



ANDRESSA RIBEIRO

**AFRICAN MAHOGANY PLANTATIONS:
MODELING GROWTH AND YIELD IN BRAZIL**

LAVRAS - MG

2017

ANDRESSA RIBEIRO

**AFRICAN MAHOGANY PLANTATIONS: MODELING GROWTH AND
YIELD IN BRAZIL**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, área de concentração em Manejo Florestal, para a obtenção do título de Doutor.

Orientador

Dr. José Roberto Soares Scolforo

Coorientador

Dr. Antônio Carlos Ferraz Filho

LAVRAS - MG

2017

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Ribeiro, Andressa .

African mahogany plantations : modeling growth and yield in
Brazil / Andressa Ribeiro. - 2017.

165 p. : il.

Orientador(a): José Roberto Soares Scolforo.

Coorientador(a): Antonio Carlos Ferraz Filho.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Lavras, 2017.

Bibliografia.

1. Forest plantation. 2. Forest management. 3. Statistical
modeling. I. Scolforo, José Roberto Soares. II. Ferraz Filho,
Antonio Carlos. III. Título.

ANDRESSA RIBEIRO

**AFRICAN MAHOGANY PLANTATIONS: MODELING GROWTH AND
YIELD IN BRAZIL**

Tese apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, área de concentração em Manejo Florestal, para a obtenção do título de Doutor.

APROVADA em 16 de fevereiro de 2017.

Dra. Adriana Leandra de Assis UFMG

Dr. Fausto Weimar Acerbi Júnior UFLA

Dr. Julio Eduardo Arce UFPR

Dr. Lucas Gomide do Amaral UFLA

Dr. José Roberto Soares Scolforo
Orientador

Dr. Antônio Carlos Ferraz Filho
Coorientador

LAVRAS - MG

2017

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal do Piauí, por permitir meu afastamento para a conclusão do meu doutorado na Universidade Federal de Lavras. Aos alunos da UFPI por entenderem minha ausência. Aos professores e ao programa de pós-graduação em Engenharia Florestal da UFLA.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão da bolsa para o doutorado sanduíche (PDSE 99999.010833/2014-05). À Fundação de Amparo à Pesquisa de Minas Gerais (FAPEMIG), pela bolsa concedida durante o primeiro semestre do curso.

À Associação Brasileira de Produtores de Mogno Africano (ABPMA) por sempre estarem dispostos a contribuir para o engrandecimento do trabalho, em especial aos proprietários e responsáveis das Fazendas: Atlântica, Foco e Meta, Aventura, Florestas Canastra, Guaiçara, Quenta Sol, Norton e Jacúba.

Gratidão a todos os envolvidos na elaboração dessa tese, dentre eles, os professores, alunos, proprietários das fazendas e trabalhadores rurais, que auxiliaram na coleta de dados, análise e discussão dos resultados.

Ao Prof. Scolforo, que mesmo extremamente ocupado, sempre se mostrou disposto em contribuir para melhorias neste estudo. À Profa. Margarida Tomé por ter me recebido na Universidade de Lisboa com tamanha simpatia e amizade. Obrigada pelos valiosos ensinamentos! Aos colegas do Forchange pelos bons momentos de convívio.

Ao Prof. Antônio, coorientador, marido, eterno namorado, companheiro e melhor amigo. Meu amor por ti é indescritível! Agradeço sua paciência, às vezes impaciente! Obrigada por compartilhar seus conhecimentos.

À minha família e aos amigos, por entenderem e apoiarem mais este ciclo de minha vida.

Obrigada!

RESUMO

A *Khaya ivorensis* A. Chev. é uma espécie de origem africana e de cultivo recente no Brasil, não existindo até o presente, dados abrangentes sobre as tendências de crescimento da mesma. A decisão para a implantação de uma floresta leva em consideração diversos aspectos, dentre eles, a viabilidade econômica. Porém, para alcançar tal viabilidade, há a necessidade de desenvolver modelos que forneçam estimativas do crescimento futuro do povoamento, a fim de compor um sistema de prognose para definir as melhores técnicas silviculturais. Portanto, a modelagem do crescimento e produção é crucial para atender os objetivos e a lucratividade almejada pelos gestores florestais. O presente trabalho propõe estudos referentes ao manejo florestal da espécie, ainda escassos na literatura. Os dados utilizados são provenientes de plantios instalados em diferentes regiões brasileiras. Os plantios utilizam espaçamento variando de 4x5 a 12x12 metros, com idades de 1,1 até 15 anos, a maioria com mensurações anuais iniciadas no ano de 2010. A primeira parte do trabalho é composta por um referencial teórico sobre o estado da arte da modelagem estatística nas ciências florestais e uma breve descrição sobre análise financeira. A segunda parte é composta por um artigo de revisão que discorre sobre o cultivo do mogno africano no Brasil e em outras partes do mundo. Um segundo artigo sobre modelagem hipsométrica, em que foram avaliados modelos matemáticos, sob diferentes métodos de ajuste, a fim de selecionar uma equação para predição da altura em plantios de mogno africano. Os resultados mostraram que o uso da modelagem mista com a correção da heterogeneidade de variância na regressão foi a melhor equação para estimativa da altura. O terceiro artigo aborda a avaliação de modelos de crescimento em altura dominante comparando modelos dinâmicos invariantes com a idade padrão e modelos estáticos (método da curva guia) para a classificação de sítio. O modelo de Lundqvist-Korf com o método da curva guia se mostrou eficaz, sendo recomendado para a classificação de sítios e para a predição de altura dominante em povoamentos de mogno africano. A amplitude dos índices de sítio, na idade de referência de 15 anos, foi de 17 a 33 metros. O quarto artigo se refere a um sistema de equações desenvolvidas para prognose do crescimento e produção do mogno africano por classe diamétrica, em que o método da recuperação de parâmetros foi utilizado, em conjunto à função de densidade de probabilidade de Weibull, para estimativa do volume e da área basal. E, por fim, o quinto artigo trata da análise financeira da implantação do mogno africano no Brasil, avaliando três situações de manejo (sem desbaste, um desbaste ou dois desbastes) e os riscos envolvidos na atividade, bem como o reflexo destes no valor presente líquido (VPL) do empreendimento para as cinco classes de produtividade.

Palavras-chave: Plantio florestal. Manejo florestal. Modelagem estatística.

ABSTRACT

Khaya ivorensis A. Chev. is a species of African origin and of recent cultivation in Brazil, not existing to date published data on the growth trends for the species. The analysis of a forestry project takes into account different types of feasibility criteria for implementation or not of the project, including the economic feasibility. But to evaluate this viability there is a need to develop models that provide estimates of the future growth of a forest in order to define the best silvicultural techniques. Therefore, the modeling of growth and yield is crucial to meet the planned objectives and the consequent profitability desired by forest managers. The present work proposes studies regarding the forest management of the species, still scarce in the literature. The data used come from commercial plantations installed in different Brazilian regions, mostly in the state of Minas Gerais. The plantations use spacing ranging from 4x5 to 12x12 meters, with ages ranging from 1.1 to 15 years, most with annual measurements starting in the year 2010. The first part of the work is composed of a theoretical reference on the state of the art of statistical modeling in the forest sciences and a brief description of financial analysis. The second part is composed of the research papers of this thesis. The first is a review article on the cultivation of African mahogany in Brazil and other parts of the world. A second article is about hypsometric modeling, in which mathematical models were evaluated under different fitting methods in order to select an equation for height prediction for African mahogany plantations. The third article was the evaluation of dominant height growth models comparing invariant dynamic models with standard age and static models (guide curve method) for site classification. The Lundqvist-Korf model with the guide curve method was efficient and recommended for site classification and prediction of dominant height in African mahogany stands. The amplitude of site indexes, at the reference age of 15 years, was 17 to 33 meters. The fourth article refers to a system of equations developed for the prognosis of growth and production of African mahogany by diameter class, in which the parameter recovery method was used with the Weibull probability density function to estimate volume and basal area. Finally, the fifth article deals with the financial analysis of the implantation and growing of African mahogany in the state of Minas Gerais, evaluating three management situations (no thinning, one thinning or two thinnings), the risks involved in the activity and their reflection in the net present value (NPV) of the enterprise for the five productivity classes.

Keywords: Forest plantation. Forest management. Statistical modelling.

SUMÁRIO

	PRIMEIRA PARTE	11
1	INTRODUÇÃO GERAL	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1	Modelos matemáticos aplicados à ciência florestal.....	13
2.2	Modelos de crescimento e produção	15
2.2.1	Modelagem em nível de povoamento	19
2.2.2	Modelagem em nível de classe diamétrica	21
2.2.3	Modelagem em nível de árvore individual.....	24
2.3	Avaliação de projetos florestais	27
3	CARACTERIZAÇÃO DA BASE DE DADOS.....	30
4	CONSIDERAÇÕES GERAIS	33
	REFERÊNCIAS	34
	SEGUNDA PARTE – ARTIGOS.....	41
	ARTIGO 1 - O cultivo do mogno africano (<i>khaya</i> spp.) e o crescimento da atividade no Brasil	42
1	INTRODUÇÃO	44
2	A ORIGEM DA NOMENCLATURA MOGNO	44
3	CARACTERÍSTICAS DO GÊNERO <i>KHAYA</i>	46
4	PLANTIO E MANEJO FLORESTAL DE <i>KHAYA IVORENSIS</i>	49
5	COMERCIALIZAÇÃO DA MADEIRA DE <i>KHAYA SPP.</i>	55
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	58
	REFERÊNCIAS	58
	ARTIGO 2 - Tree height prediction in brazilian <i>khaya ivorensis</i> stands	66
1	INTRODUCTION	68
2	METHODS.....	69

3	RESULTS	74
4	DISCUSSION	81
5	CONCLUSION	86
	REFERENCES	86
	ARTIGO 3 - A site quality curves for african mahogany plantations in Brazil	90
1	INTRODUCTION	92
2	MATERIAL AND METHODS	93
3	RESULTS AND DISCUSSION	98
	REFERENCES	107
	ARTIGO 4 - Compatible system of equations to predict diameter class production for african mahogany stands in Brazil	113
1	INTRODUCTION	115
2	MATERIAL AND METHODS	116
2.1	Data summary	116
2.2	Estimation of stand variables	117
2.3	Probability density function	120
2.4	Validation of the system	121
2.5	Thinning simulation and prognosis	123
3	RESULTS	124
3.1	Stand variables equations	124
3.2	Density probability function	127
3.3	Thinning simulation and Prognosis system	129
4	DISCUSSION	134
5	CONCLUSIONS	138
	REFERENTIAL	138
	ARTIGO 5 - Financial analysis of brazilian african mahogany plantations for commercialization of multiple products	145

1	INTRODUCTION	147
2	MATERIAL AND METHODS	148
3	RESULTS AND DISCUSSION	153
4	CONCLUSION	161
	REFERENTIAL	161

PRIMEIRA PARTE

1 INTRODUÇÃO GERAL

Khaya ivorensis A. Chev. é uma espécie de origem africana, especificamente dos países Costa do Marfim, Camarões, Nigéria e Gana. A espécie é comercializada pela sua madeira desde o início do século passado, e, devido à exploração predatória, está ameaçada de extinção em alguns de seus locais de origem. No Brasil, estudos sobre a espécie ainda são recentes, não existindo até o presente, dados publicados sobre as tendências de crescimento da mesma.

Nos estudos do crescimento de variáveis dendrométricas, comumente o volume, utilizam-se modelos matemáticos para estimar a produção da floresta ao longo dos anos a fim de orientar o processo de tomada de decisões no gerenciamento de uma floresta. No caso florestal, basicamente os modelos empíricos e mecanicísticos são difundidos entre os profissionais responsáveis pela modelagem do crescimento no planejamento florestal. Na modelagem empírica, destacam-se três níveis: os modelos de árvores individuais, os modelos de povoamento e os modelos por classe diamétrica.

Sabe-se que cada conjunto de dados requer um modelo específico, e que o ajuste de diferentes modelos matemáticos deve ser feito até encontrar aquele que fornecerá a melhor estimativa da variável resposta. Várias são as publicações sobre modelagem do crescimento e produção em povoamentos florestais, mas nenhum consenso existe sobre qual o modelo melhor para prognosticar o crescimento futuro de uma floresta. Atualmente, as plantações florestais no Brasil são prioritariamente compostas por *Eucalyptus* spp. e *Pinus* spp., porém, outras espécies com madeiras voltadas para segmentos de painéis e processamento mecânico estão ganhando espaço no cenário florestal brasileiro. O mogno africano (*Khaya* spp.) é uma destas espécies, e possui áreas de plantio comercial em crescente expansão no país.

Para complementar as decisões no manejo florestal, a análise de um projeto florestal deve levar em consideração diferentes tipos de viabilidade para implantação ou não da floresta, dentre eles o de viabilidade financeira. Porém, para alcançar tal viabilidade, há a necessidade de se desenvolver modelos que forneçam estimativas do crescimento futuro de uma floresta, bem como cenários econômicos e regimes de manejo. Logo, a modelação do crescimento é crucial para atender os objetivos planejados e a consequente lucratividade almejada, calculando custos e receitas com base nas estimativas volumétricas.

Diante do exposto, o presente trabalho tem como objetivo principal modelar o crescimento e a produção em povoamentos de mogno africano, dando subsídio para a melhoria das técnicas de manejo florestal da espécie, no Brasil. Tem ainda como objetivos específicos, realizar uma revisão bibliográfica sobre o cultivo da espécie; ajustar modelos hipsométricos para melhor predição de altura; classificar os sítios florestais dos plantios de mogno africano no Brasil e, com as estimativas de crescimento, simular cenários de manejo, por meio de uma avaliação financeira.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Modelos matemáticos aplicados à ciência florestal

Modelos matemáticos são empregados amplamente no meio florestal, estudos sobre o assunto são realizados há mais de 200 anos, atingindo grandes progressos referentes à análise quantitativa do crescimento florestal desde meados do século passado, principalmente nas últimas décadas (KANGA; KANGA, 2004). Comumente, os profissionais do setor florestal utilizam modelos matemáticos como forma de controle e projeção da estrutura e crescimento, bem como da produção dos povoamentos, utilizando-se informações correntes para inferir em cenários futuros. No geral, esses modelos são representações de qualquer fenômeno no mundo real, sendo uma ferramenta útil na reflexão, prognose e tomada de decisões, em horizontes de planejamento de médio e longo prazo (BOUNGIORNO; GILLES, 2003). Os modelos podem ser definidos como sendo a representação simplificada de algum aspecto real, e no contexto estatístico, o modelo nada mais é que uma demonstração formal da teoria que envolve uma expressão matemática abrangendo variáveis a fim de gerar uma equação preditiva acurada (BARRETT; FRIED, 2004).

A popularização da regressão linear no meio florestal se deu a partir de estudos relevantes, tais como Trorey (1932) que utilizou um modelo linear para retratar a relação entre altura e diâmetro; Schumacher e Hall (1933) utilizando um modelo volumétrico a partir de uma regressão linear múltipla; Schumacher (1939) utilizando variáveis do povoamento para o primeiro modelo volumétrico global; Reinecke (1933) aplicando uma regressão para determinar a densidade máxima de um talhão, a partir de um determinado diâmetro quadrático médio, dentre outros.

O modelo de crescimento, com caráter não linear, foi inicialmente introduzido por Richards em 1959 que, estudando o crescimento de plantas, utilizou uma função de crescimento de animais desenvolvida por Ludwing Von Bertalanffy no ano de 1951, desenvolvendo assim, uma série de considerações que possibilitaram a generalização da função de crescimento estudada. Posteriormente, Chapman, em 1961, estudando o crescimento de peixes, chegou às mesmas conclusões de Richards. Essa função altamente difundida e popularmente conhecida como Chapman-Richards foi introduzida no meio florestal por Turnbull (1963), que com seus estudos, mudou o rumo da modelagem da produção florestal.

Os modelos amplamente empregados na ciência florestal podem ser diferenciados, de forma simplificada, em modelos descritivos, empíricos ou biométricos, e em modelos baseados em processos ou mecanicísticos. Os primeiros se caracterizam por representar muito bem as situações reais da floresta, porém, se ajustam satisfatoriamente apenas dentro da base de dados em que os modelos foram gerados. Estes se classificam em modelos para o povoamento, por classe diamétrica ou para árvores individuais. Já os modelos processuais têm como base a fisiologia vegetal, conferindo uma visão mais generalista e fisiologicamente embasada para estimativa do crescimento, ou seja, predizem a produção por meio do funcionamento da planta. Dentre esses, estão os modelos ecofisiológicos, modelos baseados no clima e modelos baseados na arquitetura das árvores (VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006; BURKHART; TOMÉ, 2012).

Para Spathelf e Nutto (2000) os modelos mecanicísticos servem para entender os processos, e neles, a floresta é vista como um sistema de ligações complexas entre seus elementos. Já os modelos empíricos podem ser chamados de modelos de prognose, pois assumem padrões comuns no crescimento dos indivíduos, em que a floresta é vista como um sistema de produção.

2.2 Modelos de crescimento e produção

Modelos de crescimento e produção têm uma longa história na engenharia florestal. No início dos anos 50, florestais da Europa central utilizavam métodos gráficos para modelar o crescimento e a produção de povoamentos florestais (PENG, 2000). Vanclay (1994) definiu que o uso comum de modelos de crescimento e produção geralmente se refere a um sistema de equações que podem prever o crescimento e produção de um determinado povoamento, sob amplas condições e variedades. Para Peng (2000), modelos de crescimento e produção podem consistir em uma simples equação ou em uma série inter-relacionada, que juntas, formam um sistema de simulação.

Pressler (1864) citado por Larson (1963) resumiu suas observações sobre crescimento das árvores em três leis primárias, sendo elas: (1) o crescimento anual seccional dos anéis de uma árvore a um determinado ponto de altura é proporcional à quantidade de folhas a montante deste ponto; portanto, (2) em todas as partes do fuste sem galhos, o crescimento dos anéis será igual; (3) dentre a copa, o crescimento em área seccional dos anéis diminuirá de baixo para cima em relação à quantidade de folhas acima do ponto de referência.

Enquanto Pressler admitia que seus teoremas eram hipotéticos e não necessariamente acurados matematicamente, devido às variações de crescimento que ocorrem na natureza, a publicação dos teoremas estimulou várias pesquisas embasadas no desenvolvimento do fuste e volume de uma árvore, pois, o autor sugeriu que padrões definitivos de crescimento de madeira poderiam ser formulados. Assim, estudos sobre a modelagem do crescimento se iniciaram, sendo então os modelos de crescimento e produção definidos como modelos que projetam características individuais ou de um povoamento num futuro a partir de uma base de dados em condições iniciais (BURLEY et al., 2004).

Dessa forma, o crescimento pode ser interpretado como o incremento nas dimensões de uma árvore ou um conjunto de árvores na floresta num determinado período de tempo; e a produção como sendo o somatório desses incrementos num tempo definido (VANCLAY, 1994; SCHNEIDER, 2004; SCOLFORO, 2006; CAMPOS; LEITE, 2013). O crescimento e a produção estão relacionados matematicamente, uma vez que o incremento é a derivada do crescimento em função do tempo (SPATHELF; NUTTO, 2000).

Skovsgaard e Vanclay (2008) numa revisão bibliográfica sobre a produtividade de sítios florestais alegaram que, com a introdução de métodos científicos na área florestal na Europa, cerca de duzentos a trezentos anos atrás, as primeiras tentativas de classificar a produção potencial de um sítio florestal utilizaram uma abordagem geocêntrica, ou seja, identificando características do local em que o plantio estava localizado. Inicialmente, era comum o uso de classificações amplas como ‘solo argiloso de baixa altitude e capacidade mediana de produção de madeira’. A produção em madeira era estimada usando ‘tabelas de experiência’, precursora das tabelas de produção e dos modelos de crescimento. As tabelas de experiência eram construídas com base em um talhão índice, ou seja, um talhão que refletia o desenvolvimento florestal típico de um determinado sítio florestal.

Existem diversas técnicas para a predição e projeção do crescimento e produção como suporte para viabilizar o manejo florestal, a silvicultura, o planejamento florestal, a análise econômica do empreendimento e até mesmo o inventário florestal. O uso de modelos matemáticos é a ferramenta mais usual, e estudos sobre o assunto são realizados há anos, atingindo grandes progressos referentes à análise quantitativa do crescimento florestal, desde meados do século passado, principalmente nas últimas décadas, devido ao avanço tecnológico (BURKHART; TOMÉ, 2012).

Aspectos como a compatibilidade entre modelos de crescimento e produção, avanço computacional, modelagem baseada em processos fisiológicos, necessidade de obtenção de relações cada vez mais eficientes na representação da realidade, têm motivado inúmeras tentativas de inclusão de fatores ambientais, tais como fatores climáticos e edáficos em associação aos fatores biológicos na modelagem de crescimento e produção (VANCLAY, 1994).

Kanga e Kanga (2004) afirmaram que no início das atividades de modelagem e produção, as equações de crescimento e de produção eram construídas independentes umas das outras. Porém, a soma de crescimento muitas vezes não correspondia à produção predita pelo modelo. Para obter estimativas compatíveis de modelos de crescimento e produção, diversas equações diferenciais foram utilizadas, por exemplo, a função de crescimento pode ser integrada para obter a produção, bem como a função de produção pode ser derivada a fim de se ter a função de crescimento. A obtenção de equações compatíveis de crescimento e produção foi um grande desafio no início dos anos 60, um exemplo amplamente utilizado no meio florestal é o conjunto de equações simultâneas propostas por Clutter (1963) e Sullivan e Clutter (1972).

Peng (2000) destacou que com o passar dos anos, uma variedade de modelos foi desenvolvida para predição do crescimento e produção, utilizando abordagens em nível de árvore individual e povoamento. A modelagem também mudou o enfoque empírico para uma abordagem baseada em processos ecológicos e mecanicísticos, além de ter incorporado uma ampla variedade de técnicas, tais como: (1) sistema de equações; (2) tabela de produção com projeções não lineares; (3) cadeia de Markov; (4) modelos matriciais e; (5) redes neurais artificiais.

Os modelos de crescimento e produção podem ser classificados em modelos para o povoamento completo, estes se dividem em modelos em nível do

povoamento (equações de crescimento e produção), modelos em nível de classe diamétrica, e modelos em nível de árvore individual, além dos modelos de ecossistema (VANCLAY, 1994; PENG, 2000).

De acordo com Kanga e Kanga (2004), para a modelagem do crescimento de um povoamento, pode-se separar os modelos em dois grupos. O primeiro possibilita a predição do incremento em volume ou área basal num determinado período de tempo, em que tais modelos são desenvolvidos com a soma de subseqüentes predições. A outra classe, consiste em modelos para projeção de variáveis de interesse, tais como altura dominante ou área basal, num período de tempo desejado. Estes são denominados modelos de projeção e são bastante utilizados na América do Norte e em florestas tropicais.

Para o profissional florestal, uma das fontes de informação mais importante é a existência de relações quantitativas e modelos matemáticos que sejam consistentes e numericamente compatíveis para a predição do desenvolvimento do povoamento em qualquer idade. Esse conjunto de relações permite efetuar a prognose do crescimento e da produção das florestas sujeitas a diferentes densidades e tratamentos silviculturais, possibilitando inferências sobre a melhor estratégia de plantio, a análise econômica de tratamentos silviculturais, o planejamento da época de corte, a alocação de parte das árvores ou povoamentos para diferentes produtos, dentre outros (SCOLFORO, 2006). Dessa maneira a predição do valor potencial da produção sob várias condições, fornecerá ao administrador elementos para se efetuar a otimização da produção florestal.

A modelagem do crescimento e produção está em constante aprimoramento e sofisticação, uma vez que os pesquisadores trazem novos fundamentos biológicos, inovam no uso de estatísticas mais avançadas e investem em poderosas tecnologias computacionais para dar suporte a problemas de predição no crescimento e produção (BURKHART; TOMÉ,

2012). O uso ferramentas de inteligência artificial, como as redes neurais artificiais (RNA), tem sido empregado com sucesso na área florestal, como alternativa ao uso dos modelos de regressão (CASTRO et al., 2013; BINOTI et al., 2015; REIS et al., 2016).

2.2.1 Modelagem em nível de povoamento

Kanga e Kanga (2004) descreveram que as primeiras tabelas de crescimento e produção, também denominadas de modelos de povoamento. Foram criadas no final do século XVIII e início do XIX para povoamentos puros. Burkhart (1979) citou que os primeiros pesquisadores a utilizar técnicas de regressão múltipla para prever o crescimento e produção para o povoamento total ou parte dele foram Mackinney e Chaiken, no ano de 1939. Na Alemanha, as publicações sobre o tema atingiram o milhar em 1880. Posteriormente, tabelas de crescimento e produção específicas para cada tipo de sítio passaram a ser construídas.

Spathelf e Nutto (2000) descreveram que as primeiras tabelas de produção foram desenvolvidas utilizando o método chamado *Streifenverfahren* (método das faixas); em que foram coletados pares de dados altura *versus* idade e volume *versus* altura, em áreas extensas, numa grande variedade de classes de sítio. Posteriormente, foram ajustadas curvas aos dados, determinando mais de quatro curvas entre as curvas máxima e mínima, com o objetivo de estabelecer cinco faixas, com intuito de enquadrar um povoamento numa classe de produção, em que o crescimento do povoamento deveria seguir a curva escolhida.

Segundo Clutter et al. (1983) os primeiros trabalhos publicados envolvendo variáveis do povoamento foram os de MacKinney e colaboradores no ano de 1937, Schumacher em 1939 e MacKinney e Chaiken em 1939; que

utilizaram uma variável de densidade para predição da produção volumétrica, e a partir destes trabalhos, diversos outros foram desenvolvidos. Para Campos e Leite (2013) os modelos de povoamento se dividem em duas classes: modelos normais ou empíricos e modelos de densidade variável; em que os primeiros são modelos estáticos não oferecendo projeções da densidade, já os de densidade variável estimam a taxa de crescimento dentro de um sistema de equações.

Vanclay (1994) definiu modelos de crescimento em nível de povoamentos como sendo uma abstração da dinâmica natural da floresta, que pode englobar o crescimento, a mortalidade e algumas outras mudanças na composição ou estrutura do povoamento. Para Campos e Leite (2013), os modelos em nível de povoamento não explicam diretamente a variação do tamanho das árvores, mas estimam o crescimento e a produção a partir de variáveis do povoamento tais como idade, área basal, número de indivíduos e índice de sítio, em que o crescimento é estimado independentemente da classe de tamanho das árvores. Modelos em nível de povoamento utilizam parâmetros tais como área basal, densidade de volume e demais parâmetros que caracterizam uma distribuição diamétrica para simular o crescimento e produção do povoamento (PENG, 2000).

Para Burkhart et al. (1981) a abordagem empregada nos modelos em nível de povoamento, um valor agregado de volume do talhão é estimado, utilizando-se variáveis em níveis de povoamento (idade, índice de sítio, área basal ou número de árvores), mas nenhuma informação da distribuição do volume em classes de tamanho é fornecida.

Tais modelos são geralmente simples e robustos, e como dito anteriormente, parâmetros populacionais como o estoque florestal (número de indivíduos por hectare), área basal e volume são utilizados na predição do crescimento e produção da floresta. No meio florestal o modelo mais difundido é o de Clutter (1963) que utiliza como variável dependente o volume por unidade

de área em função das variáveis independentes, idade e área basal (presentes e futuras). Este é um modelo explícito visto o cálculo da produção em volume ser realizado de forma direta; do tipo densidade variável, pois estima a produção em diferentes níveis de área basal; compatível uma vez que a integral da equação de crescimento gera a equação de produção, e última equação quando derivada gera a equação de crescimento; além de ser consistente devido às estimativas poderem ser feitas em diferentes intervalos de tempo (CAMPOS; LEITE, 2013).

2.2.2 Modelagem em nível de classe diamétrica

Loetsch, Zöhner e Haller (1973) definiram a distribuição diamétrica como sendo um indicador da estrutura do estoque de crescimento, permitindo com certa experiência, a elaboração de conclusões a respeito da estrutura da floresta.

Os primeiros modelos de classe diamétrica foram desenvolvidos por Leslie e Lewis para estimar o crescimento de animais (BUONGIORNO; MITCHIE, 1980). Os autores adaptaram esses modelos para povoamentos florestais, estimando o ingresso de árvores com base em dados de área basal e número de árvores.

Bailey e Dell (1973) afirmaram que a quantificação da distribuição diamétrica e suas relações com o sítio, a composição do povoamento, a idade e a densidade, são valiosas, tanto para fins econômicos, como para fins biológicos. Assim, a distribuição diamétrica surge como um indicador potencial da estrutura da floresta, permitindo distinguir diferentes tipos florestais, além de viabilizar a prognose dos múltiplos produtos (SCOLFARO, 2006).

Segundo Burkhart et al. (1981), na utilização de modelos por classe diamétrica, o número de árvores por hectare em cada classe diamétrica é estimado através do uso de uma função densidade de probabilidade, fornecendo

a frequência relativa de árvores em cada classe diamétrica. A altura total média é estimada para árvores de uma determinada classe diamétrica, crescendo em condições determinadas e o volume por classe diamétrica é calculado usando a altura média estimada e o valor central da classe diamétrica, sendo estes valores inseridos em um modelo de volume. Valores de produção por hectare são obtidos somando-se os volumes das classes diamétricas de interesse. Apenas valores no nível de talhão (como idade, índice de sítio, área basal ou número de árvores) são necessários como valores de entrada, mas valores detalhados de distribuição diamétrica do talhão são obtidos como variáveis de saída. Os vários modelos de distribuição diamétrica diferem, principalmente, na função probabilística usada para descrever a distribuição do diâmetro (BURKHART, 1979).

Vanclay (1994) reportou que modelos de classe diamétrica proporcionam algumas informações ligadas à estrutura do povoamento. Muitas técnicas estão disponíveis para a modelagem de tal estrutura, sendo o método de projeção da tabela de povoamento juntamente ao histograma de diâmetros dos fustes a mais utilizada. Esta abordagem é intermediária à modelagem de árvore individual, pois, uma vez que o tamanho da classe é infinitamente grande e existe apenas uma classe, logo, o método utilizado se baseia na modelagem em nível de povoamento, mas se a amplitude de classe é infinitamente pequena e cada árvore é considerada como uma única classe, a abordagem é feita em nível de árvore individual.

Austregésilo et al. (2004) afirmaram que o uso de modelos de distribuição diamétrica são os mais comuns, e estes se baseiam em funções probabilísticas de distribuição, os quais permitem descrever as alterações na estrutura do povoamento (número de árvores por classe de diâmetro), nas relações hipsométricas e nas taxas de mortalidade, podendo todas estas características serem analisadas, simultaneamente, ao longo do tempo. Os

autores informaram que nesse tipo de modelagem destacam-se: a) as tabelas de povoamento ou produção, nas quais se encontram o método da razão de movimentação e o método de Wahlenberg; b) os modelos estocásticos de crescimento em diâmetro, em que se tem a matriz de transição.

Tais modelos são intermediários entre os modelos em nível de povoamento total e em nível de árvores individuais, e podem fornecer informações suficientes para o manejo de florestas naturais inequiâneas, sem a complexidade inerente aos modelos de árvores individuais. Os modelos de classe de tamanho incluem projeção de tabelas de povoamento, matrizes de transição e modelos de corte (AUSTREGÉSILO et al., 2004).

No meio florestal é comum o uso de distribuições já consagradas, como a distribuição Weibull (1951) de três ou dois parâmetros. Sendo usual a de três parâmetros em que os coeficientes a , b e c são responsáveis pela locação, escala e forma da distribuição, respectivamente (BARRA et al., 2004; BINOTI et al., 2010). Além das distribuições probabilísticas como a Normal, Exponencial, Beta, Gamma, SB de Johnson, Gram-Charlier, Weber, Birnbaum-Saunders, dentre outras que surgem em literaturas específicas (ARCE, 2004; MACHADO et al., 2009; BINOTI et al., 2013).

Segundo Maltamo et al. (1995) não existem ainda referências claras sobre os critérios de aplicabilidade das diversas funções de distribuição probabilística nos trabalhos florestais realizados, e é difícil encontrar alguma evidência biológica no sentido de sugerir alguma distribuição em particular.

Para obter os parâmetros das distribuições probabilísticas três principais métodos de ajuste têm sido descritos na literatura: máxima verossimilhança, momentos e percentis. Scolforo (2006) acrescenta ainda os métodos de Knoebel-Burkhardt, Moda - Hafley e Buford, Regressão linear – Zhouc e McTague para a distribuição Sb de Johnson. Os primeiros métodos foram descritos por inúmeros autores, conforme Barra et al. (2004) que citam que o método da máxima

verossimilhança foi utilizado por Bailey e Dell em 1973, Campos e Turnbull em 1981, Finger em 1982, Gadow em 1983, Glade em 1986 e Tiersch em 1997. Já o método dos momentos foi empregado por Burk e Newberry em 1984, Scolforo (1990), Abreu em 2000 e Maestri em 2003. O método dos percentis foi utilizado por Bailey e Dell (1973), Cao e Burkhart em 1984, Bordes et al. em 1987, Silva e Bailey em 1987, Maestri em 1992 e Kangas e Maltamo em 2000, todos citados por Barra et al. (2004).

2.2.3 Modelagem em nível de árvore individual

A modelagem do crescimento de árvores individuais vem sendo desenvolvida especialmente em países da Europa e Estados Unidos (CHASSOT et al., 2011). Segundo Hasenauer (1994) citado por Dalla-Flora, Durlo e Spathelf (2004), o primeiro modelo simulador de árvore individual foi criado por Newman em 1964 para povoamentos puros, e a partir de então, os pesquisadores passaram a trabalhar bastante com modelagem orientada em árvores singulares.

Porté e Bartelink (2002) dividem os modelos de árvores individuais em dois grupos em função do índice de competição utilizado na modelagem. Em primeiro são os modelos espaciais, chamados de modelos dependentes de distância, nos quais são necessárias informações sobre a localização das árvores na floresta e, em segundo, os modelos não espaciais, chamados de modelos independentes de distância (PENG, 2000). Os modelos não espaciais são mais simples e exigem menor levantamento de dados, pois não utilizam dados espaciais de localização (VANCLAY, 1994). Palahí et al. (2003) afirmaram que modelos dependentes da distância (espaciais) incluem uma medida espacial de competição entre as plantas.

Os modelos em nível de árvore individual são mais complexos, porém, possuem a vantagem de gerar informações detalhadas sobre a dinâmica da

estrutura dos povoamentos (CASTRO et al., 2013). Nestes modelos, cada árvore é estudada individualmente, levando-se em conta suas características individuais, a capacidade produtiva do local e as condições de competição às quais a árvore está submetida. Tais modelos são constituídos por um conjunto de submodelos que estimam o ingresso de indivíduos, a probabilidade de mortalidade e o crescimento em diâmetro e altura (CAMPOS; LEITE, 2013).

Huber et al. (2013) afirmaram que nas últimas duas décadas, o manejo de florestas mistas inequidâneas ganhou grande destaque na Europa Central e, conseqüentemente, modelos em nível de árvore individual se desenvolveram como uma ferramenta alternativa para a projeção do crescimento. Os autores utilizaram o modelo de árvore individual independente da distância *PrognAus* (*Prognosis for Austria*) para prever a produção de florestas em diferentes condições ambientais e conseguiram resultados satisfatórios.

Segundo Hasenauer (2006) citado por Crescente Campos et al. (2010), a transição dos sistemas de projeção baseados em modelos de povoamento, implementados por tabelas de produção, para modelos de árvore individual, pode ser considerada uma mudança fundamental na modelagem do crescimento e produção, pois no último, não há limites predefinidos para espécies mistas, tratamentos silviculturais e/ou idade das árvores. Crescente Campos et al. (2010) acrescentaram que modelos em nível de árvore individual podem promover boas simulações de crescimento em diâmetro e altura em pequenos intervalos de projeção, além de fornecerem informações detalhadas sobre a estrutura do povoamento (distribuição de altura, de diâmetro, dentre outros) e, possibilitar considerações nos mais amplos e diversos tratamentos e prescrições silviculturais.

