

FABRINA BOLZAN MARTINS

**MODELAGEM DE CRESCIMENTO EM NÍVEL DE ÁRVORE
INDIVIDUAL PARA PLANTIOS COMERCIAIS
DE EUCALIPTOS**

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
2011

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

M386m
2011

Martins, Fabrina Bolzan, 1982-
Modelagem de crescimento em nível de árvore individual
para plantios comerciais de eucaliptos / Fabrina Bolzan
Martins. – Viçosa, MG, 2011.
xiv, 143f. : il. ; 29cm.

Inclui anexo.

Orientador: Carlos Pedro Boechat Soares.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Inclui bibliografia.

1. Eucalipto - Crescimento - Modelos estatísticos.
2. Levantamentos florestais. 3. Florestas - Medição.

I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.


CDO adapt. CDD 634.9564

FABRINA BOLZAN MARTINS

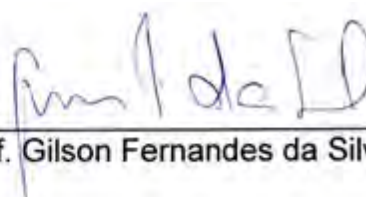
**MODELAGEM DE CRESCIMENTO EM NÍVEL DE ÁRVORE
INDIVIDUAL PARA PLANTIOS COMERCIAIS
DE EUCALIPTOS**

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: 11 de fevereiro de 2011.



Prof. Agostinho Lopes de Souza
(Coorientador)




Prof. Gilson Fernandes da Silva



Prof. Vicente Paulo Soares



Prof. Márcio L. Romarco de Oliveira



Prof. Carlos Pedro Boechat Soares
(Orientador)

“Devemos sempre ser humilde o bastante para chegarmos a algum lugar, pois a humildade é o combustível que alimenta a nossa personalidade, independente da classe social, seja ela qual for.”

(Chiquinho da Floresta)

“A alegria está na luta, na tentativa, no sofrimento envolvido e não na vitória propriamente dita”

(Francisco Cândido Xavier)

*A Deus e a Nossa Senhora de Fátima, por guiar meus passos,
e dar força necessária,
Agradeço.*

*Aos meus pais, Alci Pube e Tania, pela vida, pelo carinho e
pela dedicação; às minhas queridas e amadas irmãs,
Gisene e Noara, pelo amor e apoio incondicional,
Dedico.*

*Ao meu querido e adorável, Marcos Vinícius, pelo amor, pelo afeto,
pelo carinho, pelo companherismo, pela paciência e pelo constante incentivo,
Ofereço.*

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Engenharia Florestal, pela nova perspectiva de vida, pela oportunidade de aprendizado e pelo crescimento pessoal e profissional.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela concessão da bolsa a qual possibilitou a realização deste estudo.

Ao professor Carlos Pedro Boechat Soares, pela confiança em mim depositada, pela valiosa orientação, pela dedicação, pela persistência, pelo incentivo, pela amizade construída nesse percurso e, principalmente, pelos ensinamentos que muito contribuíram e contribuirão para meu crescimento profissional.

Ao coorientador professor Helio Garcia Leite, pela oportunidade em cursar o Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal, pelo incentivo, pela grande amizade e pelos inúmeros conselhos.

Ao coorientador professor Agostinho Lopes de Souza, pelas palavras de conforto e por aceitar fazer parte do comitê de orientação.

Aos professores Gilson Fernandes da Silva, Márcio L. R. de Oliveira e Vicente Paulo Soares, pelas participações como membros da banca examinadora.

À secretária do PPGCF, Rita de Cássia, a “Ritinha”, pela gentileza e dedicação em seu trabalho, e aos funcionários da SIF, Alfredo Santos e Alexandre Amorim, pelos muitos favores atendidos.

Ao irmão de orientação e colega de pós-graduação, Renato Vinícius Castro, pela amizade, pelo coleguismo, pelo apoio e constante auxílio no desenvolvimento desta tese.

Aos queridos e eternos amigos mineirinhos: Fabiano Lourenço dos Santos, Marco Antônio Amaro, Maria Cristina Martins e Livia Figueiredo, e ao amigo capixaba, Vitor Hugo B. Barbosa, por tudo o que representaram para mim, desde o meu primeiro dia em Viçosa, pelos momentos alegres e descontraídos, pelo ombro amigo, meus sinceros agradecimentos. Sentirei saudades destes tempos!

Aos amigos gaúchos, Cleber Saldanha, Gládis Jucoski, Vanessa Fagan, e catarinense, Roberto Trentin, pelo companheirismo, pelos almoços, pelas jantãs, pelas festas, pelas jogatinas de sinuca, cinemas, etc.; vocês foram importantes em todos os momentos.

À minha irmã de coração e eterna amiga, Eliane Costa Brandão, vulgo carioca, pelo exemplo pessoal, pela gratidão, bondade e generosidade, pela amizade sincera, pelo companheirismo, enfim, agradecerei todos os dias pela oportunidade de tê-la conhecido!

Aos funcionários do DEF e da SIF, Francisco Chagas Rodrigues “Chiquinho da Floresta”, Maria Aparecida Lopes, Carlos Tadeu de Freitas, Miguel Rozado Costa e José Mauro de Oliveira, por todo auxílio que me deram.

Aos colegas do Instituto de Recursos Naturais da UNIFEI, em especial, Eliane Melloni, Marcelo de Paula Corrêa, Maria Inês Alvarenga E Sâmia G. Calheiros, pelo incentivo que oportunizou o término do Doutorado.

À minha família e ao meu querido Marcos Vinícius, pelo apoio, por estarem sempre ao meu lado e, principalmente, por acreditarem que tudo daria certo.

A todas as pessoas que não foram mencionadas e, que, de alguma forma, auxiliaram a evoluir nos meus estudos e na realização deste trabalho, meus sinceros agradecimentos.

Para que fique registrada minha gratidão, meu reconhecimento e o meu apreço por todos: OBRIGADO!

BIOGRAFIA

FABRINA BOLZAN MARTINS, filha de Alci Pube Pereira Martins e Tania Maria Bolzan Martins, nasceu em 10 de maio de 1982, no município de São Pedro do Sul, Rio Grande do Sul.

Em 1996, concluiu o Ensino Fundamental na Escola Estadual Tito Ferrari, em São Pedro do Sul, RS.

Em 1999, concluiu o Ensino Médio na Escola Estadual Cilon Rosa, em Santa Maria, RS.

Em 2000, ingressou no Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

Em 2003, fez parte de um convênio de pesquisa entre a UFSM e a Escola Superior Agrária de Coimbra (ESAC), pertencente a Universidade de Coimbra, Portugal.

Em fevereiro de 2005, concluiu o curso de Engenharia Florestal da UFSM.

Em março de 2005, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, em nível de mestrado, na área de Engenharia de Água e Solo, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), concluindo os requisitos necessários à obtenção do título de *Magister Scientiae* em fevereiro de 2007.

Em março de 2007, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal, em nível de Doutorado, da Universidade Federal de Viçosa

(UFV), concluindo os requisitos necessários à obtenção do título de *Doctor Scientiae* em fevereiro de 2011.

Atualmente, é Professora Assistente da Universidade Federal de Itajubá (UNIFEI), onde ministra disciplinas para os Programas de Graduação em Ciências Atmosféricas, Engenharia Ambiental e Engenharia Hídrica.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	xi
ABSTRACT	xiii
1 INTRODUÇÃO GERAL.....	1
2. OBJETIVOS.....	3
2.1. Objetivo geral.....	3
2.2. Objetivos específicos	3
2.3. Estrutura da tese.....	3
3. REVISÃO DE LITERATURA.....	4
3.1. Modelos de crescimento e produção na área florestal.....	4
3.2. Modelos em nível de árvore individual.....	5
3.2.1 Índices de competição	9
3.2.2. Modelos de mortalidade.....	14
3.2.3. Modelos de crescimento em diâmetro e altura	16
4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	19
CAPÍTULO 1	25
ÍNDICE DE COMPETIÇÃO EM ÁRVORES INDIVIDUAIS DE EUCALIPTO.....	25
1. INTRODUÇÃO.....	25

	Página
2. OBJETIVO	27
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	28
3.1. Descrição do local de estudo e dos dados.....	28
3.2. Índices de competição	29
3.3. Avaliação dos índices de competição	30
3.4. Teste de identidade de modelos	31
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	33
4.1. Seleção do índice de competição	33
4.2. Teste de identidade de modelos	40
5. CONCLUSÃO	43
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	44
CAPÍTULO 2.....	49
MODELAGEM DA MORTALIDADE DE ÁRVORES INDIVIDUAIS DE EUCALIPTO.....	49
1. INTRODUÇÃO.....	49
2. OBJETIVO	52
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	53
3.1. Descrição do local de estudo e dos dados.....	53
3.2. Análises dos dados.....	53
3.3. Modelos de mortalidade.....	53
3.4. Critérios de avaliação dos modelos	54
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	56
4.1. Estimativa e avaliação dos modelos de mortalidade	58
5. CONCLUSÃO	68
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	69
CAPÍTULO 3.....	74
MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO E ALTURA EM ÁRVORES INDIVIDUAIS DE EUCALIPTO.....	74
1. INTRODUÇÃO.....	74

	Página
2. OBJETIVO	77
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	78
3.1. Descrição do local de estudo e dos dados.....	78
3.2. Modelos de crescimento em diâmetro e altura	78
3.3. Critérios de avaliação dos modelos	79
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	81
5. CONCLUSÃO	99
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	100
CAPÍTULO 4.....	105
VALIDAÇÃO DO MODELO DE CRESCIMENTO EM NÍVEL DE ÁRVORE INDIVIDUAL PARA PLANTIO COMERCIAL DE EUCALIPTO.....	105
1. INTRODUÇÃO.....	105
2. OBJETIVO	108
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	109
3.1. Descrição do local de estudo e dos dados.....	109
3.2. Descrição do modelo de árvore individual (MAI).....	111
3.3. Descrição do procedimento para a utilização do modelo de árvore individual (MAI)	111
3.4. Validação do modelo	114
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	117
4.1. Validação do modelo em nível de povoamento	117
4.2. Validação em nível de árvore individual.....	120
5. CONCLUSÕES.....	127
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	128
5. CONCLUSÕES GERAIS	134
ANEXO	136
ANEXO A.....	137

RESUMO

MARTINS, Fabrina Bolzan, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2011. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucaliptos.** Orientador: Carlos Pedro Boechat Soares. Coorientadores: Agostinho Lopes de Souza e Helio Garcia Leite.

Os modelos de crescimento e produção empíricos são compostos por três categorias: em nível de povoamento, em nível de distribuição diamétrica e em nível de árvore individual. Dentre estes, os modelos em nível de árvore individual são os mais complexos, pois utilizam a árvore como unidade básica de modelagem. No Brasil, estudos envolvendo esses modelos são escassos, apresentando, portanto, grande potencial de estudo. Assim sendo, esta tese tem por objetivo ajustar um modelo completo de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucalipto no Brasil e validar o seu uso. Para isso, foram avaliados cinco índices de competição independentes da distância (Capítulo 1); avaliados e comparados diferentes modelos de probabilidade de mortalidade (Capítulo 2); avaliados e comparados diferentes modelos de crescimento em diâmetro e altura (Capítulo 3); e validado o modelo completo de crescimento em nível de árvore individual, ajustado nos outros capítulos (Capítulo 4). Para atingir estes objetivos foram utilizados dados de inventários florestais contínuos de plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*, provenientes da empresa Jari

Celulose S/A, com sede localizada na cidade de Monte Dourado (PA). Dos cinco índices de competição avaliados, o índice de área basal (*BAI*) foi o que apresentou melhor desempenho para descrever a competição entre árvores individuais de eucalipto. Esse desempenho deve-se a simplicidade de cálculo e ao realismo biológico, uma vez que combina variáveis de tamanho da árvore e de densidade do povoamento. Dos cinco modelos de probabilidade de mortalidade analisados e comparados, o modelo de West foi o que obteve melhor estimativa, por apresentar uma resposta não linear da probabilidade de mortalidade em função do índice de competição e por possuir forma menos complexa e realismo biológico. Dentre os sete modelos de crescimento em diâmetro e altura, o de Lundqvist-Korf foi aquele que forneceu estimativas mais precisas, haja vista as estatísticas avaliadas (\bar{R}^2 , BIAS e $S_{y.x\%}$) e a análise gráfica dos resíduos. A validação do modelo de árvore individual ajustado, considerando dados independentes do ajuste das equações, mostrou que o modelo fornece estimativas precisas e consistentes para plantios em diferentes condições.

ABSTRACT

MARTINS, Fabrina Bolzan, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2011. **Modeling growth at an individual tree level for commercial plantations of eucalyptus.** Advisor: Carlos Pedro Boechat Soares. Co-advisors: Agostinho Lopes de Souza and Helio Garcia Leite.

The empirical growth and yield models are composed of three ranks: at whole stand level, at diameter class level and at individual tree level. Among them, the models at individual tree level are the most complex because they use the tree as the basic modeling unit. In Brazil, studies involving these models are scarce, therefore showing great study potential. Thus, the objective of this work was to adjust a complete growth model at individual tree level for commercial plantations of eucalypt and to validate its use. For this purpose, five distance-independent competition indexes were evaluated (Chapter I); different models of probability of mortality were evaluated and compared (Chapter II); different models of growth in diameter and height were evaluated and compared (Chapter III), and the complete model of growth at individual tree level was validated, adjusted to the other chapters (Chapter IV). To achieve these objectives, data from continuous forest inventory of unthinned hybrid clonal plantations of *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla* were used and these are from the Jari Celulose S/A enterprise, located at Monte Dourado (PA). Of the five competition indexes evaluated, the basal area index (*BAI*) showed the

best performance to describe the competition among individual trees of eucalypt. This performance is due to the calculation simplicity and to the biological realism, since it combines variables of tree size and stand density. From the five models of probability of mortality analysed and compared, the West model was the one that obtained the best estimation because it produces a non linear response of the mortality probability in function of the competition index and because it has a less complex form and biological realism. Among the seven models of growth in diameter and height, the Lundqvist-Korf model was the one that produced the most accurate estimations, in relation to the statistics evaluated (\bar{R}^2 , BIAS e $S_{y,x}\%$) and the graphical analysis of residuals. The validation of the adjusted individual tree model, considering independent data to adjustment the equations, showed that model supplies accurate and consistent estimations for plantations in different conditions.

1. INTRODUÇÃO GERAL

O gênero *Eucalyptus* é o gênero florestal mais plantado no Brasil, com aproximadamente 4,5 milhões de hectares, e manejado intensivamente principalmente para a obtenção dos produtos como polpa celulósica, papel, madeira para serraria e geração de energia (STAPE *et al.*, 2004b; ABRAF, 2010).

Além do aumento da área plantada, esforços têm sido realizados por diversos órgãos governamentais e não governamentais em pesquisas voltadas ao melhoramento, à nutrição e ao manejo florestal de plantios de eucalipto (KALLARACKAL; SOMEN, 1997; STAPE *et al.*, 2004a).

Entre as técnicas relacionadas ao manejo florestal, a modelagem do crescimento e da produção de plantios comerciais de eucalipto no Brasil apresenta-se bem desenvolvida, com avanços significativos nesta área. Existem modelos ajustados para diferentes regiões do país, incluindo desde modelos em nível de povoamentos e de distribuição diamétrica (CAMPOS; LEITE, 2009), inclusive modelos baseados em processos (ALMEIDA *et al.*, 2004; STAPE *et al.*, 2004b). No entanto, ainda são escassos os modelos de crescimento em nível de árvore individual para plantios de eucalipto no Brasil (MENDES *et al.*, 2006).

Modelos de crescimento em nível de árvore individual têm sido desenvolvidos para outras espécies, como por exemplo, a canjerana, a canela preta, o cedro, a araucaria e o eucalipto, sem, contudo, apresentarem todos os

submodelos (DURLO, 2001; DELLA FLORA, 2004; DURLO *et al.*, 2004; CHASSOT, 2009; CUNHA, 2009).

Desde Newhman (1964) muito se têm trabalhado objetivando a evolução dos modelos de crescimento em nível de árvore individual e de seus submodelos ou componentes (SOARES; TOMÉ, 1997). Porém, estes estudos são concentrados em florestas da Austrália (FOX *et al.*, 2007), florestas do Canadá (YANG *et al.*, 2003; FILIPESCU; COMEAU, 2007), florestas da Europa (TOMÉ; BURKHART, 1989; MONSERUD; STERBA, 1999; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009) e florestas dos EUA (KEISTER, 1972; GLOVER; HOOL, 1979; MARTIN; EK, 1984; HAMILTON, 1986; ZHAO *et al.*, 2006), havendo uma lacuna relacionada a estudos em florestas plantadas, principalmente nas regiões tropicais e subtropicais.

Os modelos de crescimento em nível de árvore individual são mais complexos do que os modelos em nível de povoamento e de distribuição diamétrica, pois são constituídos por vários submodelos, e apresentam variáveis de difícil medição e avaliação como aquelas relacionadas à mortalidade e às dimensões das copas das árvores (BELLA, 1971; DANIELS; BURKHART, 1988). Contudo, isto não justifica a falta de estudos sobre estes tipos de modelos.

Assim sendo, observa-se a necessidade de estudos sobre a modelagem em nível de árvore individual para preencher essa lacuna na modelagem do crescimento e da produção florestal no Brasil.

2. OBJETIVOS

2.1. Objetivo geral

Diante do exposto anteriormente, o objetivo geral desta tese foi ajustar um modelo completo de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucalipto no Brasil.

2.2. Objetivos específicos

- Avaliar cinco índices de competição independentes da distância;
- Avaliar e comparar diferentes modelos de probabilidade de mortalidade;
- Avaliar e comparar diferentes modelos de crescimento em diâmetro e altura; e
- Validar o modelo completo de crescimento em nível de árvore individual.

2.3. Estrutura da tese

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

Capítulo 1 – Índices de competição em árvores individuais de eucalipto;

Capítulo 2 – Modelagem da mortalidade em árvores individuais de eucalipto;

Capítulo 3 – Modelagem do crescimento em diâmetro e altura em árvores individuais de eucalipto e;

Capítulo 4 – Validação do modelo de crescimento em nível de árvore para plantio comercial de eucalipto.

3. REVISÃO DE LITERATURA

3.1. Modelos de crescimento e produção na área florestal

Na área florestal, os modelos de crescimento e produção permitem simular a dinâmica natural de um povoamento, de modo a prever a sua produção ao longo do tempo, sob hipóteses de exploração ou sujeito a agentes físicos e bióticos distintos (TOMÉ, 1991; VANCLAY, 1994).

Dentro deste contexto, de acordo com Vanclay (1994), Amaro e Tomé (1997) e Hasenauer (2000), existem três tipos de modelos: os de crescimento e produção empíricos; os de clareiras (*gap models*); e os mecanísticos ou de processos. Além dos modelos citados, existem modelos híbridos que combinam um ou mais tipos de modelos de crescimento e produção.

Os modelos de crescimento e produção empíricos podem ser classificados como: modelos de crescimento e produção em nível de povoamento, modelos de distribuição diamétrica ou classe de tamanho e modelos em nível de árvore individual (DAVIS; JOHNSON, 1987). Embora estes modelos possuam diferentes níveis de abordagem, as estimativas por unidade de área são obtidas através de variáveis dos povoamentos como idade, índice de local, área basal por hectare, diâmetro quadrático e número de árvores por hectare (CLUTTER *et al.*, 1983; DAVIS; JOHNSON, 1987).

Os modelos de clareiras ou *gap models* permitem descrever a sucessão florestal. Eles utilizam as funções-resposta para luz, nutrientes, água e simulam os processos de regeneração, crescimento e mortalidade (BUGMAN *et al.*, 1996; SHUGART; SMITH, 1996). São modelos que se preocupam em relacionar o crescimento com algumas variáveis ambientais.

Os modelos mecanísticos ou de processos descrevem a circulação, transformação e acúmulo da energia em matéria (HASENAUER, 2000), ou seja, permitem relacionar desenvolvimento e crescimento com o ambiente e suas interações, com a preocupação de avaliar as causas do crescimento. Eles levam em consideração disponibilidade de luz, temperatura e nutrientes na modelagem da fotossíntese, respiração e alocação dos produtos da fotossíntese para diferentes compartimentos da árvore, como raízes, tronco,

folhas (BATTAGLIA *et al.*, 1996; SANDS; LANDSBERG, 2002; ALMEIDA *et al.*, 2004).

3.2. Modelos em nível de árvore individual

Os modelos em nível de árvore individual são importantes no planejamento florestal, pois fornecem informações detalhadas sobre a dinâmica e a estrutura do povoamento, incluindo a distribuição de volume por classe de tamanho (CLUTTER *et al.*, 1983). Eles diferem dos modelos em nível de povoamento pela necessidade de dados específicos do tamanho de cada árvore dentro do povoamento e, em alguns casos, da distribuição espacial de cada árvore e das classes de altura e copa em que a árvore se encontra (CLUTTER *et al.*, 1983; VANCLAY, 1994).

Nestes modelos, o ponto de partida é a aceitação de que o crescimento do povoamento pode ser captado pela soma das modificações observadas em cada árvore (HASENAUER, 2000), ou seja, de que a árvore individual pode ser considerada como unidade básica na modelagem do crescimento do povoamento (AVERY; BURKHART, 1994).

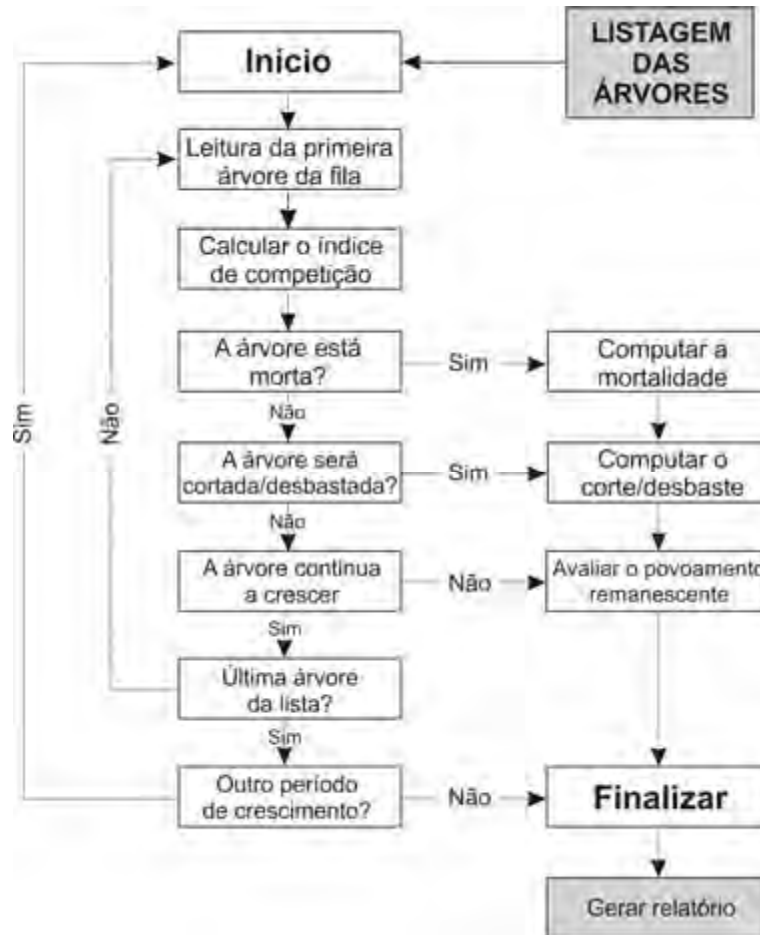
Eles simulam o crescimento de cada árvore em diâmetro, altura e copa, decidindo se a árvore vive ou morre, calculando seu crescimento e volume (DAVIS; JOHNSON, 1987) (Figura 1). As informações para cada árvore são atualizadas para uma idade definida e, então agrupadas por unidade de área (CAMPOS; LEITE, 2009).

Um modelo de crescimento em nível de árvore individual é composto por três módulos ou submodelos: mortalidade, regeneração ou ingresso e crescimento dimensional (altura e diâmetro) (HASENAUER, 2000).

A mortalidade é um módulo importante nos modelos de árvore individual, porém é um dos aspectos da floresta mais difíceis de serem avaliados e modelados (GLOVER; HOOL, 1979; GADOW, 1996; YANG *et al.*, 2003).

Existem dois tipos de mortalidade: a regular e a irregular (LEE, 1971). A mortalidade regular é causada por fatores não catastróficos como competição, fatores genéticos e senescência, a qual pode ser mensurada. A mortalidade irregular é gerada por causas catastróficas, que não são intrínsecas à árvore,

como pragas, incêndios, estresses ambientais e danos mecânicos, sendo sua ocorrência difícil de prever e mensurar (PEET; CHRISTENSEN, 1987; CAMPOS; LEITE, 2009).



Fonte: adaptado de Davis e Jonhson (1987).

Figura 1 – Esquema de um modelo de árvore individual.

Existem diferentes métodos para estimar a mortalidade do tipo regular. Entre eles estão a utilização de índices de competição; predição da árvore morrer em um determinado período de tempo através das condições fisiológicas da árvore; estimativa empírica da mortalidade a partir da ocorrência de limites críticos nos quais a mortalidade pode ser prevista; e determinação da probabilidade da mortalidade da árvore, dentro de um grupo de indivíduos com características similares (GLOVER; HOOL, 1979).

O segundo módulo dos modelos em nível de árvore individual refere-se ao recrutamento ou ingresso, ou seja, refere-se ao número de indivíduos

medidos em uma idade qualquer que não foram medidos em idades anteriores, por não alcançarem um tamanho mínimo predeterminado (HASENAUER, 2000; CAMPOS; LEITE, 2009). Em florestas plantadas, normalmente desconsidera-se este módulo tendo em vista o diâmetro mínimo de medição e a idade inicial de medição.

O terceiro módulo refere-se ao crescimento dimensional das árvores individuais. O crescimento dimensional pode ser abordado de duas maneiras: a primeira diz respeito à utilização de funções de crescimento e o segundo é a utilização de funções modificadoras do crescimento potencial (DAVIS; JOHNSON, 1987).

Munro (1974) foi o autor que categorizou os modelos de árvore individual em duas classes, baseadas na maneira que se considera competição entre as árvores: os modelos independentes da distância e os dependentes da distância (DANIELS; BURKHART, 1988; TOMÉ; BURKHART, 1988). Stage e Ledermann (2008) introduziram uma nova categoria denominada de semi-independentes da distância.

Os modelos independentes da distância utilizam variáveis do povoamento e dimensões iniciais de uma dada árvore-objeto para descrever a competição e, conseqüentemente, o crescimento ou mortalidade da árvore; enquanto os modelos dependentes da distância incorporam além das variáveis mencionadas, a localização das árvores vizinhas ou competidoras à árvore-objeto (CLUTTER *et al.*, 1983; VANCLAY, 1994; TOMÉ; BURKHART, 1989).

Os modelos dependentes da distância têm sido desenvolvidos com pequena variação nos índices de competição (DANIELS; BURKHART, 1988), os quais podem ser classificados em três categorias de índice de competição: zonas de influência competitiva, área potencialmente disponível e razão entre tamanhos ou entre tamanhos e distâncias (HOLMES; REED, 1991; BIGING; DOBBERTIN, 1992).

A zona de influência competitiva, também chamada de área sobreposta, assume que cada árvore tem uma zona de influência determinada pelo seu tamanho da árvore, e que a competição que a árvore é submetida pode ser medida pelo somatório da sobreposição potencial das zonas de influência (VANCLAY, 1994). Alguns trabalhos utilizando esta categoria foram realizados pelos autores Opie (1968), Bella (1971) e Monserud e Ek (1974).

O método dos polígonos, também denominado de área potencialmente disponível, introduzida por Brown (1965), representa os recursos disponíveis para a árvore (HOLMES; REED, 1991). Geralmente é calculada em função da área total simulada para a árvore-objeto e da área das demais árvores competidoras, de acordo com seus tamanhos e posições (VANCLAY, 1994), ou seja, é a área de menor polígono definida pelos bissetores em relação às linhas entre as árvores (TOMÉ; BURKHART, 1989). Esta categoria foi utilizada nos trabalhos de Moore *et al.* (1973), Holmes e Reed (1991) e Biging e Dobbertin (1995).

A terceira categoria, razão entre tamanhos ou entre tamanhos e distâncias, indica a soma das razões entre as dimensões da árvore-objeto em relação as dimensões das árvores competidoras, bem como a distância entre elas (BIGING; DOBBERTIN, 1992). As dimensões mais comuns são diâmetro a 1,30 m do solo (dap), altura total e área basal. Spur (1962), Daniels (1976), Lorimer (1983) e Daniels *et al.* (1986) utilizaram esta categoria de modelo.

Os índices semi-independentes são similares aos índices independentes da distância, contudo este índice é computado independentemente a cada parcela ao redor da árvore-objeto (STAGE; LEDERMANN, 2008).

Alguns exemplos de modelos de árvores individuais encontram-se descritos na Tabela 1, com uma pequena descrição dos ecossistemas aos quais foram aplicados.

Tabela 1 – Resumo de alguns modelos de árvores individuais e os ecossistemas florestais aos quais foram aplicados

Modelo	Descrição	Autor (es)
PROGNOSIS	Independente da distância. Florestas mistas de coníferas dos EUA	Stage (1973); Wykoff <i>et al.</i> (1982)
FOREST	Dependente da distância. Crescimento e reprodução de florestas mistas dos EUA	Ek e Monserud (1974)
PTAEDA	Dependente da distância. Florestas de <i>Pinus taeda</i>	Daniels e Burkhart (1975)
SILVA	Dependente da distância. Florestas puras e mistas da Europa	Pretzsch (1992)
MOSES	Dependente da distância. Florestas alpinas mistas	Hasenauer <i>et al.</i> (1995)
PROGNAUS	Independente da distância. Florestas alpinas mistas inequidistantes	Sterba <i>et al.</i> (1995)
BWERT	Independente da distância. Avaliação de manejo de florestas mistas da Europa	Nagl (1995)

Fonte: adaptado de Davis e Johnson (1987) e Hasenauer (2000).

3.2.1 Índices de competição

Modelos independentes da distância foram desenvolvidos e aplicados utilizando vários índices de competição. Como exemplo de índices independentes da distância (IID) tem-se:

a) Índice utilizado por Glover e Hool (1979)

a.1) Considerando o diâmetro:

$$IID_1 = \frac{d_i^2}{\bar{D}^2}$$

em que d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); e \bar{D} = média dos diâmetros (dap) das árvores da unidade amostral (cm).

a.2) Considerando a altura:

$$IID_2 = \frac{h_i}{\bar{H}}$$

em que h_i = altura da árvore objeto (m); \bar{H} = altura média das árvores da unidade amostral (m).

a.3) Considerando a combinação entre diâmetro e altura:

$$IID_3 = \frac{d_i^2 \cdot h_i}{\bar{D}^2 \cdot \bar{H}}$$

b) Índice utilizado por Stage (1973):

$$IID_4 = BAI = \frac{AS_i}{AS_q} = \frac{d_i^2}{q^2}$$

em que BAI = índice de área basal; AS_i = área seccional da árvore-objeto (m²); AS_q = área seccional da árvore média (área seccional definida pelo diâmetro quadrático); e q = diâmetro quadrático (cm).

$$IID_5 = BAL_i$$

em que BAL_i = área basal total das árvores maiores que a árvore-objeto.

c) Índice utilizado por Lorimer (1983):

$$IID_6 = \sum_{j=1}^n \frac{d_j}{d_i}$$

em que d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); d_j = diâmetro (dap) da árvore-competidora (cm); n = número de árvores competidoras.

d) Índice utilizado por Daniels et al. (1986):

$$IID_7 = \frac{d_i^2}{\left(\sum_{j=1}^n d_j^2 \right) / n_j}$$

em que d_j = diâmetro (dap) da árvore-competidora (cm); d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); e n_j = número de árvores-competidoras.

e) Índices utilizados por Tomé e Burkart (1989):

e.1) Considerando o diâmetro

$$IID_8 = \frac{d_i}{q}$$

em que d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); q = diâmetro quadrático (cm).

$$IID_9 = \frac{d_i}{d_{max}}$$

em que d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); e d_{max} = diâmetro (dap) máximo das cinco árvores na unidade amostral (cm).

$$IID_{10} = \frac{d_i}{d_{dom}}$$

em que d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); e d_{dom} = diâmetro (dap) das árvores dominantes, definido como o diâmetro quadrático das árvores dominantes.

e.2) Considerando a área seccional

$$IID_{11} = \frac{AS_i}{AS_{max}} = \frac{d_i^2}{d_{max}^2}$$

em que AS_i = área seccional da árvore-objeto (m²); e AS_{max} = área seccional da árvore de diâmetro máximo (m²).

$$IID_{12} = \frac{AS_i}{AS_{dom}} = \frac{d_i^2}{d_{dom}^2}$$

em que AS_i = área seccional da árvore-objeto (m^2); AS_{dom} = área seccional da árvore dominante (m^2).

f) Índice de Krumland (1982), que considera a copa das árvores (DAVIS e JOHNSON, 1987):

$$IID_{13} = C_{66i}$$

em que C_{66i} = área coberta pelas copas das árvores vivas, acima de 66% da altura da copa da i -ésima árvore-objeto.

Como exemplos de índices de competição dependentes da distância (IDD), tem-se:

a) Índice utilizado por Hegyi (1974):

$$IDD_1 = \sum_{j=1}^{n_j} \frac{\left(\frac{d_j}{d_i}\right)}{L_{ij}}$$

em que d_j = diâmetro (dap) da árvore-competidora (cm); d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); L_{ij} = distância entre as árvores-objeto e a árvore competidora (cm); e n_j = número de árvores competidoras.

b) Índice utilizado por Daniels (1976):

$$IDD_2 = \sum_{j=1}^{n_j} \frac{\left(\frac{d_j}{d_i}\right)}{(L_{ij} + 1)}$$

em que d_j = diâmetro (dap) da árvore-competidora (cm); d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); L_{ij} = distância entre a árvore objeto e a árvore competidora (cm); e n_j = número de árvores competidoras.

c) Índice utilizado por Moore *et al.* (1973):

$$IDD_3 = \frac{d_i^2}{d_i^2 + d_j^2} \cdot L_{ij} \quad \text{e} \quad IDD_{3'} = \sum_{j=1}^{n_j} \left(\frac{a_i}{A}\right) \cdot \left(\frac{d_j}{d_i}\right)^{ex}$$

em que d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); d_j = diâmetro (dap) da árvore-competidora (cm); L_{ij} = distância entre a árvore-objeto e a árvore competidora (cm); a_i = área sobreposta entre a i -ésima árvore-objeto e as j -ésimas árvores competidoras; A = círculo de competição ao redor da árvore-objeto; ex = fator exponencial de ponderamento; e n_j = número de árvores competidoras.

d) Índice utilizado por Spurr (1962), citado por Holmes e Reed (1991):

$$IDD_4 = \frac{75.625}{n_j} \cdot \sum_{j=1}^{n_j} \left(j - \frac{1}{2} \right) \cdot \frac{d_j^2}{L_{ij}^2} \text{ ou}$$

$$IDD_{4'} = \frac{0.25}{n_j} \cdot \sum_{j=1}^{n_j} \left(j - \frac{1}{2} \right) \cdot \frac{d_j^2}{L_{ij}^2}$$

em que j = todas as árvores competidoras, em um ângulo de varredura em torno da árvore-objeto; d_j = diâmetro (dap) da árvore competidora (cm); L_{ij} = distância entre a árvore objeto e a árvore competidora (cm); n_j = número de árvores competidoras; e n = fator de área basal.

e) Índice utilizado por Staebler (1951), citado por Daniels *et al.* (1986):

$$IDD_5 = \sum_{j=1}^{n_j} \left(\frac{d_{ij} \cdot CR_j}{2} \right)$$

em que d_{ij} = distância de copas sobrepostas entre o j -ésimo competidor e a i -ésima árvore-objeto (m); CR_j = raio de copa da árvore-objeto; e n_j = número de árvores competidoras.

f) Índice utilizado por Bella (1971):

$$IDD_6 = \sum_{j=1}^n \left(\frac{O_{ij}}{A_j} \cdot \frac{D_i^k}{D_j} \right)$$

em que O_{ij} = área de copa sobreposta entre o j -ésimo competidor e a i -ésima árvore-objeto; A_j = área de copa da i -ésima árvore objeto; D_i = diâmetro de copa da árvore-objeto; D_j = diâmetro de copa da árvore-competidora; k = um fator; e n = todas as árvores em que O_{ij} é positivo.

g) Índice utilizado por Arney (1973) citado por Daniels et al. (1986):

$$IDD_7 = 100 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n a_{ij} + CA_i}{CA_i}$$

em que a_{ij} = área de sobreposição entre a árvore-objeto i e a árvore competidora j ; CA_i = área de copa não sobreposta da árvore-objeto i ; n = número de competidores; e 100 significa o valor mínimo quando não há sobreposição das copas.

h) Índice utilizado por Ek e Mounserud (1974):

$$IDD_8 = \frac{\sum_{j=1}^{n_j} \left(a_{ij} \cdot \frac{R_j \cdot H_j}{R_i \cdot H_i} \right)}{CA_i}$$

em que a_{ij} = área de sobreposição entre a árvore-objeto i e a árvore competidora j ; R = raio do espaço livre da copa; H = altura total da i árvore-objeto e j árvore competidora; CA_i = área de copa não sobreposta da árvore-objeto i ; e n_j = número de competidores.

i) O índice semi-independente da distância pode ser obtido através da fórmula (STAGE; LEDERMANN, 2008):

$$IDD_9 = \sum_{i=1}^n c_{ij} \delta_i \text{ e } E(IDD_9) = FAB \left[1 + \sum_{i=1}^m \left(\frac{a_{ij}}{a_j} \right) \right]$$

em que n = variável aleatória dependente do número de círculos que cobrem a parcela circular referente a árvore objeto; c_{ij} = é a contribuição marginal do i -ésimo competidor para o índice de competição da j -ésima árvore objeto; δ_{ij} = 1, caso a i -ésima árvore que está competindo seja observada e medida; FAB = fator de área basal da amostragem por Bitterlich; m = número de árvores competidoras; a_{ij} = área sobreposta por dois círculos, dada em função da distância entre os centros do círculo formado pela árvore – objeto e árvore competidora; e a_j = área do círculo em torno da árvore objeto.

3.2.2. Modelos de mortalidade

Os modelos mais utilizados na estimativa da mortalidade em povoamentos e em árvores individuais são:

a) Função logística (HAMILTON, 1986):

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

em que P_i = probabilidade de mortalidade; X_j = variáveis independentes; $j = 1, 2, \dots, k$; $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

b) Função logística modificada (BUCHMAN, 1979):

$$P_i = 1 - \left[\beta_0 - \left(\frac{1}{1 + e^p} \right) \right] + \varepsilon$$

em que P_i = probabilidade de mortalidade, β_0 = coeficiente de assíntota superior; $p = \beta_1 + \beta_2 \cdot IAD^{\beta_3} + \beta_4 \cdot d_i$; $\beta_1; \beta_2; \beta_3; \beta_4$ = demais coeficientes do modelo; IAD = incremento anual em dap; d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); e ε = erro aleatório.

c) Modelo de mortalidade baseado na utilização da função de Weibull (GLOVER; HOOL, 1979):

$$P_i = \left(\frac{\gamma}{\beta} \right) \cdot [(BAI - \alpha)/\beta]^{(\gamma-1)} \cdot e^{-\left\{ \left[(BAI - \alpha)/\beta \right]^\gamma \right\}} + \varepsilon \quad \text{ou}$$

$$P_i = \left(\frac{\gamma}{\beta} \right) \cdot \left[\left(\frac{BAI}{\beta} \right) \right]^{(\gamma-1)} \cdot \exp \left\{ - \left[\left(\frac{BAI}{\beta} \right) \right]^\gamma \right\} + \varepsilon$$

em que P_i = probabilidade de mortalidade; BAI = índice de competição, obtido pela razão: $\frac{d_i^2}{q^2}$; α = parâmetro de locação; β = parâmetro de escala; γ = parâmetro de forma; e ε = erro aleatório.

d) Modelo de sobrevivência em nível de povoamento baseada na utilização da função de Weibull (SOMERS *et al.*, 1980):

$$N_i = N_0 \exp\left[-\left(\frac{I_i}{\beta}\right)^\delta\right] \cdot \varepsilon_i$$

em que N_i = número de árvores sobreviventes por hectare na idade i ; N_0 = número de árvores por hectare na idade inicial; I_i = idade; β = parâmetro de distribuição que define a escala que a curva assume; δ = parâmetro de distribuição que define a forma que a curva assume; e ε_i = erro aleatório.

e) Modelo de mortalidade em nível de povoamento (MACHADO *et al.*, 2002):

$$N_2 = N_1 \cdot \exp\left[\beta_0 \cdot (\beta_1^{I_2} - \beta_1^{I_1})\right] \cdot \varepsilon$$

em que N_2 = número de árvores por hectare na idade atual; N_1 = número de árvores por hectare na idade anterior; I_2 = idade atual; I_1 = idade anterior; β_0 , β_1 = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

f) Modelo de mortalidade mais simples utilizando *BAI* (WEST, 1981):

$$P_i = \beta_0 \cdot BAI^{\beta_1} + \varepsilon$$

em que *BAI* = índice de competição (índice de área basal); β_0 , β_1 = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

g) Função exponencial negativa (PAYANDEH, 1983):

$$P_i = \beta_0 + \exp(\beta_1 + \beta_2 \cdot X_1 + \dots + \beta_k \cdot X_k) + \varepsilon$$

em que P_i = probabilidade de mortalidade; X_j = variáveis independentes; $j = 1, 2, \dots, k$; $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

h) Modelo de mortalidade em nível de povoamento (CLUTTER; JONES, 1980, citados por DEMOLINARI, 2006):

$$N_2 = [N_1^\alpha + \beta \cdot (I_2^\gamma - I_1^\gamma)]^{1/\alpha} \cdot \varepsilon$$

em que N_2 = densidade do povoamento na idade 2; N_1 = densidade do povoamento na idade 1; α , β , γ = parâmetros do modelo; e ε = erro aleatório.

i) Modelo de mortalidade em nível do povoamento derivada do modelo de Clutter e Jones (PIENNAR; SCHIVER, 1981):

$$N_2 = N_1 \cdot \exp\left[-\beta_0 \left(I_2^{\beta_1} - I_1^{\beta_1}\right)\right] \cdot \varepsilon$$

em que N_2 = densidade do povoamento na idade 2; N_1 = densidade do povoamento na idade 1; β_0 , β_1 = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

j) Modelo de mortalidade baseada na função de Richards (BUFORD; HAFLEY, 1985):

$$P_i = N \cdot \left(1 - \exp^{-\beta_0 \cdot X_i}\right)^{\beta_1} \cdot \varepsilon$$

em que P_i = probabilidade de mortalidade; N = número de árvores vivas na idade inicial; β_0 e β_1 = coeficientes do modelo; X_i = classe diamétrica (cm); e ε = erro aleatório.

