LÍVIA THAIS MOREIRA DE FIGUEIREDO

MODELAGEM DA MORTALIDADE E DO CRESCIMENTO EM NÍVEL DE ÁRVORE INDIVIDUAL EM FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA MINAS GERAIS - BRASIL 2015

Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa

Т

Figueiredo, Lívia Thais Moreira de, 1986-

F475m 2015 Modelagem da mortalidade e do crescimento em nível de árvore individual em floresta estacional semidecidual / Lívia Thais Moreira de Figueiredo. – Viçosa, MG, 2015.

xi, 63f.: il.; 29 cm.

Inclui anexos.

Orientador: Carlos Pedro Boechat Soares.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Inclui bibliografia.

Levantamentos florestais.
 Florestas - Medição.

3. Árvore - Crescimento. 4. Árvore - Mortalidade.

I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Engenharia Florestal. Programa de Pós-graduação em Ciência Florestal.

II. Título.

CDD 22. ed. 634.956

LÍVIA THAIS MOREIRA DE FIGUEIREDO

MODELAGEM DA MORTALIDADE E DO CRESCIMENTO EM NÍVEL DE ÁRVORE INDIVIDUAL EM FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 25 de setembro de 2015.

Agostinho Lopes de Souza (Coorientador) Carlos Moreira Miquelino Eleto Torres

Renato Vinícius Oliveira Castro

Gilson Fernandes da Silva

Carlos Pedro Boechat Soares (Orientador)

Aos meus pais, Gilvan e Valéria; Aos meus irmãos, Camilla e Lucas, **Dedico**

AGRADECIMENTOS

À Deus, pela sabedoria, saúde e proteção.

Aos meus pais, Gilvan e Valéria, aos meus irmãos, Camilla e Lucas e a todos os meus familiares, por sempre confiarem em mim, pelo incentivo, segurança, apoio e carinho.

Ao Professor Carlos Pedro Boechat Soares, pela confiança, orientação, dedicação, incentivo e aconselhamentos em todos estes anos. Agradeço pela constante preocupação, pela compreensão nos momentos mais difíceis e pela amizade. Muito obrigada por ter sido um professor, orientador, pai e amigo ao longo de todos esses anos de UFV.

Aos Professores Agostinho Lopes de Souza e Hélio Garcia Leite, pelas sugestões, ensinamentos e pela amizade ao longo de todos esses anos.

Ao professor Gilson Fernandes da Silva, pela participação na banca e pela oportunidade do pós-doutorado.

Ao professor Carlos Torres pela participação na banca e ao grande amigo Carlinhos, pela parceria em todos esses anos de UFV.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Engenharia Florestal pela minha formação e pela oportunidade de realização do doutorado.

Aos funcionários do Departamento de Engenharia Florestal, em especial ao Alexandre, Ritinha, Jamile, Chiquinho, Marquione e Dilson pela convivência e por estarem sempre dispostos a nos ajudar.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão da bolsa de estudos.

Às minhas amigas, Carolzinha, Juliana, Mariana, Marine e Gheila obrigada por estarem sempre presentes de alguma maneira. À Maíra, pela amizade e preocupação nessa fase final do doutorado.

À todos os meus colegas e amigos da Pós-Graduação, principalmente ao Vicente, Lyvia, Carlos Araújo, Eliana, Gustavo e Ana Carolina, pelos bons momentos, pelas palavras de carinho e incentivo, pelo apoio nos momentos difíceis e por aguentarem todas as minhas lamentações e momentos de choro e desespero.

À todos aqueles que não foram mencionados, e que de alguma forma contribuíram para a realização deste trabalho.

BIOGRAFIA

LÍVIA THAIS MOREIRA DE FIGUEIREDO, filha de Gilvan Corrêa de Figueiredo e Valéria Moreira da Silva Figueiredo, nasceu em Caetanópolis, Minas Gerais, em 24 de novembro de 1986.

Em 2005 iniciou o curso de Engenharia Florestal na Universidade Federal de Viçosa (UFV), sendo o mesmo concluído em julho de 2009.

Em agosto de 2009 ingressou no Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal da UFV, submetendo-se à defesa da dissertação para obtenção do título de Mestre em Ciência Florestal em julho de 2011.

Em agosto de 2011 ingressou no Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal da UFV, com tese defendida, para a obtenção do título de Doutor em Ciência Florestal em setembro de 2015.

SUMÁRIO

RESUMO	viii
ABSTRACT	x
1. INTRODUÇÃO GERAL	1
2. OBJETIVOS	4
2.1 Objetivo geral	4
2.2 Objetivos específicos	4
3. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	5
CAPÍTULO I	7
MODELAGEM DA MORTALIDADE DE ÁRVORES INDIVIDUAIS EM FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL	7
1. INTRODUÇÃO	7
2. MATERIAL E MÉTODOS	9
2.1 Dados	9
2.2 Modelagem da mortalidade	11
2.3 Validação dos modelos selecionados	13
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	15
3.1 Ajuste e seleção das equações	17

3.2 Validação das metodologias	21
4. CONCLUSÃO	24
5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS	25
CAPITULO II	29
MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO E A DE ÁRVORE INDIVIDUAL PARA FLORESTA ESTACIO	ONAL
SEMIDECIDUAL	29
1. INTRODUÇÃO	29
2. MATERIAL E MÉTODOS	31
2.1 Dados	31
2.2 Modelos de crescimento em diâmetro e altura	31
2.3 Validação das metodologias	33
3. RESULTADOS E DISCUSSÃO	34
3.1 Modelos selecionados e ajuste das equações	36
3.2 Validação das metodologias	38
4. CONCLUSÃO	42
5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	43
CONCLUSÕES GERAIS	46
ANFXO	$\Delta 7$

RESUMO

FIGUEIREDO, Lívia Thais Moreira de, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, setembro de 2015. **Modelagem da mortalidade e do crescimento em nível de árvore individual em floresta Estacional Semidecidual**. Orientador: Carlos Pedro Boechat Soares. Coorientadores: Agostinho Lopes de Souza e Hélio Garcia Leite.

O objetivo deste estudo foi modelar a mortalidade e o crescimento em nível de árvore individual em uma floresta Estacional Semidecidual. Os dados utilizados neste trabalho são provenientes de 10 parcelas permanentes instaladas em um fragmento de floresta Estacional Semidecidual no município de Viçosa, Minas Gerais. Estas parcelas foram monitoradas durante um período de 14 anos, sendo as medições realizadas nos anos de 1994, 1997, 2000, 2004 e 2008. A base de dados, composta por 10 parcelas permanentes, foi separada em dois grupos: ajuste (6 parcelas) e validação (4 parcelas), selecionadas aleatoriamente. A tese foi dividida em dois capítulos. No primeiro capítulo, o objetivo foi avaliar e comparar duas metodologias para predizer a mortalidade de árvores individuais. Na primeira metodologia, a mortalidade foi considerada uma variável dicotômica, que assume valor 0 para a árvore viva e 1 para a árvore morta. Já a segunda, consistiu em ajustar modelos de regressão considerando a probabilidade de mortalidade calculada por grupo de árvores, para cada parcela, para cada intervalo de medição. Após as análises, observou-se que, de maneira geral, as duas metodologias analisadas mostraram-se precisas para estimar a mortalidade em

floresta Estacional Semidecidual. No entanto, a equação ajustada a partir da probabilidade de mortalidade calculada por grupo de árvores obteve melhores resultados quando aplicada aos dados de validação. No segundo capítulo, o objetivo foi avaliar e comparar duas metodologias para se obter estimativas de diâmetros e alturas em nível de árvore individual: 1) a projeção dos diâmetros e alturas futuros das árvores (DAP_2 e Ht_2); 2) a projeção do incremento periódico anual em diâmetro (IPA_d) e em altura (IPA_{Ht}), que somados aos diâmetros e alturas das árvores no início do período de monitoramento, forneceram as estimativas dos diâmetros e alturas futuros. Os resultados encontrados permitiram concluir que as equações para estimativa de incrementos periódicos em diâmetro e em altura, apesar de apresentarem pior desempenho em termos de \overline{R}^2 (%) e RMSE (%), resultaram em estimativas mais exatas de diâmetro e altura futuros em termos de BIAS (%) e RMSE (%) do que a projeção direta dos diâmetros e alturas das árvores.

ABSTRACT

FIGUEIREDO, Lívia Thais Moreira de, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, September, 2015. **Modeling of mortality and growth in individual tree level in a Semideciduous Forest**. Advisor: Carlos Pedro Boechat Soares. Co-advisors: Agostinho Lopes de Souza e Hélio Garcia Leite.

The objective of this study was to model the growth and mortality in individual tree level in a Semideciduous Forest. The data used in this work are from 10 permanent plots installed in a fragment of Semideciduous forest in Viçosa, Minas Gerais. These plots were monitored over a period of 14 years and the measurements carried out in 1994, 1997, 2000, 2004 and 2008. The database was separated into two groups: setting (6 installments) and validation (4 portions), randomly selected. The thesis was divided into two chapters. In the first chapter, the objective was to evaluate and compare two methods to predict the mortality of individual trees. In the first method, mortality was considered a dichotomous variable, which assumes value 0 for living tree and 1 for the dead tree. The second method was to adjust regression models considering the likelihood of mortality calculated by group of trees for each part for each measurement interval. After the analysis, it was observed that, in general, two methods proved accurate analyzed to estimate mortality in forest Semideciduous. However, equation set from the probability of mortality calculated by trees group showed better results when applied to data validation. In the second chapter, the objective was to evaluate and compare two methods to obtain estimates of diameters and heights for individual tree level of the surviving trees over time: 1) the projection of diameters and future heights of the trees (DBH_2 and Ht_2); 2) The projection of the annual periodic increment in diameter (IPAd) and height (IPA_{Ht}), which added to the diameter and height of trees at the beginning of the monitoring period, provided estimates of future diameters and heights. The results showed that the equations for estimating periodic increments in diameter and height, although a worse performance in terms of (%) and RMSE (%), resulted in more accurate estimates of future diameter and height in terms of BIAS (%) and the RMSE (%) of the direct projection of future diameters and heights of trees.

1. INTRODUÇÃO GERAL

Os remanescentes de Mata Atlântica são formados principalmente por fragmentos de vegetação em estágio secundário de sucessão, que possuem grande diversidade de espécies e são fontes de produtos de alto valor (SCOLFORO *et al.*, 1996; PINTO *et al.*, 2008). A variação de crescimento de árvore para árvore em florestas nativas como deste bioma pode ser significativa e resultam em uma composição florística e estrutural complexa (COOMES e ALLEN, 2007). Desta forma, a obtenção de informações detalhadas acerca do crescimento das árvores nesses fragmentos é essencial para a adoção de técnicas de manejo com base na dinâmica natural desses fragmentos.

A dinâmica natural de florestas inequiâneas tropicais baseia-se no crescimento, na mortalidade de indivíduos e no ingresso de novos indivíduos e espécies. Esta dinâmica tem sido estudada por meio dos modelos de crescimento e produção em diferentes níveis de abordagem e têm sido amplamente utilizados no manejo florestal (DAVIS e JOHNSON, 1987; VANCLAY, 1994; PENG, 2000).

Em florestas inequiâneas, a prognose do crescimento e produção fundamentase principalmente na distribuição diamétrica da floresta com a utilização das Matrizes de Transição ou Cadeia de Markov (BUONGIORNO e MICHIE, 1980; SOUZA e SOARES, 2013).

No entanto, uma vez que nestas florestas cada espécie possui um conjunto de características singulares em termos de velocidade crescimento, idade, altura, necessidade de nutrientes, espaço e luz (KIERMAN *et al.*, 2008; CHASSOT *et al.*, 2011), têm-se a necessidade de modelos de crescimento e produção que forneçam estimativas em nível de árvore individual.

Os modelos em nível de árvore individual (MAI) expressam o crescimento em nível de árvore, com um maior grau de detalhamento, podendo ser usados estudos de planejamento e exploração, respostas a técnicas silviculturais, além do desenvolvimento da estrutura da floresta (FREIRE, 2002).

Estes modelos são constituídos por vários sub-modelos, que estimam o crescimento em diâmetro e altura e a mortalidade. No estudo de florestas inequiâneas, envolvem também o ingresso de novas árvores (DAVIS e JOHNSON, 1987; TOMÉ e BURKHART, 1989; HASENAUER, 2000).

Cada árvore é, então, estudada de acordo com as condições de competição a que está submetida, expressa por meio dos índices de competição (HASENAUER, 2000), os quais são categorizados em independentes da distância, dependentes da distância e semi-independentes (DAVIS e JOHNSON, 1987; VANCLAY, 1994; STAGE e LEDERMANN, 2008).

Segundo Holmes e Reed (1991), um dos problemas na avaliação dos efeitos da competição no crescimento das árvores é a dificuldade para quantificar e escolher o melhor índice de competição.

