



**MÁRIO SEBASTIÃO TUZINE**

**DIVERSIDADE, DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL, MODELAGEM  
E MANEJO DE UM FRAGMENTO FLORESTAL EM  
MOÇAMBIQUE COM PREDOMINÂNCIA DE *Androstachys  
johnsonii* Prain.**

**LAVRAS - MG  
2021**

**MÁRIO SEBASTIÃO TUZINE**

**DIVERSIDADE, DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL, MODELAGEM E MANEJO DE UM  
FRAGMENTO FLORESTAL EM MOÇAMBIQUE COM PREDOMINÂNCIA DE  
*Androstachys johnsonii* Prain.**

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

Prof. Dr. Natalino Calegario

Orientador

**LAVRAS- MG  
2021**

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

Tuzine, Mário Sebastião.

Diversidade, distribuição espacial, modelagem e manejo de um fragmento florestal em Moçambique com predominância de *Androstachys johnsonii* Prain. / Mário Sebastião Tuzine. – 2018.  
105 p. : il.

Orientador: Natalino Calegario

Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Lavras, 2018.

Bibliografia.

1. Fitossociologia. 2. Variograma. 3. Redes Neurais Artificiais. I. Calegario, Natalino. II. Título.

**MÁRIO SEBASTIÃO TUZINE**

**DIVERSIDADE, DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL, MODELAGEM E MANEJO DE UM  
FRAGMENTO FLORESTAL EM MOÇAMBIQUE COM PREDOMINÂNCIA DE  
*Androstachys johnsonii* Prain.**

**DIVERSITY, SPATIAL DISTRIBUTION, MODELING, AND MANAGEMENT OF A  
FOREST FRAGMENT IN MOZAMBIQUE, WITH A PREDOMINANCE OF  
*Androstachys johnsonii* Prain.**

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

APROVADA em 09 de outubro de 2018.

Prof. Dr. Fausto Weimar Acerbi Junior	UFLA
Prof. Dr. Bruno Henrique Groenner Barbosa	UFLA
Prof. Dr. Marcelo Silva de Oliveira	UFLA
Prof. Dr. Adriano Ribeiro de Mendonça	Universidade Federal do Espírito Santo

Prof. Dr. Natalino Calegario  
Orientador

**LAVRAS- MG  
2021**

À minha esposa Tima Abdul Remane Tuzine,  
aos meus filhos queridos Cleyber Wayney Rooney Tuzine,  
em memória de minha mãe Maria Enoque Tovela e de meu pai Sebastião Zicuimane,  
aos meus irmãos Antonio e Milagre Sebastião Tuzine.

**Dedico.**

## **AGRADECIMENTOS**

À Universidade Federal de Lavras (UFLA) e ao Departamento de Ciências Florestais (DCF), pela oportunidade de realizar o Doutorado.

Ao orientador Professor Natalino Calegario, pela dedicação, interesse e pronta disponibilidade na condução deste trabalho.

Aos professores Prof. Dr. Fausto Weimar Acerbi Junior, Prof. Dr. Bruno Henrique Groenner Barbosa, Prof. Dr. Marcelo Silva de Oliveira, Prof. Dr. Adriano Ribeiro de Mendonça pela amizade, contribuição e ajuda na concretização deste trabalho.

Ao MTC-Moçambique e CNPq pela concessão da bolsa de estudos, assim como ao ISPG por me permitir ausentar-me para fazer o doutorado.

Aos colegas Joyce, Isaak, Miriam, Elliezer, Daniel Dantas, Anderson Batista, Aline.

Aos professores e funcionários (Dona Chica, Juliano, entre outros) do Programa de Engenharia Florestal da UFLA.

## RESUMO

Inventário é uma ferramenta importante para o manejo e a gestão operacional florestal, contudo essa técnica necessita de alguns instrumentos auxiliares que podem fornecer melhores estimativas na modelagem dos dados, tais como a análise fitossociológica, geoestatística, relação hipsométrica, distribuição diamétrica e a prescrição de manejo. *Androstachys johnsonii* Prain (Euphorbiaceae) é uma espécie endêmica da África Austral, bastante explorada e ameaçada ao Sul de Moçambique. A fim de avaliar o desempenho de modelos espaciais, redes neurais artificiais e modelos de regressão não lineares, para a estimativa de variáveis biométricas, a partir de dados de inventário florestal, foram instaladas 79 Unidades Amostrais UA temporárias, de 0,2 ha cada. Em todas as UA, foram medidas as árvores com diâmetro à altura do peito maior que 10 cm. Foram registrados 4978 indivíduos, representando 41 espécies e 17 famílias. A família dominante foi Fabaceae com 14 espécies, seguida por Anacardiaceae, Combretaceae, Euphorbiaceae e Loganiaceae, com três espécies cada. A área basal média foi relativamente baixa ( $15,72 \text{ m}^2\text{ha}^{-1}$ ), acompanhada por baixos níveis de diversidade de espécies de Shannon-Wiener ( $H' = 1,08$ ) e índice uniformidade ( $J = 0,61$ ), demonstrando a ocorrência de uma monodominância. A análise geoestatística indicou um gradiente das variáveis biométricas, aumentando da região Sul até o Norte. As redes neurais demonstraram melhor desempenho, para a estimativa de altura total com erro menor que 2,4m, todavia a inclusão das covariantes também melhorou as estimativas, obtendo um erro igual a 2,5m. O modelo biexponencial apresentou melhor performance, quando comparado com o geralmente usado (Meyer–Liocourt), sendo recomendado para florestas desbalanceadas.

**Palavras-chave:** Fitossociologia. Variograma. Redes Neurais Artificiais. Modelos não lineares.

## ABSTRACT

Inventory is an essential tool for forest management and operational management. However, this technique requires some additional tools to provide better estimates in data modeling, such as phytosociological analysis, geostatistics, hypsometric relationship, diametric distribution, and management prescription. *Androstachys johnsonii* Prain (Euphorbiaceae) is an endemic species in southern Africa widely exploited and threatened in southern Mozambique. This paper's objective was to assess the performance of spatial models, artificial neural networks, and nonlinear regression models to estimate biometric variables from forest inventory data. We installed 79 temporary Sample Units (SU) of 0.2 ha each and measured the trees with a diameter at breast height greater than 10 cm. We recorded 4978, representing 41 species and 17 families. Fabaceae was the dominant family, with 14 species, followed by Anacardiaceae, Combretaceae, Euphorbiaceae, and Loganiaceae, with three species each. The average basal area was relatively low ( $15.72 \text{ m}^2\text{ha}^{-1}$ ), accompanied by low levels of diversity of Shannon-Wiener species ( $H'=1.08$ ) and uniformity index ( $J=0.61$ ), indicating the occurrence of a monodominance. The geostatistical analysis revealed a gradient of biometric variables, increasing from the southern to the northern regions. The neural networks showed better performance for estimating total height, with an error of less than 2.4 m. However, the inclusion of covariants also improved the estimates, obtaining an error equal to 2.5 m. The biexponential model showed a better performance than the one generally used (Meyer–Liocourt), thus being recommended for unbalanced forests.

**Keywords:** Phytosociology. Variogram. Artificial Neural Networks. Nonlinear models.



## LISTA DE FIGURAS

### PRIMEIRA PARTE

Figura 1 - Semivariograma experimental típico. ....	20
Figura 2 - Modelos espaciais ajustados ao semivariograma. ....	22
Figura 3 - Representação simplificada de um neurônio. ....	24
Figura 4 - Representação simplificada de um neurônio. ....	25

### SEGUNDA PARTE – ARTIGOS

#### ARTIGO 1

Fig. 1 Location of study area .....	32
Fig. 2 Diametric distribution (a) Distribution of all species and (b) Distribution by species ..	38
Fig. 3 Vertical distribution of species by height class .....	38
Fig. 4 Occurrence of species by family .....	39
Fig. 5 Spatial dependence on the basal area .....	40
Fig. 6 Basal area map after data interpolation by ordinary kriging .....	40

#### ARTIGO 2

Figura 1 - Localização de área de estudo. ....	49
Figura 2 - Semivariogramas experimentais e modelos ajustados para os dados de todas as espécies e de <i>A. jonhsonii</i> . ....	53
Figura 3 - Semivariogramas experimentais e modelos ajustados para os dados de outras espécies. ....	55
Figura 4 - Mapas de Krigagem das variáveis dendrométricas para todas as espécies. ....	56
Figura 5 - Mapas de Krigagem das variáveis dendrométricas para a espécie <i>A. Jonhsonii</i> . ....	56
Figura 6 - Mapas de <i>Krigagem</i> das variáveis dendrométricas para todas as espécies, excluindo <i>A. jonhsonii</i> . ....	57

#### ARTIGO 3

<b>Figura 1.</b> Localização de area de estudo .....	66
<b>Figura 2.</b> Arquitetura da RNA <i>Multilayer Perceptron</i> (MLP). ....	69

<b>Figura 3.</b> Dispersão dos erros percentuais das estimativas da altura total em função dos valores ajustados da altura total .....	73
<b>Figura 4.</b> Gráficos dos modelos não lineares ajustados .....	74
<b>Figura 5.</b> Dispersão dos erros percentuais das estimativas da altura total pelas redes neurais artificiais (y), em função dos valores ajustados da altura total (x).....	77
<b>Figura 6.</b> Estimativas da altura total pelas redes neurais artificiais (y), em função dos valores observados da altura total (x) .....	78

#### ARTIGO 4

<b>Figura 1.</b> Localização de area de estudo .....	89
<b>Figura 2.</b> Freqüência observada e ajustada pelo modelo de Meyer e biexponencial para todas as espécies amostradas.( Obser- freqüência observada, Meyer- freqüência estimada pela equação de Meyer e Biexp- freqüência estimada pela equação biexponencial).....	92
<b>Figura 3.</b> Freqüência observada e ajustada pelo modelo de Meyer e biexponencial para <i>Androstachys johnsonii</i> . (Obser- freqüência observada, Meyer - freqüência estimada pela equação de Meyer e Biexp- freqüência estimada pela equação biexponencial).....	92
<b>Figura 4.</b> Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 32,5cm correspondente a 60% da área basal remanescentes. ....	95
<b>Figura 5.</b> Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 37,5cm correspondente 70% da área basal remanescentes. ....	95
<b>Figura 6.</b> Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 42,5cm correspondente 80% da área basal remanescentes. ....	96
<b>Figura 7.</b> Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 32,5 cm correspondente 63% da área basal de <i>Androstachys johnsonii</i> . ....	98
<b>Figura 8.</b> Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 37,5 cm correspondente 75% da área basal de <i>Androstachys johnsonii</i> . ....	98

**Figura 9.** Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 42,5 cm correspondente 85% da área basal de *Androstachys johnsonii*..... 99

## LISTA DE TABELAS

### SEGUNDA PARTE – ARTIGOS

#### ARTIGO 1

Table 1	Proportion of soil texture and chemical properties of the monodominant forest of <i>Androstachys johnsonii</i> (Mean and standard deviation) .....	35
Table 2	List of inventoried tree species and their respective attributes, where: N = number of individuals of species; ADo = absolute dominance; AD = absolute density, RD = relative density, absolute frequency (AF), RF = relative frequency, RDo = relative dominance, IVI-200 = importance value index (RD +RDo), IVI-300 = importance value index (RD + RF + RDo) and RSP = relative sociological position.....	36
Table 3	Estimated parameters for the three models tested and respective spatial dependence (SD), Nugget effect ( $\tau^2$ ), threshold ( $\sigma^2$ ); range ( $\theta$ ), square root of mean quadratic error (RMSE), Akaike information criterion (AIC).....	39

#### ARTIGO 2

Tabela 1 -	Estatísticas descritivas do número de árvores (N), área basal (G), altura dominante (Hdom), volume (V) e diâmetro à altura de peito (DAP) das 79 UA amostradas.....	51
Tabela 2 -	Parâmetros estimados para os três modelos testados, dependência espacial (SD), raiz quadrada de erro de quadrático médio (RMSE) e Critério de informação Akaike (AIC), em que: $\tau^2$ = efeito pepita , $\sigma^2$ = patamar; $\theta$ = alcance. ....	52

#### ARTIGO 3

<b>Tabela 1.</b>	Análise descritiva das variáveis usadas no ajuste de modelos não lineares e RNAs .....	71
<b>Tabela 2.</b>	Estimativas e erro padrão das equações da altura em função da DAP. ....	72
<b>Tabela 3.</b>	Estimativas dos parâmetros e as estatísticas de ajuste para os modelos não lineares modificados com a inclusão de covariantes. ....	75
<b>Tabela 4.</b>	Comparação dos modelos não lineares modificados com a inclusão de covariantes. ....	76
<b>Tabela 5.</b>	Estimativas dos parâmetros e as estatísticas de ajuste de RNAs .....	77

#### ARTIGO 4

<b>Tabela 1.</b> Parâmetros estimados e critérios de informação estatística para as equações ajustadas.....	91
<b>Tabela 2.</b> Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 32,5cm correspondente a 60% da área basal remanescentes. ....	93
<b>Tabela 3.</b> Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 37,5cm correspondente à 70% da área basal remanescente.....	93
<b>Tabela 4.</b> Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 42,5cm correspondente à 80% da área basal.....	94
<b>Tabela 5.</b> Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 32,5 cm correspondente à 63% da área basal de <i>Androstachys johnsonii</i> . ....	96
<b>Tabela 6.</b> Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 37,5 cm correspondente à 75% da área basal de <i>Androstachys johnsonii</i> . ....	97
<b>Tabela 7.</b> Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 42,5 cm correspondente 85% da área basal de <i>Androstachys johnsonii</i> . ....	97
<b>Tabela 8.</b> Outras prescrições de manejo em outras regiões e a atual.....	101

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	14
2	OBJETIVOS.....	16
2.1	Objetivo Geral.....	16
2.2	Específicos.....	16
2.3	Problema de estudo.....	16
3	REFERENCIAL TEÓRICO.....	17
3.1	A espécie <i>Androstachys johnsonii</i> .....	17
3.2	Parâmetros fitossociológicos para a caracterização da composição florística .....	18
3.3	Geoestatística.....	19
3.4	Modelagem.....	21
3.4.1	Modelos espaciais.....	21
3.4.2	Modelos de regressão não lineares.....	22
3.4.3	Redes Neurais Artificiais (RNAs).....	24
	REFERÊNCIAS.....	26
	SEGUNDA PARTE - ARTIGOS.....	29
	ARTIGO 1 - DIVERSIDADE E GRADIENTE ESPACIAL DE FLORESTA MONODOMINANTE DE <i>Androstachys johnsonii</i> NA ÁFRICA AUSTRAL .....	29
	ARTIGO 2 - DOMINÂNCIA ESPACIAL DE <i>Androstachys johnsonii</i> , NO SUL DE MOÇAMBIQUE .....	45
	ARTIGO 3- MODELOS NÃO LINEARES E REDES NEURAIIS ARTIFICIAIS NA ESTIMAÇÃO DA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE <i>Androstachys johnsonii</i> EM MOÇAMBIQUE .....	62
	ARTIGO 4 - PRESCRIÇÃO DE MANEJO POR CLASSE DIAMÉTRICA DE UM FRAGMENTO FLORESTAL EM MOÇAMBIQUE .....	85
	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	105

## 1 INTRODUÇÃO

Cerca de 70% do território moçambicano encontra-se coberto por alguma forma de vegetação lenhosa natural ou plantada. Dos 70% dessa cobertura, 51% são definidas nas classes de florestas densas sempre verdes, florestas densas decíduas, florestas abertas, florestas abertas decíduas ou florestas abertas em áreas regularmente inundadas. Os 19 % remanescentes são ocupados por outras formações lenhosas, tais como: matagais, áreas arbustivas, arbustos em áreas úmidas ou mosaicos de florestas com agricultura itinerante (MARZOLI, 2008).

Os inventários florestais são importantes ferramentas utilizadas no diagnóstico do potencial produtivo de florestas. É por meio dos resultados dos inventários florestais que se apoiam decisões importantes acerca da viabilidade de empreendimentos florestais (SOARES; PAULA NETO; SOUZA, 2007). Um dos objetivos básicos do inventário florestal é estimar o volume total de madeira existente, em uma população florestal, sendo a estimativa efetuada a partir de uma amostra retirada desta população. Uma forma de melhorar as estimativas do inventário florestal é utilizar os métodos de estratificação.

Uma das técnicas utilizadas na estratificação é a geoestatística, que considera que a localização das unidades amostrais no espaço exerce influência no comportamento da variável de interesse. A geoestatística é amplamente utilizada para se estimar modelos de incertezas, locais e globais, de variáveis e funções aleatórias representando atributos ambientais do espaço geográfico (BATISTA; COUTO; SILVA FILHO, 2014; ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989; MELLO, 2005). O conhecimento da estrutura de continuidade espacial das características dendrométricas é de fundamental importância para o inventário, bem como para o manejo e o planejamento florestal. A inclusão do efeito da continuidade espacial, nas análises do inventário, proporciona resultados estáveis e seguros, os quais poderão ser utilizados no manejo e no planejamento florestal (MELLO, 2005).

Um modelo de rede neural artificial (RNA) é matemático/estatístico e computacional baseado em redes neurais biológicas. As RNAs são um método de aprendizado supervisionado e usam a aprendizagem de padrões de dados de treinamento para produzir modelos que geram previsões de variáveis de resposta (MASTERS, 1993; NELSON; ILLINGWORTH, 1991). Nos últimos anos, tem havido um aumento substancial do interesse de redes neurais artificiais (RNAs) pelo seu potencial de aprimorar diversas ferramentas em diversas áreas de conhecimento. As RNAs possuem uma abordagem diferente aos problemas, que não contam com relações estatísticas, sendo utilizadas com sucesso, em muitas

aplicações, tais como reconhecimento de padrões, aproximação de função, otimização, previsão, recuperação de dados e controle automático (GOPAL; WOODCOCK, 1996; ZURADA, 1992).

Modelos de regressão lineares e não lineares são investigados para estimar o volume de árvores e do povoamento. No entanto os modelos de redes neurais artificiais (RNA) se mostraram como procedimento alternativo para a análise de regressão, pois a rede é treinada para encontrar o menor erro na relação (DIAMANTOPOULOU, 2005). O uso de RNAs, assim como modelos de regressão não lineares, tem sido pouco testado quanto ao seu desempenho na estimativa de variáveis biométricas em florestas monodominantes.



## 2 OBJETIVOS

### 2.1 Objetivo Geral

Avaliar o desempenho de modelos espaciais, redes neurais artificiais e modelos de regressão não lineares para a estimativa de variáveis biométricas a partir de dados de inventário florestal.

### 2.2 Específicos

- a) Avaliar a estrutura, composição e gradiente espacial de uma floresta monodominante;
- b) Comparar a distribuição espacial das variáveis biométricas para (a) todas as espécies, (b) a espécie dominante e (c) todas as espécies excluindo a dominante;
- c) Analisar a exatidão de modelos de regressão não lineares com ou sem covariantes e Redes Neurais Artificiais para estimar a altura total de árvores da espécie monodominante *Androstachys johnsonii*;
- d) Analisar as funções exponencial de Meyer e biexponencial para a prescrição do manejo da floresta monodominante por meio de cortes seletivos.

### 2.3 Problema de estudo

Quais são as interrelações científicas entre as variáveis descritivas explicadoras do fenômeno florestal nativo que podem embasar cientificamente a gestão e manejo florestal da floresta nativa?