3.2.3. Modelos de crescimento em diâmetro e altura

Os modelos de crescimento em diâmetro e altura em nível de árvore individual podem assumir funções lineares e não lineares (STERBA; MONSERUD, 1997). As funções mais comuns são:

a) Modelo de crescimento linear (TOMÉ; BURKHART, 1989; WYKOFF, 1990):

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot X_3 + \varepsilon \quad \text{ou} \quad \ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot X_3 + \varepsilon$$

em que Y = variável de crescimento dimensional; β_0 , β_1 , β_2 , β_3 = coeficientes do modelo; X_1 , X_2 , X_3 = são variáveis de competição, tamanho e capacidade produtiva; ε = erro aleatório; e \ln = logaritmo natural.

b) Modelo de crescimento linear (CAMPOS; LEITE, 2009):

$$\ln(Y_2) = \ln(Y_1) + \beta_1 \cdot \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1}\right) + \varepsilon$$

em que Y_2 = diâmetro ou altura em idade futura; Y_1 = diâmetro ou altura na idade atual; I_1 = idade atual, em meses; I_2 = idade futura, em meses; β_1 , = coeficiente do modelo; ε = erro aleatório; e \ln = logaritmo natural.

c) Modelo de McDill-Amateis (AMARO *et al.*, 1998):

$$Y_2 = \left[\frac{M}{1 - \left(1 - \frac{M}{Y_1}\right) \cdot \left(\frac{l_1}{l_2}\right)^{\beta_0}} \right] + \varepsilon$$

em que Y_2 = diâmetro ou altura em idade futura; Y_1 = diâmetro ou altura na idade atual; M = assíntota do modelo; β_0 = taxa de crescimento específico/parâmetro de forma; l_1 = idade atual, em meses; l_2 = idade futura, em meses; e ε = erro aleatório.

d) Modelo de Lundviq-Korf (AMARO *et al.*, 1998; TOMÉ, 2003):

$$Y_2 = A \cdot \left(\frac{Y_1}{A}\right)^{\frac{l_1^{\beta_2}}{l_2}} + \varepsilon; \quad \text{sendo: } A = \beta_0 + \beta_1 \cdot S$$

em que Y_2 = diâmetro ou altura em idade futura; Y_1 = diâmetro ou altura na idade atual; S = índice de local; l_1 = idade atual, em meses; l_2 = idade futura, em meses; $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

e) Modelo de Piennar e Schiver (1981):

$$Y_2 = Y_1 \cdot \exp^{(-\beta_0 \cdot (l_2^{\beta_1} - l_1^{\beta_1}))} + \varepsilon$$

em que Y_2 = diâmetro ou altura em idade futura; Y_1 = diâmetro ou altura na idade atual; l_1 = idade atual, em meses; l_2 = idade futura, em meses; β_0, β_1 = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

f) Modelo de Richards (AMARO; REED, 2001):

$$Y_2 = Y_1 + \left(\frac{\beta_0}{1 + \exp(\beta_1 - \beta_2 \cdot l_2)^{\frac{1}{\beta_3}}} - \frac{\beta_0}{1 + \exp(\beta_1 - \beta_2 \cdot l_1)^{\frac{1}{\beta_3}}} \right) + \varepsilon$$

em que Y_2 = diâmetro ou altura em idade futura; Y_1 = diâmetro ou altura na idade atual; l_1 = idade atual, em meses; l_2 = idade futura, em meses; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

g) Modelo Logístico (ZEIDE, 1993; OLIVEIRA, 2007):

$$Y_2 = Y_1 + \left(\frac{\beta_0}{1 + \beta_1 \cdot \exp(-\beta_2 \cdot I_2)} - \frac{\beta_0}{1 + \beta_1 \cdot \exp(-\beta_2 \cdot I_1)} \right) + \varepsilon$$

em que Y_2 = diâmetro ou altura em idade futura; Y_1 = diâmetro ou altura na idade atual; I_1 = idade atual, em meses; I_2 = idade futura, em meses; β_0 , β_1 , β_2 = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

h) Modelo de Schumacher (TOMÉ, 2003):

$$Y_2 = Y_1 + \exp\left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{I_2}\right) - \exp\left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{I_1}\right) + \varepsilon$$

em que Y_2 = diâmetro ou altura em idade futura; Y_1 = diâmetro ou altura na idade atual; I_1 = idade atual, em meses; I_2 = idade futura, em meses; β_0 , β_1 = coeficientes do modelo; ε = erro aleatório.

i) Função de crescimento potencial (ZHANG *et al.*, 1997; ZHANG *et al.*, 2004):

$$Y = P \cdot \beta_1 \cdot IC^{\beta_2} \cdot \exp\left(\beta_3 \left(1 - \frac{q}{d_i}\right)\right) + \varepsilon$$

em que Y = diâmetro ou altura; P = crescimento potencial (na idade $I_i \rightarrow I_{i+1}$); I_i = idade atual; I_{i+1} = idade futura; IC = índice de competição; q = diâmetro quadrático (cm); d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); β_1 , β_2 , β_3 = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

4. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, A. C.; LANDSBERG, J. J.; SANDS, P. J. Parameterisation of 3-PG model for fast-growing *Eucalyptus grandis* plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 193, p. 179-195, 2004.

AMARO, A.; TOMÉ, M. (Ed). **Empirical and process** – Bases models for forest tree and stand growth simulation. Lisboa: Salamandra, 1997. 591 p.

AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M.; THEMIDO, I. Modeling dominant height growth eucalyptus plantations in Portugal. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 37-46, 1998.

AMARO, A.; REED, D. **Forest re-measurements and modelling strategies. Forest Biometry, modelling and information science**. Greenwich, 2001. Disponível em: <<http://cms1.gre.ac.uk/conferences/iufro/proceedings/AmaroReed1.pdf>>. Acesso em: 2 fev. 2008.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE FLORESTAS PLANTADAS. **Anuário estatístico da ABRAF**: ano base 2009. Brasília, 2010. Disponível em: <<http://www.abraflor.org.br/estatisticas/ABRAF10-BR.pdf>>. Acesso em: 27 ago. 2010.

AVERY, T. E.; BURKHATR, H. E. **Forest measurements**. 4. ed., New York: McGraw-Hill Book, 1994. 408 p.

BATTAGLIA, M.; BEADLE, C.; LOUGHHEAD, S. Photosynthetic temperature responses os *Eucalyptus globulus* and *Eucalyptus nitens*. **Tree Physiology**, Victoria, v. 16, p. 81-89, 1996.

BELLA, I. E. A new competition model for individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 17, n. 3, p. 364-372, 1971.

BIGING, G. S.; DOBBERTIN, M. A comparison of distance-dependent competition measures for height and basal area growth of individual conifer trees. **Forest Science**, Washington, v. 38, n.3, p. 695-720, 1992.

BIGING, G. S.; DOBBERTIN, M. Evaluation of competition indices in individual tree growth models. **Forest Science**, Washington, v. 41, n. 2, p. 360-377, 1995.

BROWN, G. S. Point density in stems per acre. **New Zeland Forestry Research**, Note n. 38, 1965.

BUCHMAN, R. G. Mortality functions. In: A generalized forest growth projection system applied to the Lake States region. **U. S. Forest Service. Gen. Tech. Rep.**, NC-49, p. 47-55, 1979.

BUFORD, M. A.; HAFLEY, W. L. Probability distributions as models for mortality. **Forest Science**, Washington, v. 31, n. 2, p. 331-341, 1985.

BUGMAN, H.; XIAODONG, Y.; SYKES, M. T.; MARTINS, P.; LINDNER, M.; DESANKER, P. V.; CUMMING, S. G. A comparison of forest gap models: model structure and behaviour. **Climate Change**, v. 34, p. 289-313, 1996.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3. Ed., Viçosa: UFV, 2009. 548 p.

CHASSOT, T. **Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na floresta ombrófila mista**. Santa Maria, 2009, 48 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, 2009.

CLUTTER, J. L. Compatible growth and yield models for loblolly pine. **Forest Science**, Washington, v. 9. p. 354-371, 1963.

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

CRECENTE-CAMPO, F.; MARSHALL, P.; SOALLEIRO, R. R. Modeling non-catastrophic individual tree mortality for *Pinus radiata* plantations in northwestern Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 257, n. 4, p. 1542-1550, 2009.

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

DANIELS, R. F. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. **Forest Science**, Washington, v. 22, p. 454-456, 1976.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E.; CLASON, T. R. a comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. **Canadian Journal Forest Research**, Vancouver, v. 16, p. 1230-1237, 1986.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E. An Integrated system of forest stand models. **Forest Ecology and Management**. Amsterdam, v. 23, p. 159-177, 1988.

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N. **Forest management**. 3. ed., New York: McGraw-Hill Book, 1987. 790 p.

DELLA FLORA, J. B.; DURLO, M. A.; SPATHELF, P. Modelo de crescimento para árvores singulares – *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 165-177, 2004.

DEMOLINARI, R. A. de. **Crescimento de povoamentos de eucalipto não desbastados**. Viçosa, 2006. 72 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

DURLO, M. A. Relações morfométricas para *Cabralea canjerana* (Well.) Mart. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 141-149, 2001.

- DURLO, M. A.; SUTILI, F. J.; DENARDI, L. Modelagem da copa de *Cedrela fissilis* Vellozo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 2, p. 79-89, 2004.
- EK, A. R.; MONSERUD, R. A. Trials with program FOREST: growth and reproduction simulation for mixed species even and uneven-aged forest stands. In: FRIES, J. (Ed.). **Growth models for tree and stand simulation**. Stockholm: Royal College of Forestry. 1974. p. 56-73 (Res. Note, 30).
- FILIPESCU, C. N.; COMEAU, P. G. Competitive interactions between aspen and white spruce vary with stand age in boreal mixewoods. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 247, p. 175-184, 2007.
- 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, n. 1, p. 10-19, 2007.
- GADOW, K. V. Modelling growth in managed forests – realism and limits of lumping. **The Science of the Total Environment**. Amsterdam, v. 183, p. 167-177, 1996.
- GLOVER, G. R.; HOOL, J. N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Washington, v. 25, n. 2, p. 275-282, 1979.
- HAMILTON Jr., D. A. A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of Northern Idaho. **Forest Science**, Washington, v. 32, n. 4, p. 989-1000, 1986.
- HASENAUER, H. Princípios para a modelagem de ecossistemas florestais. **Ciência e Ambiente**, Santa Maria, v. 20, n. 1, p. 53-69, 2000.
- HEGYI, F. A simulation model for managing jack-pine stands. In: FRIES, J. (Ed.). **Growth models for tree and stand simulation**. Royal College of Forestry. Stockholm, p.74-90. 1974 (Res. Note, 30).
- HOLMES, M. J.; REED, D. D. Competition indices for mixed species northern hardwoods. **Forest Science**, Washington, v. 37, n. 5, p. 1338-1349, 1991.
- KALLARACKAL, J.; SOMER, C.K. An ecophysiological evaluation of the suitability of *Eucalyptus grandis* for planting in the tropics. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 95, p. 53-61, 1997.
- KEISTER, T. D. Predicting individual tree mortality in simulated southern pine plantations. **Forest Science**, Washington, v. 18, n. 3, p. 213-217, 1972.
- LEE, Y.J. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 47, n. 1, p. 29-32, 1971.
- LORIMER, C.G. Test of age-independent competition indices for individual trees in natural hardwood stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 6, p. 343-360, 1983.

MACHADO, S. do. A.; TONON, A. E. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. Comportamento da mortalidade natural em bracatingais nativos em diferentes densidades iniciais e classes de sítio. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, n. 2, p. 41-50, 2002.

MARTIN, G. L.; EK, A. R. A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. **Forest Science**, Washington, v. 30, n. 3, p. 731-743, 1984.

MENDES, B. R.; CALEGÁRIO, N.; VOLPATO, C. E. S.; MELLO A. A. de. Desenvolvimento de modelos de crescimento de árvores individuais fundamentado em equações diferenciais. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 3, p. 254-263, 2006.

MONSERUD, R. A.; EK, A. R. A plot edge bias in forest stand growth simulation models. **Forest Science**, Washington, v. 4, n. 4, p. 419-423, 1974.

MOORE, J. A.; BUDELSKI, C. A.; SCHLESINGER, R. C. A new index representing individual tree competitive status. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 3, p. 495-500, 1973.

MUNRO, D. D. Forest growth models – a prognosis. In: FRIES, J. (Ed.). **Growth models for tree and stand simulation**. Royal College of Forestry. Stockholm, 1974. p. 1- 21 (Res. Note 30).

NEWNHAM, R. M. **The development of a stand model for Douglas-fir**. Ph.D. Thesis, University of British Columbia, Vancouver, 1964.

OLIVEIRA, L. L.; FONTINHAS, R. L.; LIMA, A. M. M.; LIMA, R. J. S. Mapas dos parâmetros climatológicos do estado do Pará: umidade, temperatura e insolação, médias anuais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE METEOROLOGIA, 13., 2004. **Anais...** Fortaleza-CE, 2004. 7 p.

OLIVEIRA, M.L.R. de **Mensuração da modelagem do crescimento e da produção de povoamentos não desbastados de clones de eucalipto**. 2007. 119 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

OPIE, J. E. Predictability of individual tree growth using various definitions of competing basal area. **Forest Science**, Washington, v. 14, n. 3, p. 314-323, 1968.

PAYANDEH, B. Some applications of nonlinear regression models in forest research. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 59, n.5., p.244-248, 1983.

PEET, R. K.; CHRISTENSEN, N. L. Competition and tree death. **BioScience**, Washington, v. 37, n. 8, p. 586-595, 1987.

PIENNAR, L. V.; SHIVER, B. D. Survival function for site prepared slash pine plantations in flat Woods of Georgia Northern Florida. **Southern Journal Forestry**, Bethesda, v. 5, n. 2, p. 59-62, 1981.

SANDS, P. J.; LANDSBERG, J. J. Parameterisation of 3-PG for plantation grown *Eucalyptus globulus*. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 163, p. 273-292, 2002.

SHUGART, H. H.; SMITH, T. M. A review of forest patch models and their application to global change research. **Climate change**. v. 34, p. 131-153, 1996.

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. Lisboa: Salamandra, 1997. p. 267-270.

SOMERS, G. L.; ODERWALD, R. G.; HARMS, W. R.; LANGDON, O. G. Predicting mortality with a weibull distribution. **Forest Science**, Washington, v. 26, n. 2, p. 291-300, 1980.

SPURR, S. H. A measure of point density. **Forest Science**, Washington, v. 8, n. 1, p. 85-96, 1962.

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

STAGE, A. R.; LEDERMANN, T. Effects of competitor spacing in a new class of individual tree indices of competition: semi-distance-independent indices computed for Bitterlich versus fixed-area plots. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 38, p. 890-898, 2008.

STAPE, J. L.; BINKLEY, D.; RYAN, G. M. Eucalyptus production and the supply, use and efficiency of use of water, light and nitrogen across a geographic gradient in Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 193, n. 1/2, p. 17-31, 2004a.

STAPE, J. L.; RYAN, G. M.; BINKLEY, D. Testing the utility of the 3-PG model for growth of *Eucalyptus grandis* x *urophylla* with natural and manipulated supplies of water and nutrients. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 193, n. 1/2, p. 219-234, 2004b.

STERBA, H.; MONSERUD, R. A. Applicability of the Forest stand growth Simulator PROGNAUS for the Austrian part of the bohemian massif. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 98, n. 1, p. 23-34, 1997.

TOMÉ, M. Os modelos de Produção Florestal na Gestão de povoamentos Florestais. **Revista Agros**, Lisboa, v. 8, n. 2, p. 32-36, 1991.

TOMÉ, M.; BURKHART, H. E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 35, n. 3, p. 816-831, 1989.

TOMÉ, M. **Modelação em recursos naturais**. Lisboa, 2003. Disponível em: <http://www.isa.utl.pt/def/download/curriculo/cv_margarida_tome.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2008.

- VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield**: applications to mixed tropical forests. Copenhagen: CAB International, 1994. 312 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.
- WYKOFF, W. R. A basal area increment model for individual conifers in the northern rocky montains. **Forest Science**, Washington, v. 36, n. 4, p. 1077-1104, 1990.
- YANG, Y.; TITUS, S. J.; HUANG, S. Modeling individual tree mortality for white spruce in Alberta. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 163, n. 3, p. 209-222, 2003.
- ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, Washington, v. 39, n. 4, p. 594-616, 1993.
- ZHANG, S.; AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E. Constraining individual tree diameter increment and survival models for loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 414-423, 1997.
- ZHANG, L.; PENG, C.; DANG, Q. Individual tree basal area growth models for jack pine and black spruce in northern Ontario. **Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 80, n. 3, p. 366-374, 2004.
- ZHAO, D.; BORDERS, B.; WILSON, M.; RATHBUN, S. L. Modeling neighborhood effects on the growth and survival of individual trees in a natural temperate species rich forest. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 196, n. 1, p. 90-102, 2006.

CAPÍTULO 1

ÍNDICES DE COMPETIÇÃO EM ÁRVORES INDIVIDUAIS DE EUCALIPTO

1. INTRODUÇÃO

A competição entre plantas inicia-se quando os recursos necessários para o seu crescimento decrescem abaixo da sua demanda, afetando o crescimento das mesmas (DONALD, 1963; WEBER *et al.*, 2008). Água, luz e nutrientes, são alguns dos recursos naturais pelos quais as plantas competem entre si (LEE, 1971; BIGING; DOBBERTIN, 1992; DANIELS *et al.*, 1986).

A competição é um processo difícil de ser mensurado, pois não se conhece suas causas diretas, bem como a ligação entre a competição, a depleção dos recursos disponíveis e a redução da taxa de crescimento (FORD, 1975). Na área florestal, a competição pode ser estimada através dos índices de competição, os quais permitem quantificar o nível competitivo de uma árvore (árvore-objeto) em relação às suas competidoras (DAVIS *et al.*, 2005).

Numerosos índices de competição têm sido desenvolvidos e aprimorados para quantificar o *status* competitivo de uma árvore em um povoamento (SPURR, 1952; DANIELS, 1976; STERBA; MONSERUD, 1997; FOX *et al.*, 2007; CASTAGNERI *et al.*, 2008). Alguns destes índices expressam o estresse imposto pela competição, outros representam a quantidade de recursos disponíveis para a árvore (HAMILTON, 1969; HOLMES; REED, 1991). Esses índices são usados, principalmente, nos modelos em nível de árvore individual (HANN; WANG, 1990; ZHAO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009), embora possam também ser utilizados em modelos em nível de povoamento (SOMERS *et al.*, 1980; BUFORD; HAFLEY, 1985; SHAO; SHUGART, 1997; SOARES; TOMÉ, 1997; GONZÁLEZ *et al.*, 2006) e em classes de tamanho (CAO, 1997).

Os modelos de crescimento e produção em nível de árvore individual foram classificados por Munro (1974) em duas categorias: independente e dependente da distância (SOARES; TOMÉ, 1997). Stage e Ledermann (2008)

introduziram uma nova categoria denominada semi-independente da distância. O que diferencia cada categoria de modelo é a maneira com que o índice de competição é obtido, isto é, quando se considera ou não a distância entre as árvores.

Existem os índices independentes da distância, que utilizam variáveis em nível de povoamento e dimensões iniciais da árvore-objeto; os índices dependentes da distância, que incorporam além das variáveis mencionadas anteriormente, o número, as dimensões e a localização das árvores vizinhas ou competidoras à árvore-objeto (TOMÉ; BURKHART, 1989); e os índices semi-independentes da distância, que são similares aos índices independentes, contudo ele é computado considerando parcelas circulares ao redor da árvore-objeto (STAGE; LEDERMANN, 2008).

Estudos têm sido realizados com o intuito de comparar índices de competição independentes e dependentes da distância entre árvores. Teoricamente, os índices dependentes da distância deveriam apresentar vantagem sobre os índices independentes da distância, no entanto, não há confirmação da superioridade universal de um tipo de índice sobre o outro e também não se sabe qual é o melhor índice dentro de cada categoria (DANIELS *et al.*, 1986; FOX *et al.*, 2007; CHASSOT, 2009). Além disso, a grande maioria dos índices foram avaliados em florestas nativas e temperadas (STENEKER; JARVIS, 1963; ALDER, 1979; HAMILTON, 1986; AVILA; BURKHART, 1992; CAO, 1997; ZHANG *et al.*, 1997), sendo pouco estudados tanto para florestas plantadas quanto para florestas naturais no Brasil (CHASSOT, 2009; CUNHA, 2009).

2. OBJETIVO

O objetivo desse capítulo foi avaliar cinco índices de competição independentes da distância para plantios comerciais clonais de eucalipto, na região norte do Brasil.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Descrição do local de estudo e dos dados

Este estudo foi realizado com dados de inventários florestais contínuos de plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*, provenientes da empresa Jari Celulose S/A, com sede localizada na cidade de Monte Dourado, PA.

Segundo a classificação de Köppen, o clima pertence ao tipo Am, possuindo características intermediárias entre Af e Aw, cujo regime pluviométrico é definido com pequena estação seca, sob influência de monções. A precipitação média anual é de 2.115 mm, com uma estação seca distinta entre os meses de setembro e novembro. A temperatura média anual é de 26,4 °C (MENEZES, 2002; DEMOLINARI, 2006).

Do total de 63 parcelas permanentes, foram utilizados dados de 30 parcelas, as quais foram selecionadas aleatoriamente. Em cada parcela havia pelo menos cinco medições, considerando três classes de produtividade (alta, média e baixa). Cada parcela possuía formato retangular com 500 m² de área útil e o espaçamento entre plantas era 3 × 3 m (Tabela 1).

Em cada parcela foram mensurados os diâmetros a 1,30 m do solo (dap) maiores que 4,0 cm, as alturas totais (Ht) das 15 primeiras árvores e a altura total (Hd) das 5 árvores dominantes. Para estimar a altura total das demais árvores da parcela, utilizou-se a seguinte equação hipsométrica (DEMOLINARI, 2006):

$$Ht = 36,9876 - 30,4340 \cdot \exp\left(-0,000499 \cdot (\text{dap} \cdot \ln(\text{Hd}) \cdot \ln(I))^{1,388275}\right) \quad (1)$$

$$\bar{R}^2 = 83,7\%; S_{y,x\%} = \pm 11,79\%.$$

em que dap = diâmetro com casca medido a 1,30 em cm; Hd = altura média das árvores dominantes em metros; I = idade em meses; exp = exponencial; $\bar{R}^2\%$ = coeficiente de determinação ajustado, em porcentagem; e $S_{y,x\%}$ = erro-padrão da estimativa, em porcentagem.

Para a classificação da capacidade produtiva dos povoamentos foi utilizada a equação ajustada por Demolinari (2006):

Tabela 1 – Caracterização dos dados por idade e classe de produtividade.

Parâmetro	Idade (meses)	Alta (S = 32)			Média (S = 26)			Baixa (S = 20)		
		Mín.	Méd.	Max.	Mín.	Méd.	Max.	Mín.	Méd.	Max.
dap (cm)	24	4,77	13,12	18,62	4,33	10,86	16,33	4,04	8,88	14,01
	36	4,93	14,71	22,28	4,77	12,51	19,99	4,33	9,95	17,70
	48	5,00	15,61	24,67	5,00	13,63	23,11	4,80	10,85	20,21
	60	5,60	16,45	27,12	5,57	14,59	24,92	4,90	11,54	22,60
	72	7,03	17,31	29,44	6,30	16,34	27,69	5,00	13,34	23,43
	84	-	-	-	6,62	17,19	30,40	5,01	13,92	25,37
Ht (m)	24	9,50	16,90	21,70	9,00	14,40	19,3	8,50	12,40	16,80
	36	10,50	20,60	26,80	10,00	17,80	24,6	9,30	14,60	21,70
	48	11,10	23,10	30,30	11,00	20,50	28,9	10,30	16,80	25,40
	60	12,60	24,90	32,70	11,90	22,50	31,4	10,70	18,30	28,50
	72	14,50	26,40	34,10	13,70	25,20	33,1	11,40	21,10	30,00
	84	-	-	-	14,60	26,60	34,6	11,70	22,30	31,80
B (m ² /ha)	24	12,90	14,34	15,48	6,28	9,58	11,84	4,72	6,61	8,22
	36	15,70	17,76	18,77	8,11	12,73	16,10	7,01	8,22	10,07
	48	17,49	19,46	21,17	9,81	15,00	19,28	8,21	9,71	11,16
	60	16,73	21,15	22,83	11,93	17,18	21,46	8,93	11,00	12,27
	72	18,34	22,93	25,42	17,14	21,19	25,12	11,74	12,69	13,47
	84	-	-	-	19,08	23,27	27,53	12,58	13,83	14,82

Mín. = valor mínimo observado; Méd. = valor médio observado; e Max. = valor máximo observado.

$$\ln S = \ln(Hd) + 14,88011596 \cdot \left(\frac{1}{I_i} - \left(\frac{1}{I} \right) \right) \quad (2)$$

em que S = índice de local; Hd = altura dominante; I_i = Idade índice (60 meses); I = Idade (meses).

Os limites para a classificação das parcelas nas classes de produtividade foram: a) classe de produtividade baixa ($S = 20$): parcelas com $\overline{Hd} \leq 23$ metros na idade índice de 60 meses; b) classe de produtividade média ($S = 26$): parcelas com \overline{Hd} entre 24 e 29 metros; c) classe de produtividade alta ($S = 32$): parcelas com $\overline{Hd} > 29$ metros.

3.2. Índices de competição

Foram avaliados e comparados os seguintes índices de competição independentes da distância (IID):

$$IID_1 = \frac{d_i^2}{D^2}; \quad IID_2 = \frac{h_i}{H}; \quad IID_3 = \frac{d_i^2 \cdot h_i}{D^2 \cdot H}; \quad IID_4 = BAI = \frac{d_i^2}{q^2}; \quad IID_5 = BAL_i$$

em que d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); \bar{D} = média aritmética dos diâmetros das árvores da unidade amostral (cm); h_i = altura total da árvore objeto (m); \bar{H} = altura média das árvores da unidade amostral (m); q = diâmetro quadrático (cm); BAI = índice de área basal; e BAL_i = somatório das áreas seccionais das árvores maiores que a árvore-objeto.

3.3. Avaliação dos índices de competição

Foi verificado o comportamento dos índices de competição em função da idade. Para isso, foi analisada graficamente a tendência média de cada um dos índices em relação à idade, para cada classe de capacidade produtiva.

A avaliação inicial foi realizada através da análise de correlação simples entre os índices de competição e o crescimento em diâmetro e em altura das árvores, mortalidade e variáveis do povoamento (idade e área basal), conforme Daniels (1976) e González *et al.* (2006), para cada classe de produtividade.

Além disso, foi avaliada a significância estatística dos índices com maior correlação simples na presença de outras variáveis explicativas, em modelos de regressão. Para isso, foi utilizado o teste F-parcial, dado pela seguinte expressão (NETER *et al.*, 1990):

$$F (X_1 | X_2, X_3, \dots, X_n) = \frac{SQ_{reg} (X_1, X_2, X_3, \dots, X_n) - SQ_{reg'} (X_2, X_3, \dots, X_n)}{QM_{res} (X_1, X_2, X_3, \dots, X_n)} \quad (3)$$

em que $F (X_1 | X_2, X_3, \dots, X_n)$ = valor do teste F-parcial para a variável X_1 , na presença das demais variáveis; SQ_{reg} = soma de quadrados da regressão do modelo completo; $SQ_{reg'}$ = soma de quadrados da regressão do modelo reduzido; e QM_{res} = quadrado médio do resíduo do modelo completo.

O valor de F calculado (F_{cal}) foi comparado com o valor de F tabelado (F_{tab}), considerando o nível de significância de 5%.

Para aplicar o teste F-parcial, considerando cada classe de produtividade, foram ajustadas equações referentes aos seguintes modelos teóricos (MARTIN; EK, 1984; DAVIS; JOHNSON, 1987; ZHANG *et al.*, 2004; DAVIS *et al.*, 2005):

$$\Delta h = f(IC, dap, B, I) \quad (4)$$

$$\Delta d = f(IC, B, I) \quad (5)$$

$$P(M) = f(IC, dap, I) \quad (6)$$

em que Δh = crescimento em altura, em metros; Δd = crescimento em diâmetro, em cm; IC = índice de competição, dap = diâmetro à altura do peito (1,30 metros), em cm, B = área basal do povoamento, em m²/ha, I = idade em meses; e P(M) = probabilidade de mortalidade ou percentual de árvores mortas em cada classe de dap .

Tal que P(M) é dado por (adaptado de KEISTER; TIDWELL, 1975; GLOVER; HOOL, 1979; MIRANDA *et al.*, 1989; MACHADO *et al.*, 2002; MAESTRI *et al.*, 2003; ROSSI *et al.*, 2007):

$$P(M) = \frac{N_{j(t-1)} - N_{j(t)}}{\sum_{i=1}^j N_{j(t-1)}} \quad (7)$$

em que $N_{j(t-1)}$ = número de árvores vivas na j -ésima classe de diâmetro, no início do período; e $N_{j(t)}$ = número de árvores vivas na j -ésima classe de diâmetro no fim do período.

No caso das equações para o crescimento em altura e probabilidade de mortalidade, quando se utilizou o índice de competição IID₄ (BAI), a variável dap não foi utilizada como variável explicativa, em virtude de problemas de multicolinearidade. Nas equações para o crescimento em diâmetro, altura e probabilidade de mortalidade, quando se utilizou o índice de competição IID₅ (BAL) a variável B não foi utilizada como variável explicativa.

3.4. Teste de identidade de modelos

Uma vez que foram ajustadas equações para cada classe de produtividade, aplicou-se o teste de identidade de modelos, com a utilização de variáveis *dummy* (CUNIA *et al.*, 1973), com o objetivo de verificar a possibilidade de agrupamento dos dados. Nestas equações foi utilizado apenas o índice de competição selecionado, baseado nas análises anteriores.

Para a realização do teste foram criadas variáveis *dummy* que assumiram valores binários, 0 e 1, conforme a classe de produtividade, da seguinte forma:

$D_i = 1$, se a árvore estiver presente na classe de produtividade i ;

$D_i = 0$, se a árvore estiver ausente na classe de produtividade i .

Com isto, foi possível expressar as equações individuais ajustadas para as três classes de produtividade (n), que têm R^n funções lineares múltiplas (SCHNEIDER, 1998; SCHNEIDER; TONINI, 2003):

$$\left\{ \begin{array}{l} R^1 : \hat{Y}_1 = b_{11}X_1 + b_{12}X_2 + \dots b_{1m}X_m \\ R^2 : \hat{Y}_2 = b_{21}X_1 + b_{22}X_2 + \dots b_{2m}X_m \\ R^3 : \hat{Y}_3 = b_{31}X_1 + b_{32}X_2 + \dots b_{3m}X_m \end{array} \right. \quad (8)$$

Todas as equações individuais foram agrupadas e definindo o modelo completo (M_c), representado por:

$$M_c : \hat{Y} = b_{11}X_{11} + b_{12}X_{12} + \dots + b_{1m}X_{1m} + \dots + b_{22}X_{22} + \dots b_{2m}X_{2m} + \dots + b_{sm}X_{sm} \quad (9)$$

em que $X_{11} = D_1X_1$; $X_{12} = D_1X_2$; $X_{1m} = D_1X_m$; $X_{21} = D_2X_1$; $X_{22} = D_2X_2$; $X_{2m} = D_2X_m$; $X_{31} = D_3X_1$; $X_{32} = D_3X_2$; e $X_{3m} = D_3X_m$.

Considerando o modelo completo, foi testada a hipótese $H_0 : b_{11} = b_{12} = b_{sm} = 0$ contra a hipótese alternativa, $H_1 : b_{11} \neq b_{12} \neq b_{sm} \neq 0$. A hipótese H_0 assume um único modelo para todas as classes de produtividade, chamado de modelo reduzido (M_r). O M_r tem a seguinte estrutura:

$$M_r : \hat{Y} = b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_4 \quad (10)$$

em que b_1, b_2, b_3, b_4 = coeficientes da regressão linear múltipla; e X_1, X_2, X_3, X_4 = variáveis independentes da regressão linear múltipla.

A verificação da hipótese H_0 foi realizada através do teste F da análise de variância (ANOVA) para a redução, considerando o nível de significância de 5%.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Seleção do índice de competição

O comportamento dos índices de competição foi verificado agrupando-se os dados das árvores em três classes de tamanho: árvores maiores ($dap > \bar{X} + 0,5 \cdot s$), médias ($\bar{X} - 0,5 \cdot s \leq dap \leq \bar{X} + 0,5 \cdot s$) e menores ($dap < \bar{X} - 0,5 \cdot s$), para as três classes de produtividade ($S = 32$: $\bar{x} = 15,5$ e $s = 7$; $S = 26$: $\bar{x} = 14$ e $s = 6$ e $S = 20$: $\bar{x} = 13$ e $s = 6$ (Figura 1).

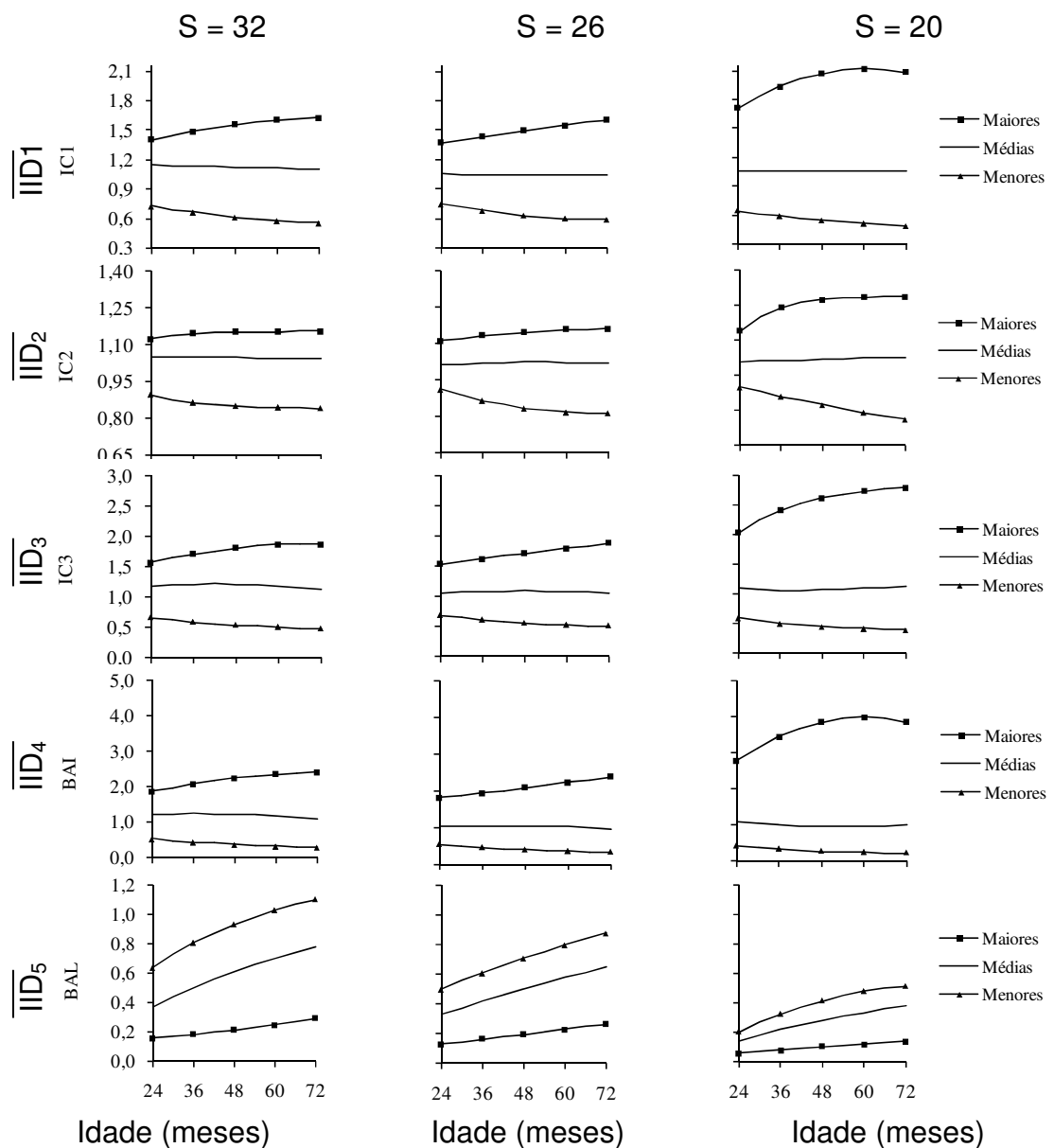


Figura 1 – Comportamento médio dos índices de competição (IID₁, IID₂, IID₃, IID₄ e IID₅), em função da idade.

De acordo com a Figura 1, os índices IID₁, IID₂, IID₃ e IID₄ demonstram tendência crescente para as árvores maiores, tendência constante (valor próximo de 1) para árvores médias e tendência decrescente para as árvores menores. Uma vez que estes índices apresentam variáveis do povoamento no denominador (altura média, diâmetro médio), as quais aumentam com a idade do povoamento, isso indica que as árvores menores têm menor vigor de crescimento, enquanto as árvores maiores apresentam taxas maiores de crescimento (DEMOLINARI, 2006).

O índice de competição IID₅, que considera a área basal das árvores maiores do que a árvore-objeto, apresenta tendência crescente para as três classes de tamanho. Além disso, árvores menores apresentam valores maiores para o IID₅ (contrário do que ocorre com os índices anteriores), haja vista a forma com que este índice é calculado.

Na Tabela 2 observa-se que as correlações entre todos os índices de competição e o crescimento dimensional em diâmetro (Δd), variaram entre -0,74 a 0,52 para a classe de produtividade baixa e alta, respectivamente. Os índices IID₄ (*BAI*) e IID₅ (*BAL*) foram os que obtiveram maiores valores: 0,70 e -0,74 na classe de produtividade alta, respectivamente; 0,64 e -0,64 na classe de produtividade média; e 0,62 e -0,63 na classe de produtividade baixa. Estes valores são ligeiramente superiores aos encontrados em literatura, como o trabalho de Monserud e Sterba (1996), que encontraram correlações entre -0,33 a -0,50, para algumas espécies na Áustria. González *et al.* (2006), que encontraram valores de -0,34 entre o IID₅ e o crescimento em diâmetro de sobreiro; Davies e Pommering (2008), que encontraram valores de -0,42 para *Betula* spp. e -0,75 para *Picea sitchensis*, nas florestas da Escócia.

Todos os índices de competição, exceto o IID₅, apresentaram correlações positivas para crescimento em diâmetro (Δd) e altura (Δh). Já para a probabilidade de mortalidade (*P(M)*) todas as correlações foram negativas, o que significa que quanto maior o valor do índice de competição, maior a capacidade em competir com as árvores vizinhas e menor a sua chance de morrer.

Outros trabalhos avaliando diferentes índices de competição independentes da distância também obtiveram valores menores que os encontrados neste estudo. Como exemplos têm-se o índice de Lorimer (1983), com valores iguais a -0,48 e -0,55 para *Acer rubrum* e *Quercus rubra*, respectivamente

(HOLMES; REED, 1991) e o índice de Glover e Hool (1979), com valores entre 0,23 e 0,31 para *Pinus taeda* (DANIELS *et al.*, 1986).

Tabela 2 – Matriz de correlação simples entre os índices de competição (IID₁ à IID₅), crescimento dimensional em diâmetro (Δd) e altura (Δh), probabilidade de mortalidade (P(M)), idade (I) e área basal do povoamento (B) para diferentes classes de produtividade (S)

	I	IID ₁	IID ₂	IID ₃	IID ₄	IID ₅	Δd	Δh	P(M)	B
Alta (S = 32)										
I	1,00	-0,05	-0,07	-0,04	-0,06	0,32	-0,34	-0,74	-0,57	0,89
IID ₁		1,00	0,97	1,00	0,99	-0,92	0,68	0,44	-0,54	-0,06
IID ₂			1,00	0,95	0,97	-0,92	0,65	0,47	-0,57	-0,07
IID ₃				1,00	0,99	-0,88	0,67	0,43	-0,43	-0,05
IID ₄					1,00	-0,91	0,70	0,55	-0,62	-0,06
IID ₅						1,00	-0,74	-0,60	-0,59	-0,34
Δd							1,00	0,82	-0,71	-0,36
Δh								1,00	-0,45	-0,68
P(M)									1,00	-0,13
B										1,00
Alta (S = 26)										
I	1,00	0,01	-0,01	0,02	-0,01	0,46	-0,36	-0,68	-0,31	0,79
IID ₁		1,00	0,97	0,98	0,98	-0,76	0,63	0,41	-0,38	-0,02
IID ₂			1,00	0,95	0,98	-0,76	0,62	0,45	-0,38	-0,02
IID ₃				1,00	0,99	-0,75	0,62	0,39	-0,35	-0,01
IID ₄					1,00	-0,78	0,64	0,52	-0,47	-0,02
IID ₅						1,00	-0,64	-0,59	-0,39	-0,02
Δd							1,00	0,87	-0,43	-0,24
Δh								1,00	-0,40	-0,48
P(M)									1,00	-0,22
B										1,00
Baixa (S=20)										
I	1,00	0,01	-0,02	0,02	-0,02	0,42	-0,33	-0,49	-0,30	0,90
IID ₁		1,00	0,98	0,99	0,99	-0,84	0,52	0,58	-0,30	-0,01
IID ₂			1,00	0,96	0,98	-0,86	0,54	0,57	-0,11	-0,01
IID ₃				1,00	0,99	-0,82	0,55	0,54	-0,28	-0,02
IID ₄					1,00	-0,86	0,62	0,58	-0,50	-0,02
IID ₅						1,00	-0,63	-0,69	-0,32	-0,46
Δd							1,00	0,94	-0,53	-0,35
Δh								1,00	-0,46	-0,47
P(M)									1,00	-0,46
B										1,00

$$IID_1 = \frac{d^2}{D^2}; IID_2 = \frac{h}{H}; IID_3 = \frac{d^2 \cdot h}{D^2 \cdot H}; IID_4 = BAI = \frac{d^2}{q^2}; IID_5 = BAL.$$

Verifica-se na Tabela 2, que para o crescimento em diâmetro as correlações simples (em módulo) dos dois índices de competição (IID₄ e IID₅) são bem próximos nas classes de produtividade alta e baixa e igual na classe de produtividade média. Além disso, os valores são menores na pior classe de

produtividade, o que demonstra que o índice de competição é mais importante quando calculado em classes de maior produtividade.

Para demonstrar a relação entre competição e índice de local, Weiner e Thomas (1986), concluíram que a competição é diretamente proporcional ao índice de local, sendo que as plantas localizadas em um local de maior capacidade produtiva são as mais aptas a competir pelos mesmos recursos que as plantas localizadas em um local de menor capacidade produtiva. Além disso, plantas em locais de maior produtividade crescem e competem, e plantas em locais de menor produtividade dão prioridade à sobrevivência (WATKINSON *et al.*, 1983).

Analisando as correlações simples (Tabela 2) entre os índices de competição e o crescimento dimensional em altura (Δh) verifica-se que os índices IID₄ e IID₅ também apresentaram leve superioridade em relação aos outros índices avaliados, com valores variando de 0,52 a -0,69. Os valores apresentados na Tabela 2 também foram maiores que os encontrados em literatura para crescimento em altura. Martin e Ek (1984) encontraram valor de 0,38 para o crescimento em altura de *Pinus resinosa*.

Em comparação com índices dependentes da distância, as correlações encontradas neste estudo foram ligeiramente superiores aos encontrados em literatura. Daniels (1976) encontrou valores não maiores que -0,41 para crescimento em diâmetro e -0,45 para crescimento em altura, utilizando diferentes índices dependentes da distância, para *Pinus taeda*.

Holmes e Reed (1991), utilizando o índice de Hegyi, encontraram correlações de -0,34 para *Acer rubrum* e -0,53 para *Betula papyrifera*. Utilizando o índice de Bella (1971), encontraram correlações de -0,36 para Aspen; -0,50 para *Acer rubrum*, e -0,55 para *Quercus rubra*. Considerando o conceito de área potencialmente disponível (BROWN, 1965, citado por MOORE *et al.*, 1983), os autores encontraram correlações entre 0,33 e -0,63 para *Quercus rubra*. Daniels *et al.* (1986), utilizando o conceito de área sobrepostas, encontraram correlações entre 0,33 e -0,63, para *Pinus taeda*.

Considerando as correlações simples entre os índices de competição e a probabilidade de mortalidade (P(M)) (Tabela 2) verifica-se que os índices IID₄ e IID₅ apresentaram, mais uma vez, leve superioridade em relação aos demais índices. Os índices IID₄ e IID₅ apresentaram correlações maiores para o local

de maior produtividade e correlações menores para os locais de produtividade média e baixa. Esses resultados demonstram que o índice de competição é importante no cálculo da probabilidade de mortalidade, principalmente nos locais onde a competição por recursos é maior, à semelhança das tendências observadas no crescimento em diâmetro e altura.

A correlação simples com o crescimento em diâmetro e altura tem sido um critério comum para a seleção à priori de índices de competição (DANIELS, 1976). Nesse estudo, com base nessa estatística, os índices mais correlacionados com o crescimento em diâmetro e altura e com a probabilidade de mortalidade foram o IID₄ (*BAI*) e IID₅ (*BAL*). No entanto, o estudo do comportamento dos índices de competição, em modelos de regressão, utilizados para projetar o crescimento e a produção de povoamentos florestais ainda é pouco estudado (DANIELS *et al.*, 1986; TOMÉ; BURKHART, 1989; BIGING; DOBBERTIN, 1992; SOARES; TOMÉ 1997; FILIPESCU; COMEAU, 2007). Assim sendo, foram ajustadas equações, considerando como variáveis dependentes o crescimento em diâmetro (Δd) e altura (Δh) e a probabilidade de mortalidade ($P(M)$), em função de variáveis do povoamento idade (I) e área basal (B), dap e índice de competição das árvores (Tabela 3).

De acordo com a Tabela 3, as equações ajustaram-se bem aos dados observados de crescimento em diâmetro e em altura, com \bar{R}^2 maior que 90%, considerando o IID₄. As equações para o crescimento em altura também se ajustaram bem aos dados observados, para o IID₅, com \bar{R}^2 maior que 99%. As equações de probabilidade de mortalidade apresentaram coeficiente de determinação ajustado menores que as equações de crescimento em diâmetro e em altura (\bar{R}^2 entre 0,1394 e 0,5761). Valores inferiores para as medidas de precisão foram encontrados em trabalhos de Martin e Ek (1984), Daniels *et al.*, (1986), Biging e Dobbertin (1995) e González *et al.* (2006) para o crescimento em diâmetro e altura. Já Miranda *et al.* (1989), encontraram valores de precisão superiores aos encontrados neste estudo para a probabilidade de mortalidade.

Com relação ao Δd e Δh os parâmetros estatísticos foram melhores para os locais de média produtividade e seguidos pelos locais de alta e baixa produtividade. Já para a $P(M)$ os valores de \bar{R}^2 e $S_{y,x}\%$ foram melhores no local de alta produtividade e piores para o local de média produtividade.

Tabela 3 – Coeficientes e parâmetros estatísticos das regressões múltiplas para estimar o crescimento em diâmetro (Δd) e altura (Δh) e probabilidade de mortalidade ($P(M)$) nas três classes de produtividade (alta/S = 32, média/S = 26 e baixa/S = 20)

Índice de Local	Índice Competição	Coeficientes				Parâmetros Estatísticos	
Crescimento em diâmetro (Δd)							
		$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	\bar{R}^2	$S_{y,x}\%$
S = 32	IID ₄	-0,3169	0,0596	7,6778	0,2539	0,9524	± 5,46
	IID ₅	14,0142	0,1737	-11,9526	-	0,8577	± 9,44
S = 26	IID ₄	-0,2312	0,0328	6,8421	0,3427	0,9616	± 5,64
	IID ₅	9,4361	0,1892	-10,8480	-	0,6458	± 12,14
S = 20	IID ₄	-0,5367	0,0176	5,2033	0,0214	0,9193	± 8,24
	IID ₅	8,6151	0,1580	-18,0311	-	0,8046	± 10,81
Crescimento em altura (Δh)							
S = 32	IID ₄	-0,1224	0,1674	7,2674	0,3705	0,9427	± 5,90
	IID ₅	-1,1296	0,1015	1,1342	2,3883	0,9924	± 1,85
S = 26	IID ₄	0,8181	0,1278	6,5897	0,4189	0,9559	± 5,29
	IID ₅	0,2625	0,0911	1,0820	1,6533	0,9915	± 2,31
S = 20	IID ₄	0,5446	0,0929	5,1515	0,6519	0,9234	± 6,65
	IID ₅	0,7250	0,0758	1,0829	1,6042	0,9931	± 1,99
Probabilidade de mortalidade ($P(M)$)							
S = 32	IID ₄	0,3789	-0,0038	-0,1867	-	0,5513	± 17,26
	IID ₅	0,4742	-0,0002 ^{ns}	-0,0210	-0,0816 ^{ns}	0,5761	± 17,67
S = 26	IID ₄	0,1288	-0,0006 ^{ns}	-0,0679	-	0,1394	± 27,48
	IID ₅	0,1522	-0,0008 ^{ns}	-0,0097	-0,0599 ^{ns}	0,1421	± 27,43
S = 20	IID ₄	0,2378	-0,0024	-0,1117	-	0,4365	± 26,82
	IID ₅	0,2207	-0,0020	-0,0127	-0,0873 ^{ns}	0,3998	± 25,47

IC = índices de competição; *Modelos teóricos utilizados no ajuste das equações de crescimento em diâmetro usando o índice IID₄ (BAI): $\Delta d = f(I, IID_4, B)$; usando o índice IID₅ (BAL): $\Delta d = f(I, IID_5)$; crescimento em altura usando o índice IID₄ (BAI): $\Delta h = f(I, IID_4, B)$; usando o IID₅ (BAL): $\Delta h = f(I, \text{dap}, IID_5)$; probabilidade de mortalidade usando o índice IID₄ (BAI): $P(M) = f(I, IID_4)$; usando o IID₅ (BAL): $P(M) = f(I, \text{dap}, IID_5)$; e ns = não significativo a 5% de erro pelo teste 't'.

Os coeficientes associados às variáveis explicativas nas equações de crescimento em diâmetro e em altura (β_1 , β_2 e β_3) foram significativos a 95% de probabilidade, em todas as classes de produtividade e independentemente do índice de competição. Os coeficientes associados ao IID₄ nas equações de probabilidade de mortalidade foram significativos independentemente da classe de produtividade. Contudo, os coeficientes associados ao IID₅ foram não significativos a 95% de probabilidade.

A contribuição do índice de competição (IID₄ e IID₅) foram avaliadas através do teste F-parcial (Tabela 4).

Tabela 4 – Teste F – parcial para os índices de competição IID₄ (BAI) e IID₅ (BAL) por classe de produtividade (alta S = 32; média S = 26 e baixa S = 20)

Índice de Local	Índice de Competição	F-Parcial**
Crescimento em diâmetro (Δd)		
S = 32	IID ₄	209,4224*
	IID ₅	187,4497*
S = 26	IID ₄	159,3996*
	IID ₅	28,3481*
S = 20	IID ₄	4,4761*
	IID ₅	0,0798 ^{ns}
Crescimento em altura (Δh)		
S = 32	IID ₄	129,2693*
	IID ₅	19,1893*
S = 26	IID ₄	109,0264*
	IID ₅	1,4825 ^{ns}
S = 20	IID ₄	17,3345*
	IID ₅	7,6233*
Probabilidade de mortalidade P(M)		
S = 32	IID ₄	55,9536*
	IID ₅	1,5389 ^{ns}
S = 26	IID ₄	6,5762*
	IID ₅	0,9499 ^{ns}
S = 20	IID ₄	15,5525*
	IID ₅	0,4380 ^{ns}

** Valor de $F_{\text{tab}}(1, \infty) = 3,84$, ns = não significativo a 5% de significância; * = significativo a 5% de significância.

De acordo com a Tabela 4, observa-se que o IID₄ (BAI) foi significativo ($P < 0,05$) para o crescimento em diâmetro (Δd) e altura (Δh), e também para a probabilidade de mortalidade (P(M)), independentemente da classe de produtividade. Já o IID₅ (BAL) foi não significativo para o Δd na classe de produtividade baixa (S = 20), Δh na classe de produtividade média (S = 26), e para a probabilidade de mortalidade nas três classes de produtividade.

Observa-se, também, que o IID₄ (BAI) apresenta menor contribuição para a P(M) quando comparado ao Δd e Δh .

À exceção da P(M) para S = 26 e 20, o valor de F – parcial para o IID₄ decresce do site de maior produtividade para o de menor produtividade, o que demonstra que quanto melhor o local de plantio maior será o efeito da competição no crescimento das árvores (PEET; CHRISTENSEN, 1987). Esse resultado corrobora com as discussões anteriores, de que o índice de competição é uma boa variável explicativa para os melhores sites (FOX *et al.*, 2007).

O IID₄ (*BAI*) foi utilizado com sucesso por Glover e Hool (1979), West (1981), Tomé e Burkhart (1989) e Biging e Dobbertin (1995). O IID₅ (*BAL*) foi utilizado no modelo de árvore individual PROGNOSIS (STAGE, 1973, citado por DAVIS; JOHNSON, 1987), PROGNAUS (STERBA; MONSERUD, 1997), TWIGS (MINER *et al.*, 1988; citados por MONSERUD; STERBA, 1999). Este índice também foi utilizado com sucesso em estudos de Wykoff (1990), com espécies de coníferas, Meldahl *et al.* (1985) e Vanclay (1991), citados por Vanclay (1995), em povoamentos mistos e tropicais, respectivamente. Mounserud e Sterba (1999) utilizaram o IID₅ para florestas da Áustria. González *et al.* (2006) também utilizaram este índice para sobreiro na Espanha.

Monserud e Sterba (1996) e Eid e Tuhus (2001) salientaram que o IID₅ é um excelente índice de competição, pois não necessita informações espaciais de cada árvore, no entanto este deve ser associado a uma medida da copa das árvores (fator de copa) para avaliar melhor a competição (WYKOFF, 1990).

O IID₄, também não necessita de informações espaciais e, além disso, não necessita do fator de copa, pois já contém associadas em sua fórmula as variáveis do povoamento e do tamanho da árvore. Sendo assim, o IID₄ pode ser considerado um índice mais simples que o IID₅, além de apresentar significado biológico e um bom desempenho na avaliação da competição.

4.2. Teste de identidade de modelos

Após avaliar o desempenho dos índices de competição e selecionar o IID₄ como melhor índice de competição para plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*, foi realizado o teste de identidade de modelos com variável Dummy para o crescimento em diâmetro e altura e probabilidade de mortalidade (Tabelas 5, 6 e 7).

De acordo com os resultados das análises de variância (ANOVA) há necessidade de ajustar equações para cada classe de produtividade, para o crescimento em diâmetro (Δd) e crescimento em altura (Δh), conforme Tabelas 5 e 6.

Com relação à probabilidade de mortalidade (Tabela 7), foi aceita a hipótese H_0 para a redução, possibilitando o ajuste de uma única equação para a probabilidade de mortalidade nas três classes de produtividade.

Tabela 5 – Análise de variância para crescimento em diâmetro (Δd)

FV	GL	SQ	QM	F _{cal}	F _{tab}
Par (M _c)	12	7.287,320	0,001647		
Par (M _r)	6	7.211,803	1.201,967		
Redução H ₀	6	75,51724	12,58621	53,084	2,100
Resíduo	5.941	1.408,566	0,2371		
Total		8.695,885			

FV = fonte de variação; Par (M_c) = parâmetros do modelo completo; Par (M_r) = parâmetros do modelo reduzido; redução H₀ = redução devido à hipótese H₀ (nula); F_{cal} = valor F calculado; F_{tab} = valor F tabelado a 5% de probabilidade de erro.

Tabela 6 – Análise de variância para crescimento em altura (Δh)

FV	GL	SQ	QM	F _{cal}	F _{tab}
Par (M _c)	12	31.219,91	2.601,66		
Par (M _r)	6	31.001,36	5.166,89		
Redução H ₀	6	218,55	36,425	106,3788	2,100
Resíduo	5.941	2.034,23	0,34		
Total		33.254,14			

FV = fonte de variação; Par (M_c) = parâmetros do modelo completo; Par (M_r) = parâmetros do modelo reduzido; redução H₀ = redução devido à hipótese H₀ (nula); F_{cal} = valor F calculado; F_{tab} = valor F tabelado a 5% de probabilidade de erro.

Tabela 7 – Análise de variância para a probabilidade de mortalidade (P(M))

FV	GL	SQ	QM	F _{cal}	F _{tab}
Par (M _c)	9	3,0205	0,3356		
Par (M _r)	5	2,9884	0,5976		
Redução H ₀	4	0,0320	0,0080	2,2874	2,4197
Resíduo	188	0,6591	0,0035		
Total		3,6796			

FV = fonte de variação; Par (M_c) = parâmetros do modelo completo; Par (M_r) = parâmetros do modelo reduzido; redução H₀ = redução devido à hipótese H₀ (nula); F_{cal} = valor F calculado; F_{tab} = valor F tabelado a 5% de probabilidade de erro.

Rossi *et al.* (2007) afirmam que as árvores morrem devido a influência direta da sua capacidade de competir umas com as outras em uma idade específica, independente do local em que elas estejam plantadas. Isso justifica o uso, na maioria das vezes, do índice de competição nos modelos de mortalidade em nível de árvore individual, como os trabalhos realizados por Glover e Hool (1979) e West (1981).

Já Monserud e Sterba (1999) e Eid e Tuhus (2001) relacionam além do índice de competição, variáveis de tamanho. Outras variáveis utilizadas para descrever a mortalidade são: tamanho das árvores e vigor de crescimento (BUCHMAN *et al.*, 1983); combinação entre tamanho das árvores e variáveis do povoamento (SCHNEIDER *et al.*, 2005). Com isso, reforça-se a ideia da

relação funcional para descrever a probabilidade de mortalidade apresentada por Davis *et al.* (2005), em que a mesma depende das variáveis índice de competição, tamanho da árvore e variáveis do povoamento, as quais são biologicamente conectadas ao processo de mortalidade em um modelo de árvore individual (CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009).

5. CONCLUSÃO

Após as análises, pode-se concluir que entre os índices avaliados o IID₄ (BAI) foi aquele que apresentou melhor desempenho para descrever a competição entre árvores, em plantios comerciais clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. Como características deste índice, tem-se a sua simplicidade, a facilidade de cálculo e seu realismo biológico, uma vez que combina variáveis de tamanho da árvore e de densidade do povoamento.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALDER, D. A distance – independent tree model for exotic conifer plantation in East África. **Forest Science**, Washington, v. 25, n.1, p. 59-71, 1979.

AVILA, O. B.; BURKHART, H. E. Modeling survival of loblolly pine trees in thinned and unthinned plantations. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 22, n. 4, p. 1878-1882, 1992.

BELLA, I. E. A new competition model for individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 17, n. 3, p. 364-372, 1971.

BIGING, G. S.; DOBBERTIN, M. A comparison of distance-dependent competition measures for height and basal area growth of individual conifer trees. **Forest Science**, Bethesda, v. 38, n. 3, p. 695-720, 1992.

____. Evaluation of competition indices in individual tree growth models. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 2, p. 360-377, 1995.

BUCHMAN, R. G.; PEDERSON, S. P.; WALTERS, N. R. A tree survival model with application to species of the Great lakes region. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 13, n. 4, p. 601-608, 1983.

BUFORD, M. A.; HAFLEY, W. L. Probability distributions as models for mortality, **Forest Science**, Washington, v. 31, n. 2, p. 331-341, 1985.

CAO, Q.V. A method to distribute mortality in diameter distribution models. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 435-442, 1997.

CASTAGNERI, D.; VACCHIANO, G.; LINGUA, E.; MOTTA, R. Analysis of intraspecific competition in two subalpine Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) stands in Paneveggio (Trento, Italy). **Forest Ecology and Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 3-4, p. 651-659, 2008.

CRECENTE-CAMPO, F.; MARSHALL, P.; SOALLEIRO, R. R. Modeling non-catastrophic individual tree mortality for *Pinus radiata* plantations in northwestern Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 257, n. 4, p. 1542-1550, 2009.

CHASSOT, T. **Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na floresta ombrófila mista**. Santa Maria, 2009, 48 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, 2009.

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

CUNIA, T.; KUUSELA, K.; NASH, A. J. **Dummy variables and some of their uses in regression analysis**. Nancy: IUFRO, 1973. 146 p.

DANIELS, R. F. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. **Forest Science**, Washington, v. 22, n. 4, p. 454-456, 1976.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E.; CLASON, T. R. An comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 16, p. 1230-1237, 1986.

DAVIES, O.; POMMERING, A. The contribution of structural indices to the modelling of Sitka spruce (*Picea sitchensis*) and birch (*Betula* spp.) crowns. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 256, n. 1, p. 68-77, 2008.

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N. **Forest Management**. 3 ed., New York: McGraw-Hill Book, 1987. 790 p.

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N.; BETTINGER, P.; HOWARD, T. E. **Forest Management: to sustain ecological, economic, and social values**. 4. ed., Illinois: Waveland Press, 2005. 804 p.

DEMOLINARI, R. A. de. **Crescimento de povoamentos de eucalipto não desbastados**. Viçosa, 2006. 72 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 2006.

DONALD, C. M. Competition among crop and pasture plants. **Advances in Agronomy**, Amsterdam, v. 15, n. 1, p. 1-18, 1963.

EID, T.; TUHUS, E. Models for individual tree mortality in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 154, n. 1, p. 69-84, 2001.

FILIPESCU, C. N.; COMEAU, P. G. Competitive interactions between aspen and white spruce vary with stand age in boreal mixewoods. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 247, n. 1, p. 175-184, 2007.

FORD, E. D. Competition and stand structure in some even-aged plant monocultures. **Journal of Ecology**, London, v. 63, n. 1, p. 311-333, 1975.

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, n. 1, p. 10-19, 2007.

GLOVER, G. R.; HOOL, J. N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Washington, v. 25, n. 2, p. 275-282, 1979.

GONZÁLEZ, M. S.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, p. 262-270, 2006.

HAMILTON, G. J. The dependence of volume increment of individual trees on dominance, crown dimensions, and competition. **Forestry**, Oxford, v. 42, n. 2, p. 133-144, 1969.

HANN, D. W.; WANG, C. H. **Mortality equations for individual trees in the mixed-conifer zone of southwest Oregon**. Oregon: Forest Research Laboratory, Research Bulletin n. 67, 1990, 17p.

HOLMES, M. J.; REED, D. D. Competition indices for mixed species northern hardwoods. **Forest Science**, Bethesda, v. 37, n. 5, p. 1338-1349, 1991.

KEISTER, T. D.; TIDWELL, G. R. Competition ratio dynamics for improved mortality estimates in simulated growth of forests stands. **Forest Science**, Washington, v. 21, n. 1, p. 46-51, 1975.

LEE, Y. J. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. **The Forestry Chronicle**, Ottawa, v. 47, n.1, p. 29-32, 1971.

LORIMER, C. G. Test of age-independent competition indices for individual trees in natural hardwood stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 6, n. 4, p. 343-360, 1983.

MACHADO, S. do. A.; TONON, A. E. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. Comportamento da mortalidade natural em bracatingais nativos em diferentes densidades iniciais e classes de sítio. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, n. 2, p. 41-50, 2002.

MAESTRI, R.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. C. Modelagem do crescimento de povoamentos de *Eucalyptus grandis* através de processos de difusão. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 33, n. 2, p. 169-182, 2003.

MARTIN, G. L.; EK, A. R. A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. **Forest Science**, Washington, v. 30, n. 3, p. 731-743, 1984.

MENEZES, M. C. de. **Dinâmica de biomassa e nutrientes em raízes de ecossistemas de floresta nativa e plantios de eucalipto na Amazônia Oriental**. 2002. 68 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Faculdade de Ciências Agrárias, Belém, 2003. Disponível em: <http://mapara1.inpa.gov.br/Bibliopac_anterior/download/MARLON_MENEZES.pdf>. Acesso em: 7 maio 2008.

MIRANDA, R. C. de.; CAMPOS, J. C. C.; PAULA NETO, F. de; OLIVEIRA, L. M. de. Predição da mortalidade regular para eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 13, n. 2, p.152-173, 1989.

MONSERUD, R. A.; STERBA, H. A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forests stands in Austria. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 80, n. 1, p.57-80, 1996.

_____. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 113, n. 2, p. 109-123, 1999.

MOORE, J. A.; BUDELSKY, C. A.; SCHLESINGER, R. C. A new index representing individual tree competitive status. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 3, p. 495-500, 1973.

NETER, J.; WASSERMAN, W.; KUTNER, M. H. **Applied linear statistical models**: regression, analyses of variance, and experimental designs. Massachusetts: IRWIN, 1990. 1.181 p.

PEET, R. K.; CHRISTENSEN, N. L. Competition and tree death. **BioScience**, Washington, v. 37, n. 8, p. 586-595, 1987.

ROSSI, L. M. B.; KOEHLER, H. S.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E. Modelagem da mortalidade em florestas naturais. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 37, n. 2, p. 275-291, 2007.

SCHNEIDER, P. R. **Análise de regressão aplicada à engenharia florestal**. Santa Maria: UFSM, 1998. 236 p.

SCHNEIDER, P. R.; TONINI, H. Utilização de variáveis dummy em equações de volume para *Acácia mearnsii* De Wild. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 13, n. 2, p. 121-129, 2003.

SCHNEIDER, P. R.; FORTES, F. de O.; SILVA, L. H. de S.; LÚCIO, A. D.; FINGER, C. A. G.; PIGATTO, P. S. S. Análise da mortalidade de *Acácia Mearnsii* De Wild. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 15, n. 2, p. 137-143, 2005.

SHAO, G.; SHUGART, H. H. A compatible growth-density stand model derived from a distance-dependent individual tree model. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 443-446, 1997.

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. Lisboa: Salamandra, 1997. p. 267-270.

SOMERS, G. L.; ODERWALD, R. G.; HARMS, W. R.; LANGDON, O. G. Predicting mortality with a weibull distribution. **Forest Science**, Washington, v. 26, n. 2, p. 291-300, 1980.

SPURR, S. H. A measure of point density. **Forest Science**, Washington, v. 8, n. 1, p. 85-96, 1962.

STAGE, A. R.; LEDERMANN, T. Effects of competitor spacing in a new class of individual tree indices of competition: semi-distance-independent indices computed for Bitterlich versus fixed-area plots. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 38, p. 890-898, 2008.

STENEKER, G. A.; JARVIS, J. M. A preliminary study to assess competition in a white spruce-trembling aspen stand. **Forestry Chronicle**, Ottawa, v. 39, p. 334-336, 1963.

- STERBA, H.; MONSERUD, R. A. Applicability of the forest stand growth Simulator PROGNAUS for the Austrian part of the Bohemian Massif. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 98, n. 1, p. 23-34, 1997.
- TOMÉ, M.; BURKHART, H. E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 35, n. 3, p. 816-831, 1989.
- VANCLAY, J. K. Growth models for tropical forests: A synthesis of models and methods. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 1, p. 7-42, 1995.
- WATKINSON, A. R.; LONDSDALE, W. M.; FIRBANK, L. G. A neighborhood approach to self-thinning. **Oecologia**, Berlin, v. 56, n. 2-3, p. 381-384, 1983.
- WEBER, P.; BUGMANN, H. FONTI, P.; RIGLING, A. Using a retrospective dynamic competition index to reconstruct forest succession. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 254, n. 1, p. 96-106, 2008.
- WEINER, J.; THOMAS, S. C. Size variability and competition in plant monocultures. **Oikos**, Copenhagen, v. 47, n. 2, p. 211-222, 1986.
- 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.
- WYKOFF, W. R. A basal area increment model for individual conifers in the northern rocky mountains. **Forest Science**, Bethesda, v. 36, n. 4, p. 1077-1104, 1990.
- ZHANG, S.; AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E. Constraining individual tree diameter increment and survival models for loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 414-423, 1997.
- ZHANG, L.; PENG, C.; DANG, Q. Individual-tree basal area growth models for jack pine and black spruce in northern Ontario. **The Forestry Chronicle**, Ottawa, v. 80, n. 3, p. 366-374, 2004.
- ZHAO, D.; BORDERS, B.; WILSON, M.; RATHBUN, S. L. Modeling neighborhood effects on the growth and survival of individual trees in a natural temperate species rich forest. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 196, n. 1, p. 90-102, 2006.

CAPÍTULO 2

MODELAGEM DA MORTALIDADE DE ÁRVORES INDIVIDUAIS DE EUCALIPTO

1. INTRODUÇÃO

A mortalidade das árvores é um componente importante do modelo de crescimento em nível de árvore individual (AVILA; BURKHART, 1992; DOBBERTIN; BIGING, 1998; EID; TUHUS, 2001), sendo considerado o de menor entendimento e, conseqüentemente, o de maior dificuldade de estimação (BUFORD; HAFLEY, 1985; HAMILTON, 1986), por ser um evento raro, aleatório, irregular e extremamente variável (LEE, 1971; PEET; CHRISTENSEN, 1987). Além disso, a complexidade dos processos de mortalidade e a incerteza da periodicidade de sua ocorrência também colaboram para a dificuldade de sua estimação (CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009).

A mortalidade é afetada por múltiplas interações entre diferentes fatores como: ambiental, fisiológico, patológico e entomológico (FRANKLIN *et al.*, 1987; YANG *et al.*, 2003). No geral, as árvores morrem quando não conseguem adquirir ou mobilizar recursos suficientes para recuperar-se de estresses, injúrias ou algum fator externo (WARING, 1987) ou quando há grande competição entre árvores vizinhas (CAO, 1997).

É dividida em dois tipos de mortalidade: a regular e a irregular. A mortalidade regular é causada por fatores não catastróficos como competição, idade e fatores genéticos, a qual pode ser estimada. A mortalidade irregular é gerada por causas catastróficas, que não são intrínsecas à árvore, como pragas, incêndios, estresses ambientais e danos mecânicos, sendo sua ocorrência difícil de prever e estimar (PEET; CHRISTENSEN, 1987; DOBBERTIN; BIGING, 1998; YANG *et al.*, 2003; CAMPOS; LEITE, 2009). Com isso, a maioria dos modelos de mortalidade estima somente a mortalidade regular (MONSERUD, 1976; HAMILTON, 1986; ZHAO *et al.*, 2006) ou um tipo específico de mortalidade irregular (DANIELS *et al.*, 1979; BREECE *et al.*, 2008; HOOD *et al.*, 2010).

Existem diferentes métodos para determinar e uma variedade de funções estatísticas para estimar a mortalidade (BUCHMAN *et al.*, 1983). Esses métodos podem ser simples ou altamente sofisticados. Exemplos de métodos simples são: tabela de produção e matriz de transição (MONSERUD, 1976; SPATHELF; DURLO, 2001), que fornecem diretamente o número de árvores mortas, através da subtração do número de árvores sobreviventes em idades sucessivas (SOMERS *et al.*, 1980). Contudo, os métodos sofisticados, com o uso de diferentes funções e procedimentos estatísticos, são bem mais comuns, confiáveis e eficientes (MONSERUD; STERBA, 1999; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009).

Funções lineares e polinomiais para obter estimativas da mortalidade foram bastante utilizadas, principalmente, durante as décadas de 60 e 70 do século passado (KEISTER, 1972; YANG *et al.*, 2003). Na maioria das vezes, essas funções não apresentavam realismo biológico e, de acordo com Buford e Hafley (1985) e Zhao *et al.* (2007), elas deveriam ser substituídas por funções não lineares que estivessem, ou não, atreladas a uma probabilidade de ocorrência.

Dessa forma, a probabilidade de mortalidade vem sendo o método convencional de estimar a mortalidade (SOMERS *et al.*, 1980; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009), a qual é dependente da competição (KEISTER, 1972; GLOVER; HOOL, 1979; HASENAUER, 2006) e de variáveis de tamanho e povoamento (BUCHMAN *et al.*, 1983; HAMILTON, 1986; SCHNEIDER *et al.*, 2005). Alguns pesquisadores utilizaram-se de funções de probabilidade que consideram a mortalidade como uma variável discreta, dicotômica ou binomial (0 e 1) em que se assume o valor 0 para árvore viva e 1 para árvore morta (AVILA; BURKHART, 1992). As funções de distribuição binomial (Bernoulli), binomial negativo, *poisson* e *extra-poisson* são as mais indicadas para essa finalidade (DANIELS *et al.*, 1979; WEBER *et al.*, 1986; DIAZ; COUTO, 1999). Contudo, é desejável utilizar uma função que forneça estimativa da probabilidade da mortalidade no intervalo entre 0 e 1, tornando a mortalidade uma variável contínua (AVILA; BURKHART, 1992; DOBBERTIN; BIGING, 1998; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009). Algumas funções apresentam essa característica e são conhecidas como funções de distribuição de probabilidade acumulada ($F(x)$). A função logística (ou logit) é o exemplo mais conhecido e

amplamente utilizado no estudo da mortalidade (MONSERUD, 1976; HAMILTON, 1986; MONSERUD; STERBA, 1999; SCNEHIDER *et al.*, 2005; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009). Outras formas, e também variações das funções weibull (GLOVER; HOOL, 1979), gamma (BUFORD; HAFLEY, 1985), beta (SOMERS *et al.*, 1980), exponencial (SHAO; SHUGART, 1997), exponencial negativa e normal (probit) (MONSERUD; STERBA, 1999) tem sido utilizadas para estimar a mortalidade. Além dessas funções, são utilizados alguns modelos não lineares como o de Richards (BUFORD; HAFLEY, 1985) e o modelo proposto por West (1981), o qual relaciona a mortalidade com a competição.

Para o ajuste e aplicação de cada uma dessas funções são utilizadas diferentes combinações de variáveis para cada caso específico, ou seja, para cada estudo pode ser recomendada uma função diferente (GUAN e GERTNER, 1991). Esforços têm sido realizados a fim de escolher um modelo simples e biologicamente compatível de mortalidade em nível de árvore individual, considerando diferentes espécies e locais. Porém, esses estudos são concentrados em florestas dos EUA e Europa, as quais têm espécies e características de locais distintas dos países tropicais.

Os modelos de mortalidade em nível de árvore individual existentes no Brasil são escassos e dão prioridade para florestas naturais (MACHADO *et al.*, 2002; SCHNEIDER *et al.*, 2005; ROSSI *et al.*, 2007), sendo poucos os trabalhos que consideram espécies comerciais, como o eucalipto (MIRANDA *et al.*, 1989; MIRANDA, 1990), o que constitui o incentivo para realização deste estudo.

2. OBJETIVO

Diante do exposto, o objetivo deste capítulo foi avaliar e comparar diferentes modelos de probabilidade de mortalidade para árvores individuais de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Descrição do local de estudo e dos dados

Para este estudo foram utilizados dados provenientes de 30 parcelas permanentes obtidos de inventários florestais contínuos de plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. O plantio é pertencente à Jari Celulose S/A, com sede localizada na cidade de Monte Dourado (PA), conforme descrito no Capítulo 1.

3.2. Análises dos dados

Inicialmente foi computado o número de árvores mortas e elaborado gráfico de distribuição para conhecer o comportamento da mortalidade em função da idade do povoamento e por classe de produtividade.

Em seguida, foram calculadas as probabilidades de mortalidade para árvores individuais, considerando diferentes classes de diâmetro (adaptado de KEISTER; TIDWELL, 1975; GLOVER; HOOL, 1979; MIRANDA *et al.*, 1989; MACHADO *et al.*, 2002; MAESTRI *et al.*, 2003; ROSSI *et al.*, 2007):

$$P(M) = \frac{N_{j(t-1)} - N_{j(t)}}{\sum_{i=1}^j N_{j(t-1)}} \quad (1)$$

em que $P(M)$ = probabilidade de mortalidade; $N_{j(t-1)}$ = número de árvores vivas na j -ésima classe de diâmetro, no início do período; e $N_{j(t)}$ = número de árvores vivas na j -ésima classe de diâmetro no fim do período.

3.3. Modelos de mortalidade

Cinco modelos foram avaliados para estimar a probabilidade de mortalidade para árvore individual (Tabela 1). Todos os modelos utilizados neste estudo apresentam relações não lineares entre a probabilidade de mortalidade e suas variáveis independentes. Foi dada preferência pelo ajuste deste tipo de modelo por considerar que são biologicamente superiores aos

modelos lineares (MONSERUD, 1976; SOMERS *et al.*, 1980; CAO, 1997; WEISKITTEL *et al.*, 2007).

Tabela 1 – Modelos utilizados para estimar a probabilidade de mortalidade para árvores de eucalipto

Número	Modelo	Tipo/Autor
1	$Y = \beta_0 \cdot IC^{\beta_1} \cdot \varepsilon$	Alométrica / West (1981)
2	$Y = 1 - \left[\beta_0 - \left(\frac{1}{(1 + \exp(\beta_1 + \beta_2 \cdot IC^{\beta_3}))} \right) \right] + \varepsilon$	Buchman <i>et al.</i> (1983) adaptado
3	$Y = \left(\frac{\gamma}{\beta} \right) \cdot \left[\left(\frac{IC}{\beta} \right) \right]^{(\gamma-1)} \cdot \exp \left\{ - \left[\left(\frac{IC}{\beta} \right) \right]^\gamma \right\} \cdot \varepsilon$	Weibull / Glover e Hool (1979)
4	$Y = \beta_0 + \exp(\beta_1 + \beta_2 \cdot IC) + \varepsilon$	Exponencial negativa / Payandeh (1983)
5	$Y = (1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 \cdot IC))^{-1} + \varepsilon$	Logística / Hamilton (1986)

Y = probabilidade de mortalidade de cada árvore; IC = índice de competição; β_0 , β_1 , β_2 = coeficientes do modelo; γ = parâmetro de forma; β = parâmetro de escala; e ε = erro aleatório.

Para os ajustes dos modelos foram utilizados o procedimento MODEL e LOGISTIC do SAS (SAS Institute, 2001) e o procedimento *nonlinear estimation* do Statistica (STATSOFT, 2005).

Neste estudo, o índice de competição (IC) utilizado foi o BAI , dado por (GLOVER e HOOL, 1979):

$$BAI = \frac{d_i^2}{q^2} \quad (2)$$

em que BAI = índice de área basal; d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); e q = diâmetro quadrático (cm).

3.4. Critérios de avaliação dos modelos

Para verificar o ajuste das equações referentes aos cinco modelos avaliados foram utilizadas as seguintes estatísticas:

a) Coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2), dado pela expressão (KVALSETH, 1985):

$$\bar{R}^2 = 1 - a(1 - R^2) \quad (3)$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (4)$$

$$a = \frac{n-1}{n-p-1} \quad (5)$$

b) Erro-padrão da estimativa em porcentagem ($S_{y.x\%}$) dado por (BRUCE; SCHUMACHER, 1950; SCHNEIDER, 1998):

$$S_{y.x\%} = \pm \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-p-1}}}{\bar{y}} \cdot 100 \quad (6)$$

c) BIAS expressa a tendência do modelo (SCHNEIDER, 1998), o qual é dado por (MABVURIRA; MIINA, 2002; GONZÁLEZ *et al.*, 2006; MONTY *et al.*, 2008):

$$BIAS = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)}{n} \quad (7)$$

em que y_i = i-ésimo valor observado para a variável dependente; \hat{y}_i = i-ésimo valor estimado para a variável dependente; \bar{y}_i = média dos valores observados para a variável dependente; $n - 1$ = graus de liberdade do total na análise de variância da regressão; $n - p - 1$ = graus de liberdade do resíduo obtido da análise de variância da regressão; p = número de coeficientes do modelo, e n = número de observações.

Além disso, para complementar a análise do ajuste das equações, foram elaborados gráficos de distribuição das probabilidades observadas em relação às probabilidades estimadas e aos gráficos das tendências das curvas ajustadas em relação às probabilidades de mortalidades observadas.

Finalmente, para verificar o comportamento das equações ajustadas, estas foram aplicadas aos dados totais das parcelas para estimar o número de árvores mortas, os quais foram comparados graficamente com os valores observados, em cada idade, em cada classe de produtividade (YANG *et al.*, 2003).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número de árvores mortas em diferentes idades (Figura 1) não apresentou tendência bem definida, corroborando os estudos de Lee (1971), Glover e Hool (1979) e West (1981), que salientam que a ocorrência da mortalidade depende apenas do *status* competitivo de cada árvore, independentemente da idade. Hamilton (1986) demonstrou que a mortalidade em *Abies lasiocarpa* é praticamente constante nas idades iniciais.