Conforme dito, um modelo de crescimento em nível de árvore individual é composto por três submodelos: mortalidade, regeneração/ingresso e crescimento em altura e diâmetro. Em florestas plantadas, o segundo submodelo

é geralmente desconsiderado. Diversos modelos foram testados em diferentes tipologias florestais, e alguns são listados na Tabela 1.

Tabela 1 Exemplos de modelos individuais aplicados em diferentes ecossistemas florestais.

Modelo	Descrição	Autor(es)
PROGNOSIS	Independente da distância. Floresta mistas de coníferas dos EUA.	Stage (1973); Wykoff et al. (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 and Burkhart (1975)
SILVA	Dependente da distância. Florestas puras e mistas da Europa.	Pretzsch (1992)
MOSES	Dependente da distância. Florestas alpinas mistas.	Hasenauer et al. (1995)
PROGNAUS	Independente da distância. Florestas alpinas mistas inequidistantes.	Sterba et al. (1995)
BWERT	Independente da distância. Avaliação de manejo de florestas mistas na Europa.	Nagl (1995)

Fonte: Adaptado de Martins (2011)

Vanclay (2002) relata o uso do modelo JABOWA proposto por Botkin, em 1993, para uma floresta de folhosas na Nova Inglaterra nos EUA. JABOWA foi o primeiro modelo estocástico de árvore individual, sem dependência espacial, formulado (VANCLAY, 1994). Tal modelo não possui nenhuma relação baseada no uso de regressões, mas se baseia no entendimento ecológico, dados fisiológicos e observações dos valores máximos individuais das plantas (VANCLAY, 2002). Nesse modelo, a preocupação maior é na estimativa da

sucessão ecológica do que na acurada estimativa da produção madeireira (VANCLAY, 1994).

2.3 Avaliação de projetos florestais

Segundo Duerr (1960), em todas as partes do mundo, o crescente interesse em culturas florestais e sua utilização vêm demandando uma nova atenção, sobretudo nos aspectos econômicos da atividade. Apesar de antiga, tal citação ainda é válida, principalmente no caso de culturas recentes no Brasil, como é o caso do mogno africano. Para Rezende e Oliveira (2013) a análise econômica de um projeto de investimento envolve o uso de técnicas e critérios de análise, que comparam os custos e as receitas inerentes ao projeto, visando decidir se este deve ou não ser implementado.

Vale salientar a diferença entre uma análise econômica e uma análise financeira. Segundo Cubbage et al. (2013), a primeira, muitas vezes referida como análise de custo benefício, leva em consideração o ponto de vista social e permite que os investidores comparem os custos e receitas em termos sociais, incluindo a capacidade organizacional da comunidade, componentes ambientais e valoração de produtos ainda não vendidos no mercado. Já a análise financeira, estuda os custos, retornos e a seleção de projeto para uma comunidade singular, proprietários ou empresas, com a intenção de maximizar o retorno do capital investido, medido conforme os preços de compra e venda de mercado.

Em outras palavras, a análise financeira tem a intenção de determinar se entidades individuais irão maximizar o seu retorno ou valores presentes, baseando-se no fluxo de caixa e retornos obtidos ao longo da duração do projeto. E a análise econômica tem a intenção de ter uma perspectiva mais ampla dos custos e benefícios de um projeto do ponto de vista da comunidade, do país ou da sociedade como um todo (CUBBAGE et al., 2013). Uma breve distinção

entre as principais pressuposições, abordagens e aplicações de cada uma das análises pode ser conferida na Tabela 2.

Tabela 2 Principais pressuposições, abordagens e aplicações da análise econômica e financeira em projetos florestais.

Características	Análise Financeira	Análise Econômica
Pressuposições de Valor Econômico	Possuem utilidade mensurável; procuram maximizar o retorno; preço de equilíbrio do mercado medem as preferências pessoais.	Individuais e da sociedade procuram maximizar a utilidade; valor agregado econômico e social medem as preferências da sociedade.
Critério de Decisão	Eficiência; retornos; valor presente financeiro e taxas de retorno.	Eficiência; rede de benefícios sociais; valores econômicos presentes e taxas de retorno.
Funções de Produção	Equações de crescimento e produção; estudos ao longo do tempo; cadastro histórico.	Equações ou dados disponíveis; processos ecológicos mensurados.
Custos e Preços	Medido conforme valores comerciais de mercado.	Medido conforme valores comerciais de mercado; preço sombra; disposição a pagar e valor econômico total.
Efeito das mudanças de mercado ou projeto	Mudanças no preço multiplicadas pela quantidade alterada.	Mudanças no valor excedente do consumidor e do produtor.
Dados Utilizados	Preço de mercado; preço de séries de relatórios; dados históricos; preços de atacado e varejo.	Preço de mercado, análise revelada da preferência; pesquisas de preferências.
Aplicações	Análises individuais, comunitárias, organizacionais, empréstimos bancários; taxação e subsídio.	Análises na sociedade, comunidade, ponto de vista do país; entidades individuais; agências fomentadoras.

Fonte: Adaptado de Cubbage et al. (2013)

Assim, diversos são os métodos para avaliação de projetos florestais, que se dividem naqueles em que não se considera a variação do capital no tempo, e métodos em que se considera a variação do capital no tempo (SILVA et al., 2005). Os mais difundidos no Brasil são aqueles que consideram a variação do capital no tempo (TSUKAMOTO FILHO et al., 2003; SOARES et al., 2003), devido o longo prazo da atividade florestal e a conjuntura econômica do país, são eles: valor presente líquido (VPL), taxa interna de retorno (TIR), razão benefício/custo (B/C), valor periódico equivalente (VPE) ou benefício (custos) periódico equivalente (B(C)PE) e custo médio de produção (CMP). As formulações e demais caracterização dos métodos estão bem descritos em Silva et al. (2005), Rezende e Oliveira (2013) e Cabbage et al. (2013).

3 CARACTERIZAÇÃO DA BASE DE DADOS

A base de dados empregada no presente estudo é proveniente de inventários florestais contínuos, realizados na maioria dos casos, desde o ano de 2010, em diferentes plantios localizados no Brasil, com localizações geográficas ilustradas na Figura 1.

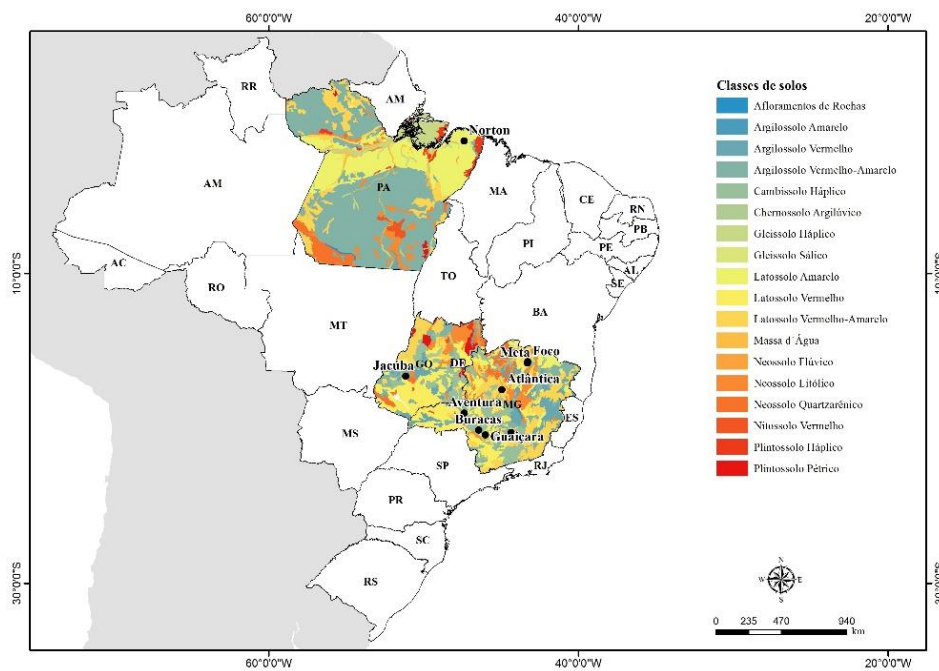


Figura 1 Localização das áreas do estudo e suas respectivas classes de solo.
Fonte: Da autora (2017).

Em relação às classes de solos, as Fazendas Guaiçara e Buracas (atualmente denominada Floresta da Canastra) pertencem à classe de solo Cambissolo háplico; as Fazendas Quenta Sol, Aventura e Meta pertencem à classe de solo Latossolo vermelho; as Fazendas Atlântica, Jacúba e Foco pertencem à classe de solo Latossolo vermelho-amarelo e; a Faz. Norton pertence à classe de solo Latossolo amarelo (FIGURA 1).

No estado de Minas Gerais predominam quatro tipos distintos de clima: o clima subtropical de altitude (Cwb, segundo a classificação climática de Köppen), tendo estiagens no inverno e temperaturas amenas durante o ano, cuja temperatura média do mês mais quente é inferior a 22°C; o clima subtropical de inverno seco com temperaturas inferiores a 18°C e um verão quente com temperaturas maiores de 22°C (Cwa); clima tropical com inverno seco (Aw), tendo estação seca no inverno e chuvas abundantes no verão, com precipitações anuais entre 750 mm a 1.800 mm; e o clima seco com chuvas no verão (BSw), que ocorre no norte mineiro, com precipitações anuais sempre inferiores a 1.000 mm e por vezes menores que 750 mm (EMBRAPA, 2014a). No estado de Goiás, o clima predominante é o tropical com estação seca no inverno (Aw), sendo que Cardoso (2014), registrou outros três tipos de clima segundo a classificação de Köppen-Geiger: Am, Cwa e Cwb. Já no estado do Pará, o clima é do tipo tropical úmido ou superúmido (Af) ou subúmido (Am) (EMBRAPA, 2014b).

Em todas as parcelas foram medidas as circunferências à altura do peito (CAP), ou seja, medição realizada à altura de 1,30 metros em relação ao nível do solo, além de parte das alturas total e do fuste. As demais alturas foram estimadas por equações hipsométricas. Entende-se por fuste, a parte do tronco da árvore livre de galhos ou até o primeiro ponto de bifurcação. Em idade inferior a dois anos, alguns plantios não tiveram a altura de fuste mensurada devido à copa estar muito próximo do solo. Também foram cubadas rigorosamente em pé, 499 árvores em todos os plantios nas diferentes idades de medição, o volume foi calculado pelo método de Smalian. Utilizou-se para a medição do CAP das árvores uma fita métrica graduada em centímetros, posteriormente dividido pela constante π e transformado em diâmetro a altura do peito (d), e para altura total e de fuste um hipsômetro Vertex III. Para medição dos diâmetros ao longo das alturas um pentaprisma de Wheeler foi utilizado, e no plantio mais velho o

dendrômetro Criterion RD1000. A idade foi determinada a partir de informações das datas de plantio disponibilizadas pelos produtores. Desta forma, 149 parcelas foram utilizadas no presente estudo, com idade variando de 1,1 a 15 anos.

Com exceção das Fazendas Atlântica, Faz. Quenta Sol, Faz. Meta e Foco, que possuem sistema de irrigação devido ao pronunciado déficit hídrico (principalmente no norte de Minas Gerais), as demais fazendas utilizam o regime de sequeiro, porém, com adubações constantes e tratos silviculturais realizados periodicamente. Algumas fazendas adotam espaçamentos variados, sendo então, apresentado o espaçamento mais representativo da área, destacando o consórcio com pimenta do reino no início da rotação do povoamento mais velho (Faz. Norton). As principais características das áreas (fazendas) em que se realizou os inventários florestais contínuos, ou seja, onde foram instaladas unidades amostrais de caráter permanente, estão apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3 Caracterização das áreas do estudo.

Local	Plantio	Área (ha)	Área parcela (m ²)	Espaçamento (m)	Forma e número de parcelas
Faz. Atlântica, Pirapora (MG)	mai/09	121,4	1.075	6 x 6	Retangular (30)
Faz. Aventura, Nova Ponte (MG)	nov/10	191,3	787	4 x 6	Retangular (27)
Florestas da Canastra, São Roque de Minas (MG)	mar/10	56,5	800	5 x 7	Circular (27)
Faz. Guiaçara, Piumhi (MG)	jan/09	9,2	900	5,5 x 6	Circular (14)
Faz. Meta, Janaúba (MG)	dez/10	241,6	736	4 x 6	Retangular (12)
Faz. Foco, Janaúba (MG)	nov/08	96,0	728	4 x 6	Retangular (8)
Faz. Quenta Sol, Rio Manso (MG)	abr/09	24,9	800	4 x 5	Circular (7)
Faz. Jacúba, Amarinópolis (GO)	fev/09	64,3	573	6 x 4	Circular (20)
Faz. Norton, Sto. Antônio do Taúa (PA)	jun/00	12,2	4.371	12 x 12	Retangular (4)

Fonte: Da autora (2017)

4 CONSIDERAÇÕES GERAIS

O grande potencial do Brasil para o cultivo de florestas ganhou proporções mundiais com o domínio da silvicultura de espécies, como eucalipto e pinus. Para a espécie estudada, tudo ainda é novo no que tange às técnicas de manejo, ciclo de corte e comercialização dos produtos florestais. Assim, o trabalho aqui apresentado é pioneiro, e surge como uma investigação preliminar sobre o crescimento e a produção de povoamentos de mogno africano no Brasil, principalmente no estado de Minas Gerais.

Os modelos desenvolvidos para estimativa das alturas mostraram-se satisfatórios. A modelagem mista com a correção da heterogeneidade de variância na regressão foi a melhor equação para estimativa da altura total. O modelo de Lundqvist-Korf com o método da curva guia se mostrou eficaz para a classificação de sítios e para a predição de altura dominante em povoamentos de mogno africano.

No que tange ao sistema de prognose e avaliação financeira, as três situações de manejo aqui propostas (sem desbaste, um desbaste ou dois desbastes), para todas as classes de sítio, indicaram um retorno econômico positivo e uma produção satisfatória. Porém, vale ressaltar, que a base de dados que gerou os resultados do estudo é bastante heterogênea, e que mais dados devem ser agregados para a real capacidade preditiva dos modelos.

REFERÊNCIAS

ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 149-164, 2004.

AUSTREGÉSILO, S. L.; FERREIRA, R. L. C.; SILVA, J. A. A.; SOUZA, A. L.; MEUNIER, I. M. J.; SANTOS, E. S. Comparação de métodos de prognose da estrutura diamétrica de uma floresta estacional semidecidual secundária. **Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 2, p. 227-232, 2004.

BAILEY, T. R. L.; DELL, R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, Bethesda, v. 19, n. 2, p. 97-104, 1973.

BARRA, O. S. V.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E.; MACHADO, S. A.; DALLA CORTE, A. P. Proposta metodológica para o ajuste ótimo da distribuição diamétrica Weibull 3P. **Floresta**, Curitiba, v. 34, n. 3, p. 387-393, 2004.

BARRETT, T. M.; FRIED, J. S. Modeling. In: BURLEY, J.; EVANS, J.; YOUNGQUEST, J. A. **Encyclopedia of Forest Sciences**, Spain: Elsevier, 2004. p. 426-433.

BINOTI, D. H. B.; LEITE, H. G.; NOGUEIRA, G. S.; SILVA, M. L. M.; GARCIA, S. L. R.; CRUZ, J. P. Uso da função weibull de três parâmetros em um modelo de distribuição diamétrica para plantios de eucalipto submetidos a desbaste. **Árvore**, Viçosa, v. 34, n. 1, p. 147-156, 2010.

BINOTI, M. L. M. S.; BINOTI, D. H. B.; LEITE, H. G.; GARCIA, S. L. R.; SILVA, A. A. L. Utilização da função Birnbaum-Saunders para modelagem da distribuição diamétrica de povoamentos equiâneos de eucalipto. **Árvore**, Viçosa, v. 37, n. 6. p. 1055-1061, 2013.

BINOTI, M. L. M. S.; LEITE, H. G.; BINOTI, D. H. B.; GLERIANE, J. M. Prognose em nível de povoamento de clones de eucalipto empregando redes neurais artificiais. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 1, p. 97-105, 2015.

BOUNGIORNO, J.; MICHIE, B. R. A matrix model of uneven-aged forest management. **Forest Science**, Bethesda, v. 26, n. 4, p. 609-625, 1980.

BOUNGIORNO, J.; GILLESS, J. K. **Decision Methods for Forest Resource Management**. USA: Academic Press. 2003. 439 p.

BURKHART, H. E. Growth and Yield of Southern Pines – State of the art. **In:** Southern Forest Economics Workshop, Chapell Hill, North Carolina, 1979.

BURKHART, H. E.; CAO, Q. V.; WARE, K. D. **A comparison of growth and yield prediction models for Loblolly Pine**. Virginia: Polytechnic Institute, State University, 1981.

BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling Forest Trees and Stands**. London, Springer, 2012. 457 p.

BURLEY, J.; EVANS, J.; YOUNGQUIST, J. A. **Encyclopedia of Forest Sciences**. 1. ed. Spain: Elsevier, 2004. 2.093 p.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 4. ed. Viçosa: UFV, 2013. 605 p.

CASTRO, R. V. O.; SOARES, C. P. B.; MARTINS, F. B.; LEITE, H. G. Crescimento e produção de plantios comerciais de eucalipto estimados por duas categorias de modelo. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v. 48, n. 3, p. 287-295, 2013.

CHASSOT, T.; FLEIG, F. D.; FINGER, C. A. G.; LONGHI, S. J. Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze em floresta ombrófila mista. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 21, n. 2, p. 303-313, 2011.

CLUTTER, J. L. Compatible growth and yield model for loblolly pine. **Forest Science**, Bethesda, v. 9, n. 3, 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: J. Wiley, 1983. 333 p.

CRESCENTE CAMPOS, F.; SOARES, P.; TOMÉ, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, p. 1965-1974. 2010.

CUBBAGE, F.; DAVIS, R.; FREY, G.; BEHR, D. C. **Financial and Economic Evaluation Guidelines for Community Forestry Projects in Latin America**. Washington, DC: Program on Forests (PROFOR). 57 p. 2013.

DUERR, W. A. **Fundamentals of Forestry Economics**. New York: McGraw Hill, 1960. 579 p.

EMBRAPA. **Clima**. Disponível em:
<www.cnpf.embrapa.br/pesquisa/efb/clima.htm>. Acesso em: 15 maio 2014a.

EMBRAPA. **Solos**. Disponível em:
<www.macroprograma1.cnptia.embrapa.br/finep/metas-fisicas/meta-fisica-6/mapas>. Acesso em: 15 maio 2014b.

HUBER, M. O.; EASTAUGH, C. S.; GSCHWANTNER, T.; HASENAUER, H.; KINDERMANN, G.; LEDERDMANN, T.; LEXER, M. J.; RAMMER, W.; SCHÖRGHUBER, S.; STERBA, H. Comparing simulations of three conceptually different forest models with National Forest Inventory data. **Environmental Modelling & Software**, Amsterdam, v. 40, p. 88-97, 2013.

KANGA, A.; KANGA, J. Yield Tables, Forecasting, Modeling and Simulation In: BURLEY, J.; EVANS, J.; YOUNGQUEST, J. A. **Encyclopedia of Forest Sciences**, Spain: Elsevier, 2004. p. 580-586.

LARSON, P. Stem form development of forest trees. **Forest Science: Monographs** 5, Bethesda, 1963. 42 p.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K.E. **Forest Inventory**. München: BLV Verlagsgesellschaft mbH, 1973. 469 p.

MACHADO, S. A.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; NASCIMENTO, R. G.; FIGURA, M. A.; SILVA, L. C. R.; MIGUEL, E. P.; TÊO, S. J. Distribuição diamétrica de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. em um fragmento de floresta ombrófila mista. **Scientia Agraria**, Curitiba, v.10, n. 2, p. 103-110, 2009.

MALTAMO, M.; PUUMALAINEN, J.; PÄIVINEN, R. Comparison of Beta and Weibull Functions for Modelling Basal Area Diameter Distribution in Stands of *Pinus sylvestris* and *Picea abies*. **Scand. J. For. Res.**, London, v. 10, p. 284-295, 1995.

MARTINS, F. B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucaliptos**. 2011. Tese. 159 p. (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2011.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; MIINA, J.; MONTERO, G. Individual-tree growth and mortality models for Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) in north-east Spain. **Ann. For. Sci.**, Voluntari, v. 60, p. 1-10, 2003.

PENG, C. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 132, p. 259-279, 2000.

PORTÉ, A.; BARTELINK, H. H. Modelling mixed forest growth: a review of models for forest management. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 150, p. 141-148, 2002.

REIS, L. P.; SOUZA, A. L.; MAZZEI, L.; REIS, P. C. M.; LEITE, H. G.; SOARES, C. P. B.; TORRES, C. M. M. E.; SILVA, L. F.; RUSCHEL, A. R. Prognosis on the diameter of individual trees on the eastern region of the amazon using artificial neural networks. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 382, p. 161-167, 2016.

REZENDE, J. L. P.; OLIVEIRA, A. D. **Análise Econômica e Social de Projetos Florestais**. 3. ed. Viçosa: UFV, 2013. 385 p.

SCHNEIDER, P. R. **Manejo Florestal: planejamento da produção florestal**. 1. ed. Santa Maria: UFSM, 2004. 493 p.

SCHUMACHER, F. X. e HALL, F. S. Logarithmic expression of timber volume. **Journal of Agricultural Research**, Punjab, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1933.

SCHUMACHER, F. X. A new growth curve and its application to timber yield studies. **Journal of Forestry**, Oxford, n. 37, p. 819-820, 1939.

SCOLFORO, J. R. S. **Sistema integrado para predição e análise presente e futura do crescimento e produção, com otimização de remuneração de capitais, para *Pinus caribaea* var. *hondurensis***. 1990. Tese. 289 p. (Doutorado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1990.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p. (Textos Acadêmicos).

SILVA, M. L. da; JACOVINE, L. A. G.; VALVERDE, S. R. **Economia Florestal**. 2. ed. Viçosa: UFV, 2005. 178 p.

SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. **Forestry**, Oxford, v. 81, n. 1, 2008.

SOARES, T. S.; CARVALHO, R. M. M. A.; do VALE, A. B. Avaliação econômica de um povoamento de *Eucalyptus grandis* destinado a multiprodutos. **Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 5, p. 689-694, 2003.

SPATHELF, P.; NUTTO, L. **Modelagem aplicada ao crescimento e produção florestal**. Santa Maria: Ed. UFSM. 2000. 71 p.

SULLIVAN, A. D.; CLUTTER, J. L. A simultaneous growth and yield model for loblolly pine. **Forest Science**, Bethesda, v.18, n. 1, p. 76-86, 1972.

TROREY, L. G. A mathematical method for construction of diameter: height curves bases on site. **Forestry Chronicle**, Ottawa, v. 8, n. 2, p. 121-132, 1932.

TSUKAMOTO FILHO, A. A.; SILVA, M. L.; COUTO, L.; MÜLLER, M. D. Análise econômica de um plantio de teca submetido a desbastes. **Árvore**, Viçosa, v. 27, n. 4, p. 487-494, 2003.

TURNBULL, K. V. **Population dynamics in mixed forest stands: a system of mathematical models of mixed stand growth and structure**. 1963. Thesis. 186 f. (Doctor Science) - University of Washington, Washington. 1963.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest Growth and Yield: Applications to Mixed Tropical Forests**. Wallingford UK: CAB International. 1994. 329 p.

VANCLAY, J. K. Forest Growth and Yield Modelling. In: El-SHAARAWI, A.; PIEGORSCH, W. **Encyclopedia of Environmetrics**. 1. ed. New York: J. Wiley, 2002. p. 811-812.

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **J. Appl. Mech.**, Stockholm, v. 18, p. 293-297, 1951.

SEGUNDA PARTE – ARTIGOS

ARTIGO 1 - O cultivo do mogno africano (*Khaya* spp.) e o crescimento da atividade no Brasil

The African mahogany (*Khaya* spp.) cultivation and the increase of the activity in Brazil

Andressa Ribeiro, Antonio Carlos Ferraz Filho e José Roberto Soares Scolforo

Artigo de revisão na íntegra, redigido conforme normas da Revista Floresta e Ambiente (in press). Aceito para publicação em 18/04/2016.

Resumo

O setor florestal brasileiro está em plena expansão e com um aumento gradativo de investidores florestais optando pelo cultivo de espécies de madeira nobre. O mogno africano (*Khaya* spp.) é uma espécie que vêm se destacando na preferência dos empresários ao optarem por investimento florestal. Porém, estudos e pesquisas sobre a espécie, principalmente no Brasil, são escassos. Assim, a presente revisão procurou reunir diversas fontes de publicações nacionais e internacionais, abordando aspectos históricos do mogno, buscando aclarar as características da espécie e a experiência de outros países no manejo dessa cultura.

Palavras-chave: Mogno africano (*Khaya* spp.); plantios florestais; manejo florestal.

Abstract

The Brazilian forest sector is fast growing with a gradual increase of forest investors choosing high value woods for tree crops. African mahogany (*Khaya* spp.) is a species that has been preferred by many entrepreneurs as a forestry investment. However, studies and researches on the species, especially in Brazil, are few. Therefore, this review aimed to bring together diverse sources of national and international publications, relating to the history of the mahogany and about characteristics of the species as well as the experience of other countries on the management of this crop.

Keywords: African mahogany (*Khaya* spp.); plantations; forest management.

1. Introdução

O mogno africano (*Khaya* spp.), cuja uma de suas espécies é a *Khaya ivorensis* A. Chev., é árvore de origem africana pertencente à família botânica Meliaceae, mesma família do mogno nativo, da andiroba e do cedro. Possui madeira nobre de grande potencial econômico para comercialização interna e externa, podendo ser empregada na indústria moveleira, naval, construção civil, painéis e laminados, entre outros usos (Pinheiro et al., 2011).

No Brasil, a espécie teve seus primeiros plantios instalados na região Norte, e a crescente demanda por madeira tropical está levando a novos investimentos em plantios comerciais de mogno africano em todo o país, aquecendo o mercado florestal em torno da espécie. Diversos plantios de *Khaya* spp. já foram instalados na Austrália, Ásia e América tropical, porém poucos estudos foram publicados discutindo resultados dos sistemas silviculturais adotados, do crescimento e da produtividade, da análise econômica e demais frutos que forneçam aos manejadores e investidores florestais mais informações para a tomada de decisão na condução da espécie.

Dessa forma, a presente revisão é uma reunião de informações encontradas na literatura sobre a essência florestal, enfocando principalmente a espécie *Khaya ivorensis*, devido ser a mais difundida, até o presente, no Brasil.

2. A origem da nomenclatura mogno

Lamb (1963) e Lamb (1967) se propôs ao desafio de desvendar a verdadeira origem da nomenclatura mogno, e, após ampla discussão sobre a história da colonização da Jamaica pelos europeus, o autor afirmou que a raiz linguística da palavra mogno proveio da palavra “oganwo”, empregada pelas tribos nigerianas Yoruba e Ibo. Tais tribos formavam uma porção considerável dos escravos africanos levados para a ilha jamaicana no período de colonização (século XVI), e esses utilizavam a palavra “moganwo” para designar a fatura de árvores e madeira de mogno presentes na floresta.

Em 1655, após a tomada da ilha da Jamaica pelos ingleses, o termo “mogano” foi adaptado para “mahogany” para designar o importante elemento da vegetação local, detentor de excelente qualidade para fabricação naval e civil, a *Swietenia mahagoni*. Naquele tempo, a distinção pelos escravos para árvores do gênero *Khaya* e *Swietenia* não existia, pois, uma vez fixados na Jamaica encontraram características semelhantes entre as espécies, inclusive no uso medicinal dos extrativos contidos na casca (Lamb, 1963 e 1967).

O processo exploratório do mogno (*Swietenia* spp.) foi crescente ao longo do século XVI. A expansão do comércio internacional e a crescente demanda por sua madeira de propriedades nobres resultou no esgotamento das fontes de fácil acesso ao longo dos rios, conduzindo assim, esforços para desenvolver fontes alternativas para o abastecimento de madeira para o mercado consumidor (Lamb, 1963; Revels, 2003). Portanto, em meados de 1880, comerciantes de madeira da Inglaterra e demais países europeus começaram a buscar outras fontes madeireiras provenientes de colônias africanas. Assim, o termo “mahogany” passou a designar, além do gênero *Swietenia*, as madeiras africanas do gênero *Khaya* (Lamb, 1963). Atualmente, a nomenclatura mogno é empregada apenas para madeiras e árvores de florestas tropicais americanas e africanas dos gêneros *Khaya* e *Swietenia* (Lamb, 1963; Ward et al., 2008).

A controvérsia com demais madeiras tropicais que utilizavam mogno como sinonímia, tal como mogno das Filipinas, foi finalizada em 1963 garantindo ao comércio de madeira a idoneidade e padronização do produto designado como mogno (Lamb, 1963; Lamb, 1967). FAO (2001) reconheceu que a família Meliaceae pode ser chamada de “família dos mognos” e distinguiu os principais gêneros conforme região (África e América Latina). Ward et al. (2008) afirmaram que espécies de madeira tropical pertencentes a subfamília Swietenioideae (mognos verdadeiros) incluem algumas das melhores madeiras para movelaria no mundo, com base nas características geralmente

compartilhadas, tais como a estabilidade dimensional e trabalhabilidade. Em que a subfamília inclui os gêneros *Cedrela* e *Swietenia* nos Neotrópicos, *Entandrophragma*, *Khaya* e *Lovoa* na África e, *Chukrasia* e *Toona* na Austrália. Reilly & Robertson (2006) afirmaram que os mognos da América do Sul (*Swietenia* spp.) e África (*Khaya* spp.) são bastante conhecidos nos mercados globais de madeira e já são negociados por séculos.

3. Características do gênero *Khaya*

O gênero *Khaya* spp. é denominado por muitos autores como mogno africano (Lamprecht, 1990; Falesi & Baena, 1999; FAO, 2001; Opuni-Frimpong et al., 2008b; Pinheiro et al., 2011). Segundo Fremlin (2011) existem cinco espécies de mogno africano, denominadas: *K. senegalensis*, *K. anthotheca*, *K. grandifoliola*, *K. ivorensis* e *K. madagascariensis*. Porém, para alguns autores, o gênero se divide em apenas quatro espécies (Pinheiro et al., 2011; Falesi & Baena, 1999) ou mesmo em seis espécies (Wiselius, 1998 *apud* Khairul Alam, 2012), das quais quatro pertencem aos trópicos africanos e duas à União das Comores e Madagascar. Segundo a lista vermelha de espécies ameaçadas da IUCN (2013), a espécie *K. madagascariensis* é a única classificada como ameaçada. Já as demais espécies de *Khaya* são classificadas como vulneráveis à extinção apenas em seus locais de origem.

Acajou D’Afrique (1979), Lamprecht (1990), Orwa et al. (2009), Pinheiro et al. (2011) descreveram os aspectos ecológicos, silviculturais e tecnológicos das diferentes espécies do gênero *Khaya* de forma detalhada. O gênero pertence à família Meliaceae e têm origem em diferentes países africanos (Ibrahim et al., 2006). De maneira geral, as árvores atingem grandes dimensões, com altura variando de 30 a 35 metros, podendo chegar à altura superior a 60 metros, o tronco pode atingir 2 metros de diâmetro e, geralmente, possuem sapopemas na base para garantir a sustentação. As folhas são parepinadas, sendo

decíduas ou sempre verdes dependendo da espécie. As flores são produzidas em inflorescências em panículas, o fruto é globoso e possui 5 a 8 centímetros de diâmetro, contendo quatro ou cinco valvas preenchidas com numerosas sementes aladas e achatadas (Lemmens, 2008; Pinheiro et al., 2011; CABI, 2013).

O mogno africano, aqui se referindo a *Khaya ivorensis* A. Chev, é árvore de origem africana, especificamente da porção ocidental do continente, distribuído da costa leste de Costa do Marfim e Camarões ao sul da Angola (Verzignassi et al., 2009), podendo ocorrer no Congo (Lemmens, 2008; Orwa et al., 2009). A espécie também é empregada em plantios florestais na sua área de ocorrência, além de ser plantada na Ásia tropical, América do Sul e Austrália (FAO, 1997; Pinheiro et al., 2011; Dickson et al., 2011). Possui diversas denominações vernaculares tais como: african mahogany e nigerian mahogany pelos ingleses; Acajou D’Afrique pelos franceses e belgas; Afrikaans mahogonie na Holanda, Khaya mahagoni na Alemanha e mogno africano pelos portugueses e brasileiros (Falesi & Baena, 1999).

A *Khaya ivorensis* é planta heliófila, porém tolerante a sombra durante a fase jovem (Foli, 2000; Batista, 2010), sendo ainda classificada como espécie pioneira ou secundária tardia e, emergente enquanto posição sociológica (Budowski, 1965; Denslow, 1987), regenerando-se em clareiras abertas na floresta (Swaine & Whitmore, 1988). Classificada ainda, contraditoriamente aos supracitados, como uma espécie não pioneira demandadora de luz (Hawthorne, 1990 *apud* Tchoundjeu & Leakey, 1996).

Em condições naturais, segundo Pinheiro et al. (2011), a *K. ivorensis* pode atingir diâmetro a 1,30 metros do solo (DAP) máximo de 2,1 metros e altura de até 60 metros. O fuste desta árvore é reto, cilíndrico e sem galhos até uma altura de 30 metros.

Além das propriedades ótimas da madeira da *K. ivorensis*, a espécie em seus locais de origem apresenta diversos usos medicinais (Zhang et al., 2011) e

no tratamento de doenças (Tepongning et al., 2011) tais como malária (Tepongning et al., 2013), além dos diversos usos não madeireiros (Taiwo & Ogunbodede, 1995; Pinheiro et al., 2011).

Silva (2010) e Carvalho et al. (2010) quantificaram a densidade básica da madeira da espécie em 471 kg.m^{-3} , classificando-a como média. O valor foi baixo provavelmente devido à idade jovem das árvores avaliadas, provindas do município de Seropédica - RJ, com 10 anos de idade, 30 cm de DAP e 8 m de altura de fuste.

No Brasil, a espécie foi introduzida inicialmente no norte do país por meio de sementes doadas ao pesquisador Ítalo Falesi no ano de 1976, porém apenas em 1989 as árvores oriundas do plantio dessas sementes se reproduziram e permitiram a difusão da espécie no país. Assim, devido às restrições impostas no comércio do mogno brasileiro (*Swietenia macrophylla*), á semelhança entre as propriedades da madeira das diferentes espécies de mogno e, aliada a alta resistência ao ataque do microlepidóptero *Hypsiphyla grandella* (principal praga do mogno nativo quando cultivada em plantios puros, Poltronieri et al., 2000; Conde, 2006; Krisnawati et al., 2011), os plantios de mogno africano se expandiram em diferentes regiões do país.

