

*Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
Embrapa Florestas
Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento*

Documentos 166

Como Classificar Sítios Florestais Através da Altura Dominante do Povoamento

Gerson Luiz Selle
Dalva Teresinha Pauleski
Evaldo Muñoz Braz

Embrapa Florestas
Colombo, PR
2008

Exemplares desta publicação podem ser adquiridos na:

Embrapa Florestas

Estrada da Ribeira, Km 111, Guaraituba,

83411 000 - Colombo, PR - Brasil

Caixa Postal: 319

Fone/Fax: (41) 3675 5600

Home page: www.cnpf.embrapa.br

E-mail: sac@cnpf.embrapa.br

Comitê de Publicações da Unidade

Presidente: Patrícia Póvoa de Mattos

Secretária-Executiva: Elisabete Marques Oaida

Membros: Álvaro Figueredo dos Santos, Dalva Luiz de Queiroz

Santana, Edilson Batista de Oliveira, Elenice Fritzsons, Jorge

Ribaski, José Alfredo Sturion, Maria Augusta Doetzer Rosot,

Sérgio Ahrens

Supervisão editorial: Patrícia Póvoa de Mattos

Revisão de texto: Mauro Marcelo Berté

Normalização bibliográfica: Elizabeth Denise Câmara Trevisan

Editoração eletrônica: Mauro Marcelo Berté

Foto da capa: Arquivo *Embrapa Florestas*

1ª edição

1ª impressão (2008): sob demanda

Todos os direitos reservados

A reprodução não-autorizada desta publicação, no todo ou em parte, constitui violação dos direitos autorais (Lei no 9.610).

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Embrapa Florestas

Selle, Gerson Luiz.

Como classificar sítios florestais através da altura dominante do povoamento [recurso eletrônico] / Gerson Luiz Selle, Dalva Terezinha Pauleski, Evaldo Muñoz Braz. - Dados eletrônicos. - Colombo : Embrapa Florestas, 2008.

1 CD-ROM. - (Documentos / Embrapa Florestas, ISSN 1679-2599 ; 166)

1. Madeira - Produção - Planejamento. 2. Sítio florestal. 3. Estatura de planta. I. Pauleski, Dalva Terezinha. II. Braz, Evaldo Muñoz. III. Título. IV. Série.

CDD 634.9285 (21. ed.)

© Embrapa 2008

Autores

Gerson Luiz Selle

Engenheiro Florestal, M.Sc.,
Doutorando pelo Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Florestal, Centro de Ciências Rurais,
Universidade Federal de Santa Maria.
hs@ccr.ufsm.br

Dalva Teresinha Pauleski

Engenheira Florestal, M.Sc.,
Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Florestal, Centro de Ciências Rurais,
Universidade Federal de Santa Maria.
dpauleski@yahoo.com.br

Evaldo Muñoz Braz

Engenheiro Florestal, M.Sc.,
Doutorando pelo Programa de Pós-Graduação em
Engenharia Florestal, Centro de Ciências Rurais,
Universidade Federal de Santa Maria,
Pesquisador da *Embrapa Florestas*.
evaldo@cnpf.embrapa.br

Apresentação

Ao se reportar para o meio florestal, para conseguir otimizar ao máximo a produção, é necessário, em primeiro lugar, escolher a espécie adequada e saber também o quanto esta pode produzir em cada local (sítio).

A determinação da capacidade produtiva de cada local recebe o nome de classificação de sítios florestais. Para proceder essa classificação, existem vários métodos já descritos, porém, o que utiliza a altura das árvores dominantes, correlacionada com a idade, tem sido considerado o mais prático e usual. O método consiste em descrever o crescimento das árvores ao longo do tempo através de fundamentos matemáticos por meio de funções empregando técnicas de regressão.

Essa metodologia é uma prática bastante empregada no Brasil e em outros países, facilitando a gestão dos administradores de empreendimentos florestais fornecendo informações relativamente precisas sobre o assunto.

Com a retomada e desenvolvimento dos reflorestamentos na Região Sul, este trabalho visa facilitar uma primeira abordagem do tema pelas empresas florestais e profissionais da área, facilitando em suas tomadas de decisão, assim com dar suporte aos estudantes de ciências florestais.

Ivar Wendling

Chefe de Pesquisa e Desenvolvimento

Sumário

Introdução	9
Obtenção dos Dados de Altura e Idade	10
Modelo Matemático a ser Empregado	13
Avaliação do Modelo Selecionado	18
Verificação das Tendências	19
Métodos de Construção de Curvas Índice de Sítio	21
Método da extrapolação	22
Método da regressão	23
Delimitação das Curvas Índice de Sítio	27
Referências	29
Anexos	31

Como Classificar Sítios Florestais Através da Altura Dominante do Povoamento

Gerson Luiz Selle

Dalva Teresinha Pauleski

Evaldo Muñoz Braz

Introdução

A determinação da produtividade dos sítios florestais é um fator básico na condução de povoamentos e no planejamento da produção madeireira de uma empresa florestal. Desta forma, a capacidade produtiva dos sítios, onde as essências florestais se desenvolvem, é um importante parâmetro que, uma vez mensurado, possibilitará estimar essa capacidade (SELLE, 1993).

Os ecologistas definem sítio como sendo uma unidade geográfica uniforme que se caracteriza por certa combinação estável dos fatores presentes no meio. Em manejo florestal, é considerado como um fator de produção primário que tem por capacidade a produção de madeira ou produtos florestais (SCOLFORO, 1993).

O índice de sítio, portanto, é a medida do potencial da produtividade do sítio, ou seja, a capacidade de uma área em desenvolver determinadas espécies (HOW ..., 1999).

Na ciência florestal, o índice de sítio tem sido o método mais praticado e difundido na determinação de classes de produtividade, através do uso da variável altura dominante, relacionada com a idade, pois é uma resposta a todos os fatores ambientais inter-relacionados, tendo correlação com a

produção volumétrica, sem sofrer influência significativa, quando comparado com outras variáveis da árvore, dos tratamentos silviculturais e da competição entre espécies (TONINI et al., 2001).

Como as árvores apresentam taxas de crescimento diferenciadas ao longo do seu desenvolvimento, podendo variar de acordo com o ambiente ou através das intervenções praticadas pelo homem, é possível construir fundamentos matemáticos para estimar o crescimento das árvores em um determinado local que denominamos de sítio. Essa descrição do crescimento pode ser feita, em geral, com uma função, empregando-se técnicas de regressão. Muitos autores, entre eles, Spurr (1952), Burkhart e Tennent (1977), Clutter et al. (1983), Selle (1993), Parresol e Vissage (1998), Andenmatten e Letourneau (2000), são unânimes em afirmar que a altura das árvores dominantes é a melhor variável para caracterizar esse local, sendo representado pela altura alcançada do povoamento nas diferentes idades de seu desenvolvimento.

No entanto, para o estabelecimento da idade de referência, índice ou chave, vários pesquisadores, entre eles, Moser e Hall (1969) e Burguer (1974), recomendam o uso da idade de rotação ou idade próxima a essa. O ajuste das alturas em função da idade é expresso por um grande número de modelos matemáticos, lineares e não lineares, na ciência florestal.

Com este trabalho, pretende-se apresentar, de forma simples e prática, como fazer uma classificação de sítio. Os dados aqui utilizados são fictícios e visam apenas à exemplificação para tornar o trabalho mais facilmente entendível. A variável espécie pode ser substituída por outra desde que apresente as características necessárias para a obtenção dos pares de dados, idade e altura.

Obtenção dos Dados de Altura e Idade

Os pares de dados, altura e idade, podem ser obtidos através de parcelas permanentes ou, mais comumente, de árvores dominantes, pelo método da análise de tronco.

É importante afirmar que os dados coletados devem abranger todas as variações de crescimento e idade do povoamento que as curvas de índice de sítio abrangerão.

O número de parcelas ou árvores a serem amostradas, na coleta de dados, deve seguir as recomendações estatísticas conforme descrição feita por Schneider et al. (1988).

A avaliação por parcelas permanentes deve ser empregada em povoamentos de espécies que não apresentam anéis de crescimento visíveis, pois isso impossibilita a aplicação da técnica de análise de tronco. Quando os povoamentos são formados por espécies que apresentam anéis de crescimento visíveis, como o *Pinus*, é possível aplicar a metodologia de análise de tronco.

Os dados usados neste trabalho foram obtidos através da análise de tronco oriundas de 14 árvores com idade entre 10 e 12 anos.

Para a análise de tronco, de cada árvore amostrada, foram retiradas fatias com aproximadamente 3 cm a 5 cm de espessura nas seguintes alturas: 0,0 m (ou a 0,10 m quando não for possível retirar 0,0 m); 0,3 m e a partir desse, de metro em metro até atingir a altura de inserção da copa no fuste e, deste ponto até a altura total, nos entre-nós (Figura 1). Na sequência, as fatias devem ser secadas e lixadas (FINGER, 1992).

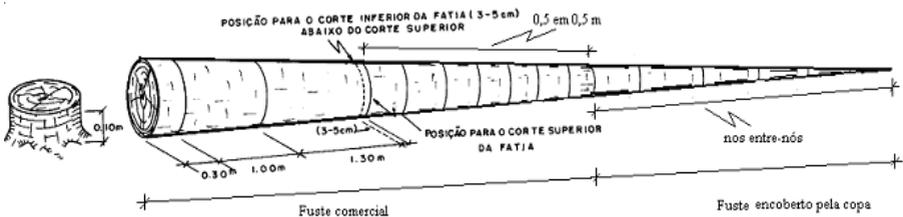


Fig. 1. Representação esquemática da retirada das fatias para análise de tronco.

A medição dos anéis, em cada fatia, deve ser realizada sobre quatro raios. O primeiro raio é definido com desvio de 45° em relação ao maior raio da secção, no sentido horário. O prolongamento deste em direção oposta, da

medula até a casca, define o terceiro raio. O segundo e o quarto raios são definidos com uma reta que passa pela medula da fatia com ângulo de 90° em relação aos raios um e três (Fig. 2). Para a obtenção do valor do incremento anual, calcula-se a média aritmética, por anel, dos quatro raios medidos ao longo de todas as fatias retiradas do tronco (Tabela 1).

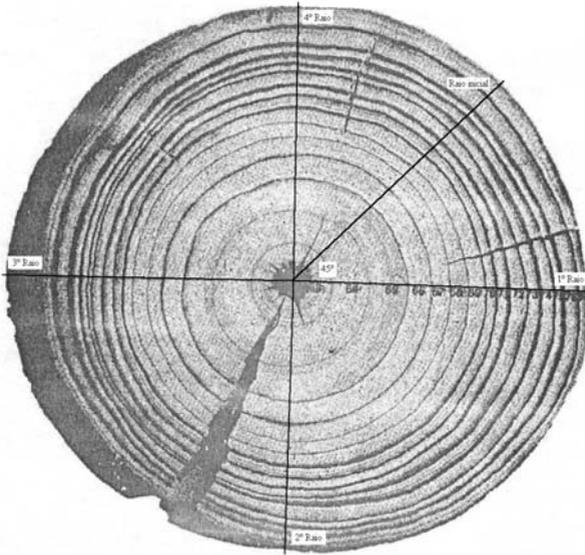


Fig. 2. Seção do tronco de uma árvore com os raios para a medição dos anéis de crescimento.

Tabela 1. Dados do crescimento anual obtidos por análise de tronco.

t	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9	A10	A11	A12	A13	A14
3	7,3	14,7	7,4	6,9	13,6	12,1	8,5	9,5	12,0	15,9	18,9	13,4	14,1	14,3
4	9,8	20,3	9,9	9,7	17,5	15,7	11,6	12,7	15,7	21,7	23,6	16,3	20,4	16,2
5	10,8	22,4	11,0	10,9	20,9	18,7	13,0	15,3	18,3	25,9	27,5	19,0	24,5	19,5
6	12,9	26,3	12,5	12,7	22,7	20,8	14,7	17,2	19,7	29,8	30,9	21,7	28,1	21,0
7	13,5	27,4	13,9	13,6	24,7	22,7	16,0	20,7	23,1	30,3	34,1	25,0	29,2	24,5
8	15,1	31,0	15,3	15,0	25,9	24,1	16,8	21,3	23,8	34,5	36,9	25,4	33,5	26,1
9	16,5	32,7	16,8	16,3	28,0	26,1	18,3	22,2	25,7	37,7	39,3	28,1	36,8	27,3
10	17,3	33,9	18,0	17,0	28,7	26,7	19,0	24,9	26,9	40,0	41,5	29,3	39,1	29,5
11	-	-	18,7	18,4	-	-	20,7	27,0	28,7	42,5	-	30,0	41,4	30,7
M	12,9	27,0	13,7	13,3	22,7	20,8	15,4	18,9	21,5	30,9	32,3	23,1	26,6	23,2

Em que: t = idade, A1 = árvore 1, ..., A14 = árvore 14, M = média, Média Geral = 21,69.

Modelo Matemático a ser Empregado

Existem duas maneiras de definir qual o modelo matemático que melhor descreve os dados:

- a) Ajustar uma função específica para os dados;
- b) Testar modelos já elaborados e existentes na literatura.

Para ajustar uma equação específica, deve-se usar programas estatísticos, como por exemplo o SAS e, através de regressões, tendo como variáveis independentes a idade e suas transformações (t^2 , t^3 , $1/t$, $1/t^2$, $1/t^3$, $\log t$, $\log t^2$, $\log t^3$, $\log 1/t$). Também pode ser feita uma análise de correlação para saber quais as variáveis independentes tem maior relação com a dependente. Desta forma, é possível testar funções lineares e não-lineares.

Testaram-se cinco modelos matemáticos, dois lineares (Schumacher e Backman) e três não-lineares (Prodan, Richards com dois e três coeficientes) disponíveis na literatura, que descrevem o crescimento em função da idade (Tabela 2).

Tabela 2. Modelos matemáticos testados.

Equação	Modelo	Tipo	Autor
1	$\ln h = b_0 + b_1 \times (1 / t)$	Linear	Schumacher
2	$\ln h = b_0 + b_1 \times \ln t + b_2 \times \ln^2 t$	Linear	Backman
3	$h = t^2 / (b_0 + b_1 \times t + b_2 \times t^2)$	Não-linear	Prodan
4	$h = b_0 \times (1 - e^{(-b_1 \times t)})$	Não-linear	Richards (2 coef.)
5	$h = b_0 \times (1 - e^{(-b_1 \times t)})^{b_2}$	Não-linear	Richards (3 coef.)

Utilizando o pacote estatístico SAS e o procedimento (PROC) GLM, testaram-se os modelos lineares e, pelo procedimento NLIN, os não-lineares (Tabela 2).

Os critérios para seleção dos modelos de regressão são baseados em estatísticas. Dentre as mais utilizadas está o coeficiente de determinação (R^2), o coeficiente de variação (CV), o erro padrão da estimativa (S_{xy}), o valor de F (F Value), a significância das variáveis independentes e a distribuição dos resíduos (HAIR JUNIOR et al., 1998; FLORIANO et al., 2007).

O melhor modelo será aquele que apresentar o valor do coeficiente de determinação mais próximo da unidade, o menor coeficiente de variação, o menor erro padrão da estimativa (mede o desvio médio entre os valores reais e os valores estimados), o maior valor de F, bem como o maior nível de significância das variáveis independentes e a melhor distribuição dos resíduos.

A descrição da programação utilizada para testar os modelos lineares (PROC GLM) estão no Anexo 1.

Como no SAS a saída do processamento relativo ao procedimento não-linear (PROC NLIN) não apresenta os valores dos coeficientes de determinação e variação, os mesmos podem ser calculados através das seguintes fórmulas:

$$R^2 = \sqrt{SQ_{regressão} / SQ_{total}}$$

$$CV(\%) = (\sqrt{QM_{residual} / Média}) * 100$$

Como exemplificação serão calculados o R^2 e o CV% da equação 3 (não-linear), onde $SQ_{reg} = 61576,6$; o $SQ_{total} = 67500,1$; $QM_{res} = 48,9542$ e Média = 21,69.

$$R^2 = \sqrt{61576,6 / 67500,1} = 0,95$$

$$CV\% = (\sqrt{48,9542 / 21,69}) * 100 = 31,99$$

Os gráficos sobre a distribuição dos resíduos dos cinco modelos testados estão apresentados nas Figuras de 3 a 7 e a programação para a elaboração dos mesmos pelo SAS estão no Anexo 2.

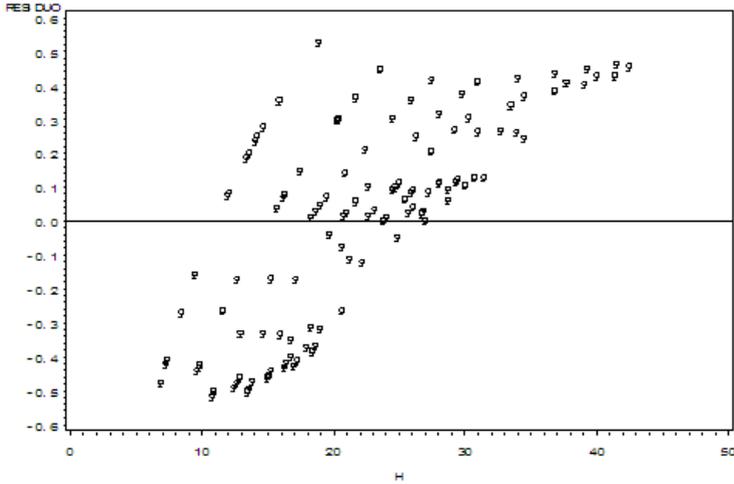


Fig. 3. Distribuição dos resíduos do modelo 1.

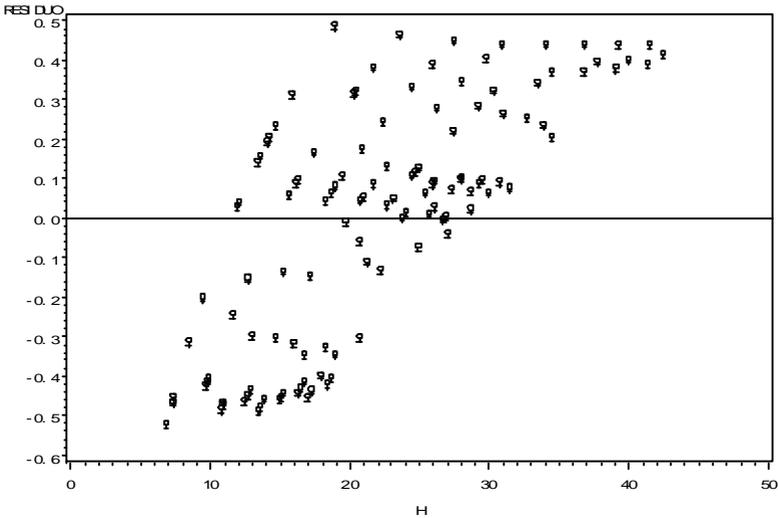


Fig. 4. Distribuição dos resíduos do modelo 2.

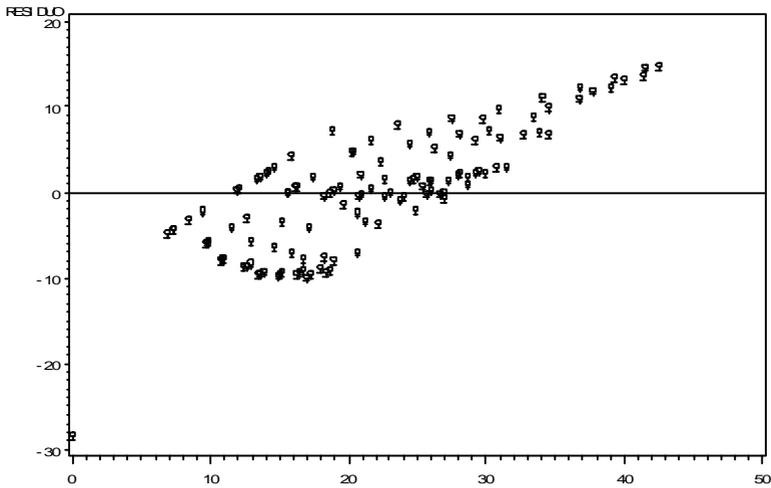


Fig. 5. Distribuição dos resíduos do modelo 3.

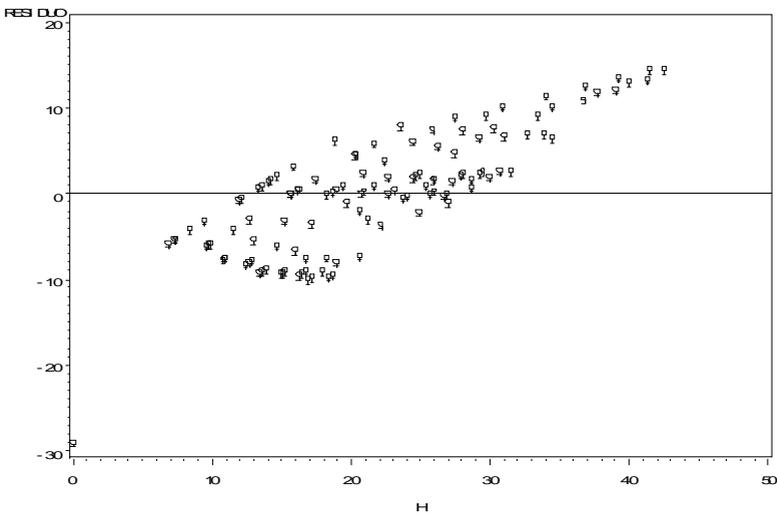


Fig. 6. Distribuição dos resíduos do modelo 4.

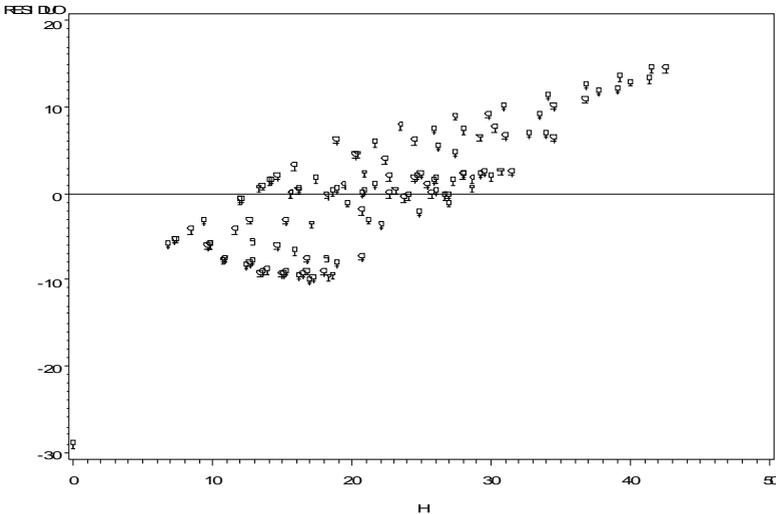


Fig. 7. Distribuição dos resíduos do modelo 5.

Os resultados estatísticos da Tabela 3 demonstram que os modelos que melhor descrevem os dados da Tabela 1, pelo coeficiente de determinação, são os lineares, já pelo coeficiente de variação são os não-lineares. O valor de F dos modelos 4 e 5 apresentam os maiores valores e, nesse caso, a opção mais lógica é pelo modelo de menor complexidade. A distribuição dos resíduos de todos os modelos testados apresentam tendências, não servindo como indicador de seleção. Dessa forma, o modelo 4 será o escolhido: $h = b_0 \cdot (1 - e^{(-b_1 \cdot t)})$.

Tabela 3. Estatística dos modelos testados.

Equação	Modelo	R ²	CV%	F
1	$\ln h = b_0 + b_1 \times (1 / t)$	0,45	10,10	101,18
2	$\ln h = b_0 + b_1 \times \ln t + b_2 \times \ln^2 t$	0,46	10,11	50,94
3	$h = t^2 / (b_0 + b_1 \times t + b_2 \times t^2)$	0,95	31,99	419,28
4	$h = b_0 \times (1 - e^{(-b_1 \times t)})$	0,95	31,91	632,24
5	$h = b_0 \times (1 - e^{(-b_1 \times t)})^{b_2}$	0,95	31,91	632,24

Avaliação do Modelo Selecionado

Após a definição do modelo que melhor descreve os dados, também devem ser feitos testes individualizados com cada uma das árvores com a finalidade de verificar qual o comportamento.

Para a análise utilizou-se o procedimento não-linear descrito no Anexo 3 e cujo resumo é apresentado na Tabela 4.

Tabela 4. Resultado estatístico do ajuste do modelo selecionado por árvore.

Árvore	R ²	CV%	F	b ₀	b ₁
1	0,99	2,58	6359,50	25,0192 *	0,1169*
2	0,99	2,74	6308,69	43,8785 *	0,1470*
3	0,99	2,12	10661,90	27,4987 *	0,1037*
4	0,99	2,28	9241,07	25,8654 *	0,1099*
5	0,99	1,79	13087,00	35,2167 *	0,1716*
6	0,99	1,60	16507,20	34,7682 *	0,1501*
7	0,93	39,90	25,85	15,2413 *	0,4047*
8	0,99	3,49	3989,84	43,3622 *	0,0857*
9	0,99	2,18	9948,79	36,5407 *	0,1359*
10	0,99	2,96	5478,91	61,2966 *	0,1056*
11	0,99	0,48	181324,00	55,2185 *	0,1382*
12	0,99	1,75	13328,00	38,9481 *	0,1377*
13	0,99	3,32	5287,85	67,6770 *	0,0860*
14	0,99	2,66	6706,90	39,0339 *	0,1379*

* Coeficientes significativos ao nível de 95% de probabilidade.

Observa-se que o modelo teve um bom ajuste para todas as árvores, com exceção da árvore 7 em que ocorreu um alto valor para o coeficiente de variação e um baixo valor de F.

A confiabilidade do modelo também pode ser testada comparando-se graficamente ou tabelarmente os dados reais ($h_{\text{observado}}$) com os ajustados pela função (h_{estimado}). Utilizando o modelo selecionado [$h = b_0 \times (1 - e^{(-b_1 \times t)})$], para cada idade, com os coeficientes (b_0 e b_1) dos ajustes individuais (Tabela 4), obtém-se os h_{estimado} conforme Fig. 8.

Como exemplificação foram representadas apenas as árvores 1, 2 e 3. É interessante que se faça com todas das árvores.

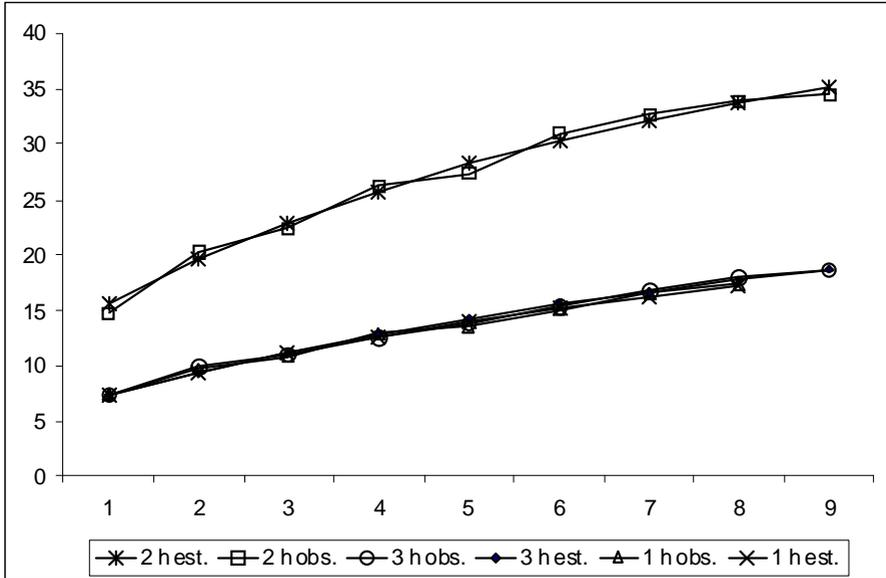


Fig. 8. Dados de alturas observadas ($h_{obs.}$) e estimadas ($h_{est.}$) para as árvores de número 1, 2 e 3.

Observa-se na Fig. 8 que o ajuste dos dados observados, quando comparados com os estimados, possuem uma tendência semelhante, comprovando que a função descreve muito bem o crescimento dessas árvores.

Verificação das Tendências

Para a definição de quantos conjuntos de curvas devem ser construídos, deve-se elaborar um gráfico com o modelo selecionado e os coeficientes dos ajustes individuais (Fig. 9).

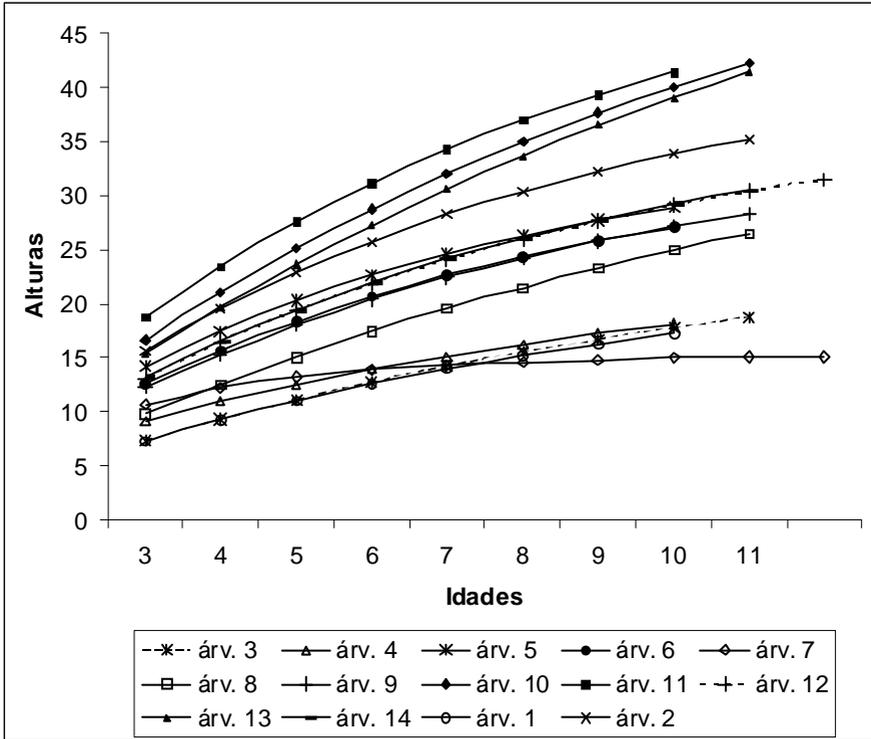


Fig. 9. Curvas das alturas geradas pelo modelo selecionado para cada árvore individualmente.

A Fig. 9 mostra que todas as árvores apresentam a mesma tendência de crescimento, com exceção da árvore 7. Como somente esta árvore apresenta o desenvolvimento diferenciado, não é necessária a elaboração de uma classificação de sítio em específico. O artifício, neste caso, é o descarte da árvore, já que todas as demais se ajustam perfeitamente ao modelo.

Além da comparação gráfica, também é possível se fazer uma análise de covariância para verificar a tendência. Isso pode ser feito usando o SAS e o procedimento PROC GLM (Programação e saída no Anexo 4).

A análise de covariância mostra que as correlações não são significativas, ou seja, todas as árvores têm a mesma tendência de crescimento, a mesma inclinação.

Portanto, com o auxílio da análise gráfica (visual) e a análise de covariância, conclui-se que os dados podem ser tratados como um grupo uniforme e único, curvas de índice de sítio do tipo monomórficas.

Caso os dados não apresentassem a mesma tendência, eles deveriam ser separados em grupos de tendências semelhantes e gerar conjuntos de curvas independentes por grupo.

Visto isso, o modelo matemático que melhor descreve o crescimento de dados é $h = 34,4821 * (1 - e^{(-0,1542*t)})$ e as curvas índice de sítio a serem construídas são do tipo monomórficas.

Métodos de Construção de Curvas Índice de Sítio

A construção das curvas índice de sítio pode-se dar por meio de dois métodos: extrapolação e regressão.

Para tanto, devemos adotar uma idade índice, que segundo a bibliografia, deve ser tomada próximo à idade de rotação da espécie. Neste caso, adotou-se a idade índice de 10 anos por ser a idade máxima de todas as árvores levantadas para o presente exercício.

Idade índice = 10 anos

Modelo: $h = 34,4821 * (1 - e^{(-0,1542*t)})$

Convencionou-se que as curvas índice de sítio devem ser traçadas da idade de 4 aos 14 anos com intervalo de 2 m. A idade de 4 aos 14 anos foi usada porque os dados abrangem aproximadamente essa faixa de idade (nunca extrapolar muito a idade dos dados, no caso, 12 anos).

Com a função que descreve os sítios e variando a idade dos 4 aos 14 anos, obtém-se a curva guia ou mestra (Tabela 4).

Tabela 5. Valores da altura em função da idade da curva guia.

t	Fórmula	h _{calculado}
4	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 4)})$	15,87319
5	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 5)})$	18,53239
6	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 6)})$	20,81160
7	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 7)})$	22,76511
8	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 8)})$	24,43946
9	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 9)})$	25,87454
10	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 10)})$	27,10456
11	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 11)})$	28,15881
12	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 12)})$	29,06240
13	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 13)})$	29,83687
14	$34,4821 * (1 - e^{(-0,1542 * 14)})$	30,50067

Onde: t = idade (anos).

Método da extrapolação

Método muito simples e que consiste na extrapolação das demais curvas de índice de sítio, acima e abaixo da curva guia.

Para o IS = 12:

10 anos (idade índice) à 27,10 m ———— 100

IS12,00 m ———— x

$$x_{IS12} = 12 * 100 / 27,10 = 44,2804428 \text{ (dividir por 100 porque é \%)} = 0,443$$

Para o IS = 14:

10 anos (idade índice) à 27,10 m ———— 100

IS14,00 m ———— x

$$x_{IS14} = 14 * 100 / 27,10 = 51,66051661 / 100 = 0,517$$

Para o IS = 28:

10 anos (idade índice) à 27,10 m — — — — — 100

IS28,00 m — — — — — x

$$x_{IS28} = 28 * 100 / 27,10 = 103,3210332 / 100 = 1,033$$

Com as proporções calculadas (IS₁₂ = 0,443, IS₁₄ = 0,517, ..., IS₂₈ = 1,033), multiplica-se cada valor pelo correspondente da curva guia e obtém-se as curvas índice de sítio (Tabela 6).

Tabela 6. Cálculo das curvas índice de sítio por extrapolação.

Idade (t)	Curva guia	Curva guia x 0,443 = IS12	Curva IS12	Curva guia x 0,517 = IS14	Curva IS14
4	15,87	15,87 x 0,443	7,03	15,87 x 0,517	8,05
5	18,53	18,53 x 0,443	8,21	18,53 x 0,517	9,58
6	20,81	20,81 x 0,443	9,22	20,81 x 0,517	10,76
7	22,76	22,76 x 0,443	10,08	22,76 x 0,517	11,77
8	24,44	24,44 x 0,443	10,81	24,44 x 0,517	12,63
9	25,87	25,87 x 0,443	11,46	25,87 x 0,517	13,37
10	27,10	27,10 x 0,443	12,00	27,10 x 0,517	14,00
11	28,16	28,16 x 0,443	12,47	28,16 x 0,517	14,56
12	29,06	29,06 x 0,443	12,87	29,06 x 0,517	15,02
13	29,84	29,84 x 0,443	13,22	29,84 x 0,517	15,43
14	30,50	30,50 x 0,443	13,51	30,50 x 0,517	15,77

OBS: Na tabela são apresentados os cálculos para os IS₁₂ e IS₁₄, porém deve ser feito até o IS₂₈.

Método da regressão

Inicialmente, institui-se a idade índice e de posse do modelo matemático, recalcula-se o b₀, da seguinte forma:

Idade índice = 10 anos

$$\text{Função: } h = b_0 * (1 - e^{(-b1 * t)})$$

Isolando o b₀ do modelo, temos: b₀ = h / (1 - e^(-b1*t)), onde o h = IS

$$b_{0(iSI)} = IS_i / (1 - e^{(-b1 * t)}), \text{ onde } i = 12, 14, \dots, 28).$$

Com a substituição do t por 10 (idade de referência), é calculado o coeficiente b_0 para cada IS (Tabela 7).

$$IS = 12 \Rightarrow b_{0(IS12)} = 12 / (1 - e^{(-0,1542 * 10)}) = 15,26626$$

$$IS = 14 \Rightarrow b_{0(IS14)} = 14 / (1 - e^{(-0,1542 * 10)}) = 17,81063$$

.....

$$IS = 28 \Rightarrow b_{0(IS28)} = 28 / (1 - e^{(-0,1542 * 10)}) = 35,62127$$

Tabela 7. Relação dos b_0 recalculados.

IS	b_0
12	15,26626
14	17,81063
16	20,35501
18	22,89939
20	25,44376
22	27,98814
24	30,53252
26	33,07689
28	35,62127

Com os b_0 recalculados, volta-se para a equação original e determinam-se as novas alturas, variando o t (4 a 14), para todos os IS (Tabela 8).

$$h = b_0 * (1 - e^{(-0,1542 * t)}), \text{ onde } h = \text{altura da curva } IS_i, t = \text{idade.}$$

$$IS_i = b_{0(ISi)} * (1 - e^{(-0,1542 * t)})$$

IS = 12

$$t = 4 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 4)}) = 7,03$$

$$t = 5 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 5)}) = 8,21$$

$$t = 6 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 6)}) = 9,22$$

$$t = 7 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 7)}) = 10,08$$

$$t = 8 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 8)}) = 10,82$$

$$t = 9 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 9)}) = 11,45$$

$$t = 10 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 10)}) = 12,00$$

$$t = 11 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 11)}) = 12,47$$

$$t = 12 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 12)}) = 12,87$$

$$t = 13 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 13)}) = 13,21$$

$$t = 14 \Rightarrow 15,26626 * (1 - e^{(-0,1542 * 14)}) = 13,50$$

.....

Para IS = 28

$$t = 4 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 4)}) = 16,39$$

$$t = 5 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 5)}) = 19,14$$

$$t = 6 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 6)}) = 21,49$$

$$t = 7 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 7)}) = 23,51$$

$$t = 8 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 8)}) = 25,24$$

$$t = 9 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 9)}) = 26,72$$

$$t = 10 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 10)}) = 28,00$$

$$t = 11 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 11)}) = 29,08$$

$$t = 12 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 12)}) = 30,02$$

$$t = 13 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 13)}) = 30,82$$

$$t = 14 \Rightarrow 35,62127 * (1 - e^{(-0,1542 * 14)}) = 31,50$$

Tabela 8. Novas alturas de variação IS.

t	IS ₁₂	IS ₁₄	IS ₁₆	IS ₁₈	IS ₂₀	IS ₂₂	IS ₂₄	IS ₂₆	IS ₂₈
4	7,027539	8,198792	9,37005	10,54131	11,71256	12,88382	14,05508	15,22633	16,39759
5	8,204847	9,572318	10,93979	12,30727	13,67474	15,04222	16,40969	17,77717	19,14464
6	9,213919	10,74957	12,28522	13,82088	15,35653	16,89218	18,42784	19,96349	21,49914
7	10,07879	11,75859	13,43839	15,11819	16,79799	18,47779	20,15759	21,83738	23,51719
8	10,82008	12,62342	14,42677	16,23012	18,03346	19,83681	21,64016	23,4435	25,24685
9	11,45544	13,36467	15,27391	17,18316	19,09239	21,00163	22,91087	24,82011	26,72935
10	12,00000	14,00000	16,00000	18,00000	20,00000	22,00000	24,00000	26,00000	28,00000
11	12,46675	14,54453	16,62233	18,70012	20,77791	22,8557	24,9335	27,01128	29,08908
12	12,8668	15,01126	17,15573	19,30019	21,44466	23,58912	25,73359	27,87805	30,02252
13	13,20968	15,41129	17,6129	19,81452	22,01612	24,21774	26,41936	28,62096	30,82258
14	13,50356	15,75415	18,00475	20,25534	22,50593	24,75653	27,00713	29,25771	31,50831

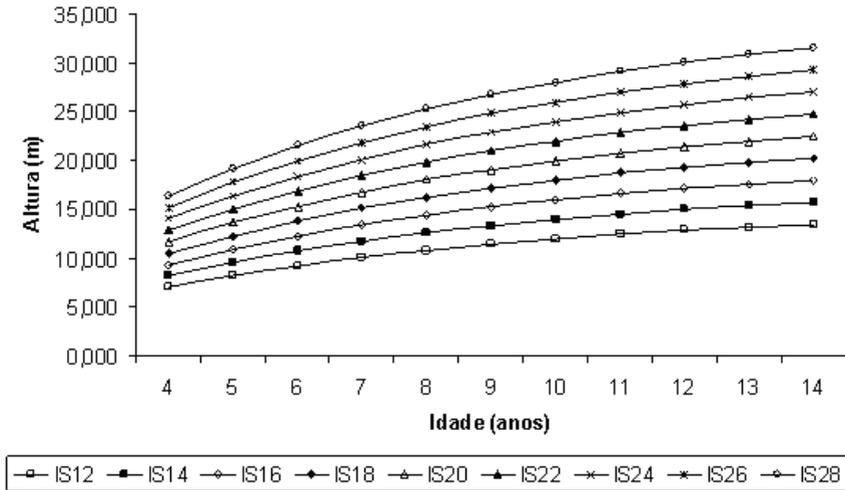


Fig. 10. Curvas de índice de sítio.

Delimitação das Curvas Índice de Sítio

O número de curvas índice de sítio deve abranger toda a amplitude de crescimento do local. Isso pode ser feito plotando-se, sobre um determinado número de curvas índice de sítio, valores de alturas amostradas por parcelas temporárias, permanentes e de dados de análise de tronco obtidos nos povoamentos pertencentes ao sítio referenciado.

Assim, a menor e a maior curva deverão delimitar pontos plotados.

Portanto, inicialmente, teremos que fixar esse número de curvas índice de sítio de maneira a extrapolar a amplitude desses pontos e somente depois delimitar a maior e menor curva (Fig. 11).

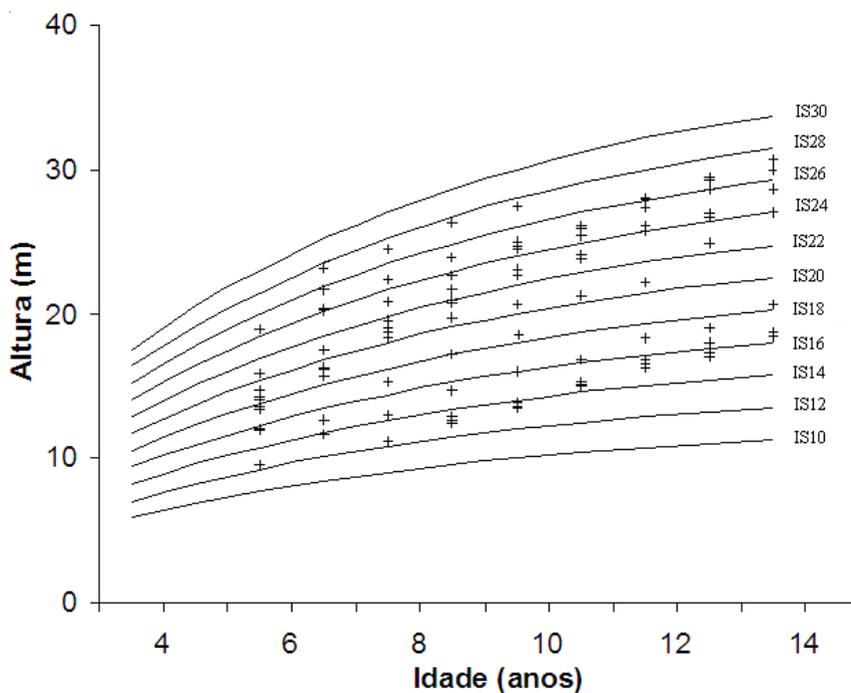


Fig. 11. Delimitação da maior e menor curva de índice de sítio.

A delimitação da menor curva é na IS12 e da maior na IS29. Assim, a classificação de sítio para o local ficou formada por nove curvas índice de sítio, da curva 12 a 28, com intervalo de 2 m entre elas (Fig. 12).

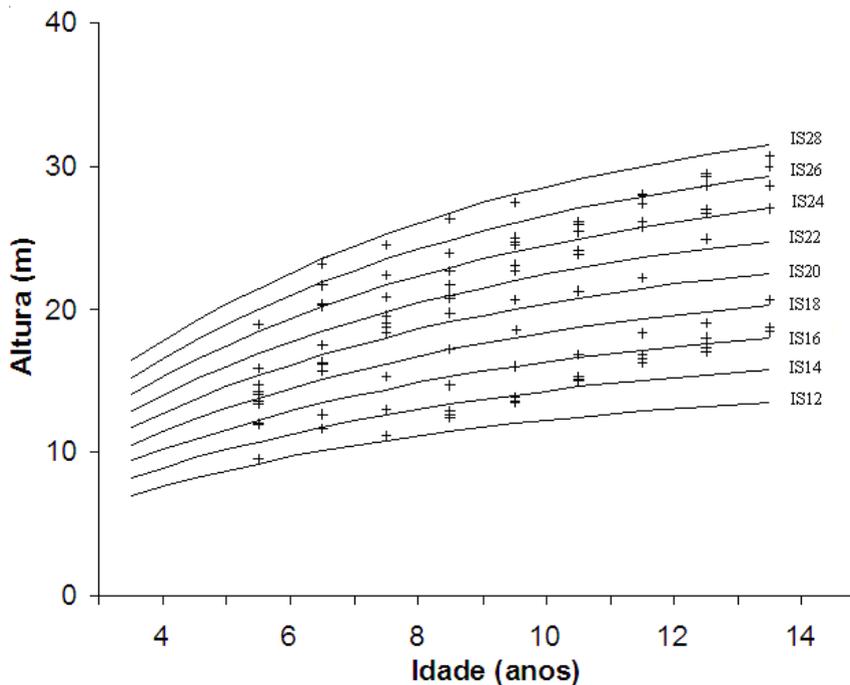


Fig. 12. Curvas de índice de sítio para o local.

Referências

ANDENMATTEN, E.; LETOURNEAU, F. **Curvas de índice de sítio y crecimiento en altura, para pino oregón (*Pseudotsuga menziesii* (Mill) Franco), de aplicación en la región andino patagónica de Chubut y Río Negro, Argentina.** Bariloche: Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, 2000. 10 p. (INTA. Comunicación técnica, n. 9).

BURGER, D. **Ordenamento florestal I.** Curitiba: UFPR, 1974. 224 p.

BURKHART, H. E.; TENNENT, R. B. Site index equations for radiata pine in New Zealand. **Forestry Science**, Bethesda, n. 7, p. 408-416, 1977.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach.** New York: J. Wiley, 1983. 333 p.

FINGER, C. A. G. **Fundamentos de biometria florestal**. Santa Maria: UFSM, 1992. 269 p.

FLORIANO, E. P.; MÜLLER, I.; SCHNEIDER, P. R.; LOPES, L. F. D. **SAS: o essencial da linguagem**. 2. ed. Santa Maria: UFSM, PPGF-PPGMQ, 2007. 211 p.

HAIR JUNIOR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Multivariate data analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 1998. 742 p.

HOW to determine site index in silviculture: participant's workbook. British Columbia: Forest Renewal: Ministry of Forests, Forest Practices Branch, 1999. 78 p. Disponível em: <<http://www.for.gov.bc.ca/hfp/training/00011/acrobat/sicourse.pdf>>. Acesso em: 12 set. 2004.

MOSER, J. W.; HALL, O. F. Deriving growth and yield functions for uneven-aged forest stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 15, p. 183-188, 1969.

PARRESOL, B. R.; VISSAGE, J. S. **White pine site index for the southern forest survey**. Ashville: USDA, Forest Service, Southern Research Station. 1998. 10 p. (USDA. For. Serv. Res. Paper SRS-10).

SCOLFORO, J. R. **Mensuração florestal 4: avaliação da produtividade florestal através da classificação de sítio**. Lavras: ESAL, 1993. 138 p.

SCHNEIDER, P. R.; BRENA, D. A.; FINGER, C. A. **Manual para coleta de informações dendrométricas**. Santa Maria: UFSM, 1988. 28 p.

SELLE, G. L. **Classificação de sítio para *Pinus taeda* L. através da altura dominante em Camará do Sul, RS, Brasil**. 120 f. 1993. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

SPURR, S. H. **Forest inventory**. New York: The Ronald Press Company, 1952. 476 p.

TONINI, H.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R.; SPATHELF, P. Crescimento em altura de *Pinus elliottii* Engelm., na região de Piratini no Rio Grande do Sul, Brasil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 31, n. 3, p. 417-423, 2001.

Anexos

Anexo 1

Programação utilizada para testar os modelos lineares (PROC GLM):

```
DATA A;  
INPUT A T H; (Onde A = número da árvore, T = idade, H = altura  
dominante)  
LH = LOG(H);  
T1 = 1/T;  
LT = LOG(T);  
L2 = LT**2;  
T2 = T**2;  
CARDS; (Entrada dos dados, na seqüência de leitura: A, T, H)  
PROC GLM;  
MODEL LH = T1; (Equação 1)  
PROC GLM;  
MODEL LH = LT L2; (Equação 2)  
RUN;  
QUIT;
```

Programação utilizada para testar os modelos não-lineares (PROC NLIN):

```
DATA A;  
INPUT A T H; (Onde A = número da árvore, T = idade, H = altura  
dominante)  
LH = LOG(H);  
T1 = 1/T;  
LT = LOG(T);  
L2 = LT**2;
```

T2 = T**2;

CARDS; (Colocação dos dados, na seqüência de leitura: A, T, H)

PROC NLIN;

PARMS B0 = -0.2106 B1 = 0.2686 B2 = 0.00652;

MODEL H = T2/(B0 + B1 * T + B2 * T2); (Equação 3)

PROC NLIN;

PARMS B0 = 54.9536 B1 = 0.0878;

MODEL H = B0*(1-EXP(-B1 * T)); (Equação 4)

PROC NLIN;

PARMS B0 = 54.9536 B1 = 0.0878 B2 = 0.25;

MODEL H = B0*(1-EXP(-B1 * T)**B2); (Equação 5)

RUN;

QUIT;

Saída do SAS para o procedimento GLM:

Equação 1: $\ln h = b_0 + b_1 \times (1 / t)$

The GLM Procedure
Dependent Variable: LH

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	1	9.34295661	9.34295661	101.18	<.0001
Error	121	11.17341139	0.09234224	-	-
Corrected Total	122	20.51636800	-	-	-

R-Square	Coeff Var	Root MSE	LH Mean
0.455390	10.10869	0.303879	3.006113

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
T1	1	9.34295661	9.34295661	101.18	<.0001

Parameter	Estimate	Standard Error	T Value	Pr > t
Intercept	3.629059787	0.06772158	53.59	<.0001
T1	-3.649038290	0.36277426	-10.06	<.0001

Equação 2: $\ln h = b_0 + b_1 \times \ln t + b_2 \times \ln^2 t$

The GLM Procedure

Dependent Variable: LH

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	2	9.42060524	4.71030262	50.94	<.0001
Error	120	11.09576276	0.09246469	-	-
Corrected Total	122	20.51636800	-	-	-

R-Square	Coeff Var	Root MSE	LH Mean
0.459175	10.11539	0.304080	3.006113

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
LT	1	9.34580629	9.34580629	101.17	<.0001
L2	1	0.07479894	0.07479894	0.81	0.3702

Source	DF	Type II SS	Mean Square	F Value	Pr > F
LT	1	0.35799189	0.35799189	3.87	0.0514
L2	1	0.07479894	0.07479894	0.81	0.3702

Parameter	Estimate	Standard Error	T Value	Pr > t
Intercept	1.290237271	0.53348503	2.42	0.0171
LT	1.234878045	0.62758916	1.97	0.0514
L2	-0.159380564	0.17720484	-0.90	0.3702

Saída do SAS para o procedimento NLIN:

Equação 3: $h = t^2 / (b_0 + b_1 \times t + b_2 \times t^2)$

The NLIN Procedure

Dependent Variable H

Method: Gauss-Newton

Iterative Phase				
Iter	B0	B1	B2	Sum of Squares
0	-0.2106	0.2686	0.00652	7227.6
1	0.2473	0.0949	0.0243	5944.6
2	0.3377	0.0596	0.0278	5923.5
3	0.3336	0.0613	0.0276	5923.5
4	0.3338	0.0612	0.0277	5923.5

Estimation Summary	
Method	Gauss-Newton
Iterations	4
R	5.347E-6
PPC(B1)	0.000114
RPC(B1)	0.001509
Object	5.771E-9
Objective	5923.463
Observations Read	124
Observations Used	124
Observations Missing	0

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Approx Pr>F
Regression	3	61576.6	20525.5	419.28	<.0001
Residual	121	5923.5	48.9542	-	-
Uncorrected Total	124	67500.1	-	-	-
Corrected Total	123	9166.2	-	-	-

Parameter	Estimate	Approx Std Error	Approximate 95%	Confidence Limits
B0	0.3338	0.3939	-0.4459	1.1136
B1	0.0612	0.1345	-0.2051	0.3274
B2	0.0277	0.0103	0.00720	0.0481

Approximate Correlation Matrix			
	B0	B1	B2
B0	1.0000000	-0.9754416	0.9281783
B1	-0.9754416	1.0000000	-0.9834773
B2	0.9281783	-0.9834773	1.0000000

Equação 4: $h = b_0 \times (1 - e^{-b_1 \times t})$

The NLIN Procedure

Dependent Variable H

Method: Gauss-Newton

Iter	B0	B1	Sum of Squares
0	54.9536	0.0878	7274.1
1	39.5172	0.1162	6026.6
2	36.4416	0.1329	5993.0
3	34.4221	0.1506	5951.5
4	34.4467	0.1542	5939.6
5	34.4822	0.1542	5939.5
6	34.4821	0.1542	5939.5

Estimation Summary	
Method	Gauss-Newton
Iterations	6
Subiterations	2
Average Subiterations	0.333333
R	4.22E-7
PPC(B1)	1.136E-6
RPC(B1)	0.00002
Object	8.8E-10
Objective	5939.543
Observations Read	124
Observations Used	124
Observations Missing	0

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Approx Pr>F
Regression	2	61560.6	30780.3	632.24	<.0001
Residual	122	5939.5	48.6848	-	-
Uncorrected Total	124	67500.1	-	-	-
Corrected Total	123	9166.2	-	-	-

Parameter	Estimate	Approx Std Error	Approximate 95% Confidence Limits
B0	34.4821	4.4839	25.6058 43.3585
B1	0.1542	0.0380	0.0790 0.2293

Approximate Correlation Matrix		
	B0	B1
B0	1.0000000	-0.9763348
B1	-0.9763348	1.0000000

Equação 5: $h = b_0 \times (1 - e^{(-b_1 \times t)})^b_2$

The NLIN Procedure

Dependent Variable H

Method: Gauss-Newton

Iterative Phase				
Iter	B0	B1	B2	Sum of Squares
0	54.9536	0.0878	0.2500	31023.3
1	49.8982	0.0980	0.2500	30933.5
2	45.1521	0.1101	0.2500	30794.0
3	40.8243	0.1244	0.2500	30.580.2
4	36.9907	0.1411	0.2500	30264.4
5	30.3935	0.1794	0.2500	30057.3
6	23.0940	0.2580	0.2500	29610.3
7	16.5652	0.5121	0.2500	25668.4
8	28.4470	0.6841	0.2500	07008.1
9	34.2901	0.6017	0.2500	05960.4
10	34.4446	0.6177	0.2500	05939.5
11	34.4839	0.6166	0.2500	05939.5
12	34.4820	0.6166	0.2500	05939.5

Estimation Summary	
Method	Gauss-Newton
Iterations	12
Subiterations	15
Average Subiterations	1.25
R	2.385E-6
PPC(B1)	6.486E-6
RPC(B1)	0.000108
Object	1.531E-9
Objective	5939.543
Observations Read	124
Observations Used	124
Observations Missing	0

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Approx Pr>F
Regression	2	61560.6	30780.3	632.24	<.0001
Residual	122	5939.5	48.6848	-	-
Uncorrected Total	124	67500.1	-	-	-
Corrected Total	123	9166.2	-	-	-

Parameter	Estimate	Approx Std Error	Approximate 95%	Confidence Limits
B0	32.4820	4.4838	25.6058	43.3583
B1	0.6166	0.1519	0.3160	0.9173
B2	0.2500	-	-	-

Approximate Correlation Matrix			
	B0	B1	B2
B0	1.0000000	-0.9763345	-
B1	-0.9763345	1.0000000	-
B2	-	-	-

Anexo 2

Programação usada na elaboração dos gráficos de distribuição dos resíduos:

DATA A;

INPUT A T H; (Onde A = número da árvore, T = idade, H = altura dominante)

LH = LOG(H);

T1 = 1/T;

CARDS; (Entrada dos dados, na seqüência de leitura: A, T, H)

PROC GLM;

MODEL LH = T1; (Equação 1)

OUTPUT OUT=B R=RESIDUO P=EST;

PROC GPLOT; (Procedimento para gerar o gráfico)

PLOT RESIDUO *H = '*/VREF=0;

RUN;

QUIT;

Anexo 3

Programação usada para comparar os crescimentos individualmente:

DATA A;

INPUT A T H; (Onde A = número da árvore, T = idade, H = altura dominante)

CARDS; (Colocação dos dados, na seqüência de leitura: A, T, H)

PROC NLIN;

PARMS B0 = 54.9536 B1 = 0.0878; (valores iniciais para b_0 e b_1)

MODEL H = B0*(1-EXP(-B1*T)); (modelo matemático usado)

BY A;

RUN;

QUIT;

A saída do programa para a árvore de número 1:

The NLIN Procedure
Dependent Variable H
Method: Gauss-Newton

Iter	B0	B1	Sum of Squares
0	54.9536	0.0878	939.1000
1	23.5055	0.1032	25.9834
2	24.7886	0.1186	0.6691
3	25.0138	0.1170	0.6668
4	25.0192	0.1169	0.6668

Estimation Summary	
Method	Gauss-Newton
Iterations	4
R	5.325E-6
PPC(B1)	1.3E-6
RPC(B0)	0.000212
Object	0.000039
Objective	0.6668
Observations Read	8
Observations Used	8
Observations Missing	0

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Approx Pr>F
Regression	2	1413.5	706.8	6359.54	<.0001
Residual	6	0.6668	0.1111	-	-
Uncorrected Total	8	1414.2	-	-	-
Corrected Total	7	82.9000	-	-	-

Parameter	Estimate	Approx Std Error	Approximate 95% Confidence Limits
B0	25.0192	1.6049	21.0921 28.9462
B1	0.1169	0.0118	0.0880 0.1459

Approximate Correlation Matrix		
	B0	B1
B0	1.0000000	-0.9904002
B1	-0.9904002	1.0000000

Anexo 4

Programação para execução do teste de covariância.

DATA A;

INPUT A T H; (Onde A = número da árvore, T = idade, H = altura dominante)

CARDS; (Colocação dos dados, na seqüência de leitura: A, T, H)

PROC GLM;

MODEL H = A T T*A;

RUN;

Saída do programa do teste de covariância:

The GLM Procedure

Number of observations 124

Dependent Variable: H

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	3	4670.396846	1556.798949	41.55	<.0001
Error	120	4495.759525	37.464663	-	-
Corrected Total	123	9166.156371	-	-	-

R-Square	Coeff Var	Root MSE	LH Mean
0.509526	28.22026	6.120838	21.68952

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
A	1	1734.067064	1734.067064	46.29	<.0001
T	1	2848.312245	2848.312245	76.03	<.0001
A * T	1	88.017537	88.017537	2.35	0.1280

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
A	1	24.2258654	24.2258654	0.65	0.4229
T	1	256.0148397	256.0148397	0.83	0.0101
A * T	1	88.0175367	88.0175367	2.35	0.1280

Parameter	Estimate	Standard Error	T Value	Pr > t
Intercept	6.427836332	3.40759085	1.89	0.0617
A	0.317504851	0.39484044	0.80	0.4229
T	1.221355614	0.46721898	2.61	0.0101
A * T	0.082074005	0.05354660	1.53	0.1280