DETERMINAÇÃO DO TAMANHO DE PARCELAS EXPERIMENTAIS EM POVOAMENTOS DE *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden[1]. I- PARCELAS RETANGULARES.

Eustáquio Simplício[2]
Joel Augusto Muniz[3]
Luiz Henrique de Aquino[3]
Antonio Rezende Soares[4]

RESUMO

Com o objetivo de determinar o tamanho ótimo de parcelas experimentais para *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden, estimou-se o coeficiente de regressão de Smith através do método de Hatheway e Williams para parcelas retangulares 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 em classificação hierárquica.

O tamanho ótimo da parcela foi determinado considerando 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 um delineamento em blocos casualizados.

A estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo foi de 0,7140, indicando baixo grau de correlação entre parcelas adjacentes. 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, número de repetições.

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

2 Engenheiro Florestal
3 Professores do Departamento de Ciências Exatas da Universidade Federal de Lavras, Lavras (MG).
4 Professor do Departamento de Ciências Florestais da Universidade Federal de Lavras, Lavras (MG).

INTRODUÇÃO

Um problema que sempre surge para o pesquisador 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 de parcela reduz o efeito da variabilidade ambiental sobre os resultados experimentais melhorando a qualidade dos dados, contribuindo assim para o sucesso da pesquisa.

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, onde toda a área é plantada com uma única variedade, a mais pura possível, utilizando-se práticas idênticas de cultivo. (De La Loma, 1966)

Love (1943) mostrou que os ensaios de uniformidade além de estimarem a heterogeneidade do solo, servem ainda para determinar o tamanho e a forma das parcelas, bem como o número de repetições.

Para determinação do tamanho e forma de parcela, um dos métodos básicos é o proposto 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:

$$\mathbf{V}_{\bar{x}_i} = \frac{\mathbf{V}_1}{\mathbf{x}_i^{b}} \, ,$$

sendo: $\mathbf{V}_{\bar{x}_i}$ a variância do rendimento médio por unidade básica para parcelas de $\mathbf{X}_i$ unidades; $\mathbf{V}_1$ a variância do rendimento de parcelas com uma unidade básica; $\mathbf{X}_i$ o número de unidades básicas da parcela de tamanho **i** (**i** = 1, 2, ..., n) e **b** o coeficiente de heterogeneidade do solo. O autor obtém o tamanho ótimo da parcela associando o coeficiente de heterogeneidade do solo com os custos do experimento.

Hatheway e Williams (1958) apresentaram um método que considera as correlações entre as estimativas das variâncias e a estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo. Para tanto foi feita uma ponderação dos logaritmos das estimativas das variâncias observadas entre parcelas de diferentes tamanhos pelos elementos de sua matriz de informação.

Hatheway (1961) calculou o tamanho ótimo da parcela experimental independente de custos. Sua fórmula considera 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, destacam-se ainda o **método da otimização** (Pablos e Castillo, 1966); o **método da informação relativa** (Keller, 1949) e o **método da máxima curvatura** (Reynolds et al., 1934).

Embora os trabalhos básicos envolvendo a determinação do tamanho de parcelas tenham sido desenvolvidos para a experimentação com culturas agrícolas, a metodologia pode ser adaptada para espécies florestais. Neste sentido, vários estudos sobre tamanho e forma de parcelas foram conduzidos na área florestal utililizando os diversos métodos. Evans et al. (1961) e Blake (1959) utilizaram o método da máxima curvatura e propuseram tamanhos ótimos de parcelas para testes de progenie de *Pinus elliotti*. Wright (1960) e Wright e Freeland (1959) realizaram estudos através do método de Smith estabelecendo tamanho ótimo de parcelas para a experimentação florestal. Wright e Baldwin (1938) compararam taxas de crescimento em testes de procedência de *Pinus sylvestris* com treze anos de idade, concluindo que o melhor tamanho de parcela retangular foi de 200 árvores. Soares (1980) estudou o tamanho e forma de parcelas experimentais de *Eucalyptus grandis* pelo método da eficiência relativa, concluindo que parcelas retangulares de 500 m^2 (10 m x 50 m) foram as melhores.

O presente trabalho objetivou determinar o tamanho ótimo de parcelas experimentais retangulares para *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden a partir de um ensaio de uniformidade usando 6400 árvores (80 linhas x 80 plantas) no espaçamento 3m x 2m, com seis anos de idade, no município de Paraibuna, SP. A unidade básica constou de uma árvore, devidamente identificada, de forma a simular parcelas de diversos tamanhos.

MATERIAL E MÉTODOS

Para estimativa das variâncias considerou-se um modelo estatístico aleatório de classificação hierárquica, representado por:

$$\mathbf{y_{(ijkl)m} = \mu + a_i + b_{(i)j} + c_{(ij)k} + d_{(ijk)l} + e_{(ijkl)m}}$$

sendo:

- $\mathbf{y_{(ijkl)m}}$ o volume da parcela **m** tipo **E**, dentro 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;
- $\mathbf{a_i}$ efeito da parcela **i** tipo **A**, com **i** = 1, 2, ..., **a**;
- $\mathbf{b_{(i)j}}$ efeito da parcela **j** tipo **B**, dentro da parcela **i** tipo **A**, com **j** = 1, 2, ..., **b**;
- $\mathbf{c_{(ij)k}}$ efeito da parcela **k** tipo **C**, dentro da parcela **j** tipo **B**, dentro da parcela **i** tipo **A**, com **k** = 1, 2, ..., **c**;
- $\mathbf{d_{(ijk)l}}$ 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**;
- $\mathbf{e_{(ijkl)m}}$ efeito da parcela **m** tipo **E**, dentro da parcela **l** tipo **D**, dentro da parcela **k** tipo **C**, dentro da parcela **j** tipo **B**, dentro da parcela **i** tipo **A**, com **m** = 1, 2, ..., **e**, considerado como erro experimental.

Os tipos de parcelas estabelecidos de acordo com o modelo, com os dados do ensaio em branco envolvendo as 6400 árvores estão na Tabela 1.

TABELA 1. Forma, tamanho e número de parcelas nos diferentes tipos de parcelas retangulares estabelecidos no ensaio em branco com as 6400 árvores, sendo **X** o número de linhas e **Y** o número de árvores em cada linha.

	DIMENSÕES		**Número de unidades**	**Número de**
TIPO	**(X)**	**(Y)**	**básicas (X_i)**	**parcelas**
A	20	8	160	40
B	20	4	80	80
C	10	4	40	160
D	5	4	20	320

E	5	2	10	640

Para este modelo, o esquema da análise de variância está apresentado na Tabela 2.

TABELA 2. Análise de variância para o modelo de classificação hierárquica com os componentes de variância (*).

Fontes de variação	**G L**	**Q M**	**E [Q M]**
Entre parcelas A	f_1	V_1	$\boldsymbol{\sigma^2_E + e\sigma^2_D + de\sigma^2_C + cde\sigma^2_B + bcde\sigma^2_A}$
Entre parcelas B dentro de A	f_2	V_2	$\boldsymbol{\sigma^2_E + e\sigma^2_D + de\sigma^2_C + cde\sigma^2_B}$
Entre parcelas C dentro de B	f_3	V_3	$\boldsymbol{\sigma^2_E + e\sigma^2_D + de\sigma^2_C}$
Entre parcelas D dentro de C	f_4	V_4	$\boldsymbol{\sigma^2_E + e\sigma^2_D}$
Entre parcelas E dentro de D	f_5	V_5	$\boldsymbol{\sigma^2_E}$

(*) $f_1 = a - 1$, $f_2 = a\,(b - 1)$, $f_3 = ab\,(c - 1)$, $f_4 = abc\,(d-1)$ e $f_5 = abcd\,(e-1)$
$a = 40$, $b = 2$, $c = 2$, $d = 2$, $e = 2$

De acordo com o modelo de Smith (1938), o coeficiente de heterogeneidade do solo nada mais é que a inclinação de uma reta de regressão linear, pois

$$\ln V_{\bar{X}_i} = \ln V_1 - b \ln X_i \,.$$

Na estimativa de **b**, há a necessidade de se utilizar o método dos quadrados mínimos generalizados conforme Hatheway e Williams (1958), pois os valores de $V_{\bar{X}_i}$ são dependentes, uma vez que no processo de composição das estimativas das variâncias, utiliza-se elementos comuns conforme sejam os diversos tamanhos de parcela. O método faz uma ponderação através da matriz de informação $\mathbf{W}^{-1}$.

As estimativas das variâncias das parcelas de vários tamanhos, reduzidas à unidade básica, foram obtidas por funções lineares dos quadrados médios da Tabela 2, através da expressão:

$$V'_i = \frac{\sum_{j=1}^{i} f_j V_j}{\sum_{j=1}^{i} f_j} \quad , \quad i = 1, 2, 3, 4, 5.$$

Os valores das variâncias do rendimento médio por unidade básica para parcela de $\mathbf{X_i}$ unidades foram obtidos, dividindo-se cada valor de V'_i pelo número de unidades básicas $\mathbf{X_i}$ contido em cada tamanho de parcela, de acordo com a expressão:

$$V_{\bar{x}_i} = \frac{V'_i}{X_i} \,.$$

Para obtenção dos elementos da estimativa da matriz de variância e covariância das estimativas das variâncias das parcelas de diversos tamanhos, utilizou-se a estimativa da variância de um quadrado médio ($\mathbf{V_i}$) dada, de acordo com Searle (1971), por:

$$\widehat{Var}(V_i) = \frac{2V_i^2}{f_i} \,.$$

Os resultados, de modo geral, para os diversos tipos de parcelas, estão apresentados na Tabela 3.

TABELA 3. Estimativa da matriz de variância e covariância de $\mathbf{V}_i'$ nos diferentes tipos de parcelas estudados. (*)

$$
\boldsymbol{\varepsilon} =
\begin{bmatrix}
\dfrac{A}{f_1^2} & \dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{2} f_i} & \dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{3} f_i} & \dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{4} f_i} & \dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{5} f_i} \\[2ex]
\dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{2} f_i} & \dfrac{A+B}{(\sum_{i=1}^{2} f_i)^2} & \dfrac{A+B}{\sum_{i=1}^{2} f_i \sum_{i=1}^{3} f_i} & \dfrac{A+B}{\sum_{i=1}^{2} f_i \sum_{i=1}^{4} f_i} & \dfrac{A+B}{\sum_{i=1}^{2} f_i \sum_{i=1}^{5} f_i} \\[2ex]
\dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{3} f_i} & \dfrac{A+B}{\sum_{i=1}^{2} f_i \sum_{i=1}^{3} f_i} & \dfrac{A+B+C}{(\sum_{i=1}^{3} f_i)^2} & \dfrac{A+B+C}{\sum_{i=1}^{3} f_i \sum_{i=1}^{4} f_i} & \dfrac{A+B+C}{\sum_{i=1}^{3} f_i \sum_{i=1}^{5} f_i} \\[2ex]
\dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{4} f_i} & \dfrac{A+B}{\sum_{i=1}^{2} f_i \sum_{i=1}^{4} f_i} & \dfrac{A+B+C}{\sum_{i=1}^{3} f_i \sum_{i=1}^{4} f_i} & \dfrac{A+B+C+D}{(\sum_{i=1}^{4} f_i)^2} & \dfrac{A+B+C+D}{\sum_{i=1}^{4} f_i \sum_{i=1}^{5} f_i} \\[2ex]
\dfrac{A}{f_1\sum_{i=1}^{5} f_i} & \dfrac{A+B}{\sum_{i=1}^{2} f_i \sum_{i=1}^{5} f_i} & \dfrac{A+B+C}{\sum_{i=1}^{3} f_i \sum_{i=1}^{5} f_i} & \dfrac{A+B+C+D}{\sum_{i=1}^{4} f_i \sum_{i=1}^{5} f_i} & \dfrac{A+B+C+D+E}{(\sum_{i=1}^{5} f_i)^2}
\end{bmatrix}
$$

(*) A = $2f_1V_1^2$ B = $2f_2V_2^2$ C = $2f_3V_3^2$ D = $2f_4V_4^2$ E = $2f_5V_5^2$

A matriz de ponderação $\mathbf{W}^{-1}$, cujos resultados estão na Tabela 4, foi obtida calculando-se a inversa da matriz de variância e covariância de $\mathbf{V}_i'$ e multiplicando-se cada elemento por $\mathbf{V}_i'\mathbf{V}_j'$, pois demonstra-se que

$$
\mathbf{Cov}\,(\ln V'_{\bar{x}_i}\ ,\ \ln V'_{\bar{x}_j}) \cong \frac{\mathbf{Cov}(V_i'/x_i\ ,\ V_j'/x_j)}{V_i'/x_i\ .\ V_j'/x_j} = \frac{\mathbf{Cov}(V_i'\ ,\ V_j')}{V_i'\ .\ V_j'} \quad .
$$

TABELA 4. Matriz de ponderação do logaritmo dos valores de $\mathbf{V\bar{x}_i}$ nos diferentes tipos de parcelas estudadas (*)

$$\mathbf{W}^{-1} = \begin{bmatrix}
(\mathbf{f_1V_1'})^2(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{A}}+\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{B}}) & -\frac{\mathbf{f_1}\sum_{i=1}^{2}\mathbf{f_iV_1'V_2'}}{\mathbf{B}} & 0 & 0 & 0 \\
-\frac{\mathbf{f_1}\sum_{i=1}^{2}\mathbf{f_iV_1'V_2'}}{\mathbf{B}} & (\sum_{i=1}^{2}\mathbf{f_iV_2'})^2(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{B}}+\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{C}}) & -\frac{\sum_{i=1}^{2}\mathbf{f_i}\sum_{i=1}^{3}\mathbf{f_iV_2'V_3'}}{\mathbf{C}} & 0 & 0 \\
0 & -\frac{\sum_{i=1}^{2}\mathbf{f_i}\sum_{i=1}^{3}\mathbf{f_iV_2'V_3'}}{\mathbf{C}} & (\sum_{i=1}^{3}\mathbf{f_iV_3'})^2(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{C}}+\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{D}}) & -\frac{\sum_{i=1}^{3}\mathbf{f_i}\sum_{i=1}^{4}\mathbf{f_iV_3'V_4'}}{\mathbf{D}} & 0 \\
0 & 0 & -\frac{\sum_{i=1}^{3}\mathbf{f_i}\sum_{i=1}^{4}\mathbf{f_iV_3'V_4'}}{\mathbf{D}} & (\sum_{i=1}^{4}\mathbf{f_iV_4'})^2(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{D}}+\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{E}}) & -\frac{\sum_{i=1}^{4}\mathbf{f_i}\sum_{i=1}^{5}\mathbf{f_iV_4'V_5'}}{\mathbf{E}} \\
0 & 0 & 0 & -\frac{\sum_{i=1}^{4}\mathbf{f_i}\sum_{i=1}^{5}\mathbf{f_iV_4'V_5'}}{\mathbf{E}} & (\sum_{i=1}^{5}\mathbf{f_iV_5'})^2(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{E}}+\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{F}})
\end{bmatrix}$$

(*) $\mathbf{A = 2f_1V_1^2}$ $\quad$ $\mathbf{B = 2f_2V_2^2}$ $\quad$ $\mathbf{C = 2f_3V_3^2}$ $\quad$ $\mathbf{D = 2f_4V_4^2}$ $\quad$ $\mathbf{E = 2f_5V_5^2}$ $\quad$ $\mathbf{F = 2f_6V_6^2}$

A estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo foi feita usando o modelo de regressão dado por:

$$\underset{\sim}{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\underset{\sim}{\boldsymbol{\beta}} + \underset{\sim}{\boldsymbol{\varepsilon}} \quad ,$$

com $\mathbf{E}(\underset{\sim}{\mathbf{y}}) = \mathbf{X}\underset{\sim}{\mathbf{b}}$, $\mathbf{Var}(\underset{\sim}{\mathbf{y}}) = \mathbf{E}(\underset{\sim}{\boldsymbol{\varepsilon}}\underset{\sim}{\boldsymbol{\varepsilon}}') = \mathbf{W}$,

sendo: $\underset{\sim}{\mathbf{y}}' = \left[\mathbf{ln\,V_{\bar{x}_1}} \quad \mathbf{ln\,V_{\bar{x}_2}} \quad \mathbf{ln\,V_{\bar{x}_3}} \quad \mathbf{ln\,V_{\bar{x}_4}} \quad \mathbf{ln\,V_{\bar{x}_5}}\right]$

o vetor dos logaritmos das variâncias,

$$\mathbf{X'} = \begin{bmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{1} & \mathbf{1} & \mathbf{1} & \mathbf{1} \\ \mathbf{ln\,x_1} & \mathbf{ln\,x_2} & \mathbf{ln\,x_3} & \mathbf{ln\,x_4} & \mathbf{ln\,x_5} \end{bmatrix}$$

a matriz dos logaritmos do número de unidades básicas por parcela e

$$\underset{\sim}{\boldsymbol{\beta}}' = [\mathbf{a} \quad \mathbf{b}]$$

o vetor dos coeficientes linear e de regressão. O coeficiente de regressão **b** é o coeficiente de heterogeneidade do solo. No modelo, $\underset{\sim}{\boldsymbol{\varepsilon}}$ é o vetor de erros e **W** é a matriz de variância e covariância dos logaritmos de $\mathbf{V}_{\bar{x}_i}$. A solução de mínimos quadrados generalizados é obtida fazendo

$$\underset{\sim}{\hat{\beta}} = (\mathbf{X}'\,\mathbf{W}^{-1}\,\mathbf{X})^{-1}\,\mathbf{X}'\,\mathbf{W}^{-1}\,\underset{\sim}{\mathbf{y}}.$$

O tamanho da parcela foi calculado usando a fórmula de Hatheway (1961) dada por:

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

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, $\mathbf{t_1}$ o valor na distribuição **t** ao nível de significância α, $\mathbf{t_2}$ 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

Os resultados da análise de variância para o volume de madeira estão na Tabela 5.

TABELA 5. Análise de variância dos rendimentos de madeira no ensaio de uniformidade para os tamanhos de parcela considerados.

Fontes de variação	**G L**	**Q M**
Entre parcelas **A**	39	1,421211
Entre parcelas **B** dentro de **A**	40	2,718945
Entre parcelas **C** dentro de **B**	80	2,057378
Entre parcelas **D** dentro de **C**	160	1,388142
Entre parcelas **E** dentro de **D**	320	0,881633

Na Tabela 6 aparecem os resultados auxiliares para estimar o coeficiente de heterogeneidade do solo.

TABELA 6. Variáveis originais e transformadas utilizadas na estimação do coeficiente de heterogeneidade do solo.

$\mathbf{x_i}$	$\mathbf{V_i'}$	$\mathbf{V_{\bar{x}_i}}$	$\mathbf{x_i' = \ln x_i}$	$\mathbf{y_i = \ln V_{\bar{x}_i}}$
160	1,421211	0,008883	5,075174	-4,723616
80	2,078291	0,025979	4,382027	-3,650467
40	2,067769	0,051694	3,688880	-2,962414
20	1,726890	0,086344	2,995732	-2,449416
10	1,303600	0,130360	2,302585	-2,037455

A matriz de ponderação utilizada na solução do sistema de equações normais foi a seguinte:

$$\begin{bmatrix} 24,69464 & -15,38742 & 0 & 0 & 0 \\ -15,38742 & 85,38345 & -79,70749 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$W^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & -79,70479 & 334,90577 & -293,72217 & 0 \\ 0 & 0 & -293,72217 & 1102,18029 & -922,45442 \\ 0 & 0 & 0 & -922,45442 & 1394,87333 \end{bmatrix}$$

A estimativa do coeficiente de heterogeneidade do solo foi $\hat{b} = 0,7140$ a qual indica parcelas adjacentes com baixo grau de correlação, devido o valor estar relativamente próximo a um. As Tabelas 7 e 8 apresentam os tamanhos de parcela obtidos para os diferentes valores de **d**, **CV** e **r** para estudos com **10** e **20** tratamentos. Para número de tratamentos diferente, basta substituir as valores na fórmula de Hatheway (1961). Por exemplo, com **d** = 5%, **CV** = 5%, **r** = 4 blocos, um ensaio com **5** tratamentos deverá usar parcelas retangulares com 8 plantas.

Observa-se através 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.

Nem todos os tamanhos de parcela estimados são operacionalmente viáveis para se obter formas retangulares. Quando necessário, deve-se acrescentar unidades básicas para permitir a formação de retângulos. Por exemplo, para 10 tratamentos (Tabela 7) com **d** = 5%, **CV** = 5% e **r** = 6 e 8, devem ser adicionadas 2 e 3 unidades, respectivamente, para se obter um retângulo com 6 unidades básicas (2 x 3).

TABELA 7. Tamanho de parcelas retangulares, em número de plantas, para *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden, com 6 anos de idade, para ensaios 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	25	8	4	3	2	2
	10	174	53	29	19	14	11
	15		163	89	59	43	33
	20			200	132	96	73
	25					178	135
	30						
10	5	4	2	1	1	1	1
	10	25	8	4	3	2	2
	15	78	24	13	9	6	5
	20	174	53	29	19	14	11
	25		98	54	36	26	20
	30		163	89	59	43	33
15	5	2	1	1	1	1	1
	10	8	3	2	1	1	1
	15	25	8	4	3	2	2
	20	55	17	10	6	5	4
	25	105	32	17	12	9	7
	30	174	53	29	19	14	11
20	5	1	1	1	1	1	1

	10	4	2	1	1	1	1
	15	11	4	2	2	1	1
	20	25	8	4	3	2	2
	25	47	15	8	5	4	3
	30	78	24	13	9	6	5
25	5	1	1	1	1	1	1
	10	2	1	1	1	1	1
	15	6	2	1	1	1	1
	20	14	4	3	2	1	1
	25	25	8	4	3	2	2
	30	42	13	7	5	4	3

(*) Espaços em branco correspondem a tamanhos acima de 200 unidades básicas. Deve-se acrescentar unidades básicas aos tamanhos que não permitem formar retângulos.

TABELA 8. Tamanho de parcelas retangulares, em número de plantas, para *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden, com 6 anos de idade, para ensaios 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	21	8	4	3	2	2
	10	145	51	28	18	14	11
	15		155	88	57	41	32
	20			191	126	92	71
	25					170	132
	30						
10	5	3	2	1	1	1	1
	10	21	8	4	3	2	2
	15	65	23	13	8	6	5
	20	145	51	28	18	14	11
	25		80	52	34	25	19
	30		155	88	57	41	32
15	5	1	1	1	1	1	1
	10	7	3	2	1	1	1
	15	21	8	4	3	2	2
	20	47	16	9	6	5	4
	25	88	31	17	11	8	6
	30	145	51	28	18	14	11
20	5	1	1	1	1	1	1
	10	3	2	1	1	1	1
	15	10	4	2	2	1	1
	20	21	8	4	3	2	2
	25	39	14	8	5	4	4
	30	65	23	13	8	6	5
25	5	1	1	1	1	1	1
	10	1	1	1	1	1	1

15	6	2	1	1	1	1
20	11	4	3	2	1	1
25	21	8	4	3	2	2
30	35	13	7	5	4	3

(*) Espaços em branco correspondem a tamanhos acima de 200 unidades básicas. Deve-se acrescentar unidades básicas aos tamanhos que não permitem formar retângulos.

CONCLUSÕES

Embora nos experimentos florestais as parcelas sejam alocadas dentro dos povoamentos comerciais, na maioria das vezes, sem uma estrutura de delineamento experimental, para as condições em que foi realizado o ensaio de uniformidade com *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden, conclui-se que:

a) O coeficiente de heterogeneidade do solo foi de 0,7140.

b) Para um experimento em blocos casualizados com 10 ou mais tratamentos e 6 repetições, parcelas com 10 unidades básicas em retângulo (2 x 5), poderão constituir num tamanho ótimo, pois permite detectar diferenças mínimas de 15% entre verdadeiras médias de tratamentos, para coeficientes de variação de até 20%.

c) Para ambientes mais homogêneos, com coeficientes de variação inferiores a 10%, parcelas com 8 unidades (2 x 4) representam um tamanho razoável num ensaio em blocos casualizados com 4 repetições para comparar 5 ou mais tratamentos, pois diferenças entre médias de tratamentos de até 10% poderão ser detectadas.

SUMMARY

SIZE OF EXPERIMENTAL PLOTS DETERMINATION IN *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden POPULATIONS. I- RECTANGULAR PLOTS.

The regression coefficient proposed by Smith was estimated in accordance to Hatheway & Williams' method for rectangular plots to determine the optimum size of experimental plots for *Eucalyptus grandis* Hill ex-Maiden, in a six years 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 weighting the logarithms of the variance estimates by the information matrix elements. The basic unity reduced variance estimates were obtained through the analysis of variance from a hierarchic classification model.

Optimum 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% of probability for 10 and 20 treatments in a randomized block design.

The soil heterogeneity coefficient estimate was 0.7140 indicating a low correlation degree among contiguous plots. For fixed **d** and **r** values results show that plot size increases with the coefficient of variation, for fixed **CV** and **d** plot size reduces as **r** increases and for fixed **CV** and **r** plot size reduces as the true differences among treatments means increases.

INDEX TERMS: Soil heterogeneity coefficient, optimun size of plots, number of replications.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BLAKE, G.M. ***A study to determine optimum plot size for progeny testing of*** *Pinus resinosa.* Minneapolis, University of Minnesota, 1959. 98p. (MS thesis)

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

EVANS, T.C.; BARBER, J.C.; SQUILLACE, A.E. Some statistical aspects of progeny testing. In: Southern Conference Forest Tree Improvement Scholl of Foresty, 6, Ganesville, 1961. **Proceedings...** Ganesville, University of Florida, 1961. p.73-9.

HATHEWAY, W.H. Convenient plot size. **Agronomy Journal**, Madison, **53**(4):279-80, 1961.

_________; WILLIAMS, E.J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crop yields. **Biometrics**, Washington, **14**:207-22. 1958.

KELLER, K.R. Uniformity trial on *Hopo humulus lupulus* L. for increasing the precision of yield experiments. **Agronomy Journal**, Madison, **41**:389-92. 1949.

LOVE, K.R. ***Experimental methods in agricultural research.*** Porto Rico, Agricultural Experiment Station of the University, 1943. 253p.

PABLOS, J.L.; CASTILLO, A. ***Determinación del tamaño de parcela experimental óptimo mediante la forma canónica.*** Centro de Estadística y Calculo, Chapingo, Colégio de Portgrado, 1966. 16p.

REYNOLDS, E.B.; KILOUCH, D.T.; VALENTINE, J.T. Size shape and replications of plots for field, experiments with cotton. **Agronomy Journal**, Madison, **26**(9):725-334, 1934.

SEARLE, S.R. ***Linear models.*** New York, John Willey & Sons, 1971. 532p.

SMITH, F.H. An empirical law describing heterogeneity in the yield of agricultural crops. **Journal Agricultural Science**, Cambridge, **28**: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.*** Viçosa, UFV, 1980. 68p. (Dissertação de Mestrado)

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

________; BALDWIN, H.I. The 1938 international union scoth pine provenance test in New Hampshire. **Silvae genetica**, Frankfurt, **6**:2-14, 1957.

________; FREELAND, J.R.F.D. Plot size in forest genetics research. **Papers of Michigan Academy of Science, Arts, and Letters**, Michigan, **44**:177-82, 1959.