Trabalhos envolvendo a avaliação de índices de competição e sua relação com o crescimento das árvores, ainda são escassos em florestas inequiâneas heterogêneas em termos de espécies. Para estas florestas, Castro *et al.* (2014) não observaram superioridade de um único índice para o total de espécies ou grupos de espécies, o que, segundo os autores indica que para cada variável e espécie possa existir um índice mais eficiente.

Por sua vez, a mortalidade é uma das variáveis mais importantes e mais difíceis de prever na modelagem do crescimento de florestas (LEE, 1971; HASENAUER *et al.*, 2001). Em florestas inequiâneas heterogêneas, com grande diversidade de espécies e alta complexidade estrutural a mortalidade é um fenômeno ainda mais complexo e de difícil previsão (FORTIN *et al.*, 2008).

A mortalidade de árvores é dividida em mortalidade regular, devido à supressão e competição e mortalidade irregular, ou mortalidade catastrófica, que é geralmente causado por incêndios, danos provocados pelo vento, ou distúrbios naturais tais como insetos e doenças (LEE, 1971; PEET e CHRISTENSEN, 1987).

Vários modelos têm sido desenvolvidos para predizer a mortalidade, sendo a função logística a mais utilizada (MONSERUD, 1976; MONSERUD STERBA, 1999; CRECENTE-CAMPO, 2010). Além da função logística, outros modelos podem

ser utilizados para predição da mortalidade, como modelos lineares e não-lineares, considerando uma estrutura de modelos mistos, modelos generalizados e equações simultâneas (ZHAO *et al.*, 2004; SOARES *et al.*, 2015).

Embora grandes avanços tenham sido feitos no desenvolvimento da modelagem do crescimento e mortalidade de árvores individuais, os estudos para florestas inequiâneas heterogêneas ainda são incipientes, necessitando, portanto, da realização de estudos que busquem determinar metodologias mais eficientes para o ajuste de modelos em nível de árvore individual para florestas naturais tropicais.

2. OBJETIVOS

2.1 Objetivo geral

O objetivo geral deste estudo foi modelar o crescimento e a mortalidade em nível de árvore individual, em uma floresta Estacional Semidecidual, localizada no município de Viçosa, Minas Gerais.

2.2 Objetivos específicos

Entre os objetivos específicos, têm-se:

- i) Avaliar e comparar duas metodologias para predizer a mortalidade de árvores individuais;
- ii) Avaliar e comparar duas metodologias para estimar diâmetros e alturas de árvores sobreviventes ao longo do tempo.

Para atingir os objetivos propostos, a tese foi estruturada em dois capítulos:

Capítulo I - Modelagem da mortalidade de árvores individuais em floresta Estacional Semidecidual.

Capítulo II – Modelagem do crescimento em diâmetro e altura em nível de árvore individual para floresta Estacional Semidecidual.

3. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CASTRO, R. V. O.; SOARES, C. P. B. S.; SOUZA, A. L.; MARTINS, F. B.; NOGUEIRA, G. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; SILVA, F. Competição em Nível de Árvore Individual em uma Floresta Estacional Semidecidual. **Silva Lusitana**, v. 22, n.1, p. 43 66, 2014.
- BUONGIORNO, J.; MICHIE, B. R. A matrix model of uneven-aged forest management. **Forest Science**, Bethesda, v. 26, p. 609-625, 1980.
- CHASSOT, T.; FLEIG, F.D.; FINGER, C.A.G.; LONGUI, S.J. Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de Araucaria angustifolia (Bbertol.) Kuntze em floresta Ombrófila mista. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 21, p. 303-314, 2011.
- COOMES, D., ALLEN, R. Effects of size, competition and altitude on tree growth. **Journal of Ecology**, London, n. 95, p. 1084–1097, 2007.
- CRECENTE-CAMPO, F.; SOARES, P.; TOMÉ, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, p. 1965–1974, 2010.
- DAVIS, L. S.; JOHNSON, K.N. **Forest Management.** 3 ed., New York: McGraw-Hill Book, 1987. 790 p.
- FORTIN, M.; BÉDARD, S.; DEBLOIS, J.; MEUNIER, S. Predicting Individual Tree Mortality in Northern Hardwood Stands Under Uneven-Aged Management in Southern Québec, Canada, **Ann. Forest Sciense**, 65 (205), 2008.
- FREIRE, J. P. A. Modelação do crescimento da árvore individual independente da distância para *Pinus pinaster* Aiton. em Portugal. Lisboa, 2002, 115f. Dissertação (Mestrado em Silvicultura de espécies de crescimento rápido) Universidade Técnica de Lisboa, 2002.
- HASENAUER, H. Princípios para a modelagem de ecossistemas florestais. **Ciência** e **Ambiente**, Santa Maria, v. 20, n. 1, p. 53-69, 2000.
- HASENAUER, H.; MERKL, D.; WEINGARTNER, M. Estimating tree mortality of Norway spruce stands with neural networks. **Advances in Environmental Research**, v.5, p.405-414, 2001.
- HOLMES, M.J.; REED, D.D. Competition indices for mixed species northern hardwoods. **Forest Science**, Bethesda, v. 37, n. 5, p. 1338 1349, 1991.

- KIERMAN, D. H.; BEVILACQUA, E.; NYLAND, R. D. Individual-tree diameter growth model for sugar maple trees in uneven-aged northern hardwood stands under selection system. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 256, p. 1579-1586, 2008.
- LEE, Y. J. Predicting Mortality for Even-Aged Stands of Lodgepole Pine. **Forestry Chronicle**, 47: p. 29–32, 1971.
- MONSERUD, R.A. Simulation of forest tree mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 22, p. 438–444, 1976.
- MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 113, p. 109-123, 1999.
- PEET, R. K.; CHRISTENSEN, N. L. Competition and tree death. **Bioscience**, Washington, 37: 586 595, 1987.
- PENG, C. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. **Forest Ecology and Management,** Amsterdam, v. 132, p. 259 279, 2000.
- SCOLFORO, J.R.S.; PULZ, F.A.; MELLO, J.M.; OLIVEIRA FILHO, A.T. Modelo de produção para floresta nativa como base para o manejo sustentado. **Revista Cerne**, Lavras, v.2, n.1, p.112-137, 1996.
- SOARES, C. P. B.; GEZAN, S. A.; SILVA, G. F.; CASTRO, R. V. O. Individual-tree growth and mortality models for a Semideciduous Atlantic forest in Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 9, n. 11, p. 542-552, 2015.
- SOUZA, A. L.; SOARES, C. P. B. **Florestas nativas: estrutura, dinâmica e manejo**. Editora UFV, Viçosa, 322p., 2013.
- STAGE, A. R.; LEDERMANN, T. Effects of competidor spacing in a new class of individual tree indices of competition: semi-distane-independent indices computed for Bitterlich versus fixed-area plots. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 38, p. 890-898, 2008.
- TOMÉ, M.; BURKHART, H.E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual tree. **Forest Science**, Bethesda, v.35, n.3, p.816-831, 1989.
- VANCLAY, J.K. **Modelling forest growth and yield**: aplications to mixed tropical forests. Copenhagen: CAB International, 312p. 1994.
- ZHAO, D., B. BORDERS, M. WILSON. Individual-tree diameter growth and mortality models for bottomland mixed-species hardwood stands in the lower Mississippi alluvial valley. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 199, p. 307-322, 2004.

CAPÍTULO I

MODELAGEM DA MORTALIDADE DE ÁRVORES INDIVIDUAIS EM FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL

1. INTRODUÇÃO

A mortalidade das árvores é um importante componente dos processos de dinâmica florestal e também um dos menos compreendidos. A modelagem da mortalidade é fundamental para a compreensão do *status* e da evolução da floresta e, portanto, um componente essencial dos modelos de crescimento e produção (FLEWELLING e MONSERUD, 2002; CRECENTE – CAMPO *et al.*, 2009; MA e LEI, 2015).

Apesar da predição da mortalidade de árvores ser considerada uma das tarefas mais difíceis na modelagem do crescimento (HASENAUER *et al.*, 2006), ela possui significativas implicações nas estimativas de crescimento a longo prazo (WEISKITTEL *et al.*, 2011). No entanto, como a mortalidade irregular tem ocorrência difícil de prever e estimar, os modelos de mortalidade, normalmente, estimam somente a mortalidade regular, aquela causada pela supressão e competição entre árvores (MONSERUD, 1976).

A predição da mortalidade regular pode ser feita com base nas condições fisiológicas da árvore; por meio da utilização de índices de competição associados à funções densidade de probabilidade e por meio da determinação da probabilidade da mortalidade dentro de um grupo de árvores com características similares (GLOVER e HOOL, 1979). Segundo HASENAUER (2006) a probabilidade de mortalidade de

cada indivíduo, em determinado período de crescimento, é função de características da própria árvore, competição e características do povoamento.

Segundo Vanclay (1994) a função logística, ajustada a dados de árvores individuais, pode ser a melhor maneira de modelar a mortalidade em florestas tropicais. Nesse caso, a estimação da mortalidade é feita considerando-a como uma variável dicotômica ou binomial, que assume valor 0 para a árvore viva e 1 para a árvore morta (MONSERUD, 1976; EID e TUHUS, 2001; YAO *et al.*, 2001; SOARES *et al.*, 2015).

Alternativamente, pode-se calcular a probabilidade de mortalidade de um grupo de árvores, como por exemplo, em classes diamétricas e associar esta probabilidade à variáveis da floresta, em um modelo de regressão. Este método foi utilizado por Martins (2011), em um estudo visando modelar o crescimento em nível de árvore individual em plantios comerciais de eucalipto.

Existem poucos estudos sobre a modelagem da mortalidade em nível de árvore individual em florestas inequiâneas no Brasil, com destaque para os trabalhos de Castro (2012), que estimou a mortalidade de árvores individuais de uma floresta natural utilizando redes neurais artificiais e Soares *et al.* (2015), por meio da função logística.

O baixo número de trabalhos de modelagem de árvores individuais em florestas inequiâneas com alto número de espécies ocorre, possivelmente, em função dos diferentes comportamentos de mortalidade entre as espécies, além da ausência de dados adequados para modelagem (VANCLAY, 1994, ROSSI *et al.*, 2007, CASTRO *et al.*, 2015).

Diante do exposto, o objetivo deste capítulo foi avaliar e comparar duas metodologias para predizer a mortalidade de árvores individuais em uma floresta Estacional Semidecidual, ou seja, aquele baseado no uso da função logística e baseado em grupos de árvores, por meio de modelos de regressão.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Dados

Com o objetivo de modelar a mortalidade em nível de árvore individual, foram utilizados dados de 10 parcelas permanentes instaladas em um fragmento de floresta Estacional Semidecidual Montana (VELOSO *et al.*, 1991), conhecido como Mata da Silvicultura, localizado no município de Viçosa, Minas Gerais (20°45' S e 42°51' W). O fragmento florestal possui aproximadamente 17 ha, encontra-se em estágio médio de sucessão (FIGUEIREDO *et al.*, 2013) e situa-se em altitudes que variam entre 670 e 730m (MARISCAL- FLORES, 1993).

O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo Cwa, mesotérmico úmido com verões chuvosos e invernos secos (VIANELLO e ALVES, 1991). A precipitação média anual é de 1.338 mm (OLIVEIRA JUNIOR e DIAS, 2005).

A topografia da região é acidentada, com vales estreitos e úmidos, com a altitude variando aproximadamente de 600 a 970 metros, estando a sede do município situada a 649 metros de altitude (CORRÊA, 1984). O solo apresenta a predominância de duas classes: latossolo vermelho-amarelo álico e o Podzólico vermelho-amarelo câmbico (REZENDE, 1971).

As parcelas permanentes possuem forma retangular e área fixa de 1000 m^2 (20 m x 50 m). Em cada parcela foram medidos o dap (diâmetro à 1,30m), a altura total (Ht) e a altura do fuste (Hf) e identificados todos os indivíduos arbóreos com $dap \ge 5$ cm. As medições foram feitas nos anos de 1994, 1997, 2000, 2004 e 2008. A caracterização dendrométrica do fragmento é apresentada na Tabela 1.

Tabela 1 - Caracterização dendrométrica do fragmento de Floresta Estacional Semidecidual localizado no município de Viçosa, MG, nos respectivos anos de medição

Variável _		Ano de medição				
		1997	2000	2004	2008	
Número de fustes (por ha)	1521	1540	1497	1474	1492	
Densidade (árvores ha ⁻¹)	1379	1383	1331	1307	1326	
Diâmetro quadrático (cm)	14,2	14,6	14,9	15,0	15,3	
Área basal (m² ha ⁻¹)	24,1	25,9	26,2	26,2	27,5	
Volume (m³ ha ⁻¹)	235,5	275,2	291,4	323,9	342,1	
dap mínimo (cm)	5,1	5,1	5,1	5,1	5,0	
Média de dap (cm)	11,6	11,8	12,0	12,0	12,2	
dap máximo (cm)	80,2	82,1	84,0	85,6	91,0	
Ht mínima (m)	2,5	2,5	2,5	2,4	2,4	
Média das Ht (m)	10,4	11,1	11,4	12,4	12,5	
Ht máxima (m)	32,1	32,4	33,0	39,2	39,4	
Famílias botânicas	43	43	43	42	42	
Gêneros botânicos	100	98	99	99	103	
Espécies identificadas	136	135	137	135	148	
Espécies não identificadas	4	3	4	3	5	
Índice de Shannon-Weaver (H')	4,07	4,02	4,00	3,96	4,02	
Número de indivíduos que ingressaram (por ha no período)	-	114	79	57	134	
Número de indivíduos mortos (por ha no período)	-	95	122	81	115	

A identificação do material botânico foi realizada por meio de comparações com o material do Herbário do Departamento de Biologia Vegetal da UFV, considerando o sistema de classificação APG III (2009). Os indivíduos identificados foram classificados em grupos ecológicos segundo a divisão proposta por Gandolfi *et al.* (1995), a saber:

- i) Pioneiras (PI): espécies dependentes de luz e que não ocorrem no sub-bosque, se desenvolvendo em clareiras ou bordas da floresta;
- ii) Secundárias iniciais (SI): ocorrem em condições de sombreamento médio, como pequenas clareiras e sub-bosque não densamente sombreado;
- iii) Secundárias tardias (ST): se desenvolvem no sub-bosque em condições de sombra leve ou densa, podendo permanecer aí a vida toda ou crescer até alcançar o dossel;
- iv) Sem classificação (SC): espécies que em função da carência de informações não foram incluídas em nenhuma das categorias.

2.2 Modelagem da mortalidade

A base de dados, composta por 10 parcelas permanentes, foi separada em dois grupos: ajuste e validação. Para o ajuste das equações de mortalidade, foram então, selecionadas aleatoriamente seis parcelas, totalizando 4746 observações (231 casos de mortalidade). Para a validação do modelo foram utilizadas as quatro parcelas restantes, em um total de 2831 observações (181 casos de mortalidade).

Foram avaliados e comparados duas metodologias para modelar a probabilidade de mortalidade (P(M)). Na primeira metodologia (Metodologia 1), a mortalidade foi considerada uma variável dicotômica ou binomial, que assume valor 0 para a árvore viva e 1 para a árvore morta. Neste caso, utilizou-se a função logística, descrita a seguir, cujos coeficientes β_0 a β_k foram obtidos pelo método da Máxima Verossimilhança (MONSERUD e STERBA, 1999; GUJARATI e PORTER, 2011; MONSERUD, 1976; HAMILTON, 1986; HASENAUER, 2006):

$$P(M) = (1 + e^{(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k)})^{-1} + \varepsilon$$
 (1)

em que: P(M) = probabilidade de mortalidade (0 ou 1); β_0 , β_1 , ... β_k = coeficientes do modelo; X_1 , ... X_k = variáveis independentes; ε = erro aleatório.

Cabe destacar que, na floresta estudada, algumas árvores possuíam mais de um fuste e houve a ocorrência de mortalidade de fustes e não propriamente de árvores. No entanto, como o número de casos não era significativo em relação ao total de árvores vivas, considerou-se a mortalidade de árvores, como a mortalidade de árvores propriamente ditas e de fustes em conjunto.

As variáveis independentes utilizadas na modelagem da mortalidade foram: i) dap = diâmetro medido à altura de 1,30m, em centímetros (cm); ii) <math>Ht =altura total, em metros (m); iii) Dmed e Dmax =média dos diâmetros e diâmetro máximo das árvores, em cm, por parcela; iv) $\overline{H}t =$ média das alturas totais das árvores das parcelas, em m; v) Hdom =altura média das árvores dominantes, em m, considerando a média das dez árvores mais altas por parcela, por ano; vi) B =área basal, em m^2 ha $^{-1}$ e vii) IC =índices de competição.

Os índices de competição avaliados foram os da categoria dos independentes da distância (STAGE, 1973; GLOOVER e HOOL, 1979; CASTRO, 2012):

$$IID_1 = \frac{Ht_i}{\overline{Ht}} \tag{2}$$

$$IID_2 = BAI = \frac{ASi}{ASq} \tag{3}$$

$$IID_3 = BAL_i \tag{4}$$

em que: ASi = área seccional do fuste da árvore-objeto, medido a 1,30 m de altura (m²), ASq = área seccional correspondente ao diâmetro médio (q) dos fustes das árvores da parcela (m²); BAL_i = somatório das áreas seccionais das árvores maiores que a árvore-objeto.

Para seleção das variáveis explicativas (independentes) do modelo analisou-se a correlação simples entre elas e a probabilidade de mortalidade; a significância estatística; a coerência dos sinais associados aos parâmetros do modelo e o fator de inflação da variância (FIV) (<10) (GUJARATI e PORTER, 2011). A seleção da melhor equação para a estimativa da probabilidade de mortalidade foi baseada na estatística de log-verossimilhança e no teste Qui-quadrado (χ 2) (α =5%) (GUJARATI e PORTER, 2011). O ajuste das equações foi feito utilizando o *software Statistica 12* (STATSOFT, INC, 2013).

A segunda metodologia (Metodologia 2) consistiu em ajustar modelos de regressão considerando as variáveis explicativas consideradas na metodologia 1 e a probabilidade de mortalidade calculada por grupo de árvores, para cada parcela, para cada intervalo de medição, conforme se segue (CASTRO, 2012):

$$P(M) = 100 \cdot \frac{(n_{j_1} - n_{j_2}) - I_{j_1 j_2}}{\sum_{i=1}^{j} n_{j_1}}$$
(5)

em que n_{j1} = número de árvores vivas na j-ésima classe de diâmetro, no início do período; n_{j2} = número de árvores vivas na j-ésima classe de diâmetro no fim do período; (I_{j1j2}) = número de indivíduos que ingressaram durante o período.

A seleção das variáveis explicativas foi realizada considerando os mesmos critérios da metodologia 1, isto é, a correlação simples entre as variáveis explicativas do modelo e a probabilidade de mortalidade; significância e coerência dos sinais associados aos parâmetros do modelo e o FIV (GUJARATI e PORTER, 2011).

Na metodologia 2, que considera a probabilidade de mortalidade por grupo de árvores, foram ajustados e avaliados três modelos (Tabela 2). O modelo linear foi ajustado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e os modelos não

lineares utilizando o algoritmo de Levenberg-Marquardt, por meio do *software Statistica 12* (STATSOFT, INC, 2013).

Tabela 2 – Modelos avaliados na estimação da probabilidade de mortalidade por grupo de árvores

Modelo		
$P(M) = \beta_o + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$	Linear	(6)
$P(M) = (1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k)})^{-1} + \varepsilon$	Logística/Hamilton	(7)
I(M) - (1 + e)) $+ e$	(1986)	
$P(M) = \beta_o \cdot X_1^{\beta_1} \cdot X_k^{\beta_k} + \varepsilon$	Alométrica/West (1981)	(8)

A seleção da melhor equação na metodologia 2 considerou, além dos critérios discutidos anteriormente na seleção das variáveis, o número observado em relação ao número estimado de árvores mortas e o coeficiente de correlação entre as probabilidades de mortalidade estimadas e observadas, dado por:

$$r_{y\hat{y}} = \frac{cov(Y, \hat{Y})}{\sqrt{S^2(Y)S^2(\hat{Y})}} \tag{9}$$

em que: em que: Y = probabilidade de mortalidade observada; \hat{Y} = probabilidade de mortalidade estimada; cov = covariância; S^2 = variância de Y e \hat{Y} ; n = número de observações.

Na metodologia 2, o número total de árvores mortas em cada classe de diâmetro, foi obtido pela multiplicação da probabilidade de mortalidade estimada para cada classe, pelo número total de árvores em cada classe de *dap*.

2.3 Validação dos modelos selecionados

De posse das equações selecionadas nas metodologias 1 e 2, as mesmas foram aplicadas aos dados de validação a fim de verificar a exatidão das duas metodologias analisadas. Para tal, foram comparados: i) os dados projetados e observados do número total de indivíduos mortos entre cada período de medição, em cada parcela; ii) o número de indivíduos mortos por classe de diâmetro. As projeções foram realizadas para a medição imediatamente posterior, ou seja, de 1994 para 1997; de 1997 para 2000 e assim sucessivamente.

As estimativas de mortalidade foram comparadas com os valores observados, por meio do teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov (K-S) (SOKAL e ROHLF, 1969), cuja estatística é dada por:

$$dn = Max |F_0(x) - F_e(x)|$$

em que: dn é o valor calculado da estatística de K-S; $F_o(x)$ = frequência acumulada observada; $F_e(x)$ = frequência acumulada estimada.

A hipótese nula (H_0) é de que as estimativas não diferem dos valores observados é rejeitada para um valor de dn maior do que o valor tabelado $(\alpha=5\%)$.

No caso da metodologia 1, a validação foi possível aplicando-se uma rotina de simulação para a qualificação das árvores como mortas ou vivas durante os períodos de monitoramento (em anexo). A simulação foi feita comparando-se um número aleatório (P(a)) entre zero e um com a probabilidade de mortalidade estimada para cada árvore (P(M)), pela equação selecionada. Se P(M) > P(a) a árvore seria qualificada como morta e retirada da listagem, caso contrário, a árvore permaneceria viva (PRETZSCH *et al.*, 2002). Por se tratar de um processo probabilístico, a rotina de simulação foi aplicada 30 vezes, para obter a tendência de mortalidade ao longo do tempo, em cada período de avaliação, e, consequentemente, uma estimativa média do número de árvores mortas.

Na metodologia 2, como descrito anteriormente, o número de árvores mortas foi obtido multiplicando-se a probabilidade de mortalidade na classe (ou proporção de árvores mortas) pelo respectivo número de árvores vivas no início de cada período de monitoramento.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Durante o período total de monitoramento (1994 – 2008), observou-se uma maior mortalidade de árvores no segundo e no quarto intervalo de medição (Figura 1). Lee (1971) menciona que a mortalidade é um evento aleatório e difícil de prever, podendo ser causada por uma variedade de fatores externos, como densidade, doenças, estresse hídrico, entre outros (HASENAUER, 2006; WEISKITTEL *et al.*, 2011).

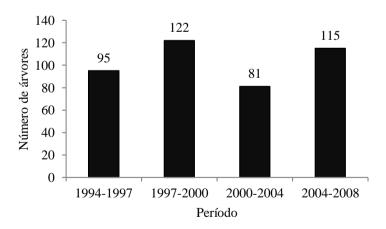


Figura 1 – Número de árvores mortas ao longo do período de monitoramento.

As espécies *Aparisthmium cordatum* Baill. (PI), *Siparuna arianeae* V. Pereira (SI), *Anadenanthera peregrina* (L.) Speg (SI), *Bathysa nicholsonii* K. Schum. (SI), *Casearia ulmifolia* Vahl ex Vent (SI), *Piptadenia gonoacantha* (Mart.) J.F. Macbr. (SI) e *Jacaranda macrantha* Cham. (SI) representaram 43,8% do total de árvores

mortas entre 1994 e 2008. Essas espécies, com maior necessidade de luz para o seu desenvolvimento, possuem baixa longevidade em condições adversas (BUDOWSKI, 1965; WILLIAMSON *et al.*, 1998), indicando avanço no estágio sucessional da floresta.

Maiores taxas de mortalidade para espécies do grupo das pioneiras e secundárias iniciais também foram encontradas por Ferreira *et al.*, (1998); Gaspar (2008) em áreas de floresta Estacional Semidecidual. Em um trabalho realizado em uma área de floresta Atlântica no município de Linhares (ES), Rolim *et al.* (1999), também observou mortalidade em espécies pioneiras maior que espécies de caráter mais tardio.

No presente estudo, o total de árvores mortas foi maior nas menores classes de diâmetro (Figura 2). Em um estudo em floresta tropical, Silva (1989), observou que as taxas de mortalidade eram maiores nas classes de menor tamanho e que, depois do estabelecimento das espécies tolerantes à sombra, essa taxa tendia a se tornar quase constante nas classes de tamanho. Pulz (1998) estudando a mortalidade em uma floresta Semidecidual em Minas Gerais também observou maior mortalidade de árvores nas classes de menor diâmetro.

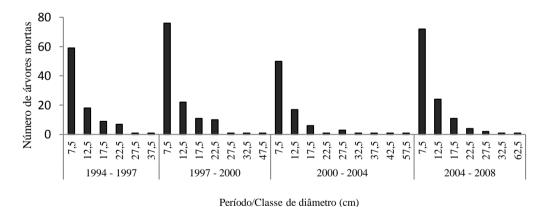


Figura 2 – Número observado de árvores mortas durante o período de monitoramento.

A mortalidade anual média foi de 2%, valor inferior ao encontrado por Coraiola (2003), que verificou taxa anual de mortalidade igual a 2,78% em uma Floresta Estacional Semidecidual no município de Cássia, MG. Nos trabalhos de Rolim et al. (1999) e Ferreira et al. (1998), as taxas anuais de mortalidade foram iguais a 1,5%, 1,22%, respectivamente.

3.1 Ajuste e seleção das equações

Na metodologia 1, as variáveis explicativas selecionadas para estimar a probabilidade de mortalidade por árvore individual foram o diâmetro máximo das árvores (Dmax); a altura média das árvores dominantes (Hdom) e o índice de competição IID_1 ($Ht/\overline{H}t$), definindo o seguinte modelo:

$$P(M) = (1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 D \max + \beta_2 H D o m + \beta_3 I I D_1)})^{-1}$$
(10)

À exceção do parâmetro β_0 , todos os coeficientes foram significativos (p<0,05) (Tabela 3). Os sinais desses coeficientes indicam que árvores em locais com distribuição de diâmetros mais amplas (maior Dmax), estariam sujeitas a uma maior competição, resultando em maior probabilidade de mortalidade. Por outro lado, árvores maiores (maior IID₁) e em locais de maior altura dominante média apresentariam menor probabilidade de mortalidade, uma vez que, por estarem no estrato superior das florestas e possuírem melhores condições de iluminação, sofreriam menor competição (CUNHA, 2009).

Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros, erro padrão (SE) e p-valores associados aos coeficientes do modelo

		Estatísticas	
Variáveis	Coeficientes	SE	p-valor
Intercepto	0,173293	0,56556	<0,7593
Dmax(cm)	0,009299	0,00473	< 0,0497
HDom	-0,118142	0,02710	< 0,001
IID_1	-0,797491	0,18847	< 0,001

O índice de competição IID_1 , selecionado neste trabalho como o melhor índice para estimar a probabilidade de mortalidade também foi aquele selecionado por Castro (2012) para estimar a mortalidade de árvores em uma floresta Estacional Semidecidual. Os valores da estatística de log-verossimilhança (-2Log) e de Quiquadrado foram iguais a 1799,38 e 41,69 (p<0,001), respectivamente, indicando que o modelo explicou significativamente a variabilidade da mortalidade.

A equação selecionada estimou bem o número total de árvores mortas nas parcelas de ajuste (Tabela 4): 209±14 de um total de 231 árvores mortas.

Tabela 4 – Número de árvores mortas observados e estimados por meio da função logística, para cada uma das parcelas, em cada um dos períodos de monitoramento

DI-	D4. 1.	Número de ár	vores mortas
Parcela	Período	Observados	Estimados
	1994 -1997	4	19,0 ± 2,0*
1	1997 - 2000	5	$10,0 \pm 2,0$
	2000 - 2004	9	$7,0 \pm 2,0$
	2004 - 2008	17	$17,0 \pm 3,0$
	1994 -1997	9	10.0 ± 3.0
2	1997 - 2000	10	$12,0 \pm 3,0$
	2000 - 2004	6	$6,0 \pm 2,0$
	2004 - 2008	11	$11,0 \pm 3,0$
	1994 -1997	12	$10,0 \pm 3,0$
4	1997 - 2000	19	$13,0 \pm 3,0$
	2000 - 2004	14	$11,0 \pm 3,0$
	2004 - 2008	18	$10,0 \pm 3,0$
	1994 -1997	14	$9,0 \pm 3,0$
6	1997 - 2000	10	$6,0 \pm 2,0$
	2000 - 2004	6	$3,0 \pm 1,0$
	2004 - 2008	8	$3,0 \pm 2,0$
	1994 -1997	6	$5,0 \pm 3,0$
8	1997 - 2000	11	$5,0 \pm 2,0$
	2000 - 2004	3	$6,0 \pm 2,0$
	2004 - 2008	13	$6,0 \pm 2,0$
	1994 -1997	10	5,0 ± 3,0
9	1997 - 2000	8	$13,0 \pm 3,0$
	2000 - 2004	4	$7,0 \pm 2,0$
	2004 - 2008	4	$5,0 \pm 2,0$
	Total	231	209 ± 14

^{*}desvio padrão

Em relação ao número total de árvores mortas em cada período de projeção, observou-se que as estimativas de mortalidade foram próximas aos valores observados nos primeiros períodos de monitoramento e que, no último período de medição a equação subestimou o número de árvores mortas (Figura 3). No entanto, o teste de Kolmogorov – Smirnov (K-S) mostrou que não houve diferença estatística significativa entre os valores observados e estimados (K-S: 0, 069^{ns} ; p<0,05).

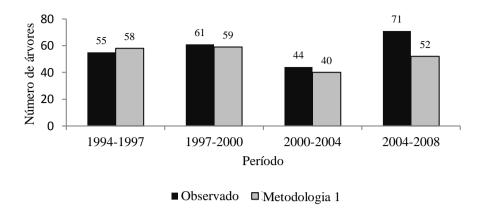


Figura 3 – Números de árvores mortas observados e estimados, por período, pela metodologia 1 nas parcelas de ajuste do modelo.

Na metodologia 2, as variáveis explicativas selecionadas foram a altura dominante (*Hdom* (*m*)) e o índice de competição BAI (*ASi/ASq*). Uma vez que se utilizou o índice de competição BAI, a variável diâmetro (*dap*) não foi utilizada isoladamente, haja vista de problemas de multicolinearidade. No entanto, o índice de competição BAI tem a vantagem de combinar variáveis de tamanho da árvore e densidade de povoamento, o que já garante o *status* competitivo de cada árvore (MARTINS, 2011).

Os coeficientes de todas as variáveis em todos os modelos avaliados foram significativos (p<0,05) (Tabela 5). Os coeficientes associados à variável índice de competição (*BAI*) apresentaram sinais negativos, indicando que, à medida que o valor de BAI aumenta, mais competitiva é a árvore, e consequentemente, menor sua probabilidade de mortalidade. Essa tendência também foi observada por Monserud e Sterba (1999), Eid e Tuhus (2001).

Tabela 5 – Estimativas dos parâmetros das equações e estatísticas dos modelos de probabilidade de mortalidade para grupo de árvores (Metodologia 2) em uma floresta Estacional Semidecidual no município de Viçosa, Minas Gerais

·			Estatísticas		Ajuste	
Modelo	Variáveis	Coeficientes	SE	p-valor	N mortas (231)	$r_{y\hat{y}}$
	eta_o	0,136263	0,00618	<0,001	•	
1	Hdom	-0,00274	0,00025	< 0,001	214	0,23
	BAI	-0,00455	0,00045	<0,001		
•	eta_{o}	-1,25011	0,103301	<0,001		
2	Hdom	-0,05219	0,004307	< 0,001	242	0,26
	BAI	-0,20158	0,019106	<0,001		
***************************************	eta_o	3,50915	1,067401	<0,001		
3	Hdom	-1,29477	0,097402	<0,001	237	0,28
	BAI	-0,15405	0,013972	<0,001		

^{*}valor entre parêntesis = número total de árvores mortas de 1994 a 2008

O número total de árvores mortas observado de 1994 a 2008 foi próximo das estimativas dos três modelos. O modelo 3 foi o que forneceu estimativas mais próximas do valor observado, bem como correlação entre a probabilidade de mortalidade observada e estimada maior (0,28).

Em relação ao modelo 3, é possível observar que houve uma superestimação do número de árvores mortas nos três primeiros períodos, enquanto que no último período de monitoramento (2004 – 2008), o número de árvores mortas foi subestimado (Figura 4). O número de árvores mortas estimado foi estatisticamente igual ao observado (K-S = 0.073^{ns} ; p<0,05).

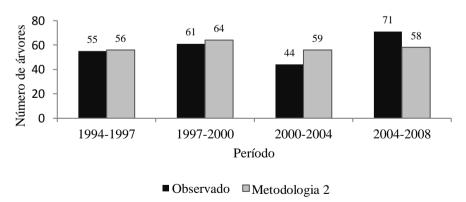


Figura 4 – Número de árvores mortas observado e estimado, por período, pelo modelo 3 nas parcelas de ajuste do modelo.

3.2 Validação das metodologias

Para comparar e verificar a precisão das metodologias analisadas na modelagem da mortalidade das árvores foram utilizadas, a função logística previamente selecionada (Metodologia 1) e o modelo 3, selecionado como o melhor modelo para estimar a mortalidade por grupo de árvores na metodologia 2.

A tendência observada nas parcelas de validação foi de subestimar o número de árvores mortas em ambas as metodologias (Figura 5). Nessas parcelas, as estimativas de mortalidade da metodologia 1 foram diferentes dos valores observados (K- $S = 0.260^*$; p<0.05), já para a metodologia 2, os valores estimados foram iguais aos observados (K- $S = 0.150^{ns}$; p<0.05).

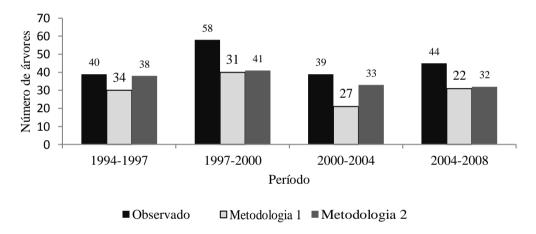


Figura 5 – Número de árvores mortas observados e estimados, por período, para as metodologias 1 e 2, no processo de validação.

O número de árvores classificadas como mortas nas parcelas de validação foi igual a 114 ± 8,0 árvores para a metodologia 1 e 144 árvores, para a metodologia 2, de um total de 181 árvores mortas observadas (Tabela 6). Em relação às parcelas, observa-se que houve uma subestimação do número de árvores mortas, sendo que, na parcela 10, o número de árvores mortas observado ficou fora do intervalo estimado em todos os períodos nas estimativas obtidas na metodologia 1. Na metodologia 2, foi observada maior subestimação do número de árvores mortas nas parcelas 3 e 10.

Tabela 6 – Número de árvores mortas observado e estimado por meio da função logística, para cada uma das parcelas de validação do ajuste do modelo em cada um dos períodos de monitoramento

Damasla	Dowlada	Número de árvores mortas			
Parcela	Período	Observado	Metodologia 1	Metodologia 2	
	1994 -1997	14	12,0 ±3,0**	13,0	
3	1997 - 2000	17	$11,0 \pm 3,0$	12,0	
	2000 - 2004	15	$10,0\pm3,0$	11,0	
	2004 - 2008	13	9,0±3,0	10,0	
	1994 -1997	12	$6,0 \pm 3,0$	6,0	
5	1997 - 2000	6	$4,0\pm 2,0$	6,0	
	2000 - 2004	2	$3,0\pm1,0$	6,0	
	2004 - 2008	7	2,0±3,0	5,0	
	1994 -1997	9	$7,0\pm3,0$	8,0	
7	1997 - 2000	15	$7,0\pm3,0$	9,0	
	2000 - 2004	6	5,0±3,0	6	
	2004 - 2008	4	4,0±3,0	6	
	1994 -1997	5	10,0±3,0	11	
10	1997 - 2000	20	9,0±3,0	14	
	2000 - 2004	16	9,0±3,0	10	
	2004 - 2008	20	7,0±3,0	11	
•	Total	181	114 ± 8	144	

^{*}observação: o número de árvores mortas em cada parcela e período durante a simulação encontra-se no Anexo.

^{**} desvio padrão

Em relação ao número de árvores mortas por classe de diâmetro, em cada intervalo de medição, verificou-se que a frequência de árvores mortas foi maior nas menores classes de diâmetro (Figura 6). Em relação às estimativas, o número de árvores mortas estimados pela metodologia 1 foi estatisticamente diferente do observado (K-S = 0.313*; p<0.05), enquanto que na metodologia 2 os valores observados e estimados foram estatisticamente iguais (K-S = 0.147^{ns}; p<0.05).

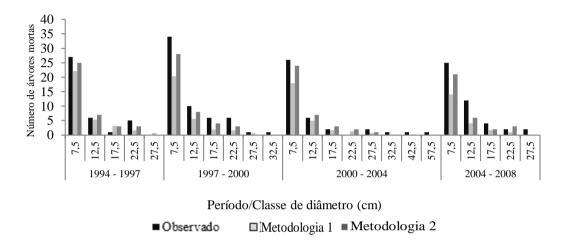


Figura 6 – Número de árvores mortas observados e estimados, por classe diamétrica, pelas metodologias 1 e 2 no processo de validação.

4. CONCLUSÃO

Embora a mortalidade seja uma variável difícil de estimar em florestas inequiâneas, concluiu-se, após as análises, que a metodologia 2, ou seja, aquela que considera a equação ajustada a partir da probabilidade de mortalidade calculada por grupo de árvores, obteve melhores resultados quando comparada com a metodologia baseada na função logística, que considera a mortalidade como variável dicotômica.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS

BUDOWSKI, G. Distribution of tropical American rain forest species in the light of the successional processes. **Turrialba**, v. 15, n. 1, p. 40-42.

CASTRO, R. V. O. Modelagem de árvore individual para uma floresta Estacional Semidecidual utilizando redes neurais. 2012. 105 p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

CASTRO, R. V. O; SOARES, C. P B.; LEITE, H. G.; SOUZA, A. L.; MARTINS, F. B.; NOGUEIRA, G. S.; OLIVEIRA, M. L. R. Artificial Neural Networks effectiveness to estimate mortality in a Semi-Deciduous Seasonal Forest. **Australian Journal of Basic and Applied Scienses**, v. 9, n. 5, p. 435-444, 2015.

CRECENTE-CAMPO, F.; MARSHALL,P.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R. Modelling non-catastrophic individual-tree mortality for *Pinus radiata* plantations in northwestern Spain. **Forest Ecology and Management**. Amsterdam, v. 257, p. 1542-1550, 2009.

CORAIOLA, M. Dinâmica de uma Floresta Estacional Semidecidual, MG: abordagem com processos de amostragem em múltiplas ocasiões. 168 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) — Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, 2003.

CORRÊA, G.F. **Modelo de evolução e mineralogia da fração argila de solos do planalto de Viçosa**. 1984. 87 f. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1984.

CUNHA, T.A. Modelagem do incremento de árvores individuais de *Cedrela odorata* L. na Floresta Amazônica. 2009. 88 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2009.

EID, T.; TUHUS, E. Models for individual tree mortality in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 154, p. 69–84, 2001.

FERREIRA, R. L. C.; SOUZA, A. L.; JESUS, R. M. Ingresso e mortalidade em floresta secundária de transição. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 22, n. 2, p. 155 - 162, 1998.

- FIGUEIREDO, L. T. M.; SOARES, C. P. B.; SOUZA, A. L.; MARTINS, S.V. Alterações florísticas em uma floresta Estacional Semidecidual no município de Viçosa, MG, entre 1994 e 2008. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 2, p. 169 180, 2013.
- FLEWELLING, J.W., MONSERUD, R. A. Comparing methods for modelling tree mortality. In: USDA **Forest Service Proceedings.** RMRS-P-25. pp. 168–177, 2002.
- GASPAR, R. O. **Dinâmica e crescimento do estrato arbóreo em área de Mata Atlântica, na região do Vale do Rio Doce-MG**. 2008. 177 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG, 2008.
- GANDOLFI, S.; LEITÃO FILHO, H.F.; BEZERRA, C.L. Levantamento florístico e caráter sucessional de espécies arbustivo-arbóreas de uma floresta Mesófila Semidecídua no município de Guarulhos, SP. **Revista Brasileira de Biologia**, v.55, n.4, p.753-767, 1995.
- GLOVER, G.R.; HOOL, J.N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 25, n. 2, p. 275 282, 1979.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**, 5ed. Bookman: Porto Alegre, 920p., 2011.
- HAMILTON Jr., D.A. A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of northern Idaho. **Forest Science**, v.32, p.989-1000, 1986.
- HASENAUER, H., 2006. Sustainable forest management: growth models for Europe. Springer-Verlag, 398p.
- LEE, Y. J. Predicting Mortality for Even-Aged Stands of Lodgepole Pine. **Forestry Chronicle**, 47: p. 29–32, 1971.
- MA, W.; LEI, X. Nonlinear Simultaneous Equations for Individual-Tree Diameter Growth and Mortality Model of Natural Mongolian Oak Forests in Northeast China, **Forests**, v. 6, n. 6, p. 2261-2280, 2015.
- MARTINS, F. B. Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucalipto. 2011. 143 p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.
- MARTINS, F. B.; SOARES, C. P. B.; LEITE, H. G.; SOUZA, A. L.; CASTRO, R. V. O. Índices de competição em árvores individuais de eucalipto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.46, n.9, p.1089-1098, set. 2011.
- MONSERUD, R.A. Simulation of forest tree mortality. **Forest Science**, v. 22, p. 438–444, 1976.
- MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. **Forest Ecology and Management**, v. 113, p. 109-123, 1999.

- PRETZSCH, H.; BIBER, P.; DURSKÝ, J. The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. **Forest Ecology and Management**, v. 162, n. 1, p. 3-21, 2002.
- MARISCAL FLORES, E. J. Potencial produtivo e alternativas de manejo sustentável de um fragmento de Mata Atlântica secundária, Município de Viçosa, Minas Gerais. 1993. 165f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1993.
- OLIVEIRA JÚNIOR, J.C.; DIAS, H.C.T. Precipitação efetiva em fragmento secundário da Mata Atlântica. **Revista Árvore**, v.29, n.1, p.9-15, 2005.
- PRETZSCH, H.; BIBER, P.; DURSKÝ, J. The single tree-based stand simulator Silva: construction, application and evaluation. **Forest Ecology and Management**, v.162, n.1, p.3-21, 2002.
- PULZ, F.A., 1998. Estudo da dinâmica e a modelagem da estrutura diamétrica de uma floresta Semidecídua Montana na região de Lavras MG. 155 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Universidade Federal de Lavras, Lavras.
- REZENDE, S.B. **Estudo de cronotoposequência em Viçosa-MG**. 1971. 71 f. Dissertação (Mestrado em Solos) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1971.
- ROLIM, S. G.; COUTO, H. T. Z.; JESUS, R. M. Mortalidade e recrutamento de árvores na Floresta Atlântica de Linhares. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 55, p. 49 69, 1999.
- ROSSI, L.M.B.; KOEHLER, H.S.; SANQUETTA, C.R.; ARCE, J.E. Modelagem de mortalidade em florestas naturais. **Revista Floresta**, v.37, n.2, p.275-291, 2007.
- SOARES, C. P. B.; GEZAN, S. A.; SILVA, G. F.; CASTRO, R. V. O. Individual-tree growth and mortality models for a Semideciduous Atlantic forest in Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 9, n. 11, p. 542-552, 2015.
- SOKAL, R. R., Rohlf, F. J. 1969. **Biometry: The principles and practice of statistics in biological research**. San Francisco: Freeman and Company, 776p.
- STATSOFT, Inc. **Statistica for Windows** (data analysis software system), version 12. Statsoft, Tulsa, Oklahoma (USA), 2013.
- STAGE, A. R. **Prognosis model for stand development**. USDA For. Serv. Res. Pap. INT-137. Washington, DC, 1973. 32 p.
- VANCLAY, J.K. **Modelling forest growth and yield**: aplications to mixed tropical forests. Copenhagen: CAB International, 312p. 1994.
- 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. 123p.

VIANELLO, R. L.; ALVES, A. R. **Meteorologia básica e aplicações**. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1991. 448 p.

WEST, P.W. Simulation of diameter growth and mortality in regrowth Eucalypt forest of southern Tasmania. **Forest Science**, Washington, v. 27, n.3, p. 603 – 616, 1981.

WEISKITTEL, A.R.; HANN, D.W.; KERSHAW JR, J.A.; VANCLAY, J.K., 2011. **Forest growth and yield modeling**. Oxford: Jonh Willey and Sons, 415p.

WILLIAMSON, G. B.; MESQUITA, R. C. G.; ICKES, K.; GANADE, G. Estratégias de colonização de árvores pioneiras nos Neotrópicos. In: GASCON C.; MOUTINHO, P. (Eds.). **Floresta Amazônica: dinâmica, regeneração e manejo**. Manaus, p. 131 - 144, 1998.

YAO, X., TITUS, S. J.; MACDONALD, S.E. A generalized logistic model of individual tree mortality for aspen, white spruce, and lodgepole pine in Alberta mixedwood forests. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 31, p.283–291, 2001.

CAPITULO II

MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO E ALTURA EM NÍVEL DE ÁRVORE INDIVIDUAL PARA FLORESTA ESTACIONAL SEMIDECIDUAL

1. INTRODUÇÃO

Modelos de crescimento em diâmetro e altura são componentes essenciais da modelagem do crescimento em nível de árvore individual (VANCLAY, 1994; SÁNCHEZ-GONZÁLEZ *et al.*, 2006 HASENAUER, 2006).

Na modelagem em nível da árvore individual a avaliação do crescimento é feita frequentemente por duas abordagens: a estimação do crescimento feita a partir de uma função de crescimento potencial multiplicada por uma função modificadora (MARTIN e EK, 1984; SOARES e TOMÉ, 1997) ou a utilização de equações de que estimam o crescimento em função de atributos de árvore, como o tamanho e índices de competição e de características do povoamento florestal (UZOH e OLIVER, 2006).

De acordo com Vanclay (1994), o aumento do diâmetro do fuste pode ser expresso como uma função de produção, a qual estima diâmetros futuros, ou como uma função de crescimento, que estima o incremento durante um período específico. Bueno e Bevilacqua (2010) compararam as duas metodologias para modelar o crescimento em diâmetro de árvores de *Pinus occidentalis* e concluíram que a projeção do diâmetro resultou em melhores estimativas do que a projeção do crescimento em diâmetro.

Embora existam muitos trabalhos referentes à modelagem em nível de árvores individuais no mundo (HASENAUER e MONSERUD, 1996; SÁNCHEZ-GONZÁLEZ et al., 2006; FOX et al., 2007; CRECENTE-CAMPO et al., 2010), os estudos para florestas inequiâneas tropicais ainda são incipientes, necessitando,

portanto, da realização de estudos que busquem determinar metodologias mais eficientes para a modelagem em nível de árvore individual para estas florestas.

Assim sendo, o objetivo deste trabalho foi avaliar e comparar duas metodologias para estimar diâmetros e alturas em nível de árvore individual para uma floresta Estacional Semidecidual, baseando-se na projeção dos diâmetros e alturas futuros, ou, na projeção do incremento periódico anual em diâmetro e altura das árvores.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Dados

Os dados utilizados nesse trabalho são provenientes de 10 parcelas permanentes instaladas em um fragmento de floresta Estacional Semidecidual Montana (VELOSO *et al.*, 1991), localizado no município de Viçosa, conforme descrito no Capítulo I.

2.2 Modelos de crescimento em diâmetro e altura

Na modelagem do crescimento em diâmetro e altura foram utilizados dados de seis parcelas permanentes selecionadas aleatoriamente para o ajuste das equações e de quatro parcelas para a validação. As duas metodologias testadas foram: 1) a projeção dos diâmetros e alturas futuros das árvores (DAP_2 e Ht_2); 2) a projeção do incremento periódico anual em diâmetro (IPA_d) e em altura (IPA_{Ht}), que somados aos diâmetros e alturas das árvores no início do período de monitoramento fornecem as estimativas dos diâmetros e alturas futuros.

Neste trabalho, optou-se por não avaliar modelos lineares e não lineares préexistentes na literatura. Assim, na construção dos modelos, as projeções do diâmetro e altura futuros (DAP_2 e Ht_2) e dos incrementos periódicos anuais em diâmetro e altura (IPA_d e IPA_{Ht}) foram relacionados a um conjunto de características da floresta e da própria árvore (HASENAUER, 2006), tais como: dap = diâmetro com casca medido à altura de 1,30m, em centímetros (cm), no início do período de monitoramento; Ht = altura total, em metros (m), no início do período de monitoramento; Dmed e Dmax = média dos diâmetros e diâmetro máximo das árvores, em cm, nas parcelas; \overline{Ht} = média das alturas totais, em m; Hdom= altura média das árvores dominantes, em m, considerando a média das dez árvores mais altas por parcela, por ano e IC = índice de competição, para definir o modelo a ser selecionado. Foram avaliados os seguintes índices de competição independentes da distância (STAGE, 1973; GLOOVER e HOOL, 1979):

$$IID_1 = \frac{Ht_i}{\overline{Ht}} \tag{1}$$

$$IID_2 = BAI = \frac{ASi}{ASq} \tag{2}$$

$$IID_3 = BAL_i \tag{3}$$

em que: Ht_i = altura total da árvore-objeto (m); $\overline{H}t$ = altura total média das árvores da unidade amostral (m); ASi = área seccional do fuste da árvore-objeto, medido a 1,30 m de altura (m²), ASq = área seccional correspondente ao diâmetro médio (q) dos fustes das árvores das parcelas (m²); BAL_i = somatório das áreas seccionais das árvores maiores que a árvore-objeto.

A seleção das variáveis explicativas, analisadas isoladamente e em combinação com outras, foi feita por meio da análise da correlação simples entre elas e o diâmetro e a altura das árvores e o crescimento em diâmetro e altura; da significância estatística e coerência dos sinais associados aos parâmetros do modelo. Além disso, no caso de modelos lineares, verificou-se a presença de multicolinearidade por meio da análise do fator de inflação da variância (FIV), sendo que, as variáveis que apresentaram um FIV maior que 10 foram excluídas do modelo (GUJARATI e PORTER, 2011).

Como critério de avaliação do ajuste das equações utilizou-se o coeficiente de determinação ajustado empírico (\overline{R}^2) e a raiz quadrada do erro médio (RMSE (%)) (KVALSETH, 1985; SÁNCHEZ-GONZÁLEZ *et al.*, 2006):

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-p-1} (1 - R^2)$$

tal que:

$$R^{2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} (Y_{i} - \hat{Y}_{i})^{2}}{\sum_{i=1}^{n} (Y_{i} - \overline{Y})^{2}}$$

$$RMSE(\%) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{Y}_{i} - Y_{i})^{2}}{n}} \cdot \frac{100}{\overline{Y}}$$
(4)

(5)

em que: em que: Y = valor observado da variável dependente; $\hat{Y} =$ valor estimado da variável independente; n = número de observações.

2.3 Validação das metodologias

Após a seleção das equações referentes às duas metodologias, estas foram aplicadas os dados de parcelas que não foram utilizados no ajuste das equações para obter as estimativas dos diâmetros e alturas futuros. As projeções foram realizadas considerando os dados observados no início de cada período de monitoramento, ou seja, de 1994 para 1997; de 1997 para 2000 e assim sucessivamente.

Para comparação das duas metodologias, além das estatísticas discutidas anteriormente, utilizou-se o BIAS (%), dado por (SÁNCHEZ-GONZÁLEZ *et al.*, 2006):

$$BIAS(\%) = \frac{100}{\overline{Y}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\hat{Y}_{i} - Y_{i}\right)}{n}$$

$$\tag{6}$$

Além dessas estatísticas, foram elaborados gráficos relacionando os diâmetros e alturas observados e os estimados pelas equações, a fim de verificar a exatidão das estimativas ao longo do tempo.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com a Tabela 1, no período total de monitoramento (1994 a 2008), a média de diâmetro observada nas parcelas de ajuste foi igual a 11,5 cm, enquanto o incremento periódico médio anual em diâmetro foi de 0,14 cm ano⁻¹. Já a altura média e incremento periódico médio anual em altura foram iguais a 11,2 m e 0,21cm ano⁻¹, respectivamente.

Ao estudar a mesma área, Amaro *et al.* (2013) obteve um valor de 10,18 m para a altura total média. Silva (2003), ao avaliar a dinâmica da vegetação arbórea de um fragmento de floresta secundária no município de Viçosa, encontrou alturas totais mínimas de 2 m, médias de 11,8 m e máximas de 35 m, cujas estimativas estão bem próximas às encontradas neste trabalho.

Em um trabalho visando estimar a biomassa e o carbono estocados em uma floresta madura no município de Viçosa, Ribeiro *et al.*, (2009), encontrou valores de diâmetro e altura médios iguais a 11,6 cm e 19,4 m, respectivamente.

No que se refere ao incremento periódico anual em diâmetro, os valores encontrados neste trabalho foram inferiores aos encontrados por Ferreira *et al.* (1998), que em um estudo de dinâmica florestal nos municípios de Rio Vermelho e Serra Azul de Minas, observaram, em dez anos de monitoramento, que a média dos incrementos periódicos anuais em diâmetro foram iguais a 0,185 cm ano⁻¹ e 0,3 cm ano⁻¹, respectivamente.

Silva *et al.* (2002), em um estudo de modelagem do crescimento de árvores individuais de espécies nativas da Amazônia, encontrou um incremento periódico médio anual igual a 0,164 cm ano⁻¹, valor próximo ao entrado neste trabalho.

Tabela 1 – Diâmetro (dap), altura (Ht) e incrementos periódicos anuais em diâmetro (IPA_d) e altura (IPA_H) das parcelas utilizadas no ajuste do modelo

DAP (c		AP (cm)		Ht (m)		IPA	IPAd (cm ano ⁻¹)		IP.	IPA _H (m ano ⁻¹)		
Período -	Min	Med	Max	Min	Med	Max	Min	Med	Max	Min	Med	Max
1994 - 1997	5,1	11,3	80,2	2,5	10,3	32,1	0	0,21	1,59	0	0,31	2,47
1997 - 2000	5,1	11,5	82,1	2,5	11,0	32,4	0	0,14	1,54	0	0,15	2,33
2000 - 2004	5,1	11,6	84,0	2,7	11,2	32,6	0	0,07	0,88	0	0,29	3,00
2004 - 2008	5,1	11,8	85,6	2,4	12,3	34,5	0	0,15	1,35	0	0,07	1,43
Média	5,1	11,5	83,0	2,4	11,2	32,9	0	0,14	1,34	0	0,21	2,31

3.1 Modelos selecionados e ajuste das equações

Os modelos selecionados no processo de modelagem para estimar os diâmetros e alturas ou seus respectivos incrementos periódicos anuais foram:

$$DAP_2 = \beta_o + \beta_1 dap_1 + \beta_2 Ht_1 + \beta_3 BAI + \varepsilon \tag{7}$$

$$IPA_d = \beta_0 + \beta_1 dap_1 + \beta_2 Ht_1 + \beta_3 BAL + \varepsilon \tag{8}$$

$$Ht_2 = \exp^{(\beta_o + \beta_1(1/dap_1) + \beta_2 H dom + \beta_3 BAL)} + \varepsilon$$
(9)

$$IPA_{H_1} = \beta_o + \beta_1 (1/dap_1) + \beta_2 BAL + \varepsilon$$
 (10)

Em termos de índices de competição, o BAI foi o que apresentou melhor desempenho na equação em que a variável resposta era o diâmetro futuro. Nas demais equações, o índice BAL obteve melhor desempenho.

Os índices BAL e BAI têm sido usados frequentemente como variáveis explicativas em equações de crescimento, uma vez que descrevem a posição de uma árvore em relação a todas as árvores medidas em uma parcela (BUENO e BEVILACQUA, 2010; CHASSOT *et al.*, 2011; SOARES *et al.*, 2015).

O diâmetro no início do período de monitoramento (dap_I) apresentou contribuição significativa para o crescimento em diâmetro e altura. Segundo Bevilacqua (1999) o tamanho atual de uma árvore é um preditor significativo do seu crescimento uma vez que é um reflexo de suas interações competitivas passadas.

Todos os coeficientes das equações que projetam o diâmetro e a altura (DAP_2 e Ht_2) foram significativos (p<0,01), enquanto que para o incremento periódico anual em diâmetro (IPA_d) e em altura (IPA_{Ht}), somente o parâmetro β_0 da equação ajustada para estimar IPA_d foi não significativo a 5% de probabilidade (p = 0,237) (Tabela 2).

Tabela 2 - Estimativa dos parâmetros, erro padrão (SE) e p-valores associados aos coeficientes dos parâmetros para estimar crescimento em diâmetro e altura em floresta Estacional Semidecidual

		Est				
Variável dependente	Variáveis explicativas	Coeficientes	SE	p- valor	\overline{R}^2 (%)	RMSE (%)
	Intercepto	0,060766	0,02578	<0,01		
	dap_1	0,997744	0,00286	<0,001	99,47	4,95
DAP_2	Ht_I	0,035024	0,00388	<0,001		
	BAI	0,001770	0,00039	<0,001		
	Intercepto	0,033883	0,02866	<0,237		
IPAd	Dap_I	0,003202	0,00105	<0,001	5,82	143,53
	Ht_{I}	0,007564	0,00158	<0,001		
	BAL	-0,00774	0,00976	<0,001		
	Intercepto	2,86289	0,03028	<0,001		
Ht_2	$1/dap_1$	-6,20349	0,13745	<0,001	73,78	24,13
	Hdom	0,02109	0,00127	<0,001		
	BAL	-0,13911	0,00880	<0,001		
	Intercepto	0,38870	0,01850	<0,001		
IPA_{Ht}	$1/dap_1$	-1,11860	0,16574	<0,001	3,86	171,08
	BAL	-0,03003	0,01272	<0,01		

Os sinais dos coeficientes que acompanham a variável índice de competição foram coerentes. Para o índice BAI, quanto maior o crescimento em diâmetro, mais competitiva é a árvore e maior o valor do índice de competição. Já para o índice BAL, quanto maior o crescimento em diâmetro e altura, menor o valor do índice, uma vez que esse índice consiste no somatório das áreas seccionais dos fustes maiores que o fuste da árvore-objeto (SANCHEZ-GONZALEZ *et al.*, 2006; BUENO e BEVILACQUA, 2010; MARTINS, 2011, CASTRO *et al.*, 2014).

Castro (2012), ao modelar o crescimento das árvores em uma floresta Estacional Semidecidual, utilizando redes neurais, também encontrou valores de RMSE (%) inferiores a 10% na projeção do diâmetro das árvores. Já os valores de RMSE (%) da projeção da altura total, foram melhores que os encontrados neste trabalho, com valores inferiores a 10%.

Utilizando dados da mesma área deste estudo, Soares *et al.* (2015) ajustaram uma equação para estimativa do incremento periódico anual em diâmetro e, também obtiveram baixo valor de \overline{R}^2 , 8,35% e alto valor de RMSE, 192,16%. Já os valores de \overline{R}^2 (%) e RMSE (%) da equação para estimativa da altura total das árvores, foram similares ao encontrado neste estudo, 76,61% e 22,06% respectivamente.

Phillips *et al.* (2004) ajustaram uma equação para estimar o incremento periódico anual médio em diâmetro para grupos de espécies da Amazônia e encontraram valores de \overline{R}^2 que variaram de 3,3% a 18,3%.

3.2 Validação das metodologias

As equações apresentadas na Tabela 2 foram aplicadas a dados independentes para validar as duas metodologias, comparando-se os diâmetros observados e estimados ao final de cada período de monitoramento.

Observa-se que os valores de erro quadrado médio (*RMSE* (%)) apresentaram valores bem próximos (Tabela 3), sendo que apenas no período de 2000 a 2004 o erro em função da projeção do DAP₂ foi inferior ao obtido pela estimação do incremento periódico anual.

Tabela 3 – Estimativas de BIAS (%) e RMSE (%) considerando a projeção do diâmetro e do incremento periódico médio anual em diâmetro para cada período de monitoramento

		DAP est	imado	
Período	Projeção		Projeçã	
renouo	RMSE (%)	BIAS (%)	RMSE (%)	BIAS (%)
1994 - 1997	10,88	-1,71	10,82	-1,74
1997 - 2000	6,06	0,29	6,00	0,18
2000 - 2004	4,18	1,23	4,55	2,21
2004 - 2008	6,16	-0,72	5,92	0,22

Em termos de Bias (%), na metodologia que projeta os diâmetros e alturas futuros, as estimativas variaram de -1,71% a 1,23%, enquanto que na metodologia que estima os incrementos periódicos anuais, o Bias (%) variou de -1,74% a 2,21%. Observa-se que, para as estimativas de diâmetro a partir da estimativa do incremento periódico anual, à exceção do primeiro período de projeção, houve uma tendência de superestimação do diâmetro das árvores (Tabela 3).

Observa-se na Figura 1, que tanto o diâmetro estimado pela projeção do diâmetro quanto o diâmetro obtido pela estimação do incremento periódico anual médio estão concentrados próximos da linha 1:1, indicando exatidão das duas metodologias empregadas.

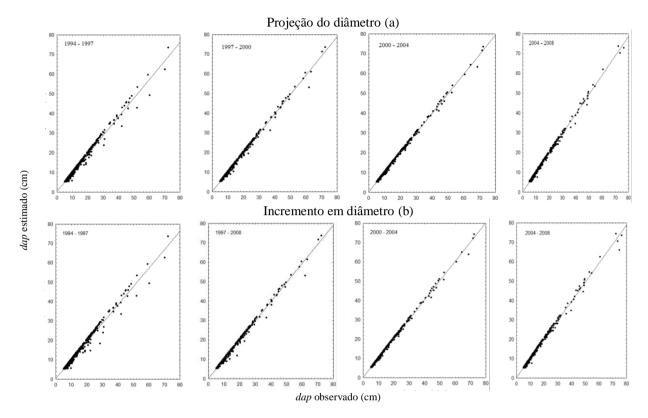


Figura 1 – Diâmetros das árvores observados e estimados (a) através da projeção do *dap* (b) através da estimativa do incremento periódico anual em diâmetro em cada período de projeção.

Segundo Soares *et al.* (2015), as estimativas precisas de diâmetro futuro a partir de equações que estimam incremento periódico médio anual, com baixo valor de \overline{R}^2 (%) e alto RMSE (%) ao contrário do que se esperava, ocorrem devido ao fato de, além do curto período de avaliação, em florestas inequiâneas as árvores apresentarem baixo incremento anual médio em diâmetro.

Em espécies de rápido crescimento, que apresentam maiores incrementos em comparação com espécies de crescimento lento, estimativas de diâmetro futuro a partir da projeção do diâmetro são mais precisas do que a projeção do incremento periódico anual (BUENO e BEVILACQUA, 2010).

Para altura, observou-se que os maiores valores de erro quadrado médio foram para as estimativas de altura a partir da projeção da altura inicial (Tabela 4), com valores de RMSE (%) variando de 21,09% a 26,49%, enquanto que para a altura obtida pelo incremento periódico anual em altura, os valores ficaram entre 8,25% e 13,51%.

Tabela 4 – Estimativas de BIAS (%) e RMSE (%) considerando a projeção da altura e do incremento periódico médio anual em altura para cada período de monitoramento

	Altura estimada					
Período	Projeção Ht ₂		Projeção) IPA _{Ht}		
Periodo	RMSE (%)	BIAS (%)	RMSE (%)	BIAS (%)		
94-97	21,09	-2,92	11,30	-3,68		
97-00	23,30	-4,82	8,80	0,24		
00-04	26,49	-9,46	13,51	-3,48		
04-08	24,75	-5,94	8,25	2,33		

Segundo Hasenauer e Monserud (1997), a ampla dispersão das alturas de árvores em florestas tropicais pode resultar em equações com baixo poder explicativo, introduzindo estimativa de erro mais elevada do que os incrementos periódicos.

Os valores de Bias (%) para a projeção da altura inicial mostraram que a equação tende a subestimar as estimativas de altura (Tabela 4). Os valores de BIAS (%) encontrados foram superiores ao encontrado por Uzoh e Oliver (2006), que em um trabalho sobre a modelagem incremento em altura de *Pinus ponderosa*, por meio de modelos de regressão, encontraram um Bias (%) médio de -0,2495%.

De acordo com a Figura 2, observa-se, para a projeção do incremento periódico anual em altura, uma ligeira tendência de subestimação das alturas das árvores menores e uma superestimação das alturas das árvores maiores, principalmente no primeiro e terceiro períodos de monitoramento.

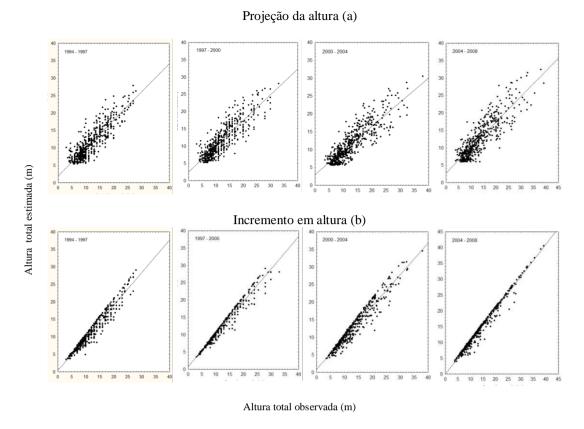


Figura 2 – Altura das árvores observadas e estimadas (a) através da projeção da altura (b) através da estimativa do incremento periódico anual em altura em cada período de projeção.

Na avaliação das metodologias analisadas, observou-se que, embora os valores de $\overline{R}^2(\%)$ e RMSE (%) indicassem uma maior precisão das equações que projetam diretamente o diâmetro e a altura em relação aos modelos de estimação do incremento periódico médio anual, ambas as metodologias resultam em estimativas precisas de diâmetro e altura futuros no processo de validação.

Segundo Vanclay (1994), isso ocorre porque essas diferenças na precisão do modelo estão relacionadas à estrutura do erro e a relação funcional implícita e não necessariamente em superioridade de um modelo e relação ao outro.

4. CONCLUSÃO

Neste estudo, observou-se que as equações que projetam os diâmetros e alturas futuros apresentam-se melhor aos dados observados quando comparadas àquelas que projetam o incremento periódico anual em diâmetro e altura. No entanto, no processo de validação, ambas as metodologias apresentaram desempenho semelhante, com leve superioridade para a metodologia que projeta os incrementos periódicos anuais.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMARO, M. A.; SOARES, C. P. B.; SOUZA, A. L., LEITE, H. G; SILVA, G. F. Estoque volumétrico, de biomassa e de carbono em uma floresta Estacional Semidecidual em Viçosa, Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, v.37 n.5, 2013.
- BEVILACQUA E. Growth responses in individual eastern white pine (*Pinus strobus* L.) trees following partial cutting treatments. Ph D. University of Toronto. 137 pp., 1999.
- BUENO, S.; BEVILACQUA, E. Modeling stem increment in individual Pinus occidentalis Sw. trees in La Sierra, Dominican Republic. **Forest Systems**, v. 19, n. 2, p. 170-183, 2010.
- CASTRO, R. V. O. Modelagem de árvore individual para uma floresta Estacional Semidecidual utilizando redes neurais. 2012. 105 p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- CASTRO, R. V. O.; SOARES, C. P. B. S.; SOUZA, A. L.; MARTINS, F. B.; NOGUEIRA, G. S.; OLIVEIRA, M. L. R.; SILVA, F. Competição em Nível de Árvore Individual em uma Floresta Estacional Semidecidual. **Silva Lusitana**, v. 22, n 1, p. 43 66, 2014.
- CHASSOT, T.; FLEIG, F.D.; FINGER, C.A.G.; LONGUI, S.J. Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de Araucaria angustifolia (Bbertol.) Kuntze em floresta Ombrófila mista. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.21, p. 303-314, 2011.
- CRECENTE-CAMPO, F.; SOARES, P.; TOMÉ, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, p. 1965-1974, 2010.
- FOX J. C., BI, H., ADES, P. K. Spatial dependence and individual-tree growth models I. Characterising spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, p. 10–19, 2007.
- FERREIRA, R. L. C.; SOUZA, A. L; JESUS, R. M. Taxa de crescimento de uma floresta secundária de transição. **Revista Árvore**, Viçosa, v 22. n 4, 451 461, 1998.

- GLOVER, G.R.; HOOL, J.N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Bethesa, v.25, n.2, p.275-282, 1979.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**, 5ed. Bookman: Porto Alegre, 920p., 2011.
- HASENAUER, H.; MONSERUD, R.A. A crown ratio model for Austrain forests. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v.84, p.49-60, 1996.
- HASENAUER, H., R.A. MONSERUD. Biased predictions for tree height increment models developed from smoothed 'data'. **Ecol. Model.**, 98: 13-22, 1997.
- HASENAUER, H., 2006. Sustainable forest management: growth models for Europe. Springer-Verlag, 398p.
- KVALSETH, T. O. Cautionary note about R². **The American Statistician**. Alexandria, v. 39, n. 4, p. 279-285, 1985.
- MARTIN, G. L., EK, A.R. A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. **Forest Sciense**, Bethesa, 30, 731–743, 1984.
- MARTINS, F. B. Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucalipto. 2011. 143 p. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.
- PHILLIPS, P.D., C.P. AZEVEDO, B. DEGEN, I.S. THOMPSON, J.N.M. SILVA, P.R. VAN GARDINGEN. An individual-based spatially explicit simulation model for strategic forest management planning in the eastern Amazon. **Ecol. Model.**, 173: 335-354, 2004.
- RIBEIRO, S. C.; JACOVINE, L. A. G.; SOARES, C. P. B.; MARTINS, S. V.; SOUZA, A. L.; NARDELLI, A. M. B. Quantificação de biomassa e estimativa de estoque de carbono em uma floresta madura no município de Viçosa, Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v.33, n.5, p.917-926, 2009.
- SÁNCHEZ-GONZÁLEZ M., DEL RÍO M., CANELLAS I., MONTERO G., 2006. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, p. 262-270.
- SILVA, C. T. Dinâmica da vegetação arbórea de uma floresta secundária no município de Viçosa, Minas Gerais. 120 f. 2003. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG, 2003.
- SILVA, R.P., J. SANTOS, E.S. TRIBUZY, J.Q. CHAMBERS, S. NAKAMURA, N. HIGUCHI. Diameter increment and growth patterns for individual tree growing in Central Amazon, Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 166, p. 295-301, 2002.

SOARES, P., TOMÉ, M. A distance dependent diameter growth model for first rotation eucalyptus plantation in Portugal, In: Amaro, A., Tomé, M. (Ed). **Empirical and Process - Bases models for forest tree and stand growth simulation**. Salamandra, p.267-270, 1997.

SOARES, C. P. B.; GEZAN, S. A.; SILVA, G. F.; CASTRO, R. V. O. Individual-tree growth and mortality models for a Semideciduous Atlantic forest in Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 9, n. 11, p. 542-552, 2015.

STAGE, A. R. **Prognosis model for stand development**. USDA For. Serv. Res. Pap. INT-137. Washington, DC, 1973. 32 p.

UZOH, F.C.C.; OLIVER, W.W. Individual tree height increment model for managed even - aged stands of ponderosa pine throughout the western United States using linear mixed effects models. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam,v. 21, p. 147-154, 2006.

VANCLAY, J.K. **Modelling forest growth and yield**: aplications to mixed tropical forests. Copenhagen: CAB International, 312p. 1994.

VELOSO, H. P.; RANGEL FILHO, A. L. R; LIMA. J. C. A. Classificação da Vegetação brasileira adaptada a um sistema universal. São Paulo: IBGE, 1991. 123 p.

CONCLUSÕES GERAIS

Os resultados do Capítulo I permitem concluir que, apesar das dificuldades de se modelar a mortalidade, as duas metodologias analisadas mostraram-se precisas para estimar a mortalidade em floresta Estacional Semidecidual. No entanto, para este trabalho, a equação ajustada a partir da probabilidade de mortalidade calculada por grupo de árvores obteve melhores resultados quando aplicada aos dados de validação do modelo.

Com os resultados do capítulo II, pode-se concluir que as duas metodologias analisadas mostraram-se precisas para estimar o diâmetro e a altura das árvores. Observou-se também que, apesar das equações para estimativa de incrementos periódicos em diâmetro e em altura, não apresentarem bons resultados em termos de \overline{R}^2 (%) e RMSE (%), as estimativas de diâmetros e alturas futuros a partir dessas equações, apresentaram melhores resultados em termos de BIAS (%) e RMSE (%) do que quando realizada a projeção direta do diâmetro e altura.

ANEXO

Tabela 1 – Número de árvores mortas observado e estimado para cada uma das repetições nas parcelas de verificação ajuste do modelo em cada um dos períodos de monitoramento

			Número de ár	vores mortas	
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
3	1994 - 1997	1	14	13	-7,1
		2	14	10	-28,6
		3	14	10	-28,6
		4	14	15	7,1
		5	14	10	-28,6
		6	14	11	-21,4
		7	14	9	-35,7
		8	14	14	0,0
		9	14	12	-14,3
		10	14	13	-7,1
		11	14	12	-14,3
		12	14	16	14,3
		13	14	16	14,3
		14	14	15	7,1
		15	14	8	-42,9
		16	14	10	-28,6
		17	14	13	-7,1
		18	14	13	-7,1
		19	14	9	-35,7
		20	14	9	-35,7
		21	14	8	-42,9
		22	14	15	7,1
		23	14	7	-50,0
		24	14	19	35,7
		25	14	14	0,0
		26	14	11	-21,4
		27	14	11	-21,4
		28	14	19	35,7
		29	14	5	-64,3
		30	14	11	-21,4
Média			14	12,00	-14,8
Desvio-pad	lrão			3,0	

			Número de árvo	res mortas	
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
3	1997 - 2000	1	17	10	-41,2
		2	17	13	-23,5
		3	17	14	-17,6
		4	17	8	-52,9
		5	17	9	-47,1
		6	17	7	-58,8
		7	17	9	-47,1
		8	17	11	-35,3
		9	17	8	-52,9
		10	17	16	-5,9
		11	17	14	-17,6
		12	17	17	0,0
		13	17	10	-41,2
		14	17	5	-70,6
		15	17	9	-47,1
		16	17	13	-23,5
		17	17	11	-35,3
		18	17	12	-29,4
		19	17	3	-82,4
		20	17	8	-52,9
		21	17	11	-35,3
		22	17	15	-11,8
		23	17	11	-35,3
		24	17	7	-58,8
		25	17	11	-35,3
		26	17	7	-58,8
		27	17	10	-41,2
		28	17	10	-41,2
		29	17	16	-5,9
		30	17	17	0,0
Média			17	11,0	-36,9
Desvio-pa	ıdrão			3,0	

			Número de ár	vores mortas	
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
3	2000 - 2004	1	15	11	-26,7
		2	15	9	-40,0
		3	15	15	0,0
		4	15	10	-33,3
		5	15	5	-66,7
		6	15	10	-33,3
		7	15	12	-20,0
		8	15	6	-60,0
		9	15	11	-26,7
		10	15	7	-53,3
		11	15	9	-40,0
		12	15	5	-66,7
		13	15	7	-53,3
		14	15	12	-20,0
		15	15	13	-13,3
		16	15	12	-20,0
		17	15	6	-60,0
		18	15	16	6,7
		19	15	15	0,0
		20	15	8	-46,7
		21	15	9	-40,0
		22	15	11	-26,7
		23	15	12	-20,0
		24	15	18	20,0
		25	15	12	-20,0
		26	15	9	-40,0
		27	15	13	-13,3
		28	15	4	-73,3
		29	15	8	-46,7
		30	15	12	-20,0
Aédia			15	10,0	-31,8
)esvio-pad	rão			3,0	

			Número de ár		
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
3	2004 - 2008	1	13	10	-23,1
		2	13	19	46,2
		3	13	10	-23,
		4	13	8	-38,
		5	13	6	-53,
		6	13	8	-38,
		7	13	8	-38,
		8	13	9	-30,
		9	13	7	-46,
		10	13	4	-69,
		11	13	6	-53,
		12	13	13	0,
		13	13	6	-53,
		14	13	6	-53,
		15	13	12	-7,
		16	13	6	-53,
		17	13	7	-46,
		18	13	6	-53,
		19	13	13	0,
		20	13	8	-38,
		21	13	5	-61,
		22	13	16	23,
		23	13	9	-30,
		24	13	7	-46,
		25	13	20	53,
		26	13	17	30,
		27	13	8	-38,
		28	13	11	-15,
		29	13	9	-30,
		30	13	5	-61,
Média			13	9,00	-28,
) Desvio-pad	drão			3,0	

			Número de ár	vores mortas	
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
5	1994 - 1997	1	12	8	-33,3
		2	12	8	-33,3
		3	12	6	-50,0
		4	12	7	-41,7
		5	12	4	-66,7
		6	12	9	-25,0
		7	12	5	-58,3
		8	12	0	-100,0
		9	12	2	-83,3
		10	12	10	-16,7
		11	12	5	-58,3
		12	12	3	-75,0
		13	12	8	-33,3
		14	12	2	-83,3
		15	12	4	-66,7
		16	12	5	-58,3
		17	12	8	-33,3
		18	12	5	-58,3
		19	12	11	-8,3
		20	12	5	-58,3
		21	12	4	-66,7
		22	12	1	-91,7
		23	12	3	-75,0
		24	12	7	-41,7
		25	12	8	-33,3
		26	12	2	-83,3
		27	12	3	-75,0
		28	12	2	-83,3
		29	12	5	-58,3
		30	12	4	-66,7
Média			12	6,0	-57,2
) Desvio-pad	rão			3,0	

			Número de ár	vores mortas	
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
5	1997 - 2000	1	6	10	66,7
		2	6	6	0,0
		3	6	3	-50,0
		4	6	6	0,0
		5	6	6	0,0
		6	6	3	-50,0
		7	6	5	-16,7
		8	6	6	0,0
		9	6	3	-50,0
		10	6	4	-33,3
		11	6	3	-50,0
		12	6	7	16,7
		13	6	2	-66,7
		14	6	4	-33,3
		15	6	7	16,7
		16	6	3	-50,0
		17	6	1	-83,3
		18	6	3	-50,0
		19	6	3	-50,0
		20	6	3	-50,0
		21	6	4	-33,3
		22	6	6	0,0
		23	6	4	-33,3
		24	6	4	-33,3
		25	6	5	-16,7
		26	6	4	-33,3
		27	6	10	66,7
		28	6	4	-33,3
		29	6	4	-33,3
		30	6	0	-100,0
Média			6	4,0	-26,1
Desvio-pad	lrão			2,0	

			Número	de árvores mor	tas
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
5	2000 - 2004	1	2	3	50,0
		2	2	2	0,0
		3	2	3	50,0
		4	2	2	0,0
		5	2	2	0,0
		6	2	3	50,0
		7	2	3	50,0
		8	2	2	0,0
		9	2	2	0,0
		10	2	4	100,0
		11	2	2	0,0
		12	2	3	50,0
		13	2	4	100,0
		14	2	6	200,0
		15	2	2	0,0
		16	2	3	50,0
		17	2	1	-50,0
		18	2	3	50,
		19	2	2	0,
		20	2	4	100,
		21	2	4	100,
		22	2	4	100,
		23	2	3	50,
		24	2	4	100,
		25	2	5	150,
		26	2	4	100,
		27	2	4	100,
		28	2	4	100,0
		29	2	4	100,0
		30	2	3	50,0
Média			2	3,0	58,
Desvio-pad	rão			1,00	

			Número	de árvores mor	tas
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
5	2004 - 2008	1	7	0	-100,0
		2	7	0	-100,0
		3	7	3	-57,1
		4	7	2	-71,4
		5	7	2	-71,4
		6	7	4	-42,9
		7	7	4	-42,9
		8	7	2	-71,4
		9	7	3	-57,1
		10	7	3	-57,
		11	7	0	-100,0
		12	7	0	-100,0
		13	7	4	-42,
		14	7	5	-28,
		15	7	2	-71,
		16	7	4	-42,
		17	7	4	-42,
		18	7	1	-85,
		19	7	1	-85,
		20	7	1	-85,
		21	7	3	-57,
		22	7	2	-71,
		23	7	2	-71,
		24	7	1	-85,
		25	7	3	-57,
		26	7	1	-85,
		27	7	2	-71,
		28	7	2	-71,
		29	7	3	-57,
		30	7	1	-85,
Média			7	2,0	-69,
Desvio-pad	rão			3,0	

		Número de árvores mortas				
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%	
7	1994 - 1997	1	9	3	-66,7	
		2	9	6	-33,3	
		3	9	6	-33,	
		4	9	6	-33,	
		5	9	5	-44,	
		6	9	5	-44,	
		7	9	7	-22,	
		8	9	5	-44,	
		9	9	4	-55,	
		10	9	10	11,	
		11	9	15	66,	
		12	9	8	-11,	
		13	9	12	33,	
		14	9	4	-55,	
		15	9	3	-66,	
		16	9	7	-22,	
		17	9	10	11,	
		18	9	9	0,	
		19	9	6	-33,	
		20	9	6	-33,	
		21	9	5	-44,	
		22	9	5	-44,	
		23	9	4	-55,	
		24	9	7	-22,	
		25	9	5	-44,	
		26	9	4	-55,	
		27	9	10	11,	
		28	9	9	0,	
		29	9	7	-22,	
		30	9	4	-55,	
Média			9	7,0	-27,	
) Desvio-pad	rão			3,0		

		Número de árvores mortas				
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%	
7	1997 - 2000	1	15	5	-66,7	
		2	15	7	-53,3	
		3	15	8	-46,7	
		4	15	6	-60,0	
		5	15	5	-66,7	
		6	15	5	-66,7	
		7	15	2	-86,7	
		8	15	9	-40,0	
		9	15	8	-46,7	
		10	15	7	-53,3	
		11	15	6	-60,0	
		12	15	2	-86,7	
		13	15	8	-46,7	
		14	15	7	-53,3	
		15	15	13	-13,3	
		16	15	13	-13,3	
		17	15	9	-40,0	
		18	15	7	-53,3	
		19	15	9	-40,0	
		20	15	9	-40,0	
		21	15	6	-60,0	
		22	15	4	-73,3	
		23	15	5	-66,7	
		24	15	6	-60,0	
		25	15	10	-33,3	
		26	15	10	-33,3	
		27	15	6	-60,0	
		28	15	5	-66,7	
		29	15	3	-80,0	
		30	15	12	-20,0	
Média			15	7,0	-52,9	
Desvio-pad	rão			3,0		

			Número de ár	vores mortas	
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
7	2000 - 2004	1	6	3	-50,0
		2	6	2	-66,7
		3	6	4	-33,3
		4	6	8	33,3
		5	6	10	66,
		6	6	6	0,0
		7	6	4	-33,
		8	6	3	-50,
		9	6	10	66,
		10	6	5	-16,
		11	6	5	-16,
		12	6	1	-83,
		13	6	4	-33,
		14	6	7	16,
		15	6	7	16,
		16	6	3	-50,
		17	6	6	0,
		18	6	6	0,
		19	6	7	16.
		20	6	2	-66,
		21	6	11	83,
		22	6	3	-50,
		23	6	5	-16,
		24	6	4	-33,
		25	6	1	-83,
		26	6	2	-66,
		27	6	2	-66,
		28	6	2	-66,
		29	6	0	-100,
		30	6	4	-33,
1édia			6	5,0	-23,
esvio-pad	rão			3,0	

		Número de árvores mortas				
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%	
7	2004 - 2008	1	4	6	50,0	
		2	4	2	-50,0	
		3	4	4	0,0	
		4	4	3	-25,	
		5	4	4	0,	
		6	4	4	0,	
		7	4	1	-75,	
		8	4	6	50,	
		9	4	5	25,	
		10	4	2	-50,	
		11	4	4	0,	
		12	4	3	-25,	
		13	4	4	0,	
		14	4	8	100,	
		15	4	2	-50,	
		16	4	5	25,	
		17	4	6	50,	
		18	4	3	-25,	
		19	4	3	-25,	
		20	4	3	-25,	
		21	4	6	50,	
		22	4	2	-50,	
		23	4	3	-25,	
		24	4	1	-75,	
		25	4	4	0,	
		26	4	1	-75,	
		27	4	3	-25,	
		28	4	5	25,	
		29	4	4	0,	
		30	4	4	0,	
Média			4	3,70	-7,	
) Desvio-pad	rão			2,0		

			vores mortas		
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%
10	1994 - 1997	1	5	6	20,0
		2	5	6	20,0
		3	5	11	120,0
		4	5	9	80,0
		5	5	12	140,0
		6	5	7	40,0
		7	5	6	20,0
		8	5	7	40,0
		9	5	14	180,0
		10	5	15	200,0
		11	5	9	80,0
		12	5	2	-60,0
		13	5	8	60,0
		14	5	9	80,0
		15	5	9	80,0
		16	5	10	100,0
		17	5	11	120,0
		18	5	14	180,0
		19	5	11	120,0
		20	5	13	160,0
		21	5	17	240,0
		22	5	10	100,0
		23	5	12	140,0
		24	5	11	120,0
		25	5	5	0,0
		26	5	10	100,0
		27	5	10	100,0
		28	5	11	120,0
		29	5	8	60,0
		30	5	10	100,0
Iédia			5	10,0	95,3
esvio-pad	rão			3,0	

	Período	Número de árvores mortas				
Parcela		Repetição	Observado	Estimado	%	
10	1997 - 2000	1	20	6	-70,0	
		2	20	9	-55,0	
		3	20	11	-45,0	
		4	20	8	-60,0	
		5	20	5	-75,0	
		6	20	10	-50,0	
		7	20	8	-60,0	
		8	20	7	-65,0	
		9	20	7	-65,0	
		10	20	6	-70,0	
		11	20	12	-40,0	
		12	20	5	-75,0	
		13	20	6	-70,0	
		14	20	15	-25,0	
		15	20	14	-30,0	
		16	20	11	-45,0	
		17	20	12	-40,0	
		18	20	7	-65,0	
		19	20	11	-45,0	
		20	20	16	-20,0	
		21	20	9	-55,0	
		22	20	7	-65,0	
		23	20	7	-65,0	
		24	20	8	-60,0	
		25	20	6	-70,0	
		26	20	7	-65,0	
		27	20	11	-45,0	
		28	20	9	-55,0	
		29	20	7	-65,0	
		30	20	8	-60,0	
Iédia			20	9,0	-55,8	
esvio-pad	rão			3,0		

	Período	Número de árvores mortas				
Parcela		Repetição	Observado	Estimado	%	
10	2000 - 2004	1	16	15	-6,3	
		2	16	7	-56,3	
		3	16	12	-25,0	
		4	16	12	-25,0	
		5	16	11	-31,3	
		6	16	8	-50,0	
		7	16	13	-18,8	
		8	16	8	-50,0	
		9	16	7	-56,3	
		10	16	8	-50,0	
		11	16	10	-37,	
		12	16	10	-37,	
		13	16	12	-25,	
		14	16	11	-31,	
		15	16	3	-81,	
		16	16	6	-62,	
		17	16	8	-50,	
		18	16	8	-50,	
		19	16	10	-37,	
		20	16	7	-56,	
		21	16	10	-37,	
		22	16	7	-56,	
		23	16	7	-56,	
		24	16	4	-75,	
		25	16	10	-37,	
		26	16	10	-37,	
		27	16	9	-43,	
		28	16	5	-68,	
		29	16	16	0,	
		30	16	9	-43,	
Iédia			16	9, 0	-43,	
esvio-pad	rão			3,0		

		Número de árvores mortas				
Parcela	Período	Repetição	Observado	Estimado	%	
10	2004 - 2008	1	20	3	-85,0	
		2	20	8	-60,0	
		3	20	8	-60,0	
		4	20	6	-70,0	
		5	20	7	-65,0	
		6	20	3	-85,0	
		7	20	8	-60,0	
		8	20	7	-65,0	
		9	20	8	-60,0	
		10	20	8	-60,0	
		11	20	2	-90,0	
		12	20	10	-50,0	
		13	20	12	-40,0	
		14	20	6	-70,0	
		15	20	4	-80,0	
		16	20	6	-70,0	
		17	20	3	-85,0	
		18	20	8	-60,0	
		19	20	7	-65,0	
		20	20	2	-90,0	
		21	20	13	-35,0	
		22	20	7	-65,0	
		23	20	7	-65,0	
		24	20	10	-50,0	
		25	20	7	-65,0	
		26	20	4	-80,0	
		27	20	4	-80,0	
		28	20	6	-70,0	
		29	20	5	-75,0	
		30	20	9	-55,0	
Iédia			20	7,0	-67,0	
esvio-pad	rão			3,0		