

# INFLUÊNCIA DO ESPAÇAMENTO INICIAL SOBRE A FORMA DO FUSTE DE ÁRVORES DE *Pinus Taeda* L.<sup>1</sup>

Gilciano Saraiva Nogueira<sup>2</sup>, Helio Garcia Leite<sup>3</sup>, Geraldo Gonçalves Reis<sup>3</sup> e Antônio Maurício Moreira<sup>4</sup>

**RESUMO** – O objetivo deste estudo foi analisar o efeito do espaçamento na forma dos fustes de árvores de *Pinus taeda* L. Empregaram-se dados de um experimento sobre espaçamento inicial realizado na empresa IGARAS, localizada no Planalto Serrano do Estado de Santa Catarina, no Sul do Brasil. Os espaçamentos analisados foram: 1,5 x 1,0 m; 2,0 x 1,0 m; 2,5 x 1,0 m; 1,5 x 2,0 m; 2,0 x 2,0 m; 1,5 x 3,0 m; 2,5 x 2,0 m; 2,0 x 3,0 m; e 2,5 x 3,0 m. Foram testados os modelos de afilamento propostos por Demaerschalk, Garay e Biging, sendo selecionado o modelo de Garay. Por meio de testes de identidade de modelos, verificou-se que os espaçamentos menores resultaram em forma menos cônica que os maiores.

Palavras-chave: Espaçamento, teste de identidade de modelos e modelos de regressão não-linear.

## INFLUENCE OF INITIAL SPACING ON THE STEM SHAPE OF *Pinus Taeda* L. TREES

**ABSTRACT** – The objective of this study was to analyze the effect of spacing on the stem shape of *Pinus taeda* L. trees. Data from a spacing experiment carried out at the company IGARAS, in Santa Catarina, Brazil, were used for this purpose. The analyzed spacings were: 1.5 x 1.0 m; 2.0 x 1.0 m; 2.5 x 1.0 m; 1.5 x 2.0 m; 2.0 x 2.0 m; 1.5 x 3.0 m; 2.5 x 2.0 m; 2.0 x 3.0 m; and 2.5 x 3.0 m. The taper models tested were those proposed by Demaerschalk, Garay and Biging, with the model of Garay being selected. Through model identity tests, it was verified that the smallest spacings resulted in less conical shape than the largest ones.

Keywords: Spacing, model identity test, and nonlinear regression models.

### 1. INTRODUÇÃO

O rendimento de conversão de árvores de eucalipto e de *Pinus* em madeira serrada é dependente da forma do fuste, entre outros fatores. Árvores mais cilíndricas resultam em maior rendimento de conversão em serrarias e em processos de laminação. Em plantios mais adensados, as árvores tendem a ser mais cilíndricas (BALDWIN et al., 2000).

A forma do fuste é definida pela taxa de decréscimo do diâmetro ( $d$ ), em relação ao  $dap$ , ao longo do tronco (HUSCH et al., 2003). A relação  $d/dap$  é conhecida no meio florestal como *taper* ou, no Brasil, como afilamento.

Essa relação pode variar com o material genético, idade, espaçamento, regime de corte e desbaste.

O estudo da forma do fuste de árvores é feito por meio de modelos de regressão, alguns já consagrados como os modelos propostos por Kozak et al. (1969), Demaerschalk (1972), Ormerod (1973), Garay (1979), Biging (1984) e Garber e Maguire (2003). Apesar da existência desses e de muitos outros modelos, não existe um que seja eficiente em todos os casos, ou seja, para qualquer amostra de dados. Além disso, conforme Lima (1986), um modelo de afilamento pode gerar estimativas precisas e livres de viés para o diâmetro

<sup>1</sup> Recebido em 27.09.2006 e aceito para publicação em 22.08.2008.

<sup>2</sup> Faculdade de Ciências Agrárias da Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri. E-mail: <nogueirags@yahoo.com.br>.

<sup>3</sup> Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: <hggleite@ufv.br>.

