Testes de identidade de modelos aplicados na construção de curvas de índices de local e na produção de povoamentos de *Eucalyptus grandis*Identity test models applied for the construction of site index and curves for production of *Eucalyptus grandis* standsMarcelo Roveda¹, Andrea Nogueira Dias², Afonso Figueiredo Filho²,
Vanessa Scavinski³ e Rodrigo Ribeiro de Castro⁴

Resumo

Este trabalho teve como objetivo aplicar testes de identidade de modelos na construção de curvas de índices de local e na produção da área basal e do volume por hectare em povoamentos de *Eucalyptus grandis* W. Hill. Ex. Maiden para seis fazendas de uma região do estado de São Paulo. O teste de Ragazzi (2003) foi aplicado para analisar a possibilidade de utilização de um único modelo de altura dominante para todas as fazendas. A curva média de produção em área basal e volume ajustada pelo modelo de Clutter (1963) foi projetada para o índice de local médio e aplicado o teste de identidade de modelos, por meio do teste de Chow (1960). Uma única equação não é suficiente para representar o crescimento da altura dominante para as seis fazendas. Ao aplicar o teste separadamente entre as fazendas observou-se que os dados de algumas delas podem ser agrupadas, sem perda de precisão. Com as projeções do modelo de Clutter (1963), o teste de Chow (1960) indicou que algumas fazendas podem ser agrupadas e outras não deveriam ser agrupadas em termos de produção de área basal e volume.

Palavras-chave: crescimento, parcelas permanentes, comparação de curvas, manejo florestal.

Abstract

This study aimed to apply identity model tests in the construction of site index and on the production of basal area and volume per hectare in stands of *Eucalyptus grandis* W. Hill. Ex Maiden growing in six farms in Western São Paulo State. The Ragazzi test (2003) was applied to analyze the possibility of using a single model for dominant height for all farms. The average production curve in basal area and volume was adjusted by the Clutter (1963) model and projected for the mean local index, and the model identity test was applied through the Chow test (1960). A single equation is not efficient to represent the dominant height growth for the six farms. When applying the test, separately between the farms, we observed that some of the data may be grouped without loss of accuracy. With the projections of the Clutter model (1963), the Chow test (1960) indicated that some farms can be grouped and others should not be grouped for volume and basal area production.

Keywords: growth, permanent plots, comparison of curves, forest management.

INTRODUÇÃO

O gênero *Eucalyptus* consiste na espécie florestal mais plantada no Brasil (ABRAF, 2013) e uma das mais produtivas do mundo (TONINI et al., 2004), graças a condições edafoclimáticas favoráveis encontradas para a espécie no território nacional. O avanço da produtividade do gênero iniciou com o melhoramento genético evoluindo até a Biotecnologia, incentivada principalmente pelas fábricas de papel e celulose e instituições de pesquisa (CIB, 2008).

No manejo florestal, as previsões de crescimento desempenham um importante papel no apoio à sustentabilidade, gerenciamento de desenvolvimento de alternativas e otimização de estratégias

¹Doutorando em Engenharia Florestal. UFPR – Universidade Federal do Paraná. Avenida Prefeito Lothário Meissner, 900, - Jardim Botânico - 80210-170 - Curitiba, PR, Brasil. E-mail: marcelo_roversa@hotmail.com

²Professor(a) Adjunto(a) do Departamento de Engenharia Florestal. UNICENTRO - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Campus Irati. PR 153- Km 07 - Riozinho 84500-000 - Irati, PR, Brasil. E-mail: anogueiradias@hotmail.com; afigfilho@gmail.com

³Mestre. UNICENTRO - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Campus Irati. PR 153- Km 07 - Riozinho - 84500-000 - Irati, PR, Brasil. E-mail: vanescavinski@yahoo.com.br

⁴Coordenador de Mensuração e Cartografia. Rodovia Marechal Rondon, Km 323, 17120-000 - Agudos, SP, Brasil. E-mail: rodrigo.castro@duratex.com.br

de gestão (GARCÍA, 1994). Perante isso, a modelagem torna-se uma ferramenta imprescindível no planejamento florestal. Modelos de crescimento e produção geram estimativas para diferentes condições de idade, capacidade produtiva e densidade populacional (CAMPOS; LEITE, 2013). Subestimar ou superestimar o volume de madeira pode comprometer totalmente a tomada de decisão.

A qualidade do local pode ser definida como capacidade que uma área tem para o crescimento de árvores em resposta a condições edáficas, climáticas e bióticas (PRODAN et al., 1997), onde as condições de um determinado local estão ligadas à capacidade produtiva deste (TÉO et al., 2011). As curvas de índice de local constituem um método prático e consistente na avaliação da capacidade produtiva e são definidas como a altura das árvores dominantes e saudáveis em uma idade pré-determinada, definida como idade índice, que é um pouco menos da idade de rotação, representadas por um valor numérico, conhecido como índice de local (GOELZ; BURK, 1992).

A capacidade produtiva de uma determinada área é responsável pela mudança de diversas características de um povoamento florestal. Daniels e Harrison (1998) têm relatado que a assíntota da curva de crescimento em área basal é função da capacidade produtiva do local. De acordo com Murphy e Farrar (1998), a mortalidade inicial será menor em locais com melhor capacidade produtiva. No entanto, a partir do momento em que se inicia a competição entre as árvores, a mortalidade será mais intensa em locais de melhor capacidade produtiva, visto que as árvores crescem mais rapidamente nestes ambientes. Figueiredo Filho (1991) afirmou que a qualidade do local afeta a forma do tronco, onde em locais de baixa capacidade produtiva, as árvores normalmente têm maior conicidade ou formas indesejáveis, além das mudanças de crescimento em diâmetro sobre o tronco, e em locais com maior capacidade produtiva, o crescimento é mais concentrado na parte da copa enquanto nos locais pobres, o crescimento tende a ser uniformemente distribuído no tronco.

Os modelos de crescimento e produção podem ser classificados em três tipos principais, segundo as variáveis e o tipo de dados requeridos, isto é, modelos que consideram o povoamento como um todo, modelos baseados na distribuição dos diâmetros e modelos baseados em árvores individuais (VANCLAY, 1994). Quando o objetivo é projetar a produção por unidade de área e a distribuição do volume por classes de diâmetro não é desejada, modelos em nível de povoamento são recomendados (CLUTTER et al., 1983), sendo o modelo de Clutter (1963) o mais difundido entre as empresas florestais (CAMPOS; LEITE, 2013).

Empresas florestais com plantios em mais de uma região realizam estratificação administrativa, ou seja, obtém informações setorizadas por áreas de interesse (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997), como região, fazenda, talhão. Em muitos casos, são utilizadas equações de altura, volume individual por árvore, equações de índice de local e volume total por hectare para cada fazenda ou região, porém existe incerteza da necessidade de diversas equações florestais ou apenas o agrupamento das fazendas, possibilitando o emprego de um número menor de equações.

Alguns procedimentos estatísticos têm sido empregados para decidir se uma equação comum pode ser empregada em vez de uma equação para cada situação, como o teste de identidade de modelos (QUEIROZ et al., 2008). Vários autores apresentaram métodos para testar hipóteses relativas à identidade de modelos lineares e não lineares, como por exemplo, Chow (1960), Graybill (1976), Regazzi (1993, 1999, 2003), Dette e Neumeyer (2001), Leite e Oliveira (2002), entre outros. Testes de identidade de modelos são rotineiramente aplicados em estudos do gênero *Eucalyptus*, destacando-se os trabalhos de Nogueira et al. (2005), Thiersch et al. (2006), Matrangolo et al. (2010), Soares et al. (2010), Martins et al. (2015), Mota et al. (2015), Miranda et al. (2015), entre outros.

Diante do exposto acima, percebe-se a necessidade de estudos para definição da real necessidade de utilização de um número menor ou maior de equações para estimativas da capacidade produtiva e produção, visando o aprimoramento da projeção de produtividade para os povoamentos florestais.

O objetivo deste trabalho foi aplicar testes de identidade de modelos na comparação das curvas médias de capacidade produtiva e crescimento em área basal e volume a partir do índice de local médio em seis fazendas de uma região do estado de São Paulo.

MATERIAL E MÉTODOS

Caracterização da área de estudos e dos dados

A pesquisa foi realizada na região do Planalto Central no Estado de São Paulo, com caracterís-

ticas de clima subtropical úmido, solo de textura arenosa média e precipitação média entorno de 1330 mm/ano (UNICAMP, 2014).

Os plantios de *Eucalyptus grandis* são caracterizados por espaçamentos diversos, com amplitude de 4,50 m² (2.222,2 mudas/hectare) a 6,15 m² (1.626,0 mudas/hectare). As parcelas instaladas possuem formato retangular com área de 240 m² com medições entre os anos de 2001 e 2012. Os valores mínimos, médios e máximos das variáveis idade (meses), altura dominante (Hd), Área Basal (G/m²ha⁻¹) e Volume com casca (V/m³ha⁻¹) encontram-se na Tabela 1.

Tabela 1. Amplitude e valores médios, em nível de fazenda, de idade, altura dominante (Hd), Área basal (G), Volume com casca (V) e número de parcelas permanentes.

Table 1. Amplitude and mean values at the farm level; age; dominant height (Hd); basal area (G); volume outside bark (V) and number of permanent plots.

