = 10\%$, sendo detectadas diferenças de 15% entre tratamentos. Para a mesma situação, o tamanho ótimo de parcela linear na Tabela 7 é de duas plantas o que indica ser a sugestão mais adequada e econômica. Simplício et al. (1996) avaliando parcelas retangulares para a mesma espécie na mesma configuração experimental, encontraram como tamanho ótimo duas plantas em linha, confirmando o resultado da Tabela 7.

Tabela 7 – Tamanho de parcelas lineares, em número de plantas, para *Eucalyptus grandis* Hill, com 6 anos de idade, para experimentos em blocos casualizados com 10 tratamentos e diferentes valores de d, CV e r.

Diferença entre tratamentos (d)	Coeficiente de Variação (CV)	Número de repetições (r)					
		2	4	6	8	10	12
5	5	10	5	3	3	2	2
	10	41	17	11	9	7	6
	15	92	39	26	19	15	13
	20	163	70	45	34	27	22
	25		108	71	53	41	34
	30		155	100	75	59	49
10	5	3	2	1	1	1	1
	10	19	5	3	3	2	2
	15	23	10	7	5	4	4
	20	41	17	11	9	7	6
	25	64	27	18	13	10	9
	30	92	39	26	19	15	13
15	5	2	1	1	1	1	1
	10	5	2	2	1	1	1
	15	10	5	3	3	2	2
	20	18	8	5	4	3	3
	25	29	13	8	6	5	4
	30	41	17	11	9	7	6
20	5	1	1	1	1	1	1
	10	3	2	1	1	1	1
	15	6	3	2	2	1	1
	20	10	5	3	3	2	2
	25	16	7	5	4	3	3
	30	23	10	7	5	4	4
25	5	1	1	1	1	1	1
	10	2	1	1	1	1	1
	15	4	2	1	1	1	1
	20	7	3	2	2	2	1
	25	10	5	3	3	2	2
	30	15	7	4	3	3	2

Tabela 8 – Tamanho de parcelas lineares, em número de plantas, para *Eucalyptus grandis* Hill, com 6 anos de idade, para experimentos em blocos casualizados com 20 tratamentos e diferentes valores de d, CV e r.

Diferença entre Tratamentos (d)	Coeficiente de Variação (CV)	Número de repetições (r)					
		2	4	6	8	10	12
5	5	9	4	3	2	2	2
	10	36	17	11	8	7	6
	15	80	38	25	18	15	13
	20	145	67	44	32	26	22
	25		105	68	51	40	34
	30		152	98	73	58	48
10	5	3	2	1	1	1	1
	10	9	4	3	2	2	2
	15	20	10	7	5	4	3
	20	36	17	11	8	7	6
	25	57	26	17	13	10	9
	30	80	38	25	18	15	13
15	5	1	1	1	1	1	1
	10	4	2	2	1	1	1
	15	9	4	3	2	2	2
	20	16	8	5	4	3	3
	25	25	12	8	6	5	4
	30	36	17	12	8	7	6
20	5	1	1	1	1	1	1
	10	3	2	1	1	1	1
	15	5	3	2	2	1	1
	20	9	4	3	2	2	2
	25	14	7	5	4	3	2
	30	20	10	7	5	4	3
25	5	1	1	1	1	1	1
	10	2	1	1	1	1	1
	15	4	2	1	1	1	1
	20	6	3	2	2	2	1
	25	9	4	3	2	2	2
	30	13	6	4	3	3	2

CONCLUSÕES

Para as condições em que foi realizado o ensaio de uniformidade com *Eucalyptus grandis* Hill, conclui-se que:

a) o coeficiente de heterogeneidade do solo foi de 0,9049;

b) para um experimento em blocos casualizados com 10 ou mais tratamentos e 4 repetições, parcelas lineares com 5 unidades básicas, poderão constituir num tamanho ótimo, pois permitem detectar diferenças mínimas de 15%

entre verdadeiras médias de tratamentos, para coeficientes de variação de até 15%;

c) para ambientes mais homogêneos, com coeficientes de variação de 10%, parcelas lineares com 2 unidades básicas representam um tamanho razoável num ensaio em blocos casualizados com 4 repetições para comparar 10 ou mais tratamentos, pois diferenças entre médias de tratamentos de até 15% poderão ser detectadas;

d) parcelas de apenas uma planta se mostraram viáveis em situações onde a diferença entre médias de tratamentos a ser detectada é grande.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BAKKE, O. A. **Tamanho e forma ótimos de parcelas em delineamentos experimentais**. 1988. 142 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) – Escola Superior de Agricultura de Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1988.

BARROS, I. de; TAVARES, M. Estimativa do tamanho ótimo de parcelas experimentais através de cálculos algébricos. **Bragantia**, Campinas, v. 54, n. 1, p. 209-215, 1995.

BLAKE, G. M. **A study to determine optimum plot size for progeny testing of *Pinus resinosa***. 1959. 98 f. Thesis (Ph.D.) - University of Minnesota, Minneapolis, 1959.

CATAPATTI, T. R.; GONÇALVES, M. C.; SILVA NETO, M. R.; SOBROZA, R. Tamanho da amostra e número de repetições para avaliação de caracteres agronômicos em milho pipoca. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, n. 3, p. 855-862, 2008.

CONCKLE, M. T. **The determination of experimental plot size and shape in loblolly and slash pines**. Raleigh: State College, 1963. 50 p.

DE LA LOMA, J. L. **Experimentación agrícola**. México: Hispano Americana, 1966. 500 p.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3. ed. New York: J. Wiley & Sons, 1998. 706 p.