<sup>4</sup> Engenheiro Florestal do Departamento de Pesquisa Igaras.



comercial, porém estimativas tendenciosas para a altura comercial.

A avaliação da identidade de modelos ajustados para diferentes espaçamentos permite verificar o efeito do espaçamento inicial sobre a forma do fuste. Esse tipo de teste (identidade de modelos) foi descrito, entre outros, por Graybill (1976) e permite verificar a igualdade de parâmetros de equações ou o paralelismo entre curvas estimadas pelo modelo de regressão, no caso o modelo de afilamento. Exemplos de uso desse teste são encontrados em Brown (1970), Souza (1988), Leite e Regazzi (1992) e Lisita et al. (1997), entre outros.

Neste trabalho é apresentada uma alternativa de aplicação de um teste de identidade para o caso de modelos não-lineares. Seu objetivo principal foi avaliar o efeito do espaçamento inicial sobre a forma do fuste de árvores de *Pinus taeda*.

## 2. MATERIALE MÉTODOS

Foram utilizados dados de cubagem de árvores de *Pinus taeda* plantadas em diferentes espaçamentos (tratamentos): T1 (1,5 x 1,0 m); T2 (2,0 x 1,0 m); T3 (2,5 x 1,0 m); T4 (1,5 x 2,0 m); T5 (2,0 x 2,0 m); T6 (1,5 x 3,0 m); T7 (2,5 x 2,0 m); T8 (2,0 x 3,0 m); e T9 (2,5 x 3,0 m), com amplitudes de diâmetro (*dap*) e de altura, respectivamente, de 9 a 35 cm e de 9 a 20 m. Esses dados fazem parte de um experimento sobre espaçamento inicial entre plantas, realizado na empresa IGARAS, localizada no Planalto Serrano do Estado de Santa Catarina, no Sul do Brasil. O experimento consistiu em um delineamento em blocos casualizados com nove tratamentos e três repetições, no esquema de parcelas subdivididas no tempo, sendo o número de árvores por parcela igual a 64.

Em cada tratamento foram cubadas 15 árvores. Essa cubagem foi realizada com as árvores em pé, utilizando-se um Relascópio de Bitterlich, quando as árvores tinha quinze anos de idade. Os diâmetros ao longo do fuste foram medidos nas alturas de 0,1; 1,3; 2,0; e de 2 em 2 m até um diâmetro comercial de 7 cm. O volume real foi obtido por meio da fórmula de Smalian. Esses dados foram empregados para ajuste dos modelos de Demaerschalk (1972), Garay (1979) e Biging (1984), com as seguintes relações funcionais:

$$\left(\frac{d_i}{dap}\right)^2 = 10^{2\beta_1} dap^{2\beta_2-2} H^{2\beta_3} (H-h_i)^{2\beta_4} + \varepsilon$$

(DEMAERSCHALK, 1972)

$$\left(\frac{d_i}{dap}\right)^2 = \beta_1 \left\{ 1 + \beta_2 Ln \left[ 1 - \beta_3 (h_i/H)^{\beta_4} \right] \right\} + \varepsilon \quad (\text{GARAY, 1979})$$

$$\left(\frac{d_i}{dap}\right)^2 = \left\{ \beta_1 + \beta_2 Ln \left[ 1 - (h_i/H)^{\beta_3} \left( 1 - e^{-\beta_4/h_i} \right) \right] \right\} + \varepsilon \quad (\text{BIGING, 1984})$$

em que:

$h_i$  = altura num ponto qualquer do fuste, em m;

$H$  = altura total, em m;

$d_i$  = diâmetro na altura  $h_i$ , em m;

$dap$  = diâmetro a 1,30 m de altura, em cm;

$\beta_i$  = parâmetros a serem estimados por regressão; e

$\varepsilon$  = erro aleatório, sendo  $\varepsilon \sim N(0, s^2)$ .

Os resultados dos ajustes desses modelos foram avaliados pelo coeficiente de correlação entre valores observados e estimados de  $(d_i/dap)^2$ , pelo erro-padrão residual e pela distribuição dos resíduos.