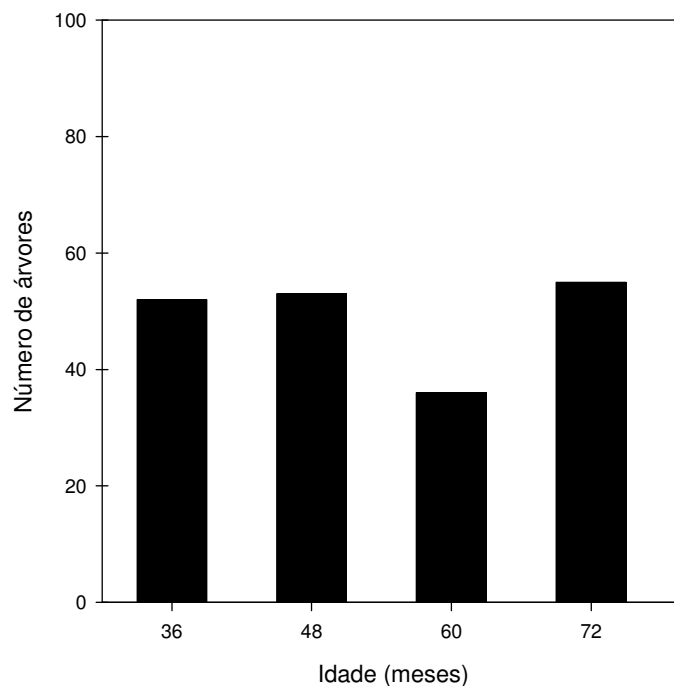


Figura 1 – Número de árvores mortas em relação a idade do povoamento.

Analisando o comportamento da mortalidade em função da idade para cada classe de produtividade (Figura 2), observa-se, que a mortalidade é maior para o local de maior capacidade produtiva ($S = 32$) em todas as idades, quando comparada com a classe de capacidade produtiva média ($S = 26$) e baixa ($S = 20$), semelhante aos estudos de Bailey *et al.* (1985) e Zhao *et al.* (2007). Porém, deve-se salientar que não há uma tendência bem definida da mortalidade em relação à idade e classe de produtividade, conforme também foi observado por Shifley *et al.* (2006), Kabrick *et al.* (2008), Wernsdörfer *et al.* (2008) e Crescente-Campo *et al.* (2009).

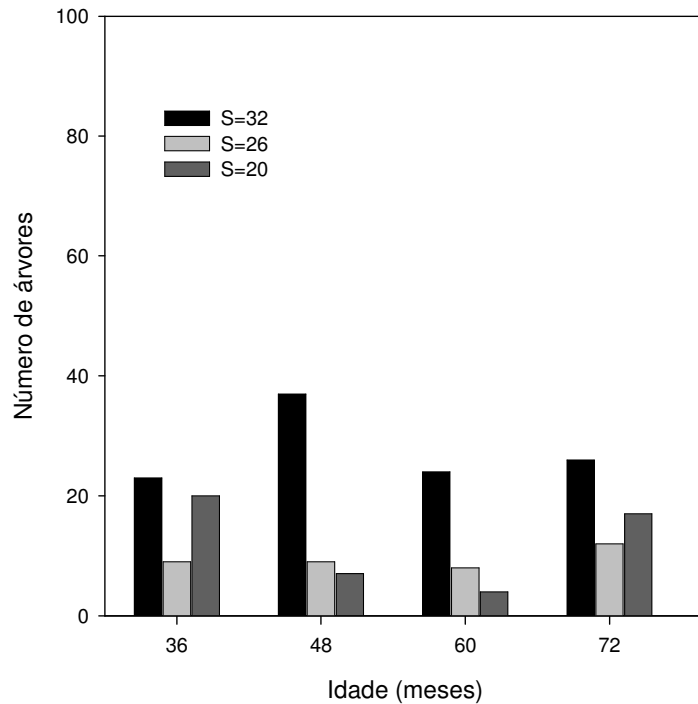


Figura 2 – Comportamento da mortalidade em relação à idade para as classes de produtividade alta ($S = 32$), média ($S = 26$) e baixa ($S = 20$).

Os comportamentos apresentados nas Figuras 1 e 2 são realísticos e demonstram que a mortalidade regular além de ser um evento aleatório, é extremamente variável e, portanto, difícil de ser mensurada e estimada (LEE, 1971).

O índice de competição *BAI* contém implicitamente o efeito das variáveis idade e capacidade produtiva (GLOVER; HOOL, 1979; MONSERUD; STERBA, 1999), além de ser diretamente influenciado pelo tamanho da árvore (KEISTER, 1972; AVILA; BURKHART, 1992; ZHANG *et al.*, 1997). Sendo assim, Monserud (1976), Glover e Hool (1979), West (1981), Hamilton (1986), Monserud e Sterba (1999), Yang *et al.* (2003), Weiskittel *et al.*, (2007), Crescente-Campo *et al.* (2009) sugeriram estimar a mortalidade sem a presença das variáveis idade e classe de produtividade. Mesmo sendo duas variáveis explicativas tradicionais, os autores argumentaram que a mortalidade é um evento aleatório fortemente dependente do *status* competitivo de cada árvore.

4.1. Estimativa e avaliação dos modelos de mortalidade

De acordo com a Tabela 2, todos os coeficientes das equações ajustadas foram significativos ($P < 0,05$). O sinal do coeficiente que acompanha a variável independente *BAI* foi negativo para quase todos os modelos. Isso significa que a probabilidade de mortalidade é maior quando o *BAI* decresce e o *status* competitivo da árvore sujeito é menos favorável. Essa característica foi observada por West (1981), Hann e Wang (1997), Monserud e Sterba (1999) e Eid e Tuhus (2001). Essa tendência é previsível, pois árvores menores são menos competitivas e, conseqüentemente tem maior probabilidade de morrer.

Tabela 2 – Estimativas dos coeficientes das equações referentes aos cinco modelos avaliados para probabilidade de mortalidade e as respectivas estatísticas (\bar{R}^2 , $S_{y,x}\%$, BIAS)

Modelo	Coeficientes				Estatísticas		
	$\hat{\beta}_0 / \hat{\gamma}$	$\hat{\beta}_1 / \hat{\beta}$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	\bar{R}^2	$S_{y,x}\%$	BIAS
(1)	0,03816	-0,28746	-	-	0,5715	$\pm 52,47$	-0,0013
(2)	0,97641	1,74685	2,84596	0,57258	0,5009	$\pm 53,46$	0,0065
(3)	0,22364	1,14836	-	-	0,3436	$\pm 57,90$	-0,0079
(4)	0,0354	-2,23490	-4,68912	-	0,5144	$\pm 52,42$	-0,0042
(5)	1,93615	2,28993	-	-	0,4759	$\pm 56,26$	-0,0070

Todos os modelos avaliados não apresentaram excelentes ajustes, porém, o modelo 1 destacou-se dos demais modelos em praticamente todas as estatísticas. A estatística \bar{R}^2 foi maior para o modelo 1, com valor igual a 0,5715 e pior para o modelo 3, com valor de 0,3436. O erro-padrão de estimativa ($S_{y,x}\%$) e BIAS tiveram pequena amplitude entre as estimativas, com valores entre $\pm 52,42$ e $\pm 57,90$ para $S_{y,x}\%$, e entre -0,0013 e -0,0079 para o BIAS, ambos valores para o modelo número 1 e modelo número 3, respectivamente.

Analisando os valores de BIAS, os modelos número 1, 3, 4 e 5, subestimaram a probabilidade de mortalidade em pequena amplitude de valores, enquanto o modelo 2 superestimou a probabilidade de mortalidade.

Nota-se na Figura 3, que os valores estimados, para todos os modelos, não estão totalmente concentrados próximos da linha 1:1, o que indica

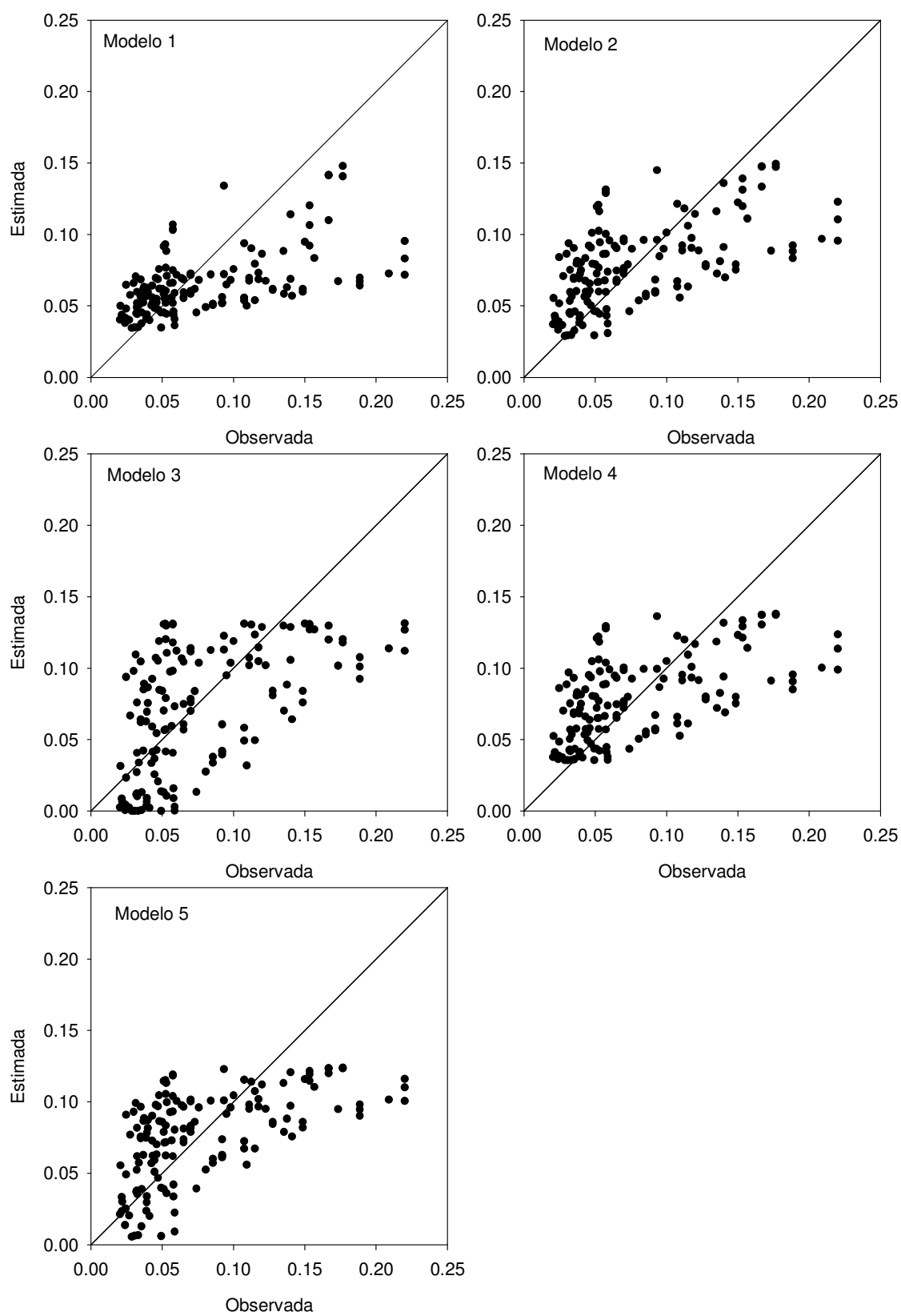


Figura 3 – Probabilidades de mortalidade estimadas versus observadas pelas equações referentes aos cinco modelos. A linha cheia é a linha 1:1.

subestimação e superestimação por parte das equações. Deve-se ressaltar que nenhum dos modelos conseguiu estimar satisfatoriamente os maiores valores de probabilidade, onde ocorreu a maior subestimação. Ainda assim, dentre todos os modelos avaliados, os valores estimados pelo modelo de West (modelo 1), Buchman (modelo 2) e exponencial negativa (modelo 4) estão mais próximos da linha 1:1 que os valores estimados pelos outros dois modelos.

Esta tendência de não proximidade dos valores estimados em relação a linha 1:1 pode ser considerada razoável, uma vez que a mortalidade é um evento aleatório, sendo difícil de ser mensurada e estimada, o que dificulta a boa performance dos modelos de probabilidade de mortalidade (HAMILTON, 1990).

Esta tendência de superestimação e subestimação pode ser minimizada se for reduzido o intervalo de tempo entre as medições do inventário florestal. Ao reduzir-se o intervalo de medição fica mais fácil detectar com maior precisão o momento e a causa da mortalidade das árvores. Além de poder concluir se o dado é realmente em virtude da mortalidade ou se é decorrente de outra causa, como erro de medição (PEET; CHRISTENSEN, 1987).

A tendência observada nas cinco equações foi subestimar a mortalidade com maior intensidade nos valores médios e altos, mesmo padrão verificado por Eid e Tuhus (2001) para *Betula sp.* e *Pinus sylvestris*. Essa tendência pode ser explicada pela baixa capacidade dos modelos em conseguir captar a probabilidade nessa faixa de valores, uma vez que quanto maior são os valores de um evento aleatório, menor a chance de sucesso do modelo (HAMILTON, 1986; HAMILTON, 1990; EID; TUHUS, 2001). Além disso, a mortalidade é difícil de ser estimada com alta precisão (MONSERUD, 1976; BUFORD; HAFLEY, 1985), mesmo com a utilização de dados obtidos em parcelas permanentes (ROSSI *et al.*, 2007).

Na Figura 4 estão apresentadas as probabilidades de mortalidade observadas e estimadas pelas equações referentes aos cinco modelos em função do índice de competição *BAI* (índice de área basal).

O modelo 1, proposto por West (1981), manteve destaque em relação aos outros modelos ao longo da competição, bem como, capturou as variações de probabilidade nos valores extremos de competição (valores iniciais -0,2 e finais -1,6 de *BAI*) e também nos valores intermediários. O modelo 2, proposto

por Buchman *et al.* (1983), e o modelo 4, exponencial negativo, obtiveram respostas semelhantes entre si e conseguiram capturar os valores extremos de probabilidade. O modelo 3, proposto por Glover e Holl (1979), não conseguiu capturar os valores de probabilidade nas regiões iniciais, intermediários e finais de *BAI*. Já o modelo 5, proposto por Hamilton (1986), apresentou bom desempenho somente na região intermediária de competição (*BAI* entre 0,2 e 0,4) e não conseguiu capturar a probabilidade na região de menor valor de *BAI*, onde ocorre as maiores probabilidades observadas, e na região com maior valor de *BAI*, onde ocorre as menores probabilidades observadas.

O comportamento dos modelos em função da idade em cada classe de produtividade pode ser visualizado na Figura 5. Para a classe de produtividade alta ($S = 32$), os modelos 1, 3, 4 e 5, tendem a subestimar a mortalidade em todas as idades, exceto o modelo número 2, que tende a superestimar a mortalidade, principalmente nas idades de 36 e 60 meses.

Na classe de produtividade média ($S = 26$), todos os modelos superestimam a mortalidade nas idades entre 36 e 60 meses e subestimam na idade de 48 e 72 meses. Para este local, os modelos número 3 e número 5 foram os que mais se assemelharam aos valores observados. O modelo 2 foi o que mais superestimou a mortalidade e apresentou essa tendência para todas as idades.

Na classe de produtividade baixa ($S = 20$), à exceção do modelo 5, todos os outros modelos, superestimaram a mortalidade, principalmente nas idades de 48 e 60 meses. O modelo 2 foi o que mais superestimou a mortalidade em todas as idades. Os modelos 1 e 4 foram semelhantes entre si, e também foram os que mais se assemelharam aos valores observados. Os modelos 3 e 5 apresentaram tendência de subestimação, nas idades 36 e 72, e superestimação, aos 48 e 60 meses, não conseguindo captar satisfatoriamente a mortalidade ao longo do tempo.

No geral, todos os modelos subestimaram a mortalidade nas classes de maior produtividade e superestimaram nas classes de produtividade média e baixa. Esse comportamento foi semelhante ao observado para *Picea abies*, *Pinus sylvestris* (EID; TUHUS, 2001) e *Pinus radiata* (CRESCENTE-CAMPO *et al.*, 2009).

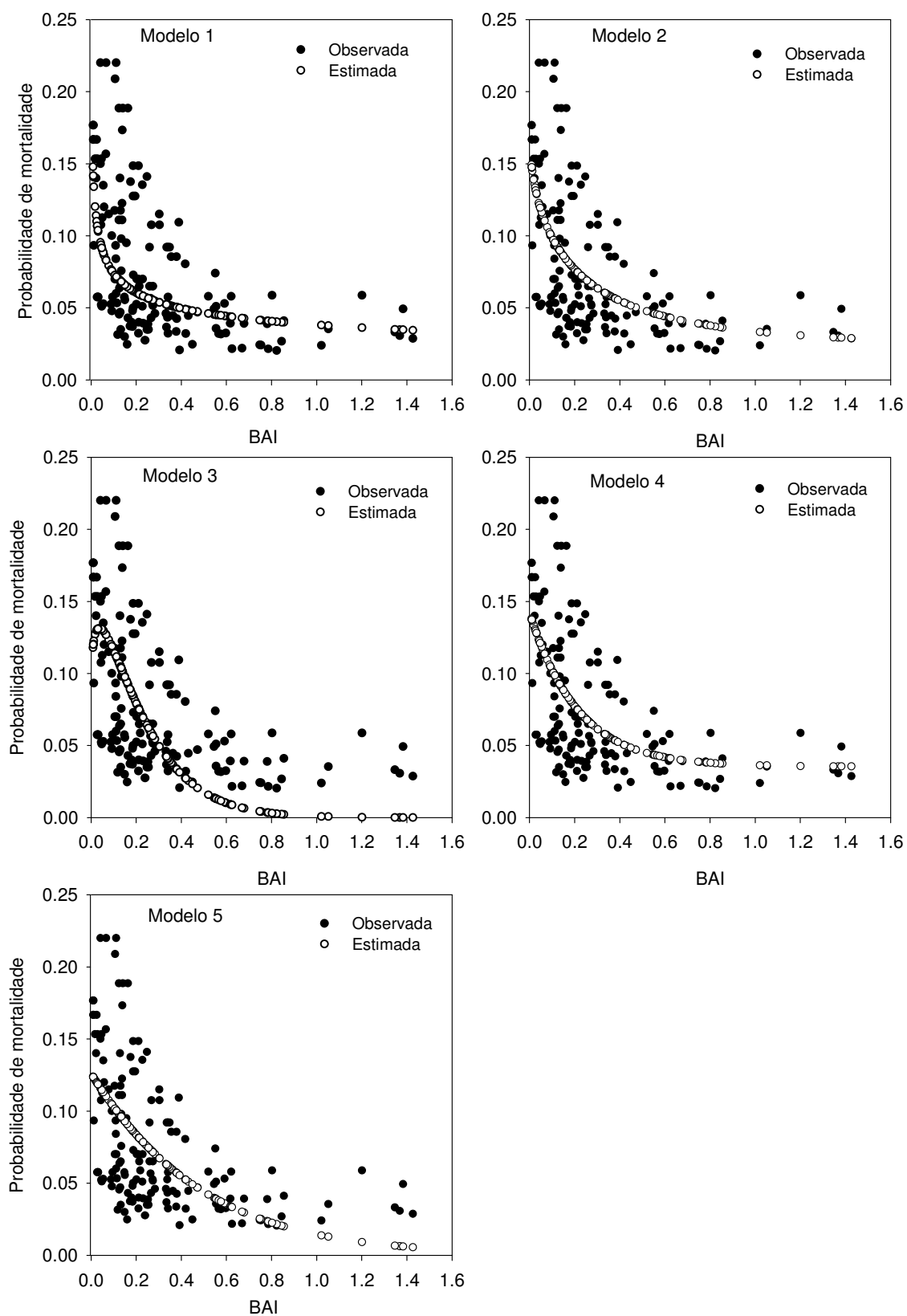


Figura 4 – Probabilidades de mortalidade observadas e estimadas pelas equações ajustadas em função do índice de competição *BAI*.

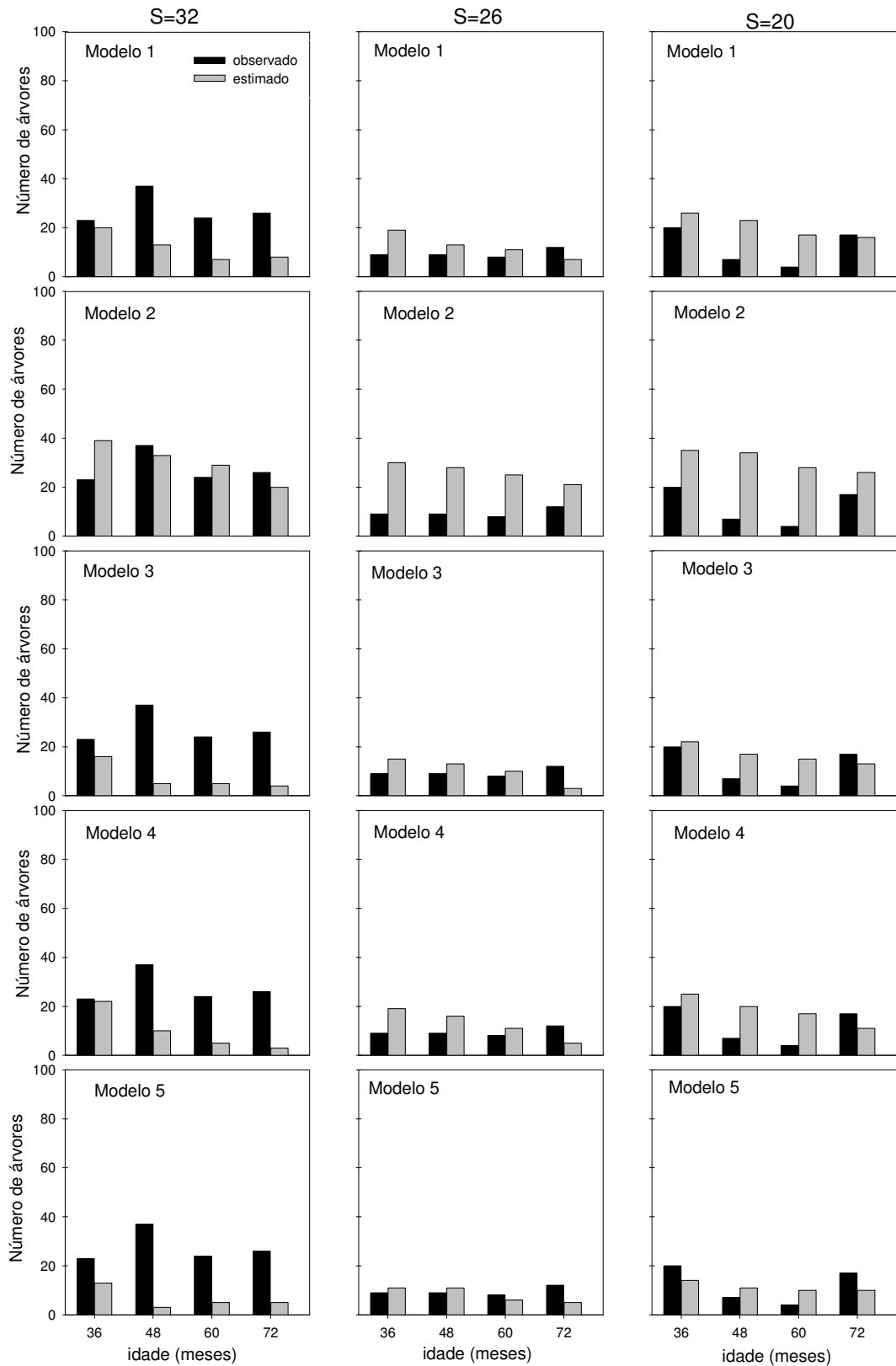


Figura 5 – Número de árvores mortas observadas e estimadas pelas equações ajustadas referentes aos cinco modelos de mortalidade em função da idade para cada classe de produtividade (alta: S = 32; média: S = 26; baixa: e S = 20).

Analisando o comportamento geral de cada modelo, independentemente da classe de produtividade (Figura 6), observa-se que os modelos 1, 3, 4 e 5, apresentam comportamento semelhante para todas as idades. Já o modelo 2, apresenta comportamento diferente dos demais modelos, com tendência a grande superestimação em todas as idades.

Observa-se também, que os modelos 1 e 4 apresentaram comportamento semelhante entre si, e foram os que mais se aproximaram aos valores observados. Contudo, o modelo 1 conseguiu estimar melhor a mortalidade na idade de 72 meses, apresentando menor subestimação.

De maneira geral, o modelo número 1 foi o único que conseguiu estimar satisfatoriamente a probabilidade nos locais onde a competição é baixa (baixo valor de *BAI* e alta mortalidade), e também em locais onde a competição é alta (alto valor de *BAI* e baixa mortalidade). Isso significa que o modelo 1 foi bom tanto no estágio inicial de crescimento das árvores (idades iniciais) quanto no estágio final (idades finais).

No estágio inicial, as árvores são menores e apresentam as mesmas condições de competir pelos mesmos recursos (WEINER; THOMAS, 1986) e dessa forma, a taxa de mortalidade pode ser elevada nas idades menores (WARING, 1987; MONSERUD; STERBA, 1999). Com o passar do tempo, a dinâmica da floresta é modificada e algumas árvores passam a ser competidoras, enquanto outras são suprimidas (PEET; CHRISTENSEN, 1987). Essa mudança na dinâmica faz com que a taxa de mortalidade não apresente uma tendência bem definida com o passar do tempo (ZHAO *et al.*, 2007). A dificuldade dos modelos de mortalidade está justamente em conseguir estimar a probabilidade, principalmente nos estágios iniciais e finais de crescimento (EID; TUHUS, 2001), dada a falta de tendência característica da mortalidade em função da idade.

Os resultados deste estudo mostram que deve ser dada preferência ao modelo de número 1, proposto por West (1981), para estimar a probabilidade de mortalidade em árvores individuais de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. O modelo número 1 também foi utilizado para estimar a probabilidade de mortalidade em plantios mistos de *E. obliqua*, *E. regnans* e *E. globulus* (WEST, 1981), *Pinus koraiensis* (SHAO; SHUGART, 1997).

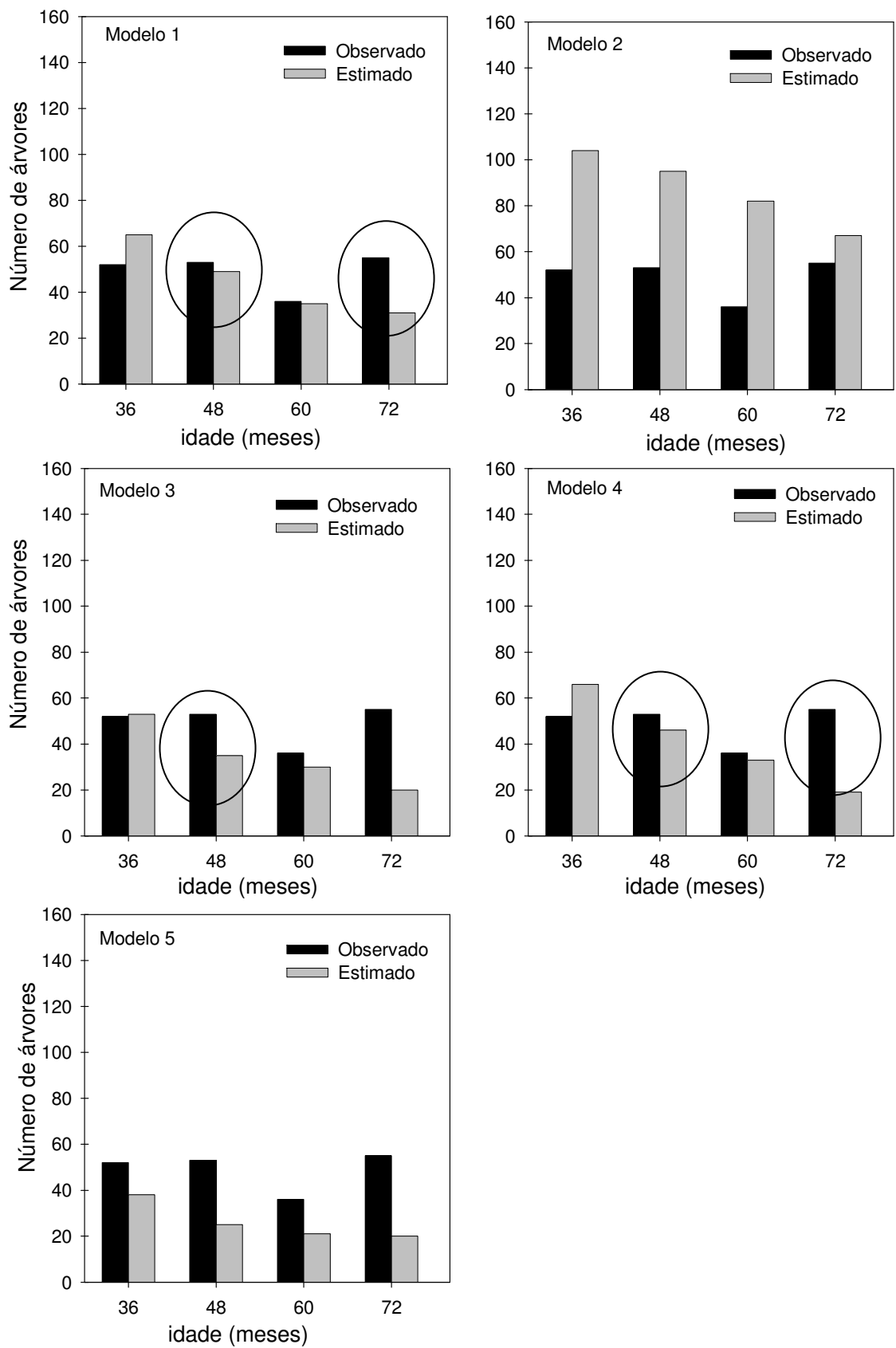


Figura 6 – Número de árvores mortas observadas e estimadas pelas equações ajustadas referentes aos cinco modelos em cada idade.

O modelo de número 2 foi utilizado para estimar a probabilidade de mortalidade em povoamentos de *Acer saccharum*, *Abies balsamea*, *Pinus resinosa*, *Pinus banksiana*, *Populus tremuloides* (BUCHMAN *et al.*, 1983), *Eucalyptus* sp. (MIRANDA *et al.*, 1989; MIRANDA, 1990). O modelo número 3 foi utilizado em árvores individuais de *Pinus taeda* (BUFORD; HAFLEY, 1985) e povoamentos de *Pinus taeda* (GLOVER; HOOL, 1979; SOMERS *et al.*, 1980; CAO, 1997). O modelo número 4 foi utilizado em árvores individuais de *Pinus taeda* (BUFORD; HAFLEY, 1985), *Picea jezoensis*, *Picea glehnii*, *Betula ermanii*, *Abies sachalinensis*, *Sorbus commixta*, *Acer ukurunduense* (KUBOTA; HARA, 1995). O modelo número 5 é um dos mais utilizado para estimar a mortalidade e foi utilizado em árvores individuais de *Tsuga heterophylla*, *Physocarpus malvaceus* (HAMILTON, 1986), *Thuja aplicata* (HAMILTON, 1990), *Pseudotsuga menzienssi*, *Abies grandis*, *Abies concolor*, *Pinus ponderosa*, *Pinus lambertiana* (HANN; WANG, 1990), *Picea abies*, *Abies alba*, *Larix decidua*, *Pinus sylvestris*, *Fagus silvatica* (MONSERUD; STERBA, 1999), *Picea glauca* (YANG *et al.*, 2003), *Acacia mearnsii* (SCHNEIDER *et al.*, 2005), *Pinus radiata* (CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009), entre outros. Porém, este modelo não obteve sucesso neste estudo.

O melhor desempenho do modelo número 1 pode ser atribuída pela resposta não linear da probabilidade de mortalidade em função da competição (SHAO; SHUGART, 1997; EID; TUHUS, 2001), o que é completamente aceito do ponto de vista biológico (DOBBERTIN; BIGING, 1998). Outra vantagem deste modelo é a sua simplicidade, uma vez que utiliza em seu cálculo apenas uma variável independente, sem a necessidade de fazer inferências com outras variáveis que podem mascarar o efeito uma da outra ou podem ser não significativas estatisticamente (GUAN; GERTNER, 1991; EID; TUHUS, 2001). Além disso, a variável independente utilizada neste modelo é o *BAI*, que combina em seu cálculo variáveis de tamanho da árvore e de densidade do povoamento, que por si só garante o *status* competitivo de cada árvore, sem a necessidade de incorporar outras variáveis como idade e índice de local.

É possível encontrar na literatura outras funções não lineares e lineares para descrever a probabilidade de mortalidade, mas algumas destas funções têm a desvantagem de ser composta por coeficientes empíricos que não apresentam significado biológico, as quais devem ser evitadas. O modelo

número 1 também tem a vantagem de combinar os efeitos da competição de forma multiplicativa, o que é realístico biologicamente, uma vez que a competição tem múltiplas interações (ambiental, fisiológico), as quais são geralmente multiplicativas (BLAIS, 1983; FRANKLIN *et al.*, 1987; WARING, 1987).

A informação acerca da mortalidade pode ser utilizada para reduzir os valores obtidos no inventário florestal e auxiliar na estimativa correta do crescimento em diâmetro e altura das árvores individuais e do volume final de madeira, servindo como base para práticas de manejo (CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009).

5. CONCLUSÃO

A mortalidade é um evento raro e aleatório, sendo difícil de ser mensurado e estimado. Contudo, conseguiu-se obter estimativas razoáveis para a probabilidade de mortalidade com o modelo selecionado.

O modelo de West (1981) foi o que melhor estimou a probabilidade de mortalidade em árvores individuais obtidas de plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. As principais razões atribuídas para o melhor desempenho do modelo é a resposta não linear da probabilidade de mortalidade em função do índice de competição, sua forma menos complexa e seu realismo biológico, uma vez que utiliza o *BAI* (índice de área basal) como variável independente, que por si só demonstra o status competitivo de cada árvore, sem a necessidade de incorporar outras variáveis no modelo.

A probabilidade de mortalidade deve ser um submodelo incluído nos modelos de crescimento e produção, pois reduz os valores perdidos nos inventários florestais e auxilia na estimativa correta do crescimento em diâmetro e altura das árvores individuais e, também, do volume final de madeira.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AVILA, O. B.; BURKHART, H. E. Modeling survival of loblolly pine trees in thinned and unthinned plantations. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 22, n. 4, p. 1878-1882, 1992.

BLAIS, J. R. Predicting tree mortality induced by spruce budworm: a discussion. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 59, n. 5, p. 294-296, 1983.

BAILEY, R. L.; BORDERS, B. E. WARE, K. D.; JONES, E. P. A compatible model relating slash pine plantation survival to density, age, site index, and type and intensity of thinning. **Forest Science**, Washington, v. 31, n. 1, p. 180-189, 1985.

BREECE, C. R.; KOLB, T. E.; DICKSON, B. G.; McMILLIN, J. D.; CLANCY, K. M. Prescribed fire effects on bark beetle activity and tree mortality in southwestern ponderosa pine forests. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 1, p. 119-128, 2008.

BRUCE, D.; SCHUMACHER, F. X. **Forest mensuration**. 3. ed. New York: McGraw – Hill Book Company, 1950. 483p.

BUCHMAN, R. G.; PEDERSON, S. P.; WALTERS, N. R. A tree survival model with applications to species of great lakes region. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 13, n. 4, p. 601-608, 1983.

BUFORD, M. A.; HAFLEY, W. L. Probability distributions as models for mortality. **Forest Science**, Washington, v. 31, n. 2, p. 331-341, 1985.

CAMPOS, J. C. C; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3. ed., Viçosa: UFV, 2009. 548 p.

CAO, Q. V. A method to distribute mortality in diameter distribution models. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 435-442, 1997.

CRECENTE-CAMPO, F.; MARSHALL, P.; SOALLEIRO, R. R. Modeling non-catastrophic individual tree mortality for *Pinus radiata* plantations in northwestern Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 257, n. 4, p. 1542-1550, 2009.

DANIELS, R. F; LEUSCHNER, W. A.; ZARNOCH, S. J.; BURKHART, H. E.; HICKS, R. R. A method for estimating the probability of southern pine beetle outbreaks. **Forest Science**, Washington, v. 25, n. 2, p. 265-269, 1979.

DÍAZ, M. del P.; COUTO, H. T. Z. do. Modelos generalizados para a mortalidade de árvores de *Eucalyptus grandis* no estado de São Paulo, Brasil. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 56, n. 1, p. 101-111, 1999.

DOBBERTIN, M.; BIGING, G. S. Using the non-parametric classifier CART to model forest tree mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 4, p. 507-516, 1998.

EID, T.; TUHUS, E. Models for individual tree mortality in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 154, n. 1, p. 69-84, 2001.

FRANKLIN, J. F.; SHUGART, H. H.; HARMON, M. E. Tree death as an ecological process: the causes, consequences and variability of tree mortality. **BioScience**, Washington, v. 37, n. 8, p. 550-556, 1987.

GLOVER, G. R.; HOOL, J. N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Washington, v. 25, n. 2, p. 275-282, 1979.

GONZÁLEZ, M. S.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, p. 262-270, 2006.

GUAN, B. T.; GERTNER, G. Using a parallel distributed processing system to model individual tree mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 37, n. 3, p. 871-885, 1991.

HAMILTON JR., D. A. A logistic model for mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of northern Idaho. **Forest Science**, Washington, v. 32, n. 4, p. 989-1000, 1986.

____. Extending the range of applicability of an individual tree mortality model. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 20, n. 8, p. 1212-1218, 1990.

HANN, D. W.; WANG, C. H. **Mortality equations for individual trees in the mixed-conifer zone of southwest Oregon**. Oregon: Forest Research Laboratory, 1990. 17 p. (Research Bulletin, 67).

HASENAUER, H. (Ed.). **Sustainable forest management: Growth models for Europe**. Berlin: Springer, 2006. 398 p.

HOOD, S. M.; SMITH, S. L.; CLUCK, D. R. Predicting mortality for five California conifers following wildfire. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, n. 5, p. 750-762, 2010.

KABRICK, J. M.; DEY, D. C.; JENSEN, R. G.; WALLENDORF, M. The role of environmental factors in oak decline and mortality in the Ozark Highlands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 5-6, p. 1409-1417, 2008.

KEISTER, T. D. Predicting individual tree mortality in simulated southern pine plantations. **Forest Science**, Washington, v. 18, n. 3, p. 213-217, 1972.

KEISTER, T. D.; TIDWELL, G. R. Competition ratio dynamics for improved mortality estimates in simulated growth of forests stands. **Forest Science**, Washington, v. 21, n. 1, p. 46-51, 1975.

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, n. 9, p.1579-1586, 2001.

KUBOTA, Y.; HARA, T. Tree competition and species coexistence in a sub-boreal forest, northern Japan. **Annals of Botany**, Oxford, v. 76, n. 5, p. 503-512, 1995.

KVALSETH, T. O. Cautionary note about R^2 . **The American Statistician**. Alexandria, v. 39, n. 4, p. 279-285, 1985.

LEE, Y. J. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. **The Forestry Chronicle**, Ottawa, v. 47, n. 1, p. 29-32, 1971.

MABVURIRA, D.; MIINA, J. Individual tree growth and mortality models for *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden plantations in Zimbabwe. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 161, n. 1-3, p. 231-245, 2002.

MACHADO, S. do. A.; TONON, A. E. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. Comportamento da mortalidade natural em bracatingais nativos em diferentes densidades iniciais e classes de sítio. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, n. 2, p.41-50, 2002.

MAESTRI, R.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. C. Modelagem do crescimento de povoamentos de *Eucalyptus grandis* através de processos de difusão. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 33, n. 2, p. 169-182, 2003.

MIRANDA, R. C. de; CAMPOS, J. C. C.; PAULA NETO, F. de.; OLIVEIRA, L. M. de. Predição da mortalidade regular para eucalipto. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 13, n. 2, p. 152-173, 1989.

MIRANDA, R. C. de. **Análise da mortalidade regular, em função de características dendrométricas, de grupos de árvores semelhantes de eucalipto**. Viçosa, 1990. 86 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 1990.

MONSERUD, R. A. Simulation of forest tree mortality. **Forest Science**, Washington, v. 22, n. 4, p. 438-444, 1976.

MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 113, n. 2, p. 109-123, 1999.

MONTY, A.; LEJEUNE, P.; RONDEUX, J. Individual distance-independent girth increment model for Douglas fir in southern Belgium. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 212, n. 1-3, p. 472-479, 2008.

PAYANDEH, B. Some applications of nonlinear regression models in forest research. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 59, n. 5, p. 244-248, 1983.

PEET, R. K.; CHRISTENSEN, N. L. Competition and tree death. **BioScience**, Washington, v. 37, n. 8, p. 586-595, 1987.

ROSSI, L. M. B.; KOEHLER, H. S.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E. Modelagem da mortalidade em florestas naturais. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 37, n. 2, p. 275-291, 2007.

SAS INSTITUTE CORPORATION. **The SAS-System for Windows**: release 8.0. Cary, NC, USA, 2001.

SCHNEIDER, P. R. **Análise de regressão aplicada a engenharia florestal**. Santa Maria: UFSM, 1998. 236 p.

SCHNEIDER, P. R.; FORTES, F. de O.; SILVA, L. H. de S.; LÚCIO, A. D.; FINGER, C. A. G.; PIGATTO, P. S. S. Análise da mortalidade de *Acacia Mearnsii* De Wild. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.15, n. 2, p. 137-143, 2005.

SHAO, G.; SHUGART, H. H. A compatible growth-density stand model derived from a distance-dependent individual tree model. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 443-446, 1997.

SHIFLEY, S. R.; FAN, Z.; KABRICK, J. M.; JENSEN, R. G. Oak mortality risk factors and mortality estimation. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 229, n. 1-3, p. 161-26, 2006.

SOMERS, G. L.; ODERWALD, R. G.; HARMS, W. R.; LANGDON, O. G. Predicting mortality with a weibull distribution. **Forest Science**, Washington, v. 26, n. 2, p. 291-300, 1980.

SPATHELF, P.; DURLO, M. A. Transition matrix for modeling the dynamics of a subtropical seminatural forest in southern of Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 151, n. 1-3, p. 139-149, 2001.

STATSOFT INSTITUTE CORPORATION. **Statistica for Windows**: Version 7. Tulsa, OK, 2005.

WARING, R. H. Characteristics of trees predisposed to die. **BioScience**, Washington, v. 37, n. 8, p. 569-574, 1987.

WEBER, L. A.; EK, A. R.; DROESSLER, T. D.; Comparison of sthochastic and deterministic mortality estimation in an individual tree based stand growth model. **Canadian Journal of Forest Reseach**, Vancouver, v. 16, n. 5, p. 1139-1141, 1986.

WEINER, J.; THOMAS, S. C. Size variability and competition in plant monocultures. **Oikos**, Copenhagen, v. 47, n. 2, p. 211-222, 1986.

WEISKITTEL, A. R.; MAGIRRE, D. A.; MONSERUD, R. A. Response of branch growth and mortality to silvicultural treatments in coastal Douglas-fir plantations: implications for predicting tree growth. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 251, n. 1-3, p. 182-194, 2007.

WERNSDÖRFER, H.; ROSSI, V.; CORNU, G.; ODDOU-MURATORIO, S.; GOURLET-FLEURY, S. Impact of uncertainty in tree mortality on the predictions of a tropical forest dynamics model. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 218, n. 1-3, p. 290-306, 2008.

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.

YANG, Y.; TITUS, S. J.; HUANG, S. Modeling individual tree mortality for white spruce in Alberta. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 163, n. 3, p. 209-222, 2003.

ZHANG, S.; AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E. Constraining individual tree diameter increment and survival models for loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 414-423, 1997.

ZHAO, D.; BORDERS, B.; WILSON, M.; RATHBUN, S. L. Modeling neighborhood effects on the growth and survival of individual trees in a natural temperate species-rich forest. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 196, n. 1, p. 90-102, 2006.

ZHAO, D.; BORDERS, B.; WANG, M.; KANE, M. Modeling mortality of second-rotation loblolly pine plantations in the Piedmont/Upper coastal plain and lower coastal plain of the southern United States. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 1, p. 132-143, 2007.

CAPÍTULO 3

MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO E ALTURA EM ÁRVORES INDIVIDUAIS DE EUCALIPTO

1. INTRODUÇÃO

Crescimento é definido como o aumento irreversível de uma ou mais grandezas físicas (dimensões) de um indivíduo em um determinado período de tempo (VANCLAY, 1994; PRODAN *et al.*, 1997).

O crescimento dimensional, em diâmetro e altura, das árvores é um dos três componentes do modelo de árvore individual (HASENAUER, 2000; ANDREASSEN; TOMTER, 2003) e está sujeito a complexas interações (FOX *et al.*, 2007), sendo influenciado por fatores como: vigor de crescimento, condições de crescimento das árvores no passado, microambiente, características genéticas e *status* competitivo (REED; BURKHART, 1985; FOX *et al.*, 2007).

O vigor de crescimento e as condições de crescimento no passado são representados pela idade e dimensões de cada árvore. Os outros fatores podem ser separados em três componentes: o microambiente e as características genéticas; o ambiente de competição; e a influência dos vizinhos (TOMÉ; BURKHART, 1989). O componente microambiente é representado em um modelo de crescimento e produção na área florestal pelo índice de local, e as características genéticas são representadas pela razão entre alguma dimensão da árvore em relação a média da dimensão considerada no povoamento. O componente ambiente de competição é representado pela variável densidade. Já o componente influência dos vizinhos é representado pela capacidade de uma árvore crescer, a qual é definida pelos índices de competição e pelo vigor de crescimento (TOMÉ; BURKHART, 1989).

O crescimento, em modelos em nível de árvore individual, é comumente calculado de duas maneiras: a primeira refere-se a utilização de função do crescimento potencial e a segunda refere-se a utilização de equações de crescimento (MARTIN; EK, 1984; DAVIS; JOHNSON, 1987; WYKOFF, 1990).

O crescimento, na função do crescimento potencial, é obtido através da multiplicação do crescimento potencial (Cp) por uma função modificadora (fm) (BIGING; DOBBERTIN, 1992; SOARES; TOMÉ, 1997). O Cp representa o máximo crescimento que uma árvore pode atingir enquanto a fm representa a redução do potencial de crescimento devido a competição (ZHANG *et al.*, 2004; KIERNAN *et al.*, 2008). Já as equações (ou funções) de crescimento utilizam atributos da árvore (tais como tamanho da árvore, índices de competição, razão de copa, vigor), atributos do povoamento (como idade, índice de local, densidade do povoamento) e características do local em uma única equação (MONSERUD; STERBA, 1996; UZOH; OLIVER, 2006). Nesse sentido, existe uma variedade de equações utilizadas para estimar o crescimento (SOARES; TOMÉ, 2002; CAMPOS; LEITE, 2006), sendo simples ou complexas.

Equações simples como as lineares ou polinomiais são bastante utilizadas (MONSERUD; STERBA, 1996; ZHANG *et al.*, 2004; KIERNAN *et al.*, 2008), porém essas funções podem não ser suficientes para estimar com precisão o crescimento. Desta forma, outras equações mais complexas têm sido utilizadas, como: Bertalanffy (VANCLAY, 1994), Richards (AMARO; REED, 2001), Gompertz (ZEIDE, 1993), logística (ZEIDE, 1993; OLIVEIRA, 2007), exponencial (SHAO; SHUGART, 1997), e uma variedade de outras funções não lineares (BIGING; DOBBERTIN, 1995; ZHANG *et al.*, 1997)

Contudo, não há confirmação da superioridade das funções modificadoras em relação às equações (ou funções) de crescimento. Soares e Tomé (1997) consideram que as funções modificadoras são biologicamente mais realísticas que as funções de crescimento. Já González *et al.* (2009) garantem que as funções de crescimento são superiores às funções modificadoras. Porém, a escolha de uma função sobre a outra depende da conveniência e do interesse do pesquisador (VANCLAY, 1994).

Dessa forma, muitos trabalhos têm sido realizados, com o intuito de escolher a melhor maneira de estimar o crescimento em diâmetro e altura em nível de árvores individuais (WYKOFF, 1990). Dentre eles, estão os trabalhos de Tomé e Burkhart (1989), que estimaram o crescimento em diâmetro e área basal de *Eucalyptus globulus*; Wykoff (1990), que estimou o incremento em diâmetro para onze espécies de coníferas; Biging e Dobbertin (1992), que encontraram uma equação de crescimento em área basal e altura para

coníferas; Lynch e Murphy (1995), que estimaram o crescimento em altura de *Pinus echinata*; Hasenauer e Monserud (1996) e Hasenauer (1997), que estimaram equações de crescimento para copa, diâmetro e altura para diferentes espécies; Sterba e Monserud (1997) e Andreassen e Tomter (2003), que obtiveram uma equação de crescimento em área basal para *Picea abies* e *Pinus sylvestris*; Cao (2006), que obteve uma equação de crescimento para *Pinus taeda*; Fox *et al.* (2007), que estimaram o incremento em diâmetro para *Eucalyptus pirularis*; Roberts e Harrington (2008), que encontraram uma equação de crescimento em área basal para *Pseudotsuga menziensis*, *Picea sitchensis*, *Tsuga heterophylla*, *Alnus rubra* e *Thuja plicata* e Vospernik *et al.* (2010), que compararam diferentes equações de crescimento em área basal, altura e copa para *Picea abies* e *Pinus sylvestris*. Existem, também, os modelos BWIN, FOREST, MOSES, PROGNAUS, PTAEDA, SILVA, os quais consideram diferentes equações de crescimento em diâmetro, altura e copa para as mais variadas espécies dos EUA e Europa (DAVIS; JOHNSON, 1987; HASENAUER, 2006).

Todos os trabalhos citados foram realizados em florestas dos EUA e Europa. No Brasil, trabalhos que estimam o crescimento em nível de árvores individuais são escassos. Alguns trabalhos existentes são para espécies nativas como a canjerana (DURLO, 2001); araucaria (NUTTO, 2001, CHASSOT, 2009); cedro (DURLO *et al.*, 2004, CUNHA, 2009); algumas espécies da Amazônia (SILVA *et al.*, 2002); canela preta (DELLA-FLORA *et al.*, 2004); e espécies comerciais, como o eucalipto (MENDES *et al.*, 2006; NUTTO *et al.*, 2006).

Assim sendo, observa-se a necessidade de estudos sobre modelos de crescimento em nível de árvore individual para preencher a lacuna deste tipo de modelo no Brasil.

2. OBJETIVO

O objetivo deste capítulo foi avaliar e comparar diferentes modelos de crescimento em diâmetro e altura para árvores individuais de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Descrição do local de estudo e dos dados

Para este estudo foram utilizados dados provenientes de 30 parcelas permanentes obtidos de inventários florestais contínuos de plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. O plantio é pertencente à Jari Celulose S/A, com sede localizada na cidade de Monte Dourado (PA), conforme descrito no Capítulo 1.

3.2. Modelos de crescimento em diâmetro e altura

Foram avaliados sete modelos para estimar o crescimento em diâmetro e altura para árvore individual (Tabela 1). Os modelos de crescimento utilizados neste estudo estão em uma estrutura de projeção ($t \rightarrow t_{+1}$) e apresentam relações lineares e não lineares.

Tabela 1 – Modelos utilizados para estimar o crescimento em diâmetro e altura para árvores de eucalipto

Número	Modelo	Autor
1	$Y_2 = Y_1 \cdot \exp^{(-\beta_0 \cdot (I_2^{\beta_1} - I_1^{\beta_1})) + \varepsilon}$	Pienaar e Schiver (1981)
2	$Y_2 = A \cdot \left(\frac{Y_1}{A}\right)^{\left(\frac{I_1}{I_2}\right)^{\beta_2}} + \varepsilon$, sendo $A = \beta_0 + \beta_1 \cdot S$	Lundqvist-Korf / Amaro <i>et al.</i> (1998)
3	$Y_2 = Y_1 + \left(\frac{\beta_0}{1 + \exp(\beta_1 - \beta_2 \cdot I_2)} - \frac{\beta_0}{1 + \exp(\beta_1 - \beta_2 \cdot I_1)} \right) + \varepsilon$	Logística / Oliveira (2007)
4	$Y_2 = Y_1 + \left(\frac{\beta_0}{1 + \exp(\beta_1 - \beta_2 \cdot I_2)^{1/\beta_3}} - \frac{\beta_0}{1 + \exp(\beta_1 - \beta_2 \cdot I_1)^{1/\beta_3}} \right) + \varepsilon$	Richards / Amaro e Reed (2001)
5	$Y_2 = Y_1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 \cdot I_2) - \exp(\beta_0 + \beta_1 \cdot I_1) + \varepsilon$	Schumacher / Tomé (2003)
6	$\ln Y_2 = \ln Y_1 + \beta_1 \cdot \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \beta_2 \cdot BAI + \varepsilon$	Schumacher adaptado de Campos e Leite (2009)
7	$Y_2 = Y_1 + \left(\beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{1}{I_2} - \frac{1}{I_1} \right) + \beta_2 \cdot BAI + \beta_3 \cdot S \right) + \varepsilon$	Linear / adaptado de Bella (1971), Sterba e Monserud (1997), Mabvurira e Miina (2002)

Y_2 = diâmetro (cm) ou altura (m) em idade futura; Y_1 = diâmetro (cm) ou altura (m) em idade corrente; I_2 = Idade futura (meses); I_1 = idade corrente (meses); S = índice de local; BAI = área basal; $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ = coeficientes do modelo; e ε = erro aleatório.

Os modelos foram ajustados independentemente para cada classe de produtividade: alta (S = 32), média (S = 26) e baixa (S = 20), na idade índice igual a 60 meses.

A competição foi determinada através do índice *BAI* (índice de área basal), dado por (GLOVER; HOOL, 1979):

$$BAI = \frac{d_i^2}{q^2} \quad (1)$$

em que *BAI* = índice de área basal; d_i = diâmetro (dap) da árvore-objeto (cm); e q = diâmetro quadrático (cm).

Para os ajustes dos modelos foram utilizados o procedimento MODEL do software SAS (SAS INSTITUTE, 2001) e o procedimento *nonlinear estimation* do software Statistica (STATSOFT, 2005).

3.3. Critérios de avaliação dos modelos

Os ajustes das equações referentes aos sete modelos avaliados foram verificados pelas seguintes estatísticas:

a) Coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2) dado pela expressão (KVÅLSETH, 1985):

$$\bar{R}^2 = 1 - a(1 - R^2) \quad (2)$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (3)$$

$$a = \frac{n-1}{n-p-1} \quad (4)$$

b) BIAS dado pela fórmula geral (MABVURIRA; MIINA, 2002; GONZÁLEZ *et al.*, 2006; MONTY *et al.*, 2008):

$$BIAS = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)}{n} \quad (5)$$

c) Erro-padrão da estimativa em porcentagem ($S_{y.x\%}$) dado pela fórmula (BRUCE; SCHUMACHER, 1950; SCHNEIDER, 1998):

$$S_{y.x\%} = \pm \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p - 1}}}{\bar{y}} \cdot 100 \quad (6)$$

em que y_i = i-ésimo valor observado para a variável dependente; \hat{y}_i = i-ésimo valor estimado para a variável dependente; \bar{y} = média dos valores observados para a variável dependente; $n - 1$ = graus de liberdade do total na análise de variância da regressão; $n - p - 1$ = graus de liberdade do resíduo obtido da análise de variância da regressão, p = número de coeficientes do modelo; e n = número de observações.

Além dessas estatísticas, foram elaborados gráficos relacionando os diâmetros e as alturas observadas em relação aos diâmetros e alturas estimados pelos sete modelos, bem como gráficos da distribuição dos resíduos percentuais em relação aos diâmetros e alturas estimados. Para o cálculo do resíduo em porcentagem ($res\%$) foi utilizada a expressão (SOARES; OLIVEIRA, 2002; DEMOLINARI, 2006):

$$res(\%) = \left(\frac{\hat{y}_i - y_i}{y_i} \right) \cdot 100 \quad (7)$$

em que \hat{y}_i = i-ésimo valor estimado para a variável dependente, e y_i = i-ésimo valor observado para a variável dependente.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com a Tabela 2, todas as equações referentes aos modelos avaliados para as variáveis diâmetro e altura, nas três classes de produtividade, apresentaram valores bem próximos uns aos outros, considerando as estatísticas avaliadas (\bar{R}^2 , BIAS e $S_{y.x\%}$). Melhores ajustes foram obtidos para a classe de produtividade alta ($S = 32$), sendo seguidos pela classe de produtividade média ($S = 26$) e baixa ($S = 20$).

Para o diâmetro, podem-se destacar como melhores equações aquelas referentes aos modelos 1, 2 e 6, os quais apresentaram maiores valores para o \bar{R}^2 e menores valores para BIAS e $S_{y.x\%}$, em comparação aos outros modelos.

O modelo número 1 apresentou \bar{R}^2 variando de 0,9752 a 0,9836; BIAS variando de 0,00331 a 0,00328 e $S_{y.x\%}$ variando de $\pm 4,70$ a $\pm 3,31$, sendo que todos os valores referem-se a classe de produtividade baixa e alta, respectivamente. O modelo número 2 apresentou \bar{R}^2 entre 0,9724 e 0,9875; $S_{y.x\%}$ entre $\pm 4,39$ e 3,03, para a classe de produtividade alta e baixa, respectivamente e BIAS entre $-5,28 \times 10^{-5}$ (classe de produtividade média) e $4,26 \times 10^{-6}$ (classe de produtividade alta). Já o modelo 6 obteve valores de \bar{R}^2 variando entre 0,9702 e 0,9871; BIAS variando entre -0,00063 e 0,00052 para a classe de produtividade baixa e alta, respectivamente e $S_{y.x\%}$ variando entre $\pm 4,53$ (classe de produtividade baixa) a $\pm 3,59$ (classe de produtividade média).

Estimativas inferiores de \bar{R}^2 (0,28 a 0,83) foram encontrados por Sterba e Monserud (1997) e Andreassen e Tomter (2003) para crescimento em área basal de *Pinus sylvestris*, *Picea abies* e *Betula* sp. Tomé e Burkhart (1989) e Adame *et al.* (2008) também encontraram estimativas inferiores (0,509 a 0,540) para crescimento em diâmetro de *Eucalyptus globulus* e *Quercus pyrenaica* (0,444), mesma característica observada por Filipescu e Comeau (2007) para *Picea glauca*, com valores entre 0,27 a 0,79. Já Soares e Tomé (1997) encontraram estimativas semelhantes de \bar{R}^2 (0,990) utilizando o modelo de Lundqvist-Korf para *Eucalyptus globulus*. Chassot (2009) também encontrou estimativas superiores para *Araucaria angustifolia* em diferentes posições sociológicas (0,992 a 0,996).

Tabela 2 – Estatísticas utilizadas (\bar{R}^2 , $S_{y,x\%}$ e BIAS) para avaliar os sete modelos de crescimento em diâmetro e altura, para cada classe de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26; e baixa/S = 20)

Modelo	Autor/tipo	Classe	\bar{R}^2	BIAS	$S_{y,x\%}$
Diâmetro					
1	Pienaar e Schiver	S = 32	0,9836	0,00328	± 3,31
		S = 26	0,9818	0,00330	± 3,69
		S = 20	0,9752	0,00331	± 4,70
2	Lundqvist-Korf	S = 32	0,9875	4,26x10 ⁻⁶	± 3,03
		S = 26	0,9825	-5,28x10 ⁻⁵	± 3,48
		S = 20	0,9724	6,24x10 ⁻⁶	± 4,39
3	Logística	S = 32	0,9721	-0,00028	± 4,33
		S = 26	0,9724	-0,00024	± 4,82
		S = 20	0,9696	-0,00003	± 5,12
4	Richards	S = 32	0,9720	-0,00035	± 4,34
		S = 26	0,9723	-0,00026	± 4,83
		S = 20	0,9706	-0,00002	± 5,13
5	Schumacher	S = 32	0,9697	-0,00209	± 4,80
		S = 26	0,9612	-0,00411	± 5,65
		S = 20	0,9586	-0,00486	± 5,98
6	Schumacher adaptado	S = 32	0,9871	0,00052	± 3,85
		S = 26	0,9801	-0,00012	± 3,59
		S = 20	0,9702	-0,00063	± 4,53
7	Linear	S = 32	0,9860	0,00035	± 3,92
		S = 26	0,9800	0,00013	± 3,71
		S = 20	0,9700	0,00069	± 4,74
Altura					
1	Pienaar e Schiver	S = 32	0,9865	0,00145	± 2,34
		S = 26	0,9791	0,00166	± 3,16
		S = 20	0,9732	0,00199	± 3,63
2	Lundqvist-Korf	S = 32	0,9886	0,00070	± 2,00
		S = 26	0,9869	0,00084	± 2,53
		S = 20	0,9706	0,00018	± 3,25
3	Logística	S = 32	0,9750	-0,00017	± 2,96
		S = 26	0,9750	-0,00019	± 3,49
		S = 20	0,9667	-0,00005	± 4,10
4	Richards	S = 32	0,9749	-0,00025	± 2,97
		S = 26	0,9751	-0,00014	± 3,47
		S = 20	0,9667	-0,00004	± 4,09
5	Schumacher	S = 32	0,9480	-0,00210	± 4,60
		S = 26	0,9429	0,00398	± 5,21
		S = 20	0,9480	-0,00311	± 5,04
6	Schumacher adaptado	S = 32	0,9878	-0,00122	± 2,07
		S = 26	0,9847	-0,00179	± 2,71
		S = 20	0,9700	-0,00228	± 3,43
7	Linear	S = 32	0,9750	0,00393	± 2,30
		S = 26	0,9636	0,00159	± 2,83
		S = 20	0,9694	0,00431	± 3,22

Analisando o BIAS, os modelos 1 e 7 (para S = 32, 26 e 20); 2 (para S = 32 e 20) e 6 (para S = 32) superestimam o diâmetro em pequena amplitude de valores, enquanto os modelos 3, 4 e 5 (S = 32, 26 e 20); 2 (S = 26) e 6 (S = 26 e 20) subestimaram o diâmetro. Soares e Tomé (1997) obtiveram estimativas semelhantes e negativos de BIAS (-0,038 a -0,016) para *Eucalyptus globulus*, o mesmo observado por González *et al.* (2006) para *Quercus suber*. Vospernik *et al.* (2010) encontraram estimativas superiores de BIAS, os quais variaram entre 0,01 a 0,23 (valores absolutos) para crescimento em diâmetro de *Picea abies*. Härkönen *et al.* (2010) também encontraram valores superiores aos encontrados neste estudo, utilizando outros modelos para estimar o crescimento em diâmetro de *Betula pendula* (-0,70) e *Betula pubescens* (-0,80).

A maior estimativa do erro-padrão de estimativa ($S_{y.x\%}$) foi de $\pm 5,98$ para o modelo 5 para a classe de produtividade baixa (S = 20) e o menor valor foi de $\pm 3,03$ para o modelo 2 na classe de produtividade alta (S = 32). González *et al.* (2006) e Härkönen *et al.* (2010) encontraram valores superiores de $S_{y.x\%}$ para o crescimento de *Quercus suber* ($\pm 40,82$), *Picea abies* ($\pm 14,4$), *Pinus sylvestris* ($\pm 17,0$) e valores semelhantes para *Betula pendula* ($\pm 3,8$) e *Betula pubescens* ($\pm 5,8$).

Com relação à variável altura, todas as equações referentes aos modelos apresentaram valores aproximados em todas as estatísticas avaliadas. O \bar{R}^2 variou entre 0,9429 (modelo 5) e 0,9886 (modelo 2). O BIAS variou de 0,00431 (modelo 7) à -0,00004 (modelo 4) e o $S_{y.x\%}$ variou de $\pm 5,21$ (modelo 5) e $\pm 2,00$ (modelo 2).

Para a altura destacam-se como melhores aquelas equações referentes aos modelos 2 e 6, pois apresentam maiores valores para o \bar{R}^2 e menores valores para o $S_{y.x\%}$ em comparação aos demais modelos.

A estatística \bar{R}^2 foi maior para o modelo 2 em todas as classes de produtividade, com estimativas entre 0,9706 e 0,9886, seguido pelo modelo 6, com \bar{R}^2 entre 0,9700 à 0,9878, sendo que todos os valores referem-se a classe de produtividade baixa e alta, respectivamente.

Lynch e Murphy (1995) e Mabvurira e Miina (2002) encontraram estimativas semelhantes de \bar{R}^2 para o crescimento em altura de *Pinus echinata* (0,957 a 0,981) e *Eucalyptus grandis* (0,94), enquanto Filipescu e Comeau

(2007) e Mette *et al.* (2009) obtiveram estimativas inferiores para *Picea glauca* (0,47 a 0,86), *Abies Alba* (0,176 a 0,887) e *Picea abies* (0,393, 0,821), utilizando diferentes equações de crescimento em altura. Pretzsch *et al.* (2002) também encontraram valores inferiores para *Fagus sylvatica* (0,52), *Pinus sylvestris* (0,52) e *Quercus petraea* (0,54).

As menores estimativas de BIAS foram para os modelos 2, 3 e 4. Semelhante a variável diâmetro, as equações referentes aos modelos 1, 2 e 7 (para S = 32, 26 e 20), apresentaram valores positivos de BIAS, o que demonstra que, apesar da pequena amplitude, estes modelos tendem a superestimar o crescimento em altura para as três classes de produtividade. Além desses modelos, o modelo 5 (para S = 26) também apresentou valores positivos de BIAS. Os modelos 3, 4 e 6 (para S = 32, 26 e 20) e 5 (para S = 32 e 20) obtiveram estimativas negativas, e conseqüentemente, subestimaram o crescimento em altura.

Lynch e Murphy (1995) encontraram valores superiores de BIAS para *Pinus echinata* (0,128 a 0,247), mesma tendência observada por Mabvurira e Miina (2002), com BIAS de 0,19 m para *Eucalyptus grandis* e Uzoh e Oliver (2006), com BIAS entre -0,2495 e -0,1880 m para *Pinus ponderosa*. Vospernik *et al.* (2010) também encontraram estimativas superiores de BIAS para o crescimento em altura de *Picea abies*, os quais variaram entre 0,01 e 0,12 (valores absolutos). Härkönen *et al.* (2010) encontraram estimativas negativas de BIAS para o crescimento em altura de *Pinus sylvestris* (-0,2), *Betula pendula* (-0,1) e estimativas positivas para *Betula pubescens* (0,5) e *Picea abies* (1,1).

Os menores valores de $S_{y.x\%}$ foram para as equações referentes ao modelo 2, com valores entre $\pm 3,45$ e $\pm 2,00$, e para o modelo 6, com valores entre $\pm 3,43$ e $\pm 2,07$, ambos para a classe de produtividade baixa e alta, respectivamente. Härkönen *et al.* (2010) encontraram valores superiores para o crescimento em altura de *Picea abies* ($\pm 18,5$), *Pinus sylvestris* ($\pm 20,7$), *Betula pendula* ($\pm 34,5$) e *Betula pubescens* ($\pm 26,7$).

De acordo com a Tabela 3, quase todos os coeficientes das equações foram significativos estatisticamente ($P < 0,05$). O sinal do coeficiente que acompanha a variável idade, dependendo da forma como a idade estava disposta na equação, é negativo, tanto para o crescimento em diâmetro quanto em altura, para todas as classes de produtividade.

Tabela 3 – Estimativas dos coeficientes das equações referentes aos sete modelos avaliados para crescimento em diâmetro e altura, para cada classe de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26; baixa/S = 20)

Modelo	Autor/Tipo	Classe	Coeficientes			
			$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
Diâmetro						
1	Pienaar e Schiver	S=32	2,934140	-0,168673	-	-
		S=26	4,293090	-0,122824	-	-
		S=20	6,342193	-0,055502	-	-
2	Lundqvist-Korf	S=32	-1,200180	0,853270	0,107830	-
		S=26	-0,915366	1,173732	0,130767	-
		S=20	-0,530658	1,152842	0,117852	-
3	Logística	S=32	3.137,793	0,003474	0,020746	-
		S=26	6.482,663	0,001923	0,017193	-
		S=20	1.939,965	0,004365	0,018406	-
4	Richards	S=32	248,96300	-492,4530	3,410603	158,93160
		S=26	237,36270	-482,5870	2,978402	165,97030
		S=20	39,39905	-312,9910	5,033450	228,70990
5	Schumacher	S=32	8,495734	-0,885400	-	-
		S=26	8,203557	-0,395100	-	-
		S=20	8,350873	-0,193500	-	-
6	Schumacher adaptado	S=32	-	-4,688430	0,031580	-
		S=26	-	-7,095700	0,032628	-
		S=20	-	-6,092120	0,028113	-
7	Linear	S=32	-2,845272	-160,2479	1,117634	0,066377
		S=26	-1,101105	-101,3858	1,019442	0,023330
		S=20	-0,417740	-18,73329	0,682528	0,027806
Altura						
1	Pienaar e Schiver	S=32	5,766211	-0,558560	-	-
		S=26	5,537374	-0,448034	-	-
		S=20	5,364213	-0,123117	-	-
2	Lundqvist-Korf	S=32	0,311642	0,138940	0,411735	-
		S=26	0,387227	0,233971	0,341151	-
		S=20	0,070028	0,163913	0,403665	-
3	Logística	S=32	9.808,204	0,002540	0,026709	-
		S=26	10.443,790	0,002433	0,785754	-
		S=20	38,193980	0,021176	0,025808	-
4	Richards	S=32	202,18170	-363,1670	5,235780	181,61960
		S=26	1.410,1960	-510,0510	2,725276	127,39000
		S=20	38,207810	-8,134970	0,868685	33,66498
5	Schumacher	S=32	9,571995	-1,473100	-	-
		S=26	9,594813	-2,034000	-	-
		S=20	9,189918	-1,430400	-	-
6	Schumacher adaptado	S=32	-	-12,31600	0,021510	-
		S=26	-	-13,73940	0,027437	-
		S=20	-	-9,869940	0,037967	-
7	Linear	S=32	1,327131	-129,7281	0,989989	0,038137
		S=26	0,901372	-137,3477	0,966169	0,022195
		S=20	2,266086	-3,55983 ^{ns}	0,938322	0,089072

^{ns} = não significativo a $\alpha = 5\%$ pelo teste 't'.

O sinal que acompanha o índice de local e o índice de competição possui sinais positivos, no crescimento em diâmetro e altura, para todas as classes de produtividade (Tabela 3). Esses resultados estão condizentes com a literatura (MABVURIRA; MIINA, 2002; GONZÁLEZ *et al.*, 2006; OLIVEIRA, 2007) e são realísticos biologicamente, refletindo em uma boa estimativa para todos os modelos de crescimento em diâmetro e altura avaliados neste estudo.

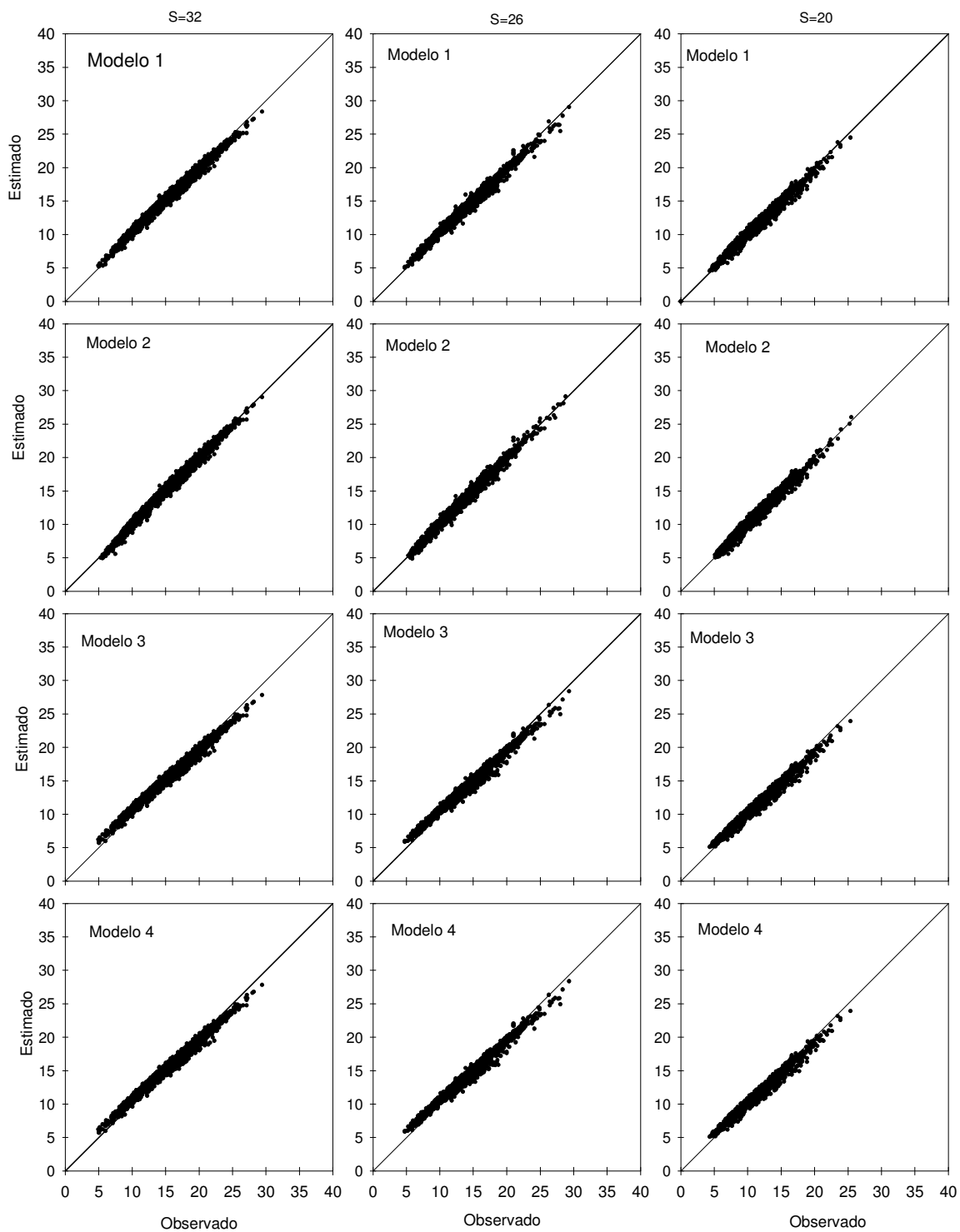
Observa-se na Figura 1 que os valores estimados pelas equações referentes aos sete modelos ajustados para o crescimento em diâmetro estão concentrados próximos da linha 1:1, refletindo a boa estimativa por parte das equações nas três classes de produtividade.

Com relação ao crescimento em diâmetro (Figura 1) verifica-se nos modelos 3, 4 e 5 uma pequena tendência em superestimar as árvores de menores diâmetros e subestimar as de maiores diâmetros. Essa tendência também foi verificada por Sterba e Monserud (1997), Mabvurira e Miina (2002), Froese e Robinson (2007), Mette *et al.* (2009) e Vospernik *et al.* (2010). Os autores argumentam que essas tendências são comuns de ocorrerem e são difíceis de serem explicadas, sendo que a superestimativa ocorre com maior frequência em povoamentos com baixa densidade e a subestimativa ocorre com maior frequência em povoamentos com alta densidade (VOSPERNICK *et al.*, 2010).

Verifica-se que os modelos 1, 2 e 6 estão em conformidade com as estatísticas avaliadas (Tabela 2), e conseguiram estimar com precisão o diâmetro das árvores nas três classes de produtividade. Contudo, o modelo 1 subestimou os diâmetros das árvores maiores, na classe de produtividade alta (S = 32). O modelo 6 superestimou em pequena amplitude as árvores maiores na classe de produtividade baixa (S = 20). Essa tendência de superestimar as árvores de maior diâmetro também foi verificada por Filipescu e Comeau (2007) em árvores de *Picea glauca*.

Os resíduos percentuais para o crescimento em diâmetro (Figura 2) demonstrou tendência bem distribuída para os modelos 2, 6 e 7, nas três classes de produtividade. O modelo 1, apesar da sua boa performance estatística, apresentou pequena tendência na distribuição dos resíduos, no sentido de subestimar as árvores de maior diâmetro, o que foi verificado para

as três classes de produtividade. Os modelos 3, 4 e 5 apresentaram tendência bem marcante na distribuição dos resíduos. Estes modelos não conseguiram captar o crescimento para as árvores de menor e maior diâmetro, em nenhuma classe de produtividade. Estes três modelos superestimaram na região de menores diâmetros e subestimaram na região de maior diâmetro. Essa tendência, apresentada nos modelos 3, 4 e 5, foi a mesma encontrada por Härkönen *et al.* (2010) em *Pinus sylvestris*, *Picea abies*, *Betula pendula* e *Betula pubescens*. Já Soares e Tomé (1997) encontraram tendência oposta a encontrada neste estudo. Os autores subestimaram o crescimento em diâmetro nas árvores menores e não encontraram tendência para as árvores maiores de *Eucalyptus globulus*.



(Continua...)

(...Continuação)

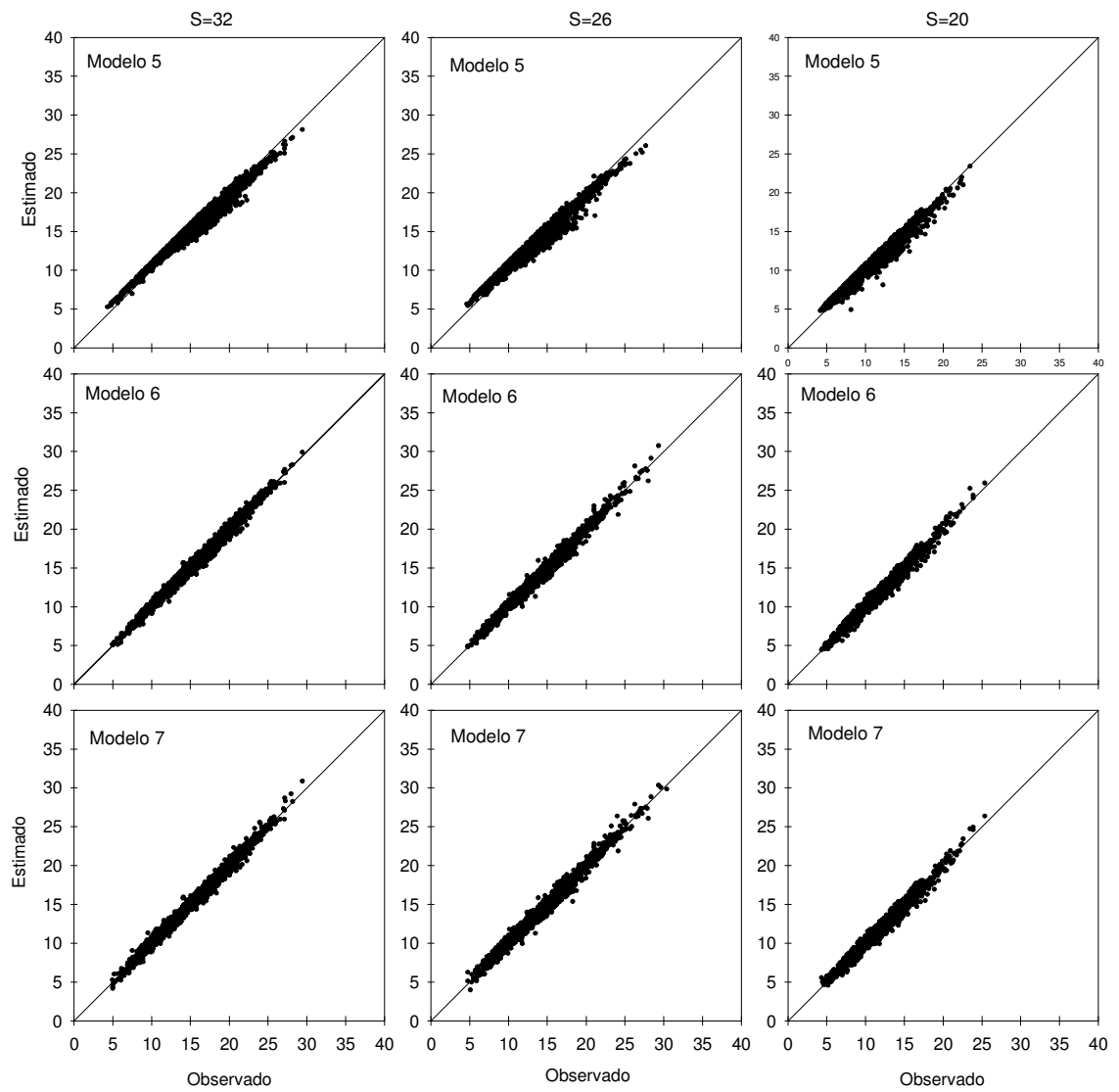
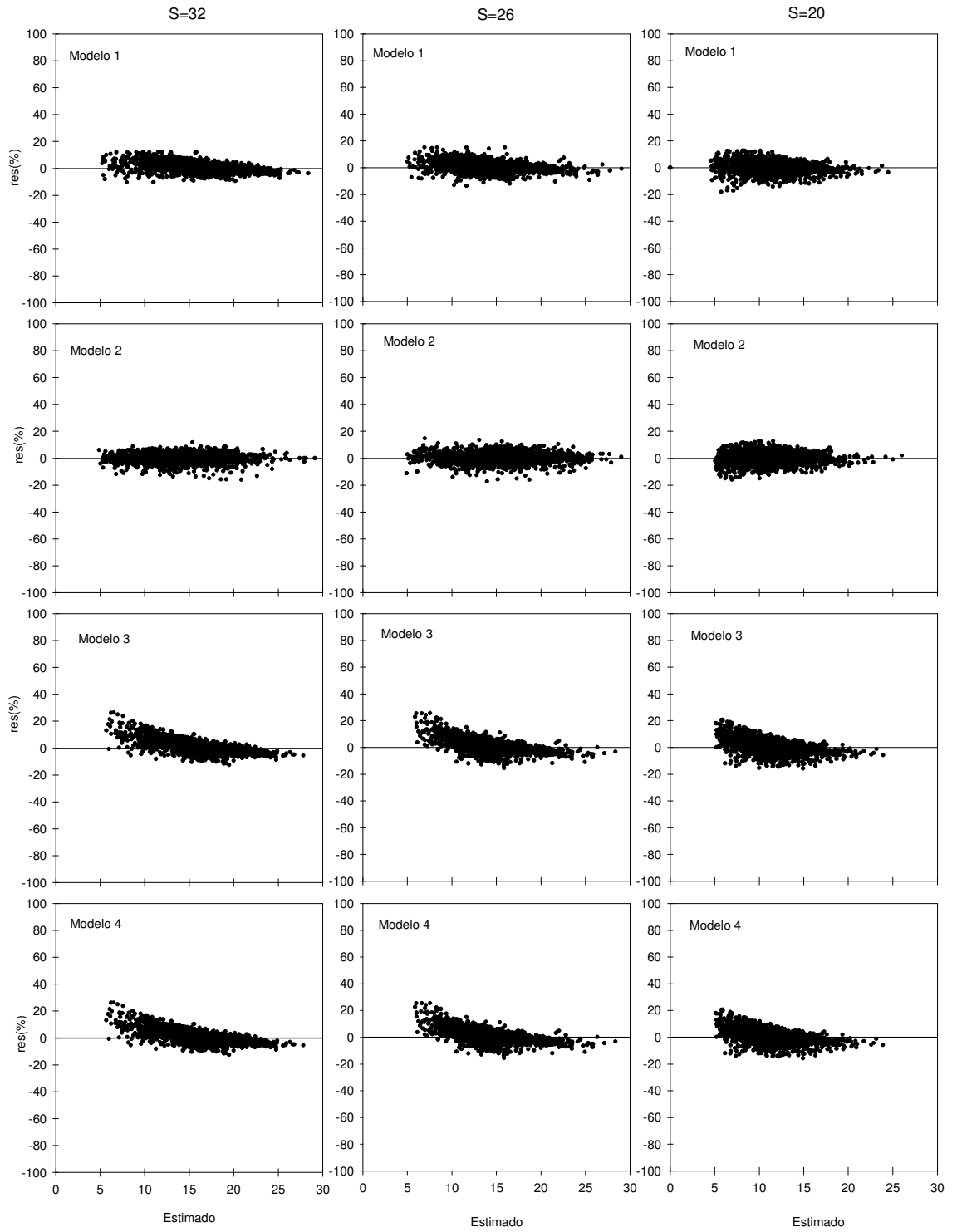


Figura 1 – Crescimento em diâmetro estimado versus observado pelas equações referentes aos sete modelos, em cada classe de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26; e baixa/S = 20). A linha cheia é a linha 1:1.