### 3 REFERENCIAL TEÓRICO

#### 3.1 A espécie *Androstachys johnsonii*

O gênero *Androstachys* ocorre na África tropical e Austral. No Sul da África ocorre em Moçambique, Suazilândia, Botswana, África do Sul e Zimbabwe, na região entre 26°S e 32°E, representado pela espécie *Androstachys johnsonii* Prain (VAN WYK; VAN WYK, 1997).

*Androstachys johnsonii* é uma árvore de médio a longo porte com 14 a 17 metros de altura, com uma copa oblonga, um tronco geralmente reto com 7 a 9 metros de comprimento e o diâmetro nos indivíduos adultos atinge 45 a 60 cm. As folhas são ovadas obtusas, com margens inteiras, simples e opostas com 3 a 5 cm de comprimento e 2.5 a 4 cm de largura, uma estipula de 1.5 cm de comprimento e um pecíolo de 1.5 a 2 cm de comprimento. O tronco é sempre verde com ramúsculos acamados-piloso seríceos angulados nos articulados. A inflorescência é em cacho terminal de cor amarela. O fruto é uma cápsula trilocular discente fortemente explosiva de cor castanha quando maduro (PALGRAVE, 1983). A madeira é castanho-amarelada, medianamente pesada, dura (de grande duração), resistente a térmitas e outros insetos depredadores da madeira. Em Moçambique, *Androstachys johnsonii* é utilizada para a construção, marcenaria, para o fabrico de *parquet* e travessas de caminhos-de-ferro. Depois de trabalhada apresenta boa superfície de polimento (SANDE, 1999; VAN WYK; VAN WYK, 1997).

Em Moçambique, a *Androstachys johnsonii* Prain é conhecida como Cimbire, nas províncias de Maputo, Inhambane e Gaza; como Cruce em Nampula, Niassa e Cabo Delgado; como Crusse e M'crusse em Niassa e Nampula. *Androstachys johnsonii* encontra-se no litoral e nas zonas subplanaicas nas províncias de Maputo (Goba), Gaza (Chicualacula, Manjacaze, Chigubo e Mabalane), Manica (Chimoio), Niassa (entre Memba e Baixa Pinda), Inhambane (Funhalouro e Mabote), sendo mais frequente nas planícies ao Sul do país entre os rios Limpopo e Save, e as manchas encontram-se em antigos rios ou estuários (DE KONING, 1993; SANDE, 1999).

Na área de preferência, a precipitação média varia entre 600 a 1000 mm por ano, com relevo de baixa altitude e o clima quente. *Androstachys johnsonii* atinge o ótimo crescimento nas florestas decíduas e semidecíduas em solos rochosos com pedras soltas, arenosos e argilosos e, às vezes, em solos vermelhos (VAN WYK; VAN WYK, 1997).

### 3.2 Parâmetros fitossociológicos para a caracterização da composição florística

A frequência expressa a presença ou ausência da espécie nas unidades de amostragem e pode ser expressa em termos de valores absolutos ou relativos. A frequência absoluta expressa-se em termos de número de parcelas de amostragem, nas quais uma das espécies ocorreu. A frequência relativa manifesta-se, em termos percentuais, indicando a presença ou ausência da espécie, em relação à soma de todas as frequências absolutas das parcelas, que se consideram iguais a 100%. Valores altos de frequência (61%-100%) indicam uma composição florística homogênea, valores baixos (1%-40%) indicam alta heterogeneidade (LAMPRECHT, 1990; RIBEIRO *et al.*, 2002).

A abundância mede a participação das espécies de uma comunidade, numa determinada área geográfica e pode ser expressa em termos absolutos ou relativos. Abundância absoluta é apresentada, em termos de números totais de indivíduos, pertencentes a uma dada espécie por hectare e a relativa é a percentagem de cada espécie, em relação ao número total de indivíduos, considerando o número de indivíduos totais iguais a 100% (KREBS, 1989; LAMPRECHT, 1990; RIBEIRO *et al.*, 2002).

A dominância é estimada, por meio do somatório das áreas basais dos troncos, visto que existe uma correlação linear entre os diâmetros das copas e do tronco. É normalmente representada em  $m^2ha^{-1}$ , pode ser absoluta ou relativa. Absoluta é dada pelo somatório das áreas basais de todos os indivíduos da espécie, ao passo que a relativa é a participação percentual de uma espécie no total da área basal e varia entre 0-100% (LAMPRECHT, 1990; RIBEIRO *et al.*, 2002).

O valor de importância da espécie indica a importância estrutural de uma espécie dentro de um número vasto de espécies e é calculado pelo somatório de três parâmetros nomeadamente: abundância relativa, frequência relativa e dominância relativa. Esse parâmetro permite comparar os pesos ecológicos das espécies, num determinado tipo florestal, isto é, uma indicação da diferença ou semelhança entre povoamentos quanto à estrutura e composição, às características do sítio e à dinâmica dos povoamentos (RIBEIRO *et al.*, 2002).

O Índice Shannon-Weiner ( $H'$ ) é influenciado pela riqueza de espécies e pela sua equitabilidade, é mais sensível às espécies raras, pois esse índice torna-se elevado se tiver um grande número de espécies raras. A magnitude do índice ( $H'$ ) é influenciado pelo número de espécies  $K$  e, teoricamente, diz-se que a diversidade de  $K$  é máxima quando dada pela expressão  $H' = \log K$  (KREBS, 1989; MAGURRAN, 1988).

O Índice de Simpson indica a probabilidade de dois indivíduos retirados ao acaso da comunidade pertencerem a espécies diferentes. Esse índice dá mais importância às espécies mais abundantes na amostra (MAGURRAN, 1988).

### 3.3 Geoestatística

A geoestatística é considerada como um ramo da estatística espacial que estuda a relação de uma variável regionalizada com ela mesma em outra posição (CRESSIE, 1993). Até o início dos anos 1960, as análises de dados eram realizadas com base na hipótese de independência estatística ou distribuição espacial aleatória. Porém a hipótese de aleatoriedade dos dados não pode ser assumida antes que se avalie a inexistência de correlação entre os pontos amostrais (VIEIRA, 2000).

Uma das funções mais utilizadas na geoestatística, para a determinação da dependência espacial de variáveis, é a função de semivariância, que gera o semivariograma. O semivariograma experimental é um gráfico que expressa a variabilidade espacial entre as amostras, sendo uma função que só depende do vetor  $h$ , distância entre os pares de casos amostrados.

O estimador da função semivariância, para variáveis regionalizadas, é apresentado na Equação 1 (MATHERON, 1963):

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum [Z(s_j) - Z(s_i)]^2 \quad (1)$$

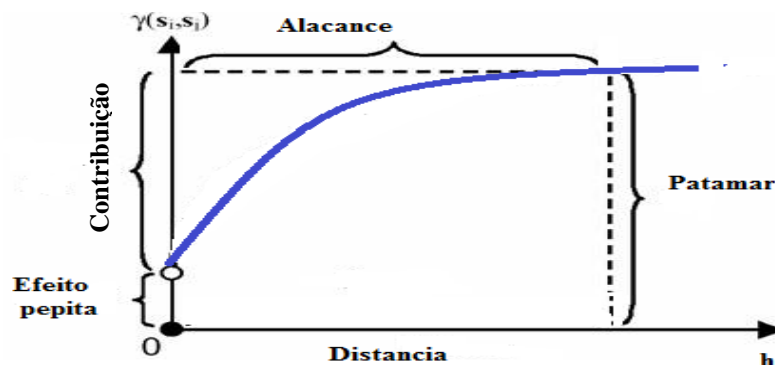
$V(s_j, s_i)$  tal que :

$|s_i - s_j| = h$

em que:  $n(h)$  = número de pares em uma mesma distância  $h$ ;

A Figura 1 ilustra um semivariograma experimental com características muito próximas ao ideal. O seu padrão representa o que intuitivamente se espera de dados de campo, isto é, que as diferenças  $\{Z(s_i) - Z(s_i+h)\}$  decresçam à medida que  $h$ , a distância que os separa, decresce. É esperado que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si que aquelas separadas por maiores distâncias. Dessa maneira, espera-se que  $h$  aumente com a distância (ANDRADE *et al.*, 2005; MACHADO *et al.*, 2007).

Figura 1 - Semivariograma experimental típico.



Fonte: Adaptado de Andrade *et al.* (2005).

- O *efeito pepita* ( $C_0$  ou  $\tau^2$ ) é a variação aleatória ou não estruturada do fenômeno estudado; quanto menor o efeito pepita, melhor será o processo de inferência.
- A *variação estruturada* ( $C_1$  ou  $\sigma^2$ ) ou *contribuição* ou *partial sill* representa o quanto de variação total ( $\tau^2 + \sigma^2$ ) pode ser explicada pela componente espacial (YAMAMOTO, 2001).
- O *alcance* ( $a$  ou  $\phi$ ) mostra a distância máxima que uma variável está correlacionada espacialmente. Reflete o grau de homogeneização entre unidades amostrais, isto é, quanto maior o alcance, maior será a homogeneidade entre os pontos amostrais (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989; YAMAMOTO, 2001).
- O *patamar* ( $C$ ) é o valor do semivariograma correspondente a seu alcance ( $\phi$ ). Desse ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância.

A krigagem é um método de inferência espacial, que estima dados em pontos não amostrados, a partir de pontos amostrados, considerando a estrutura de dependência espacial do fenômeno. O estimador espacial Krigagem tem como base os dados amostrados da variável regionalizada e as propriedades estruturais do semivariograma obtido a partir dos dados. Esse método foi desenvolvido por Matheron, na década de 1960 e recebeu o nome de krigagem, em homenagem ao engenheiro de minas Sul-Africano Daniel G. Krige, que foi o primeiro a desenvolver e implementar esse método de inferência, em 1951 (LANDIM, 1998), Equação 2.

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i), \text{ com } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (2)$$

Em que:  $\hat{Z}(x_0)$  = valor estimado para o local ( $x_0$ ) não amostrado;  $Z(x_i)$  = valor obtido por amostragem no campo;  $n$  = número de amostras vizinhas; e  $\lambda_i$  = pesos aplicados em cada  $Z(x_i)$ .

A Krigagem produz a melhor estimativa linear não viciada dos dados de um atributo, em um local não amostrado, com a modelagem do variograma.

A krigagem ordinária é geralmente associada com B.L.U.E. (*best linear unbiased estimator*). A krigagem ordinária é ‘linear’ porque suas estimativas são combinações lineares ponderadas dos dados disponíveis; é ‘não-viciada’ porque obtém o valor de erro ou resíduo médio igual a 0; e é ‘melhor’ porque minimiza a variância dos erros (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989, p. 287).

### 3.4 Modelagem

Modelo é uma descrição matemática de um processo ou estado físico, químico ou biológico de um fenômeno. Um modelo idealiza os processos e seus mecanismos, então, podem-se projetar experiências melhores e compreender os resultados. Um modelo obriga a declarar explicitamente os pressupostos atrás das análises (BATES; WATTS, 1988; DRAPER; SMITH, 1998; RATKOWSKY, 1983).

Um modelo matemático não é uma hipótese nem uma teoria. Ao contrário de hipóteses científicas, um modelo não é verificável diretamente por um experimento. Todos os modelos são verdadeiros e falsos. A validação de um modelo gera boas hipóteses testáveis relevantes para problemas (LEVINS, 1966).

#### 3.4.1 Modelos espaciais

Para Journel e Huijbergts (1978), os modelos transitivos mais utilizados são: modelo esférico (*Sph*), modelo exponencial (*Exp*) e modelo gaussiano (*Gau*). Esses modelos estão apresentados na Figura 2 com o mesmo alcance ( $C$ ).

O modelo esférico é dado pela Equação 3. Um outro modelo bastante utilizado é o modelo exponencial, o qual atinge o patamar assintoticamente, com o alcance prático definido como a distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar que a Equação 4 representa. É

um modelo, muitas vezes, usado para modelar fenômenos extremamente contínuos. Semelhante ao modelo exponencial, o modelo gaussiano atinge o patamar assintoticamente e o parâmetro  $a$  é definido como o alcance prático ou distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar (GUIMARÃES, 2004). Caracteriza esse modelo o seu comportamento parabólico próximo à origem, conforme representado na Figura 2. A sua fórmula é dada pela Equação 5.

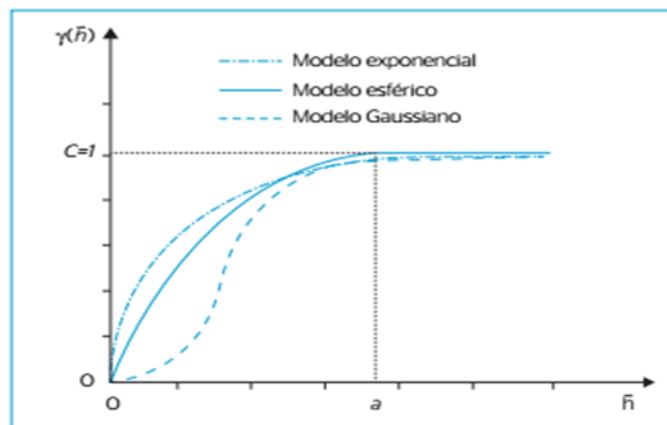
$$\gamma_{\text{sph}}(h) = C_0 + C_1 \left[ \frac{3}{2} \left( \frac{h}{\phi} \right) - \left( \frac{1}{2} \left( \frac{|h|}{\phi} \right)^3 \right) \right] \quad (3)$$

$$\gamma_{\text{exp}}(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp \left( -3 \left( \frac{|h|}{\phi} \right) \right) \right] \quad (4)$$

$$\gamma_{\text{gauss}}(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp \left( -3 \left( \frac{|h|}{\phi} \right)^2 \right) \right] \quad (5)$$

Em que:  $C$  = alcance  $h$  = distância (m) e  $\phi$  = parâmetro de alcance.

Figura 2 - Modelos espaciais ajustados ao semivariograma.



Fonte: Adaptado de Assumpção e Hadlich (2017) e Druck (2002).

### 3.4.2 Modelos de regressão não lineares

A definição de um modelo não linear, apresentada pela maioria dos autores, como Bates e Watts (1988), Draper e Smith (1998) e Ratkowsky (1983), é que a derivada parcial da

variável dependente, com relação a algum parâmetro presente no modelo, é função de pelo menos um parâmetro.

Modelos clássicos simplesmente descrevem a forma geral do conjunto de dados em que se está tentando ajustar uma curva. Os parâmetros do modelo não correspondem necessariamente a um processo biológico, químico ou físico. Em contraste, modelos mecanísticos, como o nome indica, são especificamente formulados, para fornecer uma visão sobre um processo biológico, químico ou físico que é pensado para governar o fenômeno sobre o estudo. Parâmetros derivados de modelos mecanísticos são estimativas quantitativas de propriedades do sistema real, por exemplo, a assíntota de uma relação hipsométrica indica a altura máxima que se pode atingir num povoamento (RATKOWSKY, 1983).

Em estatística, regressão é um método comumente usado que permite explorar e inferir a relação de uma variável resposta com variáveis preditoras específicas. Pode-se atingir esse objetivo, por meio dos bem conhecidos modelos de regressão. Drapper e Smith (1998) classificam os modelos de regressão como: lineares em relação aos parâmetros (a derivada parcial em relação aos parâmetros não depende dos parâmetros); modelos linearizáveis, aqueles que, por meio de alguma transformação, tornam-se lineares e modelos inerentemente não lineares são modelos em que pelo menos uma das derivadas parciais depende de algum parâmetro do modelo (CECON *et al.*, 2012).

Gallant (1987) apresentou uma definição mais geral, em que um modelo linear é apenas um caso particular de um modelo não linear, assim como uma distribuição de qui-quadrado central é apenas um caso particular de uma distribuição de qui-quadrado não central. Mesmo assim, o autor trabalha, no escopo de seu livro, com a definição mais usual apresentada pela maioria dos autores, justificando que já está consagrada na literatura vigente.

Em aplicações mais realistas, especialmente nos casos de crescimento biológico, pode ser necessário ajustar funções não lineares para melhor explicar o processo de crescimento. Ainda, segundo o autor, aplicações de modelos de regressão não linear são típicas em Biologia, quando plantas, ou parte delas e organismos, crescem com o tempo ou a idade, mas há também aplicações em Economia e Engenharia para esses tipos de modelos (REGAZZI, 2003).

Um modelo de regressão não linear é considerado “intrinsecamente linear” se pode ser reduzido a um modelo linear por meio de uma reparametrização apropriada. Pode-se, ainda, usar o termo “intrinsecamente linear” para referir-se a modelos que podem ser linearizados via alguma transformação. Caso não seja possível obter uma reparametrização ou uma

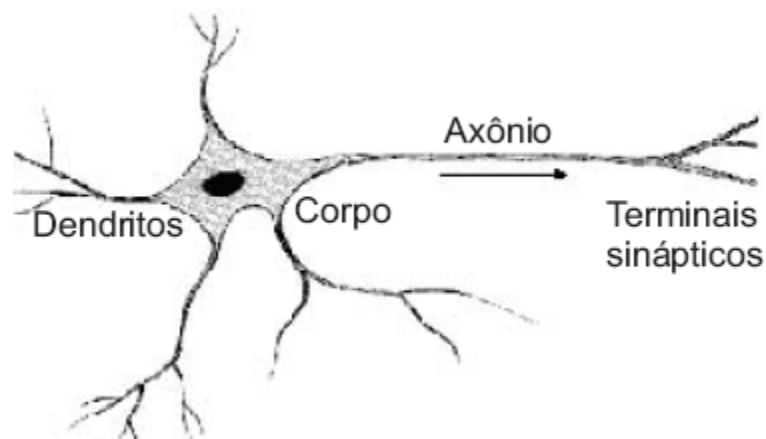


transformação apropriada, que reduza o modelo à forma linear, têm-se os chamados modelos “intrinsecamente não lineares” (MAZUCHELI; ACHCAR, 2002).

### 3.4.3 Redes Neurais Artificiais (RNAs)

O neurônio apresenta uma região que recebe informações de outros neurônios, chamada de árvore dendrítica e outra que repassa o sinal para outros neurônios, chamada de axônio. Os neurônios do córtex, a camada externa do cérebro, são responsáveis pelo processamento cognitivo (Figura 3). Um novo conhecimento ou uma nova experiência pode levar a alterações estruturais no cérebro. Tais alterações são efetivadas, por meio de um rearranjo das redes de neurônios, reforçando ou inibindo algumas sinapses (FERNEDA, 2006; HAYKIN, 2001).

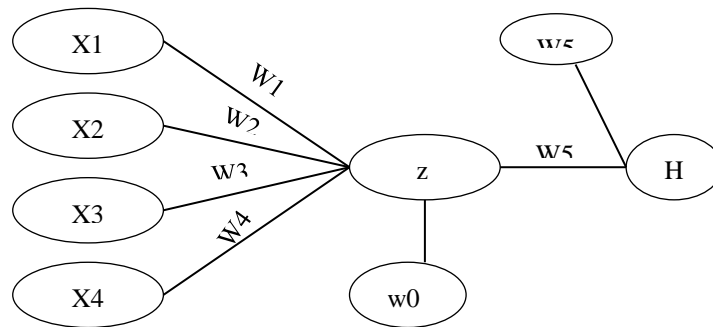
Figura 3 - Representação simplificada de um neurônio.



Fonte: Adaptado de Fernalda (2006).