Pesquisas de diferentes naturezas utilizando a espécie estão se iniciando no Brasil (Falesi & Baena, 1999; Gasparotto et al., 2001; Poltronieri et al., 2002, Castro et al., 2008; Gomes, 2010; Tremacoldi et al., 2013). Siqueira et al. (2002), ao avaliarem o comportamento de plantios florestais utilizando dezoito espécies exóticas em Sergipe, constataram que o mogno africano possuiu crescimento lento quando comparado às demais espécies, não sobrevivendo as condições da baixada litorânea. Carvalho et al. (2010) verificaram, após testes físico-mecânicos, que a madeira de mogno africano apresentou densidade aparente e básica considerada média, avaliação regular para cavilha, porém boa característica para utilização na indústria moveleira. Albuquerque et al. (2013),

avaliando a ecofisiologia de plantas jovens de mogno africano, concluíram que as mesmas são moderadamente tolerantes ao déficit hídrico, viabilizando plantios comerciais em áreas sujeitas a períodos moderados de estiagem. Silva et al. (2008) relataram o potencial da espécie para uso em sistemas agroflorestais na Amazônia, mesmo sendo pouco difundida entre os produtores rurais e ainda carente de estudos.

4. Plantio e manejo florestal de *Khaya ivorensis*

Os plantios mais velhos de Meliaceae, incluindo o gênero *Khaya*, foram implantados na Nigéria no ano de 1928, mas medições periódicas não foram realizadas até 1954, dificultando o acompanhamento corrente do crescimento (Nokoe & Okojie, 1984). Resultados baseados em medições contínuas, utilizando um sistema de amostragem bem definido, ainda são escassos na literatura (Appiah, 2013). Trabalhos como os de Foli (2000), Krishnapillay (2008), Ahmad Zuhaidi et al. (2006), Lemmens (2008) e Heryati et al. (2011), retrataram um pouco da experiência na condução de plantios de *K. ivorensis* na África e na Malásia. Na Austrália, Nikles et al. (2012) apresentaram resultados sobre plantios florestais, porém para *K. senegalensis*.

No Brasil, segundo a Associação Brasileira de Produtores de Mogno Africano, já são aproximadamente 3.430 hectares plantados com a espécie nos Estados de Minas Gerais, Goiás, Bahia, Espírito Santo e Santa Catarina. Porém, a maioria dos plantios ainda é jovem, apresentando um crescimento inicial médio no estado de Minas Gerais, nos primeiros 12 meses de vida, de 3,94 cm de DAP e 2,97 m em altura (Lopes et al., 2012).

Castro et al. (2008) relataram que em sistemas silvipastoris no Pará, o mogno africano pode alcançar altura de fuste de 12 metros e DAP de 22 centímetros aos sete anos de idade. Falesi & Galeão (2002 *apud* Silva 2010), estudando um reflorestamento no Pará, encontraram valores de crescimento para

o mogno africano com média de altura total de 8,5 metros e de DAP de 15,5 centímetros aos 5 anos e 8 meses; já aos 6 anos e 4 meses de idade a média de altura total foi de 9,2 metros e DAP de 17,3 centímetros. Plantios em Minas Gerais têm sido mais produtivos, atingindo valores de altura média de 3 m.ano⁻¹ e DAP médio de 4 cm.ano⁻¹, próximo aos cinco anos de idade (Figura 1).



Figura 1. Valores médios de características dendrométricas em plantios de *Khaya ivorensis* localizados no Estado de Minas Gerais.

Figure 1. Mean values of dendrometric variables in *Khaya ivorensis* plantations located in Minas Gerais State.

Ofori et al. (2007) afirmaram que o comércio contínuo da madeira nativa do mogno africano se encontra ameaçado pela intensa exploração das florestas e pelas dificuldades no estabelecimento de plantações de mogno em seu local de origem, devido ao ataque da broca de ponteira *Hypsipyla robusta* Moore, mesmo problema ocorrente para a *S. macrophylla* em relação à *H. grandella*. O ataque

da *Hypsipyla* destrói os brotos terminais, fazendo com que se bifurquem, retardando o crescimento e reduzindo o valor econômico da madeira (Grogran et al., 2002; Lim, 2007; Opuni-Frimpong et al., 2008a). Ofori et al. (2007) aludiram que plantações de *K. ivorensis* e *K. anthotheca*, em associação com *Azadirachta indica* e *Albizia lebbbeck*, deram uma resposta positiva no controle da praga *H. robusta*.

Hawkes (1976) já alertava que o emprego de plantios florestais poderia ser uma alternativa para reduzir a pressão nas florestas naturais e, ao mesmo tempo, garantir um controle de produção mais uniforme. Porém, o autor apontou para o grave risco em se ter uma base genética reduzida e a consequente fragilidade ao ataque de pragas e doenças. No Brasil, estudos sobre a variabilidade genética estão se iniciando, uma vez que grande parte das sementes utilizadas nos plantios brasileiros provêm das mesmas matrizes instaladas no Estado do Pará.

Jeyanny et al. (2009), ao estudarem o efeito da deficiência de macronutrientes no crescimento e vigor de mudas de *Khaya ivorensis*, concluíram que a falta de N, P, K, Ca e Mg nas mudas manifestaram um efeito visual dos sintomas de deficiência nutricional, além de interferirem no crescimento e na concentração de nutrientes nos tecidos das plântulas. Destacou-se a importância do magnésio para o crescimento da muda, e do potássio, que afeta diretamente o conteúdo de nutrientes nos tecidos da plântula.

Lemmens (2008), no seu estudo sobre essa espécie, levantou várias tendências de crescimento em condições de plantio. O autor concluiu que o mogno africano pode ser considerada espécie de crescimento médio, exigente de luz e com propriedades de desrama natural (galhos mortos se desprendem do fuste sozinhos). Em solos férteis na Costa do Marfim, plantios com 31 anos de idade e densidade de 70 árvores por hectare atingiram valores médio de

produtividade de $8 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$, com DAP médio de 57 cm e altura média de 38,5 metros.

Em plantios na Malásia, em que a rotação esperada é de 30 a 60 anos, produtividades de $7,5 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$ foram relatadas aos 27 anos de idade, em que as características médias de crescimento das árvores individuais foram de 1,8 $\text{cm}.\text{ano}^{-1}$ em DAP e 1 $\text{m}.\text{ano}^{-1}$ em altura. No mesmo país, aos 40 anos de idade, foram relatadas árvores médias com 23,5 m de altura e 29,5 cm de DAP (Lemmens, 2008).

Dupuy & Koua (1993) realizaram vários estudos aplicando diferentes técnicas de manejo do mogno africano em plantios na Costa do Marfim. Segundo esses autores, os melhores resultados serão obtidos em plantios de alta densidade (espaçamento de 3x3 m) empregando desbastes subsequentes ao longo dos anos do plantio, podendo as árvores atingirem altura de 20 metros, aos vinte anos, e DAP de 50 cm, próximo aos quarenta anos de idade.

Na Malásia, Aminah et al. (2005) relataram o crescimento de um experimento de *K. ivorensis* aos sete anos de idade, utilizando espaçamento de 3x3 m ($1.111 \text{ árvores}.\text{ha}^{-1}$), sendo as mudas plantadas provenientes de estaquia de plantas adultas. Aos sete anos, o plantio apresentava sobrevivência de 87,8%, com DAP médio de 18,8 cm (incremento médio de $2,69 \text{ cm}.\text{ano}^{-1}$) e altura média de 15,8 m (incremento médio de $2,26 \text{ m}.\text{ano}^{-1}$). Heryati et al. (2011), pesquisando a performance do crescimento e acumulação de biomassa em plantios de 5 anos de idade de *K. ivorensis*, em diferentes classes de solo também, na Malásia, encontraram valores de incremento em volume variando de $43 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$ a $53 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$, com DAP médio variando de 11,6 a 14,4 cm e altura média variando de 7,8 a 10,6 metros.

Quanto ao crescimento da espécie em idades mais avançadas, Ahmad Zuhaidi et al. (1999) relataram o crescimento de um plantio estabelecido em 1957 utilizando um espaçamento de 3x3 metros, localizado na Malásia, em uma

área com precipitação anual de 2000 a 2900 mm. Os autores apresentaram os valores para o plantio de 40 anos de idade: DAP médio de 29,5 cm; 23,5 m de altura média; de área basal média de 26,6 m².ha⁻¹ e volume médio de 305,5 m³.ha⁻¹. Já, no Brasil, os indivíduos de idade mais avançada, localizadas no Embrapa Amazônia Oriental, Belém (Figura 2), são as quatro árvores matrizes das sementes que deram origem a maioria dos plantios no país. Estas árvores possuem, atualmente, 37 anos de idade e foram plantadas isoladas, a aproximadamente 20 metros de distância uma da outra. Enquanto uma destas árvores apresenta tronco muito tortuoso, as três árvores restantes possuem forma excepcional. Atualmente, as três árvores de boa forma possuem DAP médio de 1,3 m, altura total média de 38 m e altura de fuste de 12,4 m. O elevado crescimento destes indivíduos (3,6 cm/ano para DAP e 1 m/ano para altura total), em idades tão avançadas mostra o potencial de crescimento extraordinário da espécie. No entanto, é importante ressaltar que para que plantios de mogno africano atinjam porte tão elevado, a densidade final deve ser baixa (aproximadamente 17 N/ha, considerando espaçamento final de 30x20 m), obtida por meio de desbastes.



Figura 2. Árvores pioneiras de mogno africano plantadas no Brasil (Belém, PA).

Figure 2. First African mahogany trees planted in Brazil (Belém-PA).

Os plantios de mogno africano instalados na Ásia geralmente contam com um espaçamento inicial de 3x3 m, sendo realizados subsequentes desbastes para reduzir a densidade inicial de 1.111 árvores por hectare, para valores em torno de 200 a 350 árvores, almejando um corte final entre 20 e 25 anos. Na África, é comum o emprego do enriquecimento nas florestas naturais, ou seja, a introdução de espécies de interesse comercial na floresta com aplicação de diferentes atividades silviculturais, encontrando a cada 3 hectares uma árvore explorável de interesse comercial. Existem, também, plantios nos locais de origem que são realizados com espaçamentos diversos (Foli et al., 2003), porém, menos preferidos devido ao ataque da broca de ponteiro. No Brasil, até o presente, não existem dados publicados sobre as tendências de crescimento da espécie em questão. Os plantios realizados aqui possuem características

distintas, marcadamente os espaçamentos mais amplos (5x5, 6x6, 5x6, 5x8 metros, entre outros) e tratos silviculturais mais adequados.

5. Comercialização da madeira de *Khaya* spp.

O gênero *Khaya* é amplamente comercializado pela sua madeira desde o início do século passado e devido à exploração predatória, indivíduos com grandes dimensões são raros em alguns de seus locais de origem (Arnold, 2004). O comércio do mogno africano é consolidado devido às características tecnológicas e à beleza de sua madeira; é utilizado na indústria moveleira, na construção naval e em sofisticadas construções de interiores (Agbedahunsi et al., 2004; Ward et al., 2008; Opuni-Frimpong et al., 2008c).

Khaya ivorensis possui madeira de coloração vermelha a marrom pálido, densidade básica média de 0,47 a 0,58 g.cm⁻³ e boa trabalhabilidade (CABI, 2013). Assim, a madeira do gênero *Khaya* é muito valorizada no mercado internacional, com valores do metro cúbico de toras nativas atingindo aproximadamente US\$ 1.000, conforme valores de importação e exportação de diferentes produtos de madeira do gênero *Khaya* publicados pela International Tropical Timber Organization (ITTO, Tabela 1).

Tabela 1. Valores monetários por metro cúbico e quantidade de diferentes produtos de *Khaya* spp. importados e exportados por diferentes países, adaptado de ITTO (2008, 2009, 2010 e 2011).

Table 1. Monetary values per cubic metre and quantity of different products of *Khaya* spp. imported and exported by different countries, adapted from ITTO (2008, 2009, 2010 and 2011).

País	Produto	Ano	Importação		Exportação		
			Volume (1000m ³)	Preço (US\$/m ³)	Volume (1000m ³)	Preço (US\$/m ³)	
França	Toras	2006	22	386	1	778	
		2007	28	405	1	823	
		2008	21	456	1	925	
		2009	14	365	<1	741	
		2010	16	403	<1	819	
	Madeira laminada	2006	12	827	<1	3924	
		2007	11	1178	<1	2307	
		2008	10	1273	<1	4255	
		2009	4	1096	<1	3641	
		2010	9	1012	<1	3475	
	Painel de madeira	2006	2	775	11	1284	
		2007	3	748	10	1558	
		2008	-	-	9	1634	
	Portugal	Toras	2006	18	488	1	664
			2007	16	481	1	684
2008			9	573	<1	1695	
2009			6	1428	<1	1397	
Madeira laminada		2006	<1	1372	-	-	
		2007	<1	1107	-	-	
		2008	1	460	1	386	
		2009	<1	303	<1	663	
Painel de madeira		2006	3	808	-	-	
		2007	1	981	-	-	
		2008	<1	1583	-	-	
		2009	<1	875	-	-	
Coréia do Sul	Toras	2008	<1	787	-	-	
		2009	<1	787	<1	269	
	Madeira laminada	2008	<1	2667	-	-	
		2009	<1	2030	<1	1217	
Holanda	Toras	2009	<1	840	-	-	
		2010	<1	742	-	-	
Austrália	Madeira serrada	2009	1	1283	-	-	
		2010	1	1103	-	-	

* Os dados de quantidade foram ponderados para os casos que relataram mais de uma espécie no mesmo produto comercializado.

Dados sobre a comercialização de madeira de *Khaya ivorensis* providas de florestas nativas localizadas na República do Gana foram relatados pela ITTO (2008, 2009, 2010 e 2011) e são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Valores monetários por metro cúbico e quantidade de diferentes produtos de *Khaya ivorensis* exportados da República do Gana (ITTO 2008, 2009, 2010 e 2011).

Table 2. Monetary values per cubic metre and quantity of different products of *Khaya ivorensis* exported from the Republic of Ghana (ITTO 2008, 2009, 2010 and 2011).

Produto	Ano	Volume (1000m ³)	Preço (US\$/m ³)
Madeira serrada	2006	17	755
	2007	15	878
	2008	13	884
	2009	5	545
	2010	8	844
Madeira laminada	2006	5	1938
	2007	4	2341
	2008	4	1799
	2009	2	1559
	2010	2	1507
Painel de madeira	2006	7	449
	2007	10	437
	2008	10	480
	2009	11	552
	2010	10	516

Conforme citado anteriormente, os preços pagos no mercado internacional são referentes a madeiras provenientes de florestas tropicais naturais. Assim, preços de mercado da madeira oriunda de plantios ainda são especulados. Segundo ITTO (2012) o Panamá exportou madeira serrada de *Khaya* spp. pelo valor médio de US\$ 267/m³. Portanto, esse valor é, até o momento, o único publicado para o comércio de *Khaya* proveniente de plantios comerciais fora dos locais de origem. Em relatórios mais atuais da ITTO (2015)

valores de exportação da madeira nativa de *K. ivorensis* seca em estufa atingiram 1.049 euros/m³ e madeira nativa seca ao ar livre 650 euros/m³.

Sabe-se da importância das plantações florestais para garantia do fornecimento interno e externo de madeira (Hartley, 2002). A área mundial de plantios é crescente e, recentes estudos argumentam que antes do ano de 2050 todos os produtos madeireiros serão derivados de plantios florestais manejados (Dyck, 2003).

6. Considerações finais

Plantios florestais manejados de forma sustentável possuem múltiplas funções ambientais que são importantes tanto em escala nacional, como internacional, além de desempenhar um papel vital no desenvolvimento sustentável suprindo as exigências do mercado consumidor.

O Brasil é referência em termos de silvicultura e velocidade de crescimento de espécies arbóreas, fato atestado pelo crescimento satisfatório de plantios jovens de mogno africano localizados principalmente em Minas Gerais, bem como pelo porte e desenvolvimento de árvores de mogno africano mais velhas, localizadas no Pará. Porém, estudos aprofundados quanto à viabilidade da implantação da *Khaya ivorensis* no país devem ser desenvolvidos, bem como pesquisas de outras naturezas, que permitam o manejo adequado da espécie a fim de garantir o retorno econômico desejável e a correta domesticação da espécie.

7. Referências bibliográficas

Acajou D'Afrique (*Khaya* spp). *Revue Bois et Forêts des Tropiques* 1979; 183: 33-48.

Agbedahunsi JM, Fakoya FA, Adesanya SA. Studies on the anti-inflammatory and toxic effects of the stem bark of *Khaya ivorensis* (Meliaceae) on rats. *Phytomedicine* 2004; 11(6): 504-508.

Ahmad Zuhaidi Y, Mahat MN, Ghani ARA. Growth of plantation grown *Khaya ivorensis* in Peninsular Malaysia. *Journal of Tropical Forestry* 1999; 11:849-851.

Ahmad Zuhaidi Y, Abdul Rasip AG, Rosdi K, Zainal T, Mohd Parid M. *Establishment and Management of Khaya ivorensis Plantations*. Malaysia: Technical Information Handbook, 2006.

Albuquerque MPF, Moraes FKC, Santos RIN, Castro GLS, Ramos EMLS, Pinheiro HA. Ecofisiologia de plantas jovens de mogno africano submetidas a deficit hídrico e reidratação. *Pesquisa agropecuária brasileira*, 2013; 48(1): 9-16.

Aminah H, Besek Intan Zafina B, Rosdi K, Rozihawati Z, Ahmad Fauzi MS, Hamzah M. Growth performance of some dipterocarps and non-dipterocarps planted from rooted cuttings. In: *Proceedings of the 8th Round-Table Conference on Dipterocarps*, Vietnam, 2005. p.1-7.

Appiah M. Tree population inventory, diversity and degradation analysis of a tropical dry deciduous forest in Afram Plains, Ghana. *Forest Ecology and Management* 2013; 295: 145-154.

Arnold, R. *Khaya senegalensis* – current use from its natural range and its potential in Sri Lanka and elsewhere in Asia. In: *Prospects for high-value hardwood timber plantations in the 'dry' tropics of northern Australia* [CD-ROM]; 2004; Private Forestry North Queensland Association Inc.

Batista AF. *Mogno Africano, cultivo no estado de Minas Gerais*. Piracicaba: Casa do Produtor Rural – ESALQ/USP; 2010.

Budowski, G. Distribution of tropical American rainforest species in light of successional processes. *Turrialba* 1965; 15:40-43.

CABI, *Forestry Compendium*. 2013. Wallingford, UK: CAB International. [cited 2013 aug. 13]. Available from: www.cabi.org/fc.

Castro AC, Lourenço Júnior JB, Santos NFA, Monteiro EMM, Aviz MAB, Garcia AR. Sistema silvipastoril na Amazônia: ferramenta para elevar o desempenho produtivo de búfalos. *Ciência Rural* 2008; 38(8): 2395-2402.

Carvalho AM, Silva BTB, Latorraca JVF. Avaliação da usinagem e caracterização das propriedades físicas da madeira de mogno africano (*Khaya ivorensis* A. Chev.) Cerne 2010; 16:106-114.

Conde RAR. *Controle silvicultural e mecânico da broca do mogno *Hypsipila grandella* (Zeller, 1848) (Lepdoptera; Pyralidae) em sistema agroflorestal* [dissertação]. Belém: Universidade Federal Rural da Amazônia; 2006.

Denslow JS. Tropical rainforest gaps and tree species diversity. *Annual Review of Ecology and Systematics* 1987; 18: 431-451.

Dyck B. Benefits of planted forests: social, ecological and economic. In: *Paper to UNFF Intersessional Experts Meeting on the Role of Planted Forests in Sustainable Forest Management*, New Zealand. 2003.

Dickson G, Reilly D, Lindsay DAJ. *Abstracts from “Darwin 2011 – African Mahogany Plantations Industry Forum”*. [cited 2013 jun. 25]. Available from: http://era.deedi.qld.gov.au/2175/4/Updated_African_mahogany_abstracts_Darwin_2011_final_4102011-sec.pdf.

Dupuy B, Koua M. The African mahogany plantations. Their silviculture in the tropical rain forest of the Côte-d'Ivoire. *Bois et Forêts des Tropiques* 1993; 236: 25-42.

FAO (Food Agriculture Organization). *Hardwood Plantations in the Tropics and Subtropics: Tropical Forest Plantation Areas 1995*. By D. Pandey. Project: GCP/INT/628/UK. Rome, 1997. 64p.

FAO. *Promotion of valuable hardwood plantations in the tropics. A global overview*. Report based on the work of F. K Odoo. Forest Plantation Thematic Papers, Working Paper 4. Forest Resources Development Service, Forest Resources Division. FAO, Rome. 2001.

Falesi IC, Baena ARC. *Mogno Africano (*Khaya ivorensis* A. Chev.) em sistema silvipastoril com leguminosa e revestimento natural do solo*. Belém: Embrapa Amazônia Oriental, 1999. 52p. (Documentos, 4).

Foli EG. *Evaluation of the Performance of Planted native Timber Species in Different Ecological Zones in Ghana*. Final Technical Fellowship Report

submitted to the International Tropical Timber Organization (ITTO) on Project PD 1/93 Rev. 1. 2000. 41p.

Foli, EG, Alder D, Miller HG, Swaine MD. Modelling growth space requirements for some tropical forest tree species. *Forest Ecology and Management* 2003; 173:79-88.

Fremlin R. An overview of African mahogany in Africa. In: *African mahogany: Abstracts from "Darwin 2011 – African Mahogany Plantations Industry Forum"*; 2011; Brisbane: Queensland Department of Employment, Economic Development and Innovation; 2011. p. 8-9.

Gasparotto L, Hanada RE, Albuquerque FC, Duarte MLR. Mancha areolada causada por *Thanatephorus cucumeris* em mogno africano. *Fitopatol. bras.* 2001; 26(3):660-661.

Gomes DM. *Análise da viabilidade técnica, econômico-financeiro para implantação da cultura do mogno africano (Khaya ivorensis A. Chev.) na região oeste de Minas Gerais*. Trabalho de conclusão de curso, Universidade Federal do Paraná. 2010. 70f.

Grogan J, Barreto P, Veríssimo A. *Mogno na Amazônia Brasileira: Ecologia e Perspectivas de Manejo*. Belém: Imazon, 2002.

Hartley MJ. Rationale and methods for conserving biodiversity in plantation forests. *Forest Ecology and Management* 2002; 155: 81-95.

Hawkes JG. Introduction. In : *Tropical trees : variation, breeding and conservation*. Linnean Society of London Symposium Series, n.2. 1976.

Heryati Y, Belawan D, Abdu A, Mahat MN, Abdul-Hamid H, Majid NM, Hassan A, Heriansyah I. Growth Performance and Biomass Accumulation of a *Khaya ivorensis* Plantation in three Soil Series of Ultisols. *American Journal of Agricultural and Biological Sciences* 2011; 6(1):33-44.

Ibrahim JA, Ayodele EA, Jegede AI, Kunle YF. Comparative studies on *Khaya A. Juss* (Meliaceae) in Nigeria. *African Journal of Biotechnology* 2006; 5(11): 1154-1160.

International Tropical Timber Organization (ITTO). *Annual review and assessment of the world timber situation* 2008. [cited 2013 sep. 15]. Available from: http://www.itto.int/annual_review/.

ITTO. *Annual review and assessment of the world timber situation* 2009. [cited 2013 sep. 15]. Available from: http://www.itto.int/annual_review/.

ITTO. *Annual review and assessment of the world timber situation* 2010. [cited 2013 sep. 15]. Available from: http://www.itto.int/annual_review/.

ITTO. *Annual review and assessment of the world timber situation* 2011. [cited 2013 sep. 15]. Available from: http://www.itto.int/annual_review/.

ITTO. *Annual review and assessment of the world timber situation* 2012. [cited 2013 sep. 15]. Available from: http://www.itto.int/annual_review/.

ITTO. Tropical Timber Market Report, v.19, n.20, p.3. 2015. [cited 2015 nov. 6]. Available from: www.itto-d2.r-cms.jp/files/user/mis/MIS_16-31_Oct_2015.pdf

IUCN. *IUCN Red list of threatened species*. Version 2013.1. 2013. [cited 2013 jul. 4]. Available from: www.iucnredlist.org.

Jeyanny V, Ab Rasip AG, Wan Rasidah K, Ahmad Zuhaidi Y. Effects of macronutrient deficiencies on the growth and vigour of *Khaya ivorensis* seedlings. *Journal of Tropical Forest Science* 2009; 21(2): 73-80.

Khairul Alam MD, Basak, SR, Alam S. *Khaya anthotheca* (Welw.) C. Dc. (Meliaceae) - An exotic species in Bangladesh. *Bangladesh J. Plant Taxon* 2012; 19(1):95-97.

Krishnapillay B. *A manual for forest plantation establishment in Malaysia*. Malayan Forest Records, n.45. 2008.

Krisnawati H, Kallio M, Kanninen M. *Swietenia macrophylla* King: ecology, silviculture and productivity. CIFOR, Indonesia. 2011. 24p.

Lamb FB. On further defining mahogany. *Economic Botany* 1963; 17(3):217-232.

Lamb FB. "Mahogany": a name in controversy. *American speech* 1967; 42(3):219-226.

Lamprecht H. *Silvicultura nos trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas – possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado*. Cooperação Técnica Eschborn, República Federal da Alemanha. 342 p. 1990.

Lemmens RHMJ. *Khaya ivorensis* A.Chev. PROTA (Plant Resources of Tropical Africa / Ressources végétales de l'Afrique tropicale), Wageningen, Netherlands. 2008. [cited 2013 jul. 18]. Available from: www.prota4u.org/search.asp.

Lim GT. *Enhancing the weaver ant, Oecophylla smaragdina* (Hymenoptera: Formicidae), for biological control of a shoot borer, *Hypsipyla robusta* (Lepidoptera: Pyralidae), in Malaysian mahogany plantations [tese]. Virginia: Virginia Polytechnic Institute and State University; 2007.

Lopes ED, Uchôas EG, Gomes JM, Collares RA. Desempenho inicial no campo de mogno africano implantado em área de pastagem na região semi-árida do médio Vale do Jequitinhonha. In: *Anais II Simpósio de Integração Lavoura-Pecuária-Floresta*; 2012; Montes Claros. Universidade Federal de Minas Gerais: Instituto de Ciências Agrárias; 2012. p.131-136.

Nikles DG, Reilly DF, Dickinson GR, Lee DJ. African mahogany (*Khaya senegalensis*) plantations Australia: status, needs and progress. In: *Anais Australian Forest Growers Conference*, Gympie. 2012.

Nokoe S, Okojie JA. Relationship of stand attributes of some plantation Mahoganies with estimated Weibull parameters. *Ecological Modelling* 1984; 24:231-240.

Ofori DA, Opuni-Frimpong E, Cobbinah JR. Provenance variation in *Khaya* species for growth and resistance to shoot borer *Hypsipyla robusta*. *Forest Ecology and Management* 2007; 242:438-443.

Opuni-Frimpong E, Karnosky DF, Storer AJ, Abeney EA, Cobbinah JR. Relative susceptibility of four species of African mahogany to the shoot borer *Hypsipyla robusta* (Lepidoptera: Pyralidae) in the moist semideciduous forest of Ghana. *Forest Ecology and Management* 2008a; 255:313-319.

Opuni-Frimpong E, Karnosky DF, Storer AJ, Cobbinah JR. Silvicultural systems for plantation mahogany in Africa: Influences of canopy shade on tree growth and pest damage. *Forest Ecology and Management* 2008b; 255:328-333.

Opuni-Frimpong E, Karnosky DF, Storer AJ, Cobbinah JR. Key roles of leaves, stockplant age, and auxin concentration in vegetative propagation of two African mahoganies: *Khaya anthotheca* Welw. and *Khaya ivorensis* A. Chev. *New Forest* 2008c; 36:115-123.

Orwa C, Mutua A, Kindt R, Jamnadass R, Simons A. *Agroforestry Database: a tree reference and selection guide version 4.0*. 2009. [cited 2013 jul. 18]. Available from: www.worldagroforestry.org/af/treedb.

Pinheiro AL, Couto L, Pinheiro DT, Brunetta JMFC. *Ecologia, silvicultura e tecnologia de utilizações dos mognos-africanos (Khaya spp.)*. Viçosa: Sociedade Brasileira de Agrossilvicultura, 2011.

Poltronieri LS, Albuquerque FC, Trindade DR, Duarte MLR. *Identificação de doenças em mogno-africano no Estado do Pará*. Belém: Embrapa Amazônia Oriental, Circular Técnica, n.18. 2000. 13p.

Poltronieri LS, Albuquerque FC, Trindade DR, Duarte MLR. *Identificação e controle da rubelose em mogno-africano no Estado do Pará*. Belém: Embrapa Amazônia Oriental, Comunicado Técnico, n.68. 2002. 2p.

Reilly DF, Robertson RM. *Evaluation of the Wood Quality and Utilisation Potential of Plantation grown Khaya senegalensis (African Mahogany)*. Australia: Northern Territory Government. 2006. 93p.

Revels CS. Concessions, Conflict, and the Rebirth of the Honduran Mahogany Trade. *Journal of Latin American Geography* 2003; 2(1):1-17.

Silva PTE, Brienza Junior S, Yared JAG, Barros PLC, Maciel MNM. Principais espécies florestais utilizadas em sistemas agroflorestais na Amazônia. *Revista Ciências Agrárias* 2008; 49:127-144.

Silva BTB. *Avaliação da usinagem e caracterização das propriedades físicas da madeira de mogno africano (Khaya ivorensis A. Chev.)* [monografia]. Seropédica, RJ: Instituto de Florestas, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro; 2010.

Siqueira ER, Ribeiro FE, Carvalho PER, Drumond MA. Comportamento inicial de espécies florestais exóticas na Região da Mata Atlântica de Sergipe. *Revista Árvore* 2002; 26(L):13-17.

Swaine MD, Whitmore TC. On the definition of ecological species groups in tropical rain forests. *Vegetatio* 1988; 75:81-86.

Taiwo, E. A; Ogunbodede, R. A. Production of tannin adhesives from bark of Nigerian trees. *Wood Science and Technology* 1995; 29(2):103-108.

Tchoundjeu Z, Leakey RRB. Vegetative propagation of African mahogany: effect of auxin, node position, leaf area and cutting length. *New Forest* 1996; 11:125-136.

Tepongning RS, Lucantoni L, Nasuti CC, Dori GU, Yerbanga SR, Lupidi G, et al. Potential of a *Khaya ivorensis* – *Alstonia boonei* extract combination as antimalarial prophylactic remedy. *Journal of Ethnopharmacology* 2011; 137(1):743-751.

Tepongning RS, Yerbanga SR, Dori GU, Lucantoni L, Lupidi G, Habluetzel A. In vivo efficacy and toxicity studies on *Erythrina senegalensis* and *Khaya ivorensis* used as herbal remedies for malaria prevention in Cameroon. *European Journal of Medicinal Plants* 2013; 3(3):454-464.

Tremacoldi CR, Lunz AM, Coelho IL, Boari AJ. Cancro em mogno africano no estado do Pará. *Pesquisa Florestal Brasileira* 2013; 33(74):220-224.

Verzignassi JR, Poltronieri LS, Benchimol RL. Mancha-alvo em mogno-africano no Brasil. *Summa Phytopathology* 2009; 35(1):70-71.

Zhang B, Yang SP, Yin S, Zhang CR, Wu Y, Yue JM. Limonoids from *Khaya ivorensis*. *Phytochemistry* 2009; 70:1305-1308.

Ward S, Boshier D, Grogan J. Special issue: Sustainable management of high-value timber species of the Meliaceae. *Forest Ecology and Management* 2008; 255(2):265-364.

ARTIGO 2 - Tree height prediction in Brazilian *Khaya ivorensis* stands

Predicción de la altura en plantaciones brasileñas de caoba africana

Andressa Ribeiro, Antonio Carlos Ferraz Filho e José Roberto Soares Scolforo

Artigo redigido conforme normas da Revista Bosque (Submissão em 13/12/2016), sendo uma versão preliminar sujeita a alterações.

SUMMARY

Tree height measurement is one of most difficult activities in forest inventories data gathering, although it is a fundamental variable to support forest management, since it is input for modelling growth and yield. To overcome this obstacle and ensure that the heights of trees are estimated accurately, hypsometric relationships are used. Therefore, the objective of this study was to compare different fitting strategies (nonlinear least square, mixed effect and weighted regression) to predict tree height in Brazilian African mahogany plantations using well know local and generalized models. Data were gathered on 149 permanent plots sampled in different Brazilian regions and ages, totaling 4,201 height-diameter pairs. Different models were evaluated and the best method to estimate the height-diameter relationship was based on statistical and graphical criteria. A local model using mixed effects with correction of heteroscedasticity was efficient and superior to other models evaluated. However, when using an independent data base, the generalized model adjusted by nonlinear least squares generates adequate results that are scaled to the plots' productivity, since the inclusion of dominant height into the model helps to predict height locally.

Key words: African mahogany, forest inventory, statistical modelling.

RESUMEN

Medición de la altura del árbol es uno de las actividades más difíciles de colección de los datos de inventarios forestales, aunque es una variable fundamental para apoyar el manejo forestal una vez que es data de entrada para la modelación del crecimiento e producción. Para superar este obstáculo y garantizar que se calculan las alturas de los árboles con precisión se utiliza la relación hipsométrica. Por lo tanto, el objetivo de este estudio fue comparar diferentes estrategias de ajuste (mínimos cuadrados no lineales, efecto mixto y regresión ponderada) para predecir la altura de los árboles en plantaciones brasileñas de caoba africana utilizando bien conocidos modelos locales y generalizados. Los datos fueron recogidos en 149 parcelas permanentes muestreadas en diferentes regiones brasileñas y edades, totalizando 4.201 pares de altura-diámetro. Diferentes modelos fueron evaluados y el mejor método para estimar la relación altura-diámetro se basó en los criterios estadísticos y gráficos. El modelo local usando efectos mixtos con la corrección de heterocedasticidad fue eficiente y superior a otros modelos evaluados. Sin embargo, cuando se utiliza una base de datos independiente el modelo generalizado ajustado por mínimos cuadrados no lineales genera resultados adecuados que se ajustan a la productividad de las parcelas, ya que la inclusión de la altura dominante en el modelo ayuda a predecir la altura a nivel local.

Palabras clave: Caoba africana, inventario forestal, modelización estadística.

INTRODUCTION

Tree height measurement is one of most difficult, time consuming and expensive activities in forest inventories data gathering (Ribeiro et al. 2010; Sharma and Breidenbach, 2015), although it is a fundamental variable to support forest management since growth and yield models rely on accurate measures of diameter and estimates of total tree height (Sharma, 2016). In many situations, foresters save time and effort by directed measurements of just a few trees inside the plot and predicting the other tree heights using a mathematical equation.

Height-diameter relationship (also known as hypsometric relationship) can be classified as local and regional/generalized (Trincado and Leal 2006, Paulo *et al.* 2011). The first type is usually dependent on one variable, commonly the diameter, and the second adds, besides diameter, stand variables or even inclusion of random effects models and dummy variables for eco-region (Temesgen *et al.* 2014).

Huang *et al.* (2009), Robinson and Hamann (2011), and Zang *et al.* (2016), among others, report that it is very common for data from natural resources to violate basic statistical assumptions for application of regression analysis via ordinary least squares method (OLS). This is because biological data may have temporal, spatial and hierarchical structure with dependence between observations, leading to a biased estimate of the parameters' confidence intervals. In mixed models, random effects are introduced in the model parameters at different levels such as: region, site, plot, and tree (Ou *et al.* 2015, Zang *et al.* 2016) in order to fix such dependences. Thus, studies using mixed effect modeling are used with significant gains to predict tree height (Calama and Montero 2004, Shawn *et al.* 2009, Paulo *et al.* 2011).

African mahogany cultivation is recent outside the species' countries of origin. In Brazil, the activity began in 1976 in the state of Pará and since then its cultivation is an alternative to the native mahogany (*Swietenia macrophylla*)

market, with is immune to exploration since it is in threat of extinction (França *et al.* 2016) and restricted in homogeneous plantations due to attacks by the Meliaceae shoot borer *Hypsipyla grandella*. Therefore, the objective of this study is to compare different fitting strategies to predict tree height in Brazilian African mahogany plantations using well know local and regional models fitted by: i) nonlinear least squares; ii) mixed effect and iii) mixed effect with correction of heteroscedasticity modelled by power-variance function. As a hypothesis, we expect that the modelling approach that most details the estimated values residual errors (i.e. mixed effect with correction of heteroscedasticity modelled by power-variance function) will yield the best results; also, we believe that regional models will provide a simple means for users to apply the models generated here to their own databases.

METHODS

The data from the African mahogany plantations used in this research has similar forest management and genetic bases, with age ranged from 1.9 to 14 years old and at least two re-measurements. Diameter (d) and height ($h \geq 1.3$ m) data set were gathered using metric tape and Vertex III hypsometer, respectively, from 149 permanent plots located in different Brazilian regions, totaling 4,201 height-diameter (h-d) pairs (figure 1).

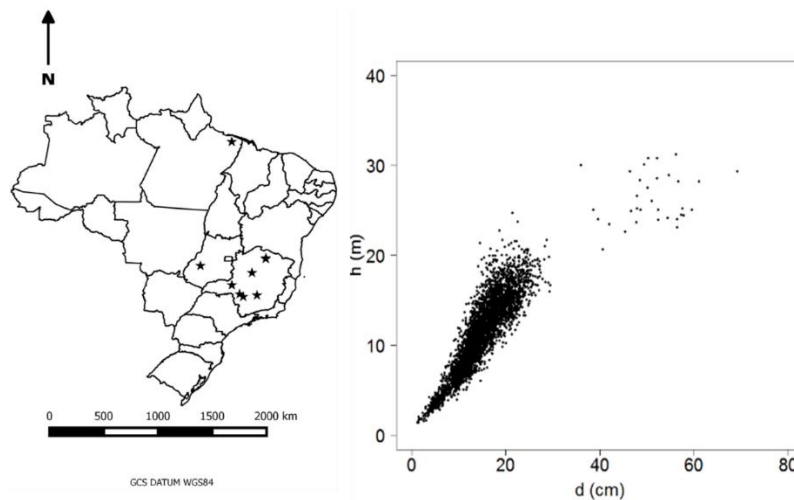


Figure 1. Stands location (represented by a star) and plot of total tree height (h) versus diameter at breast height (d) for the model fitting data ($n=4,201$).

Ubicación del rodal (representado por una estrella) y gráfico de altura total del árbol (h) contra el diámetro a la altura del pecho (d) para los datos de ajuste de los modelos ($n = 4.201$).

Dominant height (h_{dom}) was defined as being the mean height of the 30 thickest trees per hectare (Ribeiro *et al.* 2016), and not of the 100 thickest trees per hectare, as usual, due the low density of the plantations in Brazil (spacing used at most plantations is 6 x 6 m, and 12 x 12 m for the oldest). Similar methodology was adopted by Paulo *et al.* (2011) for *Quercus suber* studies in Portugal and Danquah (2012) for African mahogany species planted in Ghana, where they selected 25 and 40 thickest trees per hectare, respectively, to determinate mean dominant height.

A graphic of analysis of the data was performed for detection and exclusion of extreme observations, attributed to measurements errors, trees that were dead, damaged, and presenting a broken top or trunk. A summary of the descriptive statistics of the data set used in this study are presented in table 1.

Table 1. Summary statistics for the African mahogany plantations hypsometric data set (n=4,201), where SD = standard deviation.

Resumen estadístico del conjunto de datos usados para la hipsometría de plantaciones de caoba africano (n=4.201).

Variable	Minimum	Mean	Maximum	SD
d (cm)	1.3	15.1	69.3	5.7
h (m)	1.4	11.3	31.2	4.2
hdom (m)	3.8	12.3	28.2	3.9
Age (years)	1.9	4.2	14.0	1.6
Number of trees per hectare	55	320	563	70
Basal area (m ² .ha ⁻¹)	0.4	5.9	16.2	3.2

Model fitting and selection

In general terms, regression analysis aims to represent the distribution of a dependent variable (Y) subject to values of an independent variable of known values (X), $f(Y|X_1, \dots, X_i)$, written in algebraic linear function [1].

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + \varepsilon_i \quad [1]$$

Where: β_0 and β_1 are fixed parameters and ε_i are errors; following the assumptions of ordinary least squares method: 1) the relationship between X and Y is linear; 2) $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$; 3) ε_i are independent and 4) the sample is representative of the population for which the inference is being made.

Several models are used to represent the relationship between height and diameter in forest data and, studies have emphasized the superiority of non-linear models (Huang *et al.* 2009, Mehtätalo *et al.* 2015). The mathematical expressions tested in this study are presented in table 2. A 1.3 constant was used to avoid the prediction of a height less than 1.3 meters when d is small.

Table 2. The mathematical functions applied for height estimative*.

Funciones matemáticas utilizadas para la predicción de la altura*.

Model	Mathematical function
1	$h = 1.3 + \frac{d^2}{(\beta_0 + \beta_1 \cdot d)^2}$
2	$h = 1.3 + \frac{\beta_0 \cdot d}{(1 + d)^{\beta_1}}$
3	$h = 1.3 + \frac{\beta_0 \cdot d}{\beta_1 + d}$
4	$h = 1.3 + \beta_0 \cdot \exp(\beta_1 \cdot d^{-1})$
5	$h = 1.3 + \frac{d^2}{\beta_0 \cdot d^2 + \beta_1 \cdot d + \beta_2}$
6	$h = 1.3 + \frac{\beta_0}{[1 + \exp(\beta_1 \cdot d / \beta_2)]}$
7	$h = 1.3 + \beta_0 \cdot [1 - \exp(-\beta_1 \cdot d)]^{\beta_2}$
8	$h = 1.3 + \beta_0 \cdot \exp[-\beta_1 \cdot \exp(-\beta_2 \cdot d)]$
9	$h = 1.3 + \exp \left[\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{t} \right) + \beta_2 \cdot \ln(hdom) + \beta_3 \cdot \ln(G) \right]$
10	$h = 1.3 + \exp \left[\beta_0 + \left(\frac{\beta_1}{d} \right) + \beta_2 \cdot \ln(hdom) \right]$
11	$h = 1.3 + \exp \left[\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(hdom) + \beta_2 \cdot d^{-1} + \beta_3 \cdot \ln \left(\frac{N}{d} \right) + \beta_4 \cdot \ln \left(\frac{1}{t \cdot d} \right) \right]$
12	$h = 1.3 + \exp \left[\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(hdom) + \beta_2 \cdot t^{-1} + \beta_3 \cdot \ln(N \cdot d) + \beta_4 \cdot \ln \left(\frac{1}{t \cdot d} \right) \right]$
13	$h = 1.3 + (hdom - 1.3) \cdot \exp \left[\left(\beta_0 - \beta_1 \cdot hdom + \beta_2 \cdot \frac{N}{1000} \right) \cdot \left(\frac{1}{d} - \frac{1}{d_{dom}} \right) \right]$
14	$h = 1.3 + \exp \left[\beta_0 + \beta_1 \cdot t^{-1} + \beta_2 \cdot \ln(hdom) + \beta_3 \cdot \ln(G) + \beta_4 \cdot \ln \left(\frac{1}{t \cdot d} \right) \right]$
15	$h = 1.3 + \exp \left[\beta_0 + \beta_1 \cdot t^{-1} + \beta_2 \cdot \ln \left(\frac{dg}{d} \right) + \beta_3 \cdot \ln(dg \cdot t) \right]$

*Where: β_i =model parameters; h=total height (m); d=diameter at breast height (cm); hdom=dominant height (m); G=basal area ($m^2 \cdot ha^{-1}$); N=number of trees per hectare; t=age (years); dg=quadratic mean diameter (cm) and ddom=dominant diameter (cm).

For the local (models 1 to 8) and regional (models 9 to 15) functions three fitting strategies were followed. The first consisted of estimative of parameters without specifying any random effects, fitting a basic model by nonlinear least squares techniques (NLS). Parameter estimates and all statistical inferences were made using the program R (R Core Team, 2016) with the *nls* function performing a nonlinear regression analysis via Gauss Newton algorithm.

The second strategy (NLME) involved inclusion of a random effect in the parameters estimates of the best models chosen in step 1, initially considering all parameters as random as suggested by Pinheiro and Bates (2000),

using the *nlme* package (Pinheiro *et al.* 2016) of R. The parameter estimation was based on the maximum likelihood and nested models tests were made based on the likelihood ratio (random part) and conditional F tests (fixed part). When mixed models are used, the goal is to predict values for Y from a continuous predictor variable X and add a categorical variable for each stipulated group, written in algebraic form as presented in [2].

$$Y_{ij} = (\beta_i + u_i).X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad [2]$$

Where: Y_{ij} is the height of tree j on plot i and the corresponding tree diameter at breast height by X_{ij} , β_i is the fixed parameter, u_i is the random parameter and ε_{ij} are residual errors. In this paper, it was defined as a group of random effect the combination of the local, plot, and measurement occasion, totaling 380 groups. More detailed definitions on mathematics of mixed modeling process can be found in Pinheiro and Bates (2000), Robinson and Hamann (2011) and Mehtätalo *et al.* (2015).

The third approach (WNLME) was made when we verified violations of assumption of constant variance (homoscedasticity) in steps 1 and 2. If the plot of the standardized residuals versus the fitted values showed that the within-individual error variance was heterogeneous, a variance power function ($\text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2.(d)^{2\delta}$) was used to model the variance error structure within groups using covariates with an exponential parameter delta (δ) estimated by iterative processes. We chose initial δ value=0.5, which implies a linear relationship between the variance and tree diameter. A similar procedure was performed by Paulo *et al.* (2011) and Mehtätalo *et al.* (2015) to fit height in forest stands. We worked on the program R through the *nlme* package with specification of the variance function by the argument *weights*.

The models were chosen according to the goodness-of-fit, predictive ability, biological sense and compliance with the assumptions of OLS (homoscedasticity, lack of autocorrelation and normality of residuals). The

homoscedasticity was analysed using the plot of standardized residuals versus predicted values, while the normality of model errors was inspected using a normal probability plot. The goodness-of-fit of the functions was analyzed through the root mean squared error (RMSE, [3]) and value of the Akaike information criterion (AIC, [4]).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y - \hat{Y})^2}{n-1}} \quad [3]$$

$$AIC = -2 \ln(mv) + 2p \quad [4]$$

Where Y = observed dependent variable; \hat{Y} = estimated dependent variable; n = number of observations; \ln = natural logarithm; mv = maximum value of the likelihood function and p = number of parameters of model.

RESULTS

Local model

Statistical criteria and visual plot analysis of residuals versus fitted values for each fitted model (table 3) showed that the models 1, 4 and 7 had the best results considering the local models adjusted by nonlinear regression using least squares method (NLS).

Table 3. Coefficients and goodness-of-fit of the local height diameter functions using least squares method (NLS)*

Coefficientes y bondades de ajuste de las funciones local de altura y diámetro utilizando el método de los mínimos cuadrados (NLS)*.

NLS	β_0	β_1	β_2	RMSE	AIC
Model 1	2.504	0.145	-	1.78	16,767
Model 2	0.914	0.109	-	2.28	17,712
Model 3	105.022	139.178	-	1.93	17,445
Model 4	32.732	-17.135	-	1.77	16,735
Model 5	0.005	1.541	-2.146	2.06	17,990
Model 6	23.021	15.147	6.889	1.81	16,919
Model 7	25.946	0.065	1.966	1.76	16,675
Model 8	23.550	3.561	0.096	1.78	16,754

*All estimated parameters are significant at P level < 0.05 .

The goodness-of-fit criteria for all equations were similar (table 1), with a slight superiority for model 7, followed by models 4 and 1. However, the residual plot for model 4 was biased, overestimating the predicted heights below 5 meters and all models showed trends of non-normality for higher values of prediction (figure 2).

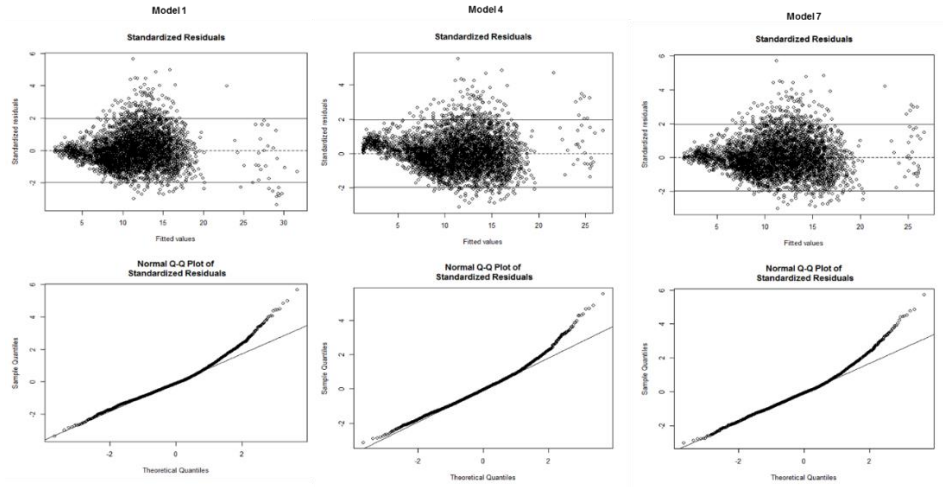


Figure 2. Residual versus fitted values and normal Q-Q plot for the best local fitted models.

Valores residuales versus valores ajustados y Q-Q normal gráfico para los mejores modelos locales ajustados.

The distribution of residuals for models 1 and 7 were similar, as was their goodness-of-fit, being model 1 chosen for the other two fitting strategies, since it has less parameters, and fitted better for the higher height values (larger than 25 m). Model 1 was adjusted using a mixed effects model considering all random parameters [5] where all variables were defined in [2].

$$h_{ij} = 1.3 + \frac{d_{ij}^2}{[(\beta_0 + u_{0i}) + (\beta_1 + u_{1i}) \cdot d_{ij}]^2} \quad [5]$$

The fixed parameters estimated for model 1 with NLME and WNLME fitting strategies, the variance parameters for the random effects in the mixed model and the statistical criteria are presented in Table 4.

Table 4. Estimative of fixed and random parameters, variance components for the random parameters for model 1, where SE = standard error and SD = standard deviation.

Estimación de parámetros fijos y aleatorios, componentes de varianza para los parámetros aleatorios para el modelo 1, donde SE = error estándar y SD = desviación estándar.

Strategy	Parameters	Value	SE	RMSE	AIC	
2) NLME	Fixed effects	β_0	1.9759	0.0414	1.23	15,222
		β_1	0.1801	0.0021		
	Random effects	SD (u_0)	0.6069			
		SD (u_1)	0.0224			
		Correlation: (u_0, u_1)	-0.8780			
		Residual variance	1.2991			
3) WNLME	Fixed effects	β_0	2.0561	0.0392	1.24	14,710
		β_1	0.1756	0.0020		
		SD (u_0)	0.5808			
	Random effects	SD (u_1)	0.0221			
		Correlation (u_0, u_1)	-0.8630			
		Residual variance	0.1388			
		Variance power function	0.8219			

The residual plots (figure 3) shows a tendency of heterogeneity of variance for the NLME method with inclusion of random effects on the parameters, and correction of this when using a power type variance function (WNLME) into the regression. The normality was not guaranteed for extreme the values of height prediction for both methodologies (figure 3).

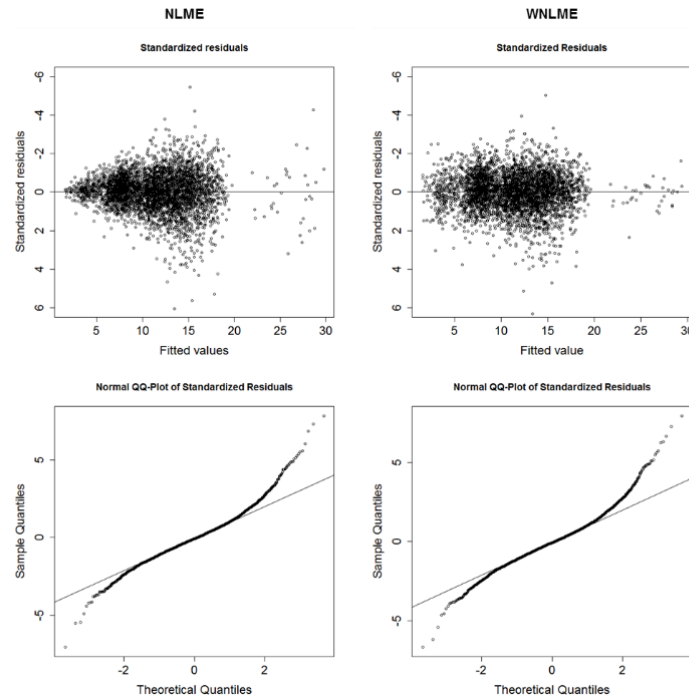


Figure 3. Residual versus fitted values and normal Q-Q plot for model 1 with different fitting strategies.

Valores residuales versus valores ajustados y Q-Q normal gráfico para el modelo 1 con diferentes estrategias de ajuste.

Generalized models

As for the local model fitting, generalized models were also first fit using the NLS method without hierarchy, resulting in the following best models: 10, 11 and 13 (table 5) and residuals plot shown in figure 4.

Table 5. Coefficients and goodness-of-fit of the generalized height diameter functions*.

Coefficientes y bondades de ajuste de las funciones generalizadas de altura e diámetro*.

NLS	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	RMSE	AIC
Model 9	0.0785	-0.6823	0.9246	0.0402 ^{ns}		1.92	17,399
Model 10	1.3209	-9.1651	0.6427			1.38	14,659
Model 11	1.4024	0.6252	-9.7249	0.0115	-0.0265 ^{ns}	1.38	14,652
Model 12	0.2828	0.6651	-2.2498	0.0231	0.5615	1.45	15,077
Model 13	-7.1662	0.0807 ^{ns}	-3.2597 ^{ns}			1.41	14,784
Model 14	0.5014	-2.3690	0.6695	-0.0149 ^{ns}	0.5792	1.46	15,085
Model 15	1.5972	-1.6892	-0.6270	0.2775		1.74	16,576

*ns = estimated parameters not significant at P level > 0.05 .

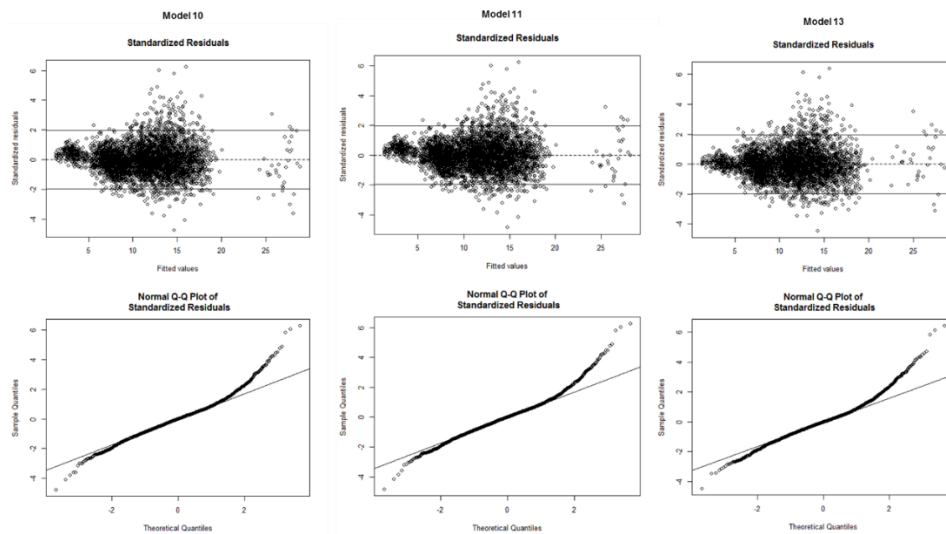


Figure 4. Residual versus fitted values and normal Q-Q plot for the best generalized models fitted.

Valores residuales versus valores ajustados y Q-Q normal gráfico para los mejores modelos generalizados ajustados.

We chose the more parsimonious model by selecting model 10 for fitting of the two other fitting strategies. The inclusion of the random effect in

the model parameters had best results for β_0 , resulting in the following final model [7]:

$$h_{ij} = 1.3 + \exp \left[(\beta_0 + u_{0i}) + \left(\frac{\beta_1}{d_{ij}} \right) + \beta_2 \cdot \ln(hdom_j) \right] \quad [7]$$

The fixed parameters estimated for model 10 with the NLME and WNLME fitting strategies, the variance parameters for the random effects in the mixed model and the statistical criteria are presented in table 6.

Table 6. Estimative of fixed and random parameters, variance components for random parameters for Model 10, where SE = standard error and SD = standard deviation.

Estimación de parámetros fijos y aleatorios, componentes de varianza para parámetros aleatorios para el Modelo 10, donde SE = error estándar y SD = desviación estándar.

Strategy		Parameters	Value	SE	RMSE	AIC
2) NLME	Fixed effects	β_0	1.3760	0.0469	1.28	14,493
		β_1	-9.3996	0.1790		
		β_2	0.6268	0.0149		
	Random effects	SD (u_0)	0.0427			
		Residual variance	1.3035			
3) WNLME	Fixed effects	β_0	1.5050	0.0441	1.27	14,187
		β_1	-9.5485	0.1504		
		β_2	0.5807	0.0145		
	Random effects	SD (u_0)	0.0508			
		Variance power function	0.2789	0.5688		

When fitting [7] with the inclusion of random effects, a minor improvement in the statistics used as selection criteria were observed, but the residual distribution presented similarity to the model without hierarchy (figure 4), with a slight bias for height prediction for trees under 5 meters (figure 5).

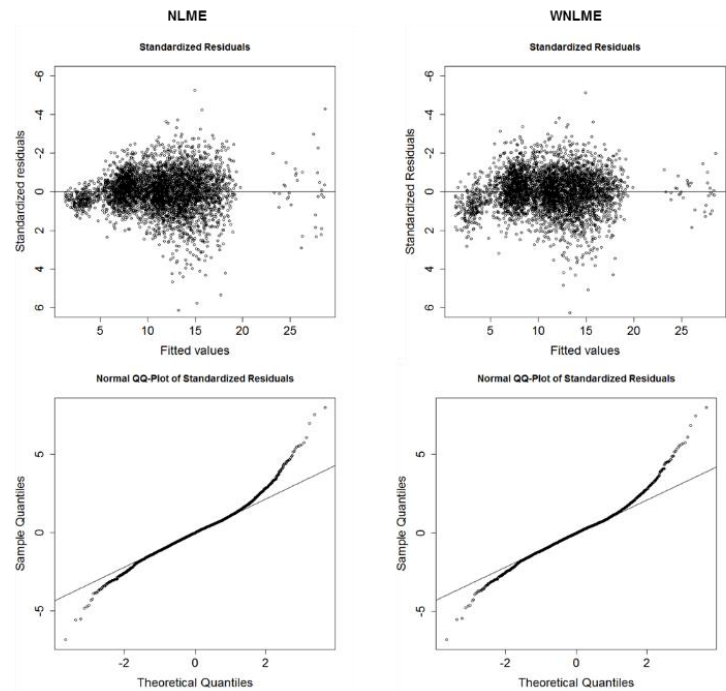


Figure 5. Graphical relationship between the standardized residuals and fitted values for model 10 with different fitting strategies.

Relación gráfica entre los valores de los residuos estandarizados y los valores estimados para el modelo 10 con diferentes estrategias de ajuste.

DISCUSSION

The main objective of the present study was to develop equations that adequately predicted height for African mahogany stands in Brazil, respecting statistical assumptions and parsimony. While some studies have reported growth parameters and wood quality for *Khaya ivorensis* plantations considering limited stand variation (e.g. Silva *et al.* 2016; Ribeiro *et al.* 2016), to our knowledge, this study is the first to provide height-diameter models for a large scale database in Brazil and beyond. Care must be taken when applying the models outside the sampled database range (for other parts of the world or for ages

greater than 14 years), especially considering the peculiarities of Brazilian African mahogany silviculture (intensive management practices and wide spacings).

It is expected that a model including stand variables (*i.e.* generalized models) provide a better predictive equation for height, as noted by Trincado and Leal (2006). It was clear in this work that when the models were fitted by NLS method a predictive improvement of half meter error comparing local model 1 with generalized model 10 occurred, besides the lowest AIC value for the last equation.

Mixed effect modeling is one alternative to deal with correlated observations, in which the variability between the sampling units can be explained by including random parameters, which are estimated at the same time as the fixed parameters (Calama and Montero 2004). Sharma and Parton (2007) developing a h-d equation for species of boreal forest in Canada found that the inclusion of random effects on the selected model parameters resulted in a lower value of AIC and an improvement in the models' predictive ability. Temesgen *et al.* (2014) fitting the ratio of height and diameter for various species in China used the mixed effect method in order to correct the hierarchical data structure and generate a robust predictive equation. Our results confirmed this trend, were the mixed effects models provided better results compared to the OLS techniques.

For all selected models non-normality for extreme values occurred. Zang *et al.* (2016) affirmed that since the height-diameter relationship is influenced by numerous factors, it may be difficult to model using normal parametric models and limitation of least-squares methods (*e.g.* normal distribution errors) may present problems, especially in the case of generalized h-d equations. Crescente-Campo *et al.* (2010) suggest the use of weighting factors to balance error variance, to account for non-normality, and to take into account unequal

selection probabilities. Although the impact of the weighting procedure was minimal in their work, and the parameter estimates and approximate standard errors showed the same magnitude, the goodness of fit statistics was also similar, with slightly better values for the model fitted using unequal selection probabilities. Our data is composed by seminal trees with no genetic improvement, and the high variability in growth pattern is expected. Ofori *et al.* (2007) studying the provenance variation in *Khaya* species found that 51% of the observed variation in total height growth was genetically controlled, highlighting the variations observed in growth parameters among progenies.

For the selected generalized model (model 10), the inclusion of a random effect did not result in an explicit improvement of residual distribution (figure 5), with a slight improvement on statistics values (table 6) comparing with NLS method. That was expected since the inclusion of a stand variable into the model works as a plot level control, improving the predictions in local scale. The small effect of the random component for the generalized model was confirmed its low value of standard deviation, of 0.04m compared to a residual standard deviation of 1.14m for the NLME fit (table 6). The random component's standard deviation values were much more expressive for the local models, reaching 0.61m compared to the residual standard deviation of 1.14m for the NLME fit (table 4). However, when heteroscedasticity was corrected, residuals were less biased and the values of the statistics were higher than for the other fitting strategies. The relationship defined between the standardized residuals and the tree height estimates did not suggest the presence of heteroscedasticity associated with the error term for WNLME approach in the local and generalized model selected, although non-normality still existed. Calegario *et al.* (2005), estimating the height growth of clonal *Eucalyptus* trees, obtained significant gains when modeling the heterogeneity of variance, where the distribution of residues was significantly improved. We also came to the

same conclusion when we applied the variance power function on the selected model.

In the present study, the gain in the use of a generalized model (using dominant height) compared to local models including random effects on the parameters was not so significant. It is known that the dominant height is a variable that reflects the local productivity, being correlated with the total height of the trees, so the inclusion of the same in hypsometric designs results in an improvement of the height predictions.

We plotted the different height-diameter selected models in varying silvicultural scenarios to illustrate the models' predictive ability, and also to highlight the errors of selecting equations from literature without any calibration (Figure 6). In Figure 6 we see that the most general model from our study (Model 1_NLS) is able to adequately describe the mean behavior of the height-diameter relationship, but is not able to distinguish between different productivities sites. Considering the strategies that take into account the plots' productivity (Model 10 (gen.)_NLS and Model 1 (local)_WNLME), we see that they are able to better describe particular differences in the height-diameter relationship in different plots (represented as black dots in Figure 6), with a superiority for the mixed effects approach.

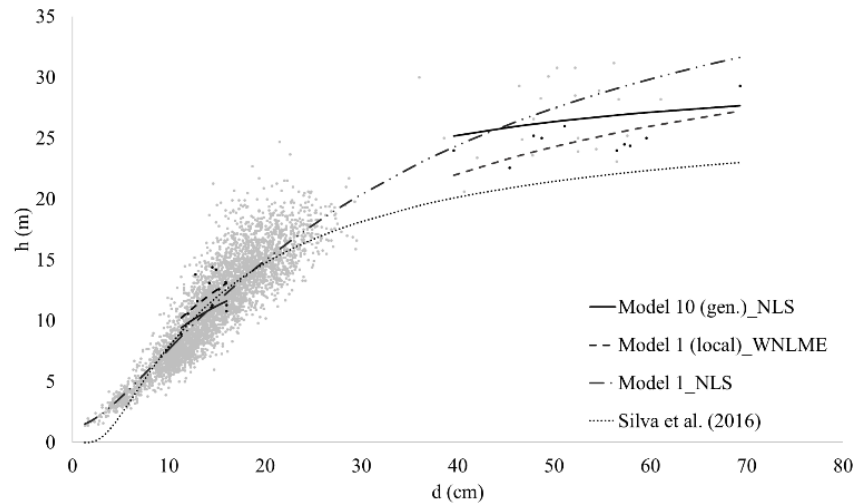


Figure 6. Different height predictions for African mahogany dataset, where the gray dots show the original data and the dark dots show the observed heights for two sample plots.

Diferentes predicciones de altura para el conjunto de datos de caoba africano, donde los puntos grises muestran los datos originales y los puntos oscuros muestran las alturas observadas para dos parcelas.

Thus, the authors suggest that when a large scale database is available to fit height-diameter models for *Khaya ivorensis*, model 1 using random location parameters and correction of the heteroscedasticity of the residuals should be the preferred method to estimate the height of unsampled trees. However, model users that do not have this data can use the generalized model (model 10), since inclusion of the dominant height into the model helps to predict height locally. For Salas *et al.* (2016) in general models are good for the purpose which they were built and it is very difficult to find a model that works well for all purposes.

Finally, to illustrate the need for calibration of the height-diameter relationship and also to adhere to the range of the sampled database, we also plotted a model from Silva *et al.* (2016) in Figure 6. These authors presented a

local equation fitted with NLS method to predict height in 4-year-old African mahogany stands close to the ones studied in this study. Here we see that while Silva's model predicted the height variation reasonably well for trees with diameters with 10 to 20 cm, it provided large underestimation outside this range specially for larger trees ($d > 40$ cm).

CONCLUSION

The modelling approach that most details the estimated height values residual errors (mixed effect considering each plot's measurement occasion as the random effect and with correction of heteroscedasticity modelled by power-variance function) yielded the best results. However, given the fact that users will not always have a large database at their disposal, the generalized model 10 fitted using the plot's dominant height can be applied to successfully estimate tree height of other *Khaya ivorensis* stands.

REFERENCES

- Calama R, Montero G. 2004. Interregional nonlinear height–diameter model with random coefficients for stone pine in Spain. *Canadian Journal of Forestry Research* 34: 150–163. DOI: 10.1139/x03-199.
- Calegario N, Daniels RE, Maestri R, Neiva R. 2005. Modeling dominant height growth based on nonlinear mixed-effects model: a clonal Eucalyptus plantation case study. *Forest Ecology and Management* 204: 11-20. DOI: 10.1016/j.foreco.2004.07.051.
- Crecente-Campo F, Tomé M, Soares P, Diéguez-Aranda U. 2010. A generalized nonlinear mixed-effects height–diameter model for *Eucalyptus globulus* L. in northwestern Spain. *Forest Ecology and Management* 259: 943-952. DOI: 10.1016/j.foreco.2009.11.036.
- Danquah JA. 2012. Restoration of degraded dry semideciduous forest ecosystems in Ghana: Effects of African mahogany species on soil chemistry, tree diversity and the application of leaf morphometrics for provisional seed zonation. Dissertation in Forest Sciences. Joensuu, Finland. Faculty of Science and Forestry, University of Eastern Finland. 37 p.

França TSFA, França FJN, Arango RA, Woodward BM, Arantes MDC. 2016a. Natural resistance of plantation grown African mahogany (*Khaya ivorensis* and *Khaya senegalensis*) from Brazil to wood-rot fungi and subterranean termites. *International Biodeterioration & Biodegradation* 107: 88-91. DOI: 10.1016/j.ibiod.2015.11.009.

Huang S, Meng SX, Yang Y. 2009. Using nonlinear mixed model technique to determine the optimal tree height prediction model for Black Spruce. *Modern Applied Science* 3(4): 3-18. DOI: 10.5539/mas.v3n4p3.

Mehtätalo L, de-Miguel S, Gregoire TG. 2015. Modeling height-diameter curves for prediction. *Canadian Journal of Forest Research* 45:826-837. DOI: 10.1139/cjfr-2015-0054.

Ofori DA, Opuni-Frimpong E, Cobbinah JR. 2007. Provenance variation in *Khaya* species for growth and resistance to shoot borer *Hypsipyla robusta*. *Forest Ecology and Management* 242: 438-443. DOI: 10.1016/j.foreco.2007.01.090.

Ou G, Wang J, Xu H, Chen K, Zheng H, Zhang B, Sun X, Xu T, Xiao Y. 2016. Incorporating topographic factors in nonlinear mixed-effects models for aboveground biomass of natural Simao pine in Yunnan, China. *Journal of Forestry Research*, 27(1):119-131. DOI: 10.1007/s11676-015-0143-8.

Paulo JA, Tomé J, Tomé M. 2011. Nonlinear fixed and random generalized height-diameter models for Portuguese cork oak stands. *Annals of Forest Science* 68:295-309. DOI: 10.1007/s13595-011-0041-y.

Pinheiro J, Bates D. 2000. *Mixed-effects models in S and Spls*. New York, USA. Springer-Verlag. 528 p.

Pinheiro J, Bates D, DebRoy S, Sarkar D and R Core Team. 2016. nlme: Linear and nonlinear mixed effects models. R Package Version 3.1-125. Consulted 15 mar. 2016. Available in <https://cran.r-project.org/web/packages/nlme/nlme.pdf>.

R Core Team (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria.

Ribeiro A, Ferraz Filho AC, Mello JM, Ferreira MZ, Lisboa PMM, Scolforo JRS. 2010. Estratégias e metodologias de ajuste de modelos hipsométricos em plantios de *Eucalyptus* sp. *Cerne* 16(1): 22-31. DOI: 10.1590/S0104-77602010000100003.

- Ribeiro A, Ferraz Filho AC, Tomé M, Scolforo JRS. 2016 (In press). Site quality curves for African mahogany plantations in Brazil. *Cerne*.
- Robinson AP, Hamann JD. 2011. Forest analytics with R: an introduction. New York, USA. Springer-Verlag. 354 p.
- Salas C, Gregoire TM, Craven DJ, Gilabert H. 2016. Modelación del crecimiento de bosques: estado del arte. *Bosque* 37(1): 3-16. DOI: 10.4067/S0717-92002016000100001
- Sharma M, Parton J. 2007. Height-diameter equations for boreal tree species in Ontario using a mixed-effects modeling approach. *Forest Ecology and Management* 30: 187-198. DOI: 10.1016/j.foreco.2007.05.006
- Sharma M, Breidenbach J. 2015. Modeling height-diameter relationships for Norway spruce, Scots pine, and downy birch using Norwegian national forest inventory data. *Forest Science and Technology* 11(1): 44-53. DOI: 10.1080/21580103.2014.957354.
- Sharma M. 2016. Comparing height-diameter relationships of boreal tree species grown in plantations and natural stands. *Forest Science* 62(1): 70-78. DOI: 10.5849/forsci.14-232.
- Shawn X, Meng SX, Huang S, Yang Y, Trincado G, Vanderschaaf CL. 2009. Evaluation of population-averaged and subject-specific approaches for modeling the dominant or codominant height of lodgepole pine trees. *Canadian Journal of Forest Research* 39(6): 1148-1158. DOI: 10.1139/X09-039.
- Silva LF, Ferreira GL, Santos ACA, Leite HG, Silva ML. 2016. Equações hipsométricas, volumétricas e de crescimento para *Khaya ivorensis* plantada em Pirapora. *Floresta e Ambiente* 23(3): 362-368. DOI: 10.1590/2179-8087.130715.
- Temesgen H, Zhang CH, Zhao XH. 2014. Modelling tree height-diameter relationships in multi-species and multi-layered forests: A large observational study from Northeast China. *Forest Ecology and Management* 316: 78-89. DOI: 10.1016/j.foreco.2013.07.035.
- Trincado G, Leal C. 2006. Ecuaciones locales y generalizadas de altura-diámetro para pino radiata (*Pinus radiata*). *Bosque* 27(1): 23-34. DOI: 10.4067/S0717-92002006000100003.

Zang H, Lei X, Zeng W. 2016. Height–diameter equations for larch plantations in northern and northeastern China: a comparison of the mixed-effects, quantile regression and generalized additive models. *Forestry* 89: 434-445. DOI: 10.1093/forestry/cpw022.

**ARTIGO 3 - A site quality curves for african mahogany plantations in
Brazil**

Curvas de classificação de sítio para plantios de mogno africano no Brasil

Andressa Ribeiro, Antonio Carlos
Ferraz Filho, Margarida Tomé, José
Roberto Soares Scolforo

**Artigo científico na íntegra, publicado e redigido conforme normas da
Revista Cerne, v.22, n.4, p.439-448 (DOI 10.1590/01047760201622042185).**

ABSTRACT

Site quality estimation is an important tool in forest management since it is useful for modeling growth and yield for even-aged stands. Data from African mahogany (*Khaya ivorensis* A. Chev.) Brazilian plantations were used to develop a model to predict dominant height growth, comparing dynamic base-age invariant site index models with the guide curve method (static models). For the evaluation of the candidate models qualitative and quantitative criteria were used. We also verified the stability of the candidate models, preferring a model providing fewer site class changes when predicting site index from different ages. The Lundqvist-Korf function fitted with the guide curve method proved to be effective and accurate for site classification and dominant height predictions of African mahogany stands. The range of observed site index, at a reference age of 15, was between 17 and 33 meters.

Key words: forest management, nonlinear equations, dominant height, site index

RESUMO

A estimativa da qualidade de sítio é uma importante ferramenta para o manejo florestal, uma vez que auxilia na modelagem do crescimento e produção de florestas equiâneas. Dados de plantios brasileiros de mogno africano (*Khaya ivorensis* A. Chev.) foram utilizados para avaliar modelos de crescimento em altura dominante comparando modelos dinâmicos invariantes com a idade padrão e modelos estáticos (método da curva guia). Para a avaliação dos modelos foram utilizados critérios quantitativos e qualitativos. Também foi verificada a estabilidade dos modelos candidatos, sendo preferido o modelo que resultou em menos mudanças de classes na predição da mesma parcela em diferentes idades. O modelo de Lundqvist-Korf com o método da curva guia se mostrou eficaz, sendo recomendado para a classificação de sítios e para a

predição de altura dominante em povoamentos de mogno africano. A amplitude dos índices de sítio, na idade de referência de 15 anos, foi de 17 a 33 metros.

Palavras-chave: manejo florestal, equações não lineares, altura dominante, qualidade de sítio.

INTRODUCTION

African mahogany, that includes the species *Khaya ivorensis* A. Chev., is a tree species that belongs to the botanical family Meliaceae and is well known in the international wood market (PINHEIRO et al., 2011). The recent cultivation of the species outside its native location is relatively new starting in Brazil in 1976 at Pará state with five seedlings (FALESI; BAENA, 1999). These specimens yielded seeds which were used to start up plantations in other regions of the country (FRANÇA et al., 2016). The definition of an accurate prediction of site productivity is fundamental to predict timber yields and for meaningful simulation studies (VANCLAY, 1992; BRAVO; MONTERO, 2001). This concern is not new and the first land classification system of productivity is attributed to the roman Cato in 234-139 B.C. (TESCH, 1981) and several methods for evaluating forest site productivity have been studied (BURKHART; TOMÉ, 2012).

Many are the models based on the dominant height-age relationship applied to site index curves adjustment (SCOLFORO; MACHADO, 1998; DIÉGUEZ-ARANDA et al., 2006, DAVID et al., 2015), and those are the basis of most traditional stand-level forest management regimes (RENNOLLS, 1995). Among the techniques available to fit site index curves, most are based on three general methods (CLUTTER et al., 1983): guide curve; parameter prediction, and difference equation methods. Although there are many techniques available for site classification no research has been published until now for African mahogany plantations in Brazil or in other parts of the world.

The guide curve represents the height development for the average site index in the data. Heights at all ages for all other site classes are typically assumed to be proportional to that of the guide curve (BURKHART; TOMÉ, 2012).

The difference equation approach can be applied to any height-age equation to produce families of anamorphic or polymorphic curves (BURKHART; TOMÉ, 2012). The height (h_{dom_2}) at a future age must be expressed as a function of future age (t_2), current age (t_1) and current height (h_{dom_1}), that is: $h_{dom_2} = f(t_2, h_{dom_1}, t_1)$. The formulation of a growth function as a difference equation can be obtained by substituting one parameter by its value computed from the initial condition (t_1, h_{dom_1}). The substitution of the asymptotic parameter in the growth model produces anamorphic curves with multiple asymptotes and the substitution of any other parameter produces polymorphic curves with a common asymptote (PALAHÍ et al., 2004; TAMARIT-URIAS et al., 2014; ERCANLI et al., 2014, TEWARI et al., 2014).

The objective of this study was to develop a site index model for *Khaya ivorensis* A. Chev. stands in Brazil comparing the difference equation approach with the guide curve methodology.

MATERIAL AND METHODS

Data were gathered in plantations located in three Brazilian regions (Southeast, Midwest and North) comprising 150 permanent sample plots with different ages and remeasurement times, usually around one year interval (Table 1 and Figure 1).

Table 1. Characteristics of the sample plots of African mahogany plantations used in the study.

Region	Variable	Minimum	Mean	Maximum	SD
Southeast (n=125)	t	1.1	3.7	7.2	1.6
	hdom	1.7	10.9	23.0	4.9
	nm	2	4	6	2
Midwest (n=20)	t	4.9	5.7	6.7	0.7
	hdom	11.4	16.5	20.3	2.3
	nm	2	2	2	0
North (n=5)	t	14.0	19.2	39.0	9.9
	hdom	23.7	29.1	38.7	4.7
	nm	2	2	2	0

Where: n = number of plots; t = age (years); hdom = dominant height (m); nm = number of measurements; SD = standard deviation.

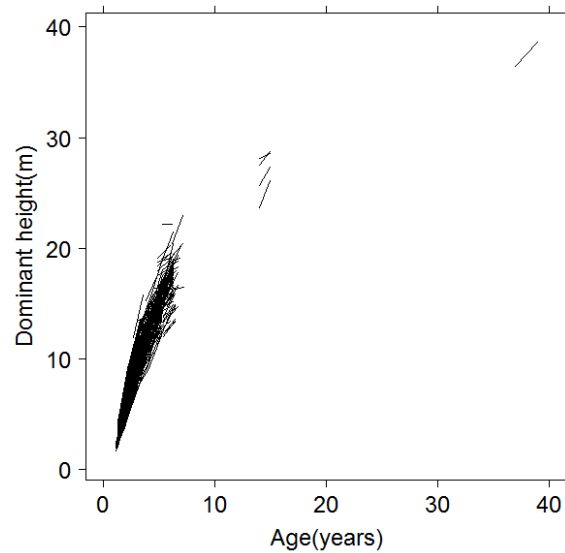


Figure 1. Observed dominant height development of *Khaya ivorensis* A. Chev. stands in Brazil.

Forest management and genetic material of the plantations across Brazil are similar, planted with a wide spacing (4x5 to 6x6 for plots with less than 8 years and 12x12 m for older plots), intensive fertilization regimes and in some cases irrigation (areas with precipitation less than 800 mm per year). The plot area varies with the spacing used (800 to 4,400 m²). The oldest plot (in the North region) is composed of three trees planted in 1976 (about 20 meters from each other), so the dominant height was computed as the average of those trees. It was decided to keep these trees in the data base because they are the oldest and highest African mahogany trees in Brazil, thus allowing a more realistic estimation of the asymptote parameter of the models.

Given the low density of the plantations (the majority of the plots have less than 300 trees per hectare), the traditional definition of dominant height (Assmann's mean height of the 100 thickest trees per hectare) would require height measurement of an excessive number of trees per plot. Also, some of plots have less than 100 trees per hectare, making Assmann's dominant height definition inviable. To avoid these problems, we defined the dominant height as being the mean height of the 30 thickest trees per hectare. Similar strategies have been adopted by Paulo et al. (2011) for *Quercus suber* stands in Portugal and Danquah (2012) for African mahogany species planted in Ghana, selecting 25 and 40 thickest trees per hectare, respectively, to calculate the average of dominant height.

Several candidate functions to estimate the dominant height (Table 2) were selected, a total of 434 height-age pairs were used to fit the dynamic functions and 584 observations to fit the base functions (static) for the guide curve method. All candidate dynamic functions have the property of being time invariant, ensuring that projections using different starting ages but with equal final ages are equal, as described by Palahí et al. (2004).

Table 2. Candidate models for dominant height estimative in function of age for *Khaya ivorensis* A. Chev. stands in Brazil.

Model	Base function (integral form)	Parameter related to site	Dynamic function
Lk	Lundqvist-Korf	k	$hdom_2 = A \left(\frac{hdom_1}{A} \right)^{(t_1/t_2)^k}$
LA	$hdom = Ae^{-k/t^a}$	A	$hdom_2 = hdom_1 e^{-k \left(\frac{1}{t_1^a} - \frac{1}{t_2^a} \right)}$
LG		A,k	$hdom_2 = e^{A-(k/t_2)+[\ln(hdom)-A+(k/t_1)] [c-(t/t_2)] [c-(t/t_1)]}$
Rk	Richards		$hdom_2 = A \left\{ 1 - \left[1 - \left(\frac{hdom_1}{A} \right)^{1-m} \right]^{t_1/t_2} \right\}^{1/(1-m)}$
RA	$hdom = A(1 - e^{-kt})^{1/(1-m)}$	k	$hdom_2 = hdom_1 \left(\frac{1 - e^{-kt_2}}{1 - e^{-kt_1}} \right)^{1/(1-m)}$
Rm		A	$hdom_2 = A^{1 - (\ln(1 - e^{-k_2}) / \ln(1 - e^{-k_1}))} hdom_1^{m(1 - e^{-k_2}) / m(1 - e^{-k_1})}$
MD	Hossfeld IV/ McDill-Amateis $hdom = A \frac{t^k}{Ac + t^k}$	m	$hdom_2 = \frac{A}{1 - (A / hdom_1) (t_1 / t_2)^k}$

The Richards function has been widely utilized in forest growth modelling (PIENAAR; TURNBULL, 1973; AMARO et al., 1998; NUNES et al., 2011, RETSLAFF et al., 2015) as has the Lundqvist-Korf and McDill-Amateis functions (TOMÉ, 1988; CIESZEWSKI; BAILEY, 2000; FONTES et al., 2003, NUNES et al., 2011).

The algebraic difference approach (ADA) presents the structure of equations as base-age invariant, and the generalized algebraic difference approach (GADA) improves the traditional ADA, allowing more flexible dynamic equations which can be polymorphic and with multiple asymptotes (TAHAR et al., 2012). When only one parameter of the base model is related to a theoretical site quality measure, GADA is equivalent to ADA (NUNES et al., 2011).

The derivation of difference equation follows the methodology proposed by Amaro et al. (1998) for Richards and Lundqvist-Korf functions, consisting in equating subdefined ratios of base equations for the ADA method (BAILEY;

CLUTTER, 1974). GADA (CIESZEWSKI; BAILEY, 2000) method was also used. The McDill-Amateis function (McDILL; AMATEIS, 1992) has the Hossfeld IV as integral form and has been used with success in several growth studies (WANG; PAYANDEH, 1996).

The parameter estimation was done using the *nls* function of the statistical environment R (R Core Team, 2015), performing a nonlinear regression analysis using the Gauss Newton algorithm. The model selection was based in qualitative and quantitative criteria (goodness-of-fit statistics). The root mean square error (*RMSE*) in meters, the relative error in predictions (*RE*) in percentage and the bias (\bar{e}) were calculated as follows:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p}}$$

$$RE (\%) = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / n - p}}{\bar{y}} \cdot 100$$

$$\bar{e} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)$$

where: p is the number of parameters in the model, n is the number of observations used to fit the model, y_i is an observed dominant height, \hat{y}_i is the corresponding predicted dominant height and \bar{y} is the average of the observed dominant height.

For the qualitative criteria an evaluation of the different candidate models involved visual examination of the residuals against the estimated values and the fitted curves for different site index classes overlaid on the profile plots of the stands. Visual inspection is an essential point in selecting the most accurate model because curve profiles may differ considerably, even though goodness-of-fit statistics are similar (DIÉGUEZ-ARANDA et al., 2006). The models were chosen according to the goodness-of-fit, predictive ability,

biological sense and compliance with the assumptions of nonlinear least square method (homoscedasticity, lack of autocorrelation and normality of residuals).

Due to the absence of continuous forest inventory data till the final rotation and the recent implementation of African mahogany culture in Brazil, an independent database for validation is not available, so the consistency of the models was analyzed by observing the stability of the site classification at the plot level, preferring classifications that were more stable, with fewer class changes for a single plot throughout the remeasurements. While this approach has been applied before (e.g. SCOLFORO, 1992; SELLE et al., 1994; MACHADO et al., 2011) it has been used to determine if the selected model produced an adequate classification using qualitative criteria. Here we propose a quantitative test to enable the comparison of the stability of the site classification generated by different models. This is done by quantifying the number of times each permanent plot changed site index over its life span. We then attributed weights for the number of changes with lower values for fewer changes (0 for no changes, 1 for one change and so on). The sum of the number of changes multiplied by this weight permitted the comparison of different classifications, identifying the model that presented the most stable classification as being the one with the lowest weighted sum.

RESULTS AND DISCUSSION

The model with the best performance using the guide curve method (integral form) was the Lundqvist-Korf. For the dynamic functions the models Lk, LG and MD had the best statistics (Table 3). The nonlinear regression analysis using the Richards dynamic function either did not converge (Rk) or didn't have all the parameters significantly different from zero (RA), exception for model Rm with the m parameter as site specific.

Table 3. Goodness-of-fit statistics and parameter estimations of candidate functions, where *ns* indicates a non-significant parameter at 95% of probability.

Model	RMSE	RE	\bar{e}	Parameter	Estimate	SE	t-value
Guide curve method							
Lundqvist-Korf	1.50	12.9	-0.008	A	57.9873	3.9614	14.64
				k	3.2358	0.0508	63.71
				d	0.5393	0.0266	20.27
Richards	1.58	13.6	-0.040	A	34.2267	0.9611	35.61
				k	0.1311	0.0080	16.32
				m	0.1276	0.0265	4.81
McDill-Amateis	1.54	13.3	-0.034	A	39.5919	1.4591	27.14
				k	1.2604	0.0332	37.97
				c	0.3195	0.0114	28.10
Difference equation method							
Lk	0.98	7.71	0.020	A	35.6852	2.2150	16.11
				c	0.7301	0.0345	21.17
LA	1.13	8.89	0.057	k	2.8727	0.0756	38.02
				c	0.6776	0.0377	17.99
LG	0.94	7.36	0.014	A	3.3246	0.0166	200.66
				k	3.2222	0.0716	45.04
				c	1.0879	0.0134	81.36
Rk	Did not converge						
RA	1.49	11.71	-0.203	k	0.0588	0.0694	0.847 ^{ns}
				m	-0.0209	0.0330	-0.634 ^{ns}
Rm	1.04	8.13	0.019	A	24.8564	0.7210	34.47
				k	0.24732	0.0149	16.53
MD	0.97	7.57	0.032	A	23.2717	0.5912	39.36
				k	1.7581	0.0398	44.16

The Lundqvist-Korf model had a rather high asymptote ($A=58$ m), more realistic values were found in equations Lk and Richards ($A\approx 35$ m), although Lemmens (2008) reported growth for *K. ivorensis* reaching 60 meters tall. Considering the goodness-of-fit statistics and the behavior of the asymptotic

values of the model parameters we chose Richards, Lundqvist-Korf, McDill-Amateis for the guide curve method and Lk, LG and MD for the dynamic base-age invariant as the best candidate equations for site classification and discarded the others from further analysis.

Of the six selected models, the models fitted with the guide curve method presented a tendency towards heteroscedasticity (Figure 2). However, only the Lundqvist-Korf model did not present some tendency to underestimate values for smaller dominant height estimates (below 7 m) that could be observed for the other candidate models.

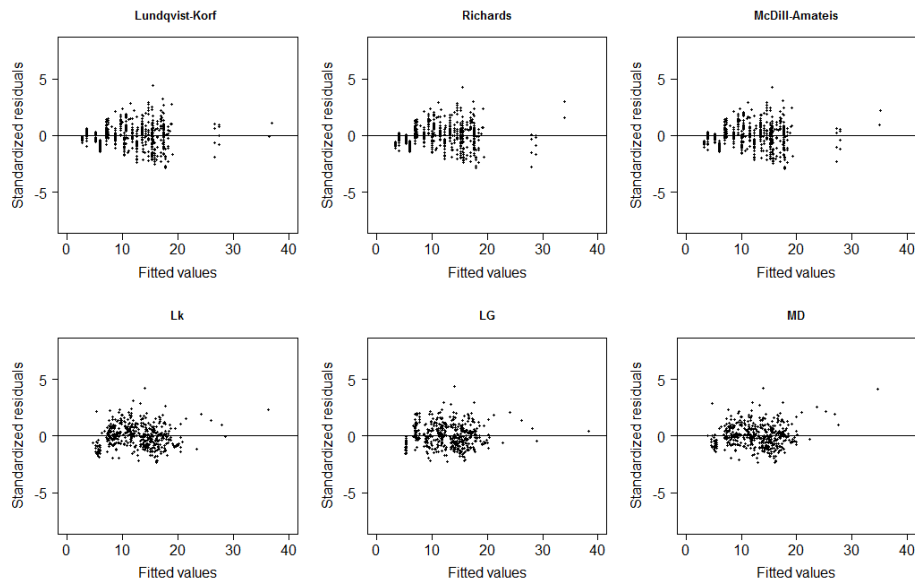


Figure 2. Standardized residuals plotted over the fitted values for the best equations to estimate dominant height.

Before proceeding to the actual site classification, we plotted the site class limits of the best models to evaluate their behavior (Figure 3).

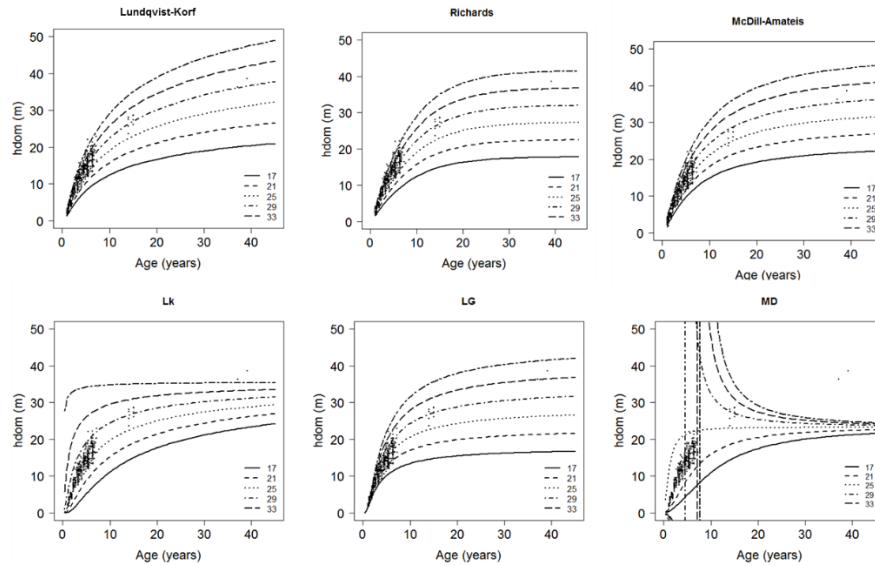


Figure 3. Comparison of height curves produced by the best models selected for site classification of African mahogany plantations in Brazil.

Although the values of the goodness of fit for functions Lk and MD were good, the curves showed unrealistic shapes. For both models even fixing the asymptote parameter still yielded curves with unrealistic classifications, but with better shape (Figure 4).

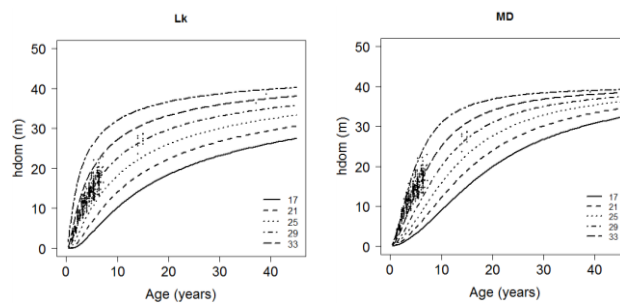


Figure 4. Height curves for equation Lk and MD with fixed asymptote parameter ($A=45$ and $A=40$, respectively).

Palahí et al. (2004) modelling site index for *Pinus sylvestris* in Spain also found that the McDill-Amateis model (MD) did not perform well resulting in poor estimates when extrapolated outside the age and site index range data, showing a similar curve shape as we found in our study to the highest site index before fixing the asymptote parameter.

For the final decision of the best model for site classification the classification stability (Table 5) was analyzed for the three more realistic models (Lundqvist-Korf and Richards using the guide curve method and LG using dynamic base-age invariant method).

Table 5. Classification stability of the best models selected for site classification.

Stability of the site classification			
Number of changes (weight attribute)	Lundqvist-Korf	Richards	LG
0 (x0)	50 (0)	42 (0)	43 (0)
1 (x1)	41 (41)	44 (44)	37 (37)
2 (x2)	40 (80)	33 (66)	34 (68)
3 (x3)	15 (45)	22 (66)	26 (78)
4 (x4)	4 (16)	9 (36)	9 (36)
5 (x5)	0 (0)	0 (0)	1 (5)
Total	150 (182)	150 (212)	150 (224)

The Lundqvist-Korf function was superior for the stability of the site classification. Model LG is a dynamic site index equation with 2 site-specific parameters (a representing the asymptote and b the inflexion point), providing two important and desirable attributes for site index classification, polymorphism and multiple asymptotes (CIESZEWSKI, 2002). In developing

site index prediction systems, some desirable characteristics of site index models are polymorphism, multiple horizontal asymptote, one inflection point, and base-age invariance (ELFVING; KIVISTE, 1997; CIESZEWSKI; BAILEY, 2000).

Castro et al. (2015) evaluated the efficiency and reliability of two methods, guide curve and differences equations, concluding that the model developed by the difference equations method was more efficient to perform the prognosis of the studied *Eucalyptus* stand in Brazil. Arias-Rodil et al. (2015) comparing the age-dependent method with age-independent alternatives for estimating site index curves for Maritime Pine in Spain found that the age-independent equation performed best.

To check if our selected models presented autocorrelation, we used the plotted residuals versus lag residuals (Figure 5). The Lundqvist-Korf and Richards equations fitted with the guide curve method present a positive autocorrelation, confirmed by the significant values of the Durbin Watson test ($d= 0.797$ for Lundqvist-Korf and $d= 0.815$ for Richards). Equation LG did not show a strong temporal autocorrelation ($d= 2.197$) at $P<0.05$. The Q-Q plot of the standardized residuals for all equations showed that the residuals follow approximately the normal distribution. Due to the characteristics of the modelling data, the assumption of the independence of the error term is likely to be violated (PALAHÍ et al., 2004), however, hypothesis test may be quite unnecessary when the form of the model being fitted is limited, as the case of the traditional Lundqvist-Korf and Richards models.

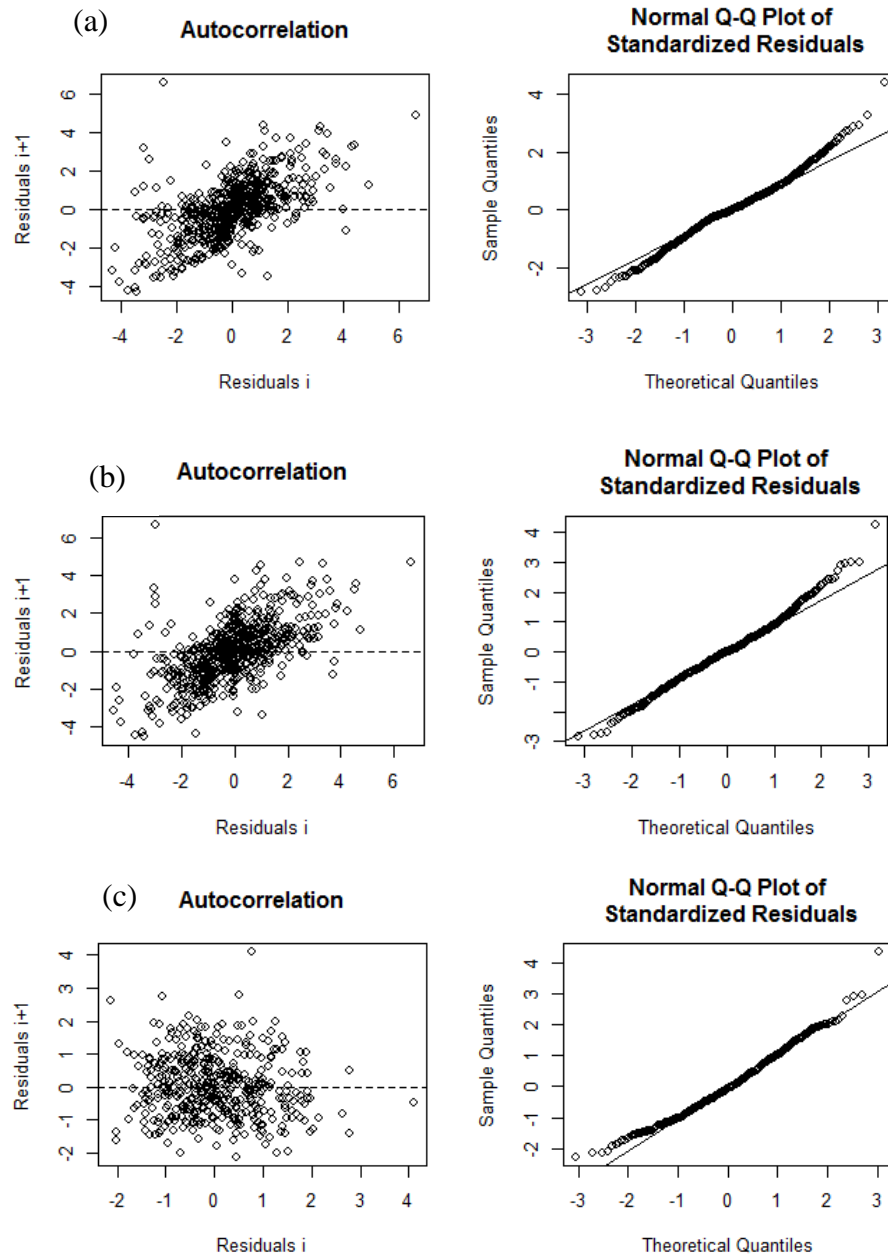


Figure 5. Autocorrelation and Q-Q plot for the selected equation Lundqvist-Korf (a), Richards (b) and LG (c).

We are aware of the restrictions of our data, since few continuous forest inventories are available in Brazil and only three plots with measurements over the age of 10 compose the data base. Model selection was viewed as a compromise between statistical and biological considerations (reasonable values for prediction of dominant height for future ages as presented in Table 6), so the Lundqvist-Korf in its integral form is more indicated for site classification, but the polymorphic equation derived by the GADA approach from Lundqvist-Korf function (LG) resulted in a more adequate model for prediction of dominant height. Although advantages of dynamic site equations have been pointed out in several studies (AMARO et al., 1998; CALAMA et al., 2004; LOPEZ-SENESPLEDA et al., 2014) we decided to choose the more parsimonious model of Lundqvist-Korf using the guide curve method for site classification.

The site quality curves obtained in this study clearly show that Brazil is an excellent territory for African mahogany growth. The mean annual diameter increment for the different site quality classes (Figure 6) showed high values compared with other places that plant African mahogany, e.g. Heryati et al. (2011) comparing the growth of *K. ivorensis* A. Chev. in three different soil series in Malaysia reported values of mean annual increment for diameter from 2.32 to 2.88 cm year⁻¹. Erskine et al. (2005) conducted a trial with exotic species for five years in Australia with, including *K. nyasica*, related a mean annual increment in diameter for the *Khaya* of 1.58 cm year⁻¹.

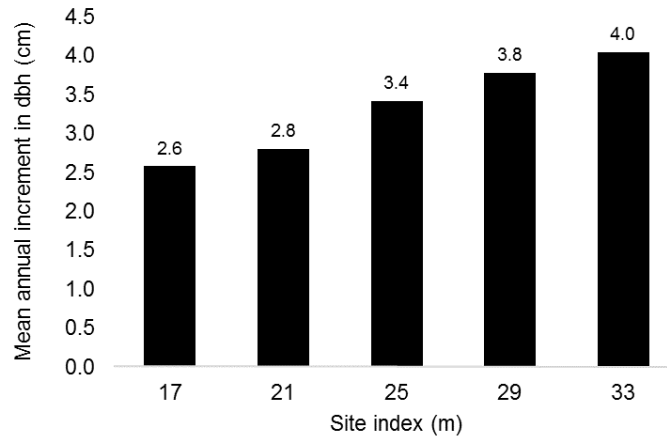


Figure 6. Mean annual increment in diameter of plantation grown *Khaya ivorensis* A. Chev. in Brazil considering different site index classes obtained by the Lundqvist-Korf integral form model.

A more detailed study on quality of the proposed site classification should be carried out at the end of the first rotation of the plantations, with the aim of confirming whether the chosen model and reference age limits remain the most appropriate for the *Khaya ivorensis* A. Chev. plantations. Using the model selected on this study (Lundqvist-Korf integral form) for the five site indices, we calculate the limits for the dominant height by age and classes for the different site classes (Table 6).

Table 6. Dominant height estimative limits in meters by age and site index classes for *Khaya ivorensis* A. Chev. in Brazil.

Age (years)	Site classes				
	V (17)	IV (21)	III (25)	II (29)	I (33)
1	1.6 - 2.0	2.0 - 2.5	2.5 - 2.9	2.9 - 3.3	3.3 - 3.8
5	7.7 - 9.8	9.8 - 11.8	11.8 - 13.9	13.9 - 15.9	15.9 - 18.0
10	12.4 - 15.8	15.8 - 19.1	19.1 - 22.4	22.4 - 25.7	25.7 - 29.0
15	15.0 - 19.0	19.0 - 23.0	23.0 - 27.0	27.0 - 31.0	31.0 - 35.0
20	16.4 - 20.7	20.7 - 25.1	25.1 - 29.4	29.4 - 33.8	33.8 - 38.2
25	17.1 - 21.6	21.6 - 26.2	26.2 - 30.7	30.7 - 35.3	35.3 - 39.8
30	17.4 - 22.1	22.1 - 26.7	26.7 - 31.4	31.4 - 36.0	36.0 - 40.7
35	17.6 - 22.3	22.3 - 27.0	27.0 - 31.7	31.7 - 36.4	36.4 - 41.1

CONCLUSIONS

For site classification purposes, we found that the Lundqvist-Korf model, using the guide curve method, is the one with the most stable classification:

$$h_{dom} = 57.98734 \cdot \exp(-3.23577/t^{0.53930})$$

This model leads to the following equation for S prediction:

$$S = h_{dom} \cdot \exp[-3.23577(1/t_2^{0.53930} - 1/t_1^{0.53930})]$$

This was confirmed by the higher mean annual increment in diameter for the higher productivity classes.

REFERENCES

- AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M.; THEMIDO, I. Modeling Dominant Height Growth: Eucalyptus Plantations in Portugal. **Forest Science**, v. 44, n. 1, p. 37-46, 1998.
- ARIAS-RODIL, M.; CRESCENTE CAMPOS, F.; BARRIO-ANTA, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Evaluation of age-independent methods of estimating

site index and predicting height growth: a case study for maritime pine in Asturias (NW Spain). **European Journal of Forest Research**, v. 134, p. 223-233, 2015.

BAILEY, R. L.; CLUTTER, J. L. Base-age invariant polymorphic site curves. **Forest Science**, v. 20, p. 155-159, 1974.

BRAVO, F.; MONTERO, G. Site index estimation in Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) stands in the high Ebro basin (northern Spain) using soil attributes. **Forestry**, v. 74, n. 4, p. 395-406, 2001.

BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling Forest Trees and Stands**. Springer, 2012. 457p.

CALAMA, R.; RÍO, M.; COQUILLAS, V.; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Modelos de calidad de estación y de perfil de fuste para masas de *Pinus uncinata* Ram. en el Pirineo español. **Invest Agrar: Sist Recur For**, Fuera de serie, p.176-190, 2004.

CASTRO, R. V. O.; CUNHA, A. B.; SILVA, L. V.; LEITE, H. G.; SILVA, A. A. L. Modelagem do crescimento e produção para um povoamento de *Eucalyptus* utilizando dois métodos para quantificação do índice de local. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 105, p. 83-90, 2015.

CIESZEWSKI, C. J.; BAILEY, R. L. Generalized algebraic difference approach: theory based derivation of dynamic equations with polymorphism and variable asymptotes. **Forest Science**, v. 46, n. 1, p. 116-126, 2000.

CIESZEWSKI, C. J. Comparing fixed and variable-base-age site equations having single versus multiple asymptotes. **Forest Science**, v. 48, p. 7-23, 2002.

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

DANQUAH, J. A. **Restoration of degraded dry semideciduous forest ecosystems in Ghana: Effects of African mahogany species on soil chemistry, tree diversity and the application of leaf morphometrics for provisional seed zonation**. 2012. 37f. Dissertation, University of Eastern Finland, Joensuu.

DAVID, H. C.; PÉLLICO NETTO, S.; ARCE, J. E.; DALLA CORTE, A. P.; MARINHESKI FILHO, A.; BEHLING, A. Updating of Dominant Height Growth Modeling and site Index of *Pinus taeda* L. in southern Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 9, n. 2, p. 115-125, 2015.

DIÉGUEZ-ARANDA, U.; GRANDAS-ARIAS, J. A.; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J. G.; VON GADOW, K. Site Quality Curves for Birch Stands in North-Western Spain. **Silva Fennica**, v. 40, n. 4. p. 631-644, 2006.

ELFVING, B.; KIVISTE, A. Construction of site index equations for *Pinus sylvestris* L. using permanent sample plots data in Sweden. **Forest Ecology and Management**, v. 98, p. 125–134, 1997.

ERCANLI, I.; KAHRİMAN, A.; YAVUZ, H. Dynamic base-age invariant site index models based on generalized algebraic difference approach for mixed Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) and Oriental beech (*Fagus orientalis* Lipsky) stands. **Turkish Journal of Agriculture and Forestry**, v. 38, p. 134-147, 2014.

ERSKINE, P.; LAMB, D.; BORSCHMANN, G. Growth performance and management of a mixed rainforest tree plantation. **New Forest**, v. 29, p. 117-134, 2005.

FALESI, I. C.; BAENA, A. R. C. **Mogno-africano em sistema silvopastoril com leguminosas e revestimento natural do solo**. Embrapa Amazônia Oriental, Documentos 4, 1999. 52 p.

FONTES, L.; TOMÉ, M.; COELHO, M. B.; WRIGHT, H.; SALES LUIS, J.; SAVILL, P. Modelling dominant height growth of Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) in Portugal. **Forestry**, v. 76, n. 5, p. 509-522, 2003.

FRANÇA, T. S. F. A.; FRANÇA, F. J. N.; ARANGO, R. A.; WOODWARD, B. M.; ARANTES, M. D. C. Natural resistance of plantation grown African mahogany (*Khaya ivorensis* and *Khaya senegalensis*) from Brazil to wood-rot fungi and subterranean termites. **International Biodeterioration & Biodegradation**, v. 107, p. 88-91, 2016.

HERYATI, Y.; BELAWAN, D.; ABDU, A.; MAHAT, M. N.; ABDUL-HAMID, H.; MAJID, N. M.; HASSAN, A.; HERIANSYAH, I. Growth Performance and Biomass Accumulation of a *Khaya ivorensis* Plantation in three Soil Series of Ultisols. **American Journal of Agricultural and Biological Sciences**, v.6, n. 1, p. 33-44, 2011.

LEMMENS, R. H. M. J. 2008. *Khaya ivorensis* A. Chev. In: LOUPPE, D.; OTENG-AMOAKO, A. A.; BRINK, M. (Editors). PROTA (Plant Resources of Tropical Africa/Ressources végétales de l'Afrique tropicale), Wageningen, Netherlands. Available at: [http://uses.plantnet-project.org/en/Khaya_ivorensis_\(PROTA\)](http://uses.plantnet-project.org/en/Khaya_ivorensis_(PROTA)). Accessed in: 8 September 2016.

LOPEZ-SENEPLEDA, E.; BRAVO-OVIEDO, A.; ALONSO, R.; MONTERO, G. Modeling dominant height growth including site attributes in the GADA approach for *Quercus faginea* Lam. in Spain. **Forest Systems**, v. 23, n. 3, p. 494-499, 2014.

MACHADO, S. A.; SOUZA, R. F.; JASKIU, E.; CAVALEIRO, R. Construction of site curves for native *Mimosa scabrella* stands in the metropolitan region of Curitiba. **Cerne**, v. 17, n. 4, p. 489-497, 2011.

McDILL, M. E.; AMATEIS, R. L. Measuring forest site quality using the parameters of a dimensionally compatible height growth function. **Forest Science**, n. 38, p. 409-429, 1992.

NUNES, L.; PATROCÍNIO, M.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. Modeling dominant height growth of maritime pine in Portugal using GADA methodology with parameters depending on soil and climate variables. **Annals of Forest Science**, v. 68, p. 311-323, 2011.

PALAHÍ, M.; TOMÉ, M.; PUKKALA, T.; TRASOBARES, A.; MONTERO, G. Site index model for *Pinus sylvestris* in north-east Spain. **Forest Ecology and Management**, v. 187, p. 35-47, 2004.

PAULO, J.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. Nonlinear fixed and random generalized height-diameter models for Portuguese cork oak stands. **Annals of Forest Science**, v. 68, n.2, p. 295-309, 2011.

PIENAAR, L. V.; TURNBULL, K. J. The Chapman-Richards generalization of Von Bertalanffy's growth model for basal area growth and yield in even-aged stands. **Forest Science**, v. 19, n. 1, p. 2-22, 1973.

PINHEIRO, A. L.; COUTO, L.; PINHEIRO, D. T.; BRUNETTA, J. M. F. C. **Ecologia, silvicultura e tecnologia de utilizações dos mognos-africanos (*Khaya spp.*)**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Agrossilvicultura, 2011. 102p.

R Core Team. R: **A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2015.

RENNOLLS, K. Forest height growth modelling. **Forest Ecology and Management**, v. 71, p. 217-225, 1995.

RETSLAFF, F. A. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; BERNETT, L. G.; FIGURA, M. A. Curvas de sítio e relações hipsométricas para *Eucalyptus grandis* na região dos Campos Gerais, Paraná. **Cerne**, v. 21, n. 2, p. 219-225, 2015.

SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. A. Curvas de índice de sítio para plantações de *Pinus taeda* nos estados do Paraná e Santa Catarina. **Floresta**, v. 8, n. 1-2, p. 159-173, 1988.

SCOLFORO, J. R. S. Curvas de índice de sítio para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **IPEF**, n. 45, p. 40-47, 1992.

SELLE, G. L.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Classificação de sítios para *Pinus taeda* L., através da altura dominante, para a região de Cambará do Sul, RS, Brasil. **Ciência Florestal**, v. 4, n. 1, p. 77-95, 1994.

TAHAR, S.; PALAHI, M.; GARCHI, S.; BONET, J. A.; AMMARI, Y.; PIQUE, M. Modeling Dominant Height Growth in Planted *Pinus pinea* Stands in Northwest of Tunisia. **International Journal of Forestry Research**, v. 1, p. 1-13, 2012.

TAMARIT-URIAS, J. C.; DE LOS SANTOS-POSADAS, H. M.; ALDRETE, A.; VALDEZ-LAZALDE, J. R.; RAMÍREZ-MALDONADO, H.; GUERRA-DE LA CRUZ, V. Dynamic site index equations for *Tectona grandis* at Campeche, Mexico. **Agrociencia**, v. 48, p. 225-238, 2014.

TESCH, S. D. The evolution of forestry yield determination and site classification. **Forest Ecology and Management**, v. 3, p. 169-182, 1981.

TEWARI, V. P.; JUAN G. ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J. G.; GADOW, K. Dynamic base-age invariant site index models for *Tectona grandis* in peninsular India. **Southern Forests**, v. 76, n. 1, p. 21-27, 2014.

TOMÉ, M. **Modelação do crescimento da árvore individual em povoamentos de *Eucalyptus globulus* Labill. (1ª rotação). Região Centro de Portugal**. 1988. 277 p. PhD thesis. Technical University of Lisbon, Lisbon.

VANCLAY, J. K. Assessing site productivity in tropical moist forests: a review. **Forest Ecology and Management**, v. 54, p. 257-287, 1992.

WANG, Y; PAYANDEH, B. Evaluating a dimensionally compatible height growth modelling approach. **The Forestry Chronicle**, v. 72, n. 6, p. 647-650, 1996.

ARTIGO 4 - Compatible system of equations to predict diameter class production for african mahogany stands in Brazil

Sistema de equações compatíveis para predição da produção por classe diamétrica em plantios brasileiros de mogno africano

ABSTRACT

Khaya ivorensis A. Chev is an African tree from the western portion of the continent. Growth information from continuous forest inventories of African mahogany plantations using a well-defined sampling system are still scarce. Predictions are crucial in modern forest planning and decision-making techniques, the modeling of diameter distribution allows accurate planning, as it provides information of stand variables. The objective of the research was to model the diameter distribution of African mahogany stands in Brazil using different probability density functions: Weibull 2 and 3 parameters and Johnson's Sb, with the parameters estimation through the recovery method in order to complement a prognosis system for stand volume and basal area yield. The results showed a consistent prognosis system with exception of the variance equation, all equations presented reasonable predictions values, with relative error values lower than 28%. The Weibull 2 parameters function was the best with the highest adherence to the observed values (94% according KS test), providing satisfactory goodness-of-fit results. The prognosis system developed is reasonable in estimating African mahogany volume and basal area production per hectare or per diameter classes. Since few data from continuous forest inventories are available in Brazil and the majorities of the *K. ivorensis* stands are far from the final rotation, the models presented in this study possess some restrictions and should be updated when more observed data be available.

Keywords: Probability density functions. Forest management. Prognosis system.

RESUMO

Khaya ivorensis A. Chev é uma árvore africana da porção ocidental do continente, e informações sobre o crescimento a partir de inventários florestais contínuos usando um sistema de amostragem bem definido em plantações de mogno africano, ainda são escassas. As previsões são cruciais no planejamento florestal moderno e nas técnicas de tomada de decisão, sendo a modelagem da distribuição do diâmetro uma ferramenta para um planejamento preciso, pois fornece informações sobre as variáveis do povoamento. O objetivo da pesquisa foi modelar a distribuição do diâmetro dos povoamentos de mogno africano no Brasil utilizando diferentes funções de densidade de probabilidade (pdf): Weibull 2 e 3 parâmetros e Sb de Johnson, com a estimação dos parâmetros pelo método de recuperação, para complementar um sistema de prognose para o volume e área basal do povoamento. Os resultados mostraram que o sistema de prognose desenvolvido foi consistente, com exceção da equação de variância, todas as equações apresentaram estatísticas de ajuste razoáveis, com valores de erro relativo inferiores a 28%. A melhor pdf foi Weibull 2 parâmetros com a maior aderência aos valores observados (94% de acordo com teste KS), proporcionando resultados satisfatórios de qualidade de ajuste. O sistema de prognose desenvolvido é razoável para a estimativa do volume e área basal de mogno africano por hectare ou por classes de diâmetro. Poucos dados de inventários florestais contínuos estão disponíveis no Brasil, e as maiorias dos povoamentos de *K. ivorensis* estão longe da rotação final, os modelos apresentados neste estudo possuem algumas restrições e devem ser atualizados quando mais dados observados estiverem disponíveis.

Palavras-chave: Função de densidade probabilística. Manejo florestal. Sistema de prognose.

1 INTRODUCTION

African mahogany (*Khaya ivorensis* A. Chev) is a tree species from western portion of the African continent, distributed from the east coast of Ivory Coast and Cameroon to south of Angola (VERZIGNASSI et al., 2009), it also occurs in Congo (LEMMENS, 2008; ORWA et al., 2009). Forest plantations for *Khaya* exist in Africa, tropical Asia, South America and Australia (FAO, 1997; NIKLES et al., 2008; PINHEIRO et al., 2011; WARNASOORIYA and SIVANANTHARWERL, 2015). Growth information from continuous forest inventories of African mahogany plantations using a well-defined sampling system are still scarce (APPIAH, 2013). Researches such as Foli (2000), Krishnapillay (2002), Ahmad Zuhaidi et al. (2006), Lemmens (2008) and Heryati et al. (2011) characterize some experiences of *K. ivorensis* growing in Africa and Malaysia.

In Brazil, the interest for the species is increasing, attributed to the high wood value and acceptance in the global market (RIBEIRO et al., 2014a; ITTO, 2015; SILVA et al., 2016). For foresters one of the most important sources of information is the existence of quantitative relationships and mathematical models that are consistent and numerically compatible to predict the development of the stand at any age. Thus, forest growth models are the key tools in modern forest planning and decision-making techniques (PALAHÍ et al., 2007) for both managing and understanding forest dynamics (SALAS et al., 2016).

Diameter distribution is a simple and powerful tool to represent a forest structure (ARCE, 2004). Bailey and Dell (1973) asserted that quantification of diameter distribution production and its relationship with site index, composition of the stand, age and density are valuable for economic and biological purposes. Hence, modeling the diameter distribution allows accurate planning, as it

provides information of stand variables (e.g number of stems, stand basal area, total stand volume or the volumes of different timber assortments) enabling forest managers do make correct prescriptions of silvicultural treatments (GORGOSO et al., 2012). Until the present, examples of prognosis systems based in diameter class models that illustrate *Khaya ivorensis* thinned stand growth are scarce on literature.

Therefore, the objective of the research was to develop and validate a prognosis system for volume yield and basal area for African mahogany stands in Brazil testing different probability density functions (Weibull 2 and 3 parameters and Johnson's Sb), simulating two scenarios of thinning operation and one without thinning, projecting the final cut to 20 years.

2 MATERIAL AND METHODS

2.1 Data summary

Data were gathered in plantations located in different Brazilian regions (Southeast, Midwest and North) from permanent plots of continuous forest inventory, which are circular or squared in shape and sized from 573 to 4,400 m², depending on the spacing used. The spacing used at most plantations are 6 x 6 m, and 12 x 12 m for the oldest. The wide spacing of the oldest plantation is due to the fact that this area was managed as an agroforest system, with planting of black pepper between the trees up to age of 10 years. After this age, the agronomical portion was abandoned due to excessive shading by the trees. A total of 149 permanent plots were used to model diameter distributions of African mahogany, of which 78 were reserved for validation and 71 for fitting the initial models, comprising a total of 426 measurement pairs (98 for

validation and 328 for parameterization) with different ages and remeasurement times, usually around one year interval.

Mean dominant height was defined as being the mean height of the 30 thickest trees per hectare, since the low density of the plantations in Brazil would require field measurement of an excessive number of trees if the traditional value of 100 trees per hectare was used (RIBEIRO et al., 2016). The majority of the plots (about 97%) used in the present study were less than 8 years old and had no thinning operation yet, presenting an obstacle for the application of the prognosis system in older ages. Table 1 summarizes data used to build and evaluate the models.

Table 1 Statistics of dendrometric characteristics of African mahogany (*Khaya ivorensis*) permanent plots data base.

Variable ⁽¹⁾	Parameterization data				Validation data			
	Minimum	Mean	Maximum	SD	Minimum	Mean	Maximum	SD
<i>t</i>	1.1	3.5	6.3	1.5	1.7	4.8	15.0	2.5
<i>d</i>	1.7	13.0	24.6	5.4	6.8	16.2	53.1	7.8
<i>Sd²_d</i>	0.1	5.2	63.8	7.8	0.4	8.1	116.0	15.5
<i>dg</i>	1.8	13.2	25.0	5.5	6.9	16.4	53.8	8.0
<i>h</i>	1.7	9.7	18.3	4.3	4.2	11.8	28.3	4.4
<i>hdom</i>	1.7	10.8	21.5	4.5	4.4	13.5	28.8	4.9
<i>V</i>	0.05	33.2	172.9	31.0	3.5	58.2	163.0	38.6
<i>G</i>	0.04	4.5	16.2	3.1	1.4	7.6	17.1	3.3
<i>N</i>	125	278	417	32	55	388	563	80

⁽¹⁾ *t*=age(years); *d*=diameter at breast height (cm); *Sd²_d*=variance of the diameters (cm²); *dg*= quadratic mean diameter (cm); *h*= height (m); *hdom*=dominant height; *V*= volume (m³.ha⁻¹); *G*=basal area (m².ha⁻¹); *N*= Number of trees per hectare and SD=standard deviation.

2.2 Estimation of stand variables

Testing of several models was performed to estimate forest characteristics (site index, stand volume, stand basal area, stand tree survival,

mean diameter variance, dominant height, minimum and maximum diameter) to develop an equation system to project stand growth. Projection models were preferred since they present good simulating flexibilities and biological capacities (HONG-GANG et al., 2007) and when initial input information is necessary the average of the variables can be used as present data (predict models).

For volume estimative a taper function was fitted with a total of 499 trees sampled across all plantation conditions (TABLE 1). Measurements of diameter at different stem heights were collected using the Wheeler Pentaprism caliper. Measurement intervals above breast height varied between 1 to 5 m depending on the total tree height. Observed volumes, in cubic meters, were calculated using Smalian's formula (SMALIAN, 1837 cited by ROJO et al., 2005). A taper function using a polynomial with fixed exponents was selected (1), since it is traditional applied in forest studies and provides accurate results (SANQUETTA et al., 2015).

$$\frac{d_i}{d} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{h_i}{h}\right) + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + \beta_4 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 + \beta_5 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 \quad (1)$$

First the data was used to adjust just one function, but due the height variability of the data base, we decided to split it in two, one to fit a taper function for age of thinning operation (4,281 pairs of height and diameter measured along the stem with age < 10 years old) and another for final cut (220 pairs of height and diameter measured along the stem with age 14-15 years old).

The system of equations developed used to estimate the stand attributes that were, in turn, used to recover the Weibull and Johnson's Sb distributions parameters are presented in Table 2, where all parameter estimation was done using the *nls* and *lm* functions of the statistical environment R (R CORE TEAM, 2016).

Table 2 Stand models used to estimate number of trees (N), diameter variance (S²d), maximum diameter (d_{max}), minimum diameter (d_{min}) and basal area (G).

Variable	Expression
Number of trees (N, ha ⁻¹)	$N_2 = N_1 \exp \left[\beta_1 (t_2 - t_1) + \beta_2 \log \left(\frac{t_2}{t_1} \right) \right]$
Variance of <i>d</i> (Sd ² , cm)	$Sd^2_2 = Sd^2_1 \exp \left[\beta_1 (t_2 - t_1) + \beta_2 \log \left(\frac{t_2}{t_1} \right) \right]$
Maximum diameter (d _{max} , cm)	$d_{\max 2} = \beta_1 d_{\max 1} \left(\frac{t_1}{t_2} \right) + \beta_2 \left[1 - \left(\frac{t_1}{t_2} \right) \right] dg_2$
Minimum diameter (d _{min} , cm)	$d_{\min 2} = \beta_1 \left(d_{\min 1} / \beta_1 \right)^{\frac{\log[1-\exp(\beta_2 t_2)]}{\log[1-\exp(\beta_2 t_1)]}}$
Basal area (G, m ² . ha ⁻¹)	$G_2 = \beta_1 \left(G_1 / \beta_1 \right)^{\left(\frac{t_1}{t_2} \right)^{\beta_2}}$

To predict total height per diameter class a generalized hypsometric model was applied, where the model was previously adjusted by Ribeiro et al. (2017). To predict dominant height and site index a previously equation adjusted by Ribeiro et al. (2016) was used.

The future stand quadratic mean diameter was estimated using the results from the basal area and survival projection equations, using the expression: $dg^2 = G / 0.0000785398 \cdot N$. Since the variables mean diameter, quadratic mean diameter and population diameter variance follow the same logic as a Pythagorean equation, the mean diameter at breast height can be estimated

using the following equation: $d = \sqrt{dg^2 - S_d^2}$.

2.3 Probability density function

To test the ability of the prognosis system in generating the diameter class productivity values, the penultimate data for each plot from the validation data was used to estimate the stand characteristics up to the least measurement data. This data was then used to recover the pdf parameters using the moments method.

The choice for Weibull and Johnson's Sb distributions and the best fitting method to estimate tree density in the different diameter classes was based in previously studies with the same species in Brazil (MAYRINCK et al., 2017), besides their wide application in forest literature (ZHANG et al., 2003; FONSECA et al., 2009; MIGUEL et al., 2010; MATHEUS; TOMÉ, 2011; BAYAT et al., 2013; RIBEIRO et al., 2014b). The parameters of the probability functions were recovered using iterative methods for numerical integration, as the calculation of the moments of the distributions do not yield an analytical solution, using the Generalized Reduced Gradient solving method for nonlinear optimization (SGHAIER et al., 2016) in the validation data set.

For Weibull 2 parameters (2P, equation 2) the fitting procedure followed the methodology applied by Ferraz Filho et al. (2015), for Weibull 3 parameters (3P, equation 3) by Retslaff et al. (2012) using 10% of the minimum diameter for the location parameter and for Johnson's Sb (equation 4) similar as presented by Matheus and Tomé (2011) using 25% percent of minimum diameter as the location parameter.

$$\text{Weibull 2P} \quad f(d) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{d}{b}\right)^{c-1} e^{-\left[\left(\frac{d}{b}\right)^c\right]} \quad (2)$$

$$\text{Weibull 3P} \quad f(d) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{d-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left[\left(\frac{d-a}{b}\right)^c\right]} \quad (3)$$

$$\text{Johnson's Sb } f(d) = \frac{\delta}{\sqrt{2\pi}} \frac{\lambda}{(d-\varepsilon)(\lambda+\varepsilon-d)} \exp\left\{-0.5\left[\gamma + \delta \cdot \ln\left(\frac{d-\varepsilon}{\lambda+\varepsilon-d}\right)\right]^2\right\} \quad (4)$$

Where $f(d)$ = probability density function of diameter (d in centimeters); π = Pi constant (3.14159265...); e = Euler's constant (2,71828182...); $a, b, c, \delta, \lambda, \varepsilon, \gamma$ = parameters to be estimated.

2.4 Validation of the system

For models validation without data loss, since few information is available, a three-phase validation scheme was applied (VANCLAY; SKOVSGAARD, 1997): first, the models were fitted without the validation database, then the model validation was carried out and, to conclude, the database was regrouped to recalibrate the final parameter values with all data available.

The selection of the stand models was based on the root mean square error - RMSE (5), the relative error in predictions – RE (6) in percentage and the bias - \bar{e} (7).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-p}} \quad (5)$$

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

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

Where p is the number of parameters in the model, n is the number of observations used to fit the model, y_i is the observed variable, \hat{y}_i is the

corresponding predicted variable and \bar{y} is the average of the observed variable. As for the qualitative criteria for evaluation of the different candidate models involved, visual examination of the residuals versus estimated values was performed.

To evaluate the goodness of fit of the probability functions tested, the mean and standard deviation of the Kolmogorov-Smirnov test value (D_n) with alpha 0.1 level was compared. The D_n (8) is obtained for each plot measurement from the greatest difference between observed and estimated data.

$$D_n = \max|F(x) - S(x)| \quad (8)$$

Where $F(x)$ is the cumulative distribution value for the estimated data and $S(x)$ is the cumulative distribution value for the observed data. The percentage of plots whose estimated distribution was statistically equal to the observed data (according to Kolmogorov-Smirnov test with 99% confidence) was evaluated. Also, in order to observe the behavior of the errors by diametric class an error index (REYNOLDS et al., 1988) was calculated for each diameter distribution as the sum of the absolute differences between predicted and observed number of trees per hectare (CAO, 2004). The KS test looks for the greatest difference between the observed and predicted frequencies while the error index is summing all the differences (SIIPILEHTO, 2009).

The diameter distribution fitting was also evaluated by comparing the observed basal area to the basal area predicted by the selected diameter distribution model. This comparison was motivated by the importance of basal area estimation in forest applications, and the fact that errors among the larger and thereby more valuable trees have more weight for forest planning (NORD-LARSEN; CAO, 2006).

2.5 Thinning simulation and prognosis

As a final analysis of the compatible system of equations chosen to predict stand variables by diameter classes for *Khaya ivorensis* plantations, a thinning simulation was carried out. The first simulation (scenario 1) was done considering one thinning operation at 10 years of age and the remaining forest data was projected to 20 years of age as the final rotation age. The second simulation (scenario 2) was done considering two thinning operations, the first at age of 8 years, the second at age of 15 years and the remaining forest data was projected to 20 years of age as the final rotation age

Due the absence of continuous forest inventory data up to the final rotation and the recent implementation of African mahogany culture in Brazil, the database did not contain thinned plots, so a previously developed thinning simulator was used (SCOLFORO et al., 2001; RETSLAFF et al., 2012; FERRAZ FILHO et al., 2015). The simulator estimates the proportion of trees to be removed in each diameter class, using the following equation (9) established for *Pinus taeda* plantation in Brazil by Acerbi Junior et al. (2002).

$$P = e^{-0.26074486.(DC^2/dg^2)^{1.55101998}} \quad (9)$$

Where P is the proportion of trees to be removed from the diameter class (DC) and dg is the quadratic mean diameter of the plot.

After thinning operation, the occurrence of regular mortality was not considered since the low density remaining and initial wide spacing adopted, besides the low mortality register in forest inventories data for the species (< 2%).

3 RESULTS

3.1 Stand variables equations

To predict total height per diameter class a generalized hypsometric model was applied (equation 10), with values of RMSE=1.38 m, RE=12.3% and bias=0.02 m.

$$h = 1.3 + \exp \left[1.3760 + \left(\frac{-9.3996}{d} \right) + 0.6268 \cdot \ln(hdom) \right] \quad (10)$$

The dominant height values that distinguish the different sites productivity at the reference age of 15 years are: 15 to 19 m (site index, SI=17 m), 23 to 27 m (SI=25) and 31 to 35 m (SI=33 m), provided by the equation 11 with values of RMSE=0.98 m, RE=7.7% and bias=0.02.

$$S = hdom \cdot \exp \left[-3.23577 \left(\frac{1}{t_2}^{0.53930} - \frac{1}{t_1}^{0.53930} \right) \right] \quad (11)$$

The parameters of the equations required to project stand variables, their root mean square errors (RMSE), their relative errors in predictions in percentage (RE) and their bias (\bar{e}) are presented in Table 3, where all the parameters were statistically significant at a 95% confidence level.

Table 3 Initial and final data base parameters and goodness-of-fit for the prognosis system equations for African mahogany (*Khaya ivorensis*).

Data base	Model*	β_1	β_2	RMSE	RE	\bar{e}
Initial	N	-0.04079	0.13432	5.94	1.53	1.78
	Sd ²	-0.04810	1.32860	1.74	19.24	0.92
	d _{max}	1.00274	1.99986	0.76	3.47	0.01
	d _{min}	12.94278	-0.66519	2.97	26.20	0.65
	G	50.5578	0.67910	0.59	7.01	0.23
Final	N	-0.02818	0.09925	14.97	4.90	1.45
	Sd ²	0.00563	1.17152	5.43	76.28	1.10
	d _{max}	1.00971	1.97611	0.88	4.57	0.04
	d _{min}	16.70975	-0.34698	2.63	27.39	0.02
	G	60.79515	0.64296	0.50	8.19	0.03

* Number of trees (N), diameter variance (S²d), maximum diameter (d_{max}), minimum diameter (d_{min}) and basal area (G).

An important step in evaluating the fitted equations is to perform a graphical analysis of residuals (TEWARI et al., 2014). The plots showed that residuals for most variables had some systematic trend for the equations selected to compose the prognosis system, positive and negative biases occur in lower values, but the positive bias prevails indicating that the model tends to underpredict (FIGURE 1). This underestimation is understandable since the material is from seminal seedlings and present a high variation for most variables.

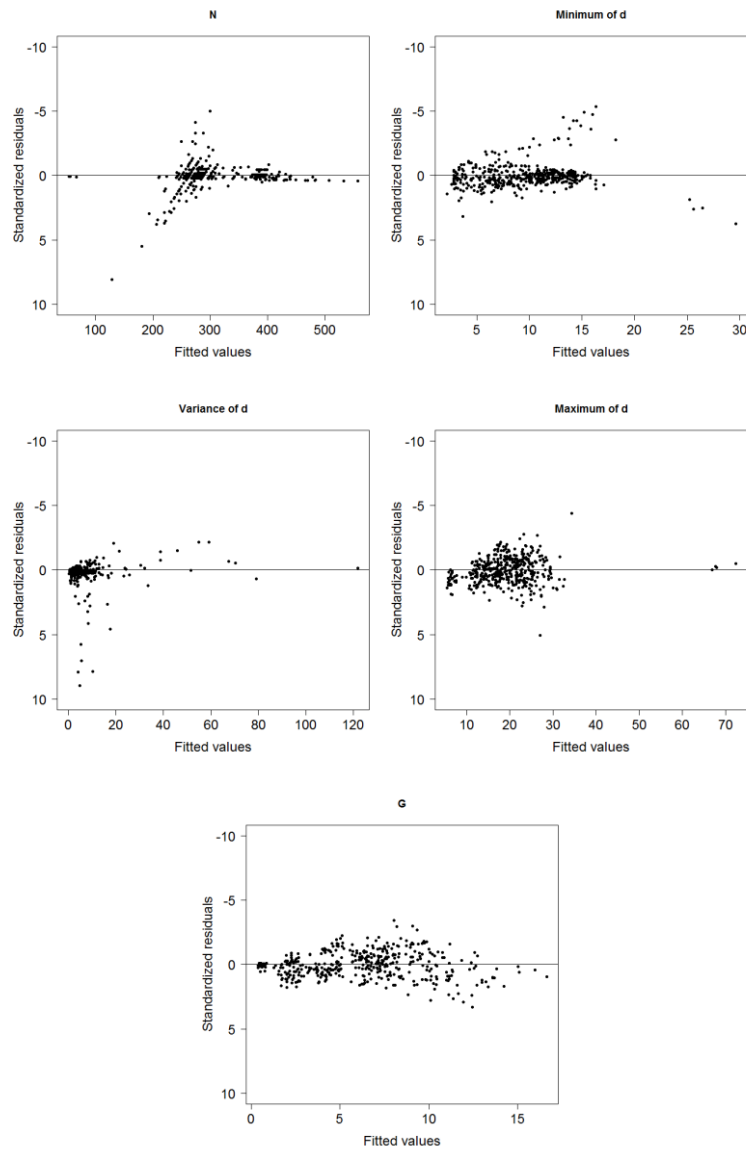


Figure 1 Standardized residuals plotted versus fitted values for selected equations to estimate stand variables.

Total volume was calculated using a taper function for African mahogany stands in Brazil. The choice was made since taper function allowed calculate volume by assortments and provides the input to economic analysis.

Since just one equation led to unrealistic values of volume, two equations were developed. One for thinning (eq. 12, with values of RMSE=0.2 cm, RE=21% and bias=0.00 cm) and other for final cut (eq. 13, with values of RMSE=0.1 cm, RE=6% and bias=0.00 cm), the last did not had the parameters of exponent 4 and 5 statistically significant at a 95% confidence level, resulting in:

$$\frac{d_i}{a} = 1.362064 - 4.595449 \left(\frac{h_i}{h}\right) + 16.383932 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 - 27.874492 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + 19.393368 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 - 4.661310 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 \quad (12)$$

$$\frac{d_i}{a} = 1.12693 - 2.48765 \left(\frac{h_i}{h}\right) + 5.64583 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 - 4.28525 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 \quad (13)$$

3.2 Density probability function

All functions performed well, Weibull 2 parameters function (2P) had the highest adherence to the observed values according to Kolmogorov-Smirnov test at 1% probability (94% of the plots did not significantly differ from observed distribution in the validation data set), followed by Weibull 3P (92%) and Johnson's Sb (91%). Weibull 2P have the advantage of probabilities can easily be produced without the need for numerical integration so it was selected as the best pdf to integrate the prognosis system. Another advantage of selecting Weibull 2P is that it is more parsimonious than the other distribution functions, since it does not require estimation of minimum and maximum diameters.

To confirm the superiority of Weibull 2P function, Reynold's error index was computed and the results showed a mean error of 128 trees for Weibull 2P, followed by Weibull 3P with 133 trees and Johnson's Sb with 141 trees. To clarify the error between predicted and observed number of trees per hectare we plotted the error by diameter classes (FIGURE 2).

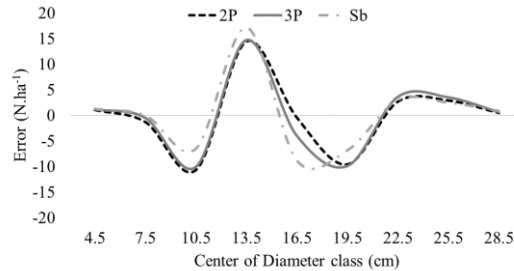


Figure 2 Errors of number of trees per hectare by diametric classes for Weibull 2P, Weibull 3P and Johnson's Sb functions fitted for African mahogany.

As an example, Figure 3 shows the evolution of the observed and simulated diameter distribution for two different plots from the validation data set, 5 and 15 years old.

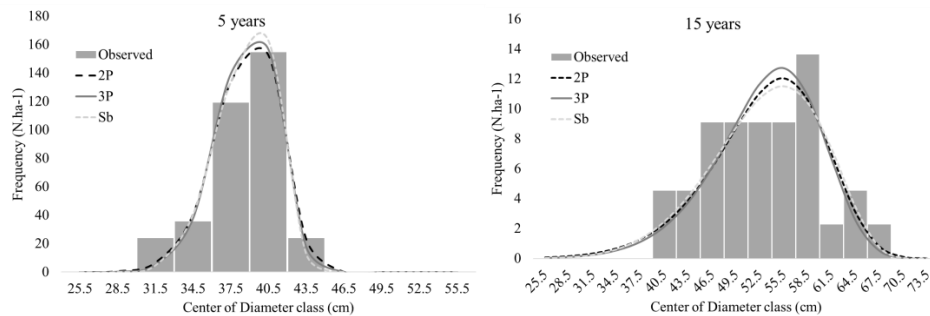


Figure 3 Observed and estimated diameter distribution for two different sample plots of African mahogany stands.

Since an important question in validating a model is not whether the model is correct but rather how close predictions from the model are to what is observed in empirical forest stands (MATHEUS; TOMÉ, 2011), observed basal area was plotted versus estimated values for the validation dataset (FIGURE 4). The estimated values closely followed observed values of basal area for the chosen density function, the Weibull 2P.

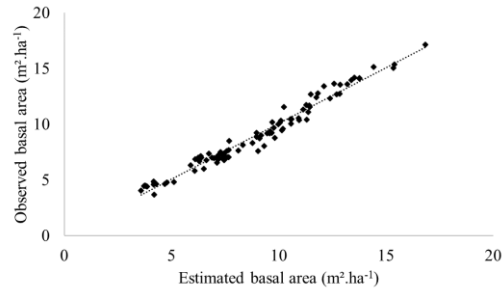


Figure 4 Observed basal area in each plot of the validation data set versus the basal area estimated with the simulated diameter distribution Weibull 2P.

3.3 Thinning simulation and Prognosis system

The thinning simulation was done calculating the proportion of trees to be removed in the first diameter class of the stand and for each following diameter class until the desired number of trees to be removed was reached, in this case going from approximately 271 to 150 trees per hectare at age of 10 years for the first scenario and for the second scenario going from 271 to 150 trees per hectare at age of 8 years and going from 150 to 75 trees per hectare at age of 15 years old. The diameter distribution before and after the thinning operation was determined for five site indexes for both scenarios (A=one thinning at age of 10 years old - Figure 5 and B=two thinning operations at age of 8 and 15 years old - FIGURE 6).

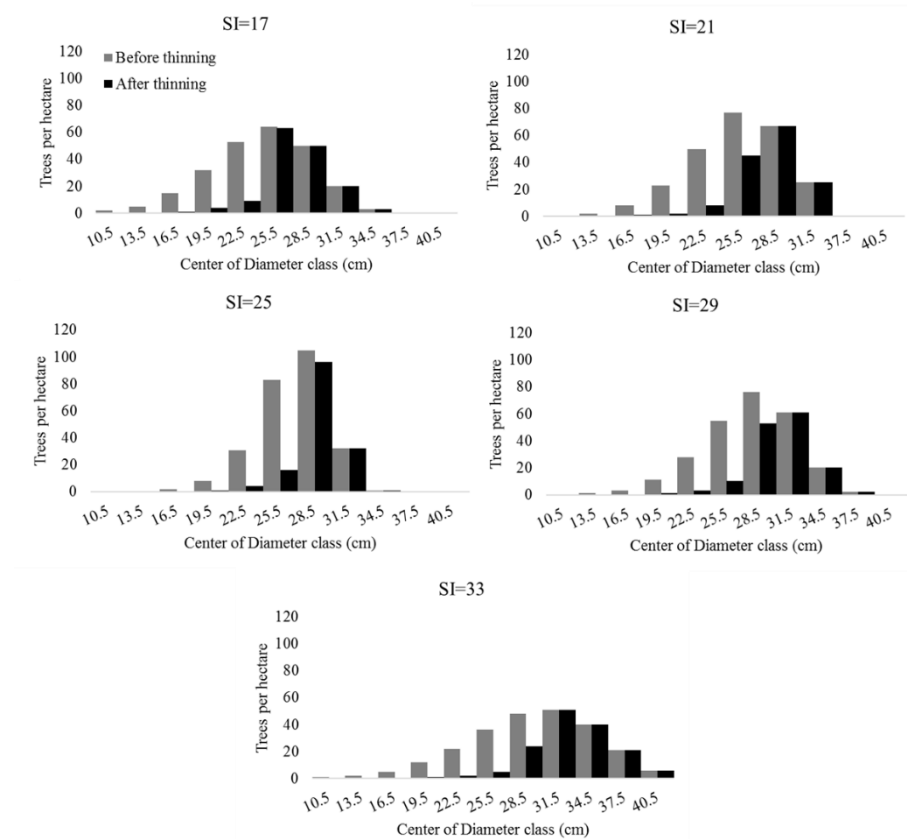


Figure 5 African mahogany tree diameter distributions before and after one thinning simulation in different site indexes.