De posse do modelo de afilamento selecionado, foram construídos e aplicados testes de identidade de modelos para verificar a igualdade das equações geradas em cada espaçamento e, com isso, analisar o efeito do espaçamento sobre a forma dos fustes das árvores. Os testes foram construídos com base na hipótese  $H_0$ : as curvas originárias dos ajustes dos modelos são paralelas! Considerando que os modelos de afilamento são não-lineares, os testes foram aplicados para diferentes grupos de espaçamentos com as seguintes definições:

$$y = \sum_{i=1}^9 D_i f(\theta_i; x) + \varepsilon \quad (\text{modelo completo})$$

$$y = f(\theta; x) + \varepsilon \quad (\text{modelo reduzido})$$

em que:

$$y = \text{vetor de variáveis respostas} \left( \frac{d}{dap} \right)^2;$$

$x$  = vetor de variáveis explicativas do modelo completo e reduzido;

$f$  = função não-linear;

$q = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$  = vetor de parâmetros desconhecidos do modelo reduzido;

$\theta_i$  = vetor de parâmetros desconhecidos para cada tratamento, sendo  $i = \{1 \dots 9\}$ ; e

$D_i = 1$  e  $D_{i'} = 0$ , para cada tratamento  $i$ ,  $i = \{1 \dots 9\}$ ,  $i' = \{1 \dots 9\}$ ;  $i \neq i'$ .

Sob normalidade, a estatística  $F(H_0) = \frac{R(H_0)/(pH-p)}{SQRes(C)/(n-pH)}$ , com  $(pH-p)$  e  $(n-pH)$  graus de liberdade, foi utilizada para avaliar as hipóteses de identidade, em que:

$p$  = número de parâmetros por modelo;

$H$  = número de tratamentos (espaçamentos);

$n$  = número total de observações;

$R(H_0)$  = redução devida  $H_0$ , sendo  $R(H_0) = SQPar(C) - SQPar(R)$ ;

$SQPar(C)$  = soma de quadrados de parâmetros do modelo completo;

$SQPar(R)$  = soma de quadrados de parâmetros do modelo reduzido; e

$SQRes(C)$  = soma de quadrados do resíduo do modelo completo.

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1. Seleção do modelo de afilamento

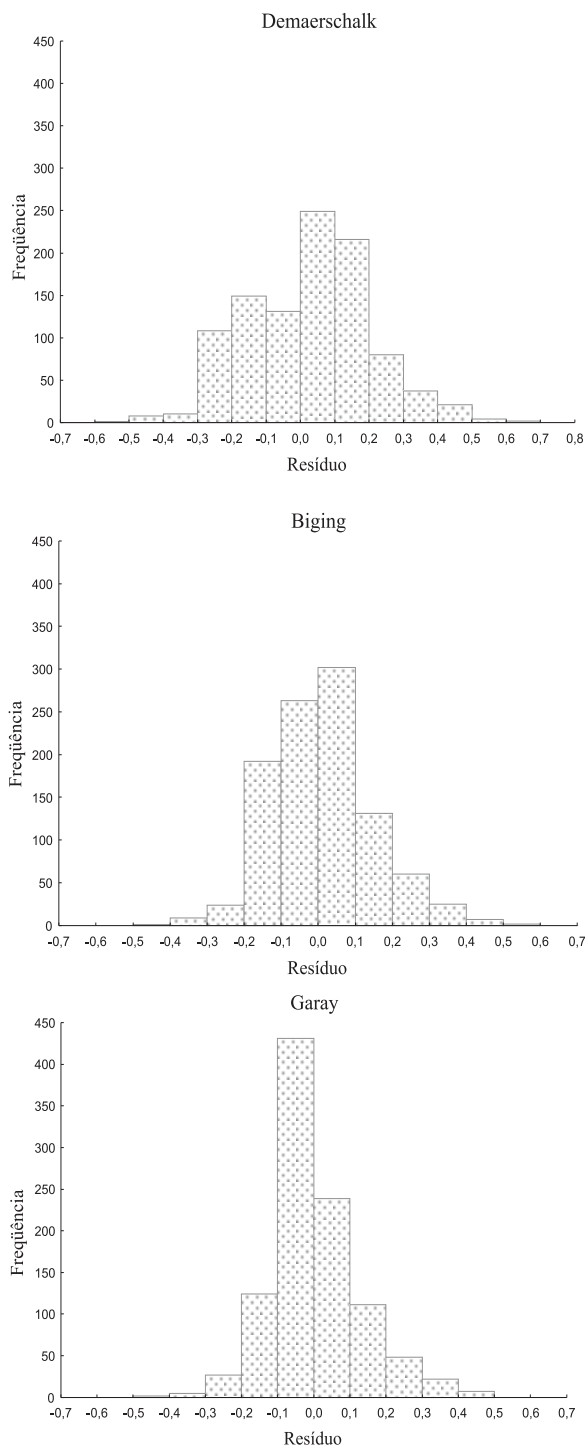
Com base nas estimativas dos coeficientes de correlação ( $R_{\hat{y}\hat{y}}$ ) e dos erros-padrão residual ( $S_{y.x}$ ) e também na análise da distribuição de frequência dos resíduos dos três modelos de afilamento (Quadro 1 e Figura 1), foi selecionado o modelo de Garay.