As redes neurais artificiais são sistemas computacionais paralelos, constituídos por unidades de processamento simples, também denominadas de neurônios artificiais ou nodos, conectadas entre si de maneira específica para desempenhar determinada tarefa (BINOTI, 2010; BINOTI *et al.*, 2012). Os neurônios artificiais são modelos matemáticos simplificados dos neurônios biológicos e processam as informações recebidas e ponderadas por pesos sinápticos, fornecendo uma única resposta (BRAGA; CARVALHO; LUDERMIR, 2007; HAYKIN, 2001). O modelo de neurônio artificial da Figura 4 é uma simplificação do modelo apresentado por Haykin (2001).

Figura 4 - Representação simplificada de um neurônio.



Fonte: Adaptado de FERNEDA (2006).

Uma das propriedades mais importantes de uma rede neural artificial é a capacidade de aprender por intermédio de exemplos e fazer inferências sobre o que aprendeu, melhorando gradativamente o seu desempenho. As redes neurais utilizam um algoritmo de aprendizagem cuja tarefa é ajustar os pesos de suas conexões (BRAGA; CARVALHO; LUDERMIR, 2007).

A arquitetura de uma rede neural restringe o tipo de problema, no qual a rede poderá ser utilizada e é definida pelo número de camadas (camada única ou múltiplas camadas), pelo número de nós em cada camada, pelo tipo de conexão entre os nós (*feedforward* ou *feedback*) e por sua topologia (HAYKIN, 2001).

O *layout* da rede neural mais popular é o *Perceptron* multicamadas. Existe um algoritmo que é central, para o treinamento de *perceptrons* multicamadas: o algoritmo de *back propagation* (BPANN) e que já foi amplamente descrito e utilizado por autores como Fausett (1994), Haykin (1994) e Rumelhart, McClelland e Group (1986).

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, A. R. S. *et al.* Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 29, p. 322-329, 2005.
- ASSUMPÇÃO, H. C. P.; HADLICH, G. M. Estatística descritiva e estacionaridade em variáveis geoquímicas ambientais. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 4, p. 671-677, 2017.
- BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis and its applications**. New York: J. Wiley, 1988.
- BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z.; SILVA FILHO, D. F. da. **Quantificação de recursos florestais: árvores, arvoredos e florestas**. São Paulo: Oficina de Textos, 2014. 384 p.
- BINOTI, D. H. B. *et al.* Redução dos custos em inventário de povoamentos equiâneos utilizando redes neurais artificiais. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v. 8, p. 125-129, 2012.
- BINOTI, M. L. M. S. **Redes neurais artificiais para prognose da produção de povoamentos não desbastados de eucalipto**. 2010. 54 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2010.
- BRAGA, A. P.; CARVALHO, A. P. L. F.; LUDERMIR, T. B. **Redes neurais artificiais: teoria e aplicações**. 2. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2007.
- CECON, P. R. *et al.* **Métodos estatísticos**. Viçosa, MG: Ed. UFV, 2012. 229 p.
- CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: J. Wiley, 1993. 900 p.
- DE KONING, J. **Checklist of vernacular plant names in Mozambique**. Wageningen: Wageningen Agricultural University, 1993. 274 p.
- DIAMANTOPOULOU, M. J. Artificial neural networks as an alternative tool in pine bark volume estimation. **Computers and Electronics in Agriculture**, Oxford, v. 48, p. 235-244, 2005.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3<sup>rd</sup> ed. New York: J. Wiley, 1998. 706 p.
- DRUCK, S. A geoestatística e os sistemas de informações geográficas. **Espaço & Geografia**, Brasília, DF, v. 5, n. 1, p. 1-15, 2002.
- FAUSETT, L. **Fundamentals of neural networks: architectures, algorithms, and applications**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1994.
- FERNEDA, E. Neural networks and its application in information retrieval systems. **Ciência da Informação**, Brasília, DF, v. 35, n. 1, p. 25-30, Apr. 2006.

- GALLANT, A. R. **Nonlinear statistical models**. New York: J. Wiley, 1987. 610 p.
- GOPAL, S.; WOODCOCK, C. Remote sensing of forest change using artificial neural networks. **IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing**, New York, v. 34, n. 2, p. 398-404, Mar. 1996.
- GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. Uberlândia: Ed. UFU, 2004. 77 p. Apostila.
- HAYKIN, S. **Neural networks: a comprehensive foundation**. New York: IEEE Press, 1994.
- HAYKIN, S. **Redes neurais: princípios e prática**. Porto Alegre: Bookman, 2001.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. H. J. **Mining geostatistics**. London: Academic, 1978. 599 p.
- KREBS, C. J. **Ecological methodology**. New York: Harper-Collins, 1989.
- LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos**. Eschborn: Cooperação Técnica-RFA, 1990. 343 p.
- LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: Ed. UNESP, 1998. 226 p.
- LEVINS, R. The strategy of model building in population biology. **American Scientist**, New Haven, v. 54, p. 421-431, 1966.
- MACHADO, L. O. *et al.* Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 31, p. 591-599, 2007.
- MAGURRAN, A. E. **Ecological diversity and its measurement**. Princeton: Princeton University Press, 1988. 179 p.
- MARZOLI, A. **Inventário florestal nacional: avaliação integrada das florestas de Moçambique**. Maputo: DNTF, 2008.
- MASTERS, T. **Practical neural network recipes in C++**. San Diego: Academic Press, 1993.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Lancaster, v. 58, p. 1246-1266, 1963.
- MAZUCHELI, J.; ACHCAR, J. A. Algumas considerações em regressão não linear. **Acta Scientiarum**, Maringá, PR, v. 24, n. 6, p. 1761-1770, 2002.
- MELLO, J. M. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, Lavras, v. 11, n. 2, p. 113-126, 2005.

NELSON, M. N.; ILLINGWORTH, W. T. **A practical guide to neural nets**. Reading: Addison-Wesley, 1991.

PALGRAVE, K. C. **Trees of Southern Africa**. 2<sup>nd</sup> ed. Cape Town: Struik, 1983.

RATKOWSKY, D. A. **Nonlinear regression modeling**. New York: M. Dekker, 1983.

REGAZZI, A. J. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não linear. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v. 50, n. 287, p. 9-26, 2003.

RIBEIRO, N. *et al.* **Manual de silvicultura tropical**. Maputo: Faculdade de Agronomia e Engenharia florestal, 2002. 123 p.

RUMELHART, D. E.; MCCLELLAND, J. L.; GROUP, P. **Parallel distributed processing: foundations**. Cambridge: The MIT Press, 1986. v. 1.

SANDE, L. **Levantamento e caracterização das manchas de *Androstachys johnsonii* em Goba na Província de Maputo**. 1999. 54 p. Dissertação (Licenciatura em Engenharia Florestal) - Universidade Eduardo Mondlane, Maputo, 1999.

SOARES, C. P. B.; PAULA NETO, F. de; SOUZA, A. L. **Dendrometria e inventário florestal**. Viçosa, MG: Ed. UFV, 2007. 276 p.

VAN WYK, B.; VAN WYK, P. **Field guide to trees of Southern Africa**. Cape Town: Struik, 1997.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F. de; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa, MG: SBCS, 2000. v. 1, p. 1-54.

YAMAMOTO, J. K. **Avaliação e classificação de reservas minerais**. São Paulo: EDUSP, 2001. 226 p.

ZURADA, J. M. **Introduction to artificial neural systems**. New York: West, 1992.

**SEGUNDA PARTE - ARTIGOS**

**ARTIGO 1 - DIVERSIDADE E GRADIENTE ESPACIAL DE FLORESTA  
MONODOMINANTE DE *Androstachys johnsonii* NA ÁFRICA AUSTRAL**

**Artigo formatado e submetido ao GeoJournal.**

## Diversity and spatial gradient of forest monodominante of *Androstachys johnsonii* in southern Africa.

### Abstract

*Androstachys johnsonii* Prain (Euphorbiaceae) is an endemic species in southern Africa, highly exploited and threatened plant species in southern Mozambique. A study on the structure, composition and spatial gradient of forest were conducted, among 79 temporary plots of 0,2 ha each. In all of the plots installed, all trees with diameter at breast height (DBH)  $\geq 10$  cm, were measured. The Shannon diversity index, species richness, equitability, species dominance, vertical and horizontal structure were computed to see the variation in tree community among plots, as well as geostatistical analysis. A total of 4978 trees representing 41 species and 17 families were recorded. Fabaceae was the dominant family in the forest with 14 species, followed by Anacardiaceae, Combretaceae, Euphorbiaceae, Loganiaceae, with 3 species each. The basal area was low (15,72 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>), accompanied by low levels of Shannon-Wiener species diversity ( $H' = 1,08$ ) and evenness index ( $J = 0,61$ ) showing monodominance. The spatial gradient showed low basal area at southern region e high at north. *Androstachys johnsonii* dominance were evident in all regions, 74,15% of the individuals (3858 trees).

Key words: monodominance, variogram, geostatistical, Mozambique.

### Resumo

*Androstachys johnsonii* Prain (Euphorbiaceae) é uma espécie endêmica da África Austral, bastante explorada e ameaçada no sul de Moçambique. Este estudo foi realizado com o objetivo de avaliar a estrutura, composição e gradiente espacial de uma floresta dominada por *Androstachys johnsonii*. Foram instaladas 79 unidades amostrais (UA) temporárias, de 0,2 ha cada. Em todas as UA foram medidas as árvores com diâmetro à altura do peito maior que 10 cm. Foram os índices de diversidade de Shannon, riqueza, equitabilidade, dominância de espécies, estrutura vertical e horizontal para avaliar a variação na comunidade de árvores entre as UA, bem como sua distribuição espacial, por meio análise geoestatística. Foram registradas 4978 indivíduos, representando 41 espécies e 17 famílias. A família dominante foi a Fabaceae com um total de 14 espécies, seguida por Anacardiaceae, Combretaceae, Euphorbiaceae e Loganiaceae, com três espécies cada. A área basal média foi relativamente baixa (15,72 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>), acompanhada por baixos níveis de diversidade de espécies de Shannon-Wiener ( $H' = 1,08$ ) e índice uniformidade ( $J = 0,61$ ), demonstrando a ocorrência de uma monodominância. A análise geoestatística indicou um gradiente espacial da área basal, que aumenta da região sul até atingir valores altos no norte. A dominância da espécie *Androstachys johnsonii* foi evidente em todas as regiões, com 74,15% (3.858 árvores) dos indivíduos.

Palavras chaves: monodominância, variograma, geostatística

### Introduction

Southern Africa is known for its high diversity and endemism in many groups of animals and plants. However, in this region and in some cases, this great diversity can be reduced by the dominance of one or a certain group of species. Diversity of a community, generally, refers to species richness, abundance or a combination of both and is the result of the interaction of the species, or community, with the environment and

its adaptation over time. High levels of regional biodiversity are associated with tropical climate and a complex geological and biogeographic history (Margono et al. 2014; Kazmierczak et al. 2016).

Hypotheses indicate that, in climatic regions, forests are considered to be in more productive soils, while the dominance of a single species (monodominance) depends on the unfavorable characteristics of the soil. However, in some studies, when comparing monodominant forests with errors, it does not show any significant difference in the texture and chemical composition of soils (Richards 1996; Hart 1995; Peh et al. 2011a).

The causes of monodominance by some species in forest communities have not yet been fully unraveled. Torti (2001) affirms that it is not just a single ecological mechanism acting, but several factors acting together for the occurrence of these forests. Several biotic and abiotic factors have been mentioned as responsible for the formation and maintenance of monodominant forests. This behavior can be attributed to several factors, such as, in addition to differences in soil, successional phases, demographic changes, changes in use, forestry policies and climate change (Kolb e Diekmann 2004; Stork 2010; Appiah 2013; Kazmierczak et al. 2016).

The results of the structural analyzes, mainly the horizontal structure (density, dominance, frequency, importance value index and cover value), allow to make deductions about the origin, ecological characteristics, dynamism and trends of the future development of the forest (Hosokawa et al. 1998).

*Androstachys johnsonii* is an endemic species of southern Africa. Records point to a worldwide occurrence in only five countries, namely Madagascar, Mozambique, Swaziland, northeastern South Africa and Zimbabwe. This endemism leads to the non-commercialization of wood in most countries where it occurs. However, in Mozambique, since the 1960s, this species has been highly exploited, having been the most exported in 2005 (Bandeira et al. 1999). This exploration can cause disturbances in the structure of the forest, as well as in its spatial pattern. As a consequence of this strong anthropic pressure on these environments, several works have been developed in different regions of southern Africa, standing out Magalhães (2015) and Gandiwa et al. (2011).

The theory of regionalized variables and kriging offer unbiased predictions, which can be applied to explain the monodominant forest (Matheron 1963). On the other hand, cokriging, being a generalization of the usual kriging equation system, can add secondary information when available. Depending on the nature of the secondary attribute, several alternative formulations for cokriging have been proposed (Nanos et al. 2004).

Geostatistics provides a set of tools and methods to model the spatial distribution and variability of forest attributes. This methodology has been used in forest inventories and other areas of knowledge in recent decades (Hock et al. 1993; Mandallaz 2000; Nanos et al. 2004; Sales et al. 2007). However, most of these studies are carried out with planted and same age species, and have not yet been widely evaluated in natural forests with great specific diversity or multi-dominant monodominance with different ages.

The pressure of regional development programs on tropical forests, savannas and wetlands threatens the biological integrity of unique ecosystems. Therefore, floristic and phytosociological studies are needed to provide greater knowledge about local diversity and structural descriptions of plant communities. Studies of this nature constitute a relevant tool in conservation units, which contain species of an endemic character or restricted distribution.

Therefore, it is important to characterize the floristic and phytosociological composition of the species occurring in monodominant fragments, as well as their spatial dependence, which can contribute to good forest



management practices, maintenance of biodiversity, environmental education and provide guidelines for the preservation and conservation of these areas and design of government policies.

The aim of this study was to evaluate the structure, composition and spatial gradient of a forest, in which two groups of questions were addressed: (1) How is the diversity of species in a monodominant forest? What is the real dominance of *A. johnsonii*? (2) How is dominance spatially distributed in the monodominant forest? What geostatic models best explain the spatial dependence of the monodominant species?

## Material e methods

### Study area

The study was carried out in a land-based environment in the District of Manjacaze, located in southern Mozambique (Figure 1), between the latitudes of 24° 04' and 25° 00' and between the longitudes of 33° 56' and 34° 28'. To the north it is bordered by the Uwaluezi River, the branch of the Changane River, which borders it with the District of Chibuto; to the south by the Indian Ocean; in the West are the Chibuto and Xai-Xai Districts; and to the east, the districts of Inharrime, Panda and Zavala of Inhambane Province.

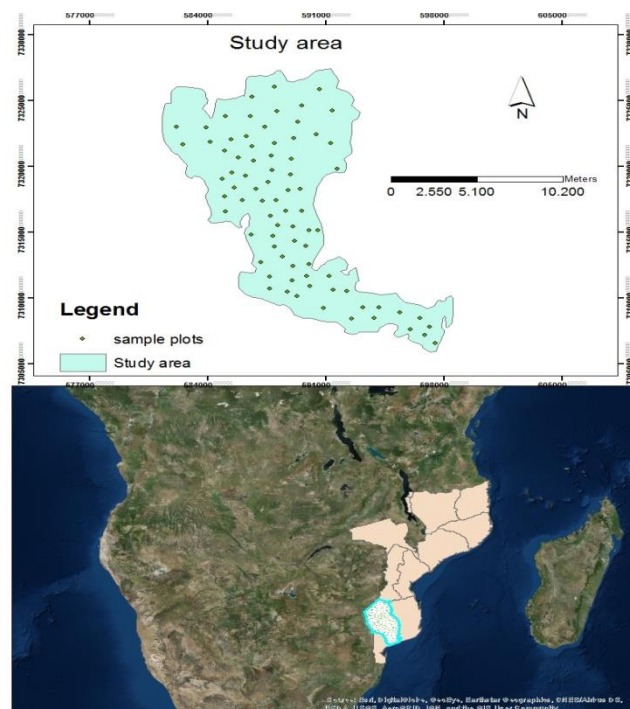


Fig. 1 Location of study area

The climate of the area is of the “Aw and BSh” type in the Köppen classification, being dry steppe tropical in the continental interior and humid on the coast. The average monthly temperatures are between 20 and 28°C and the annual one above 24°C. The levels of precipitation are distributed irregularly between the months of November to March, and the volume of annual rainfall varies between 400 to 950 mm. The rainfall has an increasing gradient from the North to the South of the District, which is 150 days in the North of the District and 270 days in the South (INE 2017), a fact that has direct effects on the annual growth period of the plants.

### Soils

The coastal part of the administrative posts of Nguzene and Chidenguele have Upper Pleistocene dunes, composed of sandy soils from the coastal dunes. The administrative post of Chibonzane has depressions occupied by lakes, which occur along the coast, composed of peat and deep alluvial soils and plains of marine accumulation, which are the dominant formations in the district, composed of sandy soils from the dune phase. The administrative post of Macuacua presents low plains of sedimentary fluvial-marine nature, with yellowish and very deep sandy soils. There are also bottoms and slopes of the Changane river valley, with rocky terraces and other thin alluvium terraces, with clayey caluvion soils from Mananga with sandy cover of variable thickness.

### **Vegetation.**

According to Wild and Fernandes (1968), vegetation varies according to soil types and topography. The study area is characterized by a mosaic of Mecrusse forest, perennial, consisting of *Androstachys johnsonii*, *Guibourtia conjugata*, *Brachystegia spiciformis*, among others. The lower stratum is composed of shrubby vegetation of *Strychnos madagascariensis*. In areas with open forest formations occur, species such as *Sclerocarya birrea*, *Combretum apiculatum*, *Acacia nigrescens* and others.

### **Field surveys**

79 temporary sample units (SU) of 20 m x 100 m (0,2 ha) were established, following the standards used by Condit (1998) and Philip (2004). The SU were not contiguous and were allocated through simple casual sampling. In each plot, species with diameter at breast height (1.3 m) greater than 10 cm ( $DBH \geq 10$  cm) were measured and identified botanically. (Peh 2011b; Kearsley 2017). The measured variables were DBH and total height of individuals in the SU. Total basal area was obtained with the sum of the basal area of all species present in the forest.

Surface soil samples (0-20 cm) were randomly collected in each plot and mixed, forming a composite sample and subjected to physical and chemical analysis. The soil samples were air-dried, sieved through a 2 mm mesh sieve and the texture was determined.

The soil pH was measured in a 1: 2.5 soil-water suspension. The exchange capacity of Ca, Mg and Al, were determined in 1M KCl, and the availability of P, K, Fe, Mn, Cu and Zn were determined in the Mehlich solution (0.0125M H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub> + 0.05M HCl).

### **Data analysis**

The basal area ( $m^2ha^{-1}$ ) was used to obtain the relative dominance of the species. The floristic composition was studied through the analysis of the species list. To estimate the diversity of the forest, the Shannon diversity index (H') (Magurran 1988) was used, and the equity (J') was calculated using the formula indicated by Pielou (1975).

The phytosociological parameters were estimated according to Müller-Dombois and Ellenberg (1974), being: Absolute density (AD), Relative density (RD), Absolute frequency (AF), Relative frequency (RF), Absolute dominance (ADo), Relative dominance ( RDo), Index of importance value of the species (IIV). The sample indices and coverage were calculated based on the SU level of (0.2 ha) using the functions provided in the R 3.4.0 vegan package (CRAN core development team) (Oksanen 2013).

### Geostatistical analysis

An exploratory analysis of the data was carried out in order to analyze the geostatistical assumptions, spatial trend analysis and verification of the occurrence of outliers, which can affect the quality of the geostatistical analysis. Then, descriptive statistics of central tendency and dispersion (mean, median, mode, standard deviation and coefficient of variation) were calculated. The graphs were analyzed according to longitude (NS) and latitude (WE), frequency and boxplot.

### Variographic study

Geostatistical analysis was applied to identify the possible spatial dependence of the basal area (G). The semivariogram was used, assuming the intrinsic hypothesis, which says that the spatial dependency relationship is the same in any “h” position within a given range of spatial continuity, which can be estimated by the classical estimator of Matheron (1963), Cressie and Hawkins (1980) and Isaaks and Srivastava (1989).

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum [Z(x_i) - Z(x_j)]^2 \quad (1)$$

$\forall(x_i; x_j)$ ; such that;  $|x_i - x_j| = h$

On what:  $\gamma(h)$  is the semi-variance;  $N(h)$  is the number of value pairs  $(x_i; x_j)$ , and “z” is the variable under study.

The estimator  $\hat{\gamma}(h)$  is not biased to  $\gamma(h)$  if  $Z(x)$  is intrinsically stationary.

The exponential (equation 2), Gaussian (equation 3) and spherical (equation 4) models were tested.

$$\gamma_{\text{exp}}(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp\left(-3\left(\frac{|h|}{\phi}\right)\right) \right] \quad (2)$$

$$\gamma_{\text{gauss}}(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp\left(-3\left(\frac{|h|}{\phi}\right)^2\right) \right] \quad (3)$$

$$\gamma_{\text{sph}}(h) = C_0 + C_1 \left[ \frac{3}{2}\left(\frac{h}{\phi}\right) - \frac{1}{2}\left(\frac{|h|}{\phi}\right)^3 \right] \quad (4)$$

Where  $C_0$ ,  $C_1$  and  $\phi$  are the adjustment parameters,  $h$  the distance and  $\gamma(h)$  the semi-variance value for the fit model.

The criteria used for quality analysis and model selection were the Root Mean Square Error (RMSE) (equation 5) and the Akaike Information Criterion (AIC) (equation 6) (Mc Bratney and Webster 1986). Spatial Dependence (SD) (equation 7) was also analyzed, as presented in Biondi et al. (1994).

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i^n \left( \frac{Z(x_0) - \hat{Z}(x_0)}{\sigma(x_0)} \right)^2} \quad (5)$$

$$AIC = -2 \log(\theta) - 2p \quad (6)$$

$$SD = \left( \frac{C_1}{C_0 + C_1} \right) * 100\% \quad (7)$$

The analyzes were performed with the aid of the geoR package (Ribeiro Júnior and Diglle 2001) of the R software. The estimation of the non-sampled points was made from ordinary kriging. Through the geostatistical interpolator, the map of the spatial distribution of the regionalized variable under study was originated from the ArcGIS 10.1 program.

## Results

The chemical characteristics and texture of the soils are shown in Table 1. The soil has a high level of acidity, also demonstrated by the low levels of available Al. The levels of Ca, Mg and P available were low. The K level was intermediate. As for texture, it can be said that the soil is completely sandy.

Table 1 Proportion of soil texture and chemical properties of the monodominant forest of *Androstachys johnsonii* (Mean and standard deviation)

Texture			pH	K	P	Na	Fe	Mn	Zn	Cu	Ca	Mg	Al	H+Al
Clay	Silt	Sand					mg.dm <sup>-3</sup>				cmol(+)dm <sup>-3</sup>			
8.00	1.50	90.75	4.53	51.37	2.85	4.11	31.47	2.21	0.57	0.29	0.31	0.31	0.63	3.88
±5.0	±0.6	±6.2	±0.3	±20.4	±1.5	±2.7	±4.3	±2.4	±0.4	±0.2	±0.2	±0.1	±0.3	±2.1

It appears that the species with the greatest dominance was *Androstachys johnsonii* (Euphorbiaceae), which had the largest basal area (12.36 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>), followed by *Brachystegia spiciformis*, *Guibourtia coleosperma* and *Guibourtia conjugata* (Fabaceae). *A. johnsonii* was also superior in all matters of dominance, with regard to the importance value index, showing greater capacity for coexistence in the area. The other species did not present in any case a basal area greater than 0.5 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>. For the entire forest under study, the basal area was 16.67 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup> (Table 2).

The total richness in the 79 SU, corresponding to the 15.8 ha studied, was 41 tree species, comprising 4978 individuals belonging to 17 families. This corresponds to an average of 315 woody trees per hectare. Of these, 98.60% are in the classes with diameters less than 50 cm, as shown in Table 2. The remaining 1.40%, with diameters over 50 cm, are also concentrated in the Euphorbiaceae family, with *Androstachys johnsonii* with 1,11%, and the other families, with 0.29%, are distributed among Fabaceae (*Brachystegia spiciformis*, *Guibourtia conjugata*, *Guibourtia coleosperma*, *Milletia Stulamannii*) and Zygophyllacea (*Balanites maughamii*).

In addition to the four most dominant species in the area, *Androstachys johnsonii* (Euphorbiaceae), *Brachystegia spiciformis*, *Guibourtia coleosperma* and *Guibourtia conjugata* (Fabaceae) the species of *Spirostachys africana*, *Margaritaria discoidea*, *Acacia nigrescens*, a dominance of 95.32% is observed, with the largest contributor in this value being *A. johnsonii*, with 74.15%. These results are also reflected by observing the IIV and ICV indices.

Table 2 List of inventoried tree species and their respective attributes, where: N = number of individuals of species; ADo = absolute dominance; AD = absolute density, RD = relative density, absolute frequency (AF), RF = relative frequency, RDo = relative dominance, IVI-200 = importance value index (RD + RDo), IVI-300 = importance value index (RD + RF + RDo) and RSP = relative sociological position

Family	N	AD	ADo	AF	RD	RDo	RF	IVC	IVI	RSP
Species	Individuals	Ind / ha	m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup>	%	%	%	%	%	%	%
<b>Anacardiaceae</b>										
<i>Lannea discolor</i>	2	0.13	0.01	1.27	0.04	0.04	0.40	0.08	0.48	0.01
<i>Lannea stuhlmannii</i>	10	0.63	0.05	5.06	0.20	0.30	1.60	0.50	2.10	0.21
<i>Sclerocarya birrea</i>	5	0.32	0.03	2.53	0.10	0.18	0.80	0.28	1.08	0.11
<b>Apocynaceae</b>										
<i>Tabernaemontana elegans</i>	1	0.06	0.00	1.27	0.02	0.00	0.40	0.02	0.42	0.03
<b>Bignoniaceae</b>										
<i>Dolichandrone alba</i>	2	0.13	0.01	2.53	0.04	0.04	0.80	0.08	0.88	0.05
<b>Burseraceae</b>										
<i>Commiphora schlechteri</i>	2	0.13	0.01	2.53	0.04	0.04	0.80	0.08	0.88	0.05
<i>Commiphora zanzibarica</i>	4	0.25	0.01	1.27	0.08	0.04	0.40	0.12	0.52	0.10
<b>Clusiaceae</b>										
<i>Garcinia livingstonei</i>	1	0.06	0.01	1.27	0.02	0.03	0.40	0.05	0.45	0.00
<b>Combretaceae</b>										
<i>Combretum apiculatum</i>	20	1.27	0.09	5.06	0.40	0.53	1.60	0.93	2.53	0.43
<i>Combretum imberbe</i>	25	1.58	0.04	3.80	0.50	0.25	1.20	0.75	1.95	0.50
<i>Terminalia sericea</i>	1	0.06	0.00	1.27	0.02	0.01	0.40	0.03	0.43	0.00
<b>Ebenaceae</b>										
<i>Dyospiros mespiliformis</i>	2	0.13	0.01	1.27	0.04	0.08	0.40	0.12	0.52	0.05
<b>Euphorbiaceae</b>										
<i>Androstachys johnsonii</i>	3858	244.18	12.36	100.00	77.50	74.15	31.60	151.65	183.25	77.37
<i>Margaritaria discoidea</i>	72	4.56	0.23	22.78	1.45	1.36	7.20	2.81	10.01	1.49
<i>Spirostachys africana</i>	92	5.82	0.41	13.92	1.85	2.45	4.40	4.30	8.70	1.82
<b>Fabaceae</b>										
<i>Acacia nigrescens</i>	41	2.59	0.14	12.66	0.82	0.85	4.00	1.68	5.68	0.80
<i>Azelia quanzensis</i>	5	0.32	0.01	2.53	0.10	0.08	0.80	0.18	0.98	0.11
<i>Albizia forbesii</i>	18	1.14	0.09	7.59	0.36	0.55	2.40	0.91	3.31	0.40
<i>Brachystegia spiciformis</i>	300	18.99	1.30	30.38	6.03	7.78	9.60	13.80	23.40	6.21
<i>Colophospermum mopane</i>	20	1.27	0.04	1.27	0.40	0.25	0.40	0.65	1.05	0.32
<i>Cordyla africana</i>	2	0.13	0.00	1.27	0.04	0.01	0.40	0.05	0.45	0.05
<i>Dichrostachys cinerea</i>	1	0.06	0.00	1.27	0.02	0.00	0.40	0.02	0.42	0.00
<i>Guibourtia coleosperma</i>	123	7.78	0.60	8.86	2.47	3.60	2.80	6.08	8.88	2.25
<i>Guibourtia conjugata</i>	247	15.63	0.85	22.78	4.96	5.07	7.20	10.03	17.23	5.35
<i>Julbernardia globiflora</i>	2	0.13	0.01	1.27	0.04	0.04	0.40	0.08	0.48	0.05

<i>Milletia Stulamannii</i>	6	0.38	0.04	1.27	0.12	0.22	0.40	0.34	0.74	0.11
<i>Pterocarpus angolensis</i>	4	0.25	0.02	2.53	0.08	0.11	0.80	0.19	0.99	0.10
<i>Xeroderris stuhlmannii</i>	1	0.06	0.00	1.27	0.02	0.02	0.40	0.04	0.44	0.00
<i>Xylia torreana</i>	10	0.63	0.04	5.06	0.20	0.22	1.60	0.43	2.03	0.17
<b>Loganiaceae</b>										
<i>Strychnos</i>										
<i>madagascariensis</i>	19	1.20	0.05	5.06	0.38	0.28	1.60	0.66	2.26	0.23
<i>Strychnos potatorum</i>	2	0.13	0.01	1.27	0.04	0.04	0.40	0.08	0.48	0.01
<i>Strychnos spinosa</i>	2	0.13	0.00	1.27	0.04	0.01	0.40	0.05	0.45	0.03
<b>Meliaceae</b>										
<i>Pseudobersama</i>										
<i>mossambicensis</i>	2	0.13	0.00	1.27	0.04	0.02	0.40	0.06	0.46	0.05
<b>Moraceae</b>										
<i>Milicia excelsa</i>	6	0.38	0.04	3.80	0.12	0.22	1.20	0.34	1.54	0.09
<b>Phyllanthaceae</b>										
<i>Cleistanthus schlechteri</i>	32	2.03	0.07	13.92	0.64	0.39	4.33	1.03	5.36	0.67
<b>Polygalaceae</b>										
<i>Securidaca</i>										
<i>longipedunculata</i>	8	0.51	0.01	1.27	0.16	0.08	0.40	0.24	0.64	0.10
<b>Rhamnaceae</b>										
<i>Berchemia zheyheri</i>	6	0.38	0.01	2.53	0.12	0.08	0.80	0.20	1.00	0.11
<i>Ziziphus mucronata</i>	1	0.06	0.00	1.27	0.02	0.00	0.40	0.02	0.42	0.00
<b>Sapotaceae</b>										
<i>Manilkara discolor</i>	10	0.63	0.03	7.59	0.20	0.16	2.40	0.36	2.76	0.19
<i>Manilkara mochisia</i>	1	0.06	0.00	1.27	0.02	0.00	0.40	0.02	0.42	0.03
<b>Zygophyllaceae</b>										
<i>Balanites maughamii</i>	12	0.76	0.07	10.13	0.24	0.41	3.20	0.65	3.85	0.29
<b>Total</b>	<b>4978</b>	<b>315.06</b>	<b>16.67</b>	<b>316.46</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>200</b>	<b>300</b>	<b>100</b>

The diametric distribution of the community trees shows the pattern of negative exponential distribution (inverted “J”), common for natural forests (Figure 2a). The diametric distribution of the studied forest is indicative of a healthy population, with populations being dominated by the youth classes and few individuals in the final stages, and from the 50-60 cm class, few individuals were found in the classes

It is observed that the four main species that dominate the forest in relation to the basal area, (Table 2), also present more individuals in an analysis of the distributions in diametric classes by species (Figure 2b). *Androstachys johnsonii* (Euphorbiaceae) presented greater regularity in all classes, decreasing in the form of a j-inverted distribution, followed by *Brachystegia spiciformis*, *Guibourtia coleosperma* and *Guibourtia conjugata* (Fabaceae).

Despite the low representativeness of the other 36 species accounted for in the study area, these also point to the same distribution of inverted J with fewer individuals in the upper classes and more in the lower

classes (Figure 2b). In classes larger than 60 cm, individuals were rarely found, however there are representatives of the species, *A. johnsonii*, *G. coleosperma*, *G. conjugata* and *Balanites maughamii* in smaller quantities.

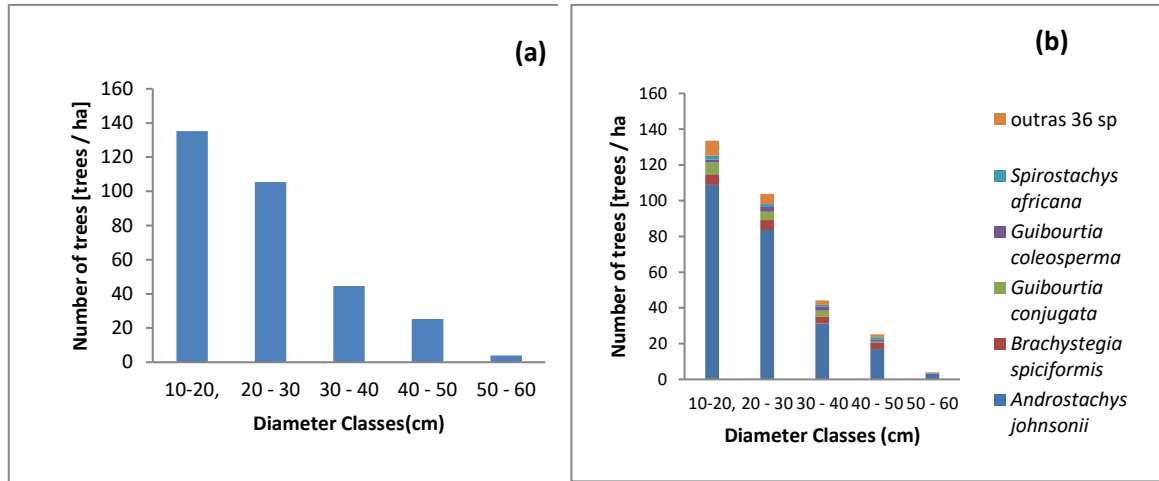


Fig. 2 Diametric distribution (a) Distribution of all species and (b) Distribution by species

Figure 3 shows the height distribution of the species, highlighting the presence of the dominant species in all classes. Rarely were trees taller than 25m. Observing Table 1, referring to the sociological position, it can be seen that the Euphorbiaceae family has a dominance of 80.68%, which confirms the distribution observed in Figure 3.

The high occurrence of *Androstachys johnsonii* influences the reduction of the average total height of the forest, due to the high frequency of individuals of this species in the 5 to 10 m class. The peak height of individuals is in the class of 10 to 15m, evidencing mature forests.

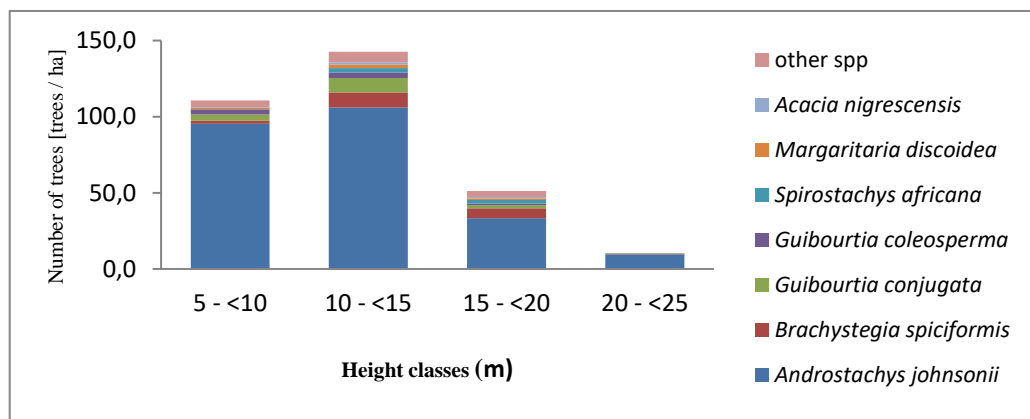


Fig. 3 Vertical distribution of species by height class

The mean values of the Shannon and Simpson indices were 1.08 and 0.61, respectively. In many SU, due to the presence of only *Androstachys johnsonii*, Shannon was observed equal to zero.

In an analysis of riches by family, Fabaceae is the one with the greatest riches (Figure 4), reporting 14 species out of 41 observed throughout the studied area, followed by the families Anacardiaceae, Combretaceae, Euphorbiaceae and Loganiaceae, with three species each. Rhamnaceae, Sapotaceae and Burseraceae represent two species each, with the other families counting only one specie.

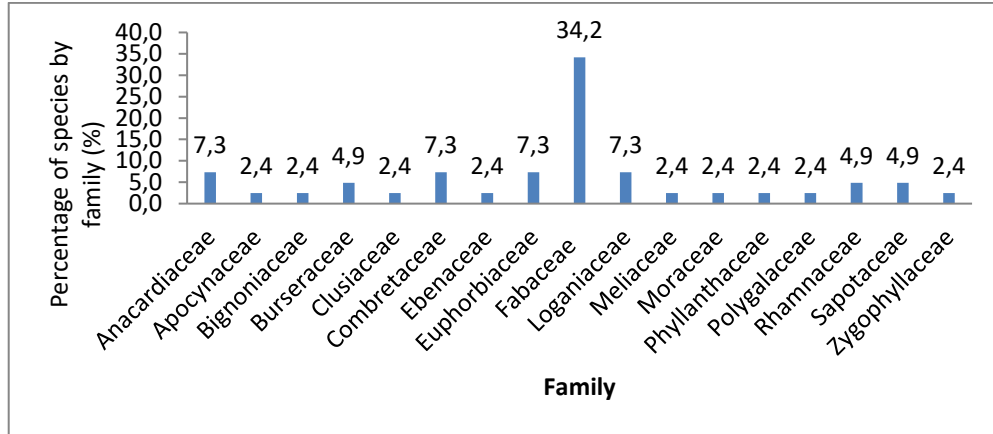


Fig. 4 Occurrence of species by family

Considering the adjustment of the models for the geostatistical analysis, Table 3 presents the parameters of the exponential, spherical and Gaussian models, for the basal area of all species found in the study area, basal area only of the species *A. johnsonii* and the basal area of the others without the dominant species *A. johnsonii*.

Table 3 Estimated parameters for the three models tested and respective spatial dependence (SD), Nugget effect ( $\tau^2$ ), threshold ( $\sigma^2$ ); range ( $\theta$ ), square root of mean quadratic error (RMSE), Akaike information criterion (AIC)

Species	Variablel	Models	$\tau^2$	$\sigma^2$	$\theta$	SD (%)	RMSE	AIC
All Species	G (m <sup>2</sup> .ha <sup>-1</sup> )	exp	21.6	49.63	10003.81	69.68	1.111	-493.91
		sph	25.41	41.01	7106.89	61.74	1.120	-452.52
		gaus	30.68	35.98	6038.35	53.98	1.117	-444.99
<i>A. johnsonii</i>	G (m <sup>2</sup> .ha <sup>-1</sup> )	exp	29.2	53.42	4327.96	64.66	1.062	-403.48
		sph	49.06	32.74	5027.31	40.02	1.043	-572.31
		gaus	52.48	28.88	3912.39	35.50	1.044	-530.78
other species	G (m <sup>2</sup> .ha <sup>-1</sup> )	exp	13.63	29.85	2343.33	68.65	0.997	-210.25
		sph	21	21.98	2345.76	51.14	0.997	-230.31
		gaus	25.38	17.63	2045.58	40.99	1.000	-238.86

Observing the values of RMSE and AIC, it is revealed that the exponential model obtained better performance in estimating the basal area of all species. For the *A. johnsonii* species isolated from the others, the best model for estimating its basal area was the spherical. Whereas, in the analysis of the basal area of the other species without *A. johnsonii*, the Gaussian model obtained the best performance. Based on the RMSE, it can be highlighted that all models estimated the basal area with an error close to 1 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>.

Figure 5 shows the semivariograms. It is observed that the species *Androstachys johnsonii* has a greater range and takes with it the other species, when analyzed simultaneously in the same database. When separated, it is observed that the other species have low spatial continuity. This result is supported when looking at the kriging map in Figure 6.



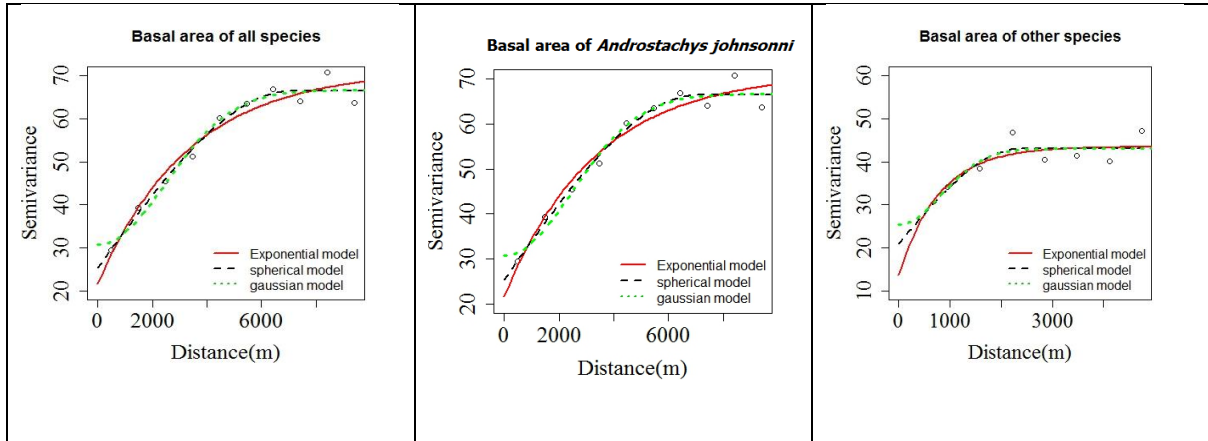


Fig. 5 Spatial dependence on the basal area

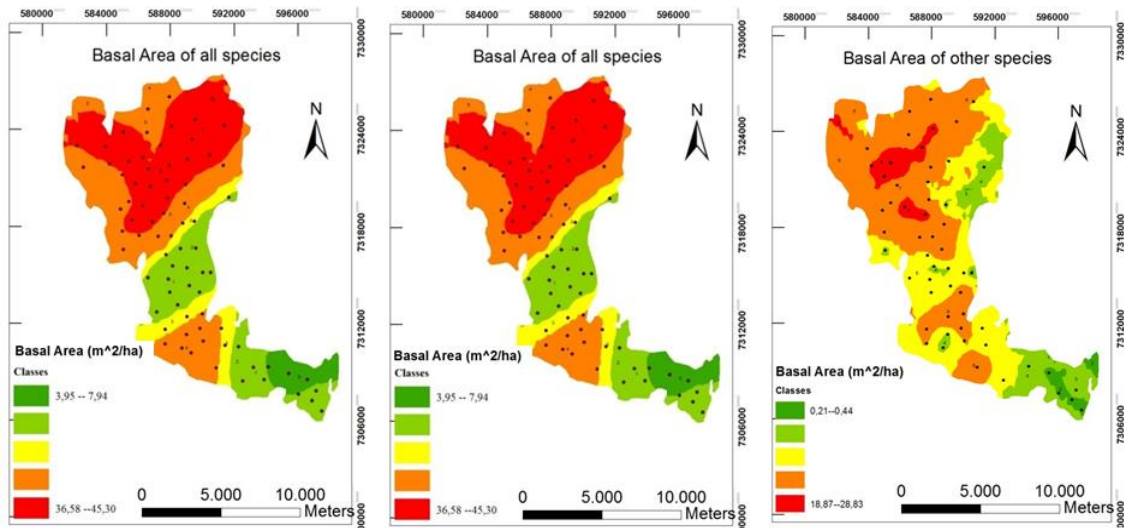


Fig. 6 Basal area map after data interpolation by ordinary kriging

## Discussion

The horizontal structure was presented in terms of diametric distribution, which is a very important tool in making decisions related to the management of native forests. This distribution directly affects the choices related to silvicultural and harvesting activities. An inverted J-type distribution was observed, with populations being dominated by youth classes. A decrease in the frequency of trees with increasing diameter was found, which is common for natural forests with active regeneration and recruitment. Similar results were obtained by other authors (Barbour et al. 1999; Carvalho 2011; Shirima et al. 2011).

The dominance of *Androstachys johnsonii* was observed in all classes of DBH and height, having influenced the distribution of the entire population. Small trees and smaller diameters are well represented, which can guarantee the continuity of the plant community. The absence of trees with larger diameters may be related to the selective exploitation of wood, to the production of coal and to fires in the area. Human activities can be the explanatory factor for the diametric distribution, especially the absence of trees in the largest diameter classes.

The number of individuals with  $DBH \geq 10$  cm per hectare was  $315 \pm 64.01$ . This value is relatively less than the values observed in other monodominant forests and in subtropical forests (Hart et al. 1989; Marimon

and Felfili 2000; Yam and Tripathi 2016). However, this result was close to that found by Djuikouo et al. (2014), studying the species *Gilbertiodendron dewevrei*, in Cameroon, where the value of 362 trees.ha<sup>-1</sup> was found. (Shirima et al. 2011).

Gandiwa et al. (2011), in his study carried out in Gonarezhou National Park, Zimbabwe, in the same type of biome, found values ranging from 555.00 to 893.33 trees / ha. This difference is probably justified by the fact that the authors considered the bushes in the count and started measuring individuals with diameters above 6 cm. While in the present study, the inclusion criterion was the DBH > 10 cm. However, it was higher than the values observed in some studies carried out in subtropical and tropical forests (Cao and Zhang 1997; Valério et al. 2008).

Another variable to highlight is the basal area of 16.67 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>, which was lower than that found by Kearsley et al. (2017), in the study of the functional structure of *Gilbertiodendron dewevrei* monodominant forest with 32.7 ± 2.6 m<sup>2</sup> ha<sup>-1</sup>. But it can be compared to basal areas reported in other studies of certain dry forest communities in India, Miombo of Tanzania, which ranged from 3.9 to 16.7 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup> (Jha and Singh 1990; Backeus et al. 2006). The variation in the basal area between the SU studied may be due to the mixture of species, differences in the ages of the trees, anthropogenic causes and successional strategies.

The floristic analysis of the study area showed the dominance of the Euphorbiaceae (77.96%) and Fabaceae (18.81%) families. The dominance exercised by these families is often observed in studies carried out in tropical and subtropical forests. However, it had not yet been demonstrated in monodominant forests.

As for the diversity found in the area, the Shannon diversity index (H') is very close to the values found in other studies of monodominant forests and in a secondary fragment with a history of disturbance (Santana et al. 2004). The low index can be attributed to the fact that many SU presented only *Androstachys johnsonii*, resulting in the null index.

From the spatial dependence analysis, it can be inferred that each species association has different geostatistical models. For all species, the exponential model is the most suitable. Different results were obtained by Amaral et al. (2013a), when observing that the occurrence of yerba mate was due to diversity. The same happened in the study by Amaral et al. (2013b), when he analyzed the species of *Dicksonia sellowiana* and *Ilex paraguariensis*, who found that the Gaussian model was suitable for these species.

When analyzing the basal area of the species with the highest occurrence and of the other separated species, it was found that the exponential model best fitted the semivariogram. The same was observed by Da Silva et al. (2017), when analyzing the distribution of species in seasonal semideciduous forests.

Observing the geostatistical maps it can be seen that in all of them there is a tendency for lower values of basal areas to be in the southern part and the highest values to be distributed in the central and northern part of the area.

## Conclusions

The hypothesis that the canopy vegetation monodominance expresses the monodominance at the community structure level, that is, in basal area and or number of individuals, has been proven. The species *Androstachys johnsonii* was the most dominant of the woody species and many times was found in sampling units as pure stands. The Shannon index demonstrated the presence of monodominance in the ecosystem.

The exponential model best explained the basal area of population composed of all species, when the *Androstachys johnsonii* species was separated, the exponential model was the most appropriate. Geostatistical analysis showed a gradient with increased spatial dependence basal area from south to north.

## References

- Amaral, L. P., Ferreira, R. A., Lisboa, G. S., Longhi, S. J., & Watzlawick, L. F. (2013a). Uso de geoestatística no estudo do Índice de Diversidade de Shannon- Wiener em Floresta Ombrófila Mista. *Scientia Forestalis*, 42(97), 83-93.
- Amaral, L. P., Ferreira, R. A., Watzlawick, L. F., Longhi, S. J., & Sebem, E. (2013b). Influência da floresta alterada na distribuição espacial de três espécies da Floresta Ombrófila Mista avaliada pela geoestatística. *Revista Árvore*, 37(3), 491-501.
- Appiah, M. (2013). Tree population inventory, diversity and degradation analysis of a tropical dry deciduous forest in Afram Plains, Ghana. *Forest Ecology and Management*, 295, 145-154.
- Backeus, I., Pettersson, B., Stromquist, L., & Ruffo, C. (2006). Tree communities and structural dynamics in Miombo (*Brachystegia julbernardia*) woodland, Tanzania. *Forest Ecology and Management*, 230, 171-178.
- Bandeira, S. O., Albano, G., & Barbosa, F. M. (1999). Diversity and uses of plant species in Goba, Lebombo mountains, Mozambique, with emphasis on trees and shrubs In Timberlake, J. & Kativu, S. (Ed.). *African Plants: biodiversity, taxonomy and uses*. London: Royal Botanic Gardens.
- Barbour, M., Burk, J. H., Pitts, W. D., Gilliam, F. S., & Schwartz, M. W. (1999). *Terrestrial Plant Ecology*. Boston: Addison Wesley Longman.
- Biondi, F., Myers, D. E., & Avery, C. C. (1994). Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. *Canadian Journal of Forest Research*, 24, 1354-1368.
- Cao, M., & Zhang, J. (1997). Tree species diversity of tropical forest vegetation in Xishuangbanna, SW China. *Biodiversity and Conservation*, 6, 995-1006.
- Carvalho, J. P. F. (2011). Forest Composition and structure of natural mixed-oak stands in northern and central Portugal. *Ecology and Management*, 262, 1928-1937.
- Condit, R. (1998). *Tropical forest census plots*. Berlin: Springer Verlag.
- Cressie, N., & Hawkins, D. M. (1980). Robust estimation of the variogram, I. *Journal of the International Association for Mathematical Geology*, 12(2), 115-125.
- Da Silva, K. G., Venturin, N., Carvalho, W. A. C., Batista, A. P. B., & Belan, L. L. (2017). Spatial and temporal distribution of species diversity in semideciduous seasonal forests with occurrence of fire. *Revista de Biología Tropical*, 65(2), 525-534.
- Djuikouo, M. N. K., Peh, K. S. H., Nguembou, C. K., Doucet, J. L., Lewis, S. L., & Sonké, B. (2014). Stand structure and species co-occurrence in mixed and monodominant Central African tropical forests. *Journal of Tropical Ecology*, 30, 447-455.
- Gandiwa, E., Chikorowondo, G., Zisadza-Gandiwa, P., & Muvengwi, J. (2011). Structure and composition of *Androstachys johnsonii* woodland across various strata in Gonarezhou National Park, southeast Zimbabwe. *Tropical Conservation Science*, 4 (2), 218-229.

- Hart, T. B., Hart, J. A., & Murphy, P. G. (1989). Monodominant and species-rich forests of the humid tropics—causes for their co-occurrence. *American Naturalist*, 133, 613–633.
- Hart, T. B. (1995). Seed, seedling and sub-canopy survival in monodominant and mixed forests of the Ituri Forest, Africa. *Journal of Tropical Ecology*, 11, 443–459.
- Hock, B., Payn, T., & Shirley, J. (1993). Using a geographic information system and geostatistics to estimate site index of *Pinus radiata* for Kaingaroa forest, New Zealand. *New Zealand Journal of Forestry Science*, 23(3), 264–277.
- Hosokawa, R. T., Moura, J. B., & Cunha, U. S. (1998). *Introdução ao manejo e economia de florestas*. Curitiba: UFPR.
- INE – Instituto Nacional de Estatística. (2017). *Indicadores distritais do Censo de 2017 - Moçambique*. MAPUTO: Instituto Nacional de Estatística.
- Isaaks, E. H., & Srivastava, R. M. (1989). *An Introduction to Applied Geostatistics*. New York: Oxford University Press.
- Jha, C. S., & Singh, J. S. (1990). Composition and dynamics of dry tropical forest in relation to soil texture. *Journal of Vegetation Science*, 1, 609–614.
- Kazmierczak, M., Backmann, P., Fedriani, J. M., Fischer, R., Hartmann, A. K., Huth, A., May, F., Müller, M. S., Taubert, F., Grimm, V., & Groeneveld, J. (2016). Monodominance in tropical forests: modelling reveals emerging clusters and phase transitions. *Journal of The Royal Society Interface*, 13, 01–23.
- Kearsley, E., Verbeeck, H., Hufkens, K., Van De Perre, F., Doetterl, S., Baert, G., Beeckman, H., Boeckx, P., & Huygens, D. (2017). Functional community structure of African monodominant *Gilbertiodendron dewevrei* forest influenced by local environmental filtering. *Ecology and Evolution*, 7, 295–304.
- Kolb, A., & Diekmann, M. (2004). Effects of environment, habitat configuration and forest continuity on the distribution of forest plant species. *Journal of Vegetation Science*, 15, 199–208.
- Magalhães, T. M. (2015). Live above and belowground biomass of a Mozambican evergreen forest: a comparison of estimates based on regression equations and biomass expansion factors. *Forest Ecosystems*, 2, 28.
- Magurran, A. E. (1988). *Ecological diversity and its measurement*. London: Croom Helm Limited.
- Mandallaz, D. (2000). Estimation of the spatial covariance in universal kriging: application to forest inventory. *Environmental and Ecological Statistics*, 7, 263–284.
- Marimon, B. S., & Felfili, J. M. (2000). Distribuição de diâmetros e alturas na floresta monodominante de *Brosimum rubescens* Taub. na Reserva Indígena Areões, Água Boa-MT, Brasil. *Revista Árvore*, 24, 143–150.
- Margono, B. A., Potapov, P. V., Turubanova, S., Stolle, F., & Hansen, M. C. (2014). Primary forest cover loss in Indonesia over 2000–2012. *Nature Climate Change*, 4, 730–735.
- Matheron, G. (1963). Principles of geostatistics. *Economic Geology*, 58, 1246–1266.
- Mc Bratney, A. G., & Webster, A. G. (1986). Choosing functions for semi-variograms and fitting them to sampling estimates. *Journal of Soil Science*, 37(3), 617–639.
- Mueller-Dombois, D., & Ellemberg, H. (1974). *Aims and methods of vegetation analysis*. New York: Wiley.
- Nanos, N., Rafael, C., Gregorio, M., & Luis, G. (2004). Geostatistical Prediction of Height-Diameter Models. *Forest Ecology and Management*, 195, 221–235.

- Oksanen, J., Blanchet, F. G., Kindt, R., Legendre, P., Minchi, N. P. R., O'hara, R. B., Simpson, G. L., Solymos, P., Stevens, M. H. H., & Wagner, H. (2013). *Vegan: Community Ecology Package*. <https://cran.r-project.org/web/packages/vegan/vegan.pdf>. Accessed 25 June 2020.
- Peh, K. S. H., Lewis, S. L., & Lloyd, J. (2011a). Mechanisms of monodominance in diverse tropical tree-dominated systems. *Journal of Ecology*, 99, 891–898.
- Peh, K. S. H., Sonké, B., Lloyd, J., Quesada, C. A., & Lewis, S. L. (2011b). Soil does not explain monodominance in a Central African tropical forest. *Plos One*, 6, 1–9.
- Philip, M. S. (1994). *Measuring Trees and Forests*. Wallingford: CAB International.
- Pielou, E. D. (1975). *Ecological diversity*. New York: John Wiley & Sons.
- Ribeiro Júnior, P. J., & Diggle, P. J. (2001). geoR: A package for geostatistical analysis. *R-NEWS*, 1(2), 15-18.
- Richards, P. W. (1996). *The tropical rain forest: an ecological study*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sales, M. H., Souza, C. M., Kyriakidis, P. C., Roberts, D. A., & Vidal, E. (2007). Improving spatial distribution estimation of forest biomass with geostatistics: a case study for Rondonia, Brazil. *Ecological Modelling*, 205(1–2), 221–230.
- Santana, C. A. A., Lima, C. C. D., & Magalhães, L. M. S. (2004). Estrutura horizontal e composição florística de três fragmentos secundários na cidade do Rio de Janeiro. *Acta Scientiarum Biological Sciences*, 26(4), 443-451.
- Shirima, D. D., Munishi, P. K. T., Lewis, S. L., Burgess, N. D., Marshall, A. R., Balmford, A., Swetnam, R. D., & Zahabu, E. M. (2011). Carbon Storage, Structure and Composition of Miombo Woodlands in Tanzania's Eastern Arc Mountains. *African Journal of Ecology*, 49(3), 332-342.
- Stork, N. E. (2010). Reassessing extinction rates. *Biodiversity and Conservation*, 19, 357–371.
- Torti, S. D., Coley, P. D., & Kursar, T. A. (2001). Causes and consequences of monodominance in tropical lowland forests. *American Naturalist*, 157, 141–153.
- Yam, G., & Tripathi, O. P. (2016). Tree diversity and community characteristics in Talle Wildlife Sanctuary, Arunachal Pradesh, Eastern Himalaya, India. *Journal of Asia-Pacific Biodiversity*, 9, 160-165.
- Wild, H., & Fernandes, A. (1968). *Flora Zambesiaca - vegetation map and suplement*. Salisbury. Zimbabwe: Harare.
- Valério, A. F., Watzlawick, L. F., Saueressig, D., Puton, V., & Pimentel, A. (2008). Análise da composição florística e da estrutura horizontal de uma Floresta Ombrófila Mista Montana, Município de Irati, PR - Brasil. *Revista Acadêmica Ciências Agrárias Ambientais*, 6, 137-147.

**ARTIGO 2 - DOMINÂNCIA ESPACIAL DE *Androstachys johnsonii*, NO SUL DE  
MOÇAMBIQUE**

**Artigo formatado e submetido ao Caderno de Ciências Agrárias.**

## Resumo

A variabilidade espacial das características dendrométricas pode auxiliar no planejamento e estratificação de inventários florestais. Este trabalho teve como objetivo verificar a dependência da distribuição espacial num fragmento de *Androstachys johnsonii*, por meio da comparação entre a distribuição espacial de altura dominante, volume, área basal e densidade de: (a) todas as espécies, (b) a espécie dominante e (c) todas as espécies excluindo a dominante. Foram usados dados de 79 UA de 0,2 ha temporárias na região de Província de Gaza, sul de Moçambique, onde foram medidas todas as árvores com diâmetro à altura do peito (DAP) maior ou igual a 10 cm. As variáveis foram associadas à coordenada geográfica do ponto de coleta para o processamento dos dados por meio de técnicas geoestatísticas. Foram ajustados e testados três modelos (Esférico, Exponencial, Gaussiano), pelo método dos mínimos quadrados ordinários. O modelo exponencial teve melhor ajuste e foi selecionado em muitos casos para estimar as características dendrométricas. A variável altura dominante não apresentou dependência espacial quando analisado para todas as árvores da floresta e para a espécie de *Androstachys johnsonii*. A dominância da espécie estudada apresentou dependência espacial. A interpolação por meio da krigagem ordinária mostrou a distribuição espacial da área basal variando de 4 a 42 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup> e as regiões Norte e Nordeste com maiores concentrações que a região Sul.

**Palavras-chave:** Mecrusse. Geoestatística. Krigagem.

## Spatial dominance of *Androstachys johnsonii*, in Southern Mozambique

### Abstrat

Spatial variability of biometric variables can assist in planning and stratification of forest inventories. This work aimed to check the dependence of spatial distribution in a fragment of *Androstachys johnsonii*, by comparing the spatial distribution of dominant height, volume, basal area, and density of (a) all species, (b) the dominant species and (c) all species excluding the dominant. Were used data from 79 temporary plots of 0.2 ha in the region of, Gaza Province, southern Mozambique. Were measured all the trees with diameter at breast height (DBH), greater than or equal to 10 cm (DBH $\geq$ 10 cm). The variables were associated with the geographic coordinate of the collection point for the processing of data by geostatistics techniques. Have been tested three models (Spherical, Exponential and Gaussian), by the method of ordinary least squares. The exponential model obtained best fit between the others and was selected and used to estimate the variables for all forests. The variable dominant height showed no spatial dependence, when analyzed for all forest or to the

species of *Androstachys johnsonii*. The dominance of the species studied presented spatial dependence. The interpolation by ordinary kriging spatial distribution showed basal area ranging from 4 to 42 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>, and North and northeast regions with higher concentrations than the South.

**Keywords:** Mecrusse. Geostatistics. Krigagem.

## Introdução

Em todo o mundo, inúmeras espécies de plantas são extintas, inclusive algumas que sequer foram identificadas, principalmente em regiões tropicais e subtropicais onde se inserem as florestas monodominantes, que também são susceptíveis ao risco de extinção. Com isso, a conservação da biodiversidade vegetal tem recebido crescente atenção.

A caracterização espacial é fundamental para o entendimento dos ecossistemas florestais. Muitos estudos objetivam investigar as relações entre a distribuição e o crescimento de florestas nativas e suas relações com as variáveis ambientais (Santos et al., 2013).

Os métodos estatísticos tradicionais aplicados ao inventário florestal utilizam uma medida central (média) e uma medida de dispersão (variância) para descrever uma determinada variável dendrométrica. Contudo esses métodos não levam em consideração as possíveis correlações entre observações vizinhas e, portanto, não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais (Mello, 2004; Rufino et al., 2006).

A dependência espacial (DE) de variáveis dendrométricas (número de indivíduos, área basal, altura, volume e biomassa, entre outras) é natural, pois reflete a ocupação dos espaços e usos dos recursos disponíveis no meio pelas espécies, que é condicionada pelos diferentes níveis de competição, pela forma e arquitetura das espécies, qualidade do sítio, distância entre árvores e aberturas na floresta, entre outros fatores (Whitmore, 1990; Rode et al., 2010; Amaral et al., 2011). Muitos estudos ecológicos apontam que, se não todas, a maioria das comunidades são espacialmente estruturadas e que os métodos de amostragem devem ser robustos, para detectar diferentes níveis de autocorrelação espacial (Goslee, 2006).

Uma possível forma de modelar esse padrão espacial incorporando a estrutura de continuidade espacial é pela abordagem de modelagem geoestatística que associa o grau de dependência espacial a medidas de distância e direção entre os pontos amostrados (Viola, 2007). Além de incorporar a estrutura de continuidade espacial, tais modelos permitem prever valores em pontos não amostrados, possibilitando a construção de mapas que descrevem a distribuição espacial de variáveis de interesse.



A Geoestatística foi inicialmente chamada de Teoria das Variáveis Regionalizadas, segundo a qual os seus valores estão relacionados à sua disposição espacial, ou seja, os valores de dois pontos vizinhos são parecidos e, a medida que se distanciam, tornam-se menos parecidos (Matheron, 1971). O mesmo foi postulado pela primeira lei da Geografia, que diz que coisas próximas estão mais relacionadas que coisas distantes (Tobler, 2004).

Outro aspecto de extrema relevância para o gestor florestal é a redução de custos, que pode estar associada à aplicação das técnicas geoestatísticas na gestão florestal. O custo do inventário florestal está relacionado, essencialmente, com a intensidade de amostragem e, como as técnicas geoestatísticas permitem explorar as relações espaciais entre as variáveis ambientais e dendrométricas, é possível passar de uma avaliação pontual para uma avaliação contínua, sempre que exista correlação espacial entre as variáveis, mantendo o nível de precisão e reduzindo o custo associado ao registro de dados dendrométricos (Mello, 2004).

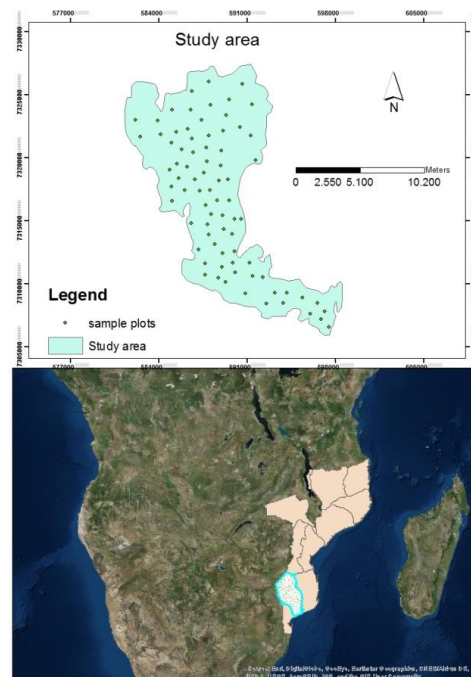
O objetivo do presente estudo foi testar se o processamento do inventário florestal considerando a correlação espacial pode proporcionar estimativas confiáveis e precisas de variáveis dendrométricas (área basal, altura dominante, número de árvores e volume). Comparando a distribuição espacial destas variáveis para (a) todas as espécies, (b) a espécie dominante e (c) todas as espécies excluindo a dominante.

## **Material e métodos**

### **Área de estudo**

O estudo foi desenvolvido em ambiente de terra firme, no Distrito de Manjacaze, situado no Sul de Moçambique (Figura 1), entre as latitudes de 24° 04' e 25° 00' e entre as longitude de 33° 56' e 34° 28'. O clima da região é do tipo "Aw e BSh" na classificação de Köppen, sendo tropical seco de estepe no interior continental e úmido no litoral. As temperaturas médias mensal e anual situam-se entre os 20 e 28°C e acima de 24°C, respectivamente. Os níveis de precipitação estão distribuídos irregularmente entre os meses de Novembro a Março, sendo que o volume de precipitações anual varia entre 400 a 950 mm. A pluviosidade vai aumentando do Norte para o Sul do Distrito, fato que tem efeitos diretos no período de crescimento anual das plantas, que sobe de 150 dias no Norte do Distrito para 270 dias no Sul (INE, 2017).

Figura 1 - Localização de área de estudo.



Segundo Wild e Fernandes (1968), a vegetação varia de acordo com os tipos de solo e da topografia. A área de estudo é caracterizada por um mosaico de floresta de Mecrusse, é perenifolia constituída por Mecrusse (*Androstachys johnsonii*), Chacate preto (*Guibourtia conjugata*), Messassa (*Brachystegia spiciformis*), entre outras. O estrato inferior é composto por uma vegetação arbustiva de *Strychnos madagascariensis*. Nas áreas com formações florestais abertas ocorrem, de forma dispersa, espécies como Canhu (*Sclerocarya birrea*), Chivonzdoana (*Combretum apiculatum*) e Ncaia (*Acacia nigrescens*).

### **Levantamentos em campo**

Foram estabelecidas 79 unidades amostrais (UA) temporárias de 20 m x 100 m (0,2 ha), seguindo os padrões de estabelecimento usados por Philips (1994), Condit (1998) e Marzoli (2007). As UA foram alocadas por meio da amostragem casual simples. Em cada parcela eram medidas e identificadas botanicamente espécies com diâmetros à altura de 1,3 m do solo (DAP) maior ou igual a 10 cm (Kearsley, 2016). As variáveis mensuradas foram DAP e altura total dos indivíduos das UA.

### **Análise geostatística**

#### **Análise exploratória dos dados**

Inicialmente, foi realizada uma análise exploratória, com a finalidade de observar a tendência espacial dos dados e detectar a presença de *outliers*, que podem afetar a qualidade da análise geostatística. Foram calculadas as estatísticas descritivas de tendência central e de

dispersão (média, mediana, moda, desvio padrão e coeficiente de variação). Analisou-se ainda os gráficos em função da longitude (NS) e da latitude (WE), *boxplot* e de frequência. (Mello et al., 2009).

### Estudo Variográfico

Após a análise exploratória, a análise geoestatística foi aplicada para a identificação da possível dependência espacial por parcela do número de árvores ( $N$ ), da área basal ( $G$ ), altura dominante ( $HD$ ) e volume ( $V$ ) da *Androstachys johnsonii* versus as espécies mais dominantes, e todas as espécies versus *Androstachys johnsonii*. Utilizou-se o semivariograma, com base nas pressuposições da hipótese intrínseca, que determinam que a relação de dependência espacial é a mesma em qualquer posição de “h”, dentro de um determinado alcance da continuidade espacial, o qual pode ser estimado pelo estimador clássico de Matheron (1971).

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum [Z(x_i) - Z(x_j)]^2 \quad (1)$$

$$\forall(x_i; x_j); \text{ tal que; } |x_i - x_j| = h$$

Em que:  $\gamma(h)$  é a semivariância;  $N(h)$  é o número de pares de valores  $(x_i; x_j)$ , e “z” é a variável em estudo. O estimador  $\hat{\gamma}(h)$  é não viesado para  $\gamma(h)$  se  $Z(x)$  for intrinsecamente estacionário.

Para os ajustes de modelos espaciais foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários (*Ordinary Least Square OLS*), testando os modelos esférico (Equação 2), exponencial (Equação 3) e gaussiano (Equação 4).

$$\gamma_{\text{sph}}(h) = C_0 + C_1 \left[ \frac{3}{2} \left( \frac{h}{\phi} \right) - \left( \frac{1}{2} \left( \frac{|h|}{\phi} \right)^3 \right) \right] \quad (2)$$

$$\gamma_{\text{exp}}(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp \left( -3 \left( \frac{|h|}{\phi} \right) \right) \right] \quad (3)$$

$$\gamma_{\text{gauss}}(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \exp \left( -3 \left( \frac{|h|}{\phi} \right)^2 \right) \right] \quad (4)$$

Para a seleção dos modelos foram utilizados a Raiz do Erro Quadrático Médio (RMSE, equação 5); o Critério de Informação de Akaike (AIC, equação 6) (Mc Bratney e Webster, 1986); e a Dependência Espacial (DE, equação 7) (Biondi et al., 1994).

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i \left( \frac{Z(x_0) - \hat{Z}(x_0)}{\sigma(x_0)} \right)^2} \quad (5)$$

$$AIC = -2 \log(\theta) - 2p \quad (6)$$

$$DE = \left( \frac{C_1}{C_0 + C_1} \right) * 100\% \quad (7)$$

As análises foram realizadas com auxílio do pacote geoR (Ribeiro Júnior e Diglle, 2001) da plataforma R (R CORE TEAM, 2016). A estimativa dos pontos não amostrados foi efetuada a partir da krigagem ordinária. Por meio do interpolador geostatístico foi originado o mapa da distribuição espacial da variável regionalizada em estudo a partir do programa ArcGIS 10.1.

## Resultados

As estatísticas descritivas para as variáveis obtidas nas 79 unidades amostrais são apresentadas na Tabela 1. Quando se observa as outras espécies, estas ocorrem em apenas 56 unidades amostrais. Nas outras 23 UA a espécie monodominante ocorre em povoamento puro.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas do número de árvores (N), área basal (G), altura dominante (Hdom), volume (V) e diâmetro à altura de peito (DAP) das 79 UA amostradas.

Espécie	Variável	UA	Média	Máximo	Mínimo	CV (%)
Todas as espécies	N(ind.ha <sup>-1</sup> )		315,06	770,00	105,00	20,32
	DAP (cm)		24,31	33,90	17,61	19,16
	Hdom (m)	79	13,25	18,11	7,54	17,94
	G (m <sup>2</sup> .ha <sup>-1</sup> )		16,67	45,30	3,95	48,60
	V (m <sup>3</sup> .ha <sup>-1</sup> )		111,06	375,74	21,77	60,65
<i>A. johnsonii</i>	N(ind.ha <sup>-1</sup> )		244,18	765,00	10,00	70,00
	DAP (cm)		24,00	34,18	16,69	20,7
	Hdom (m)	79	12,91	18,45	7,45	21,94
	G (m <sup>2</sup> .ha <sup>-1</sup> )		12,36	42,29	0,64	70,31
	V (m <sup>3</sup> .ha <sup>-1</sup> )		82,30	331,31	5,17	82,60
Outras espécies	N(ind.ha <sup>-1</sup> )		100,00	390,00	5,00	89,31
	DAP (cm)		25,52	50,40	13,37	26,36
	Hdom (m)	56	12,36	19,40	6,23	22,69
	G (m <sup>2</sup> .ha <sup>-1</sup> )		6,08	28,83	0,21	106,57
	V (m <sup>3</sup> .ha <sup>-1</sup> )		40,58	207,49	0,79	112,75

Observa-se que a maioria das variáveis apresenta altos valores de coeficiente de variação (CV%), o que indica grande variabilidade ao longo da área, possivelmente devido ao manejo florestal inadequado. Contudo, nas variáveis diretamente medidas no campo (DAP e Hdom), o CV foi abaixo de 30 %. Os maiores valores foram observados na avaliação de todas as espécies excluindo *A. johnsonii*, para a área basal e volume com 106,57% e 112,75%,

respectivamente. O menor valor foi observado quando se estudou a altura dominante de todas as espécies, incluindo *A. johnsonii*, com 17,94 %. Observa-se que *A. johnsonii* teve o dobro do número de indivíduos em relação às outras espécies existentes na área. Este fato refletiu-se também na variável volume.

Na Tabela 2 constam as estimativas dos parâmetros para os modelos ajustados e as estatísticas de análise de desempenho para as variáveis número de indivíduos, altura dominante, área basal e volume. As características dendrométricas número de indivíduos, área basal e volume apresentaram dependência espacial. A altura dominante, como variável representante da componente estrutural, teve um efeito pepita puro, indicando uma distribuição espacial aleatória para esta variável.

Tabela 2 - Parâmetros estimados para os três modelos testados, dependência espacial (SD), raiz quadrada de erro de quadrático médio (RMSE) e Critério de informação Akaike (AIC), em que:  $\tau^2$  = efeito pepita,  $\sigma^2$  = patamar;  $\theta$  = alcance.

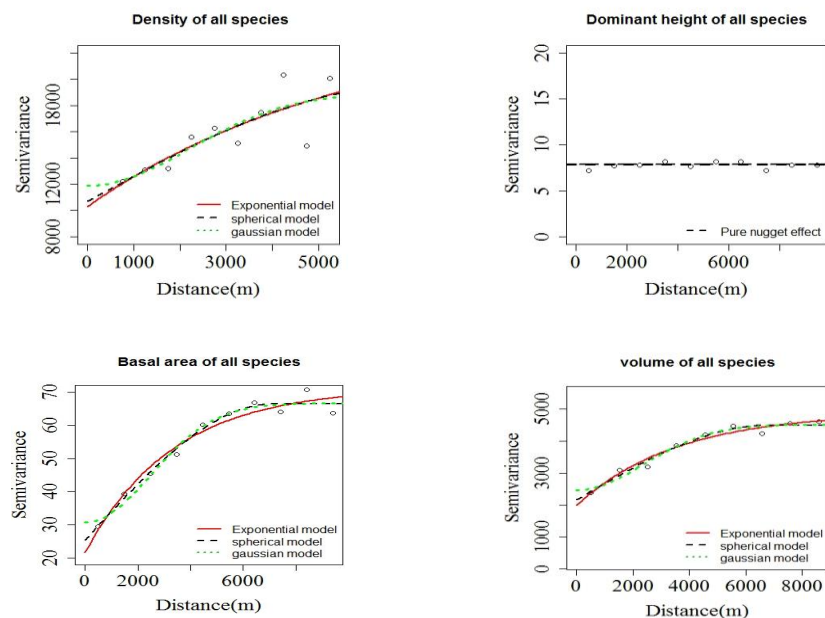
Espécies	Variável	Modelos	$\tau^2$	$\sigma^2$	$\theta$	SD(%)	RMSE	AIC
Todas as espécies	N(ind.ha <sup>-1</sup> )	exp	10304.19	14228.38	17197.63	58.00	1.003	-1006.41
		sph	10693.29	8709.22	6794.64	44.89	0.998	-794.37
		gaus	11882.4	7089.37	5363.31	37.37	1.003	-784.07
	Hdom(m)	pure nugget effect						
	G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	exp	21.6	49.63	10003.81	69.68	1.111	-493.91
		sph	25.41	41.01	7106.89	61.74	1.120	-452.52
		gaus	30.68	35.98	6038.35	53.98	1.117	-444.99
	V (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	exp	1991.33	2902.99	10717.72	59.31	1.100	-803.8
		sph	2158.11	2340.62	6791.92	52.03	1.105	-708.37
gaus		2469.11	2054.15	5.858.787	45.41	1.113	-703.06	
<i>A. johnsonii</i>	N(ind.ha <sup>-1</sup> )	exp	14192.67	13741.3	3488.11	49.19	0.99	-667.51
		sph	18518.27	9061.57	3698.23	32.86	0.991	-803.72
		gaus	20006.03	7581.42	3.142.36	27.48	0.989	-811.64
	Hdom(m)	pure nugget effect						
	G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	exp	29.2	53.42	4327.96	64.66	1.062	-403.48
		sph	49.06	32.74	5027.31	40.02	1.043	-572.31
		gaus	52.48	28.88	3912.39	35.50	1.044	-530.78
	V (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	exp	2025.32	3013.31	5488.55	59.80	1.073	-623.89
		sph	2409.26	2307.29	3902.22	48.92	1.074	-607.86
gaus		2894.77	1869.43	3628.74	39.24	1.070	-643.13	
Outras espécies	N(ind.ha <sup>-1</sup> )	exp	2942.01	5477.42	1705.51	65.06	1.013	-356.77
		sph	5932.5	2486.71	2428.84	29.54	1.009	-474.99

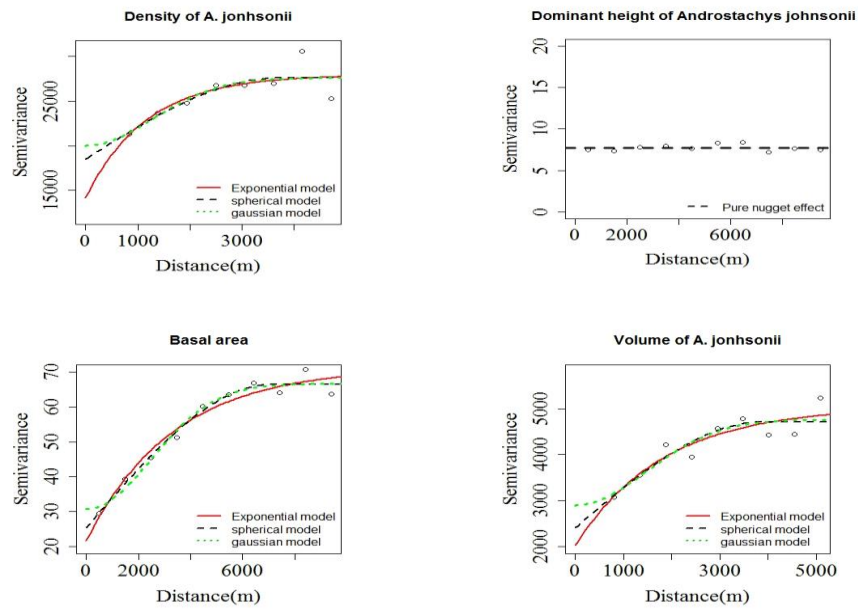
	gaus	6523.92	1890.31	2128.69	22.47	1.007	-508.35
	exp	4.37	3.69	2272.43	45.78	1.036	-210.68
Hdom (m)	sph	3.11	4.76	1420.53	60.48	1.037	-161.55
	gaus	4.75	3.15	1370.18	39.87	1.035	-185.99
	exp	13.63	29.85	2343.33	68.65	0.997	-210.25
G (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	sph	21	21.98	2345.76	51.14	0.997	-230.31
	gaus	25.38	17.63	2045.58	40.99	1.000	-238.86
	exp	487.89	1618.25	1848.88	76.83	1.009	-308.06
V (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	sph	1101.33	1004.01	2280.61	47.69	1.012	-347.21
	gaus	912.30	1186.39	1617.57	56.53	1.024	-315.89

O alcance, de acordo com a Tabela 2, variou de 1617.57 a 17197.63m. Os maiores alcances foram obtidos sempre na presença da espécie dominante, *A. johnsonii*, e os menores na ausência. A análise dos resultados mostra que, em geral, o modelo exponencial proporcionou os melhores ajustes.

A Figura 2 retrata o comportamento de todas as espécies no que diz respeito às variáveis volume, área basal, densidade e altura dominante, quanto a sua distribuição espacial. Cada variável mostrou que possui uma variação espacial diferente da outra.

Figura 2 - Semivariogramas experimentais e modelos ajustados para os dados de todas as espécies e de *A. johnsonii*.

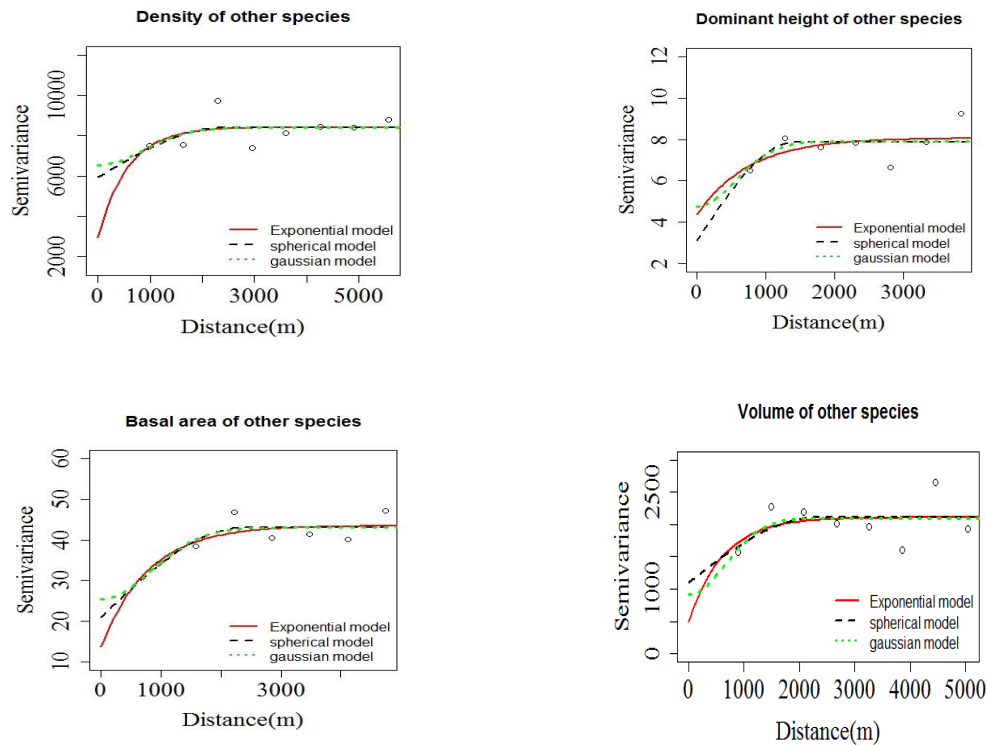




Considerando os semivariogramas da variável altura dominante de todas as espécies e da espécie *A. johnsonii* em separado, verifica-se que este último apresentou efeito pepita puro, não respeitando o conhecimento a priori de que os dados coletados nas UA estão correlacionados no espaço. De acordo com este aspecto, pode-se considerar uma independência das observações, ou seja, o valor da altura dominante observada no ponto de coordenadas 1 não tem relação com o valor da altura dominante no ponto de coordenadas 2.

A altura dominante, quando analisada considerando-se apenas as outras espécies (Figura 3), mostrou comportamento diferente, sendo que o modelo esférico apresentou o melhor desempenho, com um alcance menor, no valor de 1420 m, mas com maior dependência espacial, de 60%.

Figura 3 - Semivariogramas experimentais e modelos ajustados para os dados de outras espécies.

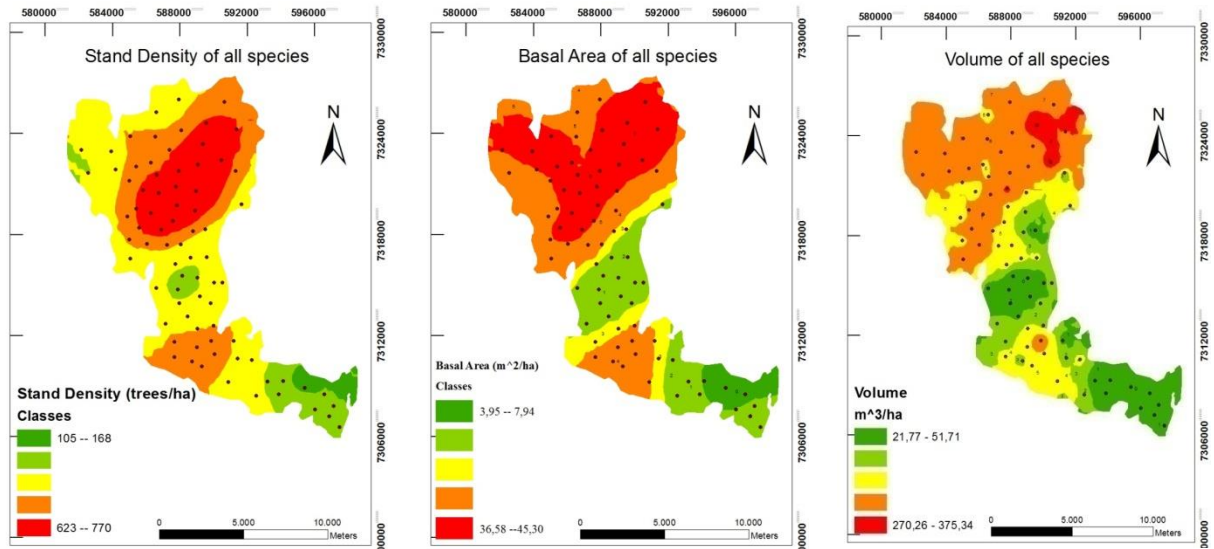


Pela Figura 3, observa-se que, para a área basal, a densidade e o volume, o modelo exponencial apresentou os maiores valores de dependência, contudo o maior alcance foi atingido pelo modelo esférico. Com este contraste, usou-se o AIC como critério de seleção do modelo, que indicou o modelo exponencial como sendo o melhor.

Para a krigagem da densidade das árvores, considerando todas as árvores, foi utilizado o modelo exponencial que, além de ter apresentado maior dependência espacial (58%), apresentou um AIC de -1006.4, o menor valor em relação aos demais (esférico = -794.37 e gaussiano = -784.0). No que diz respeito ao RMSE não houve diferenças entre os diferentes modelos analisados. A Figura 5 ilustra o desempenho dos parâmetros na quantificação de número de árvores usando o modelo exponencial. Esse evento também é observado no semivariogramas experimentais da Figura 2. Contudo, pesou na decisão o seu alcance de 17 km, distância que não justifica a correlação espacial.



Figura 4 - Mapas de Krigagem das variáveis dendrométricas para todas as espécies.



Quando analisada separadamente, a *A. johnsonii* apresentou uma dependência espacial com um alcance de 3000 a 5000 m, evidenciando a ocorrência de uma maior estratificação das variáveis dendrométricas desta espécie (Figura 5).

A Krigagem da altura dominante realizada com o ajuste do modelo esférico indica ausência de árvores mais altas na região Sul da floresta e uma maior concentração das árvores altas nas regiões Centro e Nordeste. A variação foi de 6,23- 7,93 m no Sul e 17,23-19,40 m no Norte e em uma algumas parte da região Central. Quando analisadas as outras variáveis, observa-se uma menor densidade na região Sul e na borda nordestina. O mesmo foi observado também em relação à área basal e o volume.

Figura 5 - Mapas de Krigagem das variáveis dendrométricas para a espécie *A. Johnsonii*.

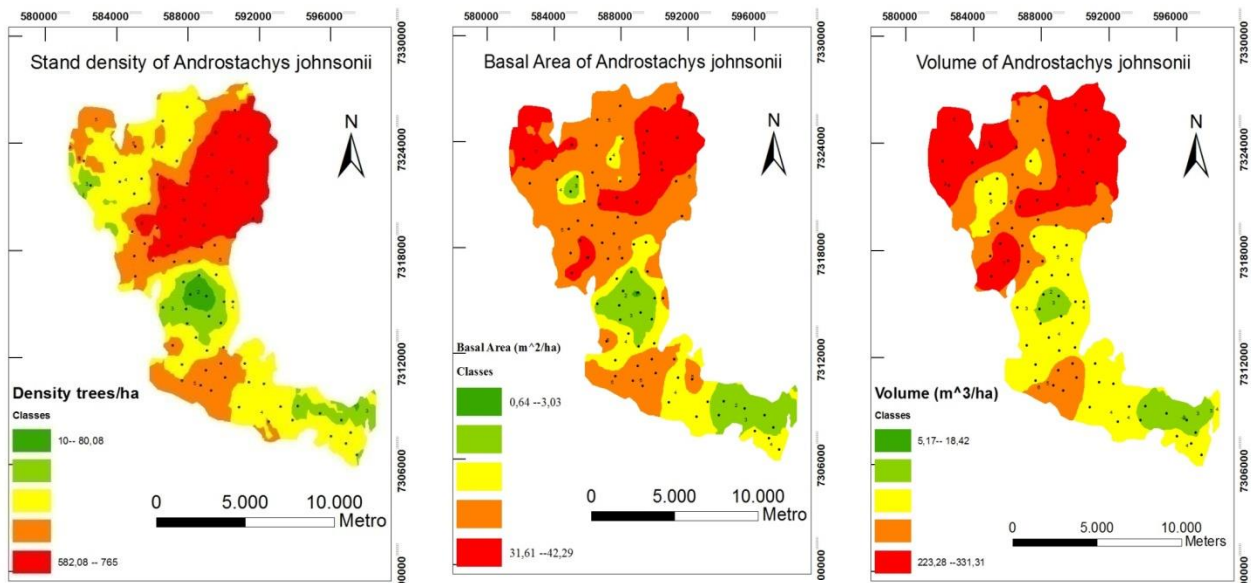
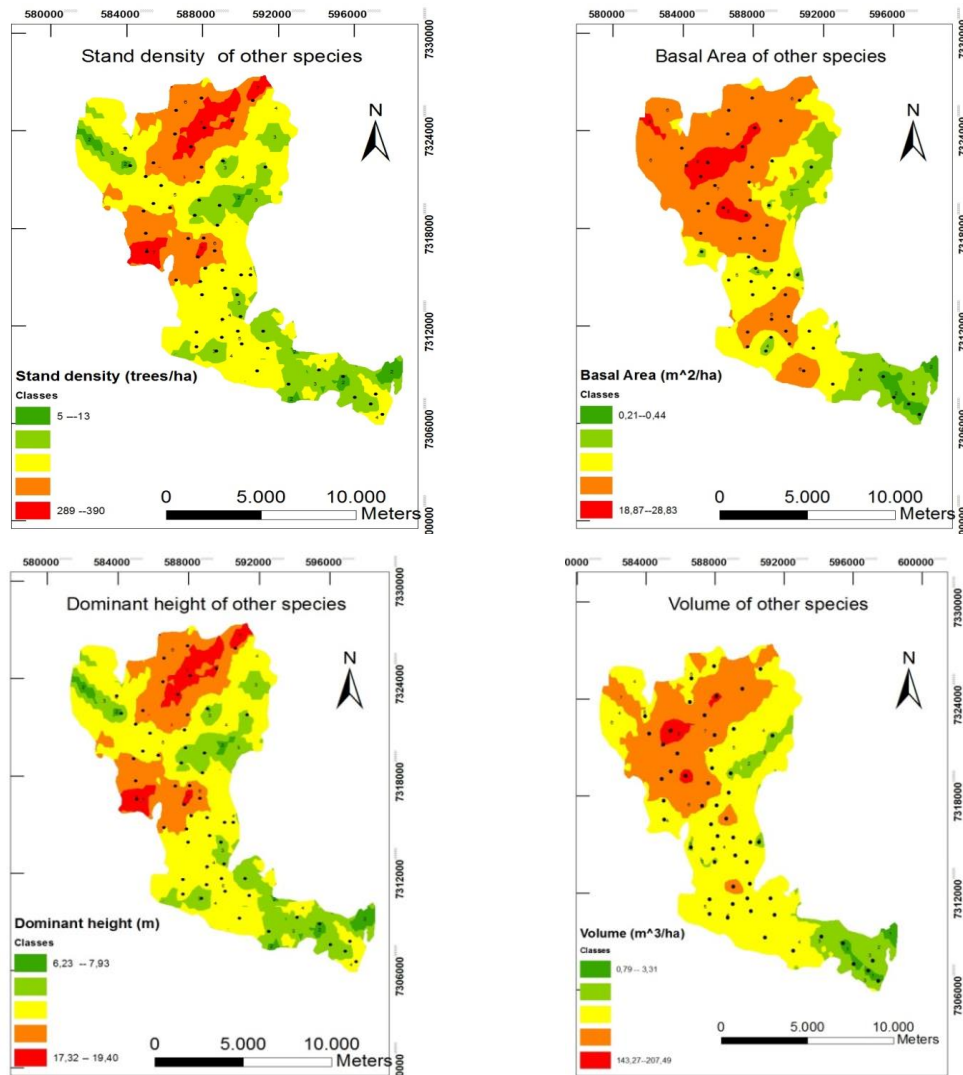


Figura 6 - Mapas de *Krigagem* das variáveis dendrométricas para todas as espécies, excluindo *A. johnsonii*.



## Discussão

A estatística descritiva apresentou uma grande variabilidade entre os dados. Essas estatísticas agravam-se com o aumento da entropia das espécies, sendo relativamente menor quando avaliado apenas para *A. johnsonii*. Alguns coeficientes de variação (CV) encontrados ficaram acima de 30 %. Estes valores foram considerados por Pimentel Gomes e Garcia (2002) como sendo altos.

As métricas da estrutura florestal apresentam diferenças significativas quando comparadas com a presença e a ausência da espécie *A. johnsonii*. A densidade das árvores foi significativamente menor na ausência de *A. johnsonii* (100 árvores.ha<sup>-1</sup>, *p*-valor<0,004) em comparação com a presença 244 árvores.ha<sup>-1</sup> (*p*-valor<0,000021). A área basal duplicou de 6,08 m<sup>2</sup>.ha<sup>-1</sup>, sem a *A. johnsonii*, para 12,36 m<sup>2</sup>.ha<sup>-1</sup> (*p*-valor< 0,011), com a *A. johnsonii*. Ao analisar os resultados encontrados em estudos realizados em outras florestas

monodominantes, estes foram relativamente menores aos de Kearsley (2017) que, ao estudar *Gilbertiodendron dewevrei*, encontrou  $343 \pm 80$  árvores.ha<sup>-1</sup> e área basal de  $29,7 \pm 2,6$  m<sup>2</sup>.ha<sup>-1</sup>.

A altura dominante não apresentou dependência espacial. Este fato pode estar associado a dois fatores: o método de obtenção utilizado, que foi a metodologia proposta por Assmann (1970), o qual estima a altura dominante e codominante (Hdom) como sendo a média das 100 árvores mais grossas por hectare; e ao método de exploração seletiva das árvores com maiores diâmetros da espécie *A. johnsonii*. Este resultado contrasta com vários estudos que encontraram dependência espacial no estudo da variável altura total (Samra et al., 1989; Menegol, 1991; Wulder et al., 1996; Tonini et al., 2002). Isso sustenta a hipótese de que a exploração seletiva das árvores de *A. johnsonii* com maiores valores de DAP e a sua dominância, influencia na análise de todas as espécies como um todo. A falta de continuidade espacial ou a variabilidade em pequena escala para variáveis florestais foi também descrita em outras formações florestais devido a causas antrópicas (intensa extração seletiva de espécies madeiráveis, pastoreio, retirada de lenha, entre outras) que degradaram a vegetação e quebraram a continuidade espacial (Akhavan et al., 2010). A queda de árvores gera descontinuidades no estrato dominante da floresta, que podem alterar a estrutura de dependência espacial de variáveis florestais.

O volume, quando avaliado para todas as espécies, apresentou um gradiente de crescimento do Sul ao Norte, variando entre 21,77 m<sup>3</sup>.ha<sup>-1</sup> e 375,34 m<sup>3</sup>.ha<sup>-1</sup>. Isso demonstra a ocorrência de maiores níveis de exploração florestal na região próxima ao centro urbano do que em áreas não antropizadas na região Norte. Outro fator importante é em relação às barreiras naturais existentes. As regiões laterais da área de estudo e a região Norte são protegidas por rios e lagoas, sendo que a região Norte fica a 300 km da região antropizada. Isso faz com que haja menos exploração, conseqüentemente, maior concentração do volume e demais variáveis.

Assis et al. (2009), avaliando a continuidade espacial de volume para eucalipto, verificaram que, nas idades de 2 a 3 anos, houve forte dependência espacial. O mesmo aconteceu com os dados de volume por hectare do presente estudo. Por outro lado, Mello et al. (2009), trabalhando com dados de volume em eucalipto nas idades de 3 e 4 anos, não detectaram a ocorrência de dependência espacial.

A variação do alcance da altura dominante das outras espécies, de 1300 a 2300 m, pode ser considerada muito pequena ao se levar em conta que esta variável é usada para classificação de sítio florestal. Com o auxílio dos mapas de krigagem observou-se que o remanescente florestal apresenta considerável heterogeneidade espacial para o número de

árvores, área basal e volume da *A. johnsonii*. O mesmo foi observado no estudo das outras espécies demonstrando variabilidade espacial. Com isso, o ato de assumir apenas um valor de medida de posição central não é adequado para representar toda a extensão da área, conforme relatado por Rufino et al. (2006). Todas as características dendrométricas estudadas apresentaram seu semivariograma específico.

### **Conclusões**

As características dendrométricas área basal, número de árvores e volume demonstraram dependência espacial, com exceção da altura dominante na presença de *A. johnsonii*.

Em toda a área de estudo, as características dendrométricas do *A. johnsonii* foram superiores em relação outras espécies, independentemente da sua localização.

O modelo geoestatístico gaussiano é o mais adequado para representar todas as espécies. No caso da espécie *A. johnsonii*, o modelo exponencial é aconselhável para número de árvores e área basal, sendo que para o volume recomendar-se-ia o modelo esférico. Para outras espécies, excluindo *A. johnsonii*, o modelo exponencial é adequado para todas as variáveis, exceto altura dominante, que é modelo esférico.

*A. johnsonii* apresentou uma dominância na área de estudo que aumenta no sentido Sul - Norte, sendo que as regiões com maiores valores coincidem com as regiões mais distantes da região habitada.

### **REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA**

- Akhavan, R.; Zahedi Amiri, G.; Zobeiri, M. 2010. Spatial variability of forest growing stock using geostatistics in the Caspian region of Iran. *Caspian Journal of Environmental Sciences*, 8(1): 43-53.
- Amaral, L. P.; Ferreira, R. A.; Watzlawick, L. F.; Longhi, S. J.; Sebem, E. 2013. Influência da floresta alterada na distribuição espacial de três espécies da Floresta Ombrófila Mista avaliada pela geoestatística. *Revista Árvore*, 37(3): 491-501., doi: 10.1590/S0100-67622013000300012.
- Assis, A. L. de.; Mello, J. M.; Guedes, I. C. L.; Scolforo, J. R. S.; Oliveira, A. D. 2009. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. using geostatistics. *Cerne*, 15(2): 166-173.
- Assmann, E. 1970. The principles of forest yield study. Oxford: Pergamon. 506 p.

- Biondi, F.; Myers, D.E.; Avery, C.C. 1994. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. *Can. J. For. Res.*, 24: 1354–1368.
- Condit, R. 1998. *Tropical Forest Census Plots: Methods and Results from Barro Colorado Island, Panama and a Comparison with Other Plots*. London: Springer.
- Goslee, S. C. 2006. Behavior of vegetation sampling methods in the presence of spatial autocorrelation. *Plant Ecology*, 187: 203-212,
- INE – Instituto Nacional de Estatística. Indicadores distritais do Censo de 2017 - Moçambique. MAPUTO: Instituto Nacional de Estatística, 2017.
- Kearsley, E.; de Haulleville, T.; Hufkens, K.; Kidimbu, A.; Toirambe, B.; Baert, G.; Verbeeck, H. 2013 Conventional tree height–diameter relationships significantly overestimate aboveground carbon stocks in the Central Congo Basin. *Nat Commun*, 4: 2269. doi: <https://doi.org/10.1038/ncomms3269>.
- Kearsley, E.; Verbeeck, H.; Hufkens, K.; Van De Perre, F.; Doetterl, S.; Baert, G.; Beeckman, H.; Boeckx, P.; Huygens, D. 2017. Functional community structure of African monodominant *Gilbertiodendron dewevrei* forest influenced by local environmental filtering. *Ecology and Evolution*, 7: 295–304. doi: 10.1002/ece3.2589.
- Marzoli, A. 2007. *Inventário Florestal Nacional*. Maputo, Moçambique: Coperazione Italiana. 86 p.
- Matheron, G. 1971. *The theory of regionalized variables*. École Nationale Supérieure des Mines de Paris. Paris, France. 211 p.
- Mc Bratney, A.G.; Webster, A.G. 1986. Choosing functions for semi-variograms and fitting them to sampling estimates. *Journal of Soil Science*, 37: 617-639. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1365-2389.1986.tb00392.x>.
- Mello, J. M.; Diniz, F. S.; Oliveira, A. D.; Scolforo, J. R. S.; Acerbi junior, F. W.; Thiersh, C. R. 2009. Métodos de amostragem geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. *Floresta*, 39: 157-166. doi: <http://dx.doi.org/10.5380/ufv.v39i1.13735>.
- Mello, J. M. de. 2004. *Geoestatística aplicada ao inventário florestal*. Piracicaba: Universidade de São Paulo, 122f. Tese Doutorado.
- Menegol, O. 1991. Índice de sítio e relação entre altura dominante e teores nutricionais das acículas em povoamentos de *Pinus elliottii* var, *elliottii* no segundo planalto Paranaense. Curitiba, Paraná: Universidade Federal do Paraná, 64f. Dissertação de Mestrado em Engenharia Florestal.

- Philip, M. S. 1994. *Measuring Trees and Forests*. 2nd ed. Wallingford: CAB International. 310 p.
- Pimentel Gomes, F.; Garcia, C. H. 2002. *Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais*. Piracicaba: FEALQ. 309 p.
- R Core Team. R. 2019. *A language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing.
- Ribeiro Júnior, P. J.; Diggle, P. J. 2001. *geoR: A package for geostatistical analysis*. R-News, 1: 15-18.
- Rode, R.; Figueiredo-Filho, A.; Machado, S. A., Galvão, F. 2010. Análise do padrão espacial de espécies e de grupos florísticos estabelecidos em um povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no centro-sul do Paraná. *Floresta*, 40: 255-268
- Rufino, T. M. C.; Thiersch, C. R.; Ferreira, S. O.; Kanegae Junior, H.; Fais, D. 2006. Uso da Geoestatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus sp.* e atributos do solo. *Ambiência*, 2(1): 83-93.
- Samra, J. S.; Gill, H. S.; Bhatia, V. K. 1989. Spatial stochastic modelling of growth and forest resource evaluation. *Forest Science*, 35(3): 663-676.
- Santos, M. C. N.; Mello, J. M.; Mello, C. R.; Avila, L. F. 2013. Spatial continuity of soil attributes in an atlantic forest remnant in the mantiqueira range, MG. *Ciência e Agrotecnologia*, 37(1): 68-77.
- Tobler, W. R. 2004. On the First Law of Geography: A Reply. *Association of American Geographers*, 94(2): 290-293.
- Tonini, H.; Finger, C. A. G.; Schneider, P. R.; Spathelf, P. 2002. Comparação gráfica entre curvas de índice de sítio para *Pinus elliottii* e *Pinus taeda* desenvolvidas no Sul do Brasil. *Ciência Florestal*, 12: 143-152.
- Viola, D. N. 2007. Detecção e modelagem de padrão espacial em dados binários e de contagem. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, 118 f. Tese.
- Whitmore, T. C., 1990. *An Introduction to Tropical Rain Forest*. Oxford: Clarendon Press.
- Wild, H.; Fernandes, A. 1968. *Flora Zambesiaca-vegetation map and suplement*. Zimbabwe: Salisbury. 68 p.
- Wulder, M. A.; Lavigne, M.; Franklin, S. E. 1996. High spatial resolution optical image texture for improved estimation of forest stand leaf area index. *Ca*

**ARTIGO 3- MODELOS NÃO LINEARES E REDES NEURAS ARTIFICIAIS NA  
ESTIMAÇÃO DA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE *Androstachys johnsonii* EM  
MOÇAMBIQUE**

**Artigo formatado e submetido à Revista Arvore.**

## RESUMO

As florestas monodominantes, apesar da dominância de uma única espécie, são inequidistantes, multiespecíficas, e multiestruturadas. Neste tipo de floresta, a relação altura/diâmetro (H-D) é mais variável em relação as equidistantes, monoestruturada com única espécie. Diante disso, o objetivo deste estudo foi avaliar três abordagens para estimação da altura total de árvores de *Androstachys johnsonii*, sendo: modelos não lineares, modelos não lineares com covariantes e redes neurais artificiais (RNA). Foram amostradas 3858 árvores de *Androstachys johnsonii*, provenientes de 79 unidades amostrais temporárias de 20x100m (0,2ha). A base de dados foi dividida em 70% para ajuste dos modelo/treinamento das RNA e 30% para validação. A inclusão de covariantes melhorou as estimativas de altura total com erros inferior a 2,5m. As redes neurais demonstraram serem melhores na generalização da estimativa da altura total, apresentando erros inferiores a 2,4m. Dos modelos não lineares com covariantes, o modelo logístico com 4 parâmetros generalizado mostrou-se ser mais preciso. Nas RNA, o aumento do número de covariantes nem sempre melhorou a estimativa. Contudo, inclusão de covariantes representa melhorias para relação hipsométrica, tanto em modelos não lineares, bem como, para redes neurais artificiais.

Palavras-chave: Modelagem, altura/diâmetro, RNAs

Abstract

In monodominant forests despite the dominance of a single species, they remain unequal, multispecific, and multistructured, whose height/diameter (H-D) ratio is more variable than in equidistant forests, monostructured with single species. The objective of this study was to adjust and compare three approaches to estimate the total height of *Androstachys johnsonii* species: (a) nonlinear models, (b) nonlinear models with covariates and (c) artificial neural networks. For the study, 3858 *Androstachys johnsonii* trees from 79 temporary plots of 20x100m (0.2ha) were used. were subdivided into 70% for training and 30% for the test. The inclusion of covariates improves the total height estimation with errors of less than 2.5m, however the neural networks demonstrated to be better in generalizing the total height estimation with errors lower than 2.4m. Of the nonlinear models with covariates, the logistic model with 4 generalized parisons was shown to be more precise. While for neural networks the more covariates were included, they do not always improve the estimate, however, only when it is generalized. The inclusion of covariates represents hypsometric improvements that can be used in nonlinear models as well as for artificial neural networks.

Key-words: Modeling, height/diameter, Artificial neural networks

## 1) INTRODUÇÃO

As florestas tropicais monodominantes representam um dos mais intrigantes enigmas da ecologia dos trópicos, visto que fogem do padrão de elevada biodiversidade normalmente esperado para estas regiões (Schluter e Ricklefs 1993; Marimon, 2005). Apesar desta redução



da biodiversidade, a estrutura destas florestas continua complexa, dificultando o estudo das relações dendrométricas, exemplo da relação altura diâmetro(H-D). Nas florestas monodominantes a relação H-D e as respectivas predições são mais complicadas, devido aos padrões de distribuição espacial e a posição relativa das árvores dentro do povoamento. Estas florestas são geralmente influenciadas pelo sistema de manejo, corte seletivo ou outros distúrbios que mudam a dinâmica do povoamento, gerando dificuldades na predição de altura.

A altura das árvores pode ser considerada uma das mais importantes variáveis no inventário florestal e na modelagem do seu estado atual ou futuro desenvolvimento. Entretanto, a altura é uma medida relativamente complexa, demorada e dispendiosa (Adame et al. 2008). Já a medida do diâmetro é fácil, rápida, com boa exatidão e a baixo custo. Com isso, é comum utilizar modelos de regressão lineares e não lineares para estimar as alturas das árvores. Estes modelos são denominados de modelos hipsométricos, que é baseado na relação entre o diâmetro a altura do peito (DAP) da árvore e a respectiva altura (relação hipsométrica) (Huang et al. 1992; Martin, Flewelling 1998).

A fundamentação biológica da forma funcional dos modelos não lineares justifica a superioridade destes em termos de estabilidade quando aplicados a diferentes florestas (Huang e Titus, 1994; Batista et al., 2001; Castedo Dorado et al. 2005; Sharma 2009; Krisnawati et al. 2010; Ahmadi et al. 2013; Xu et al. 2014; Corral-Rivas et al. 2014). Uma das dificuldades na modelagem da altura das árvores é o grande número de variáveis que a influenciam, dificultando a construção de modelos genéricos, com base em métodos empíricos como a regressão linear e não linear (Batista et al. 2001). Nesse contexto, as Redes Neurais Artificiais (RNAs) aparecem como alternativa para captar o grande número de variáveis que influenciam na altura, assim como a técnica de inclusão de covariantes na modelagem convencional.

As RNAs têm sido cada vez mais usadas como um método alternativo e eficiente para ajuste da relação hipsométrica. A sua forma eficaz de gerir sistemas complexos não-lineares, que não é o caso dos modelos estatísticos de regressão, onde uma função não-linear apropriada deve ser encontrada *a priori*.

Nos últimos anos, houve um aumento no interesse em pesquisas de redes neurais artificiais, com um número cada vez maior de aplicações práticas no campo do meio ambiente e da modelagem florestal. Foram realizadas aplicações no manejo florestal, principalmente no crescimento florestal e modelagem dinâmica por vários autores (Peng and Wen, 1999, Zhang et al., 2000; Diamantopoulou, 2005; Avramidis et al., 2006; Ozçelik et al., 2008; Ozçelik et al. 2010).

No desenvolvimento da relação de H-D generalizada, várias abordagens foram descritas e utilizadas, nas quais primeiro ajusta-se um modelo H-D para cada parcela individual. A *posteriori* explicam-se os parâmetros em termos das características do povoamento tais como densidade do povoamento, área basal, altura dominante, idade e diâmetro dominante (Ferguson e Leech, 1978; Krumlande e Wensel, 1978; Larsen e Hann, 1987, Parresol, 1992; Sharma e Parton, 2007).

Relata-se ainda que as covariantes como altura dominante, diâmetro dominante, percentil da distribuição de diâmetro, densidade do povoamento e informações da idade, explicam a variabilidade nos ajustes dos modelos de altura-diâmetro e melhoram a precisão do modelo (Lopez Sanchez et al. 2003; Eerikainen, 2003; Calama e Montero 2004, Sharma e Parton, 2007).

As Redes Neurais Artificiais e a inclusão de covariantes têm apresentado resultados equivalentes ou superiores em relação modelos lineares e não lineares usuais de regressão na modelagem, entretanto a estimativa de altura de árvores de florestas monodominantes não foi realizada ainda. Deste modo, este trabalho tem como objetivo estimar a altura total de árvores da espécie monodominante *Androstachys johnsonii*, comparando modelos não lineares, modelos não lineares com adição de covariantes e Redes Neurais Artificiais.

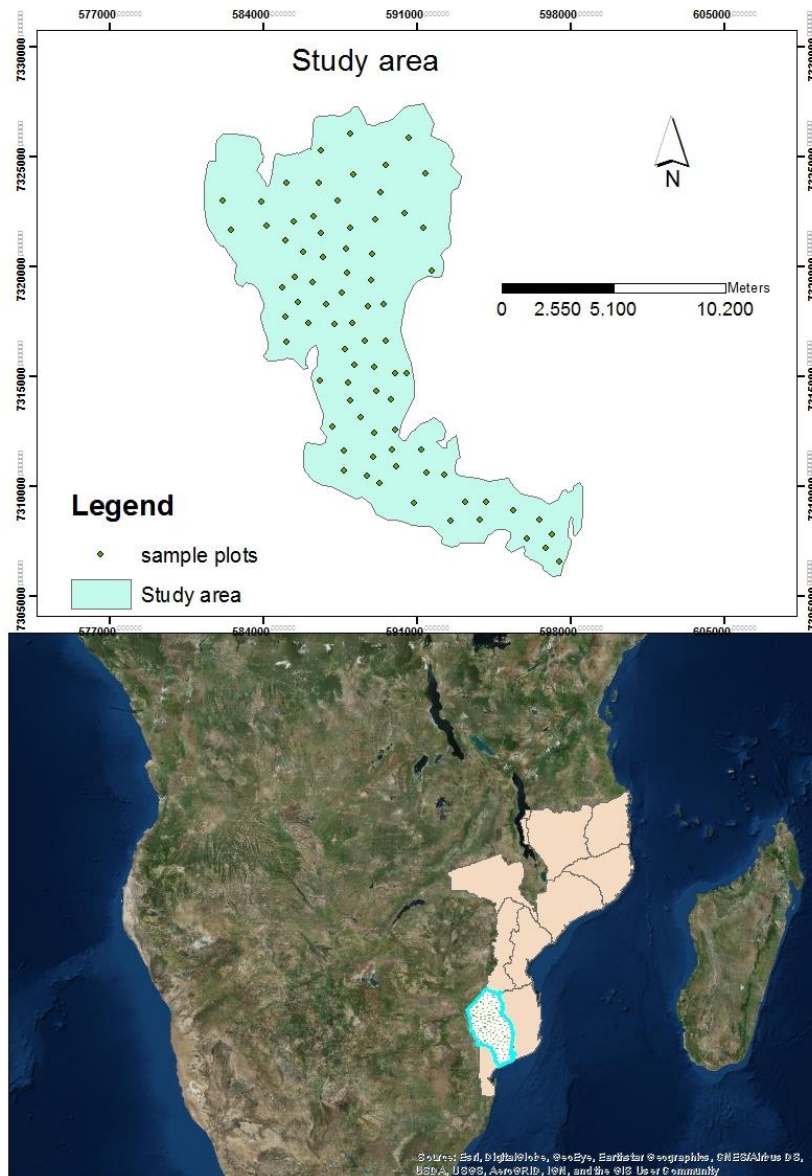
## 2) MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 Área de estudo

O estudo foi desenvolvido em ambiente de terra firme, no Distrito de Manjacaze, situado no Sul de Moçambique, entre as latitudes de 24° 04' e 25° 00' Sul e entre as longitude de 33° 56' e 34° 28' a Este. A Norte está limitado pelo Rio Uwaluezi, braço do Rio Changane que o limita com o Distrito de Chibuto; a Sul o Oceano Indico; na parte Oeste estão os Distritos de Chibuto e Xai-Xai e a Leste os distritos de Inharrime, Panda e Zavala da Província de Inhambane (Figura 1).

O clima da área é do tipo “Aw e BSh” na classificação de Köppen, sendo tropical seco de estepe no interior continental e úmido no litoral. As temperaturas médias mensais situam-se entre 20 e 28°C e a anual acima de 24°C. Os níveis de precipitação estão distribuídos irregularmente entre os meses de novembro a março, sendo que o volume de precipitações anual varia entre 400 a 950 mm. A pluviosidade possui um gradiente de aumento do Norte

para o Sul do Distrito, que é de 150 dias no Norte do Distrito e 270 dias no Sul (INE, 2017), fato que tem efeitos diretos no período de crescimento anual das plantas.



**Figura 1.** Localização de área de estudo

## 2.2 Levantamentos em campo

Foram estabelecidas 79 unidades amostrais (UA) temporárias de 20 m x 100 m (0,2 ha), seguindo os padrões usados por Condit (1998), Philip (2004) e Marizol (2007). As UA não foram contíguas e foram alocadas por meio de amostragem casual simples. Em cada parcela foram medidas e identificadas botanicamente as espécