

ESTUDOS DE FUNÇÃO DE FORMA PARA ESPÉCIES FLORESTAIS DE TERRA FIRME DA AMAZÔNIA CENTRAL¹

Ralfh João RIBEIRO²

Niro HIGUCHI³

Gil VIEIRA³

Joaquim dos SANTOS³

Maria Naélia SILVA RIBEIRO⁴

RESUMO: O planejamento adequado do uso dos recursos florestais pressupõe a utilização de métodos mais precisos e acurados para quantificar a produção volumétrica. Portanto, o objetivo principal foi mostrar que é possível utilizar função de forma, a despeito do grande número de espécies existentes na Amazônia. O presente trabalho foi desenvolvido na região de Manaus, floresta tropical úmida, com amostra contendo 265 árvores, cujos volumes foram obtidos pelo método de Smalian. Métodos estatísticos multivariados foram utilizados não apenas como métodos exploratórios, mas, também, para tentar agrupar as espécies por características quantitativas. Dentre as variáveis estudadas (diâmetro à altura do peito, altura comercial, fator de forma e componentes principais), os grupos que melhor ajustaram os modelos propostos foram os que tiveram o fator de forma como variável classificatória. A análise de componentes principais, apesar de mostrar que forma e tamanho podem ser explicados, respectivamente pelo primeiro (PC1=85%) e segundo componente principal (PC2=8%), não apresentou um bom desempenho para ajustar os modelos através da análise de regressão. Considerando-se a excelente performance alcançada em florestas plantadas no Sul, os modelos lineares e polinomiais apresentaram menor rendimento volumétrico. A equação de volume normal quando comparada a equação de forma, esta última apresentou melhoria na precisão e acuracidade. Os modelos:

$$V = \frac{\pi b_0^2}{40000(-2b_2 + 1)} D^{2b_1} h^{2b_3} (h_i + 1,3)^{-2b_2+1} + \mathcal{E}_i$$

e

$$V = \frac{\pi b_0^2}{40000(-2b_2 + 1)} D^{2b_1} h^{2b_3} (h + h_i)^{-2b_2+1} + \mathcal{E}_i$$
 foram os que produziram as melhores

estimativas volumétricas para os dados analisados.

¹ Aprovado para publicação em 4.11.2003

² Pesquisa financiada pelo convênio MCT- Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Fundação Universidade do Amazonas e Projeto Biomassa e Nutrientes – BIONTE/ODA.

³ Engenheiro Florestal, M. Sc., Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia – INPA, CPST, Cx. Postal 478-69011-970 Manaus (AM) Brasil. E-mail: ralfh@inpa.gov.br

⁴ Engenheiro Florestal, Ph.D., Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia – INPA, CPST.

⁵ Engenheira Florestal, B. Sc., Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia – INPA, CPBO.

TERMOS PARA INDEXAÇÃO: Manejo Florestal, Forma do Tronco, Fator de Forma, Modelos Matemáticos, Determinação Volumétrica.

TAPER FUNCTION STUDIES IN LOWLAND TREE SPECIES OF CENTRAL AMAZÔNIA

ABSTRACT: This study was carried out in Manaus region in a site covered by a typical dense Amazonian tropical moist forest on "terra-firme". The objectives of the work were to test different statistical models to estimate standing tree volume and to develop taper functions for group of species using multivariate techniques. The data set used was composed of 265 trees and the volumes of trees were obtained directly using Smalian approach. The component analysis showed that form and size of trunk could be explained through the first (PC1=85%) and second (PC2=8%) principal components. Both hierarchical and non hierarchical clustering routines were used to identify tree groups from various sets of initial variables such as diameter at breast height (dbh), commercial height, form factor and principal components. Form factor showed the best performance as a classification variable for group formation. Linear, non-linear and polynomial taper equations were used to fit the observed data of each group; but the first two equations were found to be inadequate for describing the shape of the whole stem. Finally, it was shown that volume estimation using taper functions gives a better estimate of bole volume than that from classical allometric equations using dbh and height (Schumacher's model, for example).

The best volume functions obtained were:

$$V = \frac{\pi b_0^2}{40000 (-2b_2 + 1)} D^{2b_1} h^{2b_3} (h_i + 1,3)^{-2b_2+1} + \mathcal{E}_i$$

and

$$V = \frac{\pi b_0^2}{40000(-2b_2 + 1)} D^{2b_1} h^{2b_3} (h + h_i)^{-2b_2+1} + \mathcal{E}_i$$

INDEX TERMS: Forest Management, Stem-Form, Form-Factors, Mathematical-Models, Volume-Determination.

1 INTRODUÇÃO

A floresta amazônica continua sendo um dos ecossistemas mais complexos e cobçados do mundo, devido à sua biodiversidade e carência de informações científicas que permitam utilizá-la adequadamente.

Os recursos florestais da Amazônia, apesar de parecerem inesgotáveis,

necessitam ser manejados de modo sustentável para evitar as agressões ao meio ambiente e, conseqüentemente, o desequilíbrio dos ecossistemas da região.

A exploração florestal só pode ser bem planejada com base num sistema eficiente de quantificação. Portanto, pesquisas para melhorar a acuracidade e precisão das estimativas volumétricas podem tornar mais

eficiente o planejamento da produção. Esta preocupação surgiu no Sul do país através da utilização de novas técnicas de estimação volumétricas (AHRENS, 1982b) e estas técnicas objetivam otimizar o uso da árvore contribuindo para um planejamento mais eficiente da produção florestal (COUTO, 1982).

As equações volumétricas, geralmente, são usadas para cálculos totais, não sendo utilizadas em estimativas parciais. Sendo assim, não existe a possibilidade de sortimento da produção florestal.

Apesar de recentes no Brasil, os estudos da expressão matemática da forma do tronco têm adotado diferentes funções, variando entre polinomiais, exponenciais, logarítmicas etc., segundo Veiga (1976); Hosokawa (1978); Fupef (1978); Péllico Netto (1980); Burger, Hosokawa e Machado (1980) e Ahrens (1980).

A hipótese central deste trabalho é que existe função de afilamento (taper function) para grupos de espécies amazônicas. Para testar esta hipótese procurou-se:

a) definir grupos distintos de espécies através de parâmetros biométricos amplamente conhecidos: diâmetro à altura do peito (DAP), altura comercial (HC) e fator de forma (FF);

b) desenvolver e ajustar modelos estatísticos para a seleção de uma equação de afilamento para cada grupo;

c) comparar as estimativas volumétricas obtidas pela equação de

afilamento com o volume real e com as estimativas obtidas por equações de volume tradicionais.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados analisados originaram-se da exploração florestal realizada para o projeto de Manejo Ecológico e Exploração da Floresta Tropical Úmida (INPA – Coordenação de Pesquisas em Silvicultura Tropical), CPST-INPA, onde, simultaneamente, realizou-se a cubagem das 265 árvores abatidas.

A área estudada (Figura 1) é denominada Bacia 3 e faz parte da bacia do rio Tarumãzinho, situada entre os quilômetros 21 e 24 da estrada vicinal ZF-2/BR-174, aos 2° 37' e 2° 38' de latitude Sul e 60° 9' a 60° 11' de longitude Oeste (JARDIM; HOSOKAWA, 1986/87). Uma descrição completa sobre clima e solos deste sítio pode ser encontrada nos trabalhos de Bastos *et al.* (1986); Vieira (1996) e Chauvel (1982).

A determinação do volume real das árvores amostradas foi feita pela fórmula de Smalian, que fornece o volume em relação ao comprimento da árvore e as áreas transversais das duas extremidades.

Neste trabalho foram utilizados a análise de componentes principais e análise de agrupamentos, sendo obedecidos os critérios e as recomendações descritas nos trabalhos de Marriot (1974); Morrison (1976); Everitt (1980); Ahrens (1982a) e Riboldi (1986).

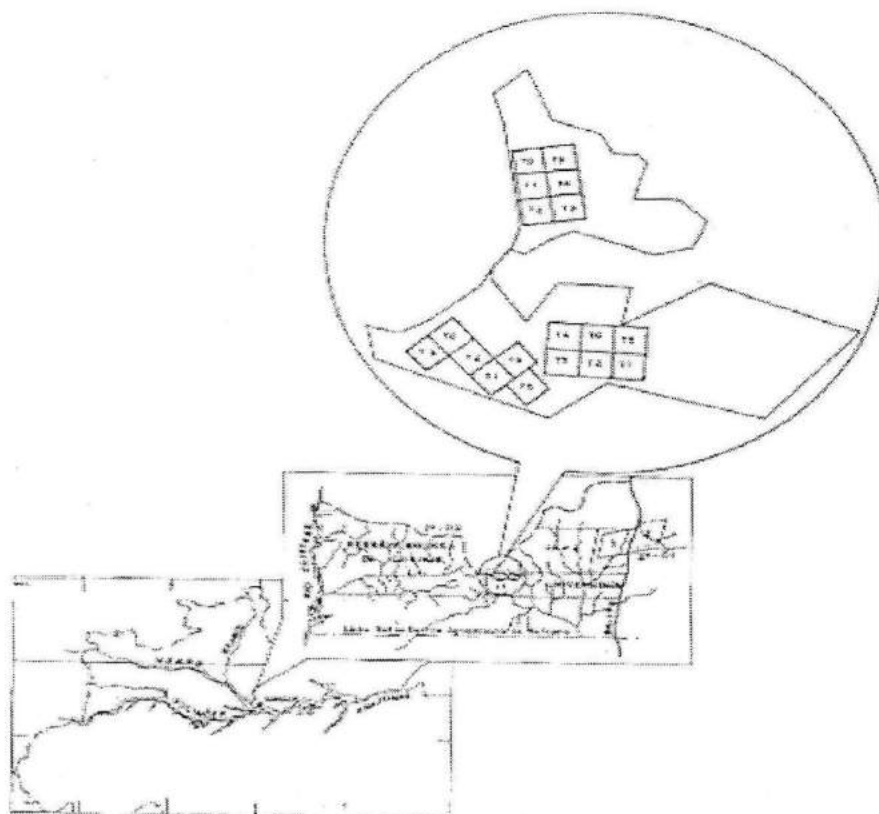


Figura 1 – Localização e distribuição espacial da área do projeto BIONTE/INPA, no Distrito Agropecuário da Suframa, Manaus (AM).
Fonte: Santos (1996)

Com base na análise de componentes principais, verificou-se a variação existente entre as variáveis estudadas, a utilização dos dois primeiros componentes principais na análise de regressão e como variável classificatória na análise de agrupamento.

A seguir, para a definição dos grupos de indivíduos procedeu-se a análise de agrupamento através do procedimento hierárquico e não-hierárquico para as variáveis estudadas.

Aos grupos formados pela análise de agrupamentos ajustaram-se os parâmetros dos modelos apresentados na Tabela 1 pela

análise de regressão. No processamento estatístico dos dados foi utilizado os procedimentos do SAS (Statistical Analysis System, 1987).

Os critérios adotados para a escolha da melhor equação de forma foram os propostos por Cao, Burkhart e Max (1980); Campos, Zarconi e Ribeiro (1982); Soares (1993) e Moura (1994) que utilizaram o coeficiente de determinação ajustado (R^2a), erro padrão da estimativa absoluto (S_{yX}), erro padrão da estimativa percentual ($S_{yX}\%$), teste F de significância e análise gráfica dos resíduos do diâmetro, da altura e do volume.

Tabela 1 – Modelos utilizados na definição da forma do tronco das árvores.

MOD	DESCRIÇÃO	AUTORES
1	$d_i = D \left(a_0 + a_1 \frac{h_i}{h} + a_2 \frac{h_i}{h} \right)^{\frac{1}{2}} + \mathcal{E}_i$	Munro (1968)
2	$d_i = D^2 \left(a_0 + a_1 \left(\frac{h_i}{h} - 1 \right) + a_2 \left(\frac{h_i^2}{h} - 1 \right) \right)^{\frac{1}{2}} + \mathcal{E}_i$	Kozak, Munro e Smith (1969)
3	$\frac{d_i}{D} = a_0 + a_1 \left(\frac{h_i}{h} \right) + a_2 \left(\frac{h_i}{h} \right)^2 + a_3 \left(\frac{h_i}{h} \right)^3 + a_4 \left(\frac{h_i}{h} \right)^4 + a_5 \left(\frac{h_i}{h} \right)^5 + \mathcal{E}_i$	Prodan ⁵ (1965, apud PÉLLICO NETTO, 1980)
4	$d_i = a_0 + a_1 h + a_2 h^2 + a_3 h^3 + a_4 h^4 + a_5 h^5 + \mathcal{E}_i$	Hosokawa (1980)
5	$d_i = a_0 D^{a_1} \left(\frac{1}{h_i + 1,3} \right)^{a_2} h^{a_3} + \mathcal{E}_i$	Moura (1994)
6	$d_i = a_0 D \left(\frac{1}{h_i + 1,3} \right)^{a_1} h^{a_2} + \mathcal{E}_i$	Moura (1994)
7	$\text{Ln} \frac{d_i}{d} = a_0 + a_1 \cdot \text{Ln} \left(\frac{h - h_i}{h} \right) + \mathcal{E}_i$	Moura (1994)
8	$d_i = a_0 D^{a_1} \left(\frac{1}{h + h_i} \right)^{a_2} h^{a_3} + \mathcal{E}_i$	Moura (1994)

Onde:

d_i = diâmetro da seção i ;

D = DAP;

h_i = altura da seção i ;

h = altura comercial;

a_0, a_1, \dots, a_n = coeficiente da agregação.

\mathcal{E}_i = erro

As estimativas volumétricas foram feitas a partir da integração da função de afilamento ao quadrado, para os modelos que apresentaram melhor desempenho. Ajustou-se, então, a equação de Schumacher, para que se pudesse efetuar a comparação das estimativas através dos dois métodos.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O ajustamento de função de forma por espécie tem sido constantemente utilizado em monocultura, principalmente, no Sul do País. Sua utilização na floresta amazônica pressupõe uma abordagem diferente, por causa das peculiaridades apresentadas por esta floresta. Neste trabalho, optou-se pela

⁵ PRODAN, M. *Holz-mBlehre*. Frankfurt: Sauerlanger's Verlag, 1965. 644 p.

utilização de modelos de forma para grupos que apresentassem características semelhantes. Portanto, torna-se difícil comparar os resultados obtidos neste trabalho com os de outros autores em face da abordagem utilizada.

Dentre as três variáveis apresentadas na Tabela 2, observou-se que a altura comercial apresentou o maior coeficiente de variação seguido pelo DAP e fator de forma. Moura (1994), trabalhando com 14 espécies, encontrou para altura comercial, DAP e fator de forma, coeficientes de variação na faixa de 9,80 a 27,78%; 9,09 a 33,80% e 9,21 a 17,41%, respectivamente. O fator de forma médio para árvores amazônicas de acordo com Sudam (1973) é em torno de 0,71; Moura (1994) estimou o fator de forma em 0,75, para 710 indivíduos.

A média da altura comercial foi 17m para um coeficiente de variação de 24,22%. Moura (1994) encontrou os seguintes resultados em nível de espécie: altura comercial média variando de 13,97 a 28,18m, com coeficientes de variação de 25,64 e 9,80%, respectivamente. Pode-se verificar também que o tamanho de amostra calculado apresentou-se satisfatório para todas as variáveis estudadas.

A baixa correlação linear da altura comercial com as variáveis utilizadas indicou não haver tendência linear entre estas variáveis (Tabela 3). Todavia, a variável DAP, apesar de ter apresentado baixa correlação com a altura, possuiu alta correlação positiva para com os demais diâmetros avaliados, com pequena variação (0,84 a 0,93), facultando a utilização de qualquer destas variáveis.

Tabela 2 – Estatística descritiva do banco de dados.

Parâmetros	DAP (cm)	Altura comercial (m)	Fator de forma*
n Observado	265	265	265
Média	66,58	17,00	0,65
Variância	250,49	16,95	0,01
Desvio padrão	15,83	4,12	0,12
Erro padrão	0,97	0,25	0,007
Coef. de variação	23,77	24,22	18,13
Máximo	132	28	0,99
Mínimo	45	6	0,30
n mínimo	22	23	13

* Com base em altura comercial.

Tabela 3 – Matriz de correlação linear do banco de dados

	DAP	HC	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D11
DAP	1												
HC	0,0075	1											
D1	0,9299	-0,0208	1										
D2	0,9388	-0,0247	0,9614	1									
D3	0,9304	-0,0240	0,9451	0,9858	1								
D4	0,9334	-0,0317	0,9410	0,9766	0,9898	1							
D5	0,9224	-0,0594	0,9260	0,9600	0,9697	0,9826	1						
D6	0,9189	-0,0859	0,9187	0,9518	0,9611	0,9729	0,9930	1					
D7	0,9128	-0,1105	0,9105	0,9422	0,9512	0,9616	0,9818	0,9917	1				
D8	0,9016	-0,1372	0,8940	0,9273	0,9361	0,9490	0,9693	0,9776	0,9862	1			
D9	0,8872	-0,1762	0,8762	0,9078	0,9180	0,9309	0,9504	0,9603	0,9720	0,9844	1		
D10	0,8677	-0,2165	0,8557	0,8838	0,8930	0,9095	0,9278	0,9395	0,9547	0,9649	0,9830	1	
D11	0,8403	-0,2282	0,8325	0,8596	0,8664	0,8860	0,9063	0,9156	0,9262	0,9375	0,9541	0,9676	1

HC = altura comercial; DAP = diâmetro à altura do peito; D1 = diâmetro do início da seção 1; ; D11 = diâmetro do final da seção 10.

3.1 ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS (ACP)

Os autovalores correspondentes a cada componente principal são apresentados na Tabela 4. Além de sua contribuição para com a variação total dos dados, verificou-se que os dois primeiros componentes explicam até 93% da variabilidade existente. Os outros componentes contribuem com menos de 7% da variação e, por esta razão, foram desconsiderados. Estes resultados indicam que a variabilidade na forma de árvores é maior em relação aos dois primeiros componentes principais, sendo, portanto, traduzidos biologicamente como a forma dos fustes. Isto concorda com as interpretações feitas por Fries (1965); Fries e Matern (1966); Isebrands e Crow (1975) e Liu e Keister (1978).

Quanto aos auto vetores, o primeiro componente principal está associado à área dos diâmetros (Tabela 5). Observa-se que não existe uma tendência quanto à sua participação com as variáveis estudadas, ficando a variável altura com o menor peso (0,16). Em relação ao segundo componente principal, verificou-se uma influência muito alta da variável altura (0,92), enquanto que as outras variáveis apresentam pesos variando de -0,15 a 0,16.

As curvas do primeiro e segundo componentes principais, em relação à altura relativa, comprovam que o primeiro componente principal representa o diâmetro das árvores (Figura 2). Esta forma é característica de floresta tropical e sua fisionomia é diferente dos padrões encontrados nas florestas temperadas. O

segundo componente principal não apresenta uma definição, dificultando a sua interpretação. Resultados semelhantes foram apresentados por Ahrens e Holbert (1981), que desenvolveram função de forma através de componentes principais em *Pinus taeda*.

Pela análise do gráfico obtido com os dois primeiros componentes principais,

verificou-se uma dispersão em torno do primeiro componente principal com desvios, variando de ± 6 , possibilitando a formação de, pelo menos, cinco grupos distintos (Figura 3). Portanto, partiu-se do pressuposto que cinco era o mínimo de grupos que poderiam ser utilizados na classificação dos dados.

Tabela 4 – Autovalores obtidos pela Análise de Componentes Principais.

Comp. Prin.	Autovalor	Diferença	Proporção	Proporção acumulada
PRIN1	9,36826	8,54817	0,851660	0,85166
PRIN2	0,82008	0,34460	0,074553	0,92621
PRIN3	0,47549	0,31990	0,043226	0,96944
PRIN4	0,15558	0,07447	0,014144	0,98358
PRIN5	0,08112	0,04733	0,007374	0,99096
PRIN6	0,03378	0,00831	0,003071	0,99403
PRIN7	0,02547	0,00849	0,002315	0,99634
PRIN8	0,01697	0,00565	0,001543	0,99789
PRIN9	0,01132	0,00440	0,001029	0,99892
PRIN10	0,00693	0,00193	0,000630	0,99955
PRIN11	0,00500	–	0,000455	1,00000

PRIN1 = primeiro componente principal

PRIN11 = décimo primeiro componente principal

Tabela 5 – Auto vetores estimados pela análise de componentes principais.

Variáveis	PRIN1	PRIN2
D1	0,300884	-0,156063
D2	0,312061	-0,157504
D3	0,315934	-0,139507
D4	0,318842	-0,111747
D5	0,320561	-0,076327
D6	0,321392	-0,063291
D7	0,318877	-0,072124
D8	0,318162	0,009780
D9	0,302151	0,162765
D10	0,290385	0,144724
D11	0,161343	0,925376

D1, D2, ..., D11 = seções diamétricas

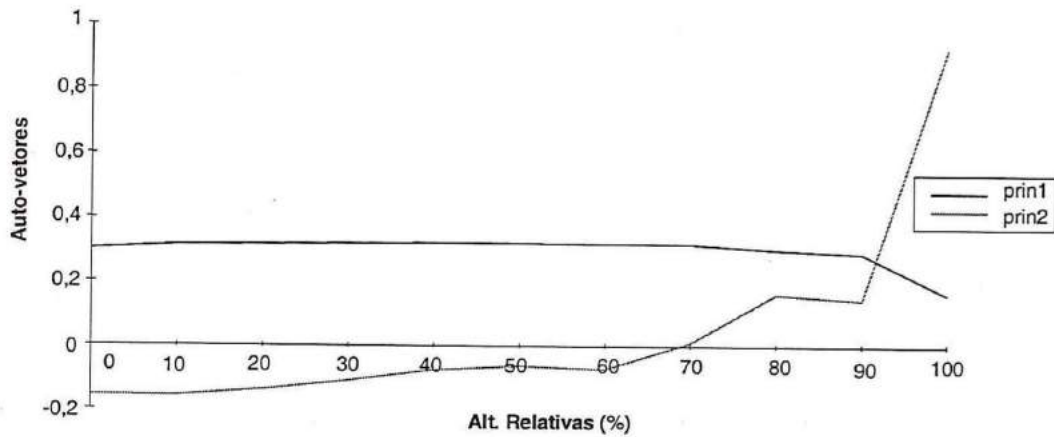


Figura 2 – Formas assumidas por espécies de floresta tropical com o primeiro e segundo componente principal (PRIN1, PRIN2).

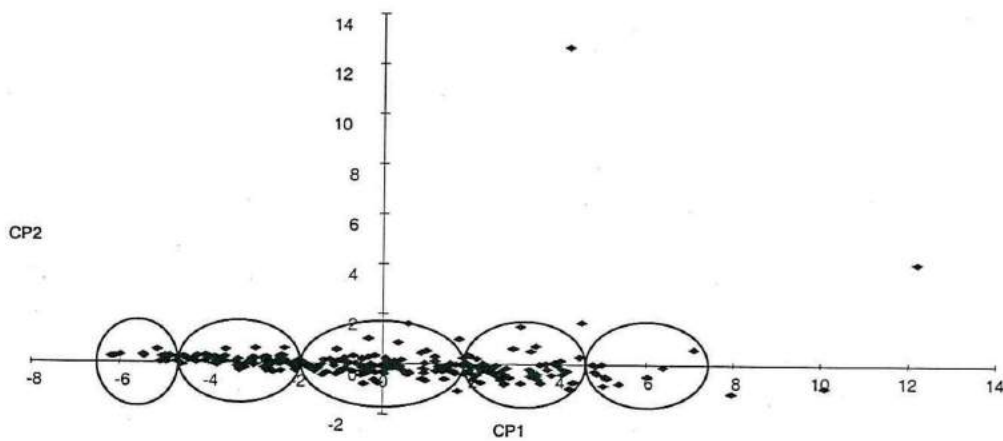


Figura 3 – Agrupamentos formados pelos dois primeiros componentes principais.

3.2. ANÁLISE DE AGRUPAMENTO (AA)

3.2.1 Componentes principais

A composição dos grupos formados pela análise de agrupamento utilizando os dois primeiros componentes principais é apresentado na Tabela 6. A preferência pela utilização da variável DAP e não componente principal foi para melhorar a compreensão da composição dos grupos.

O desempenho de todos os modelos testados para os grupos formados pelos

dois primeiros componentes principais apresentaram coeficientes de determinação menores que 0,7. Em face disto, somente os resultados obtidos para os modelos 5 e 8 (Tabela 7) são apresentados. Observa-se que os coeficientes de determinação para os grupos de maior representatividade (1, 2, 3 e 6) ficaram abaixo de 0,61, inviabilizando sua utilização. Evidencia-se, portanto, a ineficiência da utilização de componentes principais para os modelos testados.

Tabela 6 – Estatística dos grupos formados com os dois primeiros componentes principais.

Grupos	N	DAPmin	DAPmax	DAPmédio
1	82	54	68	56,5
2	55	70	112	82,7
3	58	45	60	54,1
4	11	45	61	49,3
5	11	93	132	111,6
6	48	57	96	69,1

Tabela 7 – Ajustamento dos modelos 5 e 8 por grupos pelos componentes principais.

Grup	Mod	Coeficientes				R _a ²	Syx	Syx%	F
		b ₀	b ₁	b ₂	b ₃				
1	5	1,496287	0,108550	0,114885	0,088272	0,3708	0,0500	2,95	179,947
1	8	1,564353	0,109048	0,400725	0,002953	0,3636	0,0502	2,97	174,483
2	5	0,843888	0,576147	0,101930	-0,017775	0,6199	0,0352	1,92	329,311
2	8	0,904876	0,575700	0,346797	-0,093817	0,5965	0,0363	1,98	238,600
3	5	1,552656	0,054018	0,131744	0,082033	0,5306	0,0416	2,55	240,625
3	8	1,631810	0,054267	0,475018	-0,014311	0,5481	0,0407	2,50	258,095
4	5	1,015773	0,472086	0,149023	-0,093140	0,6849	0,0377	2,70	79,963
4	8	1,102489	0,477010	0,532276	-0,206761	0,7026	0,0366	2,33	86,854
5	5	0,848150	0,641315	0,111329	-0,08049	0,7064	0,0351	1,78	97,246
5	8	0,917865	0,638329	0,373894	-0,162563	0,6901	0,0360	1,83	90,074
6	5	1,444320	0,197473	0,128113	0,048182	0,5745	0,0379	2,16	238,648
6	8	1,532704	0,192856	0,464384	-0,046993	0,5862	0,0374	2,13	250,286

3.2.2 Fator de forma (FF)

Apesar de terem sido utilizados DAP e altura comercial na tentativa de encontrar uma variável classificatória que melhor atendesse as expectativas deste trabalho, o fator de forma apresentou um melhor desempenho na formação de agrupamentos. São apresentados na Tabela 8, as amplitudes, médias e a composição destes grupos.

Para a escolha do grupo que explique a maior variação dos dados, levou-se em consideração a Tabela 8, onde observou-se que os grupos 4 a 6 são formados por um número reduzido de indivíduos (<6% do total da amostra), o que compromete a precisão dos parâmetros calculados, provavelmente, pela violação da normalidade. A comprovação disto é o fato destes grupos apresentarem constantes negativas nas suas equações.

Tabela 8 – Estatística dos grupos formados com fator de forma.

Grupos	N	Ffmin	Ffmax	Ffmédio
1	157	0,60	0,76	0,65
2	74	0,44	0,59	0,51
3	41	0,77	0,90	0,81
4	8	0,27	0,42	0,38
5	4	0,93	0,99	0,97
6	4	1,04	1,18	1,10

Portanto, os grupos de 1 a 3 foram considerados representativos da amostra. Destes, o grupo 3 representa apenas 14% do total da amostra, enquanto que os grupos 1 e 2 representam 80%. Como o grupo 1 é formado por 55% do total da amostra e, ainda, pelo fato de ser possível, através de visualização, verificar a similaridade entre seus parâmetros, optou-se pela escolha do grupo 1 como sendo o que absorve a maior variação.

O ajustamento dos modelos propostos para os agrupamentos obtidos pela variável fator de forma são apresentados na Tabela 9. Observou-se que os modelos polinomiais e lineares, que apresentam robustez e excelente desempenho no ajuste de dados em plantios florestais, foram os que obtiveram menor rendimento, com seus coeficientes de determinação ficando abaixo de 32%, com erros superiores a 13%.

Observou-se que para o modelo 8, o menor coeficiente de determinação (0,74) foi localizado no grupo 2 e o maior (0,97), no grupo 3 (Tabela 9). As estimativas das médias dos coeficientes de determinação e

de variação para este modelo são 0,84 e 3,12, respectivamente. Verificou-se, também, que o modelo 5 possui as mesmas estatísticas apresentadas para o modelo 8, ou seja, existe um padrão muito forte de similaridade entre seus parâmetros. Observando-se a estrutura e a natureza destes modelos (Tabela 1), pode-se entender melhor ao constatar-se que a diferença existente entre ambos deve-se apenas à transformação de variáveis.

A escolha dos modelos não-lineares 5 e 8, como os que explicam melhor a variação dos dados foi devido, principalmente, pela amplitude apresentada nos seus coeficientes de determinação, variando de 0,91 a 0,74, bem como por apresentarem coeficientes de variação menores que 4%. A utilização de modelos não-lineares em florestas tropicais visa aumentar a precisão e a acuracidade, como pode ser observado nas estimativas de biomassa e volume feitos por Higuchi *et al.* (1998) e Moura (1994), respectivamente.

Apesar do fator de forma apresentar-se como a melhor variável classificatória, sua utilização fica limitada, uma vez que

não é uma variável pura. As restrições quanto ao seu uso baseia-se no fato de que para sua obtenção existe a necessidade de se utilizar métodos de cubagem, ou seja, métodos destrutivos. Uma alternativa viável pode ser a adoção do uso de tabelas de fator

de forma, onde as variáveis podem ser espécie, DAP e altura, conforme sugestões feitas por Moura (1994), em estudos comparativos de estimativas volumétricas e forma de fuste na Floresta Nacional do Tapajós.

Tabela 9 - Ajustamento dos modelos para o grupo 1 com a variável fator de forma.

Mod	Coeficientes						R ²	Syx	Syx%	F
	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅				
1	1,003774	-0,485512	0,233256				0,3301	0,1172604	13,91500	404,578
2	0,751518	-0,019000	0,233256				0,3301	0,1172604	13,91500	404,578
3	1,014270	-0,757335	1,401210	-1,655025	0,722401	0,026870	0,3305	0,1172	13,91077	162,729
4	63,229098	-3,350342	0,517574	-0,051025	0,002408	-0,000041156	0,0885	15,1482	28,57368	32,803
5	0,036830	0,926078	0,124610	0,103261			0,8786	0,0485	2,85104	3950,735
6	0,142508	0,932824	0,115942				0,8716	0,0498	2,93116	5561,975
7	-0,014234	0,441104					0,4153	0,1139	-62,30493	1164,505
8	0,112110	0,925811	0,441101	0,011546			0,8789	0,0484	2,84690	3963,798

3.3 EQUAÇÃO DE VOLUME

Os modelos que tiveram melhor desempenho foram os modelos 5 e 8. Para efeito de comparação das estimativas volumétricas, ajustou-se a equação de Schumacher para o total de dados, a qual apresentou coeficiente de determinação (R²) igual a 0,9170 e coeficiente de variação (CV) igual a 15,97.

Equação diamétrica para o modelo 5

$$\log(\hat{d}_i) = 0,03683 + 0,926 \log(D) + 0,12461 \log\left(\frac{1}{h_i + 1,3}\right) + 0,103261 \log(h)$$

Equação volumétrica para o modelo 5

$$\hat{V} = 0,00012394733 * D^{1,852156} * h^{0,206522} (h_i + 1,3)^{0,75078}$$

$$R^2 = 0,8789 \text{ e } s_{y.x} \% = 2,84$$

Equação diamétrica para o modelo 8

$$\log(\hat{d}_i) = 0,11211 + 0,925811 \log(D) + 0,441101 \log\left(\frac{h}{h + h_i}\right) + 0,011546 \log(h)$$

Equação volumétrica para o modelo 8

$$V = 0,0011173056 * D^{1,851622} * h^{0,905294} (h + h_i)^{0,117798}$$

Onde:

Ln = Logaritmo neperiano

Log = Logaritmo na base 10

V = Volume

D = DAP

h = altura comercial

h_i = altura da seção i

β₀, β₁, β₂, β₃ = coeficientes estimados

As estimativas volumétricas para os grupos 1, 2 e 3 classificados pelo fator de forma através das equações obtidas pela função de forma encontram-se na

Tabela 10, as quais são comparadas com a equação volumétrica de Schumacher e volume real obtido pela cubagem tradicional.

Tabela 10 – Ajustamento dos modelos para o grupo 2 com a variável fator de forma.

Mod	Coeficientes						R _a ²	Syx	Syx%	F
	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅				
1	0,952793	-0,509287	0,255182				0,2071	0,1626	20,66021	118,675
2	0,698688	0,001077	0,255182				0,2071	0,1626	20,66021	118,675
3	0,968211	-0,858133	1,588402	-1,729782	0,710611	0,009538	0,2064	0,1627	20,66935	47,869
4	63,163265	-2,904999	0,216836	-0,006321	0,0000107	0,000000324	0,1241	14,6724	28,44790	26,520
5	0,035484	0,930997	0,132846	0,078242			0,7415	0,0643	3,79659	862,702
6	0,142326	0,924362	0,129150				0,7390	0,0646	3,81514	1276,649
7	-0,073996	0,480972					0,3299	0,1491	-57,84029	444,612
8	0,120469	0,931241	0,480973	-0,022645			0,7406	0,0644	3,80355	858,453

Pode-se observar que no grupo 1, para os três modelos analisados, a média dos erros foi menor que 6%. No grupo 2, verificou-se que todos os modelos apresentaram tendência a superestimativas com percentagem média de erros variando de 12 a 18%. No grupo 3, apesar de uma diminuição dos erros médios percentuais, as equações de forma apresentam-se inversamente proporcionais à equação de Schumacher, ou seja, as equações de forma apresentam tendência a superestimativas, já a equação de Schumacher, subestimativas. Por outro lado, a constatação da existência de apenas desvios negativos ou positivos nas classes diamétricas dos grupos 2 e 3 deve-se, provavelmente, ao tamanho destas unidades amostrais.

Através da análise dos resíduos volumétricos, estas afirmativas podem ser melhor observadas nas Figuras 4, 5 e 6, onde evidencia-se que os volumes obtidos

pelos modelos de afunilamento e os obtidos pela equação volumétrica de Schumacher (Figura 6) apresentam, de um modo geral, boa distribuição residual. Verifica-se, também, no grupo 1, que os volumes obtidos pela funções de afunilamento apresentaram uma percentagem de erro menor que 25%.

Porém, na Figura 6, os volumes obtidos pela equação de Schumacher apresentaram uma concentração maior de resíduos positivos, o que sugere a evidência de subestimativas de volumes para estas árvores. A diferença apresentada pelos modelos pode ser, em parte, explicada pelas transformações de variáveis, uma vez que os modelos de afunilamento utilizaram ponderação, e para o modelo de Schumacher foi utilizado logaritmo neperiano, o que pode provocar uma pequena diferença nas estimativas volumétricas.

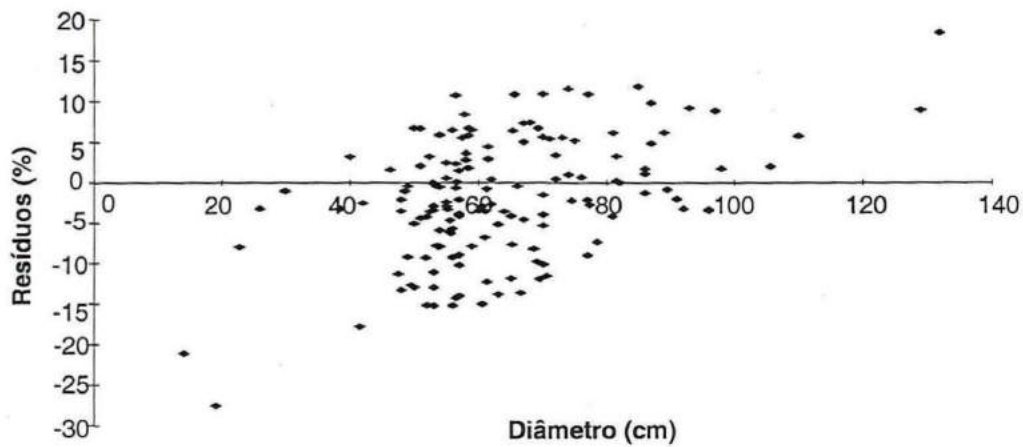


Figura 4 - Distribuição dos resíduos, em percentagem para o modelo 5, grupo 1 pelo fator de forma.

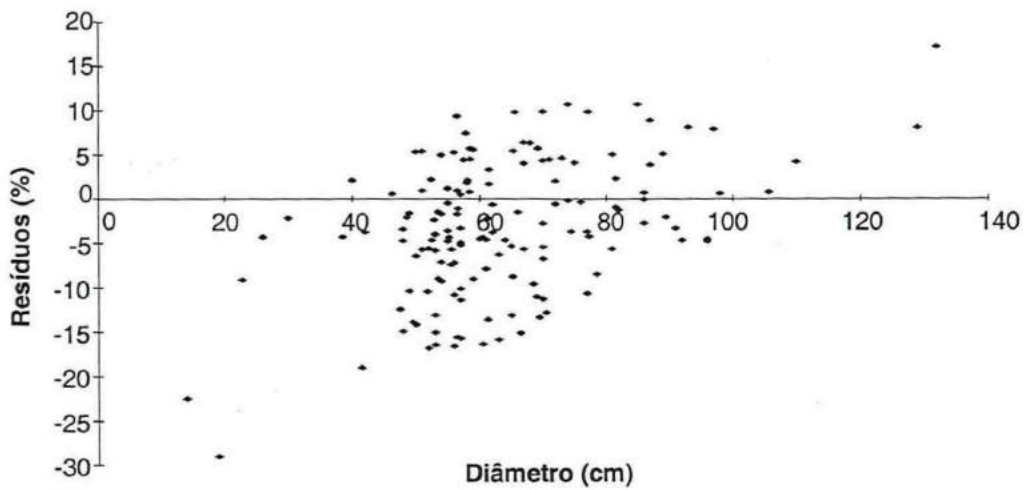


Figura 5 - Distribuição dos resíduos, em percentagem para o modelo 8, grupo 1 pelo fator de forma.

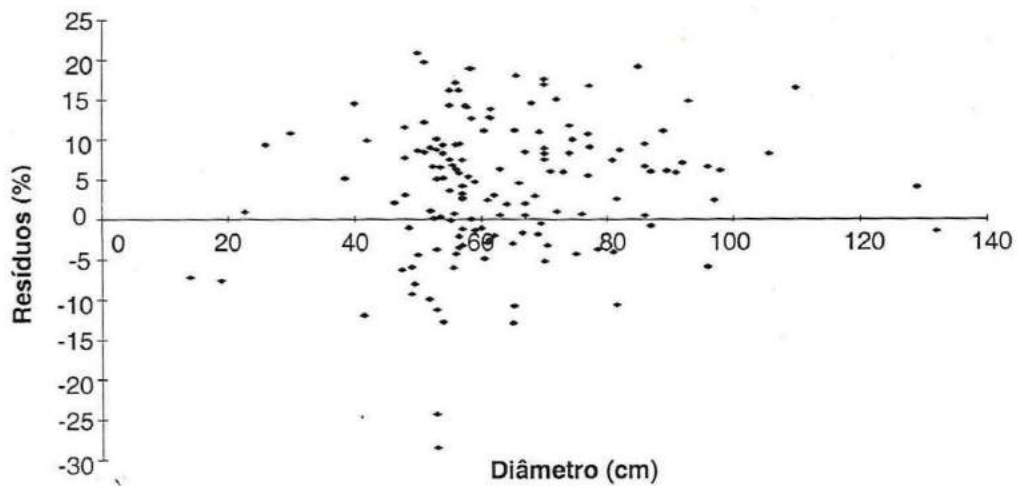


Figura 6 - Distribuição dos resíduos, em percentagem para a equação de Schumacher, grupo 1 pelo fator de forma.

Apesar dos modelos de afunilamento apresentarem desvios superiores a 20%, estas estimativas podem ser consideradas aceitáveis, considerando-se que se tratava de um sistema biológico com nenhum tipo de condução ou tratamento e, também, quando se compara com as estimativas obtidas por Moura (1994).

4 CONCLUSÃO

Conclui-se, pela Análise de Componentes Principais, que os dois primeiros componentes principais explicam 92% da variação dos dados observados. O primeiro componente principal está associado ao diâmetro, enquanto que o segundo componente principal está relacionado com a altura das árvores.

Para a análise de agrupamentos, o fator de forma foi considerado a melhor variável classificatória. Porém, ainda são necessários mais estudos, porque o fator de forma não é uma variável pura e depende de métodos destrutivos para sua determinação.

A utilização das variáveis altura comercial, DAP e componentes principais na formação de grupos não apresentou resultados satisfatórios no ajuste dos modelos estudados. Apesar disto, para a variável DAP, deve-se levar em consideração que esta ainda continua sendo a mais importante em trabalhos dendrométricos, por sua facilidade de determinação.

As equações diamétricas e volumétricas para o grupo 1 obtidas pela análise de agrupamentos, método não

hierárquico, com utilização da variável fator de forma que apresentaram os melhores desempenhos foram:

Equação diamétrica para o modelo 5

$$\log(\hat{d}_i) = 0,03683 + 0,926 \log(D) + 0,12461 \log\left(\frac{1}{h_i + 1,3}\right) + 0,103261 \log(h)$$

Equação volumétrica para o modelo 5

$$\hat{V} = 0,00012394733 * D^{1,852156}$$

$$* h^{0,206522} (h_i + 1,3)^{0,75078}$$

$$R^2 = 0,8789 \text{ e } S_{y.x} \% = 2,84$$

Equação diamétrica para o modelo 8

$$\log(\hat{d}_i) = 0,11211 + 0,925811 \log(D) + 0,441101 \log\left(\frac{h}{h + h_i}\right) + 0,011546 \log(h)$$

Equação volumétrica para o modelo 8

$$V = 0,0011173056 * D^{1,851622} *$$

$$h^{0,905294} (h + h_i)^{0,117798}$$

$$R^2 = 0,8786 \text{ e } S_{y.x} \% = 2,85$$

Estas equações podem ser usadas em inventários florestais, tanto em estimativas diamétrica para diferentes alturas do tronco ou vice-versa quanto em tabelas de sortimento, uma vez que a utilização de volumes parciais possibilita o planejamento do abate e do desdobramento na serraria e, conseqüentemente, diminui os custos de produção. A utilização destes modelos requer a determinação do fator de forma, variável esta importante para a calibração destes, a qual pode ser obtida pelos métodos tradicionais de cubagem.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Sr. Paulo Ary da Silva Santana pela edição do texto, a Prof^a. Vania Palmeira Varela, Pesquisadora do INPA pela amizade, preciosas sugestões e correções do texto.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHRENS, S. Análise de componentes principais e a simulação da forma de tronco In: SEMINÁRIO SOBRE ATUALIDADES E PERSPECTIVAS FLORESTAIS, 5., 1982, Curitiba. *Anais...* Curitiba: EMBRAPA/URPFCS, 1982a. p.77-92.
- . Funções de forma: sua conceituação e utilidades. In: SEMINÁRIO SOBRE ATUALIDADES E PERSPECTIVAS FLORESTAIS, 5., 1982, Curitiba. *Anais...* Curitiba: EMBRAPA/URPFCS, 1982b. p.7-14.
- . *A mathematical expression of stem form and volume for Loblolly pine in Southern Brazil*. 1980. 59p. Dissertação (Mestrado)-Oklahoma State University, Stillwater, 1980
- .; HOLBERT, D. Uma função de forma de tronco e volume de *Pinus taeda* L. *Boletim de Pesquisa Florestal*, n.3, p.37-68, 1981.
- BASTOS, T. X.; ROCHA, E. J. P. da; ROLIM, P. A. M.; DINIZ, T. D. de A. S.; SANTOS, E. C. R. dos; NOBRE, R. A. A.; CUTRIM, E. M. C.; MENDONÇA, R. L. D. de. The climate of the Brazilian Amazon region for agricultural purposes; a state-of-the-art. In: SYMPOSIUM ON THE HUMID TROPICS HELD IN BELÉM, PARÁ, 1., 1984, Belém. *Proceedings...* Belém: EMBRAPA-CPATU, 1986. v.1, p.19-36. (Documentos, 36).
- BURGER, D.; HOSOKAWA, R. T.; MACHADO, S. A. Desenvolvimento da forma da *Araucaria angustifolia* (Bart.) O. Ktze. In: IUFRO MEETING OF FORESTRY OF THE GENUS ARAUCARIA, 1., 1979, Curitiba. *Forestry problems of the genus Araucaria*. Curitiba: FUPEF, 1980. p.320-329.
- CAMPOS, J. C. C.; ZUCONI, J. M.; RIBEIRO, J. C. Teste de um novo modelo para expressar "taper". In: SEMINÁRIO SOBRE ATUALIDADES E PERSPECTIVAS FLORESTAIS, 5., 1982, Curitiba. *Anais...* Curitiba: EMBRAPA URPFCS, 1982. p.47-50.
- CAO, Q. V.; BURKHART, H. E.; MAX, T. A. Evaluation of two methods for cubic-volume prediction of *Loblolly pine* to any merchantable limit. *Forest Science*, v.26, p.71-80, 1980.
- CHAUVEL, A. Os latossolos amarelos, álicos, argilosos, dentro dos ecossistemas das bacias experimentais do INPA e da região vizinha. *Acta Amazonica*, v.12, n.3, p.47-60, 1982.
- COUTO, H. T. Z. do. Estimativa de volume com diferentes padrões de utilização. In: SEMINÁRIO SOBRE ATUALIDADES E PERSPECTIVAS FLORESTAIS, 5., 1982, Curitiba. *Anais...* Curitiba: EMBRAPA/URPFCS, 1982. p.57-63.
- EVERITT, B. S. *Cluster analysis*. New York: J. Wiley, 1980. 136 p.
- FRIES, J. Eigenvector analysis show that birch and pine have similar form in Sweeden and British Columbia. *Forestry Chronicle*, v.1, n.41, p.135-139, 1965.
- .; MATERN, D. On the use of multivariate methods for the construction of tree taper curves. In: IUFRO ADVISORY GROUP OF FOREST STATISTICIANS, 1966, Stockholm. Stockholm, 1966. p.85-117.
- FUPEF. *Inventário florestal do pinheiro no sul do Brasil*. Curitiba, 1978. 327 p.
- HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; RIBEIRO, R. J.; MINETTE, L.; BIOT, I. Biomassa da parte aérea da vegetação da floresta tropical úmida de terra-firme da Amazônia Brasileira. *Acta Amazonica*, v.28, n.2, p.153-166, 1998.
- HOSOKAWA, R. T. Contribuição para definir a sucessão de cortes dos povoamentos objetivando a persistência de rendas nas empresas florestais. *Boletim APEF*, Curitiba, n.1, p.22-23, 1980.

- HOSOKAWA, R. T. Utilização racional dos pinheiros nativos. *Floresta*, v.1, n.9, p. 24-26, 1978.
- ISEBRANDS, J. G.; CROW, T. R. *Introduction to uses and interpretation of principal component analysis in forest biology*. St. Paul: USDA. Forest Service, 1975. 19p.
- JARDIM, F. C. da.; HOSOKAWA, R. T. Estrutura da floresta equatorial úmida da estação experimental de silvicultura tropical do INPA. *Acta Amazonica*, v. único, n. 16/17, p. 411-507, 1986/87.
- 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.
- LIU, C. J.; KEISTER, T. D. Southern pine stem form defined throughout principal component analysis. *Can. J. For. Res.*, v.8, p.188-197, 1978.
- MARRIOT, F. H. C. *The interpretation of multiple observations*. London: Academic Press, 1974. 117p.
- MORRISON, D. F. *Multivariate statistical methods*. New York: McGraw-Hill, 1976. 415p.
- MOURA, J. B. de. *Estudo da forma do fuste e comparação de métodos de estimativa volumétrica de espécies florestais da Amazônia Brasileira*. 1994. 114p. Dissertação (Mestrado) – Univ. Fed.do Paraná, Curitiba, 1994.
- MUNRO, D. D. *Methods for describing distribution of sound - wood of mature western hemlock trees*. 1968. 188p. Tese (PhD) - Univ. of British Columbia, 1968.
- PÉLLICO NETTO, S. Estimativas volumétricas de árvores individuais: síntese teórica. *Floresta*, v.11, n.2, p.63-73, 1980.
- RIBOLDI, J. *Análise de agrupamento «Cluster Analysis» e suas aplicações*. Piracicaba: ESALQ/USP, 1986. 33 p.
- SANTOS, J. dos. *Análise de modelos de regressão para estimar a fitomassa da Floresta Tropical Úmida de terra-firme da Amazônia brasileira*. 1996. 121p. Tese (Doutorado) – UFV, Viçosa (MG), 1996.
- SAS INSTITUTE. *SAS/STAT Guide for personal computers, Version 6*. Cary, 1987. 1028p.
- SOARES, J. B. *Otimização do sortimento de produtos florestais a partir de funções de distribuição diamétrica e funções de forma*. 1993. 105p. Dissertação (Mestrado) – UFV, Viçosa (MG), 1993.
- SUDAM. *Levantamentos florestais realizados pela missão FAO na Amazônia (1956-1961)*. Belém, 1973. 2v.
- VEIGA, A. A. Determinação prévia do “taper” em espécies do grupo das folhosas e resinosas. *Brasil Florestal*, v.7, n.28, p.39-41, 1976.
- VIEIRA, G. *Gap dynamics in managed amazonian forest structural and ecophysiological aspects*. 1996. 162 p. Tese (Doutorado) – University of Oxford, Oxford, 1996.