Déborah Moreira Burger

Modelos alométricos para a estimativa da
fitomassa de Mata Atlântica na Serra do Mar,
SP.

São Paulo

2005

Déborah Moreira Burger

Modelos alométricos para a estimativa da
fitomassa de Mata Atlântica na Serra do Mar,
SP.

Tese apresentada ao Instituto de
Biociências da Universidade de São
Paulo, para a obtenção de Título de
Doutor em Ciências, na Área de
Ecologia.

Orientador: Prof.Dr.Welington Braz
Carvalho Delitti

São Paulo

2005

Ficha Catalográfica

Burger, Déborah Moreira
Modelos alométricos para a
estimativa da fitomassa de Mata Atlântica
na Serra do Mar, SP
112 p.

Tese (Doutorado) - Instituto de
Biociências da Universidade de São Paulo.
Departamento de Ecologia.

1. Fitomassa 2. Mata atlântica 3.
Regressão I. Universidade de São Paulo.
Instituto de Biociências. Departamento de
Ecologia.

Comissão Julgadora:

Prof. Dr. Sérgio Tadeu Meireles

Prof^a. Dra. Rozely Ferreira dos Santos

Prof. Dr. Ricardo Ribeiro Rodrigues

Prof^a. Dra. Regina Maria de Moraes

Prof. Dr. Welington Braz Carvalho Delitti
Orientador

Ao querido filho André,
dedico.

Agradecimentos

Agradeço a todos que colaboraram para a realização deste trabalho:

Ao Prof. Dr. Welington Braz Carvalho Delitti, pela orientação, incentivo, confiança e amizade em todos momentos, inclusive nos mais difíceis.

Ao Depto de Ecologia Geral do IBUSP, pela oportunidade de realização do curso, e aos professores, pelos ensinamentos ao longo de todos estes anos.

Ao Prof. Dr. Sérgio Tadeu Meirelles, pelo apoio, pela leitura da versão preliminar deste texto e pelas valiosas críticas e contribuições,

À Prof^a D^{ra} Maria do Rosário de Oliveira Latorre, do Depto de Estatística da Faculdade de Saúde Pública (USP), pela orientação na análise estatística dos dados e leitura da versão preliminar deste texto,

Ao Instituto Florestal, pela indicação da área para o desenvolvimento deste estudo,

Ao Consórcio Imigrantes, por permitir a execução do levantamento de campo na área de construção da rodovia e disponibilizar uma equipe de apoio e equipamentos para o corte das árvores. Em especial, ao Eng. Agr. Maurício Fernando Allegrini, coordenador do Depto de Meio Ambiente do Consórcio Imigrantes, por todo empenho na viabilização do trabalho junto à empresa e ao técnico florestal Jairo Luiz Silveira e equipe, por estarem presentes todos os dias do trabalho de campo,

À Concessionária Ecovias dos Imigrantes, nas pessoas de seus funcionários Jairo L. Silveira e Artaet Arantes da Costa Martins pelo fornecimento de mapas e informações da área de estudo,

Ao Eduardo Luis Martins Catharino e demais pesquisadores do Instituto de Botânica do Estado de São Paulo, pela identificação do material coletado,

Aos funcionários do Depto de Ecologia, Dalva, Bernadete, Luis, e, por tratarem do material no laboratório no tempo em que estive impedida de fazê-lo, agradeço especialmente à Patrícia, Lenilda e Maurício,

Aos colegas e amigos da pós graduação, em especial ao Rodolfo, pela ajuda no trabalho de campo e à Edisa Nascimento, pelo apoio na qualificação,

A toda equipe da Biblioteca, em especial à Nelsita F.C.Trimer e Maria Inês Conte, pela revisão das referências bibliográficas,

Ao aluno Otávio José Cardoso, pela disposição em ajudar a picar e moer material,

Às amigas Daniela C. Guedes, Sonia Aragaki e Maria Margarida F.Melo, por fornecerem informações preciosas de seus trabalhos,

À minha querida família, pelo apoio e incentivo constantes,

Aos meus pais, pelo exemplo, presença e conforto em todas as horas,

Ao Guilherme e ao André, por estarem sempre me lembrando que é preciso parar e aproveitar cada um dos bons momentos da vida.....

A Deus, sempre presente, até nos momentos em que ninguém pode me ajudar....

Índice

I - Introdução	01
Modelos preditores de fitomassa de florestas tropicais	02
Aplicação dos modelos para estimativa de fitomassa de florestas tropicais	09
A fitomassa da Mata Atlântica	12
Objetivos	15
II - Material e Métodos	16
1 - Área de estudo	16
2 - Método de amostragem	18
3 - Variáveis de estudo	19
4 - Análise estatística	20
5 - Estimativa de fitomassa de Mata Atlântica a partir da aplicação dos modelos	21
6 - Validação dos modelos para estimativa da fitomassa da mata ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira – SP	25
III - Resultados	
1- Caracterização do estrato arbóreo da vegetação	26
2- Modelagem	27
2.1 - Características da amostra 1, utilizada no desenvolvimento do modelo de predição	27
2.2 - Procedimento 1: modelagem com a amostra 1 completa (N=41)	28
2.3 - Procedimento 2: modelagem com dados da amostra 1, após exclusão de “outlier” (N=40)	36
2.4 - Procedimento 3: modelagem com árvores de pequeno diâmetro ($d < 6,0\text{cm}$) selecionadas da amostra 1 (N=20)	40
2.5 - Procedimento 4: modelagem com árvores de grande diâmetro ($d \geq 20\text{cm}$) selecionadas da amostra 1 (N=6)	48

Índice

3- Validação das equações	
3.1 - Validação das equações resultantes do procedimento 1	56
3.2 - Validação das equações resultantes do procedimento 2	59
3.3 - Validação das equações resultantes do procedimento 3	62
3.4 - Validação das equações resultantes do procedimento 4	65
3.5 - Validação das equações selecionadas da literatura	68
4 - Seleção dos modelos preditores	76
5 - Estimativa de fitomassa de mata atlântica a partir da aplicação dos modelos	77
5.1 - Fitomassa de mata atlântica da área de estudo	77
5.2 - Fitomassa da mata atlântica de outras áreas de São Paulo	77
6 – Fitomassa dos compartimentos do estrato arbóreo de mata atlântica	78
7 - Validação dos modelos para estimativa da fitomassa da mata ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira – SP	81
IV – Discussão	
1 - Desenvolvimento dos modelos preditores da fitomassa de mata atlântica	84
1.1 – Fases da modelagem	84
1.2 – As variáveis utilizadas na modelagem	85
1.2.1 - o diâmetro como variável preditora da fitomassa	85
1.2.2 - a altura como variável preditora da fitomassa	86
1.2.3 - a relação d^2h como variável preditora da fitomassa	87
1.2.4 - a densidade da madeira como variável preditora da fitomassa	88
1.2.5 - outras variáveis preditoras da fitomassa	88
1.3 - Tamanho da amostra	88
2 - Aplicação dos modelos preditores de mata atlântica	91
2.1 - Estimativa da fitomassa de diferentes florestas atlânticas	92
2.2 - Estimativa do estoque de carbono nas florestas atlânticas	94
3 - Distribuição da fitomassa nos compartimentos do estrato arbóreo	94
4 - Validação dos modelos para a mata ciliar	96
V – Conclusões	97
VI – Referências Bibliográficas	99
Anexos	108

Resumo

O objetivo deste estudo foi desenvolver e validar modelos preditores para a fitomassa epigéa da mata atlântica, formação vegetal que cobre a Serra do Mar no estado de São Paulo. Em duas parcelas de 100m², 82 árvores foram cortadas, ao nível do solo, e anotadas suas medidas de altura e diâmetro. As folhas foram separadas dos ramos para determinação do peso fresco da porção foliar e lenhosa. Amostras de cada fração foram secas em estufa a 80° C, até peso constante, para determinação do peso seco. As árvores foram distribuídas em duas amostras aleatórias, sendo uma utilizada para o desenvolvimento das equações de regressão, e a outra para validá-las. Os modelos foram desenvolvidos através da análise de regressão linear simples e múltipla, tendo como variável dependente o peso seco (PS) e, como variáveis independentes a altura (h), o diâmetro (d) e o (d²h). A análise de validação foi feita através do coeficiente de correlação de Pearson, teste t-Sudent pareado e através do erro padrão da estimativa. As melhores equações para estimar o peso seco das árvores foram: $\ln PS = -4,1519 + 1,06068 \ln d^2h$ ($r^2=0,82$; $s_{y/x}= 0,42$; $r_{icc}=0,92$); $\ln PS = -6,7171 + 1,30308 \ln d^2h$ ($r^2=0,88$; $s_{y/x}= 0,44$; $r_{icc}=0,93$) e $\ln PS = -6,80067 + 3,77738 \ln d$ ($r^2=0,92$; $s_{y/x}=0,37$; $r_{icc}=0,87$).

Abstract

The purpose of this study was develop and validate equations to estimative the aboveground phytomass of the Atlantic Forest, at the Serra do Mar, São Paulo, Southeast Brazil. In two available plots of 100m², 82 trees were cut down at ground level. From each tree height and diameter was determined. Leaves and woody material were separated in order to determine their fresh weights in field conditions. Samples of each fraction were oven dried at 80° C to constant weight to determine their dry weight. The trees data were divided into two random samples. One sample was used for the development of the regression equations, and the validation was done using other one. The models were developed using single and multiple linear regression analysis, where the dependent variable was the dry mass and the independent variables were height (h), diameter (d) and d²h. The validation was done using Pearson correlation coefficient, paired t-Student test and standard error of estimation. The best equations to estimate aboveground phytomass were: $\ln PS = -4,1519 + 1,06068 \ln d^2h$ ($r^2=0,82$; $s_{y/x}= 0,42$; $r_{icc}=0,92$); $\ln PS = -6,7171 + 1,30308 \ln d^2h$ ($r^2=0,88$; $s_{y/x}= 0,44$; $r_{icc}=0,93$) and $\ln PS = -6,80067 + 3,77738 \ln d$ ($r^2=0,92$; $s_{y/x}=0,37$; $r_{icc}=0,87$).

.

INTRODUÇÃO

A biomassa constitui um importante aspecto para a caracterização estrutural dos ecossistemas, pois expressa o potencial de acumulação de energia e nutrientes pela biota em interação com fatores ambientais. A biomassa, presente a cada momento, é a resultante das características genéticas de todas espécies, dos fatores bióticos e abióticos e da história de cada ecossistema. Desta forma, constitui-se em parâmetro relevante para a análise e monitoramento dos ecossistemas, bem como para avaliação de impactos, análise de estágios de sucessão e avaliação da capacidade de produção primária, quando se relaciona sua variação ao longo do tempo. Apesar desta relevância, trata-se de um dos aspectos menos conhecidos dos ecossistemas, especialmente os florestais. Modelos específicos para os diferentes ecossistemas florestais são desejáveis, visando minimizar o erro das estimativas de fitomassa (ROCHOW, 1974; McWILLIAN, 1993). No entanto, as restrições impostas pelo método destrutivo dificultam a realização de medidas diretas de biomassa nos diferentes ecossistemas, resultando na inexistência de modelos específicos.

Atualmente, as estimativas de biomassa tornaram-se ainda mais urgentes devido à sua contribuição aos estudos de mudanças globais, já que constitui um parâmetro indispensável para estimativas de reservatórios de carbono. Devido a grande extensão territorial do Brasil, os ecossistemas brasileiros têm um papel significativo no balanço global de carbono, respondendo por 4 a 5% da emissão total de carbono para a atmosfera (SCHROEDER; WINJUM, 1995). No entanto, a precisão das estimativas de estoque e taxas de fixação de carbono dependem da estimativa adequada da biomassa de cada tipo de ecossistema.

Para o estudo da fitomassa é necessário efetuar o corte da vegetação de uma área cujo tamanho varia de acordo com as características do ecossistema. Clark e Clark (2000) sugerem que, para florestas tropicais úmidas, áreas de 0,35 a 0,5ha seriam grandes o suficiente para amostrar a variabilidade da biomassa dessas florestas e pequenas a ponto de permitirem replicação, para que os resultados sejam estatisticamente significativos. Nas regiões tropicais, a escassez de dados é muito grande, havendo uma estimativa de Brown *et al.* (1989) de que as áreas onde a biomassa havia sido determinada diretamente era inferior a 30 ha. No Brasil, são igualmente escassas as pesquisas sobre este tema, podendo ser referidos os trabalhos de Delitti e Meguro (1984), Delitti (1997), Castro e Kauffman (1998) e Abdala *et al.*

(1998) sobre cerrados, os de Klinge *et al.* (1975), Uhl e Jordan (1984), Uhl *et al.* (1988), McWilliam *et al.* (1993), Kauffman *et al.* (1995), Santos (1996), Higuchi *et al.* (1998) e Nelson *et al.* (1999) para florestas amazônicas e o de Moreira-Burger e Delitti (1999) para matas ciliares. O método direto não havia sido aplicado em florestas atlânticas, sendo sua biomassa estimada apenas indiretamente, por modelos desenvolvidos para outras florestas tropicais (POMPÉIA, 1997; DELITTI; BURGER, 1998).

As relações estabelecidas entre a quantidade de matéria orgânica das árvores, determinadas por método destrutivo, e as suas dimensões (altura, diâmetro, volume) podem, através da análise dimensional, gerar modelos aplicáveis às comunidades do mesmo tipo e que se desenvolvam em condições ambientais similares. Uma vez encontrado o melhor modelo, este será teoricamente útil na estimativa da fitomassa de tais comunidades, sem que haja necessidade do corte de outras árvores.

Modelos preditores de fitomassa de florestas tropicais

Há muitos anos as florestas tropicais vêm sendo objeto de estudos de quantificação da fitomassa. São consideradas significativas fontes de dióxido de carbono, liberados para a atmosfera em função das alterações do uso de solo das regiões tropicais (BROWN *et al.*, 1989). No entanto, as características peculiares de cada floresta quanto à composição florística, diversidade, fertilidade do solo, disponibilidade de água, etc, têm gerado estimativas de fitomassa muito diferentes e muitas vezes contraditórias. Além disso, os autores concordam que seja impossível abranger toda essa diversidade através da medida direta de fitomassa, uma vez que para isso seria necessária a derrubada de áreas muito extensas ou de muitas áreas amostrais, o que é inviável. Uma alternativa, apresentada por Brown *et al.* (1989), é a utilização dos dados coletados em inventários florestais para estimativa da fitomassa. Estes cobrem extensas áreas de diferentes fisionomias, representando a real situação desses ecossistemas. A aplicação desses dados em modelos preditores é apresentada como uma forma de reduzir a incerteza nas estimativas de biomassa de florestas tropicais.

Os modelos preditores de fitomassa florestal foram inicialmente desenvolvidos para florestas temperadas, havendo citações de trabalhos publicados no início de século 20 (WHITTAKER; WOODWELL, 1968). Para florestas tropicais as estimativas de fitomassa são encontradas em publicações que datam da década de sessenta (OGINO *et al.*, 1964 e OGAWA *et al.*, 1965, apud NEWBOULD, 1967; GREENLAND; KOWAL,

1960, RODIN; BASILEVICH, 1967 e HOZUMI *et al.*, 1969, apud JORDAN; UHL, 1978). A partir daí diversos modelos preditores específicos para florestas tropicais vêm sendo elaborados, testados e calibrados, numa tentativa de se avaliar, de forma mais precisa, esta característica estrutural desses ecossistemas.

Os modelos preditores são elaborados a partir de análise de regressão, onde se estudam as relações entre a massa (geralmente em peso seco) das árvores e seus dados dimensionais, como altura, diâmetro e densidade específica da madeira. Diversos tipos de modelos de regressão e diferentes combinações de variáveis têm sido usadas (Quadro 1):

- Folster *et al.* (1976) usaram como variável independente o diâmetro ao quadrado vezes a altura (d^2h) das árvores em floresta sazonal sempre verde da Colômbia.
- Jordan e Uhl, (1978) para as árvores da floresta tropical chuvosa da Venezuela, consideraram o d^2h multiplicado pela densidade da madeira ($d^2h * \text{dens}$) como variável preditora. As variáveis foram submetidas à transformação logarítmica, sendo que o log do peso das árvores foi descrito como função do log ($d^2h * \text{dens}$).
- Golley *et al.* (1978) estudaram a biomassa da floresta tropical úmida do Panamá e desenvolveram modelos preditores através da regressão entre a raiz cúbica do peso seco e o diâmetro das árvores.
- Tanner (1980) desenvolveu equações preditoras da fitomassa de floresta tropical montana da Jamaica, através da regressão linear simples entre $\ln$ do peso seco e o $\ln$ da área do tronco à altura do peito.
- Saldarriaga *et al.* (1988) desenvolveram modelos para a floresta de terra firme da região do alto Rio Negro (Venezuela e Colômbia), separando os dados em três classes de diâmetro. Consideraram como variáveis independentes o diâmetro ao quadrado (d^2), a altura (h) e a densidade da madeira, aplicados em análise de regressão múltipla, com duas (d^2 e h) ou três variáveis (d^2 , h , dens). As variáveis foram transformadas pelo cálculo do logaritmo neperiano ($\ln$) na determinação de modelos para as duas maiores classes de diâmetro.

Quadro 1: Modelos preditores de fitomassa encontrados na literatura, desenvolvidos em estudos que utilizaram métodos destrutivos em ecossistemas florestais tropicais.

Vegetação	Local	Equação	r ²	N	d (min.)	d (max.)	PS _{total} (t/ha)	Referência
Floresta sazonal sempre verde (floresta primária)	Colômbia	$PS_{(caule)} = 0,0177 (d^2h)^{1,036}$	0,98	43	> 3,5	65	180	Folster <i>et al.</i> , 1976
Floresta sazonal sempre verde (floresta secundária)		$PS_{(caule)} = 0,0214 (d^2h)^{1,05}$	0,98	23	> 3,5	25,7	200	
Floresta tropical úmida	Panamá	$PS_{(caule)} = (10,82 + 2,1093 d)^3$ $PS_{(caule)} = (4,28 + 2,7584 d)^3$	0,99 0,92	-	-	-	276 378	Golley <i>et al.</i> , 1978
Floresta tropical chuvosa sobre solo laterítico	Venezuela	$\log PS = -2,967 + 0,991 (d^2h \text{ dens})$	-	42	1	90	332	Jordan; Uhl, 1978
Floresta tropical montana	Jamaica	$\ln PS = -1,52 + 1,07 \ln AB$	0,80	35	-	-	229 - 310	Tanner, 1980
Floresta tropical de terra-firme	Colômbia e	$PS = -0,292 + 0,369 d^2 + 0,087 h$	0,93	39	1	4,9	326	Saldarriaga <i>et al.</i> , 1988
	Venezuela	$\ln PS = -1,981 + 1,047 \ln d^2 + 0,572 \ln h + 0,931 \ln \text{dens}$	0,92	39	5	19,9		
		$\ln PS = -1,086 + 0,876 \ln d^2 + 0,604 \ln h + 0,871 \ln \text{dens}$	0,93	43	20	213		

r²= coeficiente de determinação; N= número de indivíduos amostrados; d=diâmetro (cm); PS= peso seco (kg); h= altura (m); AB= área basal (cm²); dens= densidade da madeira (g/cm³).

Quadro 1: (continuação) Modelos preditores de fitomassa encontrados na literatura, desenvolvidos em estudos que utilizaram métodos destrutivos em ecossistemas florestais tropicais.

Vegetação	Local	Equação	r ²	N	d (min.)	d (max.)	PS _{total} (t/ha)	Referência
Floresta tropical seca	Varanasi, India	PS = 34,470 - 8,067 d + 0,659 d ²	0,67	32	5	40	110	Brown <i>et al.</i> , 1989
Floresta tropical úmida	Cambodia,	PS= 38,491 - 11,788 d + 1,193 d ²	0,78	168	5	130	340 - 375	
	Amazônia,	lnPS= -3,114 + 0,972 ln d ² h	0,97	168				
	Indonésia,	lnPS = -2,401+ 0,952 ln (d ² h dens.)	0,99	94				
Floresta tropical chuvosa	Nova Guiné, El Verde	PS= 13,2579 - 4,895 d + 0,671 d ²	0,90	69	5	110		
		lnPS= -3,301 + 0,944 ln d ² h	0,90	69				
Floresta tropical descídua	México	logPS = -0,535 + 0,999 log AB	0,94	191	3	44,9	85	Martinez- Yrizar <i>et al.</i> , 1992
		logPS=-0,449 + 0,997 log AB + 0,713 log dens	0,95					
		logPS= -0,759 + 0,901 log AB + 0,572 log dens + 0,565 log h	0,96					
Floresta tropical chuvosa	Porto Rico	lnPS=-2,399+(2,475*ln d)	0,93	63	2,5	≅58	301	Scatena <i>et</i> <i>al.</i> , 1993
		lnPS=-3,282+(0,950*ln d ² h)	0,95	62				

r²= coeficiente de determinação; N= número de indivíduos amostrados; d=diâmetro (cm); PS= peso seco (kg); h= altura (m); AB= área basal (cm²); dens= densidade da madeira (g/cm³).

Quadro 1: (continuação) Modelos preditores de fitomassa encontrados na literatura, desenvolvidos em estudos que utilizaram métodos destrutivos em ecossistemas florestais tropicais.

Vegetação	Local	Equação	r ²	N	d (min.)	d (max.)	PS _{total} (t/ha)	Referência
Floresta tropical ombrófila	Araracuara, Colômbia	lnPS = -1,966 + 1,242 ln d ² lnPS = -3,843 + 1,035 ln d ² h	0,97 0,97	54	8,1	≅100	351	Overman <i>et al.</i> , 1994
Floresta tropical úmida de terra-firme	Manaus, Brasil	lnPF = 0,1226 + 2,0695 ln d + 0,8117 ln h	0,98	319	5	120	-	Santos, 1996
Floresta mesófila semidecídua (mata ciliar)	Itapira, SP, Brasil	PS = (0,523 + 0,053 perímetro) ³ PS = -5,714 + 0,023 d ² h lnPS = -2,356 + 0,749 ln d ² h	0,94 0,96 0,92	92	0,5	35	133	Burger, 1997
Floresta tropical úmida de terra-firme	Manaus, Brasil	lnPF = -1,754 + 2,665 ln d PF = 0,0336 (d ^{2,171}) (h ^{1,038})	0,92 0,94	244	5	19	-	Higuchi <i>et al.</i> , 1998
		lnPF = -0,151 + 2,170 ln d PF = 0,0009 (d ^{1,585}) (h ^{2,651})	0,90 0,92	71	20	120		
Floresta tropical úmida	Diversos	ln(P) = - 2,19 + 2,54 ln d	0,98	105	5	≅125		Chave <i>et al.</i> , 2001
Floresta tropical chuvosa	locais	ln(P) = - 2,14 + 2,41 ln d	0,98	146				
Floresta tropical		ln(P) = - 2,00 + 2,42 ln d	0,97	378				

r²= coeficiente de determinação; N= número de indivíduos amostrados; d=diâmetro (cm); PS= peso seco (kg); h= altura (m); AB= área basal (cm²); dens= densidade da madeira (g/cm³).