Fazenda	Idade (meses)		Hd (m)			G (m ² ha ⁻¹)			V (m ³ ha ⁻¹)			No de Parcelas	Total
	Mín.	Máx.	Mín.	Méd.	Máx.	Mín.	Méd.	Máx.	Mín.	Méd.	Máx.		
(a)	24,3	73,0	14,2	23,8	33,5	10,2	20,4	32,3	62	198,3	408,4	86	1306
(b)	24,4	95,3	12,7	23,1	37,7	7,1	20,8	44,1	27,9	201,5	687,1	112	
(c)	24,1	77,0	14,4	24,5	36,5	11,2	23,6	37,2	61,1	237	514,6	77	
(d)	17,2	92,3	10,5	23,1	35,1	4,6	19,8	66,6	20	188,2	869,3	770	
(e)	24	65,6	12	22,4	31,4	6,9	19,2	37,4	29	172,8	474,8	76	
(f)	25	78,0	13,1	23,1	35,4	8,3	20	36,2	42,3	191,2	444,4	185	

Construção das curvas de capacidade produtiva

Na construção das curvas de local foi utilizado o método da curva-guia. Foram ajustados os modelos de Schumacher e Chapman-Richards (Tabela 2) pelo algoritmo de *Levenberg-Marquardt* em sua forma não linear para cada fazenda individualmente, empregando-se uma idade índice de 60 meses.

Tabela 2. Modelos testados para construção de curvas de índice de local pelo método da curva guia.

Table 2. Models tested for the construction of site index curves by the guide curve method.

Autor	Modelo	Equação
Schumacher	$h_{dom_i} = \beta_0 e^{\left(\frac{\beta_1}{l}\right)} + \varepsilon_i$	1
Chapman- Richards	$h_{dom_i} = \beta_0 [1 - e^{-(\beta_1 l)}]^{\beta_2} + \varepsilon_i$	2

em que: hdom = altura dominante da parcela (m); l = Idade do povoamento (meses); e = base do logaritmo neperiano; β_i = parâmetros a serem estimados; ε_i = erro aleatório.

Teste para comparação das curvas médias de local

Testou-se a igualdade dos coeficientes para determinar se uma única equação poderia ser adequada entre as fazendas pelas seguintes hipóteses: (a) H_{01} , H_{02} e H_{03} : um determinado coeficiente é igual para as fazendas; e (b) H_{04} : as equações são idênticas para as fazendas, isto é, uma equação comum pode ser usada como estimativa para os conjuntos de dados; H_1 : Ao menos um coeficiente é diferente estatisticamente e uma única equação não pode ser utilizada.

Conforme proposto por Regazzi (2003) a igualdade de qualquer subconjunto são verificadas por meio do teste da razão de verossimilhança em modelos de regressão não linear, com aproximação dada pela estatística qui-quadrado. A estatística do teste é apresentada a seguir:

$$\chi^2_{calculado} = -n \ln \left(\frac{SQR_{\Omega}}{SQR_w} \right)$$

em que: SQR_{Ω} = Soma de quadrados de resíduo do modelo completo (Ω); SQR_w = soma de quadrados do modelo reduzido (w); n = número total de observações.

O valor tabelado é função do nível α de probabilidade e graus de liberdade entre a diferença do número de coeficientes do modelo completo (p_{Ω}) e reduzido (p_w). A probabilidade de erro usada foi de p-valor < 0,05.

Modelagem do crescimento e produção

Para modelagem do crescimento e produção volumétrica foi utilizado o modelo de Clutter (1963).

$$\begin{aligned} \ln(V_{2i}) &= \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{I_{2i}} \right) + \beta_2 S_i + \beta_3 \ln(G_{2i}) + \ln \varepsilon_i \\ \ln(G_{2i}) &= \left(\frac{I_{1i}}{I_{2i}} \right) \ln(G_{1i}) + \alpha_0 \left(1 - \frac{I_{1i}}{I_{2i}} \right) + \alpha_1 \left(1 - \frac{I_{1i}}{I_{2i}} \right) S_i + \ln \varepsilon_i \end{aligned}$$

em que: V_{2i} = volume (m^3ha^{-1}) na idade I_{2i} ; G_{1i} = área basal (m^2ha^{-1}) na idade I_{1i} ; G_{2i} = área basal (m^2ha^{-1}) na idade I_{2i} ; I_{1i} = idade atual do povoamento, em meses; I_{2i} = idade futura do povoamento, em meses; S_i = índice de local (m) na idade I_{1i} ; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ = parâmetros do modelo que projeta o volume; α_0, α_1 = parâmetro que projeta a área basal; e ε_i = erro aleatório.

Trata-se de um conjunto composto por dois modelos, um para estimar a área basal futura e outro para estimar o volume em uma idade futura. O modelo de Clutter foi ajustado pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios.

Construção das curvas de produção

De acordo com o modelo de crescimento e produção de Clutter, foram construídas as curvas de incremento médio mensal (IMM) e incremento corrente mensal (ICM). A idade técnica de corte (ITC) foi determinada no ponto onde o IMM foi máximo.

Os valores utilizados para a estimativa da área basal inicial média referem-se a todas as parcelas que obtiveram medições inferiores a 30 meses de idade. A área basal inicial média foi utilizada para a idade inicial (G_i) no índice de local intermediário (II), a média da área basal inicial menos um desvio padrão ($G_i - \sigma_{G_i}$) para o índice de local inferior (III), e a área basal inicial média da idade inicial mais um desvio padrão ($G_i + \sigma_{G_i}$) para o melhor índice de local (I).