(Continua...)

(...Continuação)

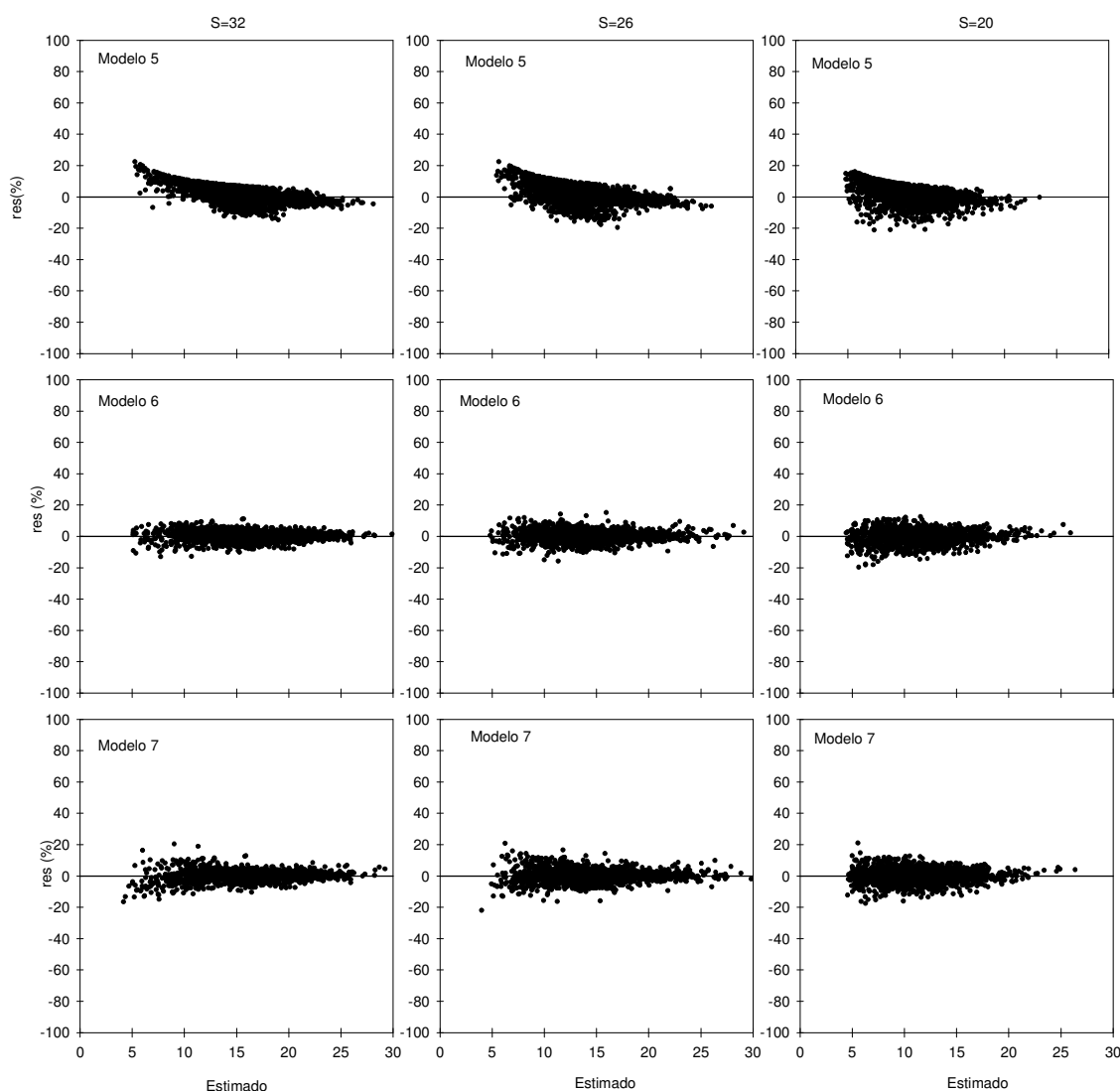


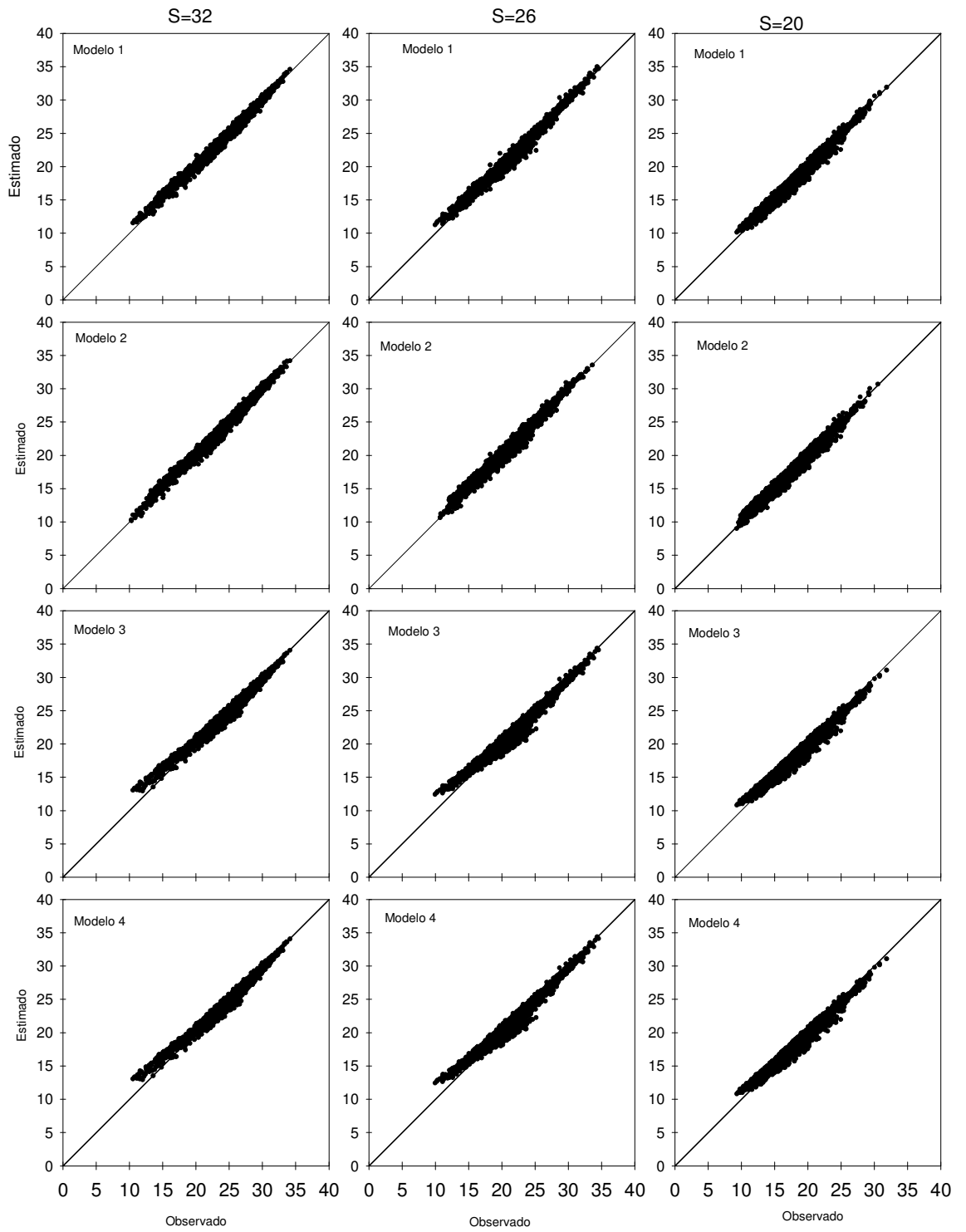
Figura 2 – Distribuição dos resíduos percentuais das equações referentes aos sete modelos de crescimento em diâmetro em função dos diâmetros estimados, em cada classe de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26 e baixa/S =20).

Dessa forma, pode-se afirmar para o crescimento em diâmetro, que as equações referentes aos modelos 2, 6 e 7 conseguiram estimar com precisão a variação de diâmetro para as três classes de produtividade, não ultrapassando um resíduo percentual de $\pm 20\%$. Porém, optou-se pela escolha do modelo 2 por apresentar melhores estimativas nas estatísticas avaliadas e resíduos bem distribuídos.

Resultados similares foram obtidos por Wykoff (1990) para crescimento em área basal de *Pinus monticola* e *Pseudotsuga menziesii*, Kiernan *et al.*

(2008) para o crescimento em diâmetro de *Acer saccharum* e Monty *et al.* (2008) para a circunferência de *Pseudotsuga menziesii*. Andreassen e Tomter (2003) encontraram uma variação maior que 20% para o crescimento em área basal de *Picea abies*, *Pinus sylvestris* e *Betula* sp. Zhang *et al.* (2004) também encontraram uma resposta maior que $\pm 20\%$ para o crescimento em área basal de *Pinus banksiana* e *Picea mariana*. Härkönen *et al.* (2010) encontraram um erro de $\pm 14\%$ para *Picea abies*, $\pm 17\%$ para *Pinus sylvestris*, $\pm 26\%$ para *Betula pubescens* e $\pm 35\%$ para *Betula pendula*.

Com relação ao crescimento em altura (Figura 3) observa-se que os pontos estão próximos a linha 1:1 em todos os modelos. Assim como o crescimento em diâmetro, percebe-se uma tendência na estimativa do crescimento em altura para as árvores de menor e maior tamanho. O modelo 1 superestimou as menores e as maiores árvores nas três classes de produtividade. O modelo 2 demonstrou pequena superestimativa nas árvores de maior tamanho, com maior amplitude na classe de produtividade alta ($S = 32$). Os modelos 3, 4 e 5 apresentaram comportamentos similares entre si, com pequena variação entre as três classes de produtividade. Nas classes alta e média ($S = 32$ e 26), a superestimativa ocorreu nas árvores de menor altura, enquanto na classe baixa ($S = 20$) ocorreu superestimativa nas árvores de menor altura e subestimativa nas árvores de maior altura. Nos modelos 6 e 7 houve pequena tendência em superestimar as árvores menores, em todas as classes de produtividade, e grande tendência em superestimar as árvores maiores.



(Continua...)

(...Continuação)

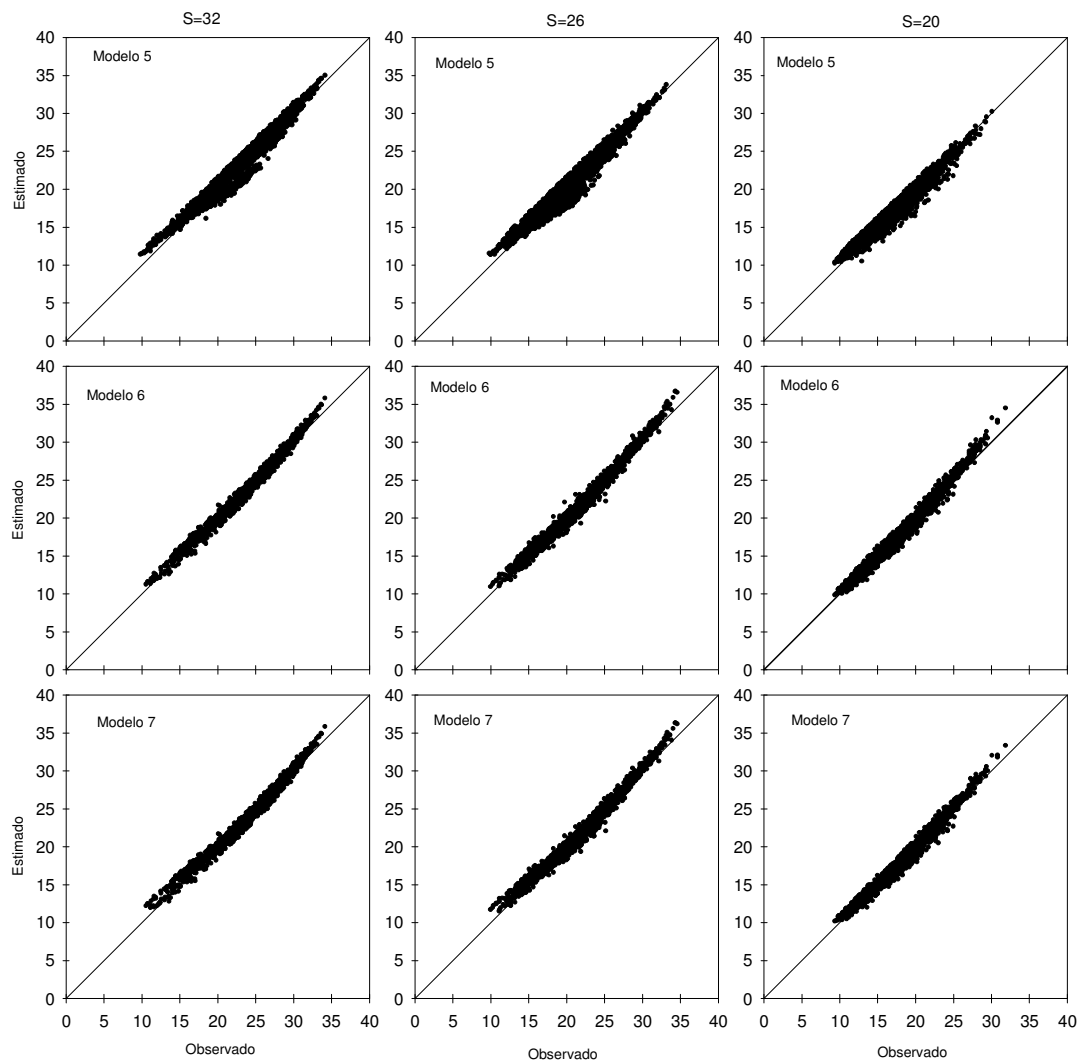


Figura 3 – Crescimento em altura estimado versus observado pelas equações referentes aos sete modelos, em cada classe de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26 e baixa/S = 20). A linha cheia é a linha 1:1.

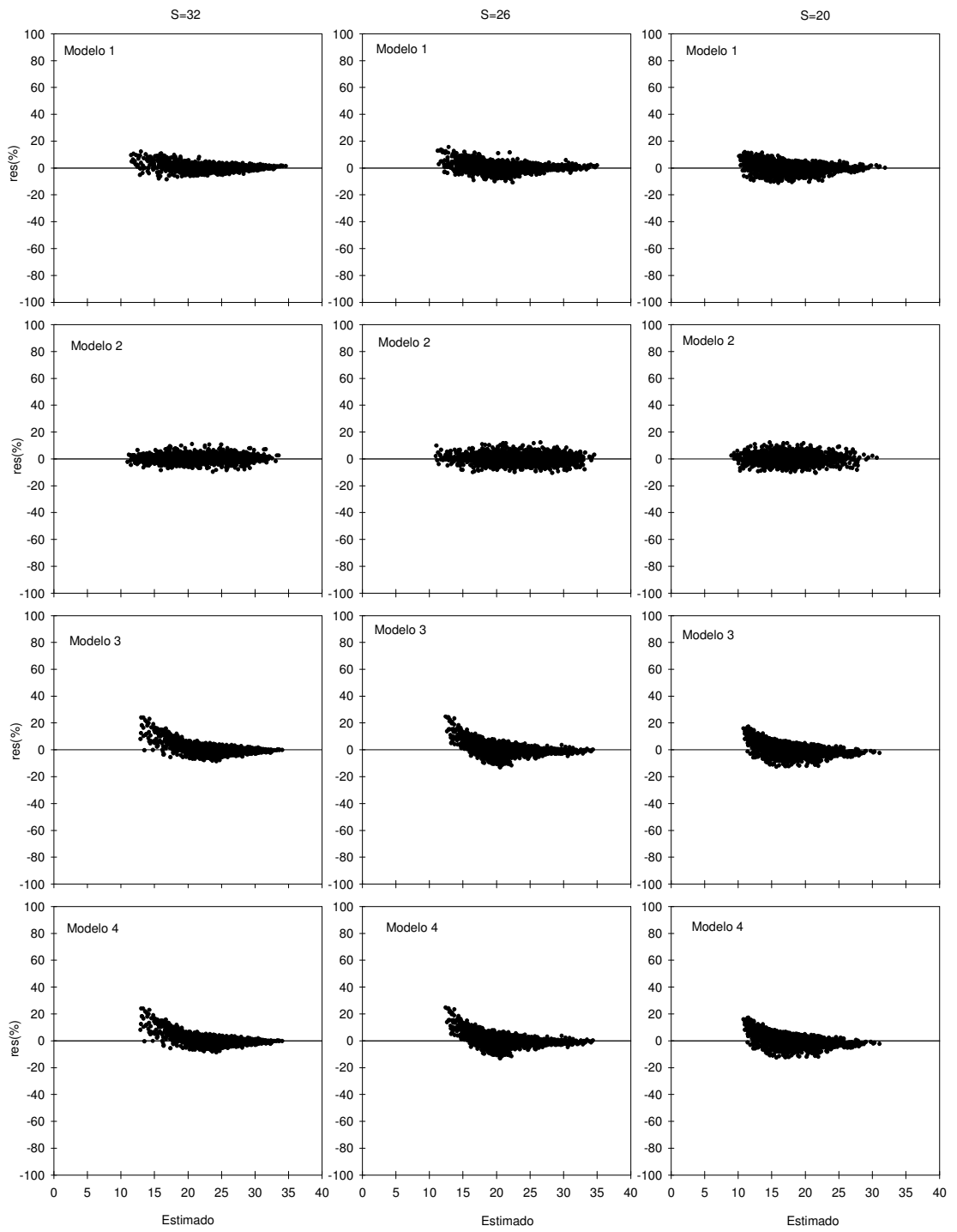
Soares e Tomé (2002) também obtiveram resposta similar a encontrada para a maioria dos modelos deste estudo, ou seja, de superestimar as árvores de menor e maior altura. Os autores garantem que essa resposta se deve a qualidade dos dados e ao ajuste das equações, sendo que a exatidão das equações decresce com a diminuição da classe de produtividade. Vospernik *et al.* (2010) explicam que este erro pode ser atribuído ao uso de funções incorretas para o índice de local. Além disso, os autores salientaram que a altura é uma variável difícil de ser mensurada, havendo a necessidade de ser obtida indiretamente, através do uso de equações hipsométricas, as quais apresentam erros embutidos nessas equações.

As tendências descritas foram comprovadas pelas distribuições dos resíduos percentuais em função das alturas estimadas (Figura 4). O modelo 1 não conseguiu estimar com precisão as alturas menores, principalmente as alturas entre 10 e 15 m, e as alturas maiores que 30 m, nas três classes de produtividade. O modelo 2 manteve sua superioridade em relação aos outros modelos, ajustando-se bem aos dados de altura. Os modelos 3, 4 e 5 obtiveram respostas semelhantes entre si e apresentaram bom desempenho somente para as alturas intermediárias e maiores. Os modelos 6 e 7 não conseguiram estimar os extremos da variável altura, principalmente os valores iniciais, menores que 18 m.

Mette *et al.* (2009) e Härkönen *et al.* (2010) também encontraram dificuldades em estimar um modelo de crescimento em altura, principalmente, para as árvores de menores e maiores tamanhos. Filipescu e Comeau (2007) encontraram superestimativas do crescimento em altura para árvores de menor tamanho e um aumento nesta variação com o índice de local e a idade, para *Populus tremuloides*. Mesma tendência foi verificada por Mabvurira e Miina (2002) para *Eucalyptus grandis*. Já Härkönen *et al.* (2010) obtiveram subestimativas tanto para as classes de menor altura (10 m), quanto para as de maior altura (25 m) em *Pinus sylvestris*, *Picea abies*, *Betula pubescens* e *Betula pendula*.

É importante observar que as árvores em todas as classes de altura influenciam diretamente a obtenção do volume da árvore (METTE *et al.*, 2009). Com isso, não se deve selecionar modelos que não consigam captar a variação em alguma faixa de altura, mesmo que apresente boa estimativa nas demais classes de altura.

Dessa forma, pode-se afirmar para o crescimento em altura, que apenas o modelo 2 conseguiu estimar o crescimento em altura para as três classes de produtividade, não ultrapassando um resíduo percentual de $\pm 20\%$. Resultados superiores foram obtidos por Mabvurira e Miina (2002) para crescimento em altura de *Eucalyptus grandis*, com um resíduo percentual de $\pm 13,7\%$. Pretzsch *et al.* (2002) encontraram uma variação de $\pm 15,56\%$ para *Abies alba*, $\pm 10,67\%$ para *Fagus sylvatica*. Já Härkönen *et al.* (2010) encontraram um erro de $\pm 20\%$ para *Picea abies* e *Pinus sylvestris*, $\pm 27\%$ para *Betula pubescens* e $\pm 35\%$ para *Betula pendula*.



(Continua...)

(...Continuação)

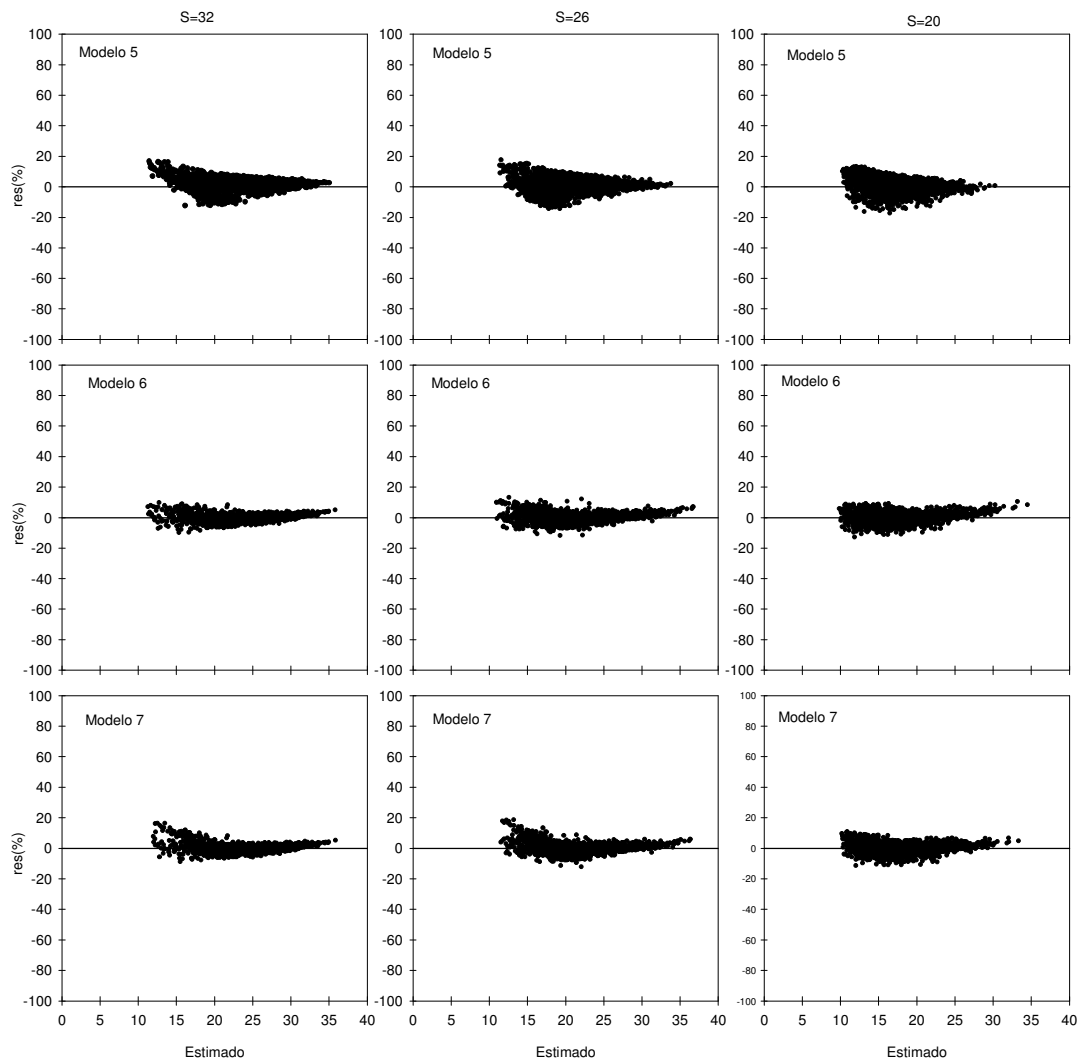


Figura 4 – Distribuição dos resíduos percentuais das equações referentes aos sete modelos de crescimento em altura em função das alturas estimadas, em cada classe de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26 e baixa/S = 20).

Uma infinidade de modelos de crescimento, com inúmeras combinações de variáveis são continuamente avaliados e testados para as mais diferentes espécies (PRETZSCH *et al.*, 2002; UZOH; OLIVER, 2006). Porém, se torna mais difícil escolher o melhor modelo para estimar o crescimento, quando a unidade da modelagem é a árvore individual (HASENAUER, 2006), uma vez que a alta resolução deste tipo de modelo é acompanhada por problemas ocasionados por erros acumulados (CAO, 2006). Mesmo com essas dificuldades, conseguiu-se obter boa estimativa para o crescimento em diâmetro e altura utilizando o modelo 2.

As variáveis incluídas no modelo 2 foram tamanho da árvore (diâmetro e altura), idade (I) e índice de local (S), que são as variáveis originais do modelo. Ao utilizar as variáveis I e S é aconselhável suprimir o índice de competição, já que essas duas variáveis fornecem indiretamente o status competitivo da árvore (KIERNAN *et al.*, 2008), podendo mascarar o efeito do índice de competição (CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2010).

O modelo 2 também foi utilizado com sucesso por Soares e Tomé (1997), Tomé *et al.* (1997), Amaro *et al.* (1998) e por outros autores como CAO (2006), com algumas adaptações. Foi utilizado com sucesso nos modelos de crescimento de eucalipto – GLOBUS e EUSOP (AMARO *et al.*, 1998).

Equações ou funções tradicionalmente utilizadas para estimar o crescimento, como a logística (OLIVEIRA, 2007), Richards (AMARO *et al.*, 1998) e a de Schumacher (TOMÉ, 2003) não foram bem sucedidas neste estudo, principalmente para o crescimento em altura. As equações de Pienaar e Schiver (PIENAAR; SCHIVER, 1981), linear (KIERNAN *et al.*, 2008) e de Schumacher adaptada estimaram razoavelmente o crescimento em diâmetro, porém não conseguiram estimar bem o crescimento em altura.

Sendo assim, deve ser dada preferência ao modelo 2, de Lundqvist – Korf, para estimar o crescimento em diâmetro e o crescimento em altura em árvores individuais de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. Essa preferência deve-se ao fato que o modelo 2 conseguiu apresentar melhor estimativas das estatísticas avaliadas em comparação com os demais modelos. Além disso, houve proximidade entre os valores estimados pelo modelo 2 e os valores observados (exatidão) para o crescimento em diâmetro e altura (Figuras 1 e 3), uma vez que eles se distribuíram bem próximos a linha de tendência apresentada (linha 1:1). O modelo 2 também apresentou boa distribuição dos resíduos percentuais (Figuras 2 e 4), conseguindo estimar com precisão o crescimento em diâmetro e altura em todas as classes de tamanho (árvores menores, intermediárias e maiores), nas três classes de produtividade.

5. CONCLUSÃO

Neste capítulo, concluiu-se que o modelo de Lundqvist – Korf (modelo 2) foi aquele que melhor estimou o crescimento em diâmetro e altura em árvores individuais obtidas de plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. O melhor desempenho do modelo 2 é atribuída ao melhor valor nas estatísticas avaliadas (\bar{R}^2 , BIAS e $S_{y.x\%}$), maior proximidade com os valores observados e pela melhor distribuição dos resíduos percentuais.

O desenvolvimento deste tipo de modelo de crescimento deve tornar-se uma ferramenta importante no manejo florestal, além de auxiliar na estimativa correta do volume final de madeira, contribuindo para o desenvolvimento de um modelo de produção para árvores individuais de eucalipto.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M.; THEMIDO, I. Modeling dominant height growth eucalyptus plantations in Portugal. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 37-46, 1998.

AMARO, A.; REED, D. **Forest re-measurements and modelling strategies**. Forest biometry, modelling and information science. Greenwich, 2001. Disponível em: <<http://cms1.gre.ac.uk/conferences/iufro/proceedings/AmaroReed1.pdf>> Acesso em: 2 ago. 2010.

ANDREASSEN, K.; TOMTER, S. M. Basal area growth models for individual trees of norway spruce, scots pine, birch and broadleaves in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 180, n. 1, p. 11-24, 2003.

BELLA, I. E. A new competition model for individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 17, n. 3, p. 364-372, 1971.

BIGING, G. S.; DOBBERTIN, M. A comparison of distance-dependent competition measures for height and basal area growth of individual conifer trees. **Forest Science**, Bethesda, v. 38, n. 3, p. 695-720, 1992.

_____. Evaluation of competition indices in individual tree growth models. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 2, p. 360-377, 1995.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3. ed., Viçosa: UFV, 2009. 548 p.

CAO, Q. V. Predictions of individual tree and whole stands attributes for loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 236, n. 2-3, p. 342-347, 2006.

CHASSOT, T. **Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na floresta ombrófila mista**. Santa Maria, 2009. 48 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, 2009.

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, n. 11, p. 1965-1974, 2010.

CUNHA, T. A. da. **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, 2009.

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N. **Forest Management**. 3. ed., New York: McGraw-Hill Book, 1987. 790 p.

DELLA FLORA, J. B.; DURLO, M. A.; SPATHELF, P. Modelo de crescimento para árvores singulares – *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 165-177, 2004.

DEMOLINARI, R. A. de. **Crescimento de povoamentos de eucalipto não desbastados**. 2006. 72 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

DURLO, M. A. Relações morfométricas para *Cabralea canjerana* (Well.) Mart. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 141-149, 2001.

DURLO, M. A.; SUTILI, F. J.; DENARDI, L. Modelagem da copa de *Cedrela fissilis* Vellozo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 2, p. 79-89, 2004.

FILIPESCU, C. N.; COMEAU, P. G. Competitive interactions between aspen and white spruce vary with stand age in boreal mixewoods. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 247, n. 1, p. 175-184, 2007.

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, n. 1, p. 10-19, 2007.

FROESE, R. E.; ROBINSON, A. P. A validation and evaluation of the Prognosis individual – tree basal area increment model. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 37, n. 8, p. 1438-1449, 2007.

GONZÁLEZ, M.S.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, p.262-270, 2006.

HÄRKÖNEN, S.; MÄKINEN, A.; TOKOLA, T.; RASINMÄKI, J.; KALLIOVIRTA, J. Evaluation of forest growth simulators with permanent sample plot data from Finland. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 259, n. 3, p. 573 – 582, 2010.

HASENAUER, H.; MONSERUD, R.A. A crow model for Austrian species. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 84, n. 1-3, p. 49-60, 1996.

HASENAUER, H. Dimensional relationships of open-grown trees in Austria. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 96, n. 3, p. 197-206, 1997.

HASENAUER, H. Princípios para a modelagem de ecossistemas florestais. **Ciência e Ambiente**, Santa Maria, v. 20, n. 1, p. 53-69, 2000.

HASENAUER, H. (Ed). **Sustainable forest management: Growth models for Europe**. Berlin: Springer, 2006. 398 p.

KVALSETH, T. O. Cautionary note about R^2 . **The American Statistician**. Alexandria, v. 39, n. 4, p. 279-285, 1985.

KIERNAN, D. H.; BEVILACQUA, E.; NOLAND, 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, n. 9, p. 1579-1586, 2008.

LYNCH, T. B.; MURPHY, P. A. A compatible height prediction and projection system for individual trees in natural, even – aged shortleaf pine stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 1, p. 194-209, 1995.

MABVURIRA, D.; MIINA, J. Individual tree growth and mortality models for *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden plantations in Zimbabwe. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 161, n. 1-3, p. 231-245, 2002.

MARTIN, G. L.; EK, A. R. A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. **Forest Science**, Washington, v. 30, n. 3, p. 731-743, 1984.

MENDES, B. R.; CALEGÁRIO, N.; VOLPATO, C. E. S.; MELLO A. A. de. Desenvolvimento de modelos de crescimento de árvores individuais fundamentado em equações diferenciais. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 3, p. 254-263, 2006.

METTE, T.; ALBRECHT, A.; AMMER, C.; BIBER, P.; KOHNLE, U.; PRETZSCH, H. Evaluation of the forest growth simulator SILVA on dominant trees in mature mixed silver fir - norway spruce stands in south west Germany. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 220, n. 13-14, p.1670-1680, 2010.

MONSERUD, R. A.; STERBA, H. A basal area increment model for individual trees growing in even and uneven aged forest stands in Austria. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 80, n. 1, p. 57-80, 1996.

MONTY, A.; LEJEUNE, P.; RONDEUX, J. Individual distance-independent girth increment model for Douglas fir in southern Belgium. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 212, n. 1-3, p. 472-479, 2008.

NUTTO, L. Manejo do crescimento diamétrico de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. baseado na árvore individual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 2, p. 9-25, 2001.

NUTTO, L.; SPATHELF, P.; SELING, I. Management of individual tree diameter growth and implications for pruning for *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 3, p. 397-413, 2006.

OLIVEIRA, M. L. R. de **Mensuração da modelagem do crescimento e da produção de povoamentos não desbastados de clones de eucalipto**. 2007. 119 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.

PIENNAR, L. V.; SHIVER, B. D. Survival function for site prepared slash pine plantations in flat Woods of Georgia Northern Florida. **Southern Journal Forestry**, Bethesda, v. 5, n. 2, p. 59-62, 1981.

PRETZSCH, H.; BIBER, P. ĎURSKÝ, J. The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 162, n. 1, p. 3-21, 2002.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura florestal**. San Jose, CR: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura, 1997. 561 p.

REED, D. D.; BURKHART, H. E. Spatial autocorrelation of individual tree characteristics in loblolly pine stands. **Forest Science**, Washington, v. 31, p. 575-587, 1985.

ROBERTS, S. D.; HARRINGTON, C. A. Individual tree growth response to variable-density thinning in coastal Pacific northwest forests. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, n. 7, p. 2771-2781, 2008.

SHAO, G.; SHUGART, H. H. A compatible growth-density stand model derived from a distance-dependent individual tree model. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 443-446, 1997.

SILVA, R. P. da; SANTOS, J. dos; TRIBUZY, E. S.; CHAMBERS, J. Q.; NAKAMURA, S.; HIGUSCHI, N. Diameter increment and growth patterns for individual tree growing in Central Amazon, Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 166, n. 1-3, 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. Lisboa: Salamandra, 1997. p. 267-270.

SOARES, P.; TOMÉ, M. Height – diameter equation for first rotation eucalypt plantations in Portugal. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 166, n. 1, p. 99-109, 2002.

SOARES, C. P. B.; OLIVEIRA, M. L. R. de. Equações para estimar a quantidade de carbono na parte aérea de árvores de eucalipto em Viçosa, Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 26, n. 5, p. 533-539, 2002.

STERBA, H.; MONSERUD, R. A. Applicability of the forest stand growth simulator PROGNAUS for the Austrian part of the Bohemian Massif. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 98, n. 1, p. 23-34, 1997.

TOMÉ, M.; COELHO, M. B.; PEREIRA, H.; LOPES, F. A management oriented growth and yield model for cork oak stands in Portugal. In: AMARO, A.; TOMÉ, M. (Ed.). **Empirical and process** – Bases models for forest tree and stand growth simulation. Lisboa: Salamandra, 1997. p. 271-289.

TOMÉ, M.; BURKHART, H. E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 35, n. 3, p. 816-831, 1989.

TOMÉ, M. M. B. B. T. de. **Modelação em recursos naturais**. Lisboa, 2003. Disponível em: <http://www.isa.utl.pt/def/download/curriculo/cv_margarida_tome.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2009.

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. 221, n. 1-3, p. 147-154, 2006.

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

VOSPERNIK, S.; MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Do individual tree growth models correctly represent height: diameter ratios of Norway spruce and scots pine? **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, n. 10, p. 1735-1753, 2010.

WYKOFF, W. R. A basal area increment model for individual conifers in the northern rocky mountains. **Forest Science**, Bethesda, v. 36, n. 4, p. 1077-1104, 1990.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 4, p. 594-616, 1993.

ZHANG, S.; AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E. Constraining individual tree diameter increment and survival models for loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n.3, p. 414-423, 1997.

ZHANG, L.; PENG, C.; DANG, Q. Individual tree basal area growth models for jack pine and black spruce in northern Ontario. **Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 80, n. 3, p. 366-374, 2004.

CAPÍTULO 4

VALIDAÇÃO DO MODELO DE CRESCIMENTO EM NÍVEL DE ÁRVORE INDIVIDUAL PARA PLANTIO COMERCIAL DE EUCALIPTO

1. INTRODUÇÃO

Durante os últimos anos, um dos maiores interesses na área de mensuração florestal tem sido desenvolver modelos de crescimento e produção para florestas nativas e plantadas (GUAN; GERTNER, 1991; STAGE; WYKOFF, 1993; HASENAUER, 2006; FOX *et al.*, 2007a,b).

Os modelos de crescimento e produção florestal comumente utilizados podem ser classificados em: modelo mecanístico ou de processo; modelo de crescimento e produção em nível de povoamento; modelo de distribuição diamétrica e modelo em nível de árvore individual (DAVIS; JOHNSON, 1987).

Os modelos mecanísticos ou de processos descrevem a circulação, transformação e acúmulo da energia em matéria (HASENAUER, 2000), ou seja, permitem relacionar o crescimento com o ambiente. Os modelos em nível de povoamento estimam o crescimento e a produção por unidade de área em função de variáveis do povoamento (CLUTTER *et al.*, 1983; PIENAAR *et al.*, 1990). Os modelos de distribuição diamétrica utilizam funções de densidade de probabilidade para estimar a produção do povoamento por classe de diâmetro (VANCLAY, 1995). Já os modelos em nível de árvore individual (MAI) utilizam cada árvore como unidade básica de modelagem (AVERY; BURKHART, 1994) e estimam seu crescimento e produção através de três submodelos: competição, mortalidade e crescimento dimensional em diâmetro e altura (HASENAUER, 2000). Os MAIs fornecem informações mais detalhadas quando comparados aos modelos em nível de povoamento e distribuição diamétrica (CAO, 1996; HÄRKÖNEN *et al.*, 2010).

O primeiro modelo em nível de árvore individual foi desenvolvido por Newnham, em 1964, para árvores de *Pseudotsuga mensiensii* (SOARES; TOMÉ, 1997). Posteriormente, Opie (1968), Hamilton (1969), Bella (1971), Lee

(1971), Moore *et al.* (1973), Monserud (1976) e Daniels (1979) desenvolveram separadamente submodelos do MAI para diferentes espécies. Desde então, numerosos estudos tem sido realizados para cada um dos submodelos que compõe o MAI. Estes estudos têm sido desenvolvidos para florestas dos EUA (WYKOFF, 1990; GUAN; GERTNER, 1991; LYNCH; MURPHY, 1995; CAO 1996; DOBBERTIN; BIGING, 1998; ZHANG *et al.*, 2004; UZOH; OLIVER, 2006; ROBERTS; HARRINGTON, 2008), florestas da Europa (TOMÉ; BURKHART, 1989; HASENAUER *et al.*, 1998; ANDREASSEN; TOMTER, 2003; GONZÁLEZ *et al.*, 2006; MONTY *et al.*, 2008), da Austrália (FOX *et al.*, 2007a,b), da África (MABVURIRA; MIINA, 2002), e alguns estudos foram realizados para o Brasil (SILVA *et al.*, 2002; DELLA FLORA *et al.*, 2004, CHASSOT, 2009; CUNHA, 2009).

Além dos submodelos que compõe um MAI, existem sistemas de simulação em nível de árvore individual, como por exemplo: SILVA desenvolvido para florestas da Alemanha (METTE *et al.*, 2009); MELA para florestas da Finlândia (HÄRKÖNEN *et al.*, 2010); ;PROGNAUS; MOSES para florestas da Áustria (STERBA; MONSERUD, 1997; VOSPERNIK *et al.*, 2010); HEUREKA para florestas da Suécia; T para floresta da Noruega (MÄKINEN *et al.*, 2008); TOKOR para florestas da China (SHAO; SHUGART, 1997); BWERT; BWIN para florestas da Europa e PROGNOSIS, STEMS, TWIGS e FOREST para florestas dos EUA (HASENAUER, 2000; LEE *et al.*, 2004).

Existe diferença entre os termos submodelos e sistemas de simulação. O termo submodelos refere-se ao conjunto de equações utilizadas para descrever separadamente a competição, mortalidade e crescimento, enquanto o termo sistema de simulação refere-se à implementação destas equações em um modelo completo, envolvendo todos os submodelos (PRETZSCH *et al.*, 2002). A vantagem do sistema de simulação ou modelo completo sobre os submodelos está na interação entre cada um dos submodelos que compõe o MAI nos processos de cálculo (HÄRKÖNEN *et al.*, 2010; VOSPERNIK *et al.*, 2010).

No Brasil, nenhum modelo completo em nível de árvore individual foi desenvolvido para plantios de espécies comerciais ou florestas naturais. Existe apenas submodelos para algumas espécies nativas da Amazônia (SILVA *et al.*, 2002; PHILLIPS *et al.*, 2004); para espécie canjerana (DURLO, 2001); araucária

(NUTTO, 2001); cedro (DURLO *et al.*, 2004); canela preta (DELLA FLORA *et al.*, 2004) e para o eucalipto (MENDES *et al.*, 2006; NUTTO *et al.*, 2006), constituindo, desta forma, um incentivo para a realização de estudos científicos desta natureza.

2. OBJETIVO

Diante do exposto, o objetivo deste capítulo foi validar o modelo completo de crescimento em nível de árvore individual, ajustado nos capítulos anteriores, para plantios comerciais clonais de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Descrição do local de estudo e dos dados

Para a validação do modelo de crescimento em nível de árvore individual ajustado nos capítulos anteriores foram utilizados dados independentes daqueles do ajuste das equações. Os dados são provenientes de 33 parcelas permanentes localizadas em plantios clonais híbridos não desbastados de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*, nas mesmas áreas onde foram obtidos os dados para os ajustes das equações.

Segundo a classificação de Köppen, o clima pertence ao tipo Am, possuindo características intermediárias entre Af e Aw, cujo regime pluviométrico é definido com pequena estação seca, sob influência de monções. A precipitação média anual é de 2.115 mm, com uma estação seca distinta entre os meses de setembro e novembro. A temperatura média anual é de 26,4 °C (MENEZES, 2002; DEMOLINARI, 2006).

Foram utilizados dados independentes de 33 parcelas permanentes, considerando três classes de produtividade (alta, média e baixa) (Tabela 1). Cada parcela possuía 500 m² de área útil e o espaçamento entre plantas era 3 X 3 m. As medições foram realizadas dos 24 aos 72 meses.

Tabela 1 – Caracterização dos dados por idade e classe de produtividade

Parâmetro	Idade (meses)	Alta (S = 32)			Média (S = 26)			Baixa (S = 20)		
		Mín.	Méd.	Max.	Mín.	Méd.	Max.	Mín.	Méd.	Max.
dap (cm)	24	4,30	12,17	18,97	4,07	10,80	17,44	4,00	9,17	16,33
	36	4,90	13,54	22,03	4,45	12,16	22,00	4,04	10,18	20,44
	48	5,09	14,12	24,45	4,84	13,01	25,15	4,27	10,91	22,66
	60	5,40	14,67	27,06	5,20	13,61	27,15	4,46	11,19	24,64
	72	5,22	14,98	29,73	5,30	14,23	28,74	4,50	11,30	24,83
Ht (m)	24	9,10	15,94	22,03	8,78	14,42	20,01	8,52	12,75	18,53
	36	10,31	19,24	27,12	9,62	17,53	25,49	9,03	15,07	24,66
	48	11,18	21,01	30,48	10,49	19,61	29,22	9,30	17,02	28,14
	60	11,60	22,40	32,72	11,33	20,95	31,43	10,46	17,83	30,02
	72	12,15	23,02	34,21	11,90	22,27	33,36	11,80	18,32	30,93
B (m ² /ha)	24	7,79	13,35	17,23	7,32	13,49	17,71	5,21	7,01	7,87
	36	11,61	16,84	20,32	10,62	15,23	20,70	7,33	8,77	9,88
	48	12,83	18,63	23,11	13,44	17,24	24,54	8,08	10,26	12,25
	60	14,33	20,77	24,75	15,44	21,72	26,56	8,96	11,24	13,84
	72	16,08	22,54	27,24	16,56	23,40	27,35	9,77	12,01	15,86

Mín. = valor mínimo observado; Méd. = valor médio observado; e Máx. = valor máximo observado.

Em cada parcela foram mensurados os diâmetros a 1,30 m do solo (*dap*) maiores que 4,0 cm, as alturas totais (*Ht*) das 15 primeiras árvores e a altura total (*Hd*) das cinco árvores dominantes. Para estimar a altura total das demais árvores, foi utilizada a seguinte equação hipsométrica (DEMOLINARI, 2006):

$$Ht = 36,9876 - 30,4340 \cdot \exp\left(-0,000499 \cdot (dap \cdot \ln Hd \cdot \ln I)^{1,388275}\right) \quad (1)$$

$$\bar{R}^2 = 83,7\%; S_{y,x\%} = \pm 11,79\%.$$

em que *dap* = diâmetro com casca medido a 1,30 m do solo em cm; *Hd* = altura média das árvores dominantes em metros; *I* = idade em meses; \bar{R}^2 = coeficiente de determinação ajustado; $S_{y,x\%}$ = erro-padrão da estimativa, em porcentagem.

Para a classificação da capacidade produtiva dos povoamentos foi utilizada a equação ajustada por Demolinari (2006), dada a seguir:

$$\ln S = \ln(Hd) + 14,88011596 \cdot \left(\frac{1}{I_i} - \frac{1}{I}\right) \quad (2)$$

em que *S* = índice de local; *Hd* = altura dominante, em metros; *I_i* = idade índice (60 meses); e *I* = Idade (meses).

Os limites para a classificação das parcelas nas classes de produtividade foram: classe de produtividade baixa (*S* = 20), parcelas com $\bar{Hd} \leq 23$ metros na idade índice de 60 meses; classe de produtividade média (*S*=26), parcelas com \bar{Hd} entre 24 e 29 metros; classe de produtividade alta (*S*=32), parcelas com $\bar{Hd} > 29$ metros.

Para a determinação do volume com casca para as árvores individuais foram utilizadas as equações fornecidas pela empresa e obtidas em Demolinari (2006) para cada uma das seis áreas em que estavam localizados os povoamentos (Tabela 2).

Tabela 2 – Equações de volume com casca para árvores individuais de *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*

Nº	Equações
1	$V_{CC} = \exp^{(-11,145922 + 1,373333 \cdot \ln(Ht_1) + 1,886699 \cdot \ln(dap_1))}$
2	$V_{CC} = \exp^{(-9,850475 + 1,0923825 \cdot \ln(Ht_1) + 1,7856259 \cdot \ln(dap_1))}$
3	$V_{CC} = \exp^{(-10,162655 + 1,1041629 \cdot \ln(Ht_1) + 1,8427101 \cdot \ln(dap_1))}$
4	$V_{CC} = \exp^{(-10,636733 + 1,2004476 \cdot \ln(Ht_1) + 1,9185875 \cdot \ln(dap_1))}$
5	$V_{CC} = \exp^{(-10,508245 + 1,1755465 \cdot \ln(Ht_1) + 1,883954 \cdot \ln(dap_1))}$
6	$V_{CC} = \exp^{(-10,382205 + 1,1283936 \cdot \ln(Ht_1) + 1,8935363 \cdot \ln(dap_1))}$

V_{CC} = volume com casca; Ht_1 = altura total (m) na idade corrente (I_1); e dap_1 = diâmetro (cm) na idade corrente (I_1).

3.2. Descrição do modelo de árvore individual (MAI)

O modelo de crescimento em nível de árvore individual utilizado neste estudo segue o esquema representado na Figura 1 (Fluxograma).

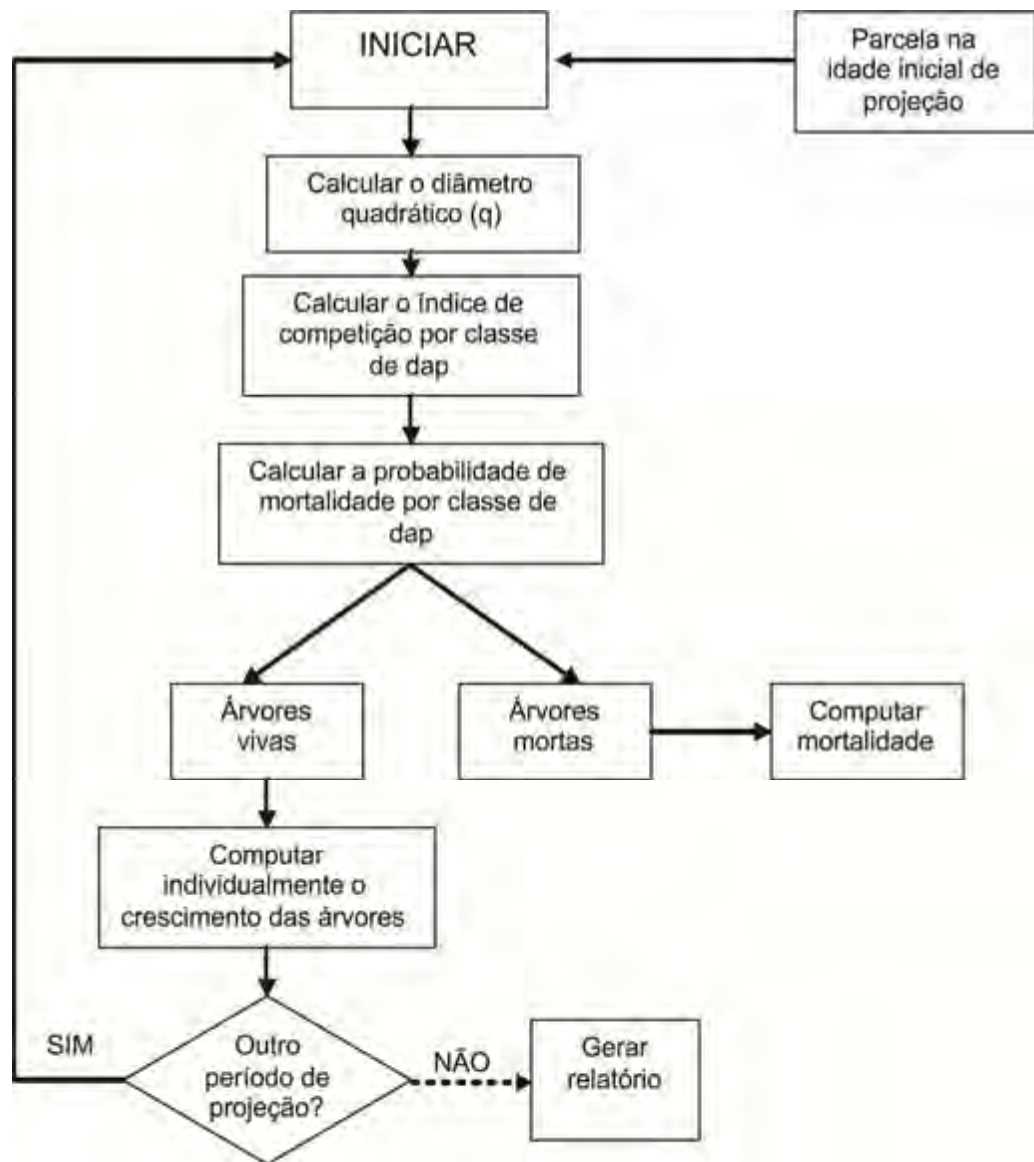
Para a validação do modelo de crescimento em nível de árvore individual foi utilizada uma única equação para estimar a probabilidade de mortalidade (P(M)) nas três classes de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26; baixa/S = 20). Para o crescimento em diâmetro e altura foi utilizada uma equação para cada classe de produtividade (Tabela 3).

3.3. Descrição do procedimento para a utilização do modelo de árvore individual (MAI)

Toda a rotina de simulação do modelo em nível de árvore individual começa aos 24 meses, com projeções para as idades de 36, 48; 60 e 72 meses.

As etapas do procedimento de utilização do MAI foram:

1^a) A rotina de simulação é iniciada com o cálculo do diâmetro quadrático (q) das árvores existentes em cada parcela na idade inicial;



Fonte: adaptado de Davis e Jonhson (1987).

Figura 1 – Esquema da validação (fluxograma) do modelo de crescimento em nível de árvore individual para plantio comercial clonal de eucalipto.

2ª) Em seguida, as árvores da parcela são separadas em classes de dap, de 2 cm de amplitude;

3ª) Posteriormente, calcula-se o índice de competição (*BAI*) para cada classe de dap;

4ª) Depois disso, calcula-se a probabilidade de mortalidade (*P(M)*) por classe de dap, ou seja, o percentual de árvores mortas em cada classe de dap;

5ª) Nesta etapa, é obtido o número total de árvores mortas em uma classe de dap, pela multiplicação da probabilidade de mortalidade calculada (etapa 4) pelo número total de árvores presentes naquela classe de dap;

Tabela 3 – Equações para estimar a probabilidade de mortalidade e o crescimento em diâmetro e altura para árvores individuais de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*

Classe de Produtividade	Equação	\bar{R}^2	$S_{y.x\%}$
Probabilidade de mortalidade			
S=32, 26 e 20	$P(M) = 0,038163 \cdot BAI^{-0,287461}$	0,5715	± 52,5
Crescimento em diâmetro			
S=32	$dap_2 = -1,200180 + 0,853270 \cdot S \cdot \left(\frac{dap_1}{-1,200180 + 0,853270 \cdot S} \right)^{\left(\frac{l_1}{l_2} \right)^{0,107830}}$	0,9875	± 3,03
S=26	$dap_2 = -0,915365 + 1,173732 \cdot S \cdot \left(\frac{dap_1}{-0,915365 + 1,173732 \cdot S} \right)^{\left(\frac{l_1}{l_2} \right)^{0,130767}}$	0,9825	± 3,48
S=20	$dap_2 = -0,530658 + 1,152842 \cdot S \cdot \left(\frac{dap_1}{-0,530658 + 1,152842 \cdot S} \right)^{\left(\frac{l_1}{l_2} \right)^{0,117852}}$	0,9724	± 4,39
Crescimento em altura			
S=32	$Ht_2 = 0,311642 + 0,138940 \cdot S \cdot \left(\frac{Ht_1}{0,311642 + 0,138940 \cdot S} \right)^{\left(\frac{l_1}{l_2} \right)^{0,411735}}$	0,9886	± 2,00
S=26	$Ht_2 = 0,387227 + 0,233971 \cdot S \cdot \left(\frac{Ht_1}{0,387227 + 0,233971 \cdot S} \right)^{\left(\frac{l_1}{l_2} \right)^{0,341151}}$	0,9869	± 2,53
S=20	$Ht_2 = 0,070028 + 0,163913 \cdot S \cdot \left(\frac{Ht_1}{0,070028 + 0,163913 \cdot S} \right)^{\left(\frac{l_1}{l_2} \right)^{0,403665}}$	0,9706	± 3,25

Em que dap_2 = diâmetro (cm) em idade futura (l_2); dap_1 = diâmetro em idade corrente (l_1); Ht_2 = altura (m) em idade futura; Ht_1 = altura em idade corrente; l_2 = Idade futura (meses); l_1 = idade corrente (meses); S = índice de local; e BAI = índice de área basal, dado por: $BAI = \frac{d_i^2}{q^2}$

d_i = centro da classe de dap (cm); e q = diâmetro quadrático (cm);

6^a) em seguida, selecionam-se as árvores que serão retiradas da classe devido a mortalidade. Para isso, é atribuído um número aleatório entre 0 e 1, para cada árvore (FOX *et al.*, 2001). Como regra de decisão selecionam-se as árvores que receberam o(s) menor(es) valor(res) do(s) número(s) aleatório(s) e que sejam menores do que a probabilidade de mortalidade (PRETZSCH *et al.*, 2002);

7^a) posteriormente, os diâmetros e as alturas das árvores vivas são projetadas individualmente para a idade seguinte;

8^a) Por fim, obtem-se, para cada parcela e idade de projeção, as estimativas de parâmetros do povoamento como volume, área basal e número de árvore por hectare, assim como diâmetro médio e altura média.

Esta sequência de passos é aplicada a todas as idades subsequentes até a idade final definida para a projeção, que neste caso foi de 72 meses de idade (ver exemplo em anexo).

Devido ao componente aleatório do modelo de árvore individual (seleção das árvores mortas que serão retiradas da lista devido a mortalidade), todo este procedimento foi repetido 30 vezes, para cada parcela e para cada idade, afim de obter uma tendência média das projeções.

3.4. Validação do modelo

A validação do modelo foi realizada projetando-se as dimensões das árvores das parcelas aos 24 meses até 72 meses. Os volumes com casca estimados por hectare em cada parcela, em cada idade e em diferentes classes de produtividade, foram comparados com os observados através das seguintes estatísticas:

a) BIAS em porcentagem (BIAS%) (GONZÁLEZ *et al.*, 2006):

$$BIAS\% = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)/n}{\sum \hat{y}_i/n} \cdot 100 \quad (6)$$

b) Raiz do quadrado médio do erro em porcentagem (RQME%) (PRETZSCH *et al.*, 2002):

$$RQME\% = \sqrt{\frac{\sum (\hat{y}_i - y_i)^2 / n - 1}{\sum y_i / n}} \quad (7)$$

em que \hat{y}_i = volume com casca por hectare estimado na i -ésima parcela; y_i = volume com casca por hectare observado na i -ésima parcela, e n = número de parcelas em cada classe de produtividade.

c) Teste “t” para dados pareados: este teste foi aplicado a fim de verificar se as diferenças entre os volumes médios estimados para cada classe de produtividade são estatisticamente diferentes dos volumes médios observados, considerando um nível de significância de 5% (MAGALHÃES; LIMA, 2004; METTE *et al.*, 2009).

d) Análise gráfica: Foram elaborados gráficos de barras para observar o comportamento da estimação do volume com casca por hectare em cada idade, nas três classes de produtividade.

Com relação ao crescimento em diâmetro e altura por árvore individual, a exatidão e precisão das estimativas foram realizadas de forma semelhante a do volume do povoamento, através do BIAS% e do RQME% para cada classe de produtividade. Além disso, foi realizada análises gráficas do crescimento em diâmetro e altura observado em relação ao estimado pelo MAI e da distribuição dos resíduos percentuais (res%) em relação ao crescimento em diâmetro e altura estimados pelo MAI.

Para o cálculo do resíduo em porcentagem (res%) foi utilizada a expressão (SOARES; OLIVEIRA, 2002; DEMOLINARI, 2006):

$$res(\%) = \left(\frac{\hat{y}_i - y_i}{y_i} \right) \cdot 100 \quad (8)$$

Também foi utilizada a estatística F proposta por Graybill (1976), através do ajuste da regressão linear dos valores observados (Y_{ji}), em função dos valores estimados (Y_{ji}) em diâmetro e altura pelo MAI ($Y_{ji} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Y_{ji} + \varepsilon$).

Este procedimento consiste em testar a similaridade entre as variáveis da equação, considerando a hipótese nula: $H_0 : \hat{\beta} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$

A não rejeição de H_0 implica que os valores observados e estimados pelo modelo (MAI) são estatisticamente coincidentes, sendo $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$ (CHICHORRO *et al.*, 2003), ao nível de 5% de significância.

O valor da estatística F dada por Graybill, (1976) e utilizada por Leite et al. (1995) foi obtida pela expressão:

$$F(H_0) = \frac{(c' \hat{\beta} - \theta)' [c' (X' X)^{-1} c]^{-1} (c' \hat{\beta} - \theta)}{p \cdot QMres} \sim F_{\alpha} = (2; n - 2 \text{ gl}) \quad (9)$$

em que X = diâmetro e altura estimado; $c' = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$; $\beta' = [\beta_0 \quad \beta_1]$ = vetor transposto dos coeficientes da equação estimada; $\theta' = [0 \quad 1]$; X = matriz dos diâmetros e alturas estimados; X' = matriz X transposta; $X'X$ = matriz X transposta multiplicada pela matriz X ; p = posto da matriz c' ; $QMres$ = quadrado médio do resíduo.

O critério de decisão adotado para o teste F, segundo Guimarães (1994) e Chichorro *et al.* (2003), foi (Tabela 4):

Tabela 4 – Critério de decisão utilizado baseado na estatística F

Caso	Teste F	$R^2\%$	$\bar{E}(\%)$	Situação
1	ns	≥ 90 (alto)	< 10 (baixo)	Ideal
2	ns	≥ 90 (alto)	≥ 10 (alto)	Aceitável
3	ns	< 90 (baixo)	< 10 (baixo)	Inaceitável
4	ns	< 90 (baixo)	≥ 10 (alto)	Inaceitável
5	*	≥ 90 (alto)	< 10 (baixo)	Aceitável
6	*	≥ 90 (alto)	≥ 10 (alto)	Inaceitável
7	*	< 90 (baixo)	< 10 (baixo)	Inaceitável
8	*	< 90 (baixo)	≥ 10 (alto)	Inaceitável

ns = não significativo à 5% de significância; * = significativo à 5% de significância; $R^2\%$ = coeficiente de determinação em porcentagem; $\bar{E}(\%)$ = Erro médio em porcentagem, obtido por:

$$\bar{E} = 100 \cdot \left\{ \sum [(Y_{ji} - \bar{Y}_{ij}) / Y_{ij}] \right\} / n$$

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Validação do modelo em nível de povoamento

Os valores de BIAS% e RQME% (Tabela 5) foram distintos nas três classes de produtividade, demonstrando que as estimativas em nível de povoamento foram mais precisas para a classe de produtividade baixa (S = 20), quando comparada com as classes de produtividade alta (S = 36) e média (S = 20).

Tabela 5 – Estatísticas utilizadas para validação do volume com casca do povoamento ($m^3 ha^{-1}$), por classe de produtividade e idade

Classe de Produtividade	Idade (meses)	BIAS%	RQME%
S = 32 (alta)	36	7,1%	30,07
	48	6,7%	32,48
	60	8,6%	32,49
	72	7,9%	33,71
S = 26 (média)	36	3,7%	20,47
	48	4,2%	21,22
	60	4,1%	23,57
	72	4,6%	24,90
S = 20 (baixa)	36	0,7%	14,55
	48	3,2%	17,00
	60	-0,7%	19,35
	72	-1,3%	11,99

O modelo de árvore individual utilizado neste estudo estimou o volume do povoamento com um BIAS em torno de 7% na classe de produtividade alta (S = 32), 4% na classe de produtividade média (S = 26) e 1% na classe de produtividade baixa (S = 20). O BIAS apresentou pouca variação de uma idade para outra em cada classe de produtividade, contudo, houve variação considerável nos valores de BIAS entre as classes de produtividade. Na maior classe de produtividade (S = 32), o maior valor de BIAS ocorreu aos 60 meses (9%); enquanto na classe de produtividade média (S = 26), o maior BIAS ocorreu aos 72 meses (5%); e na menor classe (S = 20) ocorreu aos 48 meses (3%).

Com exceção ao ocorrido aos 60 e 72 meses na classe $S = 20$, a tendência do modelo de árvore individual (MAI) foi subestimar o volume do povoamento em pequena amplitude de valores.

Resultados semelhantes aos encontrados neste estudo, em termos de precisão, foram encontrados por Pretzsch *et al.* (2002) na validação do simulador SILVA em *Quercus petraea*, com BIAS de 4,8% e *Fagus sylvatica*, com BIAS de -0,7%. Härkönen *et al.* (2010) também encontraram resultados semelhantes para *Pinus sylvestris* (1,2%), *Picea abies* (-9,4%), *Betula pendula* (-7,8%) e *Betula pubescens* (-7,3%). Já Mette *et al.* (2009) encontraram resultados menos precisos utilizando o simulador SILVA para *Abies Alba* (18%) e *Picea abies* (-9%).

A menor precisão relativa, obtida com o RQME%, ocorreu na classe $S = 32$, com valores variando entre 33,71 e 30,07%, sendo seguida pela classe $S = 26$, com valores entre 24,90 e 20,47%. A maior precisão ocorreu na classe $S = 20$, com valores variando entre 11,99 e 14,55%.

Semelhante ao BIAS, o RQME também apresentou pequena variação entre as idades em cada classe de produtividade porém, verificou-se grande variação entre as classes de produtividade. Na classe $S = 32$ e na classe $S = 26$ o maior valor de RQME ocorreu aos 72 meses (33,71 e 24,60%, respectivamente), enquanto na classe $S = 20$ o maior valor de RQME ocorreu aos 60 meses (19,35%). Pretzsch *et al.* (2002) encontraram estimativas semelhantes para *Pinus sylvestris* (38,62%), *Fagus sylvatica* (28,98%) e *Quercus petraea* (18,54%). Já Härkönen *et al.* (2010) encontraram estimativas superiores de RQME para o volume do povoamento entre 32,2 a 62,8% em *Picea abies* e *Betula pendula*, respectivamente.

Este estudo demonstrou que o modelo de árvore individual ajustado (MAI) foi mais preciso nas classes de produtividade baixa e média. Com relação à idade, o MAI foi mais preciso nas idades menores. Essa tendência em diminuir a precisão com o aumento da idade ocorre devido ao erro cumulativo na projeção do crescimento em diâmetro e altura (CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2010).

De acordo com a Tabela 6, observa-se que a média das diferenças entre os volumes do povoamento estimados pelo MAI foi estatisticamente diferente da média dos volumes observados para a classe de produtividade alta ($S = 32$) ($P < 0,05$). O mesmo não foi observado para as classes de produtividade média ($S = 26$) e baixa ($S = 20$).

Tabela 6 – Teste “t” para comparação entre a média do volume com casca estimado ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) pelo MAI e a média do volume com casca observado ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) nas três classes de produtividade (alta/S = 32; média/S = 26; baixa/S = 20)

Média das Diferenças Entre os Volumes			
	S = 32	S = 26	S = 20
<i>t calculado</i>	5,87*	2,74 ^{ns}	0,27 ^{ns}

ns = não significativo a 5% de significância; e * = significativo a 5% de significância.

O comportamento do volume com casca por hectare observado e estimado em função da idade e em cada classe de produtividade pode ser visualizado na Figura 2. As tendências observadas colaboram com os resultados encontrados nas Tabelas 5 e 6, em que os volumes com casca por hectare estimados na classe de maior produtividade (S = 32) são estatisticamente diferentes dos volumes observados ($P < 0,05$), o que, em termos práticos, não inviabiliza a capacidade de aplicação do modelo.

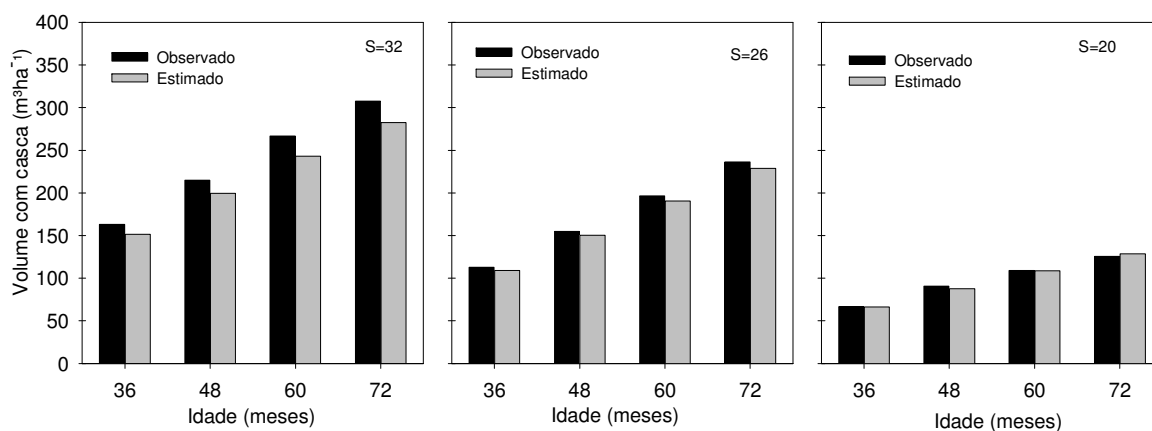


Figura 2 – Volumes observados e estimados do povoamento, em função da idade em cada classe de produtividade.

Para a classe de produtividade alta (S = 32) e média (S = 26), o modelo em nível de árvore individual tende a subestimar o volume do povoamento em todas as idades. No entanto, na classe S = 26, mesmo apresentando essa tendência, o teste “t” considerou igualdade estatística entre os valores ($P < 0,05$). Para a classe de produtividade baixa (S=20), os volumes estimados nas idades de 36 e 60 meses foram os que mais se aproximaram dos valores observados. Aos 48 meses, os valores observados e estimados foram bem

próximos, havendo uma pequena tendência de subestimação do volume estimado, enquanto aos 72 houve uma pequena superestimação.

Härkönen *et al.* (2010) obtiveram resultados semelhantes aos deste estudo, em que os autores verificaram que o erro na estimativa do volume aumenta nos locais de maior produtividade. Provavelmente, isso ocorre devido a problemas nos ajustes das equações de crescimento. Vospernik *et al.* (2010) também encontraram estimativas mais precisas em locais de média e baixa produtividade.

4.2. Validação em nível de árvore individual

Os resultados da validação para o crescimento em diâmetro e altura em nível de árvore individual apresentaram valores próximos de BIAS% e RQME% entre as três classes de produtividade (Tabela 7).

Tabela 7 – Estatísticas utilizadas para validação do crescimento em diâmetro e altura por classe de produtividade e idade

Classe de Produtividade	BIAS%	RQME%
Crescimento diâmetro		
S = 32	-0,48	17,59
S = 26	-1,74	18,90
S = 20	-2,15	19,17
Crescimento altura		
S = 32	0,59	22,20
S = 26	-1,35	20,04
S = 20	-2,44	25,67

A tendência observada na validação do MAI foi superestimar o crescimento em diâmetro, nas três classes de produtividade. Para o crescimento em altura, exceto na classe de maior produtividade (S = 32), foi observada tendência semelhante.

Mabvurira e Miina (2002) obtiveram pequena subestimação do crescimento em diâmetro com BIAS de 1,2%, e superestimação do crescimento em altura, com BIAS de -4,0% para *Eucalyptus grandis*. Mäkinen *et al.* (2008) encontraram superestimativa para o crescimento em altura (-3,2 a -6,8%) e

diâmetro (1,2 a -2,3%). Mette *et al.* (2009), utilizando o simulador SILVA, também encontraram subestimativa para o crescimento em diâmetro e superestimativa para o crescimento em altura. Já Härkönen *et al.* (2010) encontraram ligeira superestimação na estimação dos diâmetros das árvores (-5,8 a 0,8%) e subestimação para a altura (-1,6 a 6,9%).

Com relação ao crescimento em diâmetro, as estimativas de RQME% foram próximas nas três classes de produtividade. O menor valor de RQME ocorreu na classe S = 32, com valor de 17,59%; sendo seguida pela classe S = 26, com valor de 18,90%, e classe S = 20 com valor de 19,17%

Com relação ao crescimento em altura, houve pequena diferença do RQME% entre as classes de produtividade. O menor valor de RQME ocorreu na classe S = 26 (20,04%); seguidas pela classe S = 32 (22,20%); e classe S = 20 (25,67%).

Härkönen *et al.* (2010) encontraram resultados semelhantes para o crescimento em diâmetro de *Pinus sylvestris* (RQME = 17%) e *Picea abies* (RQME = 14%), e crescimento em altura de *Betula pubescens* (RQME = 26,7%), *Pinus sylvestris* (RQME = 20,7%), *Picea abies* (RQME = 18,5%).

O modelo de árvore individual (MAI) conseguiu estimar com precisão o crescimento em diâmetro nas três classes de produtividade, com pequena tendência para as árvores de menor e maior dap (Figura 2). No geral, os valores estimados e observados se distribuem bem próximos à linha de tendência apresentada (linha 1:1). No entanto, para a classe S=32 houve tendência em subestimar as árvores de menor e maior diâmetro.

Com relação ao crescimento em altura, os valores estimados e observados estão um pouco mais afastados da linha de tendência (1:1) em comparação com as estimativas para o crescimento em diâmetro (Figura 2). Na classe S = 32 há tendência em superestimar as árvores de menor altura e subestimar as árvores de maior altura. Nas classes S = 26 e 20 há tendência em superestimar as árvores de menor altura.

Mabvurira e Miina (2002) encontraram problemas em validar um modelo em nível de árvore individual devido às tendências nas estimativas das alturas das árvores. Crecente-Campo *et al.* (2010) também encontraram tendências nas estimativas das alturas das árvores. Lee *et al.* (2004), Cao (2006), González *et al.* (2006), Zhao *et al.* (2006), Adame *et al.* (2008), Kiernan *et al.*

(2008) encontraram estimativas precisas para o crescimento em diâmetro e altura de diferentes espécies. No entanto, estes autores não aplicaram um modelo completo de crescimento em nível de árvore individual.

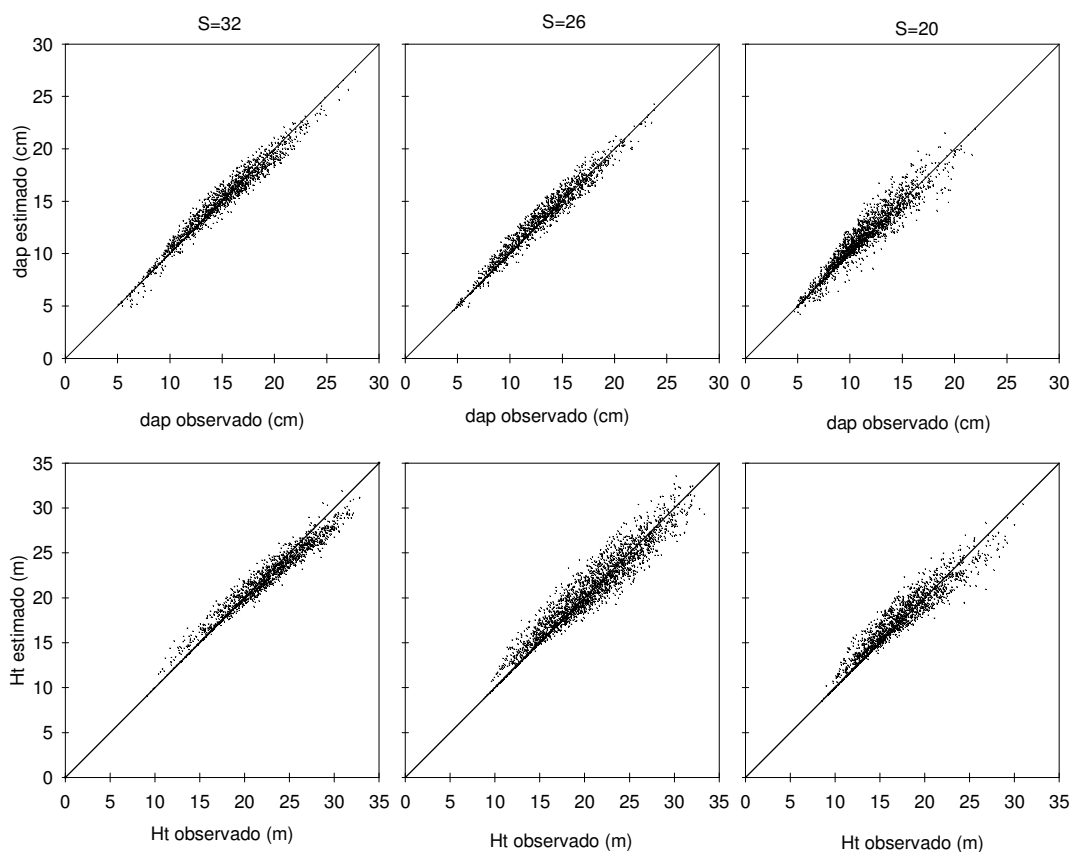


Figura 2 – Valores estimados e observados para a validação do modelo de crescimento em nível de árvore individual, nas classes de produtividade alta ($S = 32$), média ($S = 26$) e baixa ($S = 20$). A linha cheia é a linha 1:1.

Vospornik *et al.* (2010) obtiveram problema similar ao encontrado neste estudo, com relação as estimativas para árvores de menor e maior tamanho, tanto para o crescimento em diâmetro quanto para a altura, principalmente na classe de produtividade alta. Para os autores, é muito difícil estimar com precisão a altura das árvores, já que na maioria dos casos, a altura não é obtida diretamente através da mensuração, mas sim estimada através de equações hipsométricas, as quais já contêm erros embutidos (tendências).

Os resíduos percentuais em função do diâmetro estimado pelo modelo (MAI) apresentaram-se bem distribuídos nas três classes de produtividade

(Figura 3). Para o crescimento em altura, foi observada tendência na distribuição dos resíduos percentuais em função da altura estimada pelo MAI na classe de produtividade alta ($S = 32$) (Figura 3). Na classe de produtividade média ($S = 26$) não ocorreu tendência na distribuição dos resíduos percentuais, enquanto na classe de produtividade baixa ($S = 20$) ocorreu pequena tendência nas árvores de menor altura.

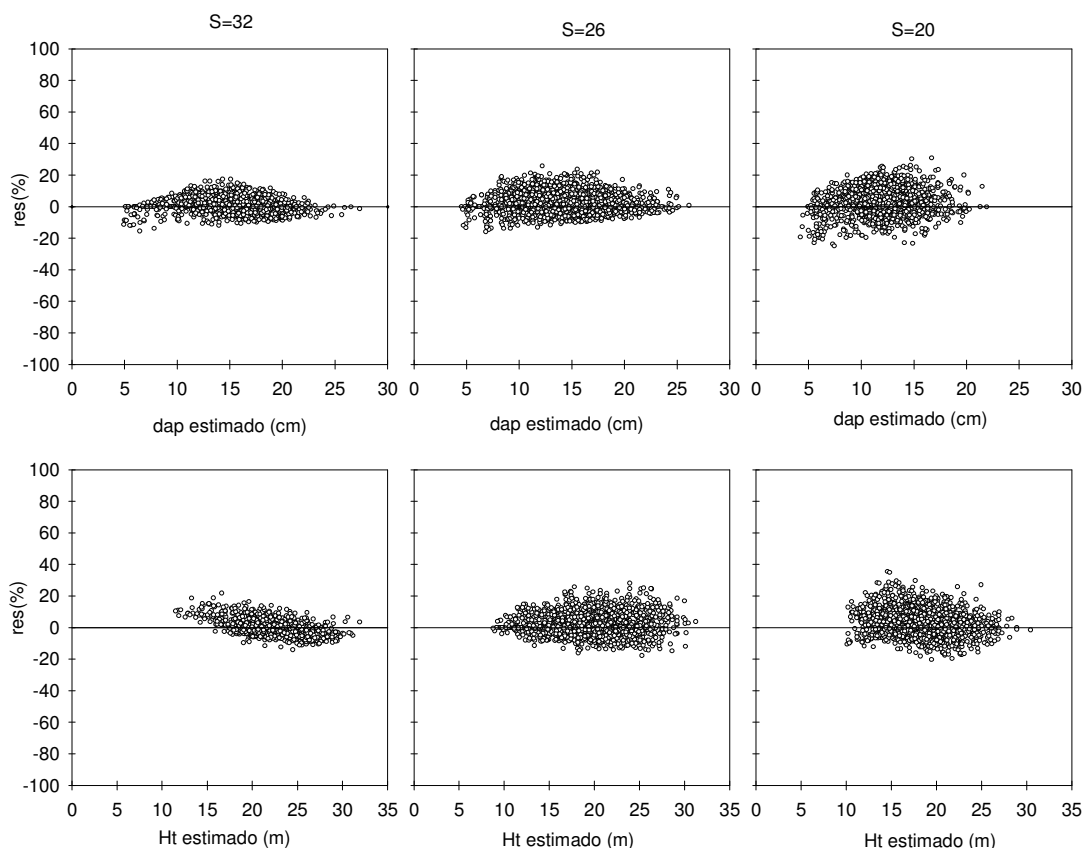


Figura 3 – Resíduos percentuais em função dos valores estimados para a validação do modelo de crescimento em nível de árvore individual nas classes de produtividade alta ($S = 32$), média ($S = 26$) e baixa ($S = 20$).

Na classe $S = 32$ houve tendência de superestimação das árvores de menor altura e subestimação das árvores de maior altura, enquanto na $S = 20$ houve tendência na superestimação das árvores de menor altura.

A tendência de superestimar as árvores de menor tamanho (dap e Ht) e subestimar as árvores de maior tamanho foi a mesma encontrada por Mäkinen *et al.* (2008); Härkönen *et al.* (2010) e Vospernik *et al.* (2010) para *Pinus*

sylvestris, *Picea abies*, *Betula pendula* e *Betula pubescens*, respectivamente. Os autores demonstraram que essa tendência é mais marcante na classe de produtividade alta e menos marcante nas classes de produtividade média e baixa. Mabvurira e Miina (2002) demonstraram que a tendência é menor no local de média produtividade.

O teste F (GRAYBILL, 1976) (Tabela 8) para o crescimento em diâmetro nas classes de produtividade média (S = 26) e baixa (S = 20) foi não significativo (P < 0,05). Portanto, não se rejeita a hipótese nula, verificando que o coeficiente estimado β_0 é igual a 0 e β_1 é igual a 1. Esse resultado demonstra que existe similaridade entre as estimativas de diâmetros observados e estimados pelo modelo completo de crescimento em nível de árvore individual. Pelo teste, os coeficientes β_0 e β_1 são estatisticamente coincidentes, perfazendo uma linha reta, que passa pela origem e tem declividade igual a 1, e estão de acordo com o caso 1, considerado ideal por Guimarães (1994).

Tabela 8 – Teste F (GRAYBILL, 1976) para os dados de validação do modelo de crescimento em nível de árvore individual, nas classes de produtividade alta (S = 32), média (S = 26) e baixa (S = 20)

Classe de Produtividade	Equação Linear	Teste F	R ² %	\bar{E} (%)	Caso
S = 32	$D_{obs} = -0,4244 + 1,0270 \cdot D_{est}$	3,05*	96,62	-2,67	5
S = 26	$D_{obs} = -0,0548 + 0,9967 \cdot D_{est}$	0,69 ^{ns}	95,71	-1,71	1
S = 20	$D_{obs} = 0,2777 + 0,9585 \cdot D_{est}$	0,80 ^{ns}	90,87	-1,41	1
S = 32	$Ht_{obs} = -2,1538 + 1,1123 \cdot Ht_{est}$	8,12*	96,35	8,04	5
S = 26	$Ht_{obs} = -0,8383 + 1,0384 \cdot Ht_{est}$	5,71*	92,56	-0,70	5
S = 20	$Ht_{obs} = -0,7981 + 1,029 \cdot Ht_{est}$	4,58*	91,84	-1,99	5

R^2 %= coeficiente de determinação em porcentagem; \bar{E} (%) = erro médio em porcentagem; ^{ns} = não significativo à 5% de significância; * = significativo à 5% de significância; D_{obs} = diâmetro observado a partir das medições; D_{est} = diâmetro estimado pelo MAI; Ht_{obs} = altura observada a partir das medições; e Ht_{est} = altura estimado pelo MAI.

O teste F para o crescimento em diâmetro na classe de produtividade alta (S = 32) e crescimento em altura nas três classes de produtividade foi significativo, indicando que se rejeita a hipótese de nulidade. Esse resultado indica que o modelo não perfaz perfeitamente uma linha reta com origem em (0,0) e declividade igual a 1, corroborando com os resultados observados na

Figura 2. Apesar disso, os três modelos encaixaram-se no caso 5, o qual é considerado aceitável por Guimarães (1994).

O teste F, proposto por Graybill (1976), constitui uma forma analítica de realizar a análise dos resíduos, uma vez que algumas tendências observadas apenas pela análise visual dos gráficos podem ser enganosas, levando à rejeição de modelos que, na realidade, apresentam estimativas confiáveis (SILVA, 1996, CHICHORRO *et al.*, 2003).

O modelo de crescimento em nível de árvore individual utilizado neste estudo foi composto por três submodelos: competição, mortalidade e crescimento em diâmetro e altura. No submodelo de competição foi utilizado o índice independente da distância - BAI, proposto por Glover e Hool (1979). Este índice considera em sua forma de cálculo variáveis de tamanho da árvore (classe de dap) e povoamento (q), que o torna um índice menos complexo e biologicamente realístico (DOBBERTIN; BIGING, 1998). No submodelo de mortalidade foi utilizado o modelo proposto por West (1981), o qual é um modelo bastante simples e fornece uma resposta não linear da probabilidade de mortalidade em função do índice de competição, o que é totalmente aceito do ponto de vista biológico. No submodelo de crescimento em diâmetro e altura foi utilizado o modelo de Lundqvist-Korf (AMARO *et al.*, 1998), que considera as variáveis tamanho da árvore (diâmetro e altura), idade (I) e índice de local (S). Neste submodelo optou-se por retirar o índice de competição, uma vez que as variáveis I e S fornecem indiretamente o *status* competitivo da árvore (KIERNAN *et al.*, 2008). A utilização destes submodelos permitiu a implementação de um modelo completo de crescimento em nível de árvore individual para plantio clonal de eucalipto.

Vários autores obtiveram sucesso utilizando diferentes modelos de crescimento em nível de árvore individual. Pretzsch *et al.* (2002), utilizou com sucesso o simulador SILVA para árvores individuais de *Pinus sylvestris*, *Fagus sylvatica*, *Picea abies*, *Abies alba* e *Quercus petraea*. Mette *et al.* (2009) também utilizaram o simulador SILVA em árvores de *Picea abies* e *Abies alba* na Alemanha. Härkönen *et al.* (2010) construíram um simulador, com a utilização da estrutura SIMO (*SIMO framework web pages* - desenvolvida pela Universidade de Helsinki), para árvores individuais de *Picea abies*, *Pinus sylvestris*, *Betula pendula* e *Betula pubescens*, localizadas na Finlândia.

Mäkinen *et al.* (2008) compararam dois simuladores com o SIMO em árvores individuais localizadas na Finlândia. Crecente-Campo *et al.* (2010) construíram um modelo completo em nível de árvore individual para *Pinus sylvestris*, na Galícia, região noroeste da Espanha. Já Vospernik *et al.* (2010) compararam quatro simuladores – BWIN, MOSES, SILVA e PROGNAUS – em árvores de *Picea abies* e *Pinus sylvestris*, localizadas nas regiões sudeste e nordeste da Austria.

Observou-se no presente estudo, assim como nos estudos citados anteriormente, que os modelos de crescimento em nível de árvore individual fornecem bons ajustes, estimativas precisas e resultados consistentes estatisticamente. Estes resultados são aceitáveis examinando os valores em termos de povoamento (volume, m³ ha⁻¹) e por árvore individual (diâmetro e altura das árvores).

Pequenos erros ou tendências obtidos com a validação deste tipo de modelo podem ser aceitáveis ou toleráveis, devido ao nível de detalhamento dos modelos em nível de árvore individual (FOX *et al.*, 2001; MÄKINEN *et al.*, 2008; HÄRKÖNEN *et al.*, 2010).

Este estudo contribuiu significativamente no conhecimento dos submodelos que compõem o modelo em nível de árvore individual para o eucalipto, tornando-se o trabalho pioneiro para esta espécie no Brasil.

5. CONCLUSÕES

De maneira geral, apesar da dificuldade encontrada na implementação de um modelo completo de crescimento em nível de árvore individual, foi possível validá-lo com a obtenção de estimativas precisas e resultados estatisticamente consistentes.

Assim sendo, este estudo contribuiu significativamente para ampliar o conhecimento dos submodelos que compõem o modelo em nível de árvore individual para o eucalipto, tornando-se um trabalho pioneiro para esta espécie no Brasil. Este trabalho poderá ser utilizado como base para estudos de árvore individual em espécies nativas e exóticas.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADAME, P.; HYNYNEN, J.; CAÑELLAS, I.; RÍO, M. del. Individual-tree diameter growth model for rebollo oak (*Quercus pyrenaica* Willd.) coppices. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 3-4, p. 1011-1022, 2008.
- AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M.; THEMIDO, I. Modeling dominant height growth eucalyptus plantations in Portugal. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 37-46, 1998.
- ANDREASSEN, K.; TOMTER, S. M. Basal area growth models for individual trees of norway spruce, scots pine, birch and broadleaves in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 180, n. 1, p. 11-24, 2003.
- AVERY, T.E.; BURKHATR, H.E. **Forest Measurements**. 4. ed., New York: McGraw-Hill Book, 1994, 408 p.
- BELLA, I. E. A new competition model for individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 17, n. 3, p. 364-372, 1971.
- CAO, Q. V. Predictions of individual tree and whole stands attributes for loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 236, n. 2-3, p. 342-347, 2006.
- CHASSOT, T. **Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na floresta ombrófila mista**. 2009. 48 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, 2009.
- CHICHORRO, F.; RESENDE, J. L. P.; LEITE, H. G. Equações de volume e de *taper* para quantificar multiprodutos da madeira em floresta Atlântica. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 799-809, 2003.
- CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: A quantitative approach**. New York: John Wiley & Sons, 1983. 333 p.
- 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, n. 11, p. 1965-1974, 2010.
- CUNHA, T. A. da. **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, 2009.
- DANIELS, R. F. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. **Forest Science**, Washington, v. 22, p. 454-456, 1976.

DAVIS, L. S.; JONHSON, K.N. **Forest Management**. 3. ed., New York: McGraw-Hill Book, 1987. 790 p.

DAVIS, L. S.; JONHSON, K. N.; BETTINGER, P.; HOWARD, T. E. **Forest management**: to sustain ecological, economic, and social values. 4. ed., Illinois: Waveland Press, 2005. 804 p.

DELLA FLORA, J. B.; DURLO, M. A.; SPATHELF, P. Modelo de crescimento para árvores singulares – *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 165-177, 2004.

DEMOLINARI, R. A. de. **Crescimento de povoamentos de eucalipto não desbastados**. 2006. 72 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2006.

DOBBERTIN, M.; BIGING, G. S. Using the non-parametric classifier CART to model forest tree mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 4, p. 507-516, 1998.

DURLO, M. A. Relações morfométricas para *Cabralea canjerana* (Well.) Mart. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 141-149, 2001.

DURLO, M. A.; SUTILI, F. J.; DENARDI, L. Modelagem da copa de *Cedrela fissilis* Vellozo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 2, p. 79-89, 2004.

FOX, J. C.; BI, H.; ADES, P. K. Stochastic structure and individual – tree growth models. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 154, n. 1-2, p. 261-276, 2001.

____. Spatial dependence and individual-tree growth models I. Characterising spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, n. 1, p. 10-19, 2007a.

____. Spatial dependence and individual – tree growth models II. Modelling spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, n. 1, p. 20-30, 2007b.

GLOVER, G. R.; HOOL, J. N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Washington, v. 25, n. 2, p. 275-282, 1979.

GONZÁLEZ, M. S.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, p. 262-270, 2006.

GRAYBILL, F. A. **Theory and application of linear model**. sl.: Belmont Duxbury, 1976. 704 p.

GUAN, B.T.; GERTNER, G. Using a parallel distributed processing system to model individual tree mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 37, n. 3, p. 871-885, 1991.

GUIMARÃES, D. P. **Desenvolvimento de um modelo de distribuição diamétrica de passo invariante para prognose e projeção da estrutura de povoamentos de eucalipto**. 1994. 160 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1994.

HAMILTON, G. J. The dependence of volume increment of individual trees on dominance, crown dimensions, and competition. **Forestry**, Oxford, v. 42, n. 2, p. 133-144, 1969.

HÄRKÖNEN, S.; MÄKINEN, A.; TOKOLA, T.; RASINMÄKI, J.; KALLIOVIRTA, J. Evaluation of forest growth simulators with permanent sample plot data from Finland. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 259, n. 3, p. 573-582, 2010.

HASENAUER, H.; MONSERUD, R. A.; GREGOIRE, T. G. Using simultaneous regression techniques with individual-tree growth models. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 87-95, 1998.

HASENAUER, H. Princípios para a modelagem de ecossistemas florestais. **Ciência e Ambiente**, Santa Maria, v. 20, n. 1, p. 53-69, 2000.

HASENAUER, H. (Ed.). **Sustainable forest management: Growth models for Europe**. Berlin: Springer, 2006. 398 p.

KIERNAN, D. H. BEVILACQUA, E.; NOLAND, 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, n. 9, p. 1579-1586, 2008.

LEE, Y. J. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 47, n. 1, p. 29-32, 1971.

LEE, W. K.; GADOW, K. von; CHUNG, D. J.; LEE, J. L.; SHIN, M. Y. DHB growth model for *Pinus densiflora* and *Quercus variabilis* mixed forests in central Korea. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 176, n. 1-1, p. 187-200, 2004.

LEITE, H. G.; GUIMARÃES, D. P.; CAMPOS, J. C. C. Descrição e emprego de um modelo para estimar múltiplos volumes de árvores. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 19, n. 1, p. 65-79, 1995.

LYNCH, T. B.; MURPHY, P. A. A compatible height prediction and projection system for individual trees in natural, even – aged shortleaf pine stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 1, p. 194-209, 1995.

MABVURIRA, D.; MIINA, J. Individual tree growth and mortality models for *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden plantations in Zimbabwe. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 161, n. 1-3, p. 231-245, 2002.

MAGALHÃES, M. N.; LIMA, A. C. P. de. **Noções de probabilidade e estatística**. 6. ed. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2004. 392 p.

MÄKINEN, A. KANGAS, A.; KALLIOVIRTA, J.; RASINMÄKI, J.; VÄLIMÄKI, E. Comparison of treewise and standwise Forest simulation by means of quantile regression. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 7, p. 2709-2717, 2008.

MENDES, B. R.; CALEGÁRIO, N.; VOLPATO, C. E. S.; MELLO A. A. de. Desenvolvimento de modelos de crescimento de árvores individuais fundamentado em equações diferenciais. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 3, p. 254-263, 2006.

MENEZES, M. C. de. **Dinâmica de biomassa e nutrientes em raízes de ecossistemas de floresta nativa e plantios de eucalipto na Amazônia Oriental**. 2002. 68 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Faculdade de Ciências Agrárias, Belém, 2003. Disponível em: <http://mapara1.inpa.gov.br/Bibliopac_anterior/download/MARLON_MENEZES.pdf>. Acesso em: 7 maio 2008.

METTE, T.; ALBRECHT, A.; AMMER, C.; BIBER, P.; KOHNLE, U.; PRETZSCH, H. Evaluation of the forest growth simulator SILVA on dominant trees in mature mixed silver fir - norway spruce stands in south west Germany. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 220, n. 13-14, p. 1670-1680, 2009.

MONSERUD, R. A. Simulation of forest tree mortality. **Forest Science**, Washington, v. 22, n. 4, p. 438-444, 1976.

MONTY, A.; LEJEUNE, P.; RONDEUX, J. Individual distance-independent girth increment model for Douglas fir in southern Belgium. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 212, n. 1-3, p. 472-479, 2008.

MOORE, J. A.; BUDELSKI, C. A.; SCHLESINGER, R. C. A new index representing individual tree competitive status. **Canadian Journal of Forest Research**, Vancouver, v. 3, p. 495-500, 1973.

NUTTO, L. Manejo do crescimento diamétrico de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. baseado na árvore individual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 2, p. 9-25, 2001.

NUTTO, L.; SPATHELF, P.; SELING, I. Management of individual tree diameter growth and implications for pruning for *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 3, p. 397-413, 2006.

OPIE, J. E. Predictability of individual tree growth using various definitions of competing basal area. **Forest Science**, Washington, v. 14, n. 3, p. 314-323, 1968.

PIENAAR, L. V.; PAGE, H. H.; RHENEY, J. W. Yield prediction for mechanically site-prepared slash pine plantations. **Southern Journal of Applied Forest**, Bethesda, v. 14, n. 3, p. 104-109, 1990.

PHILLIPS, P. D.; AZEVEDO, C. P. de; DEGEN, B.; THOMPSON, I. S.; SILVA, J. N. M.; GARDINGEN, P. R. van. An individual-based spatially explicit

simulation model for strategic forest management planning in the eastern Amazon. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 173, n. 4, p. 335-354, 2004.

PRETZSCH, H.; BIBER, P. ĎURSKÝ, J. The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 162, n. 1, p. 3-21, 2002.

ROBERTS, S.D.; HARRINGTON, C.A. Individual tree growth response to variable-density thinning in coastal Pacific northwest forests. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, n. 7, p. 2771-2781, 2008.

SILVA, G. F. da. **Alternativas para estimar o volume comercial em árvores de eucalipto**. 1996. 87 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1996.

SILVA, R. P. da; SANTOS, J. dos; TRIBUZY, E. S.; CHAMBERS, J. Q.; NAKAMURA, S.; HIGUSCHI, N. Diameter increment and growth patterns for individual tree growing in Central Amazon, Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 166, n. 1-3, p. 295-301, 2002.

SHAO, G.; SHUGART, H. H. A compatible growth-density stand model derived from a distance-dependent individual tree model. **Forest Science**, Bethesda, v. 43, n. 3, p. 443-446, 1997.

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. Lisboa: Salamandra, 1997. p. 267-270.

SOARES, C. P. B.; OLIVEIRA, M. L. R.de. Equações para estimar a quantidade de carbono na parte aérea de árvores de eucalipto em Viçosa, Minas Gerais. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 26, n. 5, p. 533-539, 2002.

STAGE, A. R.; WYKOFF, W. R. Calibrating a model of stochastic effects on diameter increment for individual tree simulations of stand dynamics. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 4, p. 692-705, 1993.

STERBA, H.; MONSERUD, R. A. Applicability of the forest stand growth simulator PROGNAUS for the Austrian part of the Bohemian Massif. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 98, n. 1, p. 23-34, 1997.

TOMÉ, M.; BURKHART, H. E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual tree. **Forest Science**, Washington, v. 35, n. 3, p. 816-831, 1989.

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. 221, n. 1-3, p. 147-154, 2006.

VANCLAY, J. K. Growth models for tropical forests: a synthesis of models and methods. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 1, p. 7-42, 1995.

VOSPERNIK, S.; MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Do individual tree growth models correctly represent height: diameter ratios of Norway spruce and scots pine? **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, n. 10, p. 1735-1753, 2010.

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.

WYKOFF, W. R. A basal area increment model for individual conifers in the northern rocky mountains. **Forest Science**, Bethesda, v. 36, n. 4, p. 1077-1104, 1990.

ZHANG, L.; PENG, C.; DANG, Q. Individual tree basal area growth models for jack pine and black spruce in northern Ontario. **Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 80, n. 3, p.366-374, 2004.

ZHAO, D.; BORDERS, B.; WILSON, M.; RATHBUN, S.L. Modeling neighborhood effects on the growth and survival of individual trees in a natural temperate species-rich forest. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 196, n. 1, p. 90-102, 2006.

5. CONCLUSÕES GERAIS

Os resultados do Capítulo 1 desta tese permitem concluir que o *BAI* (índice de área basal) foi o que apresentou melhor desempenho para descrever a competição entre árvores de *Eucalyptus grandis* X *Eucalyptus urophylla*. Recomenda-se que sejam realizadas investigações referentes aos índices de competição dependentes da distância e também, de outros índices independentes da distância.

Com os resultados do Capítulo 2 foi possível concluir que o modelo proposto por West (1981), foi o que melhor descreveu a probabilidade de mortalidade. Mesmo assim, sugere-se intensificar os estudos com diferentes modelos (de mortalidade ou sobrevivência) e variáveis. Também, se sugere investigar outras formas de obtenção da mortalidade, como por exemplo, a matriz de transição e a distribuição da mortalidade em modelos de distribuição diamétrica.

Já os resultados do Capítulo 3 demonstraram que o modelo proposto por Lundqvist-Korf foi o que melhor estimou o crescimento em diâmetro e altura. Porém, é importante que seja investigado outros tipos de modelos e funções, como por exemplo, as funções modificadoras do crescimento potencial, e também, que sejam incluídas outras variáveis no modelo.

Os resultados do Capítulo 4 permitiram concluir que modelo completo de crescimento em nível de árvore individual forneceu estimativas precisas, e resultados consistentes do ponto de vista estatístico. No entanto, é importante investigar a inclusão de outros submodelos como: ingresso ou recrutamento, corte e desbaste, dano (causado por doenças, tempestades, deficiência hídrica, e outros), para tornar o modelo mais flexível.

Este estudo pioneiro na área de mensuração florestal no Brasil, contribuiu significativamente para o conhecimento dos submodelos que compõem o modelo de crescimento em nível de árvore individual (competição, mortalidade e crescimento dimensional), permitindo, assim, ampliar o conhecimento do crescimento em árvores individuais de eucalipto.

O desenvolvimento deste tipo de modelo deve-se tornar uma ferramenta importante e confiável no manejo florestal, o qual poderá ser aplicado em espécies exóticas e nativas, em florestas puras e mistas.

Trabalhos podem ser realizados seguindo a mesma metodologia deste estudo, porém com a utilização e verificação de outros índices de competição (categorias), assim como a utilização de diferentes variáveis, como a copa das árvores.

ANEXO

ANEXO A

Para demonstrar detalhadamente a rotina de simulação do modelo de crescimento em nível de árvore individual, escolheu aleatoriamente uma parcela, pertencente a classe de produtividade baixa (S = 20).

A descrição das etapas a seguir será realizada no intervalo de projeção de 24 a 36 meses, podendo ser repetidas até uma idade de projeção final definida.

- Etapas:

1^o) Calcular o diâmetro quadrático (q) das árvores da parcela (Tabela 1A), dado

pela expressão:
$$q = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n dap^2}{n}}$$

em que *dap* = diâmetro (cm); *n* = número de árvores amostradas na parcela.

Tabela 1A – Dados selecionados para demonstração da utilização do modelo de crescimento em nível de árvore individual

Parcela	Idade	Árvore	dap	Ht	Classe dap	BAI	Site	AS (m ²)	Vol (m ³)
426	24	14	5,25	9,62	5	0,27	21,48	0,00210	0,008770
426	24	49	5,95	10,17	5	0,27	21,48	0,00270	0,011910
426	24	54	5,00	9,43	5	0,27	21,48	0,00190	0,007780
426	24	1	7,80	11,67	7	0,53	21,48	0,00478	0,023603
426	24	21	6,84	10,89	7	0,53	21,48	0,00368	0,016898
426	24	23	7,38	11,33	7	0,53	21,48	0,00428	0,020513
426	24	27	7,99	11,83	7	0,53	21,48	0,00501	0,025129
426	24	34	7,64	11,54	7	0,53	21,48	0,00458	0,022380
426	24	38	7,64	11,54	7	0,53	21,48	0,00458	0,022380
426	24	40	7,54	11,46	7	0,53	21,48	0,00447	0,021667
426	24	41	7,32	11,28	7	0,53	21,48	0,00421	0,020063
426	24	43	7,32	11,28	7	0,53	21,48	0,00421	0,020063
426	24	47	7,58	11,49	7	0,53	21,48	0,00451	0,021903
426	24	2	8,44	12,20	9	0,87	21,48	0,00559	0,028943
426	24	3	9,55	13,14	9	0,87	21,48	0,00716	0,040135
426	24	5	9,23	12,87	9	0,87	21,48	0,00669	0,036685
426	24	7	8,50	12,26	9	0,87	21,48	0,00567	0,029517
426	24	9	9,71	13,28	9	0,87	21,48	0,00740	0,041938
426	24	11	9,52	13,11	9	0,87	21,48	0,00711	0,039780
426	24	15	8,85	12,55	9	0,87	21,48	0,00615	0,032815
426	24	16	9,14	12,79	9	0,87	21,48	0,00655	0,035691
426	24	19	8,12	11,94	9	0,87	21,48	0,00517	0,026182
426	24	20	9,93	13,46	9	0,87	21,48	0,00775	0,044552
426	24	22	8,28	12,07	9	0,87	21,48	0,00538	0,027539

Continua...

Tabela 1A, Cont.

Parcela	Idade	Árvore	dap	Ht	Classe dap	BAI	Site	AS (m ²)	Vol (m ³)
426	24	25	9,42	13,03	9	0,87	21,48	0,00697	0,038730
426	24	30	8,85	12,55	9	0,87	21,48	0,00615	0,032815
426	24	31	8,91	12,60	9	0,87	21,48	0,00624	0,033440
426	24	32	8,05	11,88	9	0,87	21,48	0,00509	0,025651
426	24	44	9,14	12,79	9	0,87	21,48	0,00655	0,035691
426	24	45	8,44	12,20	9	0,87	21,48	0,00559	0,028943
426	24	46	8,12	11,94	9	0,87	21,48	0,00517	0,026182
426	24	51	8,91	12,60	9	0,87	21,48	0,00624	0,033440
426	24	6	11,52	14,81	11	1,30	21,48	0,01043	0,066448
426	24	8	11,05	14,41	11	1,30	21,48	0,00958	0,059265
426	24	10	10,76	14,17	11	1,30	21,48	0,00909	0,055213
426	24	13	10,73	14,14	11	1,30	21,48	0,00904	0,054774
426	24	17	11,01	14,38	11	1,30	21,48	0,00953	0,058805
426	24	18	10,50	13,95	11	1,30	21,48	0,00867	0,051770
426	24	24	10,03	13,54	11	1,30	21,48	0,00790	0,045705
426	24	26	10,54	13,98	11	1,30	21,48	0,00872	0,052192
426	24	28	10,19	13,68	11	1,30	21,48	0,00815	0,047671
426	24	29	10,50	13,95	11	1,30	21,48	0,00867	0,051770
426	24	33	11,81	15,05	11	1,30	21,48	0,01095	0,071023
426	24	35	10,12	13,63	11	1,30	21,48	0,00805	0,046878
426	24	42	11,97	15,19	11	1,30	21,48	0,01125	0,073652
426	24	48	10,60	14,03	11	1,30	21,48	0,00882	0,053044
426	24	50	10,50	13,95	11	1,30	21,48	0,00867	0,051770
426	24	52	10,50	13,95	11	1,30	21,48	0,00867	0,051770
426	24	53	11,20	14,54	11	1,30	21,48	0,00986	0,061599
426	24	4	12,16	15,35	13	1,82	21,48	0,01161	0,076891
426	24	12	13,05	16,10	13	1,82	21,48	0,01338	0,093246
426	24	36	12,80	15,88	13	1,82	21,48	0,01286	0,088361
426	24	37	13,69	16,63	13	1,82	21,48	0,01471	0,106223
426	24	39	13,91	16,81	13	1,82	21,48	0,01520	0,111029
q = 9,63 \bar{H} = 13,05								B = 7,87 m ² ha ⁻¹	V = 46,22 m ³ ha ⁻¹

2º) Separar as árvores em classe de dap e elaborar uma tabela de frequência (Tabelas 1A e 2A).

Tabela 2A – Tabela de frequência

Classe (cm)	Centro da Classe (cm)	Número de Árvores
4 - 6	5	3
6,01 - 8	7	10
8,01 - 10	9	19
10,01 - 12	11	17
12,01 - 14	13	5

3º) Calcular o índice de competição *BAI* (índice de área basal) (Tabela 1A), dado pela expressão: $BAI = \frac{d_i^2}{q^2}$.

e que d_i = centro da classe de dap (cm); e q = diâmetro quadrático (9,63 cm).

Exemplo: cálculo do *BAI* para centro da classe = 5 cm.

$$BAI = \frac{5^2}{9,63^2} \therefore BAI = 0,26958 \therefore BAI = 0,27$$

4º) Calcular a probabilidade de mortalidade ($P(M)$) para cada classe de dap (Tabela 3A), utilizando a expressão: $P(M) = 0,038163 \cdot BAI^{-0,287461}$

Exemplo: $P(M)$ para centro da classe = 5 cm.

$$P(M) = 0,038163 \cdot \left(\frac{5^2}{9,63^2} \right)^{-0,287461} \therefore P(M) = 0,038163 \cdot 0,27^{-0,287461}$$

$$P(M) = 0,038163 \cdot 1,457004 \therefore P(M) = 0,055604 \therefore P(M) \approx 0,06$$

Tabela 3A – Cálculo das probabilidades de mortalidade ($P(M)$) por classe de dap

Classe (cm)	Centro da Classe (cm)	<i>BAI</i>	$P(M)$
4 - 6	5	0,27	0,06
6,01 - 8	7	0,53	0,05
8,01 - 10	9	0,87	0,04
10,01 - 12	11	1,30	0,04
12,01 - 14	13	1,82	0,03

5º) Calcular o número de árvores mortas (NM) que devem ser retiradas da lista em cada classe de dap (Tabela 4A). O NM é dado pela multiplicação entre a $P(M)$ e o número total de árvores presentes naquela classe de dap.

Exemplo: NM para centro da classe = 5 cm.

$$NM = 3 * 0,06 \therefore NM = 0,18$$

Tabela 4A – Número de árvores mortas (N(M) em cada classe de dap

Classe (cm)	Centro da Classe (cm)	Nº de Árvores	BAI	P(M)	Nº de Árvores Mortas (N(M))
4 - 6	5	3	0,27	0,06	0,18 ≈ 0
6,01 - 8	7	10	0,53	0,05	0,5 ≈ 1
8,01 - 10	9	19	0,87	0,04	0,8 ≈ 1
10,01 - 12	11	17	1,30	0,04	0,6 ≈ 1
12,01 - 14	13	5	1,82	0,03	0,2 ≈ 0

Deverão ser retiradas da lista apenas uma árvore de cada uma das classes 7, 9 e 11 cm.

6º) Selecionar as árvores que serão retiradas da lista, devido a mortalidade (Tabela 5A).

É atribuído um número aleatório para cada árvore. Como regra de decisão são escolhidas as árvores que receberam o menor valor do número aleatório, dentro do intervalo de 0 a 1.

Tabela 5A – Seleção das árvores que serão retiradas da lista

Parcela	Idade	Árvore	dap	Ht	Classe dap	Site	Nº aleatório	AS (m²)	Vol (m³)
426	24	14	5,25	9,62	5	21,48	0,48	0,002166	0,008771
426	24	49	5,95	10,17	5	21,48	0,43	0,002783	0,011916
426	24	54	5,00	9,43	5	21,48	0,54	0,001963	0,007789
426	24	1	7,80	11,67	7	21,48	0,28	0,004777	0,023603
b426	24	21	6,84	10,89	7	21,48	0,78	0,003678	0,016898
426	24	23	7,38	11,33	7	21,48	0,81	0,004283	0,020513
426	24	27	7,99	11,83	7	21,48	0,29	0,005013	0,025129
426	24	34	7,64	11,54	7	21,48	0,37	0,004584	0,02238
426	24	38	7,64	11,54	7	21,48	0,82	0,004584	0,02238
426	24	40	7,54	11,46	7	21,48	0,09	0,00447	0,021667
426	24	41	7,32	11,28	7	21,48	0,12	0,00421	0,020063
426	24	43	7,32	11,28	7	21,48	0,88	0,00421	0,020063
426	24	47	7,58	11,49	7	21,48	0,60	0,004508	0,021903
426	24	2	8,44	12,20	9	21,48	0,83	0,005588	0,028943
426	24	3	9,55	13,14	9	21,48	0,43	0,007162	0,040135
426	24	5	9,23	12,87	9	21,48	0,17	0,006692	0,036685
426	24	7	8,50	12,26	9	21,48	0,05	0,005673	0,029517
426	24	9	9,71	13,28	9	21,48	0,84	0,007403	0,041938
426	24	11	9,52	13,11	9	21,48	0,34	0,007114	0,039780
426	24	15	8,85	12,55	9	21,48	0,23	0,00615	0,032815
426	24	16	9,14	12,79	9	21,48	0,00	0,006555	0,035691
426	24	19	8,12	11,94	9	21,48	0,40	0,005175	0,026182
426	24	20	9,93	13,46	9	21,48	0,89	0,007746	0,044552

Continua...

Tabela 5A, Cont.

Parcela	Idade	Árvore	dap	Ht	Classe dap	Site	Nº aleatório	AS (m²)	Vol (m³)
426	24	22	8,28	12,07	9	21,48	0,15	0,005379	0,027539
426	24	25	9,42	13,03	9	21,48	0,67	0,006972	0,038730
426	24	30	8,85	12,55	9	21,48	0,56	0,00615	0,032815
426	24	31	8,91	12,60	9	21,48	0,81	0,006239	0,033440
426	24	32	8,05	11,88	9	21,48	0,92	0,005094	0,025651
426	24	44	9,14	12,79	9	21,48	0,70	0,006555	0,035691
426	24	45	8,44	12,20	9	21,48	0,18	0,005588	0,028943
426	24	46	8,12	11,94	9	21,48	0,90	0,005175	0,026182
426	24	51	8,91	12,60	9	21,48	0,40	0,006239	0,033440
426	24	6	11,52	14,81	11	21,48	0,89	0,010428	0,066448
426	24	8	11,05	14,41	11	21,48	0,23	0,009582	0,059265
426	24	10	10,76	14,17	11	21,48	0,37	0,009091	0,055213
426	24	13	10,73	14,14	11	21,48	0,00	0,009037	0,054774
426	24	17	11,01	14,38	11	21,48	0,92	0,009527	0,058805
426	24	18	10,50	13,95	11	21,48	0,70	0,008666	0,051770
426	24	24	10,03	13,54	11	21,48	0,53	0,007896	0,045705
426	24	26	10,54	13,98	11	21,48	0,83	0,008719	0,052192
426	24	28	10,19	13,68	11	21,48	0,87	0,008149	0,047671
426	24	29	10,50	13,95	11	21,48	0,99	0,008666	0,051770
426	24	33	11,81	15,05	11	21,48	0,46	0,010953	0,071023
426	24	35	10,12	13,63	11	21,48	0,31	0,008047	0,046878
426	24	42	11,97	15,19	11	21,48	0,60	0,011250	0,073652
426	24	48	10,60	14,03	11	21,48	0,20	0,008824	0,053044
426	24	50	10,50	13,95	11	21,48	0,74	0,008666	0,051770
426	24	52	10,50	13,95	11	21,48	0,96	0,008666	0,051770
426	24	53	11,20	14,54	11	21,48	0,94	0,009860	0,061599
426	24	4	12,16	15,35	13	21,48	0,99	0,011612	0,076891
426	24	12	13,05	16,10	13	21,48	0,25	0,013377	0,093246
426	24	36	12,80	15,88	13	21,48	0,86	0,012860	0,088361
426	24	37	13,69	16,63	13	21,48	0,28	0,014714	0,106223
426	24	39	13,91	16,81	13	21,48	0,89	0,015197	0,111029

Árvores em destaque foram retiradas da lista (devido a mortalidade).

7º) Projeção dos diâmetros e alturas das árvores vivas para a idade seguinte (36 meses) (Tabela 6A). As projeções do dap e Ht foram obtidas pelas expressões:

$$dap_2 = -0,530658 + 1,152842 \cdot S \cdot \left(\frac{dap_1}{-0,530658 + 1,152842 \cdot S} \right)^{\left(\frac{H_1}{I_2} \right)^{0,117852}} \quad (1)$$

$$Ht_2 = 0,070028 + 0,163913 \cdot S \cdot \left(\frac{Ht_1}{0,070028 + 0,163913 \cdot S} \right)^{\left(\frac{H_1}{I_2} \right)^{0,403665}} \quad (2)$$

Exemplo: projeção do dap₂ para a árvore número 14.

$$dap_2 = -0,530658 + 1,152842 \cdot 21,48 \cdot \left(\frac{5,25}{-0,530658 + 1,152842 \cdot 21,48} \right)^{\left(\frac{24}{36} \right)^{0,117852}} \quad \therefore$$

$$dap_2 = -0,530658 + 1,152842 \cdot 21,48 \cdot \left(\frac{5,25}{24,23238816} \right)^{0,078568} \quad \therefore dap_2 = 5,70$$

Tabela 6A – Projeções dos diâmetros e alturas para a idade seguinte (36 meses)

Parcela	Idade	Árvore	dap	Classe dap	Ht	Site	dap2	Ht2	AS ₂ (m ²)	Vol ₂ (m ³)
426	24	14	5,25	5	9,62	21,48	5,70	11,52	0,002549	0,012716
426	24	49	5,95	5	10,17	21,48	6,53	12,17	0,003347	0,017634
426	24	54	5,00	5	9,43	21,48	5,40	11,29	0,002289	0,011193
426	24	1	7,80	7	11,67	21,48	8,72	13,95	0,005968	0,036199
426	24	21	6,84	7	10,89	21,48	7,58	13,02	0,004518	0,025506
426	24	23	7,38	7	11,33	21,48	8,23	13,54	0,005315	0,031260
426	24	27	7,99	7	11,83	21,48	8,94	14,14	0,006282	0,038643
426	24	34	7,64	7	11,54	21,48	8,53	13,79	0,005712	0,034242
426	24	38	7,64	7	11,54	21,48	8,53	13,79	0,005712	0,034242
426	24	41	7,32	7	11,28	21,48	8,15	13,48	0,005218	0,030542
426	24	43	7,32	7	11,28	21,48	8,15	13,48	0,005218	0,030542
426	24	47	7,58	7	11,49	21,48	8,45	13,73	0,005611	0,033480
426	24	2	8,44	9	12,20	21,48	9,47	14,58	0,007046	0,044768
426	24	3	9,55	9	13,14	21,48	10,79	15,70	0,009149	0,062835
426	24	5	9,23	9	12,87	21,48	10,42	15,38	0,008520	0,057254
426	24	7	8,50	9	12,26	21,48	9,55	14,65	0,007159	0,045693
426	24	9	9,71	9	13,28	21,48	10,98	15,86	0,009471	0,065756
426	24	11	9,52	9	13,11	21,48	10,75	15,67	0,009085	0,062261
426	24	15	8,85	9	12,55	21,48	9,96	14,99	0,007795	0,051006
426	24	19	8,12	9	11,94	21,48	9,09	14,27	0,006496	0,040332
426	24	20	9,93	9	13,46	21,48	11,25	16,08	0,009933	0,069996
426	24	22	8,28	9	12,07	21,48	9,28	14,42	0,006768	0,042512
426	24	25	9,42	9	13,03	21,48	10,64	15,57	0,008894	0,060561
426	24	30	8,85	9	12,55	21,48	9,96	14,99	0,007795	0,051006
426	24	31	8,91	9	12,60	21,48	10,04	15,06	0,007914	0,052014
426	24	32	8,05	9	11,88	21,48	9,02	14,20	0,006388	0,039482
426	24	44	9,14	9	12,79	21,48	10,30	15,28	0,008336	0,055647
426	24	45	8,44	9	12,20	21,48	9,47	14,58	0,007046	0,044768
426	24	46	8,12	9	11,94	21,48	9,09	14,27	0,006496	0,040332
426	24	51	8,91	9	12,60	21,48	10,04	15,06	0,007914	0,052014
426	24	6	11,52	11	14,81	21,48	13,13	17,69	0,013546	0,105655
426	24	8	11,05	11	14,41	21,48	12,57	17,20	0,012403	0,093930
426	24	10	10,76	11	14,17	21,48	12,23	16,92	0,011742	0,087327
426	24	17	11,01	11	14,38	21,48	12,53	17,17	0,012329	0,093180
426	24	18	10,50	11	13,95	21,48	11,93	16,66	0,011169	0,081722
426	24	24	10,03	11	13,54	21,48	11,36	16,18	0,010134	0,071867
426	24	26	10,54	11	13,98	21,48	11,96	16,69	0,011240	0,082409
426	24	28	10,19	11	13,68	21,48	11,55	16,34	0,010473	0,075059
426	24	29	10,50	11	13,95	21,48	11,93	16,66	0,011169	0,081722
426	24	33	11,81	11	15,05	21,48	13,47	17,97	0,014256	0,113133
426	24	35	10,12	11	13,63	21,48	11,47	16,27	0,010337	0,073771
426	24	42	11,97	11	15,19	21,48	13,66	18,13	0,014658	0,117434
426	24	48	10,60	11	14,03	21,48	12,04	16,76	0,011382	0,083795
426	24	50	10,50	11	13,95	21,48	11,93	16,66	0,011169	0,081722
426	24	52	10,50	11	13,95	21,48	11,93	16,66	0,011169	0,081722
426	24	53	11,20	11	14,54	21,48	12,76	17,36	0,012779	0,097737
426	24	4	12,16	13	15,35	21,48	13,89	18,32	0,015148	0,122735
426	24	12	13,05	13	16,10	21,48	14,94	19,21	0,017541	0,149557
426	24	36	12,80	13	15,88	21,48	14,64	18,96	0,016840	0,141538
426	24	37	13,69	13	16,63	21,48	15,70	19,85	0,019358	0,170887
426	24	39	13,91	13	16,81	21,48	15,96	20,07	0,020015	0,178795
							Q = 10,93	H ₂ = 15,61	B = 9,58 m ² ha ⁻¹	V = 69,20 m ³ ha ⁻¹

em que dap₂ = diâmetro (cm) projetado para a idade futura (36 meses); Ht₂ = altura (m) projetada para a idade futura (36 meses); AS₂ = área seccional na idade futura (36 meses); Vol₂ = volume da árvore na idade futura (36 meses); q = diâmetro quadrático na idade futura; H₂ = altura média na idade futura; B = área basal da parcela (m² ha⁻¹); e V = volume da parcela (m³ ha⁻¹).

9º) Totalização das estimativas dos parâmetros do povoamento como volume da parcela (V) ($m^3 ha^{-1}$), área basal da parcela (B) ($m^2 ha^{-1}$), diâmetro quadrático (q) e altura média (\bar{H}) (Tabela 6A).

Esta rotina foi realizada 30 vezes, e repetida para os outros intervalos de projeções.