**Quadro 1** – Estimativas dos parâmetros dos modelos e os respectivos valores de coeficiente de correlação ( $R_{\hat{y}\hat{y}}$ ) e erro-padrão residual ( $S_{y.x}$ )

**Table 1** – Estimate of the parameters of the models and correlation coefficient ( $R_{\hat{y}\hat{y}}$ ) and standard error of estimate ( $S_{y.x}$ )

Equação	Espaçamento	Estimativas dos parâmetros				$R_{\hat{y}\hat{y}}$	$S_{y.x}$
		$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$		
Demaerschalk	Todos espaçamentos	0,199081	0,916618	-1,346078	1,339398	0,9261	0,1832
	E1	0,055404	0,925058	-1,294781	1,398338	0,9105	0,2079
	E2	0,259548	0,970169	-1,134212	1,021686	0,9121	0,2007
	E3	0,198465	0,944764	-1,315232	1,282786	0,8923	0,2272
	E4	0,151353	0,856027	-1,354991	1,444356	0,9315	0,1761
	E5	0,424929	1,071263	-1,988021	1,649310	0,9239	0,1956
	E6	0,197736	0,919175	-1,258281	1,245276	0,9401	0,1600
	E7	0,157496	0,821450	-1,238438	1,371123	0,9391	0,1731
	E8	0,299811	0,926068	-1,445326	1,346623	0,9567	0,1406
Biging	Todos espaçamentos	-0,025867	0,836123	-1,183092	1,448567	0,9604	0,1329
	E1	1,411104	0,842047			0,9588	0,1379
	E2	1,455141	0,946948			0,9602	0,1404
	E3	1,386335	0,625582			0,9487	0,1548
	E4	1,448068	0,838547			0,9388	0,1734
	E5	1,414841	0,924925			0,9676	0,1222
	E6	1,457325	1,119210			0,9556	0,1506
	E7	1,374388	0,754703			0,9723	0,1097
	E8	1,410564	0,844025			0,9601	0,1408
Garay	Todos espaçamentos	1,390698	0,815046			0,9779	0,1011
	E1	1,381858	0,897051			0,9816	0,0911
	E2	2,773386	-71,084197	-0,014094	0,184185	0,9658	0,1259
	E3	4,485103	-24,556274	-0,040751	0,098292	0,9757	0,1101
	E4	2,658473	-132,970989	-0,007304	0,200393	0,9601	0,1369
	E5	3,914371	-35,404920	-0,027877	0,118651	0,9540	0,1508
	E6	2,499206	-0,697075	-3,077977	0,320981	0,9776	0,1020
	E7	3,522415	-19,408113	-0,052838	0,135489	0,9630	0,1379
	E8	2,458473	-102,158733	-0,009792	0,210751	0,9787	0,0965
E9	2,388884	-129,997603	-0,007879	0,239276	0,9627	0,1363	
		2,242262	-86,918752	-0,011856	0,256666	0,9799	0,0963
		2,569398	1,150426	0,594841	0,143071	0,9828	0,0881

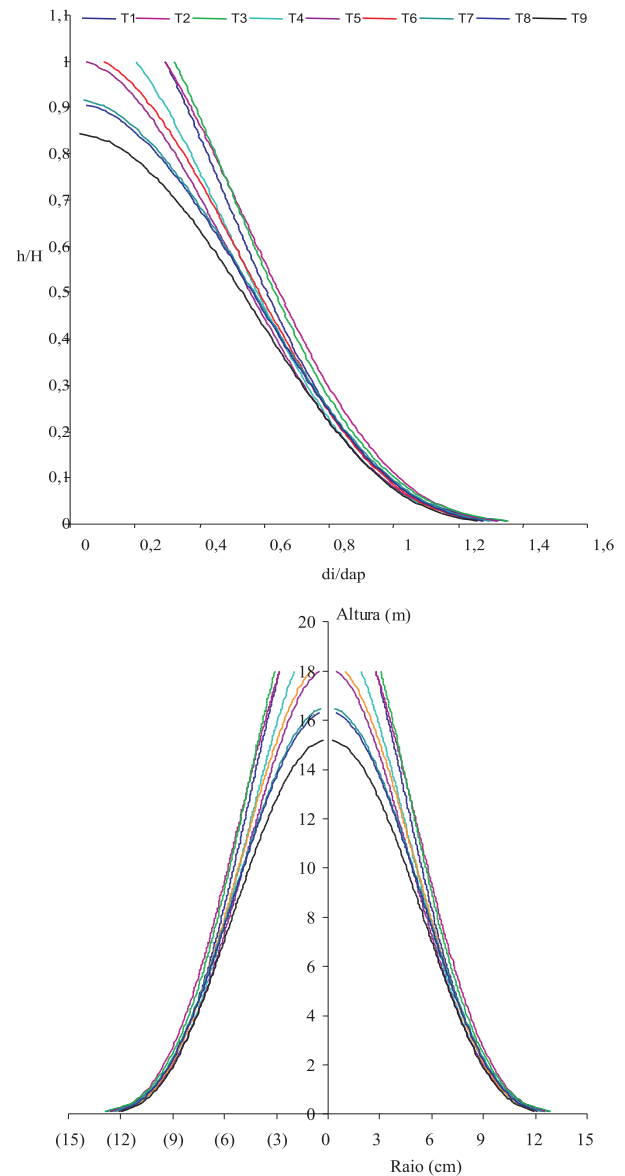




**Figura 1** – Distribuição dos resíduos para os modelos analisados, considerando-se todos os espaçamentos.

**Figure 1** – Distribution of the residues for the analyzed models considering all the spacings.

Para melhor visualizar a influência do espaçamento sobre a forma do fuste das árvores, elaborou-se a Figura 2, que mostra o perfil médio estimado pelo modelo de Garay para cada espaçamento. Considerou-se como árvore média a árvore com o diâmetro médio ( $q$ ) e com a média aritmética das alturas ( $\bar{H}$ ) das árvores-amostra.



**Figura 2** – Perfil da árvore média estimado ( $dap = 19$  cm e  $Ht = 18$  m) pelo modelo de Garay para cada espaçamento.

**Figure 2** – Profile of the average tree ( $dap = 19$  cm e  $Ht = 18$  m) estimate by model of Garay for each spacing.

Foram feitas comparações envolvendo alguns grupos de espaçamentos, definidos com base na Figura 2. As estimativas dos parâmetros do modelo de Garay, ajustado aos dados dos grupos de espaçamentos e nas estatísticas F do teste de identidade aplicado são apresentadas no Quadro 2. Um resumo dos resultados do teste de identidade de modelos pode ser verificado no Quadro 3. De acordo com esses resultados, foram definidas as seguintes equações:

$$\text{Para os tratamento 1 a 3: } \left(\frac{d}{dap}\right)^2 = 3,482549 \left\{ + (-55,476132) \text{Ln} \left[ 1 - (-0,017690) (h/H)^{0,136094} \right] \right\}$$

$$\text{Para os tratamento 4 a 8: } \left(\frac{d}{dap}\right)^2 = 2,662404 \left\{ + (-70,388838) \text{Ln} \left[ 1 - (-0,014349) (h/H)^{0,193830} \right] \right\}$$

$$\text{Para os tratamento 8 e 9: } \left(\frac{d}{dap}\right)^2 = 2,216753 \left\{ + (-72,995093) \text{Ln} \left[ 1 - (-0,014246) (h/H)^{0,256246} \right] \right\}$$

Na Figura 3 são apresentadas as estimativas do volume total do fuste da árvore média ( $dap = 19 \text{ cm}$  e  $Ht = 18 \text{ m}$ ) obtidas pela equação de Garay para cada tratamento. Observou-se diminuição no volume total dos menores para os maiores espaçamentos, devido à influência do espaçamento sobre a forma dos fustes. Para um mesmo  $dap$  e altura total, espaçamentos menores proporcionaram volumes maiores, porque apresentam fuste com a forma menos cônica que os espaçamentos maiores. Essa tendência (forma mais cônica nos espaçamentos maiores e forma menos cônica nos espaçamentos menores) pode ser confirmada visualmente na Figura 2.

**Quadro 3** – Resultado final do teste de identidade de modelos  
*Table 3* – Final result of the models identity test

Tratamento	Espaçamento (m)	Área útil (m <sup>2</sup> )
1 a	1,5 x 1,0	1,5
2 a	2,0 x 1,0	2,0
3 a	2,5 x 1,0	2,5
4 b	1,5 x 2,0	3,0
5 b	2,0 x 2,0	4,0
6 b	1,5 x 3,0	4,5
7 b	2,5 x 2,0	5,0
8 bc	2,0 x 3,0	6,0
9 c	2,5 x 3,0	7,5

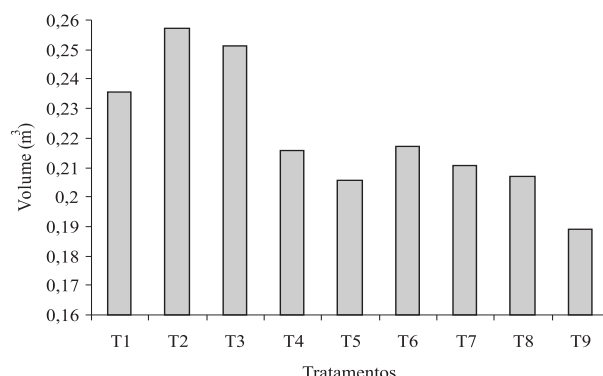
Espaçamentos seguidos pela mesma letra não diferem entre si, pelo teste de identidade de modelo a 1% de probabilidade.

**Quadro 2** – Estimativas dos parâmetros do modelo de Garay, ajustado aos dados de alguns grupos de espaçamentos e correspondente estatística F do teste de identidade

*Table 2* – Estimate of the parameters of the model of Garay fitting to the data of some spacings groups and statistical correspondent F of the test of identity

Tratamentos	Estimativas dos parâmetros do modelo completo				F (H <sub>0</sub> )
	β <sub>0</sub>	β <sub>1</sub>	β <sub>2</sub>	β <sub>3</sub>	
1 2 3 4 5 6 7 8 9	2,773386	-71,084197	-0,014094	0,184185	5,22 **
1 2 3	3,482549	-55,476132	-0,017690	0,136094	1,65 ns
1 2 3 4	3,426766	-46,772100	-0,021090	0,137147	3,56 **
4 5 6	3,011366	-40,152066	-0,025044	0,159752	1,50 ns
4 5 6 7 8	2,662404	-70,388838	-0,014349	0,193830	1,43 ns
4 5 6 7 8 9	2,555669	-76,339478	-0,013307	0,205562	2,34 **
8 9	2,216753	-72,995093	-0,014246	0,256246	3,08 ns
7 9	2,280065	-107,660531	-0,009625	0,248748	3,85 **
2 3	3,120955	-78,055655	-0,012496	0,159191	1,01 ns
3 4	3,468086	-34,844847	-0,028552	0,134771	5,73 **
2 5	3,164430	-56,637343	-0,017454	0,152854	7,41 **
1 3 5 6 7 8 9	2,707960	-77,048589	-0,013091	0,192134	5,19 **
4 6 8	2,557078	-66,149420	-0,015236	0,202093	1,45 ns
4 6 8 9	2,444091	-74,374870	-0,013673	0,216499	3,02 **
1 4 6 8	2,814733	-61,918631	-0,016175	0,177465	3,84 **
1 4	3,768559	-28,510818	-0,035097	0,119646	3,70 **
4 8	2,603747	-52,357522	-0,019343	0,198777	2,28 ns





**Figura 3** – Estimação do volume total do fuste da árvore média ( $dap = 19$  cm e  $Ht = 18$  m) obtido pela equação de Garay para cada tratamento.

**Figure 3** – Estimate of the total volume of stem of the average tree ( $dap = 19$  cm e  $Ht = 18$  m) obtained by equation of Garay for each treatment.

#### 4. CONCLUSÃO

Espaçamentos iniciais maiores resultam em maior conicidade do fuste de árvores de *Pinus taeda*, sob regime de alto fuste sem aplicação de desbaste, em relação a espaçamentos menores.

#### 5. REFERÊNCIAS

- BALDWIN JR., V. C. et al. The effects of spacing and thinning on stand and tree characteristics of 38-year-old Loblolly Pine. **Forest Ecology and Management**, v.137, n.1/3, p.91-102, 2000.
- BIGING, G. S. Taper equations for second mixed-conifers of Northern California. **Forest Science**, v.30, n.4, p.1103-1117, 1984.
- BROWN, B. W. Simple comparisons of simultaneous regression lines. **Biometrics**, v.26, n.1, p.143-144, 1970
- DEMAERSCHALK, J. P. Converting volume equations to compatible taper equations. **Forest Science**, v.18, n.3, p.241-245, 1972.
- GARAY, L. **Tropical forest utilization system**. VIII. A taper model for entire stem profile including buttressing. Seattle: Coll. Forest. Resour., Inst. Forest Prod. Univ. Wash., 1979. 64p. (Contrib. 36).
- GARBER, S. M.; MAGUIRE, D. A. Modeling stem taper of three Central Oregon Species using nonlinear mixed effects models and autoregressive Error Structures. **Forest Ecology and Management**, v.179, n.1/3, p.507-522, 2003
- GRAYBILL, F. A. **Theory and application of the linear model**. New York: Duxbury Press, 1976. 704p.
- HUSCH, B.; BEERS, T. W.; KERSHAW JR., J. A. **Forest mensuration**. 4.ed. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, 2003. 443p.
- KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. H. G. Taper functions and their application in forest inventory. **Forestry Chronicle**, v.45, n.4, p.278-283, 1969.
- LEITE, H. G.; REGAZZI, A. J. Métodos estatísticos para avaliar a igualdade de equações volumétricas. **Revista Árvore**, v.16, n.1, p.59-71, 1992.
- LIMA, F. S. **Análise de funções de taper destinadas à avaliação de multiprodutos de árvores de *Pinus elliottii***. 1986. 77f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1986.
- LISITA, A. et al. Efeitos de reespaçamentos na produção, no diâmetro médio e na estrutura de povoamentos de *Eucalyptus camaldulensis*. **Revista Árvore**, v.21, n.4, p.473-482, 1997.
- ORMEROD, D. W. A simple bole model. **Forest Chronicle**, v.49, n.3, p.136-138, 1973.
- SOUZA, R. N. **Efeito do espaçamento na produção em peso de madeira seca e volume de *Eucalyptus grandis***. 1988. 86f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa MG, 1988.