- Brown *et al.* (1989) reuniram dados de levantamentos de fitomassa de nove trabalhos e a partir deles desenvolveram equações para três zonas de vida de florestas tropicais (seca, úmida e chuvosa), também usando como variáveis preditoras o diâmetro, altura e a densidade da madeira. Na análise de regressão simples utilizou $\ln(d^2h)$ ou $\ln(d^2h * \text{dens})$ como variáveis preditoras do $\ln$ do peso seco e na regressão múltipla utilizou as variáveis d e d^2 , sem transformação logarítmica.
- Martinez-Yrizar *et al.* (1992) em floresta tropical descídua no México, com todos dados transformados em log, iniciou a modelagem considerando a área basal (AB) das árvores como variável preditora. Acrescentou, a seguir, a densidade específica da madeira e por último a altura, na análise de regressão múltipla.
- Scatena *et al.* (1993) em floresta chuvosa de Porto Rico desenvolveu modelos em regressão simples, considerando como variáveis preditoras do $\ln$ do peso seco o $\ln$ do diâmetro ($\ln d$), o $\ln$ do diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura ($\ln d^2h$) e o $\ln$ diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura e pela densidade ($\ln d^2h * \text{dens}$).
- Overman *et al.* (1994), em floresta de terra firme na Colômbia, desenvolveram e avaliaram diversos modelos, concluindo que os melhores tiveram como variáveis independentes o diâmetro ao quadrado (d^2) e o diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura (d^2h), sendo todas variáveis transformadas logaritmicamente.
- Santos (1996) analisou diversos modelos para estimar a fitomassa da floresta tropical úmida de terra-firme na região de Manaus (AM). Os melhores modelos para estimar o peso total das árvores resultaram da análise de regressão múltipla com dados transformados, tendo como variáveis preditoras o $\ln$ do diâmetro ($\ln d$) e o $\ln$ da altura ($\ln h$). Utilizando o mesmo banco de dados, Higuchi *et al.* (1998) testaram as equações apresentadas por Santos (1996) e, em diferentes simulações, obtiveram estimativa precisa da biomassa, sendo que a diferença entre a biomassa média estimada e a média observada não ultrapassou a 5%. Para estimar o peso individual da árvore, verificaram que o modelo logarítmico com apenas uma variável independente, o diâmetro, apresenta resultados tão consistentes quanto os modelos que utilizam também a variável altura.
- Burger (1997), para uma floresta mesófila semidescídua ciliar no estado de São Paulo, desenvolveu modelos preditivos para a fitomassa, tendo como variáveis preditoras o perímetro, o diâmetro e o diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura (d^2h), transformados logaritmicamente. O modelo considerado adequado para a

mata estudada foi resultante da regressão entre a raiz cúbica do peso seco e o perímetro das árvores.

- Chave *et al.* (2001) reuniram dados de medidas diretas de biomassa de diferentes florestas tropicais localizadas no Pará (Brasil), Porto Rico e Nova Guiné (respectivamente, ARAÚJO *et al.*, 1999; OVINGTON; OLSON, 1970; EDWARDS; GRUBB, 1977, apud CHAVE *et al.*, 2001), além de Costa Rica, Brasil, Indonésia e Cambódia (BROWN, 1977, apud CHAVE *et al.*, 2001). Assim, formaram um banco de dados de 378 árvores, e desenvolveram equações de previsão da fitomassa através da regressão entre o $\ln$ do peso seco e o $\ln$ do diâmetro.

Alguns autores também desenvolveram modelos específicos para determinadas espécies:

- em estudos de sucessão, Uhl e Jordan (1984) definiram modelo para *Cecropia* sp. na floresta amazônica, no qual a variável preditora do $\log$ do peso seco é o $\log$ do diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura ($\log d^2h$).
- Uhl *et al.* (1988) publicaram equações de regressão múltipla para cinco espécies pioneiras nas florestas tropicais do Pará (*Banara guianensis*, *Solanum rugosum*, *Solanum crinitum*, *Vismia guianensis*, *Cecropia* sp.), sendo que o $\ln$ do peso seco total pode ser predito pelo $\ln$ do diâmetro ao quadrado ($\ln d^2$) e $\ln$ da altura ($\ln h$).
- Scatena *et al.*, 1993 publicaram modelos para estimativa de fitomassa foliar, dos ramos e troncos de espécies da floresta tropical úmida de Porto Rico (*Casearia* sp., *Cecropia peltata*, *Didymopanax morototoni*, *Dacryodes excelsa*, *Tetragastris balsamifera*, *Inga vera*, *I. laurina*, *Ocotea leucoxylon*, *O. spathulata*, *O. portoricensis*, *Ormosia krugii*, *Palicourea riparia*, *Sloanea berteriana*). As variáveis preditoras do $\ln$ do peso seco dessas espécies foram o $\ln$ do diâmetro $\ln(d)$ ou o $\ln$ do diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura $\ln(d^2h)$. Para *Prestoea montana*, a variável preditora do peso seco foi a altura.
- Nelson *et al.* (1999) desenvolveram modelos para oito espécies comuns em florestas secundárias da Amazônia central (*Bellucia* sp, *Croton matourensis*, *Goupia glabra*, *Laetia procera*, *Vismia cayennensis*, *Vismia japurensis*), concluindo que o diâmetro é uma boa variável preditora da fitomassa, apresentando um erro de estimativa de apenas 11 a 15%. A inclusão da altura nos modelos levou a uma redução do erro, porém o autor apresenta restrições ao uso dessa variável, considerando que a altura é

um parâmetro subestimado nas medições efetuadas com a árvore viva. A inclusão da densidade não reduz o erro nos modelos espécie – específicos.

Aplicação dos modelos para estimativa de fitomassa de florestas tropicais

As equações preditoras de fitomassa desenvolvidas para florestas tropicais pelos diversos autores, têm sido aplicadas em estudos de quantificação do estoque de nutrientes, estimativa de acúmulo de matéria orgânica e potencial reservatório de carbono e determinação da taxa de crescimento da vegetação após perturbação, além de estudos que procuram encontrar os fatores determinantes da variação da biomassa. No entanto, a aplicação de equações requer cautela na interpretação dos resultados, uma vez que a escolha de determinada equação pode levar a estimativas discrepantes para um mesmo local (CLARK; CLARK, 2000). Isso porque as equações refletem as relações que existem entre as variáveis e estas relações podem ser diferentes para os diversos ecossistemas. Porém, sem o corte e pesagem das árvores é impossível avaliar esse erro. Assim sendo, diversos estudos vêm sendo encaminhados com a aplicação de modelos desenvolvidos por outros autores:

- Faber-Langendoen e Gentry (1991) estimaram a fitomassa da floresta pluvial tropical de Bajo Calima, Colômbia, em 210t/ha, utilizando as equações de Folster *et al.* (1976), Uhl e Jordan (1984) e Uhl *et al.* (1988).
- Alves *et al.* (1997) estimaram a fitomassa de floresta tropical de Rondônia em estágio primário e secundário com diferentes idades, utilizando equações de Brown *et al.* (1989), Overman *et al.* (1994), Saldarriaga *et al.* (1988) e Uhl *et al.* (1988). As diferentes equações produziram estimativas com variações muito grandes (até 400%), em especial para as diferentes idades de floresta secundária. Para floresta primária a variação foi menor, sendo que a menor estimativa representou cerca de 53% da máxima. A biomassa da floresta primária foi estimada em 290 a 495t/ha; a floresta secundária com idade entre 3 a 8 anos teve sua fitomassa estimada entre 7 a 9 tha^{-1} . Aos dezoito anos a floresta secundária atinge de 40 a 60% da biomassa da floresta nativa segundo as estimativas desse estudo. As equações desenvolvidas para florestas secundárias, as quais refletem a composição similar de espécies, estimam os menores valores de fitomassa de florestas secundárias. Para essas florestas, equações que utilizam apenas o diâmetro como variável preditora superestimam a

fitomassa. Verificaram que equações de regressão múltipla que utilizam o diâmetro, altura e densidade da madeira produzem as melhores estimativas.

- Laurance *et al.* (1997) estudaram o efeito da fragmentação sobre a fitomassa da floresta tropical úmida da região de Manaus. A estimativa da fitomassa foi feita através do uso da equação desenvolvida por Santos (1996) para floresta similar, cuja variável preditora é o $\ln$ do diâmetro ($\ln d$). Com esses dados, estimaram uma perda de 36% da biomassa inicial nos primeiros 10 a 17 anos após a fragmentação, em pontos localizados a cerca de 100m da borda.
- Phillips *et al.* (1998), utilizando equações de Araújo *et al.* (1996) nos dados de área basal, compilados de diferentes trabalhos realizados em florestas tropicais, acompanharam a variação da biomassa nas décadas de 70 a 90. Verificaram que nas florestas da região Neotropical houve um incremento na biomassa, resultando num acúmulo de $0,7\text{t/ha}^{-1}\text{ano}^{-1}$, sugerindo que essas florestas podem ser consideradas importantes sumidouros de carbono.
- Laurance *et al.* (1999) estimaram a fitomassa da floresta tropical úmida na região de Manaus, através da aplicação de uma das equações descritas por Santos (1996), cuja variável preditora foi o logaritmo neperiano do diâmetro ($\ln d$). Em 65 unidades amostrais de 1ha, foram medidos os diâmetros de todas as árvores com $\text{dap} \geq 10\text{cm}$ e determinadas as características físicas e químicas do solo. A fitomassa estimada, com o uso da equação, variou de 231 a 492t/ha , com uma média de $356 \pm 47\text{t/ha}$. Os valores de biomassa obtidos, juntamente com os resultados das análises do solo foram submetidos a análises de correlação, ordenação e regressão múltipla. Verificaram que a biomassa está positivamente correlacionada a diversas características do solo (N total, bases trocáveis totais, K^+ , Mg^{2+} , teor de argila e C orgânico) e negativamente correlacionada a outras (Zn^+ , saturação de Al, teor de areia fina e inclinação do terreno). Os autores concluíram que os parâmetros de fertilidade do solo podem responder por um terço, ou mais, da variação da fitomassa epigéia das florestas de terra firme da Amazônia.
- Clark e Clark (2000) avaliaram a variação da fitomassa da floresta pluvial tropical da Costa Rica em função do tipo de solo, da inclinação do terreno e da localização topográfica. A estimativa da fitomassa das diferentes áreas amostrais foi determinada pelo uso de equação de regressão múltipla desenvolvida por Brown (BROWN, 1997, apud CLARK; CLARK, 2000), cujas variáveis preditoras são o diâmetro (d) e o quadrado do diâmetro (d^2). O baixo valor de fitomassa estimada

(161 a 186t/ha), foi atribuído à equação escolhida, porém a mesma foi considerada adequada à área de estudo.

- Chave *et al* (2001) estimaram a fitomassa da floresta tropical úmida da Guiana Francesa em 309t/ha, pela aplicação de equação desenvolvida com dados de diferentes florestas tropicais. A aplicação da equação de Lescure *et al.* (1983) levou a uma superestimativa (438t/ha) e a equação de Brown (BROWN,1997 apud CHAVE *et al.*, 2001) subestimou a fitomassa da área, com o valor de 242t/ha.
- Chave *et al.* (2003) estudaram a variação espacial e temporal da biomassa da floresta tropical úmida da Ilha de Barro Colorado, Panamá. Compararam equações publicadas por Chave *et al.* (2001), Chambers *et al.* (2001) e Brown *et al.* (1989), cujas variáveis preditoras são, respectivamente, $\ln(d)$, $\ln d + \ln d^2 + \ln d^3$ e $\ln(d^2h)$. Verificaram que os resultados produzidos pelo segundo modelo apresentam menor correlação com os demais. Assim todo estudo foi baseado nos resultados da equação de Brown *et al.* (1989) na qual a variável preditora é o $\ln(d^2h)$. A fitomassa foi estimada em 281 t/ha, sendo que um terço corresponde às árvores com diâmetro superior a 70 cm. Censos realizados no mesmo local de estudo em três períodos diferentes indicaram um incremento médio na biomassa de 0,2t/ha/ano.
- Kauffman *et al.* (2003) estudaram a dinâmica da biomassa associada a mudanças no uso do solo de floresta tropical decídua do México. Verificaram que o corte e queimada da floresta primária, com fitomassa estimada entre 118 e 135t/ha, gera a perda de 62 a 80% da matéria orgânica acumulada no sistema. A estimativa da fitomassa foi feita a partir de equações de Martinez-Yrizar *et al.* (1992), desenvolvidas para florestas dessa região, cujas variáveis preditoras são área basal, densidade da madeira e altura das árvores (dados transformados em log).
- Hoshizaki *et al* (2004), estudou a variação espacial e temporal da fitomassa de floresta tropical da Malásia. Utilizando equações cuja variável preditora é o $\ln$ do diâmetro ao quadrado vezes a altura (d^2h) (KATO *et al.*, 1978, apud HOSHIZAKI *et al.*, 2004) estimou que a fitomassa dessa floresta madura sofreu uma redução de 30t/ha em quatro anos de estudo, passando de 433 t/ha para 403 t/ha. Nesse estudo foi verificado que a flutuação da biomassa tem associação com a estrutura da floresta madura: a homogeneidade da distribuição da biomassa entre as classes de diâmetro faz com que a morte de grandes árvores cause efeitos significativos na redução de biomassa, o que não se verifica em florestas secundárias, onde inexistem ou há poucas árvores desse porte. Embora a mortalidade nas classes de grande

tamanho seja rara, seu efeito é significativo porque a biomassa de uma árvore de diâmetro superior a 100cm é 10^4 vezes maior que a de uma árvore pequena (5 a 10cm de diâmetro).

A adequação da aplicação de equações desenvolvidas em outras florestas tropicais para previsão da fitomassa de uma floresta tropical no Pará foi testada por Araújo *et al.*, 1999. Nesse estudo os autores compararam dados reais de fitomassa com os obtidos através da aplicação em catorze equações, sete publicadas por Araújo *et al.* (1996) e sete de autoria de Overman *et al.* (1994). Considerando a média da porcentagem de diferença entre o valor de peso fresco real e o estimado para diferentes classes de diâmetro das 127 árvores amostradas, apenas duas equações se mostraram adequadas. A média da diferença variou entre 0,3 e 0,6%. As equações selecionadas foram aplicadas em área adjacente: a equação que utilizou as variáveis altura e diâmetro estimou uma fitomassa de 275 t/ha, e a estimativa baseada apenas no diâmetro foi de 597t/ha. Os autores atribuem essa discrepância a falta de precisão da medição da altura das árvores nos levantamentos florestais e à necessidade de se ampliarem estudos que melhor determinem os parâmetros de regressão para as árvores de grande porte, uma vez que as mesmas têm grande influência na fitomassa.

A fitomassa da Mata Atlântica

A Floresta Pluvial Tropical Atlântica, ou simplesmente Mata Atlântica, constitui um dos diferentes tipos de formação vegetal que cobre o estado de São Paulo, ocorrendo sobre a Serra do Mar, ao longo de sua encosta atlântica. A delimitação desse bioma é um tema bastante controverso e polêmico (JOLY *et al.*, 1999; SCUDELLER *et al.*, 2001), gerando diferentes classificações baseadas em aspectos diversos. Para efeitos legais, o Decreto 750 de 1993 considera como domínio de Mata Atlântica as formações florestais e os ecossistemas associados, cujos limites estão estabelecidos pelo Mapa de Vegetação do Brasil, IBGE, 1988 (BRASIL, 1993).

A Mata Atlântica já se estendeu do Rio Grande do Sul (30^0 S) até o Rio Grande do Norte (6^0 N), ocupando uma área estimada de 1,1 milhão de km^2 por ocasião do descobrimento do Brasil. Cobria uma faixa quase contínua com 200km de largura média, apresentando apenas duas interrupções: uma no sul da Bahia e outra no sul do Espírito Santo (JOLY *et al.*, 1999). Devido ao extrativismo, expansão da agricultura e

especialmente à especulação imobiliária, a Mata Atlântica encontra-se hoje reduzida a aproximadamente 8% da área original. As áreas preservadas estão concentradas especialmente nas Unidades de Conservação ou restringem-se principalmente às escarpas íngremes, de difícil acesso e de difícil exploração. Apesar de ser considerado o terceiro bioma mais ameaçado do mundo, continua sendo perturbado pelo estabelecimento de agricultura ou pasto, ou ainda para extração de minério e carvão (JOLY *et al.*, 1999).

Na Serra do Mar, ao longo da costa do estado de São Paulo, a Mata Atlântica é composta por diferentes formações vegetais que apresentam complexa estrutura e composição florística, refletindo a diversidade de características geológicas, climáticas, geomorfológicas, pedológicas e hidrográficas, tanto atuais como passadas. Juntamente com essas características locais, a distância do oceano e a dinâmica sucessional, natural ou de natureza antrópica, contribuem para o aumento da complexidade desses ecossistemas (MANTOVANI *et al.*, 1990).

A biomassa de florestas atlânticas havia sido avaliada apenas por método indireto, através de equações desenvolvidas para outras florestas tropicais. Pompéia (1997), utilizando equações apresentadas por Saldarriaga *et al.* (1994), estimou a fitomassa da mata atlântica da Serra do Mar, nas imediações de Cubatão, em diferentes estágios sucessionais, como um dos atributos do ecossistema a serem estudados para avaliar o efeito da poluição atmosférica. A biomassa aérea da mata do Vale do Rio Pilões, com idade aproximada de 25 anos foi estimada em 186,4t/ha, enquanto para a mata do Rio Mogi, muito afetada pela poluição, estimou-se uma fitomassa de 64,6t/ha.

Delitti e Burger (1998) estimaram a fitomassa de diferentes áreas de florestas atlânticas, testando 25 modelos para florestas tropicais em dados de levantamentos fitossociológicos. A partir dos resultados obtidos, concluiu-se que as florestas atlânticas apresentam máximos de acumulação de biomassa aérea de até 350t/ha. Florestas secundárias e perturbadas por diferentes fatores apresentam menos de 200t/ha e em casos mais extremos de perturbação as florestas acumulam menos de 100t/ha.

A precisão das estimativas da biomassa de florestas atlânticas somente poderá ser avaliada com o desenvolvimento de modelos específicos, ou pela validação dos modelos publicados para outras florestas tropicais, através da comparação com dados obtidos pelo método direto. Este tipo de estudo tende a se tornar inviável nos próximos anos, uma vez que a Floresta Atlântica, em suas diferentes fisionomias está sendo reduzida às áreas protegidas pela legislação. Neste trabalho foi possível aproveitar uma

rara oportunidade de se efetuar estudo de natureza destrutiva nesse tipo de formação vegetal, uma vez que a duplicação da Rodovia dos Imigrantes no estado de São Paulo, envolveu o desmatamento de algumas porções dessa vegetação. Por estarem inseridas no Parque Estadual da Serra do Mar e devido ao difícil acesso, essas porções encontravam-se bem preservadas no momento da execução da coleta de material para este estudo.

Objetivos

Este estudo teve como objetivos:

- 1- Desenvolver modelos preditivos para a fitomassa epigéa da Mata Atlântica,
- 2- Avaliar a adequação dos modelos desenvolvidos neste trabalho e os modelos disponíveis na literatura, tendo como padrão os dados levantados em campo,
- 3- Estimar a fitomassa epigéa da Mata Atlântica a partir de dados disponíveis em levantamentos fitossociológicos de algumas florestas do estado de São Paulo,
- 4- Validar as equações para a estimativa da fitomassa da mata ciliar do Rio Mogi Guaçu, SP.

MATERIAL E MÉTODOS

1- Área de estudo

A área de estudo situa-se a $23^{\circ}55'13''\text{S}$, $46^{\circ}31'54''\text{W}$ (Figura 1), a uma altitude aproximada de 570m. O levantamento de campo foi realizado em agosto de 2000, em área destinada ao desmatamento para a implantação da fundação dos pilares de sustentação do viaduto 3 (VD 03) da pista descendente da Rodovia dos Imigrantes. A amostragem foi executada na área disponibilizada pelo Consórcio Imigrantes, obedecendo rigorosamente aos limites e recomendações estabelecidos no projeto de construção da rodovia.

A área está inserida no Parque Estadual da Serra Mar, dentro dos limites do município de São Vicente, próximo à divisa com o município de São Bernardo do Campo, São Paulo. O local é adjacente à Estrada de Serviço, construída para servir de apoio à execução das obras de construção da Rodovia dos Imigrantes, inaugurada em 1975. Essa obra gerou grande impacto em toda região (PINOTI, 1976), sendo que nas áreas mais afetadas foram executadas ações visando sua recuperação, como plantio de leguminosas e gramíneas para estabilização das encostas. Após a inauguração da rodovia houve, também, o plantio de aproximadamente 80.000 mudas de espécies arbóreas nativas de médio e grande porte numa área de 200 ha, afetada pela obra (PINOTI, 1976).

Figura 1: Localização da área de estudo: $23^{\circ}55'13''\text{S}$, $46^{\circ}31'54''\text{W}$, no Parque Estadual da Serra do Mar.

A região apresenta clima quente e úmido. Segundo informações fornecidas pela Ecovias, nos últimos cinco anos a temperatura média anual na Serra do Mar, próximo ao km 46,5 da Rodovia dos Imigrantes foi de $18,7^{\circ}\text{C}$. A temperatura média mensal do mês mais frio (agosto) foi de $16,1^{\circ}\text{C}$ e do mês mais quente (fevereiro), $20,8^{\circ}\text{C}$. Dados fornecidos pelo DAEE, obtidos no posto pluviométrico mais próximo a área de estudo (posto E3-153, Curva da Onça), indicam uma elevada pluviosidade, chegando a uma média de 3400 mm de precipitação anual. A Figura 2 indica a existência de uma variação sazonal no regime de chuvas, ocorrendo menor precipitação durante o período de inverno.

Figura 2: Média mensal (1952 a 1996) de precipitação acumulada no Posto Curva da Onça (prefixo E3-153 / DAEE; $23^{\circ} 53'S$, $46^{\circ} 29'W$; altitude 500m) e temperatura média mensal (2000 a 2005) no posto SCA n^o 8 / Concessionária Ecovias dos Imigrantes.

A área de estudo encontra-se inserida no Domínio de Mata Atlântica, definido segundo o Decreto 750 de 10 de fevereiro de 1993 (BRASIL, 1993). A vegetação pode ser classificada como Floresta Ombrófila Densa ou Floresta Pluvial Tropical, segundo a classificação de Veloso *et al.* (1991). Devido a sua localização, pode ainda ser considerada como Mata de Encosta, uma das formações vegetais que constituem a Mata Atlântica nas regiões Sul e Sudeste do Brasil, segundo Joly *et al.* (1999). A vegetação estudada apresenta estrutura vertical complexa, composta por muitas espécies de arbustos, árvores e palmeiras distribuídos em diferentes estratos, além de líquens, musgos, pteridófitas, lianas e epífitas recobrando as árvores de grande porte. Tal complexidade é encontrada frequentemente em florestas pluviais tropicais. Neste trabalho serão utilizados os termos Mata Atlântica ou Floresta Atlântica para designar a vegetação da área de estudo.

2- Método de amostragem

A fitomassa epigéa foi medida pelo método destrutivo (WHITTAKER, *et al.*, 1974; CHAPMAN, 1976; GOLLEY, 1978) através do corte e pesagem de todas as árvores, com altura superior a 1,5 m, existentes em duas parcelas de 10m x 10m (100m²). O espaço e o tempo para a execução do trabalho foram limitados pelo andamento da construção da rodovia, uma vez que este não deveria interferir no cronograma da obra, conforme acordo previamente estabelecido com o Consórcio Imigrantes.

Dentro da área disponível para a execução do trabalho, das árvores amostradas foram tomadas medidas de perímetro basal, com fita métrica comum, e de altura, com trena, após sua derrubada. A partir do perímetro foram calculados os diâmetros das árvores. As árvores foram cortadas a alguns centímetros do solo com moto-serra. As folhas foram separadas do lenho manualmente e o peso fresco de cada porção medido com dinamômetro, com precisão de 200g. De cada árvore foram separadas subamostras que consistiram de uma fatia do tronco próximo à base, uma porção de ramos e uma porção de folhas, devidamente identificados. As medidas de diâmetro foram anotadas em centímetros (cm), a altura em metros (m), e o peso seco em quilogramas (kg), unidades adotadas em todo o trabalho.

Todas as subamostras recolhidas em campo foram levadas a laboratório. Foram secas em estufa, até peso constante, para determinação do seu conteúdo de água e posterior

cálculo do peso seco. A partir da informação obtida, foi estimado o peso seco total (em quilogramas) e o peso seco das frações folhas e lenho de cada árvore.

Um ramo de cada árvore, fértil ou vegetativo, foi coletado, numerado e armazenado em saco plástico. No laboratório, foram prensados e secos. O material foi encaminhado ao Instituto de Botânica de São Paulo para identificação.

A densidade da madeira (g/cm^3), das espécies identificadas, foi obtida na literatura (THIÉBAULT, 1965; IPT, 1978; IPT, 1983; LORENZI, 1992).

3- Variáveis de estudo

Neste estudo foram testadas as seguintes variáveis:

- Variáveis dependentes:

peso seco total (kg) $\rightarrow$ PS

logaritmo neperiano do peso seco (kg) $\rightarrow$ lnPS

- Variáveis independentes:

diâmetro (cm) $\rightarrow$ d

diâmetro ao quadrado (cm^2) $\rightarrow$ d^2

área basal (cm^2) = $(\pi r^2) \rightarrow$ AB

altura (m) $\rightarrow$ h

diâmetro ao quadrado vezes a altura ($\text{cm}^2 \cdot \text{m}$) $\rightarrow$ d^2h

volume do cilindro = πr^2h (m^3) $\rightarrow$ V(cil)

volume do cone = $\pi r^2h/3$ (m^3) $\rightarrow$ V(con)

densidade do lenho (g/cm^3) $\rightarrow$ dens

logaritmo neperiano do diâmetro (cm) $\rightarrow$ ln d

logaritmo neperiano do diâmetro ao quadrado (cm^2) $\rightarrow$ ln d^2

logaritmo neperiano da área basal (cm^2) = $(\pi r^2) \rightarrow$ ln AB

logaritmo neperiano da altura (m) $\rightarrow$ ln h

logaritmo neperiano de d^2h ($\text{cm}^2 \cdot \text{m}$) $\rightarrow$ ln d^2h

logaritmo neperiano do volume do cilindro = (m^3) $\rightarrow$ ln V(cil)

logaritmo neperiano do volume do cone = (m^3) $\rightarrow$ ln V(con)

logaritmo neperiano da densidade do lenho (g/cm^3) $\rightarrow$ ln dens

As abreviações apresentadas serão utilizadas no decorrer de todo trabalho a fim de representar as variáveis de forma simplificada.

4- Análise estatística

Para desenvolver e validar as equações de regressão para a estimativa do peso seco da vegetação arbórea, as árvores foram separadas em duas amostras independentes. Uma amostra foi utilizada para o desenvolvimento das equações de regressão (amostra 1), e a outra para validar as equações desenvolvidas (amostra 2), conforme proposto por Snne (1977).

As variáveis foram inicialmente analisadas de forma descritiva, através do cálculo de médias, desvios padrão, valores máximos e mínimos e medianas.

Foram elaborados diagramas de dispersão entre todas as variáveis, inicialmente originais e a seguir com a variável dependente transformada, depois com as variáveis independentes transformadas e por último transformando todas variáveis.

Foi feita a análise de correlação de Pearson entre as variáveis. A análise de regressão linear simples foi aplicada às variáveis dependentes e independentes que apresentaram uma relação linear, identificadas pela observação dos diagramas de dispersão.

Na análise de regressão múltipla, foi utilizado o procedimento “stepwise forward selection”. A ordem de entrada das variáveis no modelo foi definida pelo valor do coeficiente de correlação entre a variável dependente e as preditoras, não sendo utilizadas aquelas que apresentaram colinearidade.

Concluindo o processo de modelagem, foi feita a análise de resíduos dos modelos e verificada a inexistência de viéses.

Foram realizados quatro processos de modelagem: procedimento 1, no qual foram utilizados todos os dados da amostra 1; procedimento 2, no qual foram utilizados os dados da amostra 1 após exclusão de um dado discrepante (“outlier”); procedimento 3, no qual foram selecionados, ao acaso, 20 indivíduos da amostra 1 cujos diâmetros apresentaram valores inferiores a 6,0cm; procedimento 4, no qual foram utilizadas as seis árvores da amostra 1 com diâmetro igual ou superior a 20cm.

Numa segunda etapa, foi feita a análise de validação das equações desenvolvidas e das selecionadas da literatura. Utilizando os dados da amostra 2 aplicou-se o teste t-Student pareado para comparação das médias entre os valores reais, obtidos no levantamento de

campo e os estimados pelas equações. Calculou-se, também, o coeficiente de correlação intraclasse de Pearson (r_{icc}) entre os valores reais e os estimados pelas equações.

Após a modelagem foram definidas as equações mais adequadas, utilizando os seguintes critérios de seleção:

- menores valores de erro padrão da estimativa ($s_{y/x}$),
- maiores valores de correlação intraclasse (r_{icc}) encontrados na validação,
- maiores coeficientes de determinação (r^2),
- maior semelhança das médias e intervalos de 95% de confiança entre os valores reais e os estimados pelas equações, segundo análise visual,
- uniformidade e não tendenciosidade na distribuição dos resíduos.

Em todas análises foi utilizado o nível de significância de 5%.

As análises estatísticas (análise descritiva, análise de correlação, análise de regressão linear simples e múltipla) foram realizadas utilizando-se os pacotes estatísticos *Statistica* para Windows (versão 6.0) e *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) para Windows (versão 8).

5- Estimativa de fitomassa de Mata Atlântica a partir da aplicação dos modelos

Foram selecionados, da literatura, estudos quantitativos de vegetação, realizados em áreas de Mata Atlântica do Estado de São Paulo. Desses estudos foram extraídos dados de altura e diâmetro das árvores e a fitomassa estimada pelos modelos desenvolvidos e validados neste trabalho.

Foi verificado que a maioria dos trabalhos apresenta informações que permitem extrair apenas o diâmetro médio das espécies, porém os dados de altura das árvores raramente são publicados. A fim de testar os modelos preditores de fitomassa de Mata Atlântica, foram selecionadas quatro áreas das quais foi possível obter informações de altura e diâmetro das árvores: Parque Estadual Fontes do Ipiranga - PEFI - (GOMES, 1998), Parque Alfredo Volpi (ARAGAKI, 1997 e ARAGAKI, comunicação pessoal), Cubatão (GUEDES *et al.*, 2001 e GUEDES, comunicação pessoal), e Ilha do Cardoso (MELO, 2000 e MELO, comunicação pessoal). As características gerais dos ecossistemas encontram-se no Quadro 2.

O PEFI (Parque Estadual Fontes do Ipiranga) apresenta-se hoje como uma ilha de vegetação da cidade de São Paulo. A mata está sujeita a diversos fatores de perturbação como danos causados por pessoas que circulam pela mata com os mais variados fins, incêndios ocorridos em certos trechos, poluição e alterações climáticas devidas ao processo de urbanização e o isolamento. A alta proporção de árvores mortas em pé indicam que a mata sofreu forte perturbação, porém dados de densidade, área basal e riqueza das espécies mostram que se encontra sob mudanças intensas, provavelmente em processo de recobrimento após perturbação. A mata foi classificada como “Floresta Ombrófila Densa”, com espécies que apresentam-se distribuídas entre a região da planície costeira e vertentes da Serra do Mar e o Planalto Atlântico. Há forte dominância de algumas espécies arbóreas. As árvores dominantes possuem de 10 a 13 m de altura, não havendo formação de dossel contínuo. A submata é densa e nas áreas abertas há predomínio de duas espécies de gramíneas. Muitas árvores apresentam-se inclinadas e as lianas são numerosas (GOMES, 1998). A fitomassa foi estimada pelas equações desenvolvidas e validadas neste estudo, aplicadas aos dados das tabelas de levantamento fitossociológico realizado em dois períodos: 1989 e 1994.

A mata de Cubatão pertence a Reserva Particular do Patrimônio Natural de propriedade da Carbocloro Oxypar Indústrias Químicas S.A. e está inserida no complexo industrial dessa empresa. Até 1993 a área encontrava-se sob perturbações antrópicas evidenciadas por grandes quantidades de cortes de madeira, pelo desmatamento sob as linhas de transmissão de energia elétrica e pela degradação da vegetação provocada pelos poluentes. As espécies com os maiores valores de importância no levantamento fitossociológico são frequentemente encontradas em florestas secundárias. O critério de amostragem permitiu a inclusão de espécies de sub-bosque, incluindo, assim, grande número de árvores de pequeno porte. A altura média das árvores é de 4,2m, estando 75% nas classes de altura inferiores a 5,5m. Sem estratificação definida, com alta proporção de espécies de sub-bosque e de indivíduos jovens, trata-se de uma floresta baixa, com sub-bosque conspícuo (GUEDES *et al.*, 2001).

A floresta do Parque Municipal Alfredo Volpi, implantado em 1971, apresenta seu componente arbóreo formado por dois estratos (dominante e sub-bosque). O componente dominante é formado por espécies do dossel da mata e por outras que são emergentes. Os

indivíduos do estrato dominante em geral possuem copa frondosa e larga, caules grossos e fuste alto; as alturas variam entre 15 e 25m e os diâmetros são maiores que 30cm. As árvores do sub-bosque possuem 4 a 10m de altura e diâmetros variando entre 5-15cm, aproximadamente. Algumas espécies de sub-bosque podem ter indivíduos que alcancem altura pouco inferiores às dos indivíduos do dossel (10-15m). No sub-bosque há também um componente arbustivo, que se compõe de espécies com 1 a 3m de altura. O estrato herbáceo é rarefeito no interior da mata (ARAGAKI, 1997).

A floresta da Ilha do Cardoso representa uma porção da floresta pluvial tropical de encosta da Serra do Mar em bom estado de conservação. O aspecto do interior da mata é o de uma floresta não muito densa, formada por indivíduos de diferentes classes de altura e diâmetro. O componente arbustivo-herbáceo não é denso e o número de epífitas é grande. Há grande diversidade de espécies arbóreas, porém uma alta porcentagem (98%) com baixo valor de importância (inferior a 5% do Índice de Valor de Importância total). Devido a metodologia adotada no levantamento fitossociológico, houve uma alta frequência de indivíduos de diâmetro menor do que 10 cm, uma vez que foram incluídas espécies típicas de sub-bosque, acrescidas de indivíduos jovens de espécies do dossel e emergentes. Não há estratos definidos na estrutura vertical da floresta, sendo que os indivíduos se distribuem de forma contínua, com maior densidade até 10m de altura, que diminui gradativamente em direção aos emergentes que alcançam até 35m de altura (MELO; MANTOVANI, 1994).

Quadro 2: Características gerais dos ecossistemas cujos resultados de levantamentos fitossociológicos foram utilizados para estimativa de fitomassa epigéa.

local	PEFI	Cubatão	Pq Alfredo Volpi	Ilha do Cardoso
situação	alterada	alterada	alterada	preservada
latitude	23°39'S	23° 53' S	23 °35' S	25°03'S
altitude (m)	785 - 805	160	730 - 790	100 - 150
precipitação (mm/ano)	1556	2359	1569	>3000
temperatura média anual (° C)	19,2	23,3	19,1	21,2
área basal (m ² /ha)	18,5 – 19,6	32,7	28,8	47,94
densidade absoluta (indivíduos/ha)	759 - 872	3083	570	2510
número de espécies	87 - 97	93	59	157
método de amostragem	parcelas	parcelas	parcelas	parcelas
H' (índice de diversidade de Shannon)	3,36 – 3,53	3,6	3,78	3,64
critério de inclusão	d≥10cm	h≥1,5m	pap ≥40cm	pap ≥8cm
altura média (m)	9,5	4,0	13,3	7,9
altura mínima (m)	3,0	1,5	2,0	2,0
altura máxima (m)	33,3	16	32,0	35,0
dap médio (cm)	17,2	10,0	22,3	10,1
dap mínimo (cm)	10,2	0,5	12,7	2,5
dap máximo (cm)	77,1	81,5	50,0	127,3
área amostrada (ha)	1	0,3	0,2	1
número de indivíduos amostrados	707 - 872	925	114	2510

dap= diâmetro à altura do peito; pap= perímetro à altura do peito; d=diâmetro; h= altura,

fonte: GOMES (1998), ARAGAKI (1997), GUEDES *et al.*(2001), MELO (2000).

6 - Validação dos modelos para estimativa da fitomassa da Mata Ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira – SP

Os modelos desenvolvidos e validados para a mata atlântica foram aplicados nos dados de sete parcelas localizadas na Mata Ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira, SP (BURGER, 1997). Trata-se do único estudo cujas informações de altura, diâmetro e peso seco das árvores foram disponibilizadas, possibilitando a validação dos modelos.

O processo de validação foi o mesmo descrito anteriormente, aplicando-se o teste t-Student pareado para comparação das médias entre os valores reais, obtidos no levantamento de campo e os estimados pelas equações, e calculando-se, também, o coeficiente de correlação intraclasse de Pearson (r_{icc}) entre os valores reais e os estimados pelas equações.

RESULTADOS

1- Caracterização do estrato arbóreo da vegetação

O Quadro 3 apresenta os grupos taxonômicos identificados, até o presente, no estrato arbóreo da área de estudo, sendo que a família Myrtaceae apresentou o maior número de indivíduos.

Quadro 3: Grupos taxonômicos identificados (*) no estrato arbóreo da área de estudo.

família	espécie
Bombacaceae	<i>Eriotheca cf pentaphylla</i>
Chrysobalanaceae	<i>Hyrtella hebeclada</i> Moric.
Elaeocarpaceae	<i>Sloanea cf guianensis</i> (Aubl.) Benth.
Erythroxylaceae	<i>Erythroxylum</i> sp.
Euphorbiaceae	<i>Hyeronima alchorneoides</i> Freire Allemão
Fabaceae	<i>Zollernia ilicifolia</i> Vogel
Lauraceae	<i>Ocotea</i> sp.
Lauraceae	<i>Ocotea cf sylvestris</i>
Lecythidaceae	<i>Cariniana estrellensis</i> (Raddi) Kuntze
Melastomataceae	<i>Miconia cinnamomifolia</i> (DC.) Naudin
Melastomataceae	<i>Miconia</i> sp.
Melastomataceae	<i>Tibouchina pulchra</i> Cogn.
Meliaceae	<i>Guarea macrophylla</i> Vahl
Monimiaceae	<i>Mollinedia uleana</i> Perkins
Moraceae	<i>Sorocea jurciana</i>
Myrtaceae	várias espécies
Nyctaginaceae	<i>Guapira opposita</i> (Vell.) Reitz
Piperaceae	<i>Piper globratum</i>
Proteacea	<i>Roupala</i> sp.
Rubiaceae	<i>Foramea montevidensis</i>
Rubiaceae	<i>Rustia formosa</i> (Cham.e Schltdl.) Klotzsc
Rubiaceae	<i>Rudgea cf jasminoides</i> (Cham.) Müll.Arg.
Sapindaceae	<i>Allophylus</i> sp.
Sapindaceae	<i>Cupania oblongifolia</i> Mart.
Sapotaceae	<i>Pouteria</i> sp.
Thymelaeaceae	<i>Daphnopsis schwackeana</i> tamb.

* identificados por Ms. Eduardo Luis Martins Catharino, pesquisador do Instituto de Botânica do Estado de São Paulo.

2- Modelagem

2.1 - Características da amostra utilizada no desenvolvimento do modelo de predição

A amostra utilizada no processo de modelagem foi chamada amostra 1. A amostra 1 foi composta por 41 árvores, selecionadas ao acaso entre as 82 árvores cortadas durante a execução deste trabalho. A altura variou de 2,3m a 27,9m, apresentando uma média de 7,0m. O diâmetro variou de 1,6cm a 47,8cm, com média de 8,5 cm.

A Tabela 1 apresenta os parâmetros de distribuição das variáveis de estudo. Observa-se que os valores da mediana foram próximos aos da média apenas para as variáveis transformadas em ln, exceto para o peso seco (lnPS).

Tabela 1: Parâmetros de distribuição das variáveis de estudo, compondo a amostra 1 (n=41), utilizada no desenvolvimento do modelo preditivo.

Variáveis	Média (dp)	Mínimo	Máximo	Mediana
PS (kg)	90,9 (384,5)	0,08	2426,85	1,7
d (cm)	8,5 (9,6)	1,6	47,8	4,4
d ² (cm ²)	163,5 (393,5)	2,5	2279,7	19,9
AB (cm ²)	128,4 (309,0)	2,0	1790,5	15,6
h (m)	7,0 (5,7)	2,3	27,9	4,6
Vcil (m ³)	24,4 (81,2)	0,06	499,6	0,6
Vcon (m ³)	8,1 (27,1)	0,02	166,5	0,2
dens (g/cm ³)	0,87 (0,08)	0,66	0,95	0,85
d ² h (cm ² m)	3109,2 (10336,7)	7,9	63604,4	79,4
lnPS (kg)	1,2 (2,4)	-2,5	7,8	0,5
ln d (cm)	1,7 (0,9)	0,5	3,9	1,5
ln d ² (cm ²)	3,4 (1,8)	0,9	7,7	3,0
ln AB (cm ²)	3,2 (1,8)	0,7	7,5	2,7
ln h (m)	1,7 (0,6)	0,8	3,3	1,5
ln Vcil (m ³)	0,3 (2,4)	-2,8	6,2	-0,5
ln Vcon (m ³)	-0,8 (2,4)	-3,9	5,1	-1,6
ln d ² h (cm ² m)	5,1 (2,4)	2,1	11,1	4,4
ln dens (g/cm ³)	-0,14 (0,10)	-0,42	-0,05	-0,16

dp = desvio padrão

Figura 3: Diagramas de dispersão entre os dados originais das variáveis dependentes e independentes utilizadas no procedimento1, o qual consiste na modelagem com a amostra 1 completa.

Figura 4: Diagramas de dispersão entre as variáveis dependentes e as variáveis independentes transformadas em logarítmo neperiano, utilizadas no procedimento1, o qual consiste na modelagem com a amostra 1 completa.

Figura 5: Diagramas de dispersão entre as variáveis dependentes transformadas em logaritmo neperiano e as variáveis independentes utilizadas no procedimento 1, o qual consiste na modelagem com a amostra 1 completa.

Figura 6: Diagramas de dispersão entre as variáveis dependentes e independentes transformadas em logaritmo neperiano, utilizadas no procedimento1, o qual consiste na modelagem com a amostra 1 completa.

A Tabela 3 apresenta a matriz de correlação linear de Pearson entre todas as variáveis. Verifica-se que há uma forte correlação entre as variáveis independentes, evidenciando a existência de colinearidade entre elas. A alta correlação entre as variáveis torna impossível separar os efeitos das variáveis independentes sobre a variável dependente, numa análise de regressão múltipla.

O modelos resultantes da análise de regressão linear simples são apresentados na Tabela 4. Todos são estatisticamente significativos ($p < 0,001$), o que pode ser observado pelo intervalo de confiança do coeficiente de regressão ($IC_{95\%} b$) de cada modelo. A análise de resíduos para as sete equações (Anexo 1) mostrou que os erros tiveram distribuição normal e não apresentaram viéses.

Os resultados indicam que três variáveis podem ser distintas entre todas testadas: diâmetro, altura e volume. Assim sendo, optou-se por manter, nas análises seguintes, as variáveis diâmetro (uma vez que os resultados são idênticos aos modelos com variáveis d^2 e AB), altura e d^2h (cujos resultados são idênticos aos modelos com variáveis Vcon e Vcil).

Dando continuidade ao processo de modelagem com os dados da amostra 1 completa, passou-se à análise de regressão linear múltipla, considerando como variáveis preditoras o diâmetro (cm), a altura (m) e o d^2h ($cm^2 m$). Foi incluída a densidade da madeira (g/cm^3) como variável de ajuste, uma vez que não apresenta correlação significativa com o peso.

A Tabela 5 apresenta as etapas da modelagem na análise de regressão múltipla. As variáveis foram acrescentadas uma a uma no modelo, iniciando pelo diâmetro. A altura foi acrescentada ao modelo e permaneceu por manter seu efeito independente e ajustar o diâmetro. A seguir foi incluída a variável densidade, chegando-se ao terceiro modelo com todas variáveis estatisticamente significativas. A seguir foi testado o modelo de regressão múltipla utilizando a variável d^2h (cujo valor já é resultado da interação entre as variáveis altura e diâmetro) e a densidade. Todos modelos foram estatisticamente significativos e seus resíduos não apresentaram viéses e mantiveram distribuição normal (Anexo1).

Tabela 3: Matriz de correlação linear de Pearson entre as variáveis de estudo utilizadas no procedimento 1.

	ln(PS)	ln(d)	ln(d ²)	ln(AB)	ln(h)	ln(Vcil)	ln(Vcon)	ln(d ² h)
ln(PS)	1,00	0,965	0,965	0,965	0,958	0,973	0,973	0,973
ln(d)		1,00	1,00	1,00	0,95	1,00	1,00	1,00
ln(d ²)			1,00	1,00	0,95	1,00	1,00	1,00
ln(AB)				1,00	0,95	1,00	1,00	1,00
ln(h)					1,00	0,97	0,97	0,97
ln(Vcil)						1,00	1,00	1,00
ln(Vcon)							1,00	1,00
ln(d ² h)								1,00

p < 0,001

Tabela 4: Descrição dos modelos elaborados no procedimento 1 através da análise de regressão simples, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas (kg).

Variável preditora	<i>a</i> (dp)	<i>b</i> (dp)	IC 95% <i>b</i>	<i>r</i> ²	F	<i>s</i> _{y/x}
ln d (cm)	-3,217 (0,215)	2,562 (0,112)	[2,335; 2,789]	0,931	522,375	0,632
ln d ² (cm ²)	-3,217 (0,215)	1,281 (0,056)	[1,168; 1,394]	0,931	522,375	0,632
ln AB (cm ²)	-2,907 (0,203)	1,281 (0,056)	[1,168; 1,394]	0,931	522,375	0,632
ln h (m)	-5,041 (0,310)	3,591 (0,169)	[3,250; 3,933]	0,921	451,963	0,675
ln Vcil (m ³)	0,874 (0,087)	0,964 (0,037)	[0,890; 1,037]	0,947	696,713	0,552
ln Vcon (m ³)	1,933 (0,091)	0,964 (0,037)	[0,890; 1,037]	0,947	696,713	0,552
ln d ² h (cm ² m)	-3,794 (0,206)	0,964 (0,037)	[0,890; 1,037]	0,947	696,713	0,552

p < 0,001

a= constante da equação ou coeficiente linear da reta; b= coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; *r*² = coeficiente de determinação;

estatística F; *s*_{y/x} = desvio padrão da estimativa; modelo: Y = a + b X.

Tabela 5: Descrição das etapas de modelagem múltipla do procedimento 1, tendo como variável dependente o logarítmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas (kg).

Variável preditora	Coefficientes de regressão (dp)	IC 95% b	r^2 ajustado	F	$s_{y/x}$
ln d (cm)	$b = 2,562$ (0,112) $a = -3,217$ (0,215)	[2,335 ; 2,789]	0,931	522,375	0,632
ln d (cm)	$b_1 = 1,444$ (0,301)	[0,835 ; 2,052]	0,948	365,274	0,540
ln h (m)	$b_2 = 1,663$ (0,424) $a = -4,177$ (0,306)	[0,805; 2,521]			
ln d (cm)	$b_1 = 1,582$ (0,282)	[1,011; 2,152]	0,956	289,263	0,498
ln h (m)	$b_2 = 1,618$ (0,391)	[0,826; 2,410]			
ln dens (g/cm ³)	$b_3 = 2,549$ (0,895) $a = -3,981$ (0,291)	[0,676; 4,302]			
ln d ² h (cm ² m)	$b = 0,964$ (0,037) $a = -3,794$ (0,206)	[0,890; 1,037]	0,947	696,713	0,552
ln d ² h (cm ² m)	$b_1 = 1,005$ (0,037)	[0,931 ; 1,079]	0,951	416,431	0,507
ln dens (g/cm ³)	$b_2 = 2,598$ (0,909) $a = -3,639$ (0,198)	[0,757 ; 4,439]			

p<0,001

a= constante da equação ou coeficiente linear da reta; b= coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; r^2 = coeficiente de determinação;

estatística F; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; modelo: $Y = a + b_1X_1 + \dots + b_iX_i$

2.3 – Procedimento 2: modelagem com dados da amostra 1, após exclusão de “outlier” (N=40)

Considerando que a amostra 1 contém uma árvore de grandes dimensões, representando um dado discrepante (“outlier”) da amostragem, todo processo de modelagem foi repetido excluindo-se essa árvore. A amostra 1 passou, então, a ser composta pelas 40 árvores restantes. Este segundo processo foi denominado “procedimento 2”.

Foram elaborados novos diagramas de dispersão entre a variável dependente (em quilogramas) e as independentes, todas transformadas em logaritmo neperiano, apresentados na Figura 7.

A Tabela 6 apresenta os parâmetros de distribuição da amostra 1, com os dados das 40 árvores mantidas na amostra. O diâmetro médio foi de 7,6cm, variando entre 1,6 a 27,7cm. A altura média foi de 6,5m, variando entre os valores 2,3 a 19,3m. As médias e medianas aproximaram-se após a transformação logarítmica dos dados.

Tabela 6: Parâmetros de distribuição das variáveis de estudo compondo a amostra 1 após a exclusão do “outlier” (n=40), utilizada no procedimento 2.

Variáveis	Média (dp)	Mínimo	Máximo	Mediana
PS (kg)	32,49 (90,71)	0,08	511,11	1,64
d (cm)	7,56 (7,40)	1,59	27,69	4,30
h (m)	6,51 (4,65)	2,30	19,30	4,60
dens (g/cm ³)	0,87 (0,08)	0,66	0,95	0,85
d ² h (cm ² m)	1596,79 (3661,17)	7,85	14571,10	78,25
lnPS (kg)	0,99 (2,14)	-2,54	6,24	0,49
ln d (cm)	1,65 (0,83)	0,46	3,32	1,46
ln h (m)	1,69 (0,59)	0,82	2,96	1,53
ln d ² h (cm ² m)	4,99 (2,22)	2,06	9,59	4,36
ln dens (g/cm ³)	-0,15 (0,10)	-0,42	-0,05	-0,16

dp = desvio padrão

Figura 7: Diagramas de dispersão entre a variável dependente e as variáveis independentes, todas transformadas em logaritmo neperiano, utilizadas no procedimento 2, após a exclusão do “outlier” da amostra 1.

A Tabela 7 apresenta os coeficientes de correlação linear de Pearson (r) entre o ln do peso seco (lnPS) e as variáveis independentes, ordenados de forma decrescente. Houve correlação estatisticamente significativa entre as variáveis apresentadas, exceto para a densidade ($r=-0,4$; $p=0,08$).

Tabela 7: Coeficientes de correlação linear de Pearson (r) entre o ln do peso seco das árvores (lnPS) e as demais variáveis de estudo utilizadas no procedimento 2.

Variáveis	ln(d)	ln(h)	ln(d ² h)	ln (dens)
r	0,96	0,95	0,97	-0,42
p	<0,001	<0,001	<0,001	0,008

A Tabela 8 apresenta a matriz de correlação linear de Pearson entre todas as variáveis. Verifica-se que há uma forte correlação entre as variáveis independentes, evidenciando a existência de colinearidade entre elas.

Tabela 8: Matriz de correlação linear de Pearson (r) entre as variáveis de estudo utilizadas no procedimento 2.

	ln(PS)	ln(d ² h)	ln(d)	ln(h)	ln(dens)
ln(PS)	1,00	0,97	0,96	0,95	-0,41*
ln(d ² h)		1,00	1,00	0,97	-0,51*
ln(d)			1,00	0,94	-0,51*
ln(h)				1,00	-0,48*
ln(dens)					1,00*

$p < 0,001$; * não significativo

Na Tabela 9 são apresentados os modelos resultantes da análise de regressão linear simples. Verifica-se que todos são estatisticamente significativos ($p < 0,001$), o que pode ser observado pelo intervalo de confiança do coeficiente de regressão (IC 95% b) de cada modelo.

Tabela 9: Descrição dos modelos elaborados a partir da análise de regressão simples no procedimento 2, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas.

Variável preditora	a (dp)	b (dp)	IC 95% b	r^2	F	$s_{y/x}$
ln d (cm)	-3,095 (0,216)	2,471 (0,117)	[2,234; 2,708]	0,921	444,505	0,609
ln h (m)	-4,880 (0,325)	3,483 (0,182)	[3,114; 3,852]	0,906	365,490	0,666
ln d ² h (cm ² m)	-3,673 (0,210)	0,934 (0,038)	[0,856; 1,012]	0,940	590,234	0,534

$p < 0,001$

a = constante da equação ou coeficiente linear da reta; b = coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; r^2 = coeficiente de determinação;

estatística F; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; modelo: $Y = a + b X$.

A Tabela 10 descreve as etapas da modelagem na análise de regressão múltipla. A ordem de entrada das variáveis foi idêntica à do procedimento 1. Iniciando pelo diâmetro, as variáveis foram acrescentadas uma a uma no modelo. A altura foi acrescentada ao modelo e permaneceu por manter seu efeito independente. A seguir foi incluída a variável densidade, chegando-se ao terceiro modelo com todas variáveis estatisticamente significativas. A seguir foram testados modelos de regressão múltipla utilizando a variável d^2h e a densidade. Todos modelos foram estatisticamente significativos e seus resíduos não apresentaram viéses, mas mantiveram distribuição normal (Anexo 2).

Tabela 10: Descrição das etapas de modelagem múltipla do procedimento 2, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas (kg).

Variável preditora	Coefficientes de regressão (dp)	IC 95% b	r^2 ajustado	F	$s_{y/x}$
ln d (cm)	$b = 2,471$ (0,117) $a = -3,095$ (0,216)	[2,234; 2,708]	0,921	444,505	0,609
ln d (cm)	$b_1 = 1,438$ (0,292)	[0,846; 2,030]	0,940	306,582	0,525
ln h (m)	$b_2 = 1,565$ (0,415) $a = -4,024$ (0,309)	[0,724; 2,406]			
ln d (cm)	$b_1 = 1,560$ (0,283)	[0,987; 2,134]	0,946	228,232	0,498
ln h (m)	$b_2 = 1,572$ (0,394)	[0,772; 2,371]			
ln dens (g/cm ³)	$b_3 = 2,154$ (0,962) $a = -3,925$ (0,297)	[0,203; 4,105]			
ln d^2h (cm ² m)	$b = 0,934$ (0,038) $a = -3,673$ (0,210)	[0,856; 1,012]	0,940	590,234	0,534
ln d^2h (cm ² m)	$b_1 = 0,983$ (0,042)	[0,897 ; 1,069]	0,944	330,047	0,507
ln dens (g/cm ³)	$b_2 = 2,220$ (0,977) $a = -3,594$ (0,202)	[0,241 ; 4,200]			

$p < 0,001$

a= constante da equação ou coeficiente linear da reta; b= coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; r^2 = coeficiente de determinação;

estatística F; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; modelo: $Y = a + b_1X_1 + \dots + b_iX_i$

2.4 – Procedimento 3: modelagem com árvores de pequeno diâmetro ($d < 6,0\text{cm}$) selecionadas da amostra 1 (N=20)

Foram selecionadas as árvores da amostra 1 cujos diâmetros são inferiores a 6,0cm, compondo uma amostra de 20 indivíduos. Novo processo de modelagem foi iniciado, sendo denominado “procedimento 3”.

Foram elaborados os diagramas de dispersão entre as variáveis dependentes (PS e $\ln PS$) e as independentes (d , h , d^2h , $\ln d$, $\ln h$, $\ln d^2h$) apresentados nas Figuras 8 a 11. Os diagramas de dispersão entre a variável dependente transformada ($\ln PS$) e as independentes, também transformadas (Figura 11), indicam a tendência a uma relação linear entre elas. Assim sendo, neste procedimento foram ajustadas retas de regressão apenas para os valores transformados em logarítmo neperiano, da mesma forma que nos procedimentos anteriores.

A Tabela 11 apresenta os parâmetros de distribuição das variáveis, com os dados das 20 árvores mantidas na amostra. O diâmetro médio foi de 3,4cm, variando entre 1,8 a 5,3cm. A altura média foi de 4,1m, variando entre os valores 2,5 a 6,5m. As médias e medianas são muito próximas, tanto para os dados originais quanto para os dados transformados.

Tabela 11: Parâmetros de distribuição das variáveis de estudo, da amostra composta por 20 árvores ($n=20$) de diâmetro $< 6,0\text{cm}$, extraídos da amostra 1, utilizada no procedimento 3 para o desenvolvimento de novos modelos preditivos.

Variáveis	Média (dp)	Mínimo	Máximo	Mediana
PS (kg)	1,1 (0,9)	0,1	3,9	0,9
d (cm)	3,4 (1,0)	1,8	5,3	3,3
h (m)	4,1 (1,1)	2,5	6,5	3,9
dens (g/cm^3)	0,9 (0,1)	0,8	1,0	0,9
d^2h (cm^2m)	53,7 (40,8)	9,2	168,6	45,6
$\ln PS$ (kg)	-0,2 (1,0)	-2,5	1,4	-0,1
$\ln d$ (cm)	1,2 (0,3)	0,6	1,7	1,2
$\ln h$ (m)	1,4 (0,3)	0,9	1,9	1,4
$\ln d^2h$ (cm^2m)	3,7 (0,8)	2,2	5,1	3,8
$\ln \text{dens}$ (g/cm^3)	-0,1 (0,1)	-0,3	-0,1	-0,1

dp = desvio padrão

Figura 8: Diagramas de dispersão entre os dados originais da variável dependente e as variáveis independentes utilizadas no procedimento 3, cuja amostra é composta por 20 árvores com diâmetro inferior a 6,0cm.

Figura 9: Diagramas de dispersão entre a variável dependente e as variáveis independentes transformadas em logaritmo neperiano, utilizadas no procedimento 3, cuja amostra é composta por 20 árvores com diâmetro inferior a 6,0cm.

Figura 10: Diagramas de dispersão entre a variável dependente transformada em logarítmo neperiano, e as variáveis independentes utilizadas no procedimento 3, cuja amostra é composta por 20 árvores com diâmetro inferior a 6,0cm.

Figura 11: Diagramas de dispersão entre a variável dependente e as variáveis independentes, todas transformadas em logaritmo neperiano, utilizadas no procedimento 3, cuja amostra é composta por 20 árvores com diâmetro inferior a 6,0cm.

A Tabela 12 apresenta os coeficientes de correlação linear de Pearson (r) entre o $\ln$ do peso seco (lnPS) e as variáveis independentes, ordenados de forma decrescente. Houve correlação estatisticamente significativa entre as variáveis apresentadas, exceto para a densidade ($r=-0,06$; $p=0,805$).

A Tabela 13 apresenta a matriz de correlação linear de Pearson entre todas as variáveis. Apesar de haver forte correlação entre as variáveis independentes (exceto para densidade), a altura destaca-se por apresentar os menores índices. No entanto, verifica-se a existência de colinearidade entre algumas variáveis.

Tabela 12: Coeficientes de correlação de Pearson (r) entre o $\ln$ do peso seco das árvores (lnPS) e as demais variáveis de estudo utilizadas no procedimento 3.

Variáveis	$\ln(d^2h)$	$\ln(d)$	$\ln(h)$	$\ln(\text{dens})$
r	0,905	0,835	0,792	0,059
p	<0,001	<0,001	<0,001	0,805

Tabela 13: Matriz de correlação linear de Pearson entre as variáveis de estudo utilizadas no procedimento 3.

	$\ln(\text{PS})$	$\ln(d^2h)$	$\ln(d)$	$\ln(h)$	$\ln(\text{dens})$
$\ln(\text{PS})$	1,00	0,90	0,83	0,79	0,06*
$\ln(d^2h)$		1,00	0,97	0,77	-0,09*
$\ln(d)$			1,00	0,58	-0,15*
$\ln(h)$				1,00	0,09*
$\ln(\text{dens})$					1,00*

$p < 0,001$; *não significativo

Na Tabela 14 são apresentados os modelos resultantes da análise de regressão linear simples. Verifica-se que todos são estatisticamente significativos ($p < 0,001$), o que pode ser observado pelo intervalo de confiança do coeficiente de regressão ($IC_{95\%} b$) de cada modelo. Neste procedimento, os coeficientes de determinação (r^2) são inferiores aos dos procedimentos anteriores, porém os valores de erro padrão das estimativas ($s_{y/x}$) também são inferiores.

Tabela 14: Descrição dos modelos elaborados a partir da análise de regressão simples no procedimento 3, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas (kg).

Variável preditora	<i>a</i> (dp)	<i>b</i> (dp)	$IC_{95\%} b$	r^2	F	$s_{y/x}$
ln d (cm)	-3,124 (0,466)	2,489 (0,387)	[1,677; 3,302]	0,697	41,418	0,541
ln h (m)	-4,295 (0,752)	2,963 (0,539)	[1,831; 4,095]	0,627	30,256	0,600
ln d ² h (cm ² m)	-4,152 (0,446)	1,061 (0,118)	[0,813; 1,308]	0,818	81,139	0,418

$p < 0,001$

a = constante da equação ou coeficiente linear da reta; b = coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; r^2 = coeficiente de determinação;

estatística F; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; modelo: $Y = a + b X$.

A Tabela 15 descreve as etapas da modelagem na análise de regressão múltipla no terceiro procedimento. A ordem de entrada das variáveis foi idêntica aos procedimentos anteriores. Assim sendo, iniciando pelo diâmetro, as variáveis foram acrescentadas uma a uma no modelo. A altura foi acrescentada ao modelo e permaneceu por manter seu efeito independente. A seguir foi incluída a variável densidade, que não se manteve no modelo por não ser estatisticamente significativa. Foi testado o modelo de regressão múltipla utilizando a variável d²h e a densidade. Ao acrescentar a

densidade ao modelo, este perdeu a significância estatística, o que pode ser evidenciado pelo intervalo de confiança do coeficiente de regressão b . A dispersão dos resíduos padronizados do único modelo múltiplo significativo deste procedimento indica que não há viéses, apresentando distribuição normal (Anexo 3).

Tabela 15: Descrição das etapas de modelagem múltipla do procedimento 3, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas (kg).

Variável preditora	Coefficientes de regressão (dp)	IC 95% b	r^2 ajustado	F	$s_{y/x}$
ln d (cm)	$b = 2,489$ (0,387) $a = -3,124$ (0,466)	[1,677; 3,302]	0,697	41,418	0,541
ln d (cm)	$b_1 = 1,691$ (0,351)	[0,950; 2,432]	0,824	45,379	0,401
ln h (m)	$b_2 = 1,743$ (0,441) $a = -4,588$ (0,507)	[0,813; 2,672]			
ln d (cm)	$b_1 = 1,788$ (0,361)	[1,024; 2,553]	0,826	30,962	0,399
ln h (m)	$b_2 = 1,635$ (0,449)	[0,682; 2,588]			
ln dens (g/cm ³)	$b_3 = 1,552$ (1,429) $a = -4,381$ (0,539)	[-1,479; 4,582]			
ln d ² h (cm ² m)	$b = 1,061$ (0,118) $a = -4,152$ (0,446)	[0,813; 1,308]	0,818	81,139	0,418
ln d ² h (cm ² m)	$b_1 = 1,075$ (0,115)	[0,883; 1,318]	0,819	43,920	0,407
ln dens (g/cm ³)	$b_2 = 2,012$ (1,410) $a = -3,983$ (0,449)	[-0,964 ; 4,988]			

$p < 0,001$

a= constante da equação ou coeficiente linear da reta; b= coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; r^2 = coeficiente de determinação;

estatística F; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; modelo: $Y = a + b_1X_1 + \dots + b_iX_i$

2.5 – Procedimento 4: modelagem com árvores de grande diâmetro ($d \geq 20\text{cm}$) selecionadas da amostra 1 (N=6)

Foram selecionadas as árvores da amostra 1, cujos diâmetros são iguais ou superiores a 20cm, compondo uma amostra de 6 indivíduos. Os dados foram utilizados em novo processo de modelagem, denominado “procedimento 4”.

Foram elaborados diagramas de dispersão (Figuras 12 a 15) entre as variáveis dependentes (PS e $\ln\text{PS}$) e as independentes (d , h , d^2h , $\ln d$, $\ln h$, $\ln d^2h$). Os diagramas de dispersão entre a variável dependente transformada ($\ln\text{PS}$) e as independentes, também transformadas, indicam a tendência a uma relação linear entre elas (Figura 15). O mesmo se verificou nos diagramas de dispersão entre a variável dependente transformada e as independentes brutas (d e h). Assim sendo, neste procedimento foram ajustadas retas de regressão entre todas variáveis transformadas, bem como para a variável $\ln\text{PS}$ contra as variáveis diâmetro (d) e altura (h).

A Tabela 16 apresenta os parâmetros de distribuição das variáveis, com os dados das 6 árvores mantidas na amostra. O diâmetro médio foi de 28,4cm, variando entre 21,3 e 47,7cm. A altura média foi de 18,9m, variando entre os valores 12,5 a 27,9m. As médias e medianas são muito próximas para os dados brutos de altura, diâmetro e densidade e para todas variáveis após a transformação logarítmica.

A Tabela 17 apresenta os coeficientes de correlação linear de Pearson (r) entre o $\ln$ do peso seco ($\ln\text{PS}$) e as variáveis independentes, ordenados de forma decrescente. Todos são estatisticamente significativos ($p < 0,05$), exceto a correlação entre a densidade ($r=0,760$; $p=0,08$) e $\ln$ dens ($r=0,737$; $p=0,095$).

A Tabela 18 apresenta a matriz de correlação linear de Pearson entre todas as variáveis. Entre todas variáveis existe alta correlação, estatisticamente significativas ($p < 0,05$), havendo colinearidade entre a maioria das variáveis investigadas.

Figura 12: Diagramas de dispersão entre os dados originais da variável dependente e as variáveis independentes utilizadas no procedimento 4, cuja amostra é composta por 6 árvores com diâmetro igual ou superior a 20cm.

Figura 13: Diagramas de dispersão entre a variável dependente e as variáveis independentes transformadas em logarítmo neperiano, utilizadas no procedimento 4, cuja amostra é composta por 6 árvores com diâmetro igual ou superior a 20cm.

Figura 14: Diagramas de dispersão entre a variável dependente transformada em logarítmo neperiano e as variáveis independentes utilizadas no procedimento 4, cuja amostra é composta por 6 árvores com diâmetro igual ou superior a 20cm.

Figura 15: Diagramas de dispersão entre a variável dependente e as variáveis independentes utilizadas no procedimento 4, com ambas variáveis transformadas em logarítmo neperiano. A amostra é composta por 6 árvores com diâmetro igual ou superior a 20cm.

Tabela 16: Parâmetros de distribuição das variáveis de estudo, da amostra composta por 6 árvores (n=6) de diâmetro $\geq 20\text{cm}$, extraídos da amostra 1, utilizada no procedimento 4 para o desenvolvimento de novos modelos preditores.

Variáveis	Média (dp)	Mínimo	Máximo	Mediana
PS (kg)	591,9 (910,4)	129,8	2426,9	170,5
d (cm)	28,4 (9,8)	21,3	47,7	25,3
h (m)	18,9 (5,1)	12,5	27,9	18,5
dens (g/cm ³)	0,8 (0,1)	0,7	1,0	0,8
d ² h (cm ² m)	19389,0 (21882,4)	5685,4	63604,4	11929,5
lnPS (kg)	5,7 (1,1)	4,9	7,8	5,1
ln d (cm)	3,3 (0,3)	3,1	3,9	3,2
ln h (m)	2,9 (0,3)	2,5	3,3	2,9
ln d ² h (cm ² m)	9,5 (0,8)	8,6	11,1	9,4
ln dens (g/cm ³)	-0,2 (0,2)	-0,4	-0,1	-0,2

dp = desvio padrão

Tabela 17: Coeficientes de correlação de Pearson (r) entre o ln do peso seco das árvores (lnPS) e as variáveis de estudo testadas no procedimento 4.

Variáveis	ln(d)	d	ln(d ² h)	d ² h	h	ln(h)
r	0,957	0,953	0,938	0,936	0,888	0,839
p	0,003	0,003	0,006	0,006	0,018	0,037

Tabela 18: Matriz de correlação linear de Pearson entre as variáveis de estudo utilizadas no procedimento 4.

	lnPS	ln d	d	ln d ² h	d ² h	h	ln h
lnPS	1,00	0,96	0,95	0,94	0,94	0,89	0,84
ln d		1,00	1,00	0,99	0,98	0,95	0,91
d			1,00	0,98	0,99	0,94	0,88
ln d ² h				1,00	0,96	0,98	0,96
d ² h					1,00	0,93	0,86
h						1,00	0,99

$p < 0,001$

Na Tabela 19 são apresentados os modelos resultantes da análise de regressão linear simples. Verifica-se que todos são estatisticamente significativos ($p < 0,001$), o que pode ser observado pelo intervalo de confiança do coeficiente de regressão ($IC_{95\%} b$) de cada modelo.

Tabela 19: Descrição dos modelos elaborados a partir da análise de regressão simples do procedimento 4, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas (kg).

Variável preditora	<i>a</i> (dp)	<i>b</i> (dp)	$IC_{95\%} b$	r^2	F	$s_{y/x}$
d (cm)	2,518 (0,527)	0,112 (0,018)	[0,063; 0,161]	0,909	39,802	0,387
h (m)	1,923 (1,007)	0,200 (0,052)	[0,056; 0,344]	0,788	14,834	0,590
ln d (cm)	-6,801 (1,904)	3,777 (0,574)	[2,183; 5,371]	0,915	43,286	0,372
ln h (m)	-5,014 (3,489)	3,681 (1,196)	[0,360; 7,002]	0,703	9,473	0,697
ln d ² h (cm ² m)	-6,717 (2,293)	1,303 (0,240)	[0,637; 1,970]	0,880	29,465	0,442

$p < 0,001$

a= constante da equação ou coeficiente linear da reta; b= coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; r^2 = coeficiente de determinação;

estatística F; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; modelo: $Y = a + b X$.

A Tabela 20 descreve as etapas da modelagem na análise de regressão múltipla no quarto procedimento. A ordem de entrada das variáveis foi idêntica aos procedimentos anteriores. Iniciando pelo diâmetro, a variável altura foi acrescentada ao modelo, porém este perdeu a significância estatística. Foram testados dois modelos de regressão múltipla utilizando a variável d²h e a densidade. Ao acrescentar a densidade ao modelo, esta também perdeu a significância estatística, o que pode ser evidenciado pelo intervalo de confiança do coeficiente de regressão *b*. Assim sendo, neste

procedimento foram significativas apenas equações de regressão linear simples, as quais foram validadas no próximo passo. Deve-se ressaltar que o pequeno tamanho da amostra ($n=6$) não favorece a inclusão de mais variáveis no modelo, permanecendo válidas as equações com apenas uma variável explicativa. No Anexo 4 estão representados os resíduos, indicando a ausência de vieses nos modelos significativos.

Tabela 20: Descrição das etapas de modelagem múltipla do procedimento 4, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do peso seco (lnPS) em quilogramas (kg).

Variável preditora	Coefficientes de regressão (dp)	IC 95% <i>b</i>	r^2 ajustado	F	$s_{y/x}$
ln d (cm)	$b = 3,777$ (0,574) $a = -6,801$ (1,904)	[2,183; 5,371]	0,915	43,286	0,372
ln d (cm)	$b_1 = 4,449$ (1,541)	[-0,455; 9,354]	0,869	17,589	0,414
ln h (m)	$b_2 = -0,821$ (1,714) $a = -6,635$ (2,148)	[-6,274; 4,633]			
ln d ² h (cm ² m)	$b = 1,303$ (0,240) $a = -6,717$ (2,293)	[0,637; 1,970]	0,880	29,465	0,442
ln d ² h (cm ² m)	$b_1 = 1,098$ (0,310)	[0,111; 2,085]	0,853	15,502	0,439
ln dens (g/cm ³)	$b_2 = 1,580$ (1,532) $a = -4,403$ (3,194)	[-3,295 ; 6,455]			

$p < 0,001$

a= constante da equação ou coeficiente linear da reta; b= coeficiente de regressão;

dp = desvio padrão; IC = intervalo de confiança; r^2 = coeficiente de determinação;

estatística F; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa, modelo: $Y = a + b_1X_1 + \dots + b_iX_i$

3- Validação das equações

Nesta etapa foram utilizados os dados da amostra 2. Esta foi composta por 41 árvores, cuja altura variou de 1,9m a 20,6m, apresentando uma média de 6,6m. O diâmetro médio foi 7,4cm, variando de 1,6cm a 24,5cm.

3.1 – Validação das equações resultantes do procedimento 1

A Tabela 21 apresenta seis equações (denominadas EQ1.1, EQ2.1, EQ3.1, EQ4.1, EQ5.1 e EQ6.1) selecionadas para o processo de validação. Estas são resultantes do procedimento 1, o primeiro processo de modelagem no qual foram utilizados os dados das 41 árvores da amostra 1.

Tabela 21: Equações resultantes do procedimento 1, processo de modelagem com dados das 41 árvores da amostra 1.

Modelo	Equação	$s_{y/x}$
EQ1.1	$\ln PS = -3,2169 + 2,5620 \ln(d)$	0,632
EQ2.1	$\ln PS = -5,0406 + 3,5914 \ln(h)$	0,675
EQ3.1	$\ln PS = -4,1770 + 1,4437 \ln(d) + 1,6627 \ln(h)$	0,540
EQ4.1	$\ln PS = -3,9809 + 1,5818 \ln(d) + 1,6184 \ln(h) + 2,4889 \ln(dens)$	0,498
EQ5.1	$\ln PS = -3,7961 + 0,9636 \ln(d^2h)$	0,552
EQ6.1	$\ln PS = -3,6393 + 1,0053 \ln(d^2h) + 2,5983 \ln(dens)$	0,507

$s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; PS = peso seco (kg); d = diâmetro (cm), h = altura (m), dens = densidade (g/cm^3); $d^2h = (cm^2 m)$

A Tabela 22 apresenta os parâmetros de distribuição das estimativas de peso seco, em quilogramas (kg), das árvores da amostra 2, resultantes da aplicação das equações do procedimento 1 e a comparação das médias com o valor médio real, obtido em campo. Não há diferença estatisticamente significativa entre a média dos dados de campo e as dos modelos desenvolvidos no primeiro procedimento. Apesar dos altos coeficientes de correlação intraclasse apresentados pelas equações EQ3.1 e EQ5.1, todos modelos subestimam o peso seco das árvores, o que pode ser observado pela análise dos valores máximos estimados. As Figuras 16 e 17 apresentam graficamente estas análises.

Assim sendo, os modelos resultantes deste primeiro processo, no qual foi utilizada a amostra 1 completa, não foram considerados adequados para estimar a fitomassa da mata atlântica.

Tabela 22: Parâmetros de distribuição do peso seco (kg) obtido (campo) e estimado para as árvores da amostra 2, a partir da aplicação dos modelos selecionados para validação no procedimento 1.

modelo	Média (dp)	<i>p</i>	Mediana	Mínimo - Máximo	Percentis 25 - 75	<i>r_{icc}</i> (<i>p</i><0,001)
campo	27,27 (77,97)	-	2,09	0,08 - 421,73	0,70 - 6,40	
EQ1.1	18,94 (38,67)	0,29	2,20	0,13 - 145,35	0,59 - 9,00	0,854
EQ2.1	24,86 (63,50)	0,69	2,76	0,06 - 338,43	0,58 - 12,38	0,868
EQ3.1	21,11 (48,76)	0,39	1,86	0,13 - 200,90	0,52 - 10,94	0,920
EQ4.1	22,73 (54,17)	0,53	1,56	0,11 - 287,96	0,49 - 10,83	0,815
EQ5.1	20,80 (44,02)	0,33	2,11	0,17 - 170,44	0,54 - 10,14	0,908
EQ6.1	21,30 (47,91)	0,43	1,51	0,14 - 236,42	0,51 - 10,13	0,817

dp = desvio padrão; *p* = nível descritivo do teste t-Student pareado; *r_{icc}* = índice de correlação intraclasse de Pearson.

Figura 16: Médias de peso seco (kg) e respectivos intervalos de 95% de confiança (IC), segundo as estimativas das equações desenvolvidas no procedimento 1, aplicadas na amostra 2.

Figura 17: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações resultantes do procedimento 1 (processo de modelagem com a amostra 1 completa).

3.2 – Validação das equações resultantes do procedimento 2

A Tabela 23 apresenta as seis equações denominadas EQ1.2, EQ2.2, EQ3.2, EQ4.2, EQ5.2 e EQ6.2, selecionadas para o processo de validação. Estas equações são resultantes do segundo processo de modelagem, o procedimento 2, no qual foram utilizados os dados da amostra 1 após a exclusão do valor discrepante (“outlier”).

Tabela 23: Equações resultantes do procedimento 2 (modelagem sem o valor discrepante), selecionadas para validação.

modelo	equação	$s_{y/x}$
EQ1.2	$\ln PS = -3,09450 + 2,47120 \ln(d)$	0,613
EQ2.2	$\ln PS = -4,87994 + 3,48298 \ln(h)$	0,677
EQ3.2	$\ln PS = -4,02430 + 1,43805 \ln(d) + 1,56495 \ln(h)$	0,533
EQ4.2	$\ln PS = -3,92482 + 1,56017 \ln(d) + 1,57155 \ln(h) + 2,15378 \ln(dens)$	0,506
EQ5.2	$\ln PS = -3,67274 + 0,93423 \ln(d^2h)$	0,540
EQ6.2	$\ln PS = -3,59351 + 0,98290 \ln(d^2h) + 2,22036 \ln(dens)$	0,512

$s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; PS = peso seco (kg); d = diâmetro (cm), h = altura (m), dens = densidade (g/cm^3); d^2h = ($cm^2 m$)

A Tabela 24 apresenta os parâmetros de distribuição das estimativas de peso seco, em quilogramas (kg) das árvores da amostra 2, das equações selecionadas no procedimento 2. Verifica-se que, após a retirada do “outlier”, os resultados obtidos neste procedimento são semelhantes ao anterior. Segundo o teste t-Student pareado, não há diferença estatisticamente significativa entre a média dos dados de campo e a média dos valores de peso seco estimados através da aplicação dos modelos desenvolvidos. No entanto, todas as equações subestimam o peso seco estimado para as árvores. A Figura 18 apresenta graficamente esta análise. Observa-se, também, que os maiores coeficientes de correlação intraclasse foram encontrados através dos modelos EQ3.2 e EQ5.2. A Figura 19 apresenta os diagramas de dispersão desta análise. Todas essas considerações indicam que os modelos resultantes deste segundo processo de modelagem não produzem a melhor estimativa de fitomassa da mata atlântica.

Tabela 24: Parâmetros de distribuição do peso seco (kg) obtido (campo) e estimado para as árvores da amostra 2, a partir dos modelos selecionados no procedimento 2 (modelagem sem o valor discrepante).

modelo	Média (dp)	p	Mediana	Mínimo - Máximo	Percentis 25 - 75	r_{icc} ($p < 0,001$)
campo	27,27 (77,97)		2,09	0,08 - 421,73	0,70 - 6,40	
EQ1.2	16,46 (32,83)	0,198	2,16	0,14 - 122,86	0,61 - 8,40	0,852
EQ2.2	21,74 (54,11)	0,391	2,70	0,07 - 286,31	0,60 - 11,57	0,871
EQ3.2	19,53 (42,11)	0,253	1,82	0,14 - 171,12	0,53 - 10,24	0,918
EQ4.2	21,03 (48,73)	0,392	1,66	0,12 - 251,57	0,49 - 10,47	0,832
EQ5.2	18,35 (38,09)	0,226	2,07	0,18 - 146,82	0,56 - 9,52	0,905
EQ6.2	19,65 (43,13)	0,319	1,66	0,15 - 205,40	0,51 - 9,78	0,833

dp = desvio padrão; p = nível descritivo do teste t-Student pareado; r_{icc} = índice de correlação intraclass de Pearson.

Figura 18: Médias de peso seco (kg) e respectivos intervalos de 95% de confiança (IC), segundo as estimativas das equações desenvolvidas no procedimento 2 (modelagem sem o valor discrepante), aplicadas na amostra 2.

Figura 19: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações resultantes do procedimento 2 (modelagem sem o valor discrepante).

3.3 – Validação das equações resultantes do procedimento 3

A Tabela 25 apresenta as quatro equações, denominadas EQ1.3, EQ2.3, EQ3.3 e EQ4.3 resultantes do procedimento 3, processo de modelagem realizado com os dados de 20 árvores da amostra 1, com diâmetro inferior a 6cm.

Tabela 25: Equações selecionadas para validação, resultantes do procedimento 3 (modelagem com árvores da amostra 1 com diâmetro <6cm).

modelo	equação	$s_{y/x}$
EQ1.3	$\ln PS = -3,12362 + 2,48945 \ln(d)$	0,541
EQ2.3	$\ln PS = -4,29519 + 2,96303 \ln(h)$	0,600
EQ3.3	$\ln PS = -4,58760 + 1,69091 \ln(d) + 1,74275 \ln(h)$	0,401
EQ4.3	$\ln PS = -4,15190 + 1,06068 \ln(d^2h)$	0,418

$s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; PS = peso seco (kg); d = diâmetro (cm), h = altura (m), dens = densidade (g/cm³); d^2h = (cm² m)

A Tabela 26 apresenta os parâmetros de distribuição das estimativas de peso seco, em quilogramas (kg), das árvores da amostra 2, resultantes das equações selecionadas no procedimento 3 (processo de modelagem realizado com árvores de pequeno diâmetro). Segundo o teste t-Student pareado, há diferença estatisticamente significativa entre a média dos dados de campo e a média dos valores de peso seco estimados através do modelo denominado EQ3.3. Entre as médias estimadas pelos demais modelos desenvolvidos neste terceiro procedimento, não há diferenças estatisticamente significativas. A análise da Figura 20, que apresenta graficamente esta análise, evidencia que os modelos EQ1.3 e EQ2.3 subestimam a estimativa, ao contrário dos demais. Os maiores coeficientes de correlação intraclasse foram encontrados através dos modelos EQ3.3 e EQ4.3, o que pode ser visualizado nos diagramas de dispersão da Figura 21.

Assim sendo, o modelo considerado adequado para estimar a fitomassa da mata atlântica, neste terceiro processo de modelagem foi:

EQ4.3:

$$\ln PS_{(kg)} = -4,15190 + 1,06068 \ln(d^2h)$$

Tabela 26: Parâmetros de distribuição do peso seco (kg) obtido (campo) e estimado a partir dos modelos selecionados no procedimento 3 (modelagem com árvores da amostra 1 com diâmetro <6cm).

Modelo	Média (dp)	<i>p</i>	Mediana	Mínimo - Máximo	Percentis 25 - 75	<i>r_{icc}</i> (<i>p</i> <0,001)
Campo	27,27 (77,97)	-	2,09	0,08 - 421,73	0,70 - 6,40	
EQ1.3	16,85 (33,77)	0,209	2,16	0,14 - 126,51	0,60 - 8,48	0,852
EQ2.3	9,72 (20,91)	0,070	2,02	0,09 - 106,57	0,56 - 6,95	0,879
EQ3.3	37,75 (88,39)	0,050*	1,99	0,11 - 363,68	0,48 - 14,50	0,928
EQ4.3	33,42 (74,78)	0,216	2,33	0,15 - 293,66	0,53 - 13,14	0,917

dp = desvio padrão; *p* = nível descritivo do teste t-Student pareado; *r_{icc}* = índice de correlação intraclasse de Pearson; * = diferença estatisticamente significativa entre as médias comparadas.

Figura 20: Médias de peso seco (kg) e respectivos intervalos de 95% de confiança (IC), segundo as estimativas das equações desenvolvidas no procedimento 3, aplicadas na amostra 2.

Figura 21: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações resultantes do procedimento 3 (modelagem com árvores da amostra 1 com diâmetro <6cm).

3.4 –Validação das equações resultantes do procedimento 4

A Tabela 27 apresenta os cinco equações denominadas EQ1.4, EQ2.4, EQ3.4, EQ4.4 e EQ5.4. Estas foram resultantes do procedimento 4, processo de modelagem realizado com os dados das 6 árvores, da amostra 1, com diâmetro igual ou superior a 20cm.

A Tabela 28 apresenta os parâmetros de distribuição das estimativas de peso seco, em quilogramas (kg), das árvores da amostra 2, resultantes das equações selecionadas pelo procedimento 4. Segundo o teste t-Student pareado, apenas o modelo EQ2.4 apresenta diferença estatisticamente significativa entre a média dos dados de campo e os resultantes da sua aplicação. A observação da Figura 22 indica que a equação EQ1.4 superestima a média do peso seco das árvores, sendo que as demais (EQ3.4, 4.4 e 5.4) estimam médias mais próximas aos valores esperados. A equação EQ5.4 apresenta, também o maior índice de correlação intraclass, o que pode ser observado na Figura 23.

Tabela 27: Equações selecionadas do procedimento 4 (modelagem com os dados das árvores da amostra 1 com diâmetro $\geq 20\text{cm}$) para serem validadas.

Modelo	Equação	$s_{y/x}$
EQ1.4	$\ln\text{PS} = 2,518106 + 0,111730 (d)$	0,387
EQ2.4	$\ln\text{PS} = 1,923340 + 0,199785 (h)$	0,590
EQ3.4	$\ln\text{PS} = -6,80067 + 3,77738 \ln(d)$	0,372
EQ4.4	$\ln\text{PS} = -5,01436 + 3,68107 \ln(h)$	0,697
EQ5.4	$\ln\text{PS} = -6,71710 + 1,30308 \ln(d^2h)$	0,442

$s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; PS = peso seco (kg); d = diâmetro (cm), h = altura (m), dens = densidade (g/cm^3); $d^2h = (\text{cm}^2 \text{m})$

Assim, as equações escolhidas para estimar o peso seco das árvores da mata atlântica foram:

EQ3.4:

$$\ln\text{PS}_{(\text{kg})} = -6,80067 + 3,77738 \ln(d)$$

EQ5.4:

$$\ln\text{PS}_{(\text{kg})} = -6,71710 + 1,30308 \ln(d^2h)$$

Figura 22: Médias de peso seco (kg) e respectivos intervalos de 95% de confiança (IC), segundo as estimativas das equações desenvolvidas no procedimento 4, aplicadas na amostra 2.

Tabela 28: Parâmetros de distribuição do peso seco (kg) obtido (campo) e estimado para as árvores da amostra 2, a partir dos modelos selecionados no procedimento 4 (modelagem com os dados das árvores da amostra 1 com diâmetro ≥ 20 cm).

modelo	Média (dp)	p	Mediana	Mínimo - Máximo	Percentis 25 - 75	r_{icc} ($p < 0,001$)
campo	27,27 (77,97)	-	2,09	0,08 - 421,73	0,70 - 6,40	-
EQ1.4	40,12 (45,50)	0,08	21,15	14,82 - 191,83	17,08 - 31,27	0,855
EQ2.4	44,49 (74,58)	0,01*	20,13	10,00 - 419,44	13,77 - 35,22	0,853
EQ3.4	19,90 (49,35)	0,28	0,41	0,01 - 197,05	0,06 - 3,26	0,871
EQ4.4	32,60 (85,03)	0,43	3,30	0,07 - 455,75	0,67 - 15,35	0,866
EQ5.4	21,24 (52,55)	0,27	0,56	0,02 - 213,72	0,09 - 4,70	0,934

dp = desvio padrão; p = nível descritivo do teste t-Student pareado; r_{icc} = índice de correlação intraclasse de Pearson; * = diferença estatisticamente significativa entre as médias comparadas.

Figura 23: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações resultantes do procedimento 4 (modelagem com os dados das árvores da amostra 1 com diâmetro $\geq 20\text{cm}$).

3.5 - Validação das equações selecionadas da literatura

Foram selecionadas vinte equações da literatura para validação neste estudo (Quadro 4). Todas equações foram desenvolvidas para florestas tropicais, em diferentes regiões, conforme apresentado no Quadro 4.

Quadro 4: Equações selecionadas da literatura para serem validadas neste estudo.

Modelo	autor	equação	$s_{y/x}$
EQ1.L	Saldarriaga <i>et al.</i> , 1988	$\ln(\text{PS}) = -1,981 + 1,047 \ln(d^2) + 0,572 \ln(h) + 0,931 \ln(\text{dens})$	-
EQ2.L		$\ln(\text{PS}) = -1,086 + 0,876 \ln(d^2) + 0,604 \ln(h) + 0,871 \ln(\text{dens})$	-
EQ3.L		$\text{PS} = -0,292 + (0,369 d^2) + (0,087 h)$	-
EQ4.L	Brown <i>et al.</i> , 1989	$\ln(\text{PS}) = -3,1141 + 0,9719 \ln(d^2 h)$	0,341
EQ5.L		$\ln(\text{PS}) = -2,4090 + 0,9522 \ln(d^2 h \text{ dens.})$	0,247
EQ6.L		$\ln(\text{PS}) = -3,3012 + 0,9439 \ln(d^2 h)$	0,459
EQ7.L		$\text{PS} = 13,2579 - 4,8945 d + (0,6713 d^2)$	0,150
EQ8.L	Martinez-Yrizar <i>et al.</i> , 1992	$\log(\text{PS}) = -0,5352 + 0,9996 \log(\text{AB})$	0,20
EQ9.L	Scatena <i>et al.</i> , 1993	$\ln(\text{PS}) = -2,399 + 2,475 \ln(d)$	0,702
EQ10.L		$\ln(\text{PS}) = -3,282 + 0,950 \ln(d^2 h)$	0,595
EQ11.L	Overman <i>et al.</i> , 1994	$\ln(\text{PS}) = -1,966 + 1,242 \ln(d^2)$	-
EQ12.L		$\ln(\text{PS}) = -3,843 + 1,035 \ln(d^2 h)$	-
EQ13.L	Delitti e Meguro (comunicação pessoal)	$\text{PS} = -1,378 + 1,0367 d^2$	-
EQ14.L		$\text{PS} = -2,895 + 1,04006 dh$	-
EQ15.L		$\text{PS} = -2,366 + 0,848 d^2 h$	-
EQ16.L	Burger, 1997	$\text{PS} = (0,523 + 0,165 d)^3$	0,356
EQ17.L		$\text{PS} = -5,714 + 0,023 d^2 h$	19,29
EQ18.L		$\ln \text{PS} = -2,356 + 0,749 \ln(d^2 h)$	0,508
EQ19.L	Chave <i>et al.</i> , 2001	$* \ln \text{PF} = -2,19 + 2,54 \ln(d)$	-
EQ20.L		$* \ln \text{PF} = -2,0 + 2,42 \ln(d)$	-

$s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; PS = peso seco (kg); PF = peso fresco; d = diâmetro (cm), h = altura (m), dens = densidade (g/cm^3); $d^2 h = (\text{cm}^2 \text{ m})$; AB = área basal* PS = 0,49 PF.

A Tabela 29 apresenta os parâmetros de distribuição das estimativas de peso seco, em quilogramas (kg), das árvores da amostra 2 das equações selecionadas da literatura. Segundo o teste t-Student pareado, não há diferenças estatisticamente significativas entre a média dos dados de campo e as médias dos valores de peso seco estimados através da aplicação dos seguintes modelos: EQ3.L, EQ6.L, EQ8.L, EQ9.L, EQ10.L, EQ12.L, EQ17.L, EQ18.L, EQ19.L e EQ20.L. A Figura 24 apresenta graficamente esta análise.

A Tabela 29 apresenta, também, o coeficiente de correlação intraclasse (r_{icc}). Dentre os modelos cujas médias não apresentam diferenças significativas estatisticamente em relação aos dados de campo, observa-se que os maiores coeficientes de correlação foram encontrados através dos modelos EQ6.L, EQ10.L, EQ12.L e EQ17.L. A variável preditora das quatro equações é (d^2h), sendo transformado nas três primeiras ($\ln d^2h$). As Figuras 25 a 28 apresentam os diagramas de dispersão desta análise.

As equações consideradas válidas para a estimativa da fitomassa das florestas atlânticas foram:

EQ6.L (BROWN *et al.*, 1989)

$$\ln PS_{(kg)} = -3,3012 + 0,9439 \ln(d^2h)$$

EQ9.L (SCATENA *et al.*, 1993)

$$\ln PS_{(kg)} = -2,399 + 2,475 \ln(d)$$

EQ10.L (SCATENA *et al.*, 1993)

$$\ln PS_{(kg)} = -3,282 + 0,950 \ln(d^2h)$$

EQ12.L (OVERMAN *et al.*, 1994)

$$\ln PS_{(kg)} = -3,843 + 1,035 \ln(d^2h)$$

EQ17.L (BURGER, 1997)

$$PS_{(kg)} = -5,714 + 0,023 d^2h$$

Figura 24: Médias de peso seco (kg) e respectivos intervalos de 95% de confiança (IC), segundo as estimativas das equações seleccionadas da literatura, aplicadas na amostra 2.

Tabela 29: Parâmetros de distribuição do peso seco (kg) obtido (campo) e estimado para as árvores da amostra 2 através de modelos selecionados na literatura.

autor	modelo	Média (dp)	p	Mediana	Mínimo - Máximo	Percentis 25 - 75	r_{icc} ($p < 0,001$)
	campo	27,27 (77,97)	-	2,09	0,08 - 421,73	0,70 - 6,40	-
Saldarriaga <i>et al.</i> , 1988	EQ1.L	61,40 (124,52)	0,00*	7,94	0,69 - 471,37	2,11 - 33,23	0,867
	EQ2.L	62,08 (115,38)	0,00*	12,26	1,53 - 444,28	3,87 - 42,66	0,859
	EQ3.L	35,59 (60,75)	0,22	8,65	0,99 - 222,92	3,04 - 25,70	0,837
Brown <i>et al.</i> , 1989	EQ4.L	44,14 (93,90)	0,01*	4,33	0,34 - 363,97	1,11 - 21,13	0,909
	EQ5.L	62,42 (131,35)	0,00*	7,18	0,57 - 540,45	1,92 - 32,33	0,881
	EQ6.L	28,87 (60,32)	0,77	3,15	0,27 - 232,84	0,84 - 14,67	0,906
	EQ7.L	41,33 (79,35)	0,04*	7,17	4,36 - 296,57	4,93 - 18,73	0,851
Martinez-Yrizar <i>et al.</i> , 1992	EQ8.L	21,87 (37,40)	0,50	5,22	0,58 - 137,25	1,87 - 15,66	0,837
Scatena <i>et al.</i> , 1993	EQ9.L	33,35 (66,60)	0,35	4,35	0,29 - 249,31	1,23 - 16,97	0,852
	EQ10.L	30,99 (65,01)	0,48	3,30	0,28 - 251,17	0,87 - 15,55	0,907
Overman <i>et al.</i> , 1994	EQ11.L	52,78 (105,64)	0,01*	6,80	0,44 - 395,64	1,91 - 26,67	0,852
	EQ12.L	36,50 (80,57)	0,08	2,81	0,19 - 315,21	0,66 - 15,21	0,915
Delitti e Meguro (comunicação pessoal)	EQ13.L	97,84 (169,70)	0,00*	22,26	1,25 - 621,4	7,13 - 69,63	0,837
	EQ14.L	101,61 (163,98)	0,00*	27,19	2,61 - 626,2	10,30 - 93,31	0,877
	EQ15.L	1068,16 (2316,64)	0,01*	91,99	4,53 - 9014,4	20,83 - 479,72	0,911
Burger, 1997	EQ16.L	1,75 (24,99)	0,04*	1,32	0,79 - 4,6	1,0 - 1,90	0,770
	EQ17.L	23,32 (62,83)	0,45	-3,16	-5,53 - 238,8	-5,08 - 7,36	0,911
	EQ18.L	14,75 (26,16)	0,16	3,23	0,46 - 98,3	1,13 - 10,97	0,882
Chave, 2001	EQ19.L	24,17 (49,08)	0,66	2,89	0,18 - 184,3	0,79 - 11,69	0,853
	EQ20.L	20,67 (40,66)	0,39	2,90	0,20 - 151,8	0,84 - 10,97	0,850

dp = desvio padrão; p = nível descritivo do teste t-Student pareado; r_{icc} = índice de correlação intraclasse de Pearson; * = diferença estatisticamente significativa entre as médias comparadas.

Figura 25: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações selecionadas da literatura (EQ1.L a EQ5.L).

Figura 26: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações selecionadas da literatura (EQ6.L a EQ10.L).

Figura 27: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações seleccionadas da literatura (EQ11.L a EQ15.L).

Figura 28: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da amostra 2 obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações selecionadas da literatura (EQ16.L a EQ20.L).

4 – Seleção dos modelos preditores

Uma vez concluído o processo de modelagem, várias equações apresentaram-se estatisticamente significativas. Utilizando os critérios pré-estabelecidos para seleção dos modelos preditores foram escolhidas as equações **EQ4.3** e **EQ5.4** como preditoras da fitomassa de Mata Atlântica, pois apresentaram os maiores valores de r_{icc} e menores erros ($s_{y/x}$). Das equações da literatura, foram eleitos os modelos **EQ6.L**, **EQ10.L**, **EQ12.L** e **EQ17.L**, os quais apresentaram maiores valores de correlação intra-classe (r_{icc}). Considerando que os levantamentos fitossociológicos realizados em Mata Atlântica contêm informações dos diâmetros médios das espécies e raramente publicam as alturas médias das espécies, mantiveram-se as equações **EQ3.4** e **EQ9.L** para serem testadas nos próximos passos deste trabalho. A Tabela 30 apresenta as equações selecionadas e seus parâmetros.

Tabela 30: Equações selecionadas como preditoras da fitomassa de mata atlântica e seus respectivos parâmetros.

	equação	r^2	$s_{y/x}$	r_{icc}
EQ3.4	$\ln PS = -6,80067 + 3,77738 \ln(d)$	0,915	0,372	0,871
EQ9.L	$\ln PS = -2,399 + 2,475 \ln(d)$	0,926	0,702	0,906
EQ4.3	$\ln PS = -4,15190 + 1,06068 \ln(d^2h)$	0,818	0,418	0,917
EQ5.4	$\ln PS = -6,71710 + 1,30308 \ln(d^2h)$	0,880	0,442	0,934
EQ6.L	$\ln PS = -3,3012 + 0,9439 \ln(d^2h)$	0,90	0,459	0,906
EQ10.L	$\ln PS = -3,282 + 0,950 \ln(d^2h)$	0,947	0,595	0,907
EQ12.L	$\ln PS = -3,843 + 1,035 \ln(d^2h)$	0,97	-	0,915
EQ17.L	$PS = -5,714 + 0,023 d^2h$	0,959	19,291	0,911

r^2 = coeficiente de determinação; $s_{y/x}$ = desvio padrão da estimativa; r_{icc} = índice de correlação intraclasse de Pearson; PS = peso seco (kg); d = diâmetro (cm), h = altura (m).

5- Estimativa de fitomassa de Mata Atlântica a partir da aplicação dos modelos

5.1 – Fitomassa de Mata Atlântica da área de estudo

A fitomassa da Mata Atlântica da área de estudo foi estimada em 245 t/ha, através do método destrutivo executado em duas parcelas de 100m² (MOREIRA-BURGER; DELITTI, 2003). A Tabela 31 apresenta o peso seco obtido em campo nas parcelas 1 e 2 e o peso seco estimado pelos modelos selecionados. Verifica-se que o peso seco estimado através dos modelos desenvolvidos neste trabalho, em geral, apresentam as menores diferenças, quando comparados com os valores estimados pelas equações da literatura.

Tabela 31: Peso seco (kg/100m²) estimado para as parcelas 1 (P1) e 2 (P2) da Serra do Mar, a partir da aplicação dos modelos selecionados neste estudo.

equação	P1	P2	média	% de diferença
campo	2043,6	2854,0	2448,8	-
EQ3.4	1781,7	2902,8	2342,2	-0,04
EQ9.L	2364,6	2182,2	2273,4	-0,07
EQ4.3	2619,2	2684,2	2651,7	0,08
EQ5.4	1860,7	2604,5	2232,6	-0,09
EQ6.L	2115,5	1934,3	2024,9	-0,17
EQ10.L	2279,5	2095	2187,2	-0,11
EQ12.L	2821,5	2812,6	2817,1	0,15
EQ17.L	2080,8	1791,7	1936,2	-0,21

5.2 - Fitomassa da Mata Atlântica de outras áreas de São Paulo

A Tabela 32 apresenta a fitomassa estimada pelos modelos selecionados neste trabalho, para a Mata Atlântica de diferentes locais do Estado de São Paulo. Os dados foram obtidos a partir de informações apresentadas nos estudos de levantamento fitossociológico dessas áreas: Pq Estadual Fontes do Ipiranga – PEFI (GOMES, 1998), Cubatão (GUEDES *et al.*, 2001), Parque Alfredo Volpi, (ARAGAKI, 1997) e Ilha do Cardoso (MELO, 2000).

A maioria das equações estimou a fitomassa do PEFI (em 1989) entre 40 a 50t/ha sendo que a EQ9.L superestimou e a EQ5.4 subestimou os valores. Apesar dessa

variação pode-se estimar um crescimento médio da fitomassa de 3,6t/ha/ano, com uma variação de 3 a 4,5t/ha/ano.

Para Cubatão foram encontrados valores que variaram de 50 a 75t/ha, porém as equações que consideraram apenas o diâmetro deram estimativas discrepantes.

A fitomassa estimada para o Pq Alfredo Volpi variou de 111 a 161 t/ha. A EQ3.4 superestima os resultados da aplicação nos dados do levantamento fitossociológico e a EQ9.L os subestima.

A estimativa da fitomassa da Ilha do Cardoso variou entre os valores 255 a 454 t/ha. A EQ3.4 produziu resultados discrepantes.

A aplicação das equações nos dados originais do levantamento deste trabalho, estimou valores de fitomassa entre 193 a 282t/ha, sendo o primeiro um valor 26% inferior ao esperado.

Observando os resultados da aplicação de cada equação nos diferentes locais, verifica-se que a EQ6.L tende a subestimar a fitomassa e que as EQ3.4 e EQ9.L produz resultados muito discrepantes na maioria dos casos estudados.

6- Fitomassa dos compartimentos do estrato arbóreo de mata atlântica

O teor médio de água, nas árvores vivas, perfaz 51% do peso fresco total, na época da amostragem. As folhas detêm a maior proporção de água (68% do peso fresco), enquanto para o material lenhoso foi observado que 50% do peso fresco corresponde a água.

Em média, apenas 7% do peso seco das 82 árvores estudadas correspondem a biomassa foliar, sendo que 93% correspondem ao lenho, incluindo caule e ramos. A proporção de folhas não se mantém igual entre árvores pequenas e grandes. A Tabela 33 indica que a porcentagem de biomassa foliar é inversamente proporcional à altura e diâmetro das árvores (Figura 29). Portanto, em geral, árvores menores apresentam maior proporção de biomassa foliar, em relação à biomassa total.

Tabela 32: Fitomassa (t/ha) estimada para a mata atlântica do Pq Estadual Fontes do Ipiranga (PEFI), de Cubatão, do Parque Alfredo Volpi, e da Ilha do Cardoso.

Variável preditora	ln(d)				ln(d ² h)			d ² h
Fonte / Modelo	EQ3.4	EQ9.L	EQ4.3	EQ5.4	EQ6.L	EQ10.L	EQ12.L	EQ17.L
PEFI								
1989	50,4	70,9	44,2	25,5	40,0	42,8	48,8	35,7
1994	67,6	85,3	65,8	44,7	56,1	60,2	71,6	52,7
Cubatão								
dados originais	431,5	255,6	74,6	48,7	64,4	69,1	125,8	50,9
tabela /parcelas	56,1	131,2						
Pq Alfredo Volpi								
dados originais	161,3	146,2	146,0	120,0	111,3	120,3	155,2	115,6
tabela /parcelas	202,9	87,1						
tabela/quadr antes	203,9	91,8						
Ilha do Cardoso								
dados originais	813,6	325,2	387,9	454,2	255,9	278,4	398,7	278,0
tabela /parcelas	717,9	314,3						
Área de estudo (244,5 t/ha)								
	234,2	227,3	265,2	223,3	202,5	218,7	281,7	193,4

Tabela 33: Correlação linear de Pearson entre as porcentagens de peso seco foliar e lenhoso (relativo ao peso seco total) e altura e diâmetro das 82 árvores.

	% PS foliar	%PS lenhoso
h	-0,235 (p=0,033)	0,235 (p=0,033)
d	-0,230 (0,038)	0,230 (p=0,038)

(a)

(b)

Figura 29: Relação entre a porcentagem de peso seco correspondente às folhas e a altura (a) e o diâmetro (b) das árvores amostradas neste estudo.

7 - Validação dos modelos para estimativa da fitomassa da Mata Ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira – SP

A Tabela 34 apresenta os resultados das estimativas da fitomassa da Mata Ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira, SP. Apenas o modelo EQ9.L apresentou diferença estatisticamente significativa entre a média estimada e a obtida em campo, e a equação EQ5.4 apresentou a menor média estimada. A Figura 30 possibilita essa análise de forma visual. A maior correlação intraclass foi encontrada com os dados resultantes da aplicação da equação EQ3.4 (Figura 31). Excluiu-se desta análise a equação EQ17.L, uma vez que foi desenvolvida e validada por Burger (1997) para a referida mata ciliar.

A Tabela 35 apresenta a fitomassa obtida em campo nas sete parcelas da Mata Ciliar do Rio Mogi-Guaçu, em Itapira-SP, e a fitomassa estimada pelos modelos selecionados neste trabalho. Verifica-se que as menores diferenças foram resultantes da aplicação dos modelos EQ3.4 e EQ4.3.

Tabela 34: Parâmetros de distribuição do peso seco (kg) obtido (campo) e estimado para as árvores da Mata ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira – SP.

modelo	Média (dp)	p	Mediana	Mínimo - Máximo	Percentis 25 - 75	r_{icc}
campo	26,4 (89,0)	-	2,3	0,4 - 726,6	0,80 - 14,4	-
EQ4.3	25,3 (59,2)	0,845	2,8	0,0 – 396,7	0,5– 19,1	0,841
EQ3.4	26,7 (100,7)	0,945	0,9	0,0– 826,8	0,1 – 8,0	0,930
EQ5.4	14,9 (42,6)	0,069	0,7	0,0– 309,3	0,1 – 7,5	0,879
EQ6.L	22,8 (47,6)	0,581	3,7	0,0 – 304,3	0,8 – 20,5	0,816
EQ9.L	38,6 (89,0)	0,021*	7,1	0,0 – 638,0	1,2 – 30,7	0,870
EQ10.L	24,5 (51,3)	0,755	3,9	0,0 – 328,8	0,8- 21,7	0,818
EQ12.L	27,9 (63,7)	0,796	3,4	0,0 – 422,8	0,6 – 21,9	0,836

dp = desvio padrão; p = nível descritivo do teste t-Student pareado; r_{icc} = índice de correlação intraclass de Pearson; * = diferença estatisticamente significativa entre as médias comparadas.

Tabela 35: Peso seco (kg/25m²) da Mata Ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira – SP, obtida em campo e estimada pelas equações para as sete parcelas de 25m².

parcela	campo	EQ4.3	EQ3.4	EQ5.4	EQ6.L	EQ9.L	EQ10.L	EQ12.L
P1	45,3	47,8	34,5	18,1	52,5	118,0	55,7	55,1
P2	398,4	244,5	246,9	156,4	210,4	332,2	225,9	266,8
P3	797,4	493,8	857,4	344,3	413,6	785,8	444,5	535,2
P4	218,6	344,0	258,7	175,8	329,6	538,4	351,9	384,5
P5	43,3	68,1	35,1	25,6	74,7	132,1	79,2	78,5
P6	160,1	225,9	188,6	122,5	208,6	340,7	223,2	250,5
P7	398,6	550,2	463,3	316,5	492,1	762,2	527,5	606,1
média	294,5	282,0	297,8	165,6	254,5	429,9	272,6	311,0
% de diferença	-	-0,04	0,01	-0,44	-0,14	0,30	-0,07	0,06

Figura 30: Médias de peso seco (kg) e respectivos intervalos de 95% de confiança (IC), segundo as estimativas das equações preditoras eleitas neste trabalho, aplicadas nos dados da Mata Ciliar do Rio Mogi-Guaçu, Itapira, SP.

Figura 31: Diagramas de dispersão entre o peso seco (kg) das árvores da Mata Ciliar do Rio Mogi-Guaçu, Itapira, SP obtidos em campo e o peso seco (kg) estimado pelas equações preditoras eleitas neste trabalho.

DISCUSSÃO

1 - Desenvolvimento dos modelos preditores da fitomassa de mata atlântica

1.1 – Fases da modelagem

O processo de modelagem foi dividido em quatro fases distintas, apresentadas nos resultados deste estudo como procedimentos 1, 2, 3 e 4. Estes foram definidos à medida em que os resultados foram obtidos e avaliados. No procedimento 1, a utilização da amostra 1 completa gerou modelos com altos coeficientes de determinação (r^2), porém com os maiores valores de erro padrão da estimativa ($s_{y/x}$). A retirada do valor discrepante (procedimento 2) não levou a diminuição do erro e os coeficientes de determinação dos modelos se mantiveram muito semelhantes. As estimativas, em ambos casos, subestimaram as médias de peso seco da amostra 2, e o valor máximo estimado foi sempre inferior ao encontrado em campo. Ao separar os dados da amostra 1 em duas classes de diâmetro (procedimentos 3 e 4), houve redução dos coeficientes de determinação. No entanto, verificou-se uma diminuição no erro padrão, aumento do índice de correlação intraclasse (r_{icc}) e as médias estimadas foram semelhantes às médias reais. Estes parâmetros justificam a escolha dos modelos finais dentre os desenvolvidos nestes dois procedimentos, apesar da redução do número de árvores no processo de modelagem.

1.2 – As variáveis utilizadas na modelagem

A relação entre a massa e as medidas de tamanho das árvores não é linear, assim como a maioria dos fenômenos naturais (BEAUCHAMP; OLSON, 1973; SANTOS, 1996). Além disso, a variância da biomassa aumenta com o aumento de tamanho das árvores (BROWN *et al.*, 1989), gerando heterocedasticidade (ausência de igualdade da variância de Y para diferentes valores de X). Segundo Zar (1974), essa variabilidade pode ser estabilizada pela transformação logarítmica dos dados, os quais podem então ser submetidos à análises estatísticas paramétricas, como a regressão (BEAUCHAMP; OLSON, 1973). Neste trabalho a transformação logarítmica dos dados possibilitou a utilização da análise de regressão linear para determinação dos modelos, de forma

semelhante a outros estudos desenvolvidos em florestas tropicais (JORDAN; UHL, 1978; SILDARRIAGA *et al.*, 1988; BROWN *et al.*, 1989; MARTINEZ-YRIZAR *et al.*, 1992; SCATENA *et al.*, 1993; OVERMAN *et al.*, 1994; SANTOS, 1996; HIGUCHI *et al.*, 1998).

A seguir, o desenvolvimento dos modelos será discutido, a fim de se apresentar como se deu a escolha das equações preditoras da fitomassa da mata atlântica. Somente serão mencionadas aquelas que, na validação, apresentaram médias das estimativas do peso seco das árvores da amostra 2, que não diferiram estatisticamente das médias obtidas em campo. A discussão foi organizada levando em conta a variável preditora dos modelos.

1.2.1 – o diâmetro como variável preditora da fitomassa

Comparando os modelos em que o logaritmo neperiano do diâmetro (d , cm) é a única variável preditora verifica-se que os modelos desenvolvidos com a amostra 1 completa (EQ1.1 do procedimento 1) e sem o “outlier” (EQ1.2 do procedimento 2) apresentam coeficientes de regressão (a e b) semelhantes ao modelo desenvolvido para árvores pequenas (EQ1.3 do procedimento 3), diferindo da equação desenvolvida com dados das árvores de maior diâmetro (EQ3.4 do procedimento 4).

O erro padrão da estimativa ($s_{y/x}$) diminuiu quando se dividiu a amostra 1 em classes de diâmetro, porém todos apresentaram baixos coeficientes de correlação intra-classe, com valores inferiores a 0,87.

O coeficiente de determinação (r^2) foi superior a 0,9 nos procedimentos 1 (EQ1.1), 2 (EQ1.2) e 4 (EQ3.4), porém menor ($r^2=0,70$) no procedimento 3 (EQ1.3), quando se procedeu a modelagem com árvores de pequeno diâmetro.

Os modelos EQ1.1, EQ1.2 e EQ1.3 subestimam a fitomassa, quando aplicados na amostra 2, o mesmo não ocorrendo com a EQ3.4.

Levando em conta todos os aspectos descritos, conclui-se que apenas o diâmetro não explica toda a variabilidade do peso seco das árvores da mata atlântica. Porém, manteve-se a EQ3.4 como uma alternativa para estimativa da fitomassa da mata atlântica em situações em que a altura das árvores não é conhecida:

EQ3.4:	$\ln(PS) = -6,80067 + 3,77738 \ln(d)$
--------	---------------------------------------

Os modelos da literatura (EQ9.L de Scatena *et al.*, 1993, EQ19.L e EQ20.L de Chave *et al.*, 2001) apresentam altos coeficientes de determinação, porém baixos coeficientes de correlação intra-classe, quando comparados aos demais. Foi selecionado o modelo de Scatena *et al.*, 1993 (EQ9.L), o qual não subestimou o peso das árvores da amostra 2, diferenciando-o dos demais. Sendo o diâmetro uma informação facilmente obtida nos levantamentos florestais, conforme já citada anteriormente, a equação EQ9.L também foi recomendada para estimativa da fitomassa:

EQ9.L	$\ln(\text{PS}) = -2,399 + 2,475 \ln(d)$
-------	--

1.2.2 – a altura como variável preditora da fitomassa

Comparando os modelos cuja variável preditora é o $\ln$ da altura (m), verifica-se que os índices de correlação intra-classe variaram pouco (0,88 – 0,89) e os erros padrão das estimativas foram altos (0,600 a 0,697). A equação resultante do procedimento 3 (EQ2.3), isto é, resultante da modelagem com árvores de pequeno diâmetro, apresentou o menor coeficiente de determinação e subestimou, consideravelmente, a fitomassa.

Apesar dos altos coeficientes de correlação, a altura como única variável explanatória gerou modelos com os maiores erros padrão deste estudo. Esses modelos não foram, portanto, selecionados entre os melhores preditores da fitomassa da mata atlântica.

1.2.3 – a relação d^2h como variável preditora da fitomassa

O logaritmo neperiano do diâmetro ao quadrado multiplicado pela altura ($\ln d^2h$, $\text{cm}^2 \text{ m}$) como variável independente gerou os modelos com menores erros padrão das estimativas ($s_{y/x}$) e maiores índices de correlação intra-classe (r_{icc}).

Comparando os quatro modelos com essa variável, verifica-se que as equações EQ5.1 e EQ5.2, respectivamente resultantes do procedimento 1 (amostra 1 completa) e procedimento 2 (amostra 1 sem “outlier”) subestimam a fitomassa, apesar dos maiores coeficientes de determinação (r^2).

As equações desenvolvidas com dados separados em classes de diâmetro (EQ4.3 e EQ5.4) apresentaram, simultaneamente, os menores erros padrão das estimativas e maiores coeficientes de correlação intraclasse. Os coeficientes de determinação não foram os

maiores, porém indicam que essa variável explica mais de 80% da variabilidade do peso seco das árvores. Foram, portanto, consideradas as equações mais adequadas deste estudo para estimar a fitomassa da mata atlântica:

EQ4.3:	$\ln(\text{PS}) = -4,15190 + 1,06068 \ln(d^2h)$
--------	---

EQ5.4:	$\ln(\text{PS}) = -6,71710 + 1,30308 \ln(d^2h)$
--------	---

Da literatura, foram escolhidos os modelos que apresentaram os maiores coeficientes de correlação intra-classe: EQ6.L (de Brown *et al.*, 1989), EQ10.L (de Scatena *et al.*, 1993), EQ12.L (de Overman *et al.*, 1994) e EQ17.L (de Burger, 1997):

EQ6.L	$\ln(\text{PS}) = -3,3012 + 0,9439 \ln(d^2h)$
-------	---

EQ10.L	$\ln(\text{PS}) = -3,282 + 0,950 \ln(d^2h)$
--------	---

EQ12.L	$\ln(\text{PS}) = -3,843 + 1,035 \ln(d^2h)$
--------	---

EQ17.L	$\text{PS} = -5,714 + 0,023 d^2h$
--------	-----------------------------------

1.2.4 – a densidade da madeira como variável preditora da fitomassa

Em todos os procedimentos do processo de modelagem se testou a inclusão da variável relacionada à densidade da madeira ($\ln \text{ dens, g/cm}^3$), apesar desta não ter correlação estatisticamente significativa com o peso seco ($\ln \text{PS}$). A densidade foi incluída para ser testada como variável de ajuste e, nas análises de regressão múltipla dos dois primeiros procedimentos (EQ4.1, EQ4.2, EQ6.1 e EQ6.2), levou a uma diminuição do erro padrão da estimativa e aumento do coeficiente de determinação. Na análise de regressão múltipla dos procedimentos 3 e 4, isto é, com dados separados em classes de diâmetro, as equações perderam a significância estatística ao incluir a densidade.

Modelos que apresentam a densidade como variável preditora não são recomendados, ainda que estatisticamente tenham melhor ajuste. Esta informação não se

encontra facilmente disponível nos levantamentos florestais, o que dificulta a aplicação dos modelos.

1.2.5 – outras variáveis preditoras da fitomassa

O quadrado do diâmetro (d^2 , cm^2) e a área basal (AB, cm^2) foram variáveis independentes testadas no procedimento 1, porém não se mantiveram nas demais fases da modelagem por produzirem resultados idênticos à variável diâmetro (cm).

A equação de Martinez-Yrizar *et al.*, 1992 (EQ8.L) utiliza a área basal como variável independente e a equação de Saldarriaga *et al.*, 1988 (EQ3.L), resulta de uma análise de regressão múltipla, tendo como variáveis independentes o diâmetro ao quadrado (d^2) e a altura (h) das árvores. Estas equações apresentaram baixa correlação intra-classe, quando comparados às demais, não sendo consideradas adequadas para estimativa da fitomassa de florestas atlânticas.

1.3 - Tamanho da amostra

Neste estudo foram utilizados dados de 82 árvores, as quais representaram todo o material disponível, dentro das condições impostas para a realização do levantamento de campo. Dentre os estudos para construção de modelos para estimativa de fitomassa de florestas tropicais, verifica-se grande variação no número de árvores amostradas. Folster *et al.* (1976), por exemplo, desenvolveram modelos com 23 indivíduos, enquanto Santos (1996) o fez com 319 e, ainda, Chave *et al.* (2001) trabalharam com dados de 378 árvores. Na modelagem, é aconselhável a utilização de 10 a 20 árvores para cada variável do modelo para garantir que os dados sejam representativos do grupo de árvores do qual foram extraídos. As equações finais, consideradas mais adequadas para estimativa da fitomassa, apresentaram apenas uma variável, o diâmetro ou o d^2h , variável que expressa uma relação entre duas dimensões das árvores. A amostra utilizada no desenvolvimento da equação EQ4.3 continha 20 árvores (procedimento 3, com árvores de diâmetro inferior a 6cm), sendo adequada para as análises realizadas. As equações EQ3.4 e EQ5.4 (resultantes do

procedimento 4, com árvores de diâmetro igual ou maior que 20cm) foram desenvolvidas a partir de amostra contendo apenas 6 árvores, número inferior ao recomendado. Porém, estes eram os únicos indivíduos disponíveis na amostra 1 cujos diâmetros eram superiores a 20cm, representando, assim, as árvores de maior porte do material de estudo.

Os modelos preditores de fitomassa devem levar em conta toda a diversidade específica e estrutural da floresta. Assim sendo, é desejável que as amostras sejam representativas de toda essa diversidade específica e estrutural, o que geralmente ocorre com amostras que incluem grande número de árvores. Segundo Chave *et al.* (2001) um total de 800 árvores representa uma grande amostra para florestas tropicais. Porém, não adianta ser grande e não considerar, por exemplo, árvores grandes ($d \geq 70\text{cm}$). Das 315 árvores utilizadas por Higuchi *et al.* (1998), apenas 5 podem ser classificadas como grandes. Das 378 árvores do estudo desenvolvido por Chave *et al.* (2001), 32 possuíam diâmetro superior a 70cm, porém os autores ainda consideraram esse número pequeno devido a sua grande contribuição na biomassa da floresta. Árvores de grande porte, apesar da grande contribuição na biomassa, parece não ter influência tão significativa na determinação dos coeficientes das equações de regressão. Overman *et al.* (1994) verificaram que a exclusão das árvores com diâmetro superior a 45cm geraram modelos que não diferem significativamente daqueles que incluem árvores de grandes diâmetros. Assim sendo, as relações existentes entre as dimensões (altura, diâmetro, volume, peso) das árvores de pequeno porte representariam adequadamente o que ocorre com toda vegetação. Desta forma podem ser consideradas válidas na previsão da fitomassa das grandes árvores, diminuindo o esforço amostral que dificulta este tipo de estudo. Neste trabalho, as equações geradas com amostras de pequeno porte (procedimento 3) apresentaram menor erro padrão da estimativa e maior coeficiente de correlação intra-classe (r_{icc}) na validação. Uma vez que a maior árvore encontrada na área apresentou 47,5cm de diâmetro, não foi possível testar a influência de árvores maiores, como fez Overman *et al.* (1994). As relações existentes entre as variáveis das árvores de grande porte da mata atlântica é um tema a ser mais profundamente investigado. Havendo oportunidade de realização de outro trabalho de caráter destrutivo nessas florestas, recomenda-se que o esforço seja direcionado para a amostragem de árvores das maiores classes de diâmetro.

Apesar das questões discutidas anteriormente, é importante lembrar que as florestas tropicais, em geral, apresentam um grande número de indivíduos de pequeno porte (Melo e Mantovani, 1994, para Mata Atlântica; Jordan e Uhl, 1978; Saldarriaga *et al.*, 1988; Overman *et al.*, 1994; Chave *et al.*, 2001 para florestas amazônicas). No entanto, estes contribuem pouco com a biomassa total (CHAVE *et al.*, 2001). Por outro lado, árvores de grande porte têm grande influência na fitomassa total da área. Chave *et al.* (2001) verificaram que árvores com diâmetro superior a 30cm contribuem com 79 a 81% da fitomassa da floresta tropical úmida da Guiana Francesa. Neste trabalho, verificou-se que a maior árvore amostrada ($d=47\text{cm}$) apresentou 85% do peso seco total de uma parcela de 100m^2 . Árvores consideradas grandes (diâmetro superior a 70cm) não foram encontradas na área de estudo. Clark e Clark (2000) verificaram que estas contribuíram com 14 a 30% da fitomassa da floresta na Costa Rica e Chave *et al.* (2003) estimaram sua contribuição na floresta tropical do Panamá em um terço da fitomassa total.

Concluindo, apesar do tamanho da amostra utilizada neste estudo ser inferior ao sugerido por Chave *et al.* (2001), as equações geradas se apresentaram adequadas para estimar a fitomassa da mata atlântica. Considerando todas as limitações inerentes a este tipo de estudo, os modelos poderão ser utilizados, por exemplo, em estudos de variação espacial e temporal de ecossistemas similares.

2 - Aplicação dos modelos preditores de mata atlântica

As estimativas de fitomassa das florestas tropicais têm gerado valores muito diversos, muitas vezes para um mesmo ecossistema. Por exemplo, as estimativas da fitomassa das florestas amazônicas variam de 227 a 394 t/ha, enquanto medidas diretas apresentam valores que variam de 143 a 666t/ha (BROWN; LUGO, 1992; FEARNSTIDE, 1993, apud KAUFFMANN *et al.*, 1995). No entanto, diferentes porções da floresta realmente apresentam biomassa diferente, de acordo com os diferentes habitats. Além disso, o tamanho da área amostral dos inventários florestais e as equações utilizadas para determinação da biomassa podem introduzir erros que levam a variações nas estimativas (KELLER, 2001). As equações consideram as espécies de um modo geral, ignorando a

arquitetura das árvores e as diferenças na alocação de carbono, por exemplo (CHAVE *et al.*, 2003). A utilização da densidade da madeira diminui o problema, porém seria necessário testar os modelos nas diferentes espécies da floresta, o que é impossível, uma vez que experimentos destrutivos não podem ser realizados em áreas protegidas, como é o caso da mata atlântica.

Chave *et al.* (2003) pesquisaram a influência do tamanho da área amostral de inventários florestais, para minimizar o erro da estimativa da biomassa da floresta tropical úmida no Panamá. Verificaram que uma área mínima de 6ha ou mais de inventário florestal é necessária para prever a biomassa da floresta. Calcularam que são necessárias 26 áreas amostrais de 0,25ha, a fim de que o erro não ultrapasse o valor de 10% da média das replicações das estimativas. Inventários florestais nessas proporções são comuns na Amazônia, devido ao interesse da indústria madeireira, porém para florestas atlânticas isso não acontece. Esforços deveriam ser reunidos no sentido de se definirem áreas permanentes de estudo, que apresentassem grandes extensões cobertas por mata atlântica, possibilitando o desenvolvimento de estudos, por exemplo, da variação espaço-temporal da fitomassa da floresta atlântica, semelhante ao que já se faz em outras florestas tropicais (CHAVE *et al.*, 2003; HOSHIZAKI *et al.*, 2004).

2.1 - Estimativa da fitomassa de diferentes florestas atlânticas

A aplicação das equações selecionadas nos dados de levantamentos fitossociológicos em diferentes áreas de mata atlântica gerou estimativas variadas de fitomassa. Neste estudo, os melhores ajustes para predição de fitomassa foram encontrados nos modelos cuja variável independente, o d^2h , resulta da interação das medidas de diâmetro e altura das árvores. No entanto, equações como a EQ3.4, que requerem o conhecimento de uma única informação, o diâmetro das árvores, são de especial interesse, devido a possibilidade de sua obtenção nas publicações de estudos fitossociológicos. A EQ3.4 superestimou a fitomassa das matas de Cubatão (GUEDES *et al.*, 2001) e Ilha do Cardoso (MELO, 2000), as quais contêm em seus bancos de dados os maiores diâmetros (máximos = 81,5cm e 127,3cm, respectivamente). No desenvolvimento da equação EQ3.4

o maior diâmetro foi de 47,7cm. Para dados superiores a esse valor, o modelo não se mostrou adequado. Já para a mata do Parque Alfredo Volpi, cujo diâmetro não superou esse limite, as estimativas foram muito semelhantes para os diferentes modelos. Nesse caso, tanto equações que consideram apenas diâmetro quanto aquelas que incluem a altura na variável explanatória, estimam a fitomassa na mesma ordem de grandeza.

A fitomassa epigéa estimada para a mata atlântica da área de estudo foi de 245t/ha. Utilizando equações cuja variável preditora é uma medida do diâmetro das árvores (EQ 3.4 e EQ9.L), chega-se a um valor próximo a 230 t/ha, inferior ao valor obtido em campo. Acrescentando a dimensão altura das árvores, isto é, considerando como variável preditora o d^2h , verifica-se maior variação dos valores estimados: a EQ4.3 superestima a fitomassa em 20t/ha, enquanto a EQ5.4 subestima em cerca de 20t/ha. Essa variação, em torno de 10%, é aceitável, segundo Chave *et al.* (2001) e Keller (2001) visto que outras variáveis podem ser responsáveis pela variabilidade, como densidade, forma geométrica da planta, altura do caule, por exemplo. Das equações de literatura, essa variação alcança um valor maior, próximo a 40t/ha.

Para a mata do PEFI os valores de 25 e 70t/ha são extremos, podendo-se considerar como válida uma fitomassa entre 40 e 50t/ha, no primeiro levantamento. No segundo levantamento, após seis anos, houve aumento da biomassa decorrente do crescimento das árvores, passando esta a variar de 55 a 70t/ha. Sendo uma mata em recuperação, através das diferentes equações foi possível estimar que a matéria orgânica estocada pelo estrato arbóreo variou de 3 a 4,5 $t \cdot ha^{-1} \cdot ano^{-1}$, no período estudado. Esta informação permite estimar, por exemplo, que serão necessários 40 a 65 anos para que essa mata alcance uma fitomassa de 250t/ha, considerando que as condições atuais permaneçam constantes e que os impactos já sofridos não tenham efeitos permanentes no ecossistema.

As estimativas para a mata de Cubatão permitem inferir que a fitomassa varie de 50 a 75t/ha. As equações EQ3.4 e EQ9.L não produziram resultados coerentes para esse ecossistema, superestimando a fitomassa na utilização dos dados originais. O uso dos dados da tabela de fitossociologia permitem uma estimativa razoável, pela aplicação da EQ3.4. Pompéia (1997) estimou valor similar (64,6t/ha) para a mata do Vale do Rio Mogi, utilizando equações que levaram em conta a densidade da madeira das árvores, além do seu

diâmetro e altura. Ambas áreas apresentam histórico de forte perturbação antrópica, sendo atingidas pelos poluentes atmosféricos emitidos pelo pólo industrial de Cubatão, implantado a partir da década de 50.

A fitomassa estimada para a mata do Parque Alfredo Volpi encontra-se entre 110 e 160t/ha, de acordo com as equações testadas. Os modelos EQ3.4 e EQ9.L aplicados aos dados extraídos das tabelas dos levantamentos fitossociológicos publicados não forneceram estimativas consistentes com os resultados obtidos pela utilização dos dados originais.

Para a Ilha do Cardoso, representando um ecossistema de mata Atlântica preservado, verifica-se que as equações de literatura, em geral produzem estimativas inferiores (de 255 a 325t/ha) às estimativas das equações desenvolvidas neste trabalho (388 a 454t/ha). Esses valores, no entanto, excedem as expectativas sugeridas por Delitti e Burger (1998), segundo os quais a fitomassa de mata atlântica não ultrapassa a faixa de 350 t/ha. Apesar de elevados, os valores obtidos pelas equações desenvolvidas neste estudo não ultrapassam o valor sugerido por Rodin e Bazilevich (1967), segundo os quais as florestas tropicais apresentam fitomassa média acima de 500 t/ha.

Considerando os resultados obtidos para os diferentes ecossistemas, verifica-se que equações cuja variável preditora é o diâmetro não produzem as melhores estimativas da fitomassa. Porém, a aplicação de equações cuja variável preditora é o d^2h requer o conhecimento da altura das árvores. Gomes (1998), em suas tabelas de levantamento fitossociológico, inclui a informação da altura média das espécies, permitindo a aplicação de seus dados nos diferentes modelos. Deve-se ressaltar que seria muito interessante a disponibilização, por parte dos autores dos trabalhos de fitossociologia de mata atlântica, da informação da altura das árvores, uma vez que ela é obtida nesses levantamentos florestais. A possibilidade de se testar os vários modelos considerados adequados para a mata atlântica, permite inferir a ordem de grandeza da fitomassa dos diferentes ecossistemas, ainda que os valores absolutos sejam diferentes.

2.2 - Estimativa do estoque de carbono nas florestas atlânticas

Apesar de todas limitações, a estimativa da biomassa da mata atlântica se faz urgente, considerando a velocidade com que vem sendo devastada. Mudanças no uso das terras implicam em liberação do carbono estocado na biomassa, o qual representa cerca de 50% da matéria orgânica (CARVALHO Jr *et al.*, 1995, KAUFFMAN *et al.*, 1995). A redução da área originalmente ocupada pela mata atlântica levou a uma liberação de cerca de 13×10^9 t de carbono ao longo da história, restando hoje um estoque de $1,1 \times 10^9$ t de carbono, nos 88.000km² restantes. Esse valor estimado é elevado, comparado ao estoque de 2 a 4×10^9 t de carbono estimado para os 1.800.000 km² de cerrado brasileiro (DELITTI *et al.*, no prelo), indicando a importância das florestas atlânticas no balanço global desse elemento.

3 - Distribuição da fitomassa nos compartimentos do estrato arbóreo

A umidade média na fitomassa das árvores da área de estudo foi de 51%, sendo que o material foi colhido em agosto, período de menor pluviosidade na região. Golley *et al.* (1978) encontraram valor similar (51,8%) no período de menor pluviosidade da floresta tropical úmida do Panamá. No referido estudo, o teor de água na biomassa chegou a 65,7% no período de maior pluviosidade. As folhas contêm a maior quantidade de água, tanto para a mata atlântica (este estudo) quanto para outras florestas tropicais (GOLLEY *et al.* 1978, SANTOS, 1996).

A proporção de folhas (7% da fitomassa total) encontrada nas árvores da área de estudo indica que proporções similares são esperadas para a fitomassa foliar total desse ecossistema. Esse é um valor intermediário ao apresentado por Pompéia (1997) para a mata atlântica, o qual estimou em 4,7% a proporção foliar da fitomassa total da mata do Rio Pilões e 8,9% a proporção de fitomassa foliar na mata degradada do Rio Mogi. Saldarriaga *et al.* (1988) encontraram valores de 8 a 13% em florestas amazônicas com 30 anos de idade, 5% em florestas com 60 a 80 anos e 2,8 a 3,8% para florestas maduras. Os estudos citados indicam que a contribuição da biomassa foliar para a biomassa total tende a diminuir com o avanço da sucessão. A proporção de folhas encontrada na mata estudada (7% da fitomassa total) pode indicar que a área de estudo esteve sujeita à perturbação, uma

vez que para florestas tropicais maduras são esperados valores inferiores a 4% (GOLLEY *et al.*, 1978; SILDARRIAGA *et al.*, 1994).

A maior proporção de folhas entre as árvores de menor porte deve-se a distribuição diferenciada de material foliar e lenhoso nas diferentes fases de vida dos indivíduos. Segundo Larcher (1986), no primeiro ano de vida das árvores, a massa de folhas pode corresponder a metade do peso seco total da planta. Mas com o aumento do tamanho, a proporção entre a massa foliar e os caules se altera. A massa foliar cresce apenas ligeiramente, enquanto o tronco e os ramos se tornam mais espessos e pesados. Assim, a folhagem compreende apenas 1 a 5% da massa total das árvores adultas.

A biomassa radicular não foi avaliada neste estudo, sendo este um tema a ser pesquisado, por métodos diretos, em florestas atlânticas em bom estado de conservação. Pompéia (1997) estimou, através de modelos da literatura, uma fitomassa hipogéa de 45,6t/ha, em um metro de profundidade do solo da mata atlântica do Rio Pilões, concentrada nos primeiros 20cm. Esse valor correspondeu a 24% da fitomassa epigéa estimada para a mesma mata. Permanece a necessidade de se desenvolver e validar modelos preditores para a fitomassa radicular da mata atlântica, a fim de subsidiar estudos como, por exemplo, de ciclagem de nutrientes desses ecossistemas.

O conhecimento da biomassa e sua distribuição nos compartimentos de um ecossistema, somado ao conhecimento das concentrações dos diferentes elementos minerais, permite quantificar seu estoque de nutrientes. Amostras de todos materiais coletados para este estudo encontram-se reservadas para posterior análise química, possibilitando, assim, a avaliação de mais um dos aspectos importantes para a caracterização estrutural das florestas atlânticas, seu potencial de acúmulo de nutrientes.

4 - Validação dos modelos para a mata ciliar

O modelo mais adequado para a estimativa da fitomassa da mata ciliar foi o EQ3.4, cuja variável preditora é o logaritmo neperiano do diâmetro. O modelo desenvolvido por Burger (1997) para essa mata considerou o perímetro como melhor variável preditora, permitindo inferir que o perímetro (ou diâmetro, pois são medidas idênticas) é uma boa variável para predição da fitomassa dessa mata. As equações EQ4.3, EQ10.L e EQ12.L,

cujas variáveis preditoras são o $\ln d^2h$ também produziram boas estimativas, quando comparadas aos dados de campo, obtidos nas parcelas do referido trabalho. Num próximo momento, essas equações deverão ser testadas em outras áreas de mata ciliar, em especial para o estado de São Paulo.

CONCLUSÕES

- 1- Foram desenvolvidos, com êxito, diversos modelos preditores da fitomassa epigéa de mata atlântica, tendo como variáveis independentes o diâmetro, a altura e o produto do quadrado do diâmetro pela altura (d^2h) das árvores.
- 2- Os modelos desenvolvidos neste trabalho que mais se adequaram para a estimativa do peso seco, em quilogramas (kg), das árvores de mata atlântica apresentaram como variável preditora o produto do quadrado do diâmetro (cm) pela altura (m), com dados transformados em ln:

EQ4.3	$\ln PS_{(kg)} = -4,15190 + 1,06068 \ln(d^2h)$
--------------	--

EQ5.4:	$\ln PS_{(kg)} = -6,71710 + 1,30308 \ln(d^2h)$
---------------	--

- 3- Foram avaliados modelos preditores de fitomassa desenvolvidos para diversas florestas tropicais. Quatro modelos foram considerados adequados para a estimativa da fitomassa de mata atlântica. A variável preditora também é o produto do quadrado do diâmetro pela altura, com dados transformados em ln em três equações:

EQ6.L (BROWN <i>et al.</i>, 1989)	$\ln PS_{(kg)} = -3,3012 + 0,9439 \ln(d^2h)$
--	--

EQ10.L (SCATENA <i>et al.</i>, 1993)	$\ln PS_{(kg)} = -3,282 + 0,950 \ln(d^2h)$
---	--

EQ12.L (OVERMAN <i>et al.</i>, 1994)	$\ln PS_{(kg)} = -3,843 + 1,035 \ln(d^2h)$
---	--

EQ17.L (BURGER, 1997)	$PS_{(kg)} = -5,714 + 0,023 d^2h$
------------------------------	---

- 4- Foram selecionados dois modelos cuja variável preditora é o diâmetro (cm). Na ausência da informação da altura das árvores, esses modelos são recomendados. Porém, seu uso deve ser feito com cautela, uma vez que sua aplicação em levantamentos florestais mostrou resultados menos satisfatórios para a maioria dos ecossistemas testados:

EQ3.4:	$\ln PS_{(kg)} = -6,80067 + 3,77738 \ln(d)$
---------------	---

EQ9.L (SCATENA <i>et al.</i>, 1993)	$\ln PS_{(kg)} = -2,399 + 2,475 \ln(d)$
--	---

- 5- A estimativa da fitomassa de florestas atlânticas do estado de São Paulo pelos modelos selecionados foi consistente com o grau de desenvolvimento dos ecossistemas. Foi estimada uma fitomassa de 55 a 70t/ha para o Parque Estadual Fontes do Ipiranga, valor que reflete os impactos que atuaram sobre esse ecossistema. Para a Ilha do Cardoso as equações estimaram uma fitomassa de 338 a 454t/ha, valores consistentes para uma floresta tropical em bom estado de preservação.
- 6- A utilização dos modelos em dados fornecidos nos levantamentos fitossociológicos realizados em determinado local, em dois períodos diferentes, possibilitou a estimativa do tempo necessário para que o ecossistema alcance um valor médio de fitomassa esperado para ecossistemas mais bem preservados. Por exemplo, para o Parque Estadual Fontes do Ipiranga estimou-se que serão necessários de 40 a 65 anos para acumular uma fitomassa de 250t/ha, mantidas as condições atuais a que o ecossistema está submetido.
- 7- A equação EQ3.4, cuja variável preditora é o diâmetro, foi considerada adequada para estimativa da fitomassa da mata ciliar do Rio Mogi Guaçu (Itapira, SP) :

EQ3.4:	$\ln PS_{(kg)} = -6,80067 + 3,77738 \ln(d)$
---------------	---

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABDALA, G. C.; CALDAS, L. S.; HARIDASAN, M.; EITEN, G. Above and belowground organic matter and root: shoot ratio in a cerrado in Central Brazil. **Brazilian J.Ecol.**, v. 2, p. 11-23, 1998.

ALVES, D. S.; SOARES, J.V.; AMARAL, S.; MELLO, E. M. K.; ALMEIDA, S.A.S.; SILVA, O.F.; SILVEIRA, A. M. Biomass of primary and secondary vegetation in Rondônia, Western Brazilian Amazon. **Global Change Biology**, v. 3, p. 451-461, 1997.

ARAGAKI, S. **Florística e estrutura de trecho remanescente de floresta no Planalto Paulistano (SP)**. 1997. 108 f. Dissertação (Mestrado em Ecologia) – Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1997.

ARAÚJO, T. M.; HIGUCHI, N.; CARVALHO JÚNIOR, J. A. Comparação de métodos para determinar biomassa na região amazônica. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 68, 1996.

ARAÚJO, T. M.; HIGUCHI, N.; CARVALHO JÚNIOR, J. A. Comparasion of formulae for biomass content determination in a tropical rain forest site in the state of Pará, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 117, p. 43-52, 1999.

BEAUCHAMP, J. J.; OLSON, J.S. Corrections for bias in regression estimates after logarithmic transformation. **Ecology**, v. 54, n. 6, p. 1403-1407, 1973.

BRASIL. Decreto nº 750, de 11 de fevereiro de 1993. Dispõe sobre o corte, a exploração e a supressão de vegetação primária ou nos estágios avançado e médio de regeneração da Mata Atlântica, e dá outras providências. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 11 fev. 1993. Seção 1, p.1801.

BROWN, S.; GILLESPIE, A. J. R.; LUGO, A. E. Biomass estimation methods for tropical forests with applications to forest inventory data. **Forest Science**, v. 35, n. 4, p. 881-902, 1989.

BURGER, D.M. **Fitomassa e mineralomassa da Mata Ciliar do Rio Mogi Guaçu, Itapira, SP**. 1997. 125 f. Dissertação (Mestrado em Ecologia) – Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1997.

CARVALHO JR, J. A. ; SANTOS, J. M.; SANTOS, J. C.; LEITÃO, M. M.; HIGUCHI, N. A tropical rainforest clearing experiment by biomass burning in the Manaus region. **Atmospheric Environment**, v. 29, n. 17, p. 2301-2309, 1995.

CASTRO, E. A.; KAUFFMAN, J. B. Ecosystem structure in the brazilian cerrado: a vegetation gradient of aboveground biomass, root biomass and consumption by fire. **Journal of Tropical Ecology**, v. 14, p. 263-283, 1998.

CHAMBERS, J. Q.; SANTOS, J.; RIBEIRO, R. J.; HIGUCHI, N. Tree damage, allometric relationships, and above-ground net primary production in central Amazon forest. **Forest Ecology and Management**, v. 152, p. 73-84, 2001.

CHAPMAN, S.B. Production ecology and nutrient budgets. In: _____ **Methods in plant ecology**. Oxford: Blackwell, 1976. Cap.4, p.157-228.

CHAVE, J.; RIÉRA, B.; DUBOIS, M. Estimation of biomass in a neotropical forest of French Guiana: spatial and temporal variability. **Journal of Tropical Ecology**, v.17, p. 79-96, 2001.

CHAVE, J.; CONDIT, R.; LAO, S.; CASPERSEN, J. P.; FOSTER, R. B.; HUBBELL, S. P. Spatial and temporal variation of biomass in a tropical forest: results from a large census plot in Panama. **Journal of Ecology**, v.91, p. 240-252, 2003.

CLARK, D. B.; CLARK, D. A. Landscape-scale variation in forest structure and biomass in a tropical rain forest. **Forest Ecology and Management**, v. 137, p. 185-198, 2000.

DELITTI, W.B.C. Ciclagem de Nutrientes em Cerrados. In: SEMINÁRIO REGIONAL DE ECOLOGIA, 8., 1997, São Carlos. **Anais...** São Carlos: UFSCar, 1997. p. 1031-1045.

DELITTI, W. B. C.; BURGER, D. M. Atlantic forests biomass estimates, Brazil. In: THE EARTH'S CHANGING LAND GCTE-LUCC OPEN SCIENCE CONFERENCE ON GLOBAL CHANGE. **Abstracts**. Barcelona, 1998. p. 341.

DELITTI, W.B.C.; MEGURO, M. Biomassa e Mineralomassa do Campo cerrado de Mogi-Guaçu, S.P. **Ciência e Cultura**, v. 6, p. 612, 1984.

FABER-LANGENDOEN, D.; GENTRY, A. H. The structure and diversity of rain forests at Bajo Calima, Chocó Region, Western Colombia. **Biotropica**, v. 23, n. 1, p. 2-11, 1991.

FOLSTER, H.; DE LAS SALAS, G.; KHANNA, P. A tropical evergreen forest site with perched water table, Magdalena valley, Columbia. Biomass and bioelement inventory of primary and secondary vegetation. **Oecologia Plantarum**, v. 11, n. 4, p. 297-320, 1976.

GOMES, E.P.C. **Dinâmica do componente arbóreo de um trecho de mata em São Paulo, SP**. 1998. 285 f. Tese (Doutorado em Ecologia) - Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1998.

GOLLEY, F. B.; MCGINNIS, J. T.; CLEMENTS, R. G.; CHILD, G. I.; DUEVER, M. J. **Ciclagem de minerais em um ecossistema de floresta tropical úmida**. São Paulo: EDUSP, 1978. 256 p.

GUEDES, D. C.; CESAR, O.; MONTEIRO, R.; SILVA FILHO, N. L. Florística e fitossociologia de um remanescente de mata atlântica no município de Cubatão – SP. **Naturalia**, v. 26, p. 69-86, 2001.

HIGUCHI, N.; SANTOS, J.; RIBEIRO, R. J.; MINETTE, L.; BIOT, Y. 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.

HOSHIZAKI, K.; NIIYAMA, K.; KIMURA, K.; YAMASHITA, T.; BEKKU, Y.; OKUDA, T.; QUAH, E.S.; SUPARDI MD.NOOR, N. Temporal and spatial variation of forest biomass in relation to stand dynamics in a mature, lowland tropical rainforest, Malaysia. **Ecological Research**, v. 19, p. 357-363, 2004.

INSTITUTO DE PESQUISAS TECNOLÓGICAS. **Fichas de características das madeiras brasileiras**. São Paulo: IPT, 1978.

INSTITUTO DE PESQUISAS TECNOLÓGICAS. **Manual de identificação das principais madeiras comerciais brasileiras**. São Paulo: IPT/Promocet, 1983. 241 p.

JOLY, C.A.; AIDAR, M.P.M.; KLINK, C.A.; MCGRATH, D.G.; MOREIRA, A.G., MOUTINHO, P.; NEPSTAD, D.C.; OLIVEIRA, A.A.; POTT, A.; RODAL, M.J.N.; SAMPAIO, E.V.S.B. Evolution of the Brazilian phytogeography classification systems: implications for biodiversity conservation. **Ciência e Cultura**, v. 51, n.5/6, 1999.

JORDAN, C. F.; UHL, C. Biomass of a “tierra firme” forest of the Amazon Basin. **Oecologia Pantarum**, v. 13, n. 4, p. 387-400, 1978.

KAUFFMAN, J. B.; CUMMINGS, D.L.; WARD, D.E.; BABBITT, R. Fire in the Brazilian Amazon: 1. Biomass, nutrient pools, and losses in slashed primary forests. **Oecologia**, v. 104, p. 397-408, 1995.

KAUFFMAN, J. B.; STEELE, M. D.; CUMMINGS, D.L.; JARAMILLO, V. J. Biomass dynamics associated with deforestation, fire, and conversion to cattle pasture in a Mexican tropical dry forest. **Forest Ecology and Management**, v. 176, p. 1-12, 2003.

KELLER, M.; PALACE, M.; HURTT, G. Biomass estimation in the Tapajós National Forest, Brazil. Examination of sampling and allometric uncertainties. **Forest Ecology and Management**, v. 154, p. 371-382, 2001.

KLINGE, H.; RODRIGUES, W. A.; BRUNIG, E.; FITTKAU, E. J. Biomass and structure in a Central Amazonian rain forest. In: GOLLEY, F. B.; MEDINA, E. **Ecological studies: tropical ecological systems**. New York: Springer Verlag, 1975. Cap.9, p. 115-122.

LARCHER, W. **Ecofisiologia Vegetal**. São Paulo: Editora Pedagógica e Universitária, 1986. 319p.

LAURANCE, W. F.; LAURANCE, S. G.; FERREIRA, L. V.; RANKIN-DE MERONA, J.; GASCON, C.; LOVEJOY, T. E. Biomass collapse in amazonian forest fragments. **Science**, v. 278, p. 1117-1118, 1997.

LAURANCE, W. F.; FEARNside, P. M.; LAURANCE, S. G.; DELAMONICA, P.; LOVEJOY, T. E.; RANKIN-DE MERONA, J.; CHAMBERS, J. Q.; GASCON, C. Relationship between soils and Amazon forest biomass: a landscape-scale study. **Forest Ecology and Management**, v. 118, p. 127-138, 1999.

LESCURE, J. P.; PUIG, H.; RIERA, B.; LECLERC, D.; BEEKMAN, A.; BENETEAU, A. La phytomasse épigée d'une forêt dense en Guyane française. **Acta Oecologica: Oecologia Generalis**, v. 4, n. 3, p. 237 – 251, 1983.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil**. Nova Odessa: Plantarum, 1992. 368 p.

MARTINEZ-YRIZAR, A.; SARUKHAN, J.; PEREZ-JIMENEZ, A.; RINCON, E.; MAASS, J. M.; SOLIS-MAGALLANES, A.; CERVANTES, L. Above-ground phytomass of a tropical deciduous forest on the coast of Jalisco, México. **Journal of Tropical Ecology**, Cambridge, v. 8, n. 1, p. 87-96, 1992.

MANTOVANI, W.; RODRIGUES, R.R.; ROSSI, L.; ROMANIUC-NETO, S.; CATHARINO, E.L.M.; CORDEIRO, I. A vegetação da Serra do Mar em Salesópolis, SP. In: SIMPÓSIO DE ECOSSISTEMAS DA COSTA SUL E SUDESTE BRASILEIRA. ESTRUTURA, FUNÇÃO E MANEJO, 2., 1990, Águas de Lindóia. Anais... São Paulo: ACIESP, 1990. v.1, p. 348-384.

McWILLIAN, A. L. C.; ROBERTS, J. M.; CABRAL, O. M. R.; LEITÃO, M. V. B. R.; COSTA, A. C. L.; MAITELLI, G. T.; ZAMPARONI, C. A. G. P. Leaf area index above-ground biomass of terra firme rain forest and adjacent clearings in Amazonia. **Functional ecology**, v. 7, p. 310-317, 1993.

MELO, M. M. R. F. **Demografia de árvores em Floresta Pluvial Tropical Atlântica, Ilha do Cardoso, SP.** 2000. 155 f. Tese (Doutorado em Ecologia) - Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.

MELO, M. M. R. F.; MANTOVANI, W. Composição florística e estrutura de trecho de mata atlântica de encosta na Ilha do Cardoso (Cananéia, SP, Brasil). **Boletim do Instituto de Botânica**, São Paulo, v. 9, p. 107-158, 1994.

MOREIRA-BURGER, D. M.; DELITTI, W. B. C. Fitomassa epigéa da mata ciliar do Rio Mogi-Guaçu, Itapira - SP. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 22, n. 3, p. 429-435, 1999.

NELSON B. W.; MESQUITA; R., PEREIRA; J. L. G.; SOUZA, S.G.A.; BATISTA, G. T.; COUTO, L. B. Allometric regressions for improved estimate of secondary forest biomass in the central Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 117, p. 149-167, 1999.

NEWBOULD, P. J. **Methods for estimating the primary production of forests**. Oxford: Blackwell, 1967. 62 p.

OVERMAN, J. P. M.; WITTE, H. J. L.; SALDARRIAGA, J. G. Evaluation of regression models for above-ground biomass determination in Amazon rainforest. **Journal of Tropical Ecology**, v. 10, p. 207-218, 1994.

PHILLIPS, O. L.; MALHI, Y.; HIGUCHI, N.; LAURANCE, W. F.; NÚÑEZ, P. V.; VÁSQUEZ, R. M.; LAURANCE, S. G.; FERREIRA, L. V.; STERN, M.; BROWN, S.; GRACE, J. Changes in the carbon balance of tropical forests: evidence from long-term plots. **Science**, v. 282, p. 439-442, 1998.

PINOTI, C. C. Recomposição ecológica. In: SEMINÁRIO DERSA RODOVIA DOS IMIGRANTES, 1., 1976, São Paulo. **Anais...** São Paulo: DERSA, 1976. p. 90-98.

POMPÉIA, S. L. **Sucessão secundária da Mata Atlântica em áreas afetadas pela poluição atmosférica, Cubatão, SP**. 1997. 203 f. Tese (Doutorado em Botânica) – Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1997.

SALDARRIAGA, J. G.; WEST, D. C.; THARP, M. L.; UHL, C. Long-term chronosequence of forest succession in the upper Rio Negro of Colombia and Venezuela. **Journal of Ecology**, v. 76, p. 938-958, 1988.

SANTOS, J. **Análise de modelos de regressão para estimar a fitomassa da floresta tropical úmida de terra-firme da Amazônia brasileira**. 1996. 121 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1996.

SCATENA, F. N.; SILVER, W.; SICCAM, T.; JOHNSON, A.; SANCHEZ, M. J. Biomass and nutrient content of the Bisley Experimental Watersheds, Luquillo Experimental Forest, Puerto Rico, before and after Hurricane Hugo, 1989. **Biotropica**, v. 25, n. 1, p. 15-27, 1993.

SCUDELLER, V.V.; MARTINS, F. R.; SHEPHERD, G. J. Distribution and abundance of arboreal species in the atlantic ombrophilous dense forest in Southeastern Brazil. **Plant Ecology**, v. 152, p. 185-199, 2001.

SCHROEDER, P. E.; WINJUM, J. K. Assessing Brazil's carbon budget: II. Biotic fluxes and net carbon balance. **Forest Ecology and Management**, v. 75, p. 87-99, 1995.

SNEE, R. D. Validation of regression models: methods and examples. **Technometrics**, v.19, n. 4, p. 415-428, 1977.

TANNER, E. V. J. Studies on the biomass and productivity in a series of montane rain forests in Jamaica. **Journal of Ecology**, v. 68, p. 573-588, 1980.

THIÉBAULT, A. **Nomenclature générale des bois tropicaux**. Nogent-Sur-Marne: Association Technique Internationale des Bois Tropicaux, 1965. 283 p.

THOMAS, S. C. Asymptotic height as a predictor of growth and allometric characteristics in Malaysian rain forest trees. **American Journal of Botany**, v. 83, n. 5, p. 556-566, 1996.

UHL, C.; JORDAN, C. F. Succession and nutrient dynamics following forest cutting and burning in Amazonia. **Ecology**, v. 65, n. 5, p. 1476-1490, 1984.

UHL, C.; BUSCHBACHER, R.; SERRÃO, E. A. S. Abandoned pastures in eastern Amazonia. I. Patterns of plant succession. **Journal of Ecology**, v. 76, p. 663-681, 1988.

VELOSO, H. P.; RANGEL FILHO, A. L. R.; LIMA, J. C. A. **Classificação da vegetação brasileira adaptada a um sistema universal**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991. 123 p.

VIEIRA, S. **Bioestatística**: tópicos avançados. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 216 p.

WHITTAKER, R. H.; BORMANN, F. H.; LIKENS, G. E; SICCAMA, T. G. The Hubbard Brook ecosystem study: forest biomass and production. **Ecological Monographs**, v. 44, p. 233-252, 1974.

WHITTAKER, R. H.; WOODWELL, G. M. Dimension and production relations of trees and shrubs in the Brookhaven Forest, New York. **Journal of Ecology**, v. 56, n. 1, p. 1-25, 1968.

ZAR, J. H. **Bioestatistical analysis**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1974. 620p.

ANEXOS

Anexo 1: Diagramas de dispersão entre os resíduos padronizados e os valores ajustados das equações resultantes do procedimento 1.

Anexo 1: (continuação) Diagramas de dispersão entre os resíduos padronizados e os valores ajustados das equações resultantes do procedimento 1.

Anexo 2: Diagramas de dispersão entre os resíduos padronizados e os valores ajustados das equações resultantes do procedimento 2.

Anexo 3: Diagramas de dispersão entre os resíduos padronizados e os valores ajustados das equações resultantes do procedimento 3.

Anexo 4: Diagramas de dispersão entre os resíduos padronizados e os valores ajustados das equações resultantes do procedimento 4.