EVANS, T. C.; BARBER, J. C.; SQUILLACE, A. E. Some statistical aspects of progeny testing. In: Southern Conference Forest Tree Improvement Scholl of Forestry, 6., 1961, **Gainesville**. Proceedings... Gainesville: University of Florida, 1961. p. 73-79.

- HATHEWAY, W. H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, v. 53, n. 4, p. 279-280, 1961.
- HATHEWAY, W. H.; WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, Washington, v. 14, p. 207-222, 1958.
- HOFFMANN, R.; VIEIRA, S. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. 3. ed. São Paulo: Hucitec, 1998. 379 p.
- KELLER, K. R. Uniformity trial on *Hopo humulus lupulus* L. for increasing the precision of yield experiments. **Agronomy Journal**, Madison, v. 41, p. 389-392, 1949.
- LIMA, J. F. de.; PEIXOTO, C. P.; LEDO, C. A. da S.; FARIA, G. A. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com plantas de mamoeiro em casa de vegetação. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 31, n. 5, p. 1411-1415, 2007.
- McCULLOCH, C. E.; SEARLE, S. R. **Generalized linear and mixed models**. New York: J. Willey & Sons, 2001. 325 p.
- MUNIZ, J. A.; SIMPLÍCIO, E.; AQUINO, L. H. de; SOARES, A. R. Determinação do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill II: parcelas quadradas. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 23, n. 2, p. 446-453, 1999.
- NETER, J.; KUTNER, M. H.; WASSERMAN, W.; NACHTSHEIM, C. **Applied linear regression models**. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 1997. 532 p.
- OLIVEIRA, R. L. DE; MUNIZ, J. A.; ANDRADE, M. J. B. DE; REIS, R. L. DOS. Precisão experimental em ensaios com a cultura do feijão. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 33, n. 1, p. 113-119, jan./fev., 2009.
- OLIVEIRA, S. J. R. de; STORCK, L.; LOPES, S. J.; LÚCIO, A. D.; FEIJÓ, S.; DAMO, H. P. Plot size and experimental unit relationship in exploratory experiments. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 62, n. 6, p. 585-589, 2005.
- PABLOS, J. L.; CASTILLO, A. **Determinación del tamaño de parcela experimental óptimo mediante la forma canónica**. Chapingo: Centro de Estadística y Calculo, 1966. 16 p.
- PIMENTEL GOMES, F. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, n. 12, p. 1507-1512, 1984.
- PIMENTEL GOMES, F. Novos aspectos do tamanho ótimo das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 23, n. 1, p. 59-62, 1988.
- PIMENTEL GOMES, F.; COUTO, H. T. Z. O tamanho ótimo de parcela experimental para ensaios com eucaliptos. **IPEF**, Piracicaba, v. 31, p. 75-77, 1985.
- ROSSETTI, A. G. Influência da área da parcela e do número de repetições na precisão de experimentos com arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 4, p. 433-438, 2002.
- ROSSETTI, A. G.; ALMEIDA, J. I. L.; PARENTE, J. I. G.; BARROS, L. de M. Tamanho ótimo de parcela para experimentos com cajueiro comum. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Cruz das Almas, v. 13, n. 2, p. 117-122, 1991.
- ROSSETTI, A. G.; BARROS, L. de M.; ALMEIDA, J. I. L. Tamanho ótimo de parcela para experimentos de campo com cajueiro anão precoce. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 31, n. 12, p. 843-852, 1996.
- SEARLE, S. R. **Linear models**. New York: J. Willey & Sons, 1971. 532 p.
- SEARLE, S. R. An overview of variance components estimation. **Metrika**, New York, v. 42, n. 1, p. 215-220, 1995.
- SEARLE, S. R.; CASELLA, G.; McCULLOCH, C. E. **Variance components**. New York: J. Willey & Sons, 1992. 528 p.
- SILVA, L. B. X. de. Tamanhos e formas de unidades de amostras em amostragem aleatória e sistemática para florestas plantadas de *Eucalyptus Alba* Rewien. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 8, n. 1, p. 13-18, 1977.
- SILVA, R. L. da; XAVIER, A.; LEITE, H. G.; PIRES, I. E. Determinação do tamanho ótimo da parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 5, p. 669-676, 2003.

SIMPLÍCIO, E.; MUNIZ, J. A.; AQUINO, L. H. de; SOARES, A. R. Determinação do tamanho de parcelas experimentais em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden I: parcelas retangulares. **Cerne**, Lavras, v. 2, n. 1, p. 53-65, 1996.

SMITH, F. H. An empirical law describing heterogeneity in the yield of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, p. 1-23, 1938.

SOARES, V. P. **Eficiência relativa de tamanhos e formas de unidades de amostra em plantações de *Eucalyptus grandis* de origem híbrida, na região de Bom Despacho, Minas Gerais**. 1980. 68 f. Dissertação (Mestrado em Fitotecnia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1980.

WRIGHT, J. W. Plot size and experimental efficiency in forest genetic research. **Ann Arbor**: Michigan Agricultural Experiment Station, 1960. 28 p.

WRIGHT, J. W.; BALDWIN, H. I. The 1938 international union scotch pine provenance test in New Hampshire. **Silvae genetica**, Frankfurt, v. 6, p. 2-14, 1957.

WRIGHT, J. W.; FREELAND, J. R. F. D. Plot size in forest genetics research. **Papers of Michigan Academy of Science**, Arts, and Letters, Michigan, v. 44, p. 177-182, 1959.

ZANON, M. L. B.; STORCK, L. Tamanho ótimo de parcelas experimentais para *Eucalyptus saligna* Smith em dois estádios de desenvolvimento. **Cerne**, Lavras, v. 6, n. 2, p. 104-111, 2000.