Tree removal occurred in all diameter classes, which is expected in a selection thinning from below operation, due to the fact that tree size is not the only criteria for choosing trees to be removed but also adequate spatialization of remaining trees, stem quality, among other. As expected, tree removal was greater in the smaller than larger diameter classes. The prognosis started with input data at age of 5 years and end up to age of 20 years, since we believe 20 years will be a close age to final rotation.

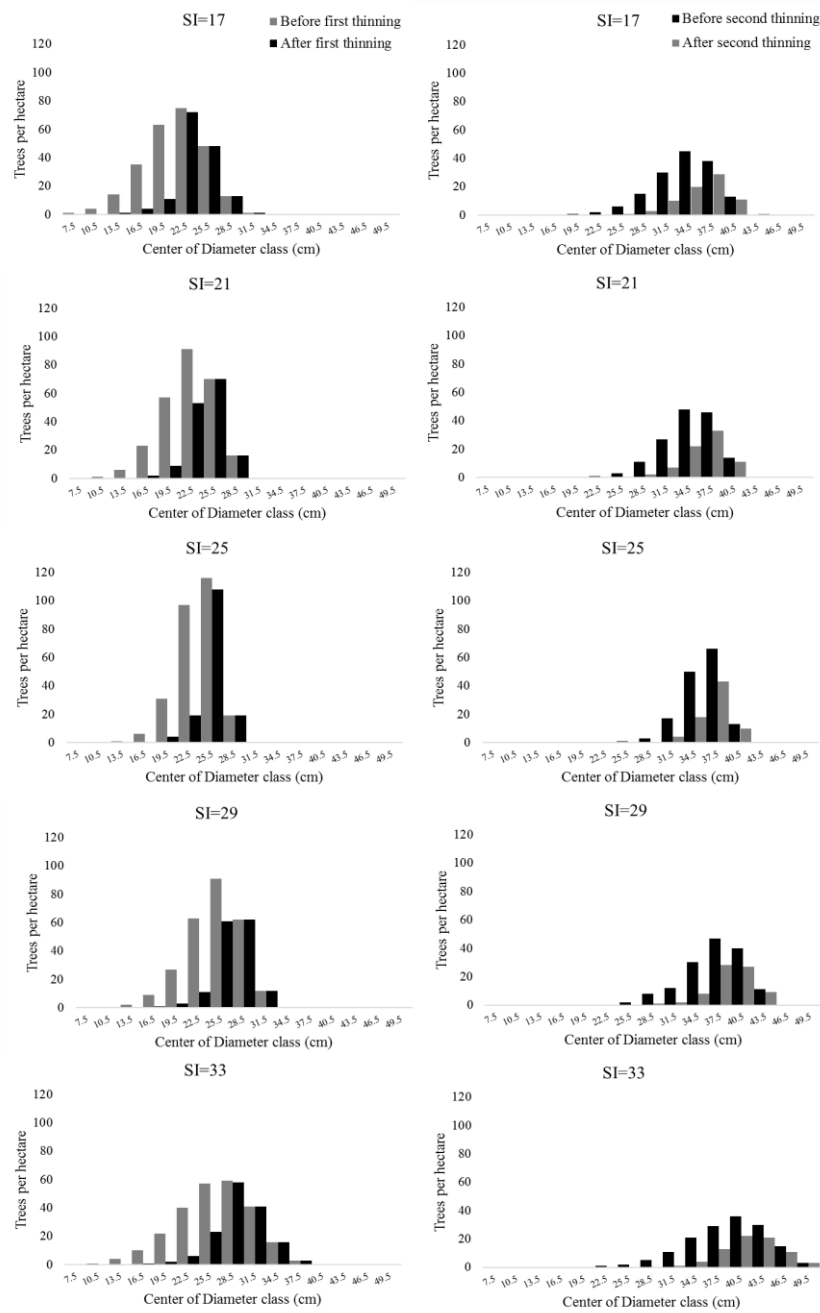


Figure 6 African mahogany tree diameter distributions before and after two thinnings simulation in different site indexes.

The basal area projection with and without thinning, observed through the five selected plots representative of the five different site indexes for the thinning simulation are showed in Figure 7.

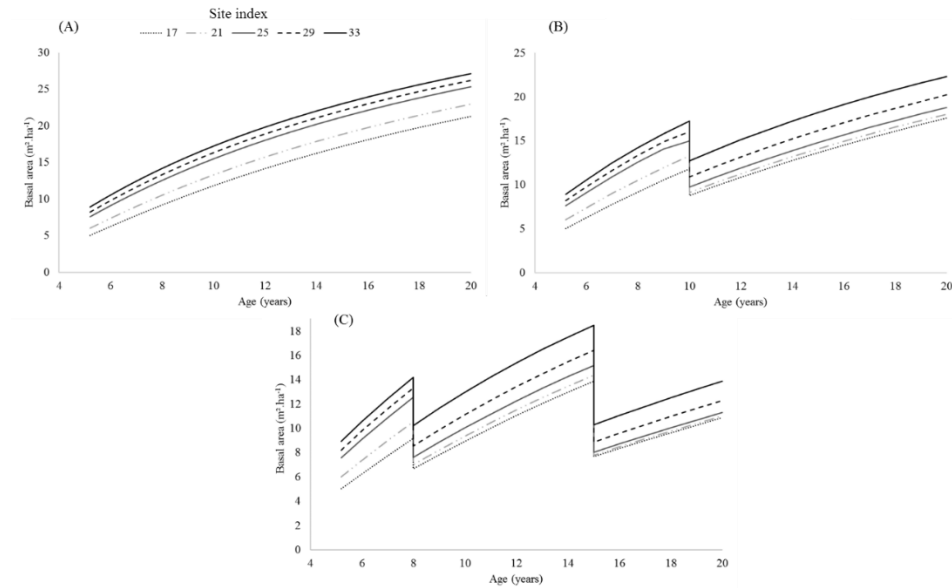


Figure 7 Basal area projection for unthinned (A), one thinning at age of 10 years old (B) and two thinnings at age of 8 and 15 years old (C) for African mahogany stands in five different site indexes.

After thinning simulations, the attributes of the remaining diametric distributions were projected to final cut age (20 years) and the volume was computed using equations 12 and 13. With Weibull 2P parameters recovered for thinning and final cut age, we obtained the theoretical diameter distributions and stand variables for each site index (TABLE 4).

Table 4 Estimates of the attributes and parameters of the Weibull 2P function for each scenario*.

	SI	t	N	d _{min}	d _{max}	d	dg	Sd ² _d	G	b	c
Initial	17	5	263	7.7	19.2	15.3	15.6	9.3	5.0		
	21	5	275	7.7	19.9	16.5	16.7	6.9	6.0		
	25	5	280	9.1	22.4	18.5	18.6	4.0	7.6		
	29	5	276	10.1	23.7	19.3	19.5	7.6	8.2		
	33	5	263	13.6	27.2	19.9	20.8	14.6	8.9		
Scenario A (unthinned)	17	20	197	16.5	52.5	36.4	37.1	47.2	21.3	39.2	6.0
	21	20	206	16.5	49.5	37.1	37.6	36.2	22.9	39.6	7.2
	25	20	210	22.5	46.5	38.4	38.7	20.0	24.7	40.3	10.4
	29	20	209	19.5	52.5	39.3	39.8	39.7	26.1	41.9	7.4
	33	20	199	16.5	61.5	40.9	41.8	75.6	27.3	44.3	5.4
Scenario B (Before 1 ^o thinning)	17	10	245	14.6	33.6	24.4	24.8	20.6	11.8	26.2	6.3
	21	10	256	14.6	34.8	25.4	25.7	15.3	13.3	27.0	7.7
	25	10	262	14.9	36.8	26.8	27.0	8.4	15.0	28.1	11.2
	29	10	258	15.2	38.8	27.9	28.2	16.5	16.1	29.6	8.2
	33	10	245	16.1	42.7	29.4	29.9	32.3	17.2	31.7	6.0
Final cut	17	20	150	22.5	49.5	38.4	38.7	22.2	17.6	40.3	9.8
	21	20	150	25.5	46.5	38.9	39.1	19.4	18.0	40.7	10.8
	25	20	150	28.5	46.5	39.8	39.9	11.7	18.8	41.2	14.7
	29	20	150	25.5	49.5	41.2	41.4	20.4	20.2	43.1	11.2
	33	20	150	25.5	55.5	43.1	43.5	33.6	22.3	45.6	8.9
Scenario C (Before 1 ^o thinning)	17	8	253	12.6	27.4	21.1	21.5	15.7	9.2	22.7	6.2
	21	8	265	12.7	28.6	22.2	22.5	11.6	10.5	23.6	7.7
	25	8	271	13.2	30.6	23.7	23.8	6.4	12.1	24.8	11.4
	29	8	267	13.9	32.5	24.7	25.0	12.5	13.1	26.2	8.3
	33	8	253	15.5	36.4	26.2	26.7	24.6	14.2	28.3	6.2
Before 2 ^o thinning	17	15	150	16.4	48.6	34.1	34.3	16.3	13.9	35.8	10.2
	21	15	150	16.7	47.6	34.8	34.9	12.8	14.4	36.3	11.8
	25	15	150	16.9	48.4	35.8	35.9	7.0	15.2	37.0	16.6
	29	15	150	16.7	51.4	37.1	37.3	14.7	16.4	38.8	11.7
	33	15	150	16.7	56.7	39.3	39.6	26.6	18.5	41.4	9.1
Final cut	17	20	75	31.5	49.5	42.9	43.1	15.8	10.8	44.6	12.5
	21	20	75	31.5	49.5	43.1	43.2	12.5	11.1	44.6	15.7
	25	20	75	34.5	49.5	43.7	43.8	7.5	11.3	44.9	20.5
	29	20	75	34.5	52.5	45.5	45.6	13.1	12.3	47.1	15.4
	33	20	75	34.5	55.5	48.3	48.5	20.6	14.1	50.3	13.0

*SI, N, d_{min}, d_{max}, d, dg, Sd²_d and G are described in Table 2, b is scale parameter, and c is shape parameter of the Weibull 2P function.

Total volume was calculated for the three scenarios and values ranged from 235 to 465 $\text{m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$ (mean=346 $\text{m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$) for A (without thinning), for B (one thinning) from 219 to 436 $\text{m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$ (mean=324 $\text{m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$) and for C (two thinning) from 203 to 416 $\text{m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$ (mean=303 $\text{m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$), as illustrated in Figure 8 where mean diameter values by class are presented in parenthesis.

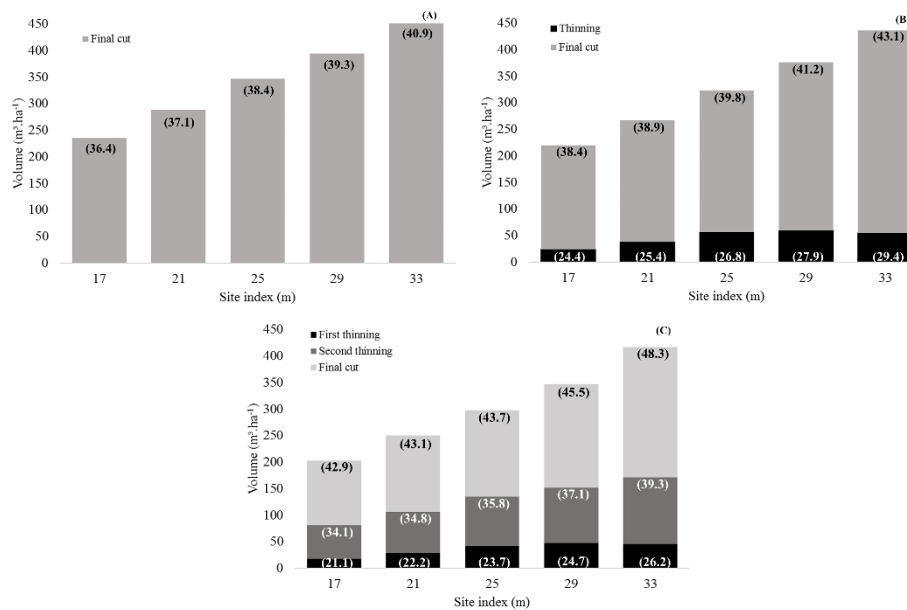


Figure 8 Simulated total volume harvested in African mahogany stands and mean values of diameter in parenthesis for different site indexes and scenarios (A, B and C).

4 DISCUSSION

Models, which are described as deliberate ‘abstractions of a system’ are used to calculate forest attributes that cannot be easily measured, to understand how forest ecosystems works, to extrapolate forest attributes over space, and to project how forests change over time (BARRETT; FRIED, 2004). Unfortunately, a lack of continuous forest inventory data along the years exist

for African mahogany plantations, and we are aware of our data base restriction since few continuous data are available in Brazil and only four plots with measurements over age of 8 years compose the present prognosis system.

We adopted age 15 as reference age for site classification since it corresponds to the age of the oldest plots. We assumed 20 years as the final cut age, in accordance to the rotation ages of stands destined for solid wood products production of fast growing species (NIKLES, 2006; NIKLES et al., 2008; FERRAZ FILHO et al., 2014; NASCIMENTO et al., 2015). Lemmens (2008) suggest that in mixed plantations with *Khaya ivorensis* in Malaysia, a final density of 80 trees.ha⁻¹ and a rotation of 30 years is recommended, where we adopted as final density 75-150 trees.ha⁻¹ for 20 years rotation. However, this must be confirmed with future plot remeasurements and variation of this age may occur due to site and/or desired target diameter size. For Barrett and Fried (2004) growth models are often combined with forest planning models to project how inventory will change over time and such models can have very substantial impacts on forest policy, even though they have at times proved inaccurate results. Hence, continuous update and researches should be done to confirm the real growth and yield performance presented in this paper, since the majority of the data used are from young stands and the real growth is unknown, besides the high genetic variability and different management techniques.

All the model selection was viewed as a compromise between statistical and biological considerations. As expected, when the final model parameterization was carried out using the combined parameterization and validation database, the values of the goodness of fitting statistics increased, since more data was added increasing the distribution range of all the tree characteristics and, therefore, resulted in a greater variability (FERRAZ FILHO et al., 2015). With exception of the variance equation, all equations presented reasonable predictions values, with RE values lower than 28%. Retslaff et al.

(2012) reported that the diameters variance equation showed the worst fit statistics and accuracy in the system of equations on the age of first thinning for eucalyptus plantations in Brazil.

Although the Johnson's Sb distribution is presented as flexible to model distributions with different shapes (MATEUS; TOMÉ, 2011) in the present study this distribution was the least accurate, and Weibull 2P was chosen as the best pdf. Lima et al. (2015) modeling tree diameter distribution in natural forests, evaluated 10 statistical functions, including the distributions selected in this research. The authors reported the superiority of Weibull compared to Johnson's Sb distribution. Arce (2004) using Weibull 2P reported that the function is flexible and characterized by excellent fit statistics to estimate the diametric distributions of *Populus deltoides* clones from 1 to 9 years old. The only literature related with the subject for African mahogany is the work of Nokoe and Okojie (1984), who studied *Khaya ivorensis* stands with age ranged between 26 and 47 years, and proved the reliability of predictions of Weibull 3P. In general, when parameter c is higher than 3.6 and b is positive (Table 4), the distribution is negatively skewed, as we found in our study (Figure 3) and explain by presence of dominated trees with growth rates stopping to increase. As expected, parameter b showed an increasing trend with age, Duan et al. (2013) also found that the relationship between scale parameter b of Weibull distribution and stand age was positive.

The values for the projection of basal area and total volume at age of 20 years are plausible (FIGURE 7 and FIGURE 8), comparing with growth patternner (FIGURE 9) and observed values for the oldest plots in the data base which present mean values of basal area and volume for 15 years old stands planted in an initial density of 69 trees per hectare equal to $13.4 \text{ m}^2.\text{ha}^{-1}$ and $134.5 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$, respectively. Yahya et al. (1999) reported growth values for 40 year old African mahogany stands in Malaysia, with initial density of 1,111 trees

per hectare with values of $26.6 \text{ m}^2.\text{ha}^{-1}$ for basal area, $305.5 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$ for total volume, and 390 remaining trees per hectare. Lemmens (2008) informed that plantations at 30 years old in tropical Africa, the mean annual increment (MAI) is $2\text{-}4 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{year}^{-1}$. On good soil in Côte d'Ivoire a 31-year-old stand with $70 \text{ N}.\text{ha}^{-1}$ produced $\text{MAI}=8 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{year}^{-1}$. In a 26/28-year-old plantation in Malaysia, mean annual increments of $7.4/7.7 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{year}^{-1}$ have been recorded (LEMMENS, 2008).

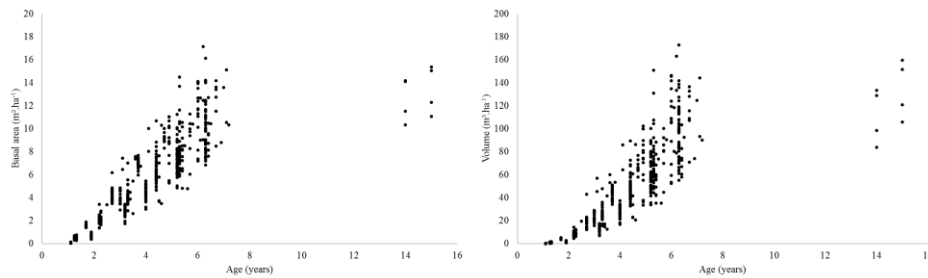


Figure 9 Data set growth pattern for basal area and total volume.

Due to the wide spacing used in Brazilian stands, resulting in low competition and increased on individual tree growth, the total volume found in this study was higher when compared to other researches, present $\text{MAI}=17.3 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{year}^{-1}$ for 204 trees per hectare at age of 20 years (scenario A), $\text{MAI}=13.9 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{year}^{-1}$ for 150 trees per hectare at age of 20 years (scenario B) and $\text{MAI}=8.7 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{year}^{-1}$ for 75 trees per hectare at age of 20 years (scenario C). This is an ongoing study and the projection values must be validated as the permanent plots reach the final rotation age to ensure that the simulation is accurate.

5 CONCLUSION

Stand equations and Weibull 2 parameters probability density function provided satisfactory goodness-of-fit results to describe the growth behavior of African mahogany plantations in Brazil.

The prognosis system developed is reasonable to estimate African mahogany volume and basal area production per hectare or per diameter classes.

Since few continuous forest inventories are available in Brazil and the majorities of the *K. ivorensis* stands are far from the final rotation, the equations presented in this study possess some restrictions and should be updated when more observed data be available.

REFERENTIAL

ACERBI JUNIOR, F.W.; SCOLFORO, J.R.S.; OLIVEIRA, A.D. de; MAESTRI, R. Modelo para prognose do crescimento e da produção e análise econômica de regimes de manejo para *Pinus taeda* L. **Revista Árvore**, v. 26, p. 699-713, 2002.

AHMAD ZUHAI, Y.; ABDUL RASIP, A. G.; ROSDI, K.; ZAINAL, T.; MOHD PARID, M. Establishment and Management of *Khaya ivorensis* Plantations. Malasya: **Technical Information Handbook**, 2006. 27 p.

APPIAH, M. Tree population inventory, diversity and degradation analysis of a tropical dry deciduous forest in Afram Plains, Ghana. **Forest Ecology and Management**, v. 295, p.145-154. 2013.

ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* Marsh. através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, v.14, n.1, p.149-164, 2004.

BAILEY, T. R. L.; DELL, R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, v.19, n.2, p.97-104, 1973.

BARRETT, T. M.; FRIED, J. S. Modeling. In: **Encyclopedia of Forest Sciences**, p. 426-433. 2004.

BAYAT, M.; PUKKALA, T.; NAMIRANIAN, M.; ZOBEIRI, M. Productivity and optimal management of the uneven-aged hardwood forests of Hyrcania. **European Journal of Forest Research**, v. 132, p. 851–864, 2013.

CAO, Q. V. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. **Forest Science**, v. 50, n. 5, p. 682-685, 2004.

DUAN, A-g.; ZHANG, J-g.; ZHANG, X-q.; HE, C-y. Stand Diameter Distribution Modelling and Prediction Based on Richards Function. **PLoS One**, v.8, n.4, e62605, DOI: 10.1371/journal.pone.0062605

FAO (Food Agriculture Organization). **Hardwood Plantations in the Tropics and Subtropics: Tropical Forest Plantation Areas 1995**. By D. Pandey. Project: GCP/INT/628/UK. Rome, 1997. 64 p.

FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, J. R. S.; MOLA-YUDEGO, B. The coppice-with-standards silvicultural system as applied to Eucalyptus plantations - a review. **Journal of Forestry**, v. 25, n. 2, p. 237-248, 2014.

FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, J. M. Modeling growth and yield of loblolly pine stands under intensive management. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 50, n. 8, p.707-717, 2015.

FOLI, E. G. **Evaluation of the Performance of Planted native Timber Species in Different Ecological Zones in Ghana**. Final Technical Fellowship Report submitted to the International Tropical Timber Organization (ITTO) on Project PD 1/93 Rev. 1. 2000. 41 p.

FONSECA, T. F.; MARQUES, C. P.; PARRESOL, B. R. Describing Maritime Pine Diameter Distributions with Johnson's Sb Distribution Using a New All-Parameter Recovery Approach. **Forest Science**, v. 55, n. 4, p. 367-373, 2009.

GORGOSO, J. J.; ROJO, A.; CAMARA-OBREGON, A.; DIEGUEZ-ARANDA, U. A comparison of estimation methods for fitting Weibull, Johnson's SB and beta functions to *Pinus pinaster*, *Pinus radiata* and *Pinus sylvestris* stands in northwest Spain, **Forest Systems**, v. 21, n. 3, p. 446-459, 2012.

HERYATI, Y.; BELAWAN, D.; ABDU, A.; MAHAT, M. N.; ABDUL-HAMID, H.; MAJID, N. M.; HASSAN, A.; HERIANSYAH, I. Growth performance and biomass accumulation of a *Khaya ivorensis* plantation in three soil series of ultisols. **American Journal of Agricultural and Biological Sciences** v. 6, n. 1, p. 33-44, 2011.

HONG-GANG, S.; JIAN-GUO, Z.; AI-GUO, D.; CAI-YUN, H. A review of stand basal area growth models. **Forestry Studies in China**, v. 9, n. 1, p. 85-94, 2007.

ITTO. **Tropical Timber Market (TTM) Report**, v.19, n.9, 1st – 15th May, 2015.

KRISHNAPILLAY, B. **A manual for forest plantation establishment in Malaysia**. Malayan Forest Records, n. 45. 2002. 286 p.

LEMMENS, R. H. M. J. *Khaya ivorensis* A. Chev. PROTA (Plant Resources of Tropical Africa/Ressources végétales de l'Afrique tropicale), Wageningen, Netherlands. 2008. Available at: www.prota4u.org/search.asp. Access in: june 18th of 2016.

LIMA, R. A. F.; BATISTA, J. L. F.; PARDO, P. I. Modeling Tree Diameter Distributions in Natural Forests: An Evaluation of 10 Statistical Models. **Forest Science**, v. 61, n. 2, p. 320-328, 2015.

MATHEUS, A.; TOMÉ, M. Modelling the diameter distribution of eucalyptus plantations with Johnson's Sb probability density function: parameters recovery from a compatible system of equations to predict stand variables. **Annals of Forest Science**, v. 68, p. 325-335, 2011.

MAYRINCK, R. C.; FERRAZ FILHO, A. C.; RIBEIRO, A.; OLIVEIRA, X. M.; LIMA, R. R. Assessment of Beta, Gamma, Weibull and Johnson's Sb functions in fitting diameter distributions for African mahogany plantations (*Khaya ivorensis* A. Chev) in Brazil. **Manuscript in preparation**, 2017.

MIGUEL, E. P.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E. Using the Weibull function for prognosis of yield by diameter class in *Eucalyptus urophylla* stands. **Cerne**, v. 16, n.1, p. 94-104, 2010.

NASCIMENTO, F. A. F.; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MIRANDA, G. M.; ARCE, J. E. Sistema de crescimento e produção para povoamentos de *Pinus taeda* na região norte de Santa Catarina, **Cerne**, v.21, n.2, p.235-242, 2015.

NIKLES, D. G. The domestication of African mahogany (*Khaya senegalensis*) in northern Australia. **Australian Forestry**, v. 69, n.1, p. 68-69, 2006.

NIKLES, D. G.; BEVEGE, D. I.; DICKINSON, G. R.; GRIFFITHS, M. W.; REILLY, D. F.; LEE, D. J. Developing African mahogany (*Khaya senegalensis*) germplasm and its management for a sustainable forest plantation industry in northern Australia: progress and needs. **Australian Forestry**, v. 71, n. 1, p. 33-47, 2008.

NOKOE, S.; OKOJIE, J. A. Relationship of stand attributes of some plantation Mahoganies with estimated Weibull parameters. **Ecological Modelling**, v. 24, n. 3-4, p. 231-240, 1984.

NORD-LARSEN, T.; CAO, Q. V. A diameter distribution model for even-aged beech in Denmark. **Forest Ecology and Management**, v. 231, p. 218-225, 2006.

ORWA, C.; MUTUA, A.; KINDT, R.; JAMNADASS, R.; SIMONS, A. **The Agroforestry Database: a tree reference and selection guide version 4.0.** 2009. Available at: <<http://www.worldagroforestry.org/output/agroforestry-database>>. Access in: July 8th of 2016.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; BLASCO, E.; TRASOBARES, A. Comparison of beta, Johnson's SB, Weibull and truncated Weibull functions for modeling the diameter distribution of forest stands in Catalonia (north-east of Spain). **European Journal of Forest Research**, v. 126, p. 563–571, 2007.

PINHEIRO, A. L.; COUTO, L.; PINHEIRO, D. T.; BRUNETTA, J. M. F. C. **Ecologia, silvicultura e tecnologia de utilizações dos mognos-africanos (*Khaya spp.*)**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Agrossilvicultura, 2011. 102 p.

R Core Team (2016). **R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing**, Vienna, Austria. Available at: <www.prota4u.org/search.asp. <www.R-project.org>. Access in: July 8th of 2016.

RETSLAFF, F. A. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; BERNETT, L. G.; FIGURA, M. A. Prognose do crescimento e da produção em classes de diâmetro para povoamentos desbastados de *Eucalyptus grandis* no sul do Brasil. **Árvore**, v. 36, n. 4, p.719-732, 2012.

REYNOLDS JR., M. R.; BURK, T. E.; HUANG, W. C. Goodness-of-fit tests and model selection procedures for diameter distribution models. **Forest Science**, v. 34, n. 2, p. 373-399, 1988.

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, J. R. S. Inventário florestal contínuo de plantios de Mogno africano (*Khaya ivorensis* A. Chev.) no estado de Minas Gerais. In: CORTE, A. P. D.; SANQUETA, C. R.; RODRIGUES, A. L.; MACHADO, S. A.; PÉLLICO NETTO, S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; NOGUEIRA, G. S. **Atualidades em mensuração florestal**. Curitiba: EMBRAPA, 2014a.

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, J. R. S.; PÉLLICO NETTO, S.; MACHADO, S. A. Estrutura da distribuição diamétrica em plantio experimental de candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish). **Ciência Florestal**, v. 24, n. 4, p. 1055-1065, 2014b.

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; TOMÉ, M.; SCOLFORO, J. R. S. Site quality curves for African mahogany plantations in Brazil. **Cerne**, v. 22, n. 4, p.439-448, 2016.

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, J. R. S. Tree height prediction in Brazilian African mahogany stands. **Manuscript in preparation**, 2017.

ROJO, A.; PERALES, X.; SANCHEZ-RODRIGUEZ, F.; ALVAREZ-GONZALEZ, J. G.; VON GADOW, K. Stem taper functions for maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Galicia (northwestern Spain). **European Journal of Forest Research**, v. 25, p. 177-186, 2005.

SALAS, C.; TIMOTHY G. G.; CRAVEN, D. J.; GILABERT, H. Modelación del crecimiento de bosques: estado del arte. **Bosque**, v. 37, n. 1, p. 3-12, 2016.

SANQUETTA, C. R.; SANQUETTA, M. N. I.; CORTE, A. P. D.; PÉLLICO NETTO, S.; Wojciechowski, J.; RODRIGUES, M. A. Modeling the apparent volume of bamboo culms from Brazilian plantation. **African Journal of Agricultural Research**, v.10, n.42, p. 3977-3986, 2015.

SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JUNIOR, F.W.; OLIVEIRA, A.D. de; MAESTRI, R. Simulação e avaliação econômica de regimes de desbastes e desrama para obter madeira de *Pinus taeda* livre de nós. **Ciência Florestal**, v. 11, n.1, p.121-139, 2001.

SGHAIER, T.; CAÑELLAS, I.; CALAMA, R.; SÁNCHEZ-GONZÁLEZ, M. Modelling diameter distribution of *Tetraclinis articulata* in Tunisia using normal and Weibull distributions with parameters depending on stand variables. **iForest**, v. 9, p. 702-709, 2016.

SIIPILEHTO, J. Modeling stand structure in young Scots pine dominated stands. **Forest Ecology and Management**, v. 257, p.2 23-232, 2009.

SILVA, L. F.; FERREIRA, G. L.; SANTOS, A. C. A.; LEITE, H. G.; SILVA, M. L. Equações hipsométricas, volumétricas e de crescimento para *Khaya ivorensis* plantada em Pirapora. **Floram**, v. 23, n. 3, p. 362-368, 2016.

TEWARI, V. P.; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J. G.; GADOW, K. Dynamic base-age invariant site index models for *Tectona grandis* in peninsular India. **Southern Forests**, v. 76, n. 1, p.21-27, 2014.

VANCLAY, J. K.; SKOVSGAARD, J. P. Evaluating forest growth models. **Ecological Modelling**, v. 98, p. 1-12, 1997.

VERZIGNASSI, J. R.; POLTRONIERI, L. S.; BENCHIMOL, R. L. Mancha-alvo em mogno-africano no Brasil. **Summa Phytopathology**, v. 35, n. 1, p. 70-71. 2009.

WARNASOORIYA, W. M. R. S. K.; SIVANANTHARWERL, T. *Khaya (Khaya senegalensis)*: is it a potential plantation forest species for climate change mitigation in Sri Lanka? **International Journal of Agriculture, Forestry and Plantation**, v. 1, p 45-51, 2015.

YAHYA, A. Z.; MAHAT, M. N.; GHANI, A. R. A. Growth of plantation grown *Khaya ivorensis* in Peninsular Malaysia. **Journal of Tropical Forestry**, v. 11, p.849-851, 1999.

ZHANG, L.; PACKARD, K. C.; LIU, C. A comparison of estimation methods for fitting Weibull and Johnson's SB distributions to mixed spruce-fir stands in northeastern North America. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 33, p. 1340-1347, 2003.

**ARTIGO 5 - Financial analysis of brazilian african mahogany plantations
for commercialization of multiple products**

**Avaliação financeira do cultivo de mogno africano no Brasil para venda de
múltiplos produtos**

ABSTRACT

Wood demand is increasing in quality and quantity, and economic studies are fundamental to analyze the feasibility of implementation of a forest project. These researches are in line with management and silvicultural studies, highlighting growth and yield modeling. This work proposes a financial evaluation of implementation of African mahogany stands in Brazil under different perspectives of forest management. Data are from plantations ranging from 1.1 to 15 years of age in different regions of Brazil. Equations of various natures were used to determine the growth and yield of the species over the years. Financial analysis was undertaken using net present value (NPV), equal annual equivalent (EAE) and internal rate of return (IRR) for a 20-year period considering three situations (A – unthinned, B - one thinning at age 10 years remaining 150 trees.ha⁻¹ and C - two thinnings, first at age 8 remaining 150 trees.ha⁻¹ and second at age 15 years remaining 75 trees.ha⁻¹) considering initial density of 278 trees.ha⁻¹. A Monte Carlo simulation was performed taking into account different risk variables. Results showed that discount rate is the variable that most influences the viability of the project. All site indexes and management regimes lead to a feasible financial return with NPV values ranging from R\$30,730 to R\$138,592 ha⁻¹. The Monte Carlo simulation showed that the probability for an unfeasible investment is almost zero, highlighting African mahogany as a great forest investment opportunity, providing high values of interest rates (15% - 27%), superior of most market rate of return.

Keywords: Forest investment. Monte Carlo simulation. Risk analysis de Monte Carlo. Análise de risco.

RESUMO

O crescimento na demanda por madeira se dá em qualidade e quantidade, sendo os estudos econômicos fundamentais na análise da viabilidade de implantação de um projeto florestal. Tais estudos estão alinhados aos estudos de manejo e silvicultura, destacando a modelagem do crescimento e produção. Este trabalho propõe a avaliação financeira da implantação do mogno africano no Brasil, sob diferentes perspectivas de manejo florestal (sem desbaste, um ou dois desbastes). Os dados são provenientes de plantios variando de 1,1 a 15 anos de idade em diferentes regiões do Brasil. Utilizou-se equações de diversas naturezas para determinar o crescimento e a produção da espécie ao longo dos anos. Uma análise financeira foi realizada utilizando o valor presente líquido (VPL), valor anual equivalente (VAE) e a taxa interna de retorno (TIR) para uma rotação de 20 anos de idade considerando regime de não desbaste e duas situações de desbaste (A – não desbastado, B – um desbaste aos 10 anos de idade com 150 árvores por hectare remanescentes, e C – dois desbastes, primeiro na idade de 8 anos remanescendo 150 árvores por hectare e, segundo aos 15 anos com 75 árvores por hectare remanescentes) considerando uma densidade inicial de 278 árvores por hectare. Uma simulação de Monte Carlo foi realizada levando em consideração diferentes variáveis de risco. Os resultados mostraram que a taxa de desconto foi a variável que mais influencia o investimento. Para todas as classes de sítio e regimes de manejo os valores de VPL foram positivos, variando de R\$30.730 a R\$138.592 ha⁻¹. A simulação de Monte Carlo mostrou que a probabilidade de insucesso do investimento é praticamente 0%, destacando o mogno africano como uma boa opção para investimento florestal, uma vez que possui altos valores de taxa interna de retorno (15% - 27%) superiores a maioria das taxas de investimento disponíveis no mercado.

Palavras-chave: Investimento florestal. Simulação de Monte Carlo. Análise de risco.

1 INTRODUCTION

In recent years, the Brazilian forest sector has become one of the most important players in a global scale. With an area of 7.8 million hectares of planted trees, the sector is responsible for 91% of all wood produced for industrial purposes in the country and has great potential to contribute to building a green economy (IBÁ, 2016). According Duerr (1960) in all parts of the world the growing interest in forest plantations and their use are demanding new attention, particularly in the economic aspects of the activity. Although it is an old quote, it still valid, especially in cases when recent crops are introduced, such as African mahogany species (*Khaya ivorensis*) in Brazil, known as a high-value timber fetching export sawnwood prices of up to 848 euros per cubic meter (ITTO, 2016a) from native Ghana's forest.

Financial evaluation of forest management regimes through a process of simulation can be done by aggregating economic criteria to volumetric results supplied by growth and yield models (GOMES, 1999; HIESL et al., 2016). Modeling the diameter distribution and applying a taper function allows the obtention about biological and economical information of the forest stands, providing answers to perform management practices, permitting to valuate in detail the yield of the forest (FISCHER et al., 2001) and providing knowledge of forest assortment, as well as its evolution over time, essential for planning purposes and use of different material produced (FIGUEIREDO FILHO et al., 2014). Financial analysis examines the costs, returns and project selection for a unique community, owners or companies, with the intention of maximizing the return on invested capital measured as the purchase and selling at market prices (CUBBAGE et al., 2013).

Simulations of total volume and wood price from African mahogany stands in Brazil exists (MUDAS NOBRES, 2016), but are not yet confirmed, since the majorities of the *K. ivorensis* stands are far from the final rotation. For Wagner et al. (2013) estimating the influence of silvicultural treatments on forest growth and yield has a long and rich history in literature and practice, also being true for the economic valuation of even-aged silvicultural treatments (e.g., thinning, fertilization) and determining optimal rotation age or cutting cycle length. The available market for *Khaya* spp. products from native forests has, in the recent years, motivated farmers to grow the species as a cash crop. However, there is limited empirical data on costs and benefits of the species production in Brazil, besides little information on management and silvicultural treatments. Hence, the present study assessed financial viability of growing *K. ivorensis* with the objective to provide information on yields, costs, and benefits of growing African mahogany for multiple purposes production based in previously prognosis information from Brazil.

2 MATERIAL AND METHODS

Data were collected from continuous forest inventories of African mahogany plantations located in different Brazilian regions (Southeast, Midwest and North) with ages varying between 1.3 to 15 years old. The site index classification was done in previous research (RIBEIRO et al., 2016), as was the modelling of growth and yield applying taper functions (RIBEIRO et al., 2017) to estimated volume by products as shown in Table 1. A thinning simulation was also carried out considering two situations: one thinning operation at 10 years age and the remaining forest data projected to 20 years as final rotation age and two thinning operations, first at age of 8 and second at 15 years and final cut at age of 20 years (RIBEIRO et al., 2017).

Revenues were derived by multiplying estimated timber volume by mean values of tropical timber (TABLE 1), since no data are available for sale of Brazilian African mahogany plantations, besides, when estimating the value of a forest property, the most common way to incorporate timber prices is to apply mean prices based on the realized prices of the past, assuming that future price development is in accordance with past development (HOLOPAINEN et al., 2010).

Table 1 Wood assortments specifications and sale prices for African mahogany products.

Product	Assortment diameter (cm)	Length (m)	Price (R\$/m ³)*
Veneer	$d \geq 35$	2.2	2,950.37
Plywood	$25 \leq d < 35$	2.2	2,105.47
Sawnwood	$18 \leq d < 25$	2.2	1,005.14
Industrial roundwood	$8 \leq d < 18$	2.2	488.04
Residual	$d < 8$	-	50.70

*Mean values for tropical timber sales are from Annual Review Statistics Database of International Tropical Timber Organization (ITTO, 2016b) based on year of 2014 provided in US dollars and converted to Real by a 3.38 exchange rate average in November/2016 (BCB, 2016).

Costs were based in personal information from forest consultants during the year of 2016, open data available on websites and values reported by Pinheiro et al. (2011) relating African mahogany crop in Brazil and Cubbage et al. (2014) for pinus and eucalyptus crops in Brazil. Since forest investments are affected by diverse factors, some of which are easy or difficult to measure due to dynamic business environment (LANGAT et al., 2015), and to ease the complexity of the analysis, it was necessary to make assumptions to reflect the likely scenarios such as wood sale, costs of harvesting (assuming same harvest yield for all site indexes since the difference in diameter is around 5 cm from less to high productivity), among others. All implementation costs (e.g. tillage, herbicides application, ant control, planting, replanting) may vary due to local peculiarities and particularities of each grower, with less obvious effect in

economic analysis (REZENDE et al., 2006). We adopted the same total average prices for all site indexes and assumed adequate edaphic and climate conditions for crop implementation. Initial density of 278 trees per hectare was considered and the costs, presented in Table 2, were developed as follows:

- a) costs of activities and inputs required for implementation, including machines and labor for land preparation (plowing, harrowing, pitting and planting);
- b) seedling purchase and transportation;
- c) fertilization and mid-rotation fertilizer;
- d) general cleaning (slashing, herbicide and ant control);
- e) general maintenance (administration and management);
- f) cost of harvest (felling, bucking and hauling timber to the nearest accessible forest road) set at R\$55.00 per cubic meter for thinning and clearcut wood;
- g) land value estimated using mean value presented by Cubbage et al. (2014) for Brazilian forest investment set as R\$15,210.00 per hectare.

Table 2 General costs for planting and maintenance of 1 hectare of *K. ivorensis* considering a 20 years rotation using a 6x6 m spacing.

Activity	Year	Cost (R\$/ha)
Implementation and land preparation	0	3,348
Seedling purchase	0	1,699
Fertilization	0,2,4,6,8,10,12,14,16,18	2,634
General cleaning	0,2,4,6,8,10,12,14,16,18	700
General maintenance	1 to 20	350
Cost of land	1 to 20	1,521

Financial analysis was undertaken using Net Present Value (NPV), Equal Annual Equivalent (EAE) and Internal Rate of Return (IRR) for a 20-year period considering unthinned or two thinning situations (A – unthinned, B - one thinning at age 10 years remaining 150 trees per hectare and C - two thinnings,

first at age 8 remaining 150 trees per hectare and second at age 15 years remaining 75 trees per hectare) for African mahogany stands planted in initial density of 278 trees per hectare.

The NPV (1) is the present value of expected future revenues minus the present value of expected future costs, with the costs and benefits discounted at the appropriate interest rate. The EAE (2) is a simple conversion of NPV to an annual value paid at the end of each year or period for the life of the investment, allowing comparison or rank of investments that are not equal in duration. The IRR (3) is the rate of interest at which the initial investment NPV is zero, being the level of profit expected from an investment project expressed as an equivalent annual percentage rate of interest on all the money invested in that project. The respective formulas follow:

$$NPV = \sum_{n=0}^N \frac{B_n}{(1+i)^n} - \sum_{n=0}^N \frac{C_n}{(1+i)^n} \quad (1)$$

$$EAE = NPV \left[\frac{i(1+i)^n}{(1+i)^n - 1} \right] \quad (2)$$

where n = year number; B_n = benefit in year n ; C_n = cost in year n ; i = annual discount rate and N = rotation length. IRR: i such that:

$$\sum_{n=0}^N \frac{B_n}{(1+i)^n} = \sum_{n=0}^N \frac{C_n}{(1+i)^n} \quad (3)$$

A discount rate is the interest rate applied to convert future revenue streams and costs to present values and rates. For Gregersen and Contreras (1992), the rate for smallholder tree growers will tend to be higher than the rate for well-established, low risk companies borrowing from regulated banks, being in many cases, a rough approximation of the average of the various rates

relevant to different individuals, suggesting the use of an estimated average bank lending rate. We adopted in our analysis a discount rate equal 10% per year in accordance with BNDES Florestal program (BNDES, 2016).

Positive NPVs and EAEs indicate that a timber investment would be an acceptable option in order to receive an 10% annual rate of return. In practice, forest landowners often accept rates of return of less than 10%, and do not get additional payments (CUBBAGE et al., 2014). Greater NPVs, EAEs and IRRs indicate preferred investments based on these financial criteria.

The Net Present Value (NPV) concept is an important tool in forest economics, but the NPV of forested land is subject to various uncertainties (HOLOPAINEN et al., 2010) since in forestry revenues and expenses are estimated using yield value simulations, sources of uncertainty include growth and yield models used in the simulators, development of timber prices, the rate of interest used and uncertainties in the input data, etc. The uncertainty caused by inadequate data, price and costs information and the influence of discount rate was verified using a probability risk analysis through a Monte Carlo simulation (ARNOLD; YILDIZ, 2015). Monte Carlo simulations, in their simplest form, proceed by taking a random value from a specified probability density function of each variable in the model. The process is repeated for a very large number of iterations resulting in a probability distribution of the model estimate (BROWN et al., 2005). This was done using the @RISK 5.5 software (PALISADE, 2009) and the input variables followed a symmetrical triangular distribution, which had central peak (mode) and endpoints (minimum and maximum). They are easy to understand and commonly used in uncertainty analysis when there is no credible information about the probability distribution of the weighted variables in the stochastic model (SIMÕES et al., 2016).

Sensitivity analysis was used to assess the relative importance or contribution of variables in a model to the overall uncertainty and used to

prioritize effort to reduce uncertainty. In practice the analysis is carried out by changing the parameter or component (input) and observing the corresponding effect on predicted output (SOARES et al., 1995). In our study the NPV value was chosen. Spearman rank correlation coefficients was used to quantify individual variable's contribution by ranking the values simulated in the Monte Carlo process. Therefore, a sensitivity analysis for six major input variables in each situation were conducted, where modifications in the following parameters inputs were considered: (1) implementation cost (+/- 10%), (2) different discount rates (8%, 10% and 12%), (3) forest production (+/- 30%), (4) wood product sale price (+/- 50%), (5) land cost (+/- 25%) and (6) harvest cost (+/- 40%).

3 RESULTS AND DISCUSSION

Mean values of stand variables and volume harvested from *K. ivorensis* stands in Brazil by product and site indexes is presented in Table 3 for situation A (no thinning), situation B (1 thinning) and situation C (2 thinnings). These values were used to calculate the cash flow revenue, multiplying the volume per product price (TABLE 1).

Table 3 Mean stand variables and wood volume harvested from African mahogany for different thinning situations.

Situation	Variables						Volume by product (m ³)				
	SI	t	N	d	h	G	Veneer	Plywood	Sawnwood	Industrial roundwood	Residual
(A) Final cut	17	20	197	36.4	20.6	21.3	51.9	126.9	39.9	13.9	2.5
	21	20	206	37.1	23.5	22.9	66.2	161.6	45.3	12.1	2.5
	25	20	210	38.4	26.3	24.7	67.9	224.4	40.1	11.4	3.0
	29	20	209	39.3	29.0	26.1	146.9	201.3	38.2	15.1	2.9
	33	20	199	40.9	31.7	27.3	222.4	178.5	45.5	15.3	2.8
(B) 1 st thinning	17	10	245	24.4	15.4	11.8	0.0	0.1	13.1	9.6	0.7
	21	10	256	25.4	17.7	13.3	0.0	4.8	20.2	11.9	1.1
	25	10	262	26.8	20.0	15.0	0.0	13.2	31.4	10.4	1.2
	29	10	258	27.9	22.2	16.1	0.0	14.6	32.3	11.7	0.9
	33	10	245	29.4	24.4	17.2	0.0	13.0	30.6	10.2	0.9
(B) Final cut	17	20	150	38.4	20.8	17.6	37.54	122.30	24.93	8.82	1.90
	21	20	150	38.9	23.8	18.0	52.42	140.50	26.15	7.81	1.62
	25	20	150	39.8	26.6	18.8	55.21	178.63	22.09	7.93	2.08
	29	20	150	41.2	29.3	20.2	120.80	163.83	19.52	9.57	2.12
	33	20	150	43.1	32.0	22.3	194.29	148.54	27.43	8.87	1.97
(C) 1 st thinning	17	8	253	21.1	13.6	9.2	0.00	0.00	5.00	13.12	0.64
	21	8	265	22.2	15.7	10.5	0.00	0.00	13.61	15.75	1.26
	25	8	271	23.7	17.9	12.1	0.00	1.23	25.07	17.07	1.66
	29	8	267	24.7	19.8	13.1	0.00	4.70	29.00	15.50	1.18
	33	8	253	26.2	21.9	14.2	0.00	5.76	27.27	14.37	1.06
(C) 2 nd thinning	17	15	150	34.1	19.0	13.9	0.59	36.93	23.01	5.41	1.03
	21	15	150	34.8	21.7	14.4	4.84	46.39	25.60	4.35	1.04
	25	15	150	35.8	24.3	15.2	6.92	64.96	22.29	3.78	1.22
	29	15	150	37.1	26.8	16.4	13.84	73.03	18.22	5.87	1.16
	33	15	150	39.3	29.4	18.5	28.41	77.84	21.52	5.93	1.13
(C) Final cut	17	20	75	42.9	21.3	10.8	52.22	56.58	8.65	4.43	0.75
	21	20	75	43.1	24.3	11.1	62.14	69.18	7.16	4.52	1.09
	25	20	75	43.7	27.1	11.3	67.46	82.84	5.82	5.10	1.55
	29	20	75	45.5	29.9	12.3	119.17	63.91	7.46	3.70	0.75
	33	20	75	48.3	32.7	14.1	170.49	59.97	9.85	4.01	0.86

* SI=site index (m); t=age(years); N= Number of trees per hectare d=diameter at breast height (cm); h= height (m); G=basal area (m².ha⁻¹).

Adopting 10% of discount rate, all situations lead to economic viability for *K. ivorensis* investments in Brazil (FIGURE 1). For most productive sites (29 and 33 m) a 2-thinning management yielded higher income when analyzing the NPV and EAE values, with slight superiority of 1 thinning for site 29 when

analyzing the IRR value. For less productive sites (17 and 21 m) a 2-thinning management is also the most profitable, although the superiority of the values is not eminent. For site 17 the results of NPV and EAE for no thinning situation is preferable than 1 thinning, since the cost of harvest increased the total cost and the thinning revenue was not very significant (low volume – TABLE 3). For average site (25 m) the results showed that just 1 thinning is the most profitable management regime for NPV, EAE and IRR values.

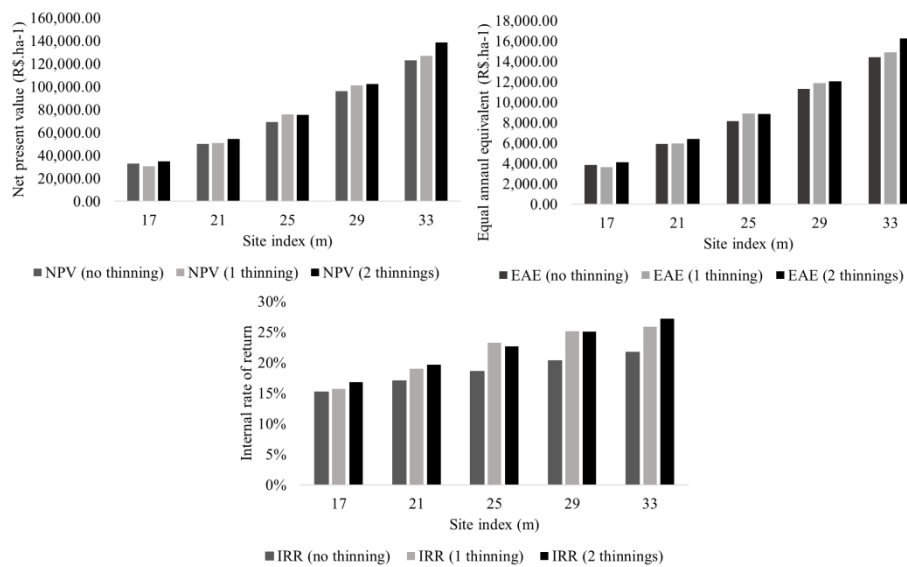


Figure 1 Net present value, Equal annual equivalent and Internal rate of return for all management situations and site indexes for African mahogany investments in Brazil.

Sensitivity analysis of the model was carried out in order to infer which variables are most important to the realistic prediction of NPV for African mahogany investment. Spearman rank order correlation sensitivity analysis suggests that discount rate (coefficient values up to -0,59), wood sale price for the two most expensive products (veneer and plywood) and volume production of these two products were the most relevant variables for NPV value variation

(FIGURE 2). Note from Figure 2 the relative longer bars at the top show most significant variables while the shorter bars at the bottom the least.

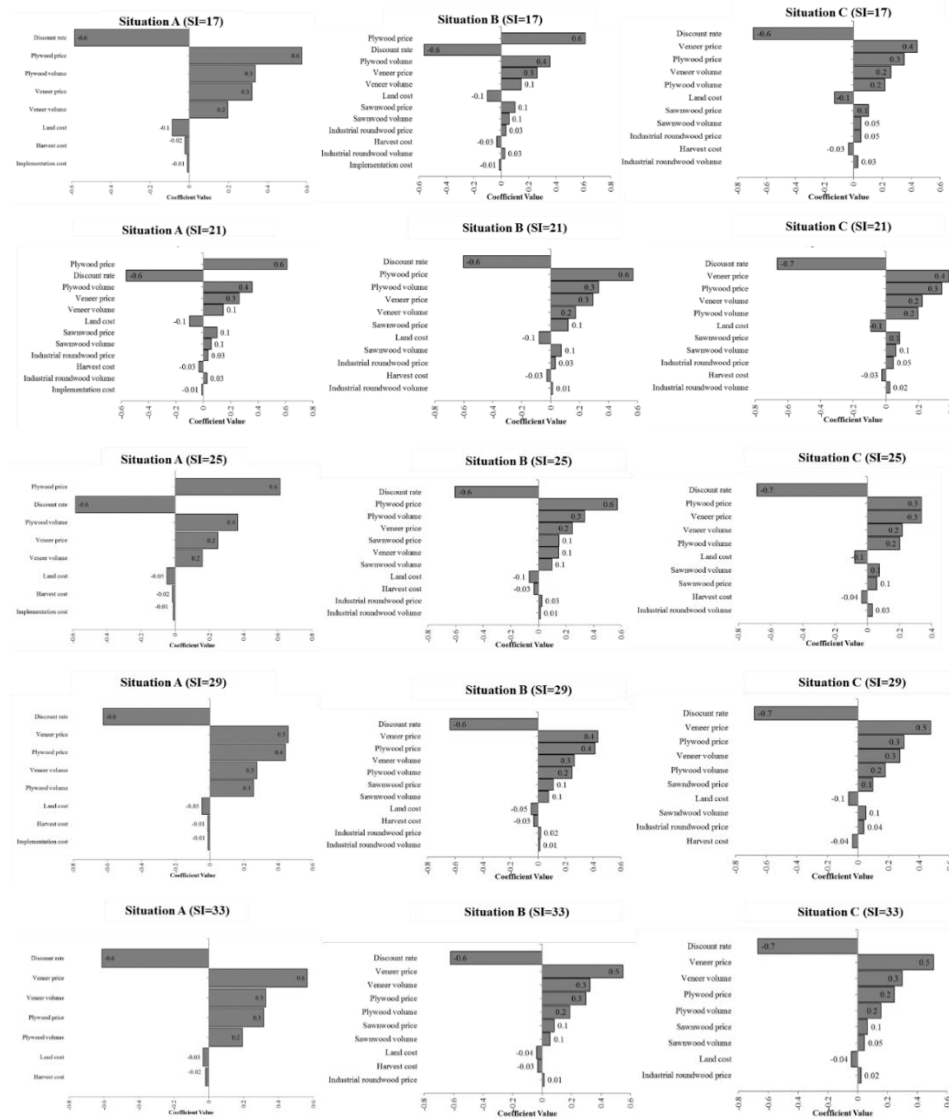


Figure 2 Spearman's rank-order correlation coefficient of the most critical input variables of the stochastic simulation model in relation to the simulated NPV of financial investment projects for situation A (no thinning), B (1 thinning) and C (2 thinnings) in five site indexes of African mahogany.

The negative correlation of the most critical variable that influenced the NPV of the financial investment projects (discount rate) suggest that among other, the increase in discount rate leads to lower NPV. The variables of land cost, harvest cost, and implementation cost also have an inverse relationship with NPV and thus increase the risk level of NPV. Price and volume of wood products had a proportional relationship with NPV and thus decrease the risk level of NPV.

Since discount rate is the most relevant variable for the investment, we carried out a sensitivity analysis varying the values of discount rate (Figure 3). The sensitivity analysis illustrates the negative relationship between NPV and interest rate. For example, in the best site index (33) and best situation (C), the variation of the rate by 10% (from 5% to 15%) results in a profit reduction of R\$297,229 per hectare. Similar behavior also arises in other situations (A and B), confirming the high sensitivity of NPV values when changes in interest rate occurs.

For the site index 17, discount rates up to 15% for all situations lead to a negative return, making the project almost not sustainable economically. For site index 21, discount rates of up to 16% for situation A, 17% for situation B, and 18% for situation C result in an uneconomic project. For site 25, discount rates superior to 18% (situation A), and 20% (situations B and C), lead to negative NPV values. For site index 29, discount rates of up to 19% (situation A), and 22% (situations B and C) result in negative NPV values. Finally, for site index 33, discount rates superior to 20% (situation A), 23% (situation B), and 24% (situation C) lead to negative NPV values.

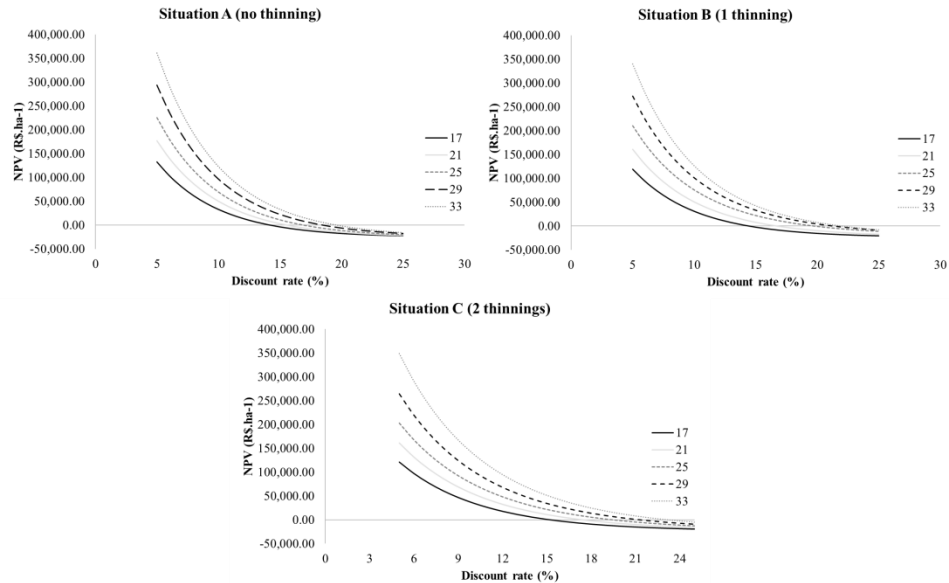


Figure 3 Variation of NPV values as a function of the discount rate applied to African mahogany projects in 3 management regimes and different site indexes.

A relevant method to evaluate an investment project is the net present value (NPV). However, if the project is profitable ($NPV > 0$) in a more likely scenario, it is important to obtain information about the robustness of the result to support decision-making in the risk assessment of a project (VAN GROENENDAAL, 1998). By analyzing the cumulative frequency of the NPV trough a Monte Carlo simulation (FIGURE 4) for all situations, the probability of non-profitability investment is inexistent in 90% of the confidence interval.

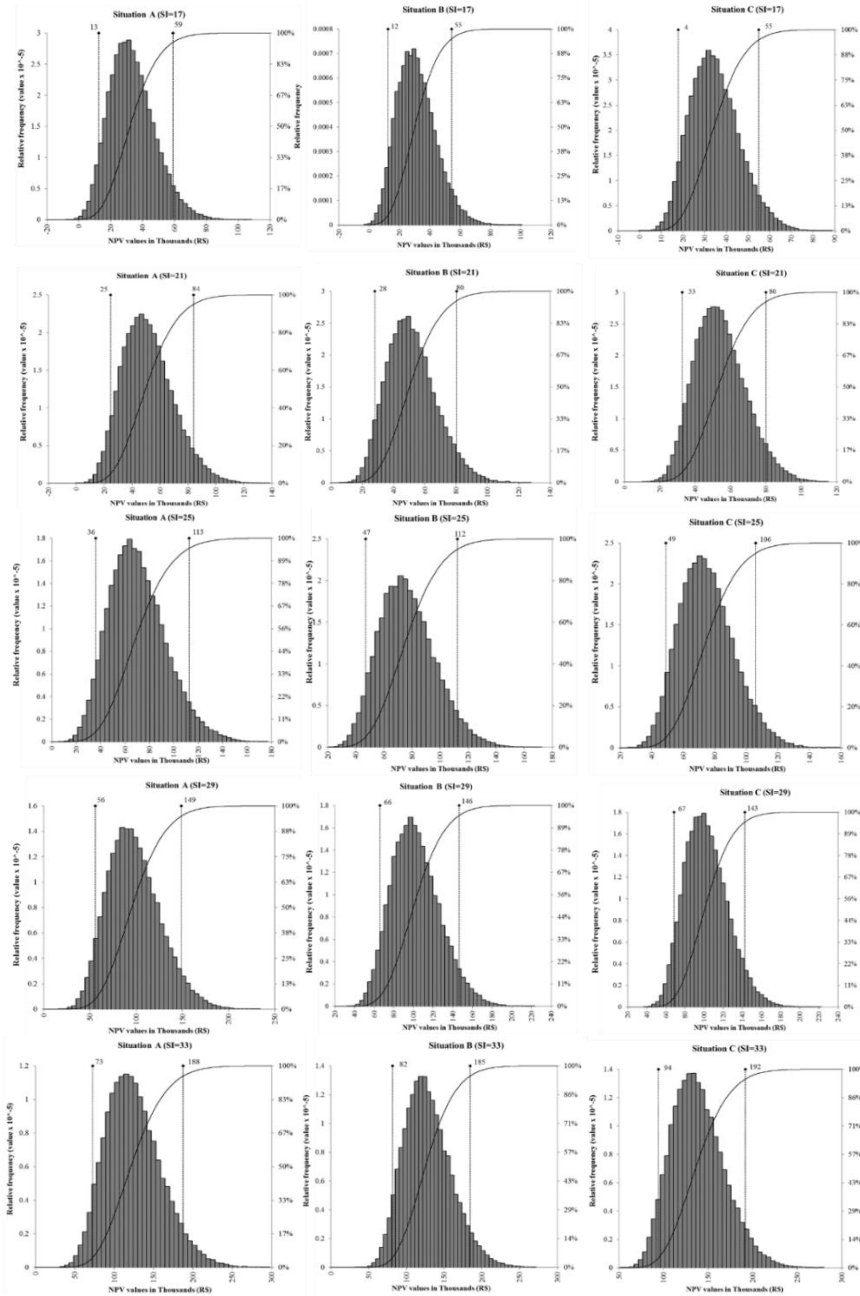


Figure 4 Relative and cumulative frequency of the simulated NPV for the financial investment project of African mahogany in 3 management regimes situation for 5 sites indexes (vertical lines represent 90% of the confidence interval).

The risk is higher for lower productive sites, especially for site 17, although all situations lead to a positive NPV, the management regime without thinning has lower probability of return (NPV values range from R\$13,000 to 59,000 for situation A) and site index 33 with NPV values ranging from R\$94,000 to 192,000 for situation C. For site index 21 the probability of success is similar for all situations, but with greater values for 2 thinning management regime.

To the best of our knowledge, our research is the first to incorporate financial risk in mahogany plantations economic analysis. Even though we didn't find previous risk analyzes for African mahogany plantations, our estimates were compared with risk results for other forest species. For example, studies carried out with *Eucalyptus* spp. plantations in Brazil for charcoal production had a probability of 25% to obtain a negative NPV (FERNANDES, 2013), 30% according Castro et al. (2007) and 0% as reported by Cordeiro et al. (2010). While for *Pinus radiata* in Chile the negative NPV value had 50% probability of occurrence due to the low productivity site (CARMONA; ARANDA, 2003).

The probability distribution of NVP can be used with success to evaluate the investment risk in African mahogany plantations. Results showed that the probability of occurrence of negative values of NPV were almost zero for all situations (FIGURE 4), and consequently there is little perceived investment risk. Moreover, the most likely value of NPV for the best scenario (site index 33 and situation C) was R\$131,177 per hectare, with values ranging from R\$94,000 to 192,000. These high values confirm the attractive returns for a forestry investment. Cabbage et al. (2014) studying global timber investments and trends during the period of 2005-2011, indicated that Brazil had the greatest increase in timber investment returns during the period examined and reported values of IRRs for *Pinus* species equal 19% to 23% and positive values of NPV.

4 CONCLUSION

The discount rate is the variable that most influence the viability of the project. All site indexes and management regimes tested lead to feasible financial return with NPV and EAE positive values (ranging from R\$30,730 to R\$138,592 and R\$3,609 to R\$16,278, respectively). Although, it is important to highlight the variability of the data base and the many assumptions adopted in the present work, the return can vary according the stands site, regime of fertilization, irrigation and other silvicultural activities.

The Monte Carlo simulation showed that the probability of an unfeasible investment is almost zero, highlighting African mahogany as a great forest investment since it provides high values of internal interest rates (15%–27%), superior to most market rates of return.

REFERENTIAL

ARNOLD, U.; YILDIZ, O. Economic risk analysis of decentralized renewable energy infrastructures - A Monte Carlo Simulation approach. **Renewable Energy**, v. 77, p. 227-239, 2015. DOI: 10.1016/j.renene.2014.11.059.

BCB – Banco Central do Brasil. **Cotações**. Available: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/taxas/ingl/ptaxnpesq.asp?id=quotations>>. Access: december 6th of 2016.

BNDES – Banco Nacional do Desenvolvimento. **BNDES Florestal**. Available: <<http://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/produto/bndes-florestal>>. Access: december 6th of 2016.

BROWN, J. A.; WOOLONS, R. C.; MANLEY, B. R. **Estimating Uncertainty in the Kyoto Compliant Carbon Accounting System for New Zealand's Planted Forests**. Report to Climate MAF (University of Canterbury Technical Report UCMS2005/7). 2005. 20 p.

CARMONA, E. A.; ARANDA, F. D. Análisis del riesgo en la gestión forestal e inversiones silviculturales: una revisión bibliográfica. **Bosque**, Valdivia, v. 24, n.1, p.113-124, 2003.

CASTRO, R. R.; SILVA, M. L.; LEITE, H. G.; OLIVEIRA, M. L. R. Rentabilidade econômica e risco na produção de carvão vegetal. **Cerne**, Lavras, v. 13, n. 4, p. 353-359, 2007.

CORDEIRO, S. A.; SILVA, M. L.; JACOVINE, L. A. G.; VALVERDE, S. R.; SOARES, N. S. Contribuição do fomento do órgão florestal de Minas Gerais na lucratividade e na redução de riscos para produtores rurais. **Árvore**, Viçosa, v. 34, n. 2, p. 367-376, 2010.

CUBAGGE, F.; DAVIS, R.; FREY, G.; BEHR, D. C. **Financial and Economic Evaluation Guidelines for Community Forestry Projects in Latin America**. Washington, DC: Program on Forests (PROFOR) and the World Bank, Latin America and the Caribbean region, 2013. 57 p.

CUBBAGE, F.; DONAGH, P. M.; BALMELLI, G.; OLMOS, V. M.; BUSSONI, A.; RUBILAR, R.; DE LA TORRE, R.; LORD, R.; HUANG, J.; HOEFLICH, V. A.; MURARA, M.; KANIESKI, B.; HALL, P.; YAO, R.; ADAMS, P.; KOTZE, H.; MONGES, E.; PÉREZ, C. H.; WIKLE, J.; ABT, R.; GONZALEZ, R.; CARRERO, O. Global timber investments and trends, 2005-2011. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v. 44, p. 1-12, 2014.

DUERR, W. A. **Fundamentals of Forestry Economics**. New York: McGraw Hill, 1960. 579 p.

IBÁ – Brazilian Tree Industry 2015: a report of the Brazilian Tree Industry. **Relatório Anual 2016**. Available: http://iba.org/images/shared/Biblioteca/IBA_RelatorioAnual2016_.pdf.>. Access: november 30th of 2016. 2016.

ITTO – International Tropical Timber Organization. **Tropical Timber Market Report**. Available: <https://itto-d2.r-cms.jp/files/user/mis/MIS_1-15November2016.pdf>. Access: november 30th of 2016. 2016a.

ITTO. **Annual Review Statistics Database**. Available: <http://www.itto.int/annual_review_output>. Access: october 3rd of 2016. 2016b.

FERNANDES, M. L. Estudo da rentabilidade e risco da produção de eucalipto para energia em Minas Gerais. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 43, n. 6, 2013.

FIGUEIREDO FILHO, A.; KOHLER, S. V.; FELDE, J. L.; DIAS, A. N. Dinâmica do afilamento do tronco e da produção de madeira em plantios de *Araucaria angustifolia*. **Cerne**, Lavras, v. 20, n. 4, p. 595-603, 2014.

FISCHER, F.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; MELLO, J. M. de; MAESTRI, R. Exatidão dos modelos polinomiais não-segmentados e das razões entre volumes para representar o perfil do tronco de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 167-188, 2001.

GOMES, F. S. **A seleção de regimes de manejo mais rentáveis em *Pinus taeda* L. na produção de madeira para papel e celulose**. 1999. Tese. 154 p. (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Paraná, PR, 1999.

GREGERSEN, H.; CONTREAS, A. **Economic assessment of forestry project impacts**. FAO Forestry Paper 17, 1992, 193 p.

HIESL, P.; CRANDALL, M. S.; WEISKITTEL, A.; BENJAMIN, J. G.; WAGNER, R. G. Evaluating the long-term influence of alternative commercial thinning regimes and harvesting systems on projected net present value of precommercially thinned spruce–fir stands in northern Maine. **Canadian Journal of Forest Research**, e-First Article, p. 203-214, 2016.

HOLOPAINEN, M.; MÄKINEN, A.; RASINMÄKI, J.; HYYTIÄINEN, K.; BAYAZIDI, S.; VASTARANTA, M.; PIETILÄ, I. Uncertainty in Forest Net Present Value Estimations. **Forests**, v. 1, p. 177-193, 2010.

LANGAT, D. K.; CHEBOIWO, J. K.; MUCHIRI, M. N. Financial analysis of growing *Eucalyptus grandis* for production of medium size power transmission poles and firewood in Kenya. **African Journal of Agriculture and Utilisation of Natural Resources for Sustainable Development**, v. 1, n. 1, p.38-45, 2015.

MUDAS NOBRES. **Você sabia que um campo de futebol de Mogno Africano rende até 500 mil reais?** Available: <<http://mudasnobres.com.br/investimento-mogno-africano>>. Accessed: 13 jul. 2016.

PALISADE CORPORATION, **@RISK 5.5**: Professional, Palisade Corporation, N.Y. 2009.

PINHEIRO, A. L.; COUTO, L.; PINHEIRO, D. T.; BRUNETTA, J. M. F. C. **Ecologia, silvicultura e tecnologia de utilizações dos mognos-africanos (*Khaya spp.*)**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Agrossilvicultura, 2011. 102 p.

REZENDE, J. L. P.; PADUA, C. T. J.; OLIVEIRA, A. D.; SCOLFORO, J. R. S. Análise econômica de fomento florestal com eucalipto no estado de Minas Gerais. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 3, p. 221-231, 2006.

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; TOMÉ, M.; SCOLFORO, J. R. S. Site quality curves for African mahogany plantations in Brazil. **Cerne**, v. 22, n 4, p.439-448, 2016.

RIBEIRO, A.; FERRAZ FILHO, A. C.; SCOLFORO, J. R. Compatible system of equations to predict diameter class production for *Khaya ivorensis* stands. **Manuscript in preparation**, 2017.

SIMÕES, D.; MOSQUERA, G. A. D.; BATISTELA, G. C.; PASSOS, J. R. S.; FENNER, P. T. Quantitative Analysis of Uncertainty in Financial Risk

Assessment of Road Transportation of Wood in Uruguay. **Forests**, v.7, n. 130, p.1-11, 2016.

SOARES, P.; TOMÉ, M.; SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Evaluating a growth model for forest management using continuous forest inventory data. **Forest Ecology and Management**, v.71, p. 251-265, 1995.

VAN GROENENDAAL, W.J.H. Estimating NPV variability for deterministic models. **European Journal of Operational Research**, v. 107, p. 202-213, 1998.

WAGNER, J. E.; KIERNAN, D.; BAVILACQUA, E. Economically derived yields for even- and uneven-aged stands. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 43, p. 691-698, 2013.