Comparações das curvas médias de área basal e volume

Utilizando as equações de Clutter e a curva média do índice de local, foram traçadas as curvas médias de produção em área basal e volume para cada fazenda. O simples fato de comparação entre as curvas média de altura dominante, não eliminou a possibilidade de locais diferentes apresentarem igualdade na produção ou vice-versa.

Com isto, para comparar as curvas médias utilizou-se o teste proposto por Chow (1960) e demonstrado por Gujarati (2006). O teste de Chow é um teste da estatística F, baseado na diferença entre a soma de quadrados de parâmetros do modelo completo e do modelo reduzido, ou seja, na redução que H_0 provoca na soma de quadrados de parâmetros do modelo completo.

O valor tabelado é função do nível α de probabilidade, do número de coeficientes (K) e do número total de observações (N_{total}). A probabilidade de erro usada foi de p-valor < 0,01.

Avaliação da qualidade de ajuste dos modelos

Os valores das estimativas dos coeficientes foram testados pelo teste t de Student adotando o nível de p-valor < 0,01, de modo a verificar efeito significativo destes na equação de ajuste. Os modelos tiveram sua qualidade de ajuste avaliada pelo Coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajust}), Erro padrão da estimativa por meio da variável de interesse e percentual (S_{yx}) e distribuição gráfica de resíduos, todos recalculados para a variável original.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Construção das curvas de capacidade produtiva

Os coeficientes e estatísticas usados para avaliar o ajuste dos modelos para construção das curvas de índice de local são apresentados na Tabela 3.

As estatísticas do modelo de Chapman-Richards foram levemente superiores ao modelo de Schumacher para todas as fazendas. Os valores de coeficiente de determinação oscilaram entre 0,7936 e 0,8971, e, o erro padrão de estimativa variou entre 6,0 e 8,9%. O menor coeficiente de determinação e maior erro padrão de estimativa foram observados para a fazenda (d). Este resultado pode ser devido à grande quantidade de dados, envolvendo áreas de alta a baixa produtividade. As melhores estatísticas em relação ao erro padrão de estimativa com 1,44 m ou $S_{yx} \% = 6,0$ foram encontrados para a fazenda (a). O melhor coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{\text{ajust}} = 0,8971$) foi para a fazenda (c).

Tabela 3. Coeficientes e estatísticas para os modelos de Schumacher e Chapman-Richards testados para estimar altura dominante em função da idade.

Table 3. Coefficients and statistics for the models of Schumacher and Chapman-Richards, tested to estimate dominant height related to age.

Modelo	Fazenda	Coeficientes			$R^2_{Ajust.}$	$S_{yx}(m)$	$S_{yx}(\%)$
		β_0	β_1	β_2			
1	(a)	41,1617*	-25,1509*	-	0,8776	1,45	6,1
	(b)	40,7249*	-25,8025*	-	0,8722	1,62	7,1
	(c)	44,5649*	-27,2008*	-	0,8902	1,69	6,9
	(d)	39,7176*	-24,4504*	-	0,7905	2,07	9,0
	(e)	40,3847*	-24,4245*	-	0,8255	1,86	8,3
	(f)	42,5396*	-29,1926*	-	0,8312	2,01	8,7
2	(a)	36,7254*	0,0225*	0,9949*	0,8813	1,44	6,0
	(b)	37,1125*	0,0216*	0,9666*	0,8842	1,55	6,7
	(c)	40,7479*	0,0182*	1,0855*	0,8971	1,64	6,7
	(d)	34,7104*	0,0249*	0,9601*	0,7936	2,05	8,9
	(e)	36,9300*	0,0237*	0,9281*	0,8288	1,83	8,2
	(f)	40,1160*	0,0177*	0,9837*	0,8387	1,96	8,5

ns = não significativo; * = significativo a p-valor < 0,01.

A Figura 1 demonstra a distribuição gráfica de resíduos para o modelo de Chapman-Richards que apresentou maior homogeneidade residual, sendo o modelo escolhido para estimar a capacidade produtiva. Verifica-se uma maior superestimação nos valores de altura dominante nas idades de 48 a 72 meses para a fazenda (f) e a partir dos 72 meses para a fazenda (d). Para as demais fazendas não se observou tendência na altura dominante. A variação está em grande parte dentro do intervalo de $\pm 20\%$.

Figura 1. Distribuição de resíduos da variável altura dominante em função da idade para o modelo de Chapman-Richards.

Figure 1. Distribution of residues of dominant height variable related to age for the Chapman-Richards model.

As curvas de índice de local foram construídas individualmente para cada fazenda (Figura 2) com amplitude de 4 m, exceto para a fazenda (d), para a qual foi adotado 6 m. Essa amplitude foi definida por representar de forma precisa os dados e em função de resultar três índices de local, I, II e III, referentes às áreas de alta, média e baixa capacidade produtiva, respectivamente.

Comparação das curvas médias de capacidade produtiva

Construiu-se a curva média de capacidade produtiva para cada fazenda por meio do modelo de Chapman-Richards (Figura 3) e estas foram comparadas pelo teste proposto por Regazzi (2003). Ao comparar a capacidade produtiva via curva média de índice de local, é importante observar que os índices podem ser comparáveis entre si, pelo fato de as curvas apresentarem um mesmo padrão de forma.

Figura 2. Curvas de índice de local para as fazendas em estudo, com idade-índice de 60 meses, construídas pelo método da curva-guia.

Figure 2. Site index curves for the farms in the study, based on index of 60 months, constructed by the guide curve method.

Figura 3. Curvas médias de capacidade produtiva geradas a partir do modelo de Chapman-Richards.

Figure 3. Site index average curves generated by the Chapman-Richards model.

Os resultados do teste de Regazzi (2003) identificou que nenhum dos coeficientes do modelo de Chapman-Richards obteve igualdade e uma única equação não pode ser usada para representar a altura dominante para as seis fazendas.

Após realizar o teste de Regazzi (2003) separadamente para todas as fazendas verificou-se que somente as curvas médias das fazendas (a) e (e) são semelhantes, conforme Tabela 4. Como todas as hipóteses foram aceitas, o teste foi não significativo, podendo-se concluir que as duas equações não diferem estatisticamente. Assim, a equação comum, cujas estimativas estão apresentadas na Tabela 4 (hipótese H_{04}), pode ser usada como uma das estimativas das duas equações envolvidas, obtendo-se assim uma única curva de altura dominante para as duas fazendas. Isto pode ser melhor observado nas curvas médias de altura dominante na Figura 3. Apesar da proximidade entre as fazendas (a), (b) e (e), o teste foi significativo para esta combinação, ou seja, a fazenda (b) não possui os coeficientes estatisticamente iguais as fazendas (a) e (e).

Tabela 4. Resultados do teste de Regazzi (2003) aplicado para comparação da curva de altura dominante das fazendas (a,e), por meio do modelo de Chapman-Richards, ao nível de significância de 1%.

Table 4. Results of Regazzi (2003) test that was applied to compare the dominant height curves of the farms (a, e), through the Chapman-Richards model, at the 1% significance level.

Teste	H ₁	H ₀₁	H ₀₂	H ₀₃	H ₀₄
Parâmetros		a	b	c	a, b, c
a1	40,5436		39,2887	39,0155	
a5	38,0566	39,4597	39,6438	39,8906	38,9663
b1	0,0162	0,0176		0,0183	
b5	0,0201	0,0181	0,0179	0,0175	0,0185
c1	0,8472	0,8779	0,8842		
c5	0,9539	0,9100	0,9038	0,8952	0,9097
SQ res	1654,8	1655,1	1655,3	1655,46	1656,5
N	628	628	628	628	628
X ² calc	-	0,11 ^{ns}	0,19 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,64 ^{ns}
Prob. > F	-	0,7401	0,6629	0,6171	0,8872

SQ res = soma de quadrados de resíduos; N = número de observações; χ^2 calc = Qui-quadrado calculado; ns = não significativo; * = significativo a p-valor < 0,01; Prob. > F = Probabilidade de significância para o valor de Qui-quadrado.

Modelagem do crescimento e da produção

A Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados (empregando a idade em meses) e o resumo das estatísticas obtidas para as seis fazendas.

Para as estimativas de volume, o coeficiente de determinação variou de 0,8840 (fazenda d) a 0,9611 (fazenda c). O erro padrão de estimativa oscilou entre 14,84 m³ha⁻¹ (5,4%), com a fazenda (c) e atingiu o maior valor 22,96 m³ha⁻¹ (10,4%) com a fazenda (d). Para a equação de área basal, o maior coeficiente de determinação e o menor erro padrão de estimativa, correspondem a fazenda (c) com 0,9559 e 3,3%. O erro médio percentual foi menor que 10%, exceto para as fazendas (d) e (g), compondo estimativas de produção aceitáveis.

Tabela 5. Coeficientes e estatísticas do modelo de Clutter (1963).

Table 5. Coefficients and statistics of the Clutter model (1963).

Faz.	Coeficientes						Volume(m ³ ha ⁻¹)		Área Basal(m ² ha ⁻¹)	
	β_0	β_1	β_2	β_3	α_0	α_1	R ² _{Ajust.}	Syx _{cor.} (%)	R ² _{Ajust.}	Syx _{cor.} (%)
(a)	2,2441*	-29,5948	0,017	1,0595	3,192	0,0162	0,9130	7,2	0,8916	4,7
(b)	1,7258	-20,0864	0,009	1,227	3,528	0,0076	0,9176	9,3	0,9238	5,1
(c)	1,8731	-24,5546	0,016	1,151	3,685	0,0046	0,9611	5,4	0,9559	3,3
(d)	1,3748	-18,3545	0,018	1,2549	3,102	0,0217	0,8840	10,4	0,9103	5,7
(e)	1,5123	-29,6452	0,025	1,2154	2,563	0,0428	0,9304	9,3	0,9402	4,9
(f)	1,6164	-27,6457	0,026	1,1604	2,543	0,044	0,9154	9,1	0,8771	6,3

em que: R²_{Ajust.} = Coeficiente de Determinação Ajustado; Syx_{cor.} (%) = Erro padrão da estimativa corrigido.

O coeficiente β_1 foi negativo para todas as fazendas, mostrando consistência nas estimativas. Já o coeficiente α_1 apresentou inconsistência biológica para a fazenda (b) devido ao sinal negativo, e teve o termo a ele associado $(1-I_1/I_2)S$ alterado para $(1-I_1/I_2)\ln(G_1)$.

A distribuição dos resíduos para os ajustes de área basal e volume para as seis fazendas podem ser visualizados nas Figuras 4 e 5. Pode-se verificar que a distribuição dos resíduos para a área basal apresentou resultados aceitáveis, em sua maioria, valores dentro de um intervalo de $\pm 20\%$ para as fazendas (a), (b), (c) e (e). Observaram-se tendências de superestimação a partir dos 36 meses para as fazendas (d) e (f). A maior amplitude é encontrada para a fazenda (d), com valores no intervalo de $\pm 40\%$.

Na Figura 5 tem-se a distribuição dos resíduos para a equação de volume. Verifica-se que algumas parcelas nas fazendas (c), (d), (e) e (f) possuem tendência de superestimação do volume; ao contrário, há outras parcelas que subestimaram levemente o volume, como na fazenda (b) a partir da idade de 72 meses e na fazenda (d) próximo aos 40 meses. Apesar desta variação, as equações podem ser utilizadas sem restrição entre as fazendas devido à variação dos resíduos ser aceitável, concentrando-se em sua maioria no intervalo de $\pm 20\%$.

Figura 4. Dispersão dos resíduos para a equação de área basal (m^2ha^{-1}) do modelo de Clutter.

Figure 4. Dispersion of residues for the basal area equation (m^2ha^{-1}) of the Clutter model.

Figura 5. Dispersão dos resíduos para a equação de volume (m^3ha^{-1}) do modelo de Clutter.

Figure 5. Dispersion of residues for the equation of volume (m^3ha^{-1}) of the Clutter model.

Construção das curvas de produção

Na Figura 6, são ilustradas as curvas de crescimento e produção volumétrica para os diferentes índices de local, empregando-se o modelo de Clutter (1963), sendo as respectivas Idades Técnicas de Corte (ITC) identificadas com a linha vertical.

As informações das curvas de incremento e produção para cada fazenda individualmente foram sintetizadas de modo a facilitar a visualização e comparação nos diferentes índices de sítio (Tabela 6).

Pode-se observar que as produções e as idades técnicas de corte seguiram uma tendência já esperada do ponto de vista biológico, ou seja, locais mais produtivos atingiram a idade de máximo incremento médio mais cedo. Além disso, na medida em que se aumentou o valor de índice de local, maiores valores de produção foram encontrados. Segundo Leite et al. (2011) isto ocorreu devido à antecipação da idade de estagnação do crescimento da floresta estar ocorrendo em idade mais jovem nos locais mais produtivos.

Figura 6. Curvas de incremento médio e corrente mensal e curvas de produção para os índices de local de cada fazenda.

Figure 6. Curves of mean monthly increment, current monthly increment and production (yield) for the site indices at each farm.

Tabela 6. Idade técnica de corte e produção por hectare para os índices de local de cada fazenda.

Table 6. Technical cutting age and yield per hectare for the site index at each farm.

Fazenda	Índice de Local (m)	G (m ² /ha)	ITC (meses)	Produção (m ³ /ha)
(a)	24	12,5	61	229,7
	28	14,3	59	263,0
	32	16,2	57	299,8
(b)	22	11,5	63	234,9
	26	13,5	56	233,9
	30	15	52	237,4
(c)	24	14,5	60	278,8
	28	15	59	300,8
	32	16,9	56	328,0
(d)	22	9,3	64	192,8
	28	11,9	61	256,8
	34	14,5	58	332,9
(e)	24	9,9	71	238,6
	28	12,2	70	325,3
	32	14,9	68	435,2
(f)	22	8,7	70	193,3
	26	11	68	262,4
	30	13,5	66	351,2

Comparação das curvas médias de área basal e volume

Para permitir uma comparação entre produtividades médias da área basal e do volume, foram gerados gráficos de área basal e volume a partir da curva média de índice de local para cada fazenda (Figura 7).

Figura 7. Comparação da produtividade média em área basal e volume entre as seis fazendas.

Figure 7. Comparison of mean productivity in basal area and volume on the six farms.

A fazenda (f) teve a mais baixa produtividade média na análise das duas variáveis, com exceção da variável volume na fazenda (d) a partir dos 72 meses de idade. O maior crescimento médio em termos de área basal e volume foram encontrados para a fazenda (c).

Para verificar se existe ou não diferença significativa entre as produtividades nas fazendas aplicou-se o teste de Chow (Tabela 6). O número de seis fazendas resulta no montante de 720 combinações. Desta forma foi realizado o teste estatístico para uma fração de combinações que apresentaram proximidade nas curvas médias de área basal e de volume.

A Tabela 7 indica que existe diferença significativa entre as curvas de produção em área basal e também para as curvas de volume para todas as fazendas, ou seja, o crescimento destas variáveis não pode ser representado por uma única equação, como pode ser observado pelo valor de F. Resultados semelhantes podem ser observados para a combinação das seguintes fazendas (a), (b), (e); (a), (e); (b), (e). Já para as fazendas (a), (b) e (d), (f) não houve diferença estatística para as equações ajustadas, assim, uma única equação pode ser usada para projeção da área basal e do volume.

Tabela 7. Resultado do teste de Chow para comparar as curvas de área basal e volume que apresentam maior proximidade entre as fazendas, ao nível de significância de 1%.

Table 7. Results of the Chow test to compare the curves of basal area and volume with higher proximity between farms, at 1% significance level.

Variável	Combinação	Fcal	Prob. > F
Área basal	(a), (b), (c), (d), (e), (f)	46,52*	<0,0001
	(a), (b), (e)	23,35*	<0,0001
	(a), (b)	2,8 ^{ns}	0,0611
	(a), (e)	15,64*	<0,0001
	(b), (e)	15,67*	<0,0001
	(d), (f)	4,39 ^{ns}	0,0124
Volume	(a), (b), (c), (d), (e), (f)	29,34*	<0,0001
	(a), (b), (e)	8,51*	<0,0001
	(a), (b)	1,63 ^{ns}	0,1645
	(a), (e)	4,6*	0,0011
	(b), (e)	4,97*	0,0006
	(d), (f)	1,88 ^{ns}	0,1106

Fcal = F calculado; Prob. > F = Probabilidade de significância para o valor de F; * = significativo a p-valor < 0,01; ns = não significativo.

Pode-se ressaltar que as curvas médias de capacidade produtiva para as fazendas (a) e (e) foram estatisticamente iguais pelo teste de Regazzi (1993) e as curvas médias de produção em área basal e volume diferiram estatisticamente pelo teste de Chow. Este resultado pode ser explicado pela variação do espaçamento entre as fazendas, pois as curvas médias de produção em área basal e volume estão em patamares mais elevados nos espaçamentos menores, devido ao maior número de plantas. Espera-se que fazendas com índices de locais idênticos apresentem semelhança na produção quando tratamentos e métodos silviculturais idênticos forem aplicados.

A verificação da identidade de modelos na área florestal torna-se uma ferramenta útil na análise de modelagem, na tentativa de diminuir o número de equações que afetam o crescimento de um povoamento florestal sem perda de precisão nas estimativas, além de redução nos custos de amostragem e economicidade nas operações em casos de utilização de uma equação comum.

CONCLUSÕES

Os testes de identidade de modelos aplicados na construção de curvas de índice de local e na produção da área basal e do volume por hectare demonstraram que uma única equação não pode ser utilizada para explicar o crescimento destas variáveis entre as fazendas em estudo.

Embora a necessidade da construção de curvas de índice de local distintas entre a maioria das fazendas, sua identidade não assegura semelhança na estimativa na produção.

Os testes aplicados produzem resultados satisfatórios e podem ser indicados aos profissionais que necessitam realizar inferências para grandes áreas plantadas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAF – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. *Anuário estatístico ABRAF 2013: ano base 2012*. Brasília, 2013. 74 p.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. *Mensuração Florestal. Perguntas e Respostas*. 4.ed. Viçosa: UFV, 2013. 605 p.

CHOW, G. C. Tests of Equality Between Sets Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, Menasha, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.

CIB - CONSELHO DE INFORMAÇÕES SOBRE BIOTECNOLOGIA. *Guia do eucalipto – Oportunidades para um desenvolvimento sustentável*, 2008. Disponível em: <http://cib.org.br/wpcontent/uploads/2011/10/Guia_do_Eucalipto_junho_2008.pdf>. Acesso em: 07 jul. 2014.

- CLUTTER, J. L. Compatible growth and yield models for loblolly pine. **Forest Science**, Bethesda, v. 9, n. 3, p. 354-371, 1963.
- CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley & Sons, 1983. 333 p.
- DANIELS, R. F.; HARRISON, W. C. **A new biomathematical model for growth and yield of loblolly pine plantations**. St. Paul: USDA Forest Service, 1988. p. 293-304. (NC General Technical Report, 120, v.1).
- DETTE, H.; NEUMEYER, N. Nonparametric analysis of covariance. **Annals of Statistics**, v. 29, n. 5, p. 1361-1400, 2001.
- FIGUEIREDO FILHO, A. **Influência da Resinagem no Crescimento de *Pinus elliottii* Engelm. var. *elliottii* e sua Avaliação Econômica**. Curitiba: UFPR, 1991, 138 p.
- GARCÍA, O. The state-space approach in growth modelling. **Canadian Journal of Forest Research**. Ottawa, v. 24, n. 9, p. 1894-1903, 1994.
- GOELZ, J. C. G., BURK, T. E. Development of a well-behaved site index equation: jack pine in north central Ontario. **Canadian Journal of Forest Research**. Ottawa, v. 22, n. 6, p. 776-784, 1992.
- GRAYBILL, F. A. **Theory and Application of the Linear Model**. Belmont: Duxbury Press, 1976. 704 p.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- LEITE, H. G.; CASTRO, R. V. O.; SILVA, A. L. ; JÚNIOR, C. A. A. ; BINOTI D. H. B. ; CASTRO, A. F. ; BINOTI, M. Classificação da capacidade produtiva de povoamentos de eucalipto utilizando diâmetro dominante. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 19, n. 2, p. 181-195, 2011.
- LEITE, H. G.; OLIVEIRA, F. H. T. Statistical procedure to test identity between analytical methods. **Communications in Soil Science Plant Analysis**, New York, v. 33, n. 7/8, p. 1105-1118, 2002.
- MARTINS, R. M.; LEITE, M. V. S.; CABACINHA, C. D.; ASSIS, A. L. Teste de identidade de modelos volumétricos para povoamentos de *Eucalyptus* sp. em sete municípios de Minas Gerais. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 11, n. 21, p. 1818-1833, 2015.
- MATRANGOLO, C. A. R.; CASTRO, R. V. O.; DELLA LUCIA, T. M. C.; LUCIA, R. M. D.; MENDES, A. F. N.; COSTA, J. M. F. N.; LEITE, H. G. Crescimento de eucalipto sob efeito de desfolhamento artificial. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 45, n. 9, p. 952-957, 2010.
- MIRANDA, R. O. V.; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; SOARES, I. D.; CRUZ, J. P. Modelagem do crescimento e produção em classes de precipitação pluviométrica para *Eucalyptus* sp. **Floresta**, Curitiba, v. 45, n. 1, p. 117-128, 2015.
- MOTA, F. C. M.; BRUZINGA, J. S.; AQUINO, P. S. R.; PEREIRA, R. S.; ALMEIDA, G. S.; CASTRO, R. V. O. Individual Tree Modeling Approach for *Eucalyptus* spp. Clones. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 9, n. 11, p. 553-558, 2015.
- MURPHY, P. A; FARRAR, R. M. Basal area projection equations for thinned natural even-aged forest stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 18, n. 7, p. 827-832, 1988.
- NOGUEIRA, G. S.; LEITE, H. G.; CAMPOS, J. C. C.; CARVALHO, A.; SOUZA, L. S. Modelo de distribuição diamétrica para povoamentos de *Eucalyptus* sp. submetidos a desbaste. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 29, n. 4, p. 579-589, 2005.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba: Editado pelos autores, 1997. 316 p.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura Forestal**. San Jose: IICA, 1997. 586 p.

QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Identidade de modelos em funções de afilamento para *Mimosa scabrella* bentham em povoamentos nativos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, p. 339-349, 2008.

REGAZZI, A. J. Teste para se verificar a identidade de modelos de regressão e a igualdade de alguns parâmetros num modelo polinomial ortogonal. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 40, n. 228, p. 176-195, 1993.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a identidade de modelos de regressão e a igualdade de parâmetros no caso de dados de delineamentos experimentais. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 46, n. 266, p. 383-409, 1999.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não linear. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 50, n. 287, p. 9-26, 2003.

SOARES, C. P. B.; SILVA, G. E.; MARTINS, F. B. Influence of section lengths on volume determination in eucalyptus trees. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 2, p. 55-162, 2010.

TÉO, S. J.; BRESSAN, D. R.; COSTA, R. H. Uso de modelos estatísticos para classificação de sítios em povoamentos de *Pinus taeda* na região de Caçador – SC. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 1, p. 179-188, 2011.

THIERSCH, C. R.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; REZENDE, G. D. S. P.; MAESTRI, R. O uso de modelos matemáticos na estimativa da densidade básica da madeira em plantios de clones de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 3, p. 264-278, 2006.

TONINI, H.; FINGER, C. A. G.; SCHENEIDER, P. R.; Crescimento de clones de *Eucalyptus saligna* Smith, na depressão central e serra do sudeste, Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 2, p. 61-77, 2004.

UNICAMP Centro de Pesquisas Meteorológicas e Climáticas Aplicadas à Agricultura, 2014. Disponível em: < <http://www.cpa.unicamp.br/index.html> >. Acesso em: 14 jul. 2013.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest Growth and Yield: Applications to Mixed Tropical Forest**. Wallingford: CAB International, 1994, 312 p.

Recebido em 24/07/2014

Aceito para publicação em 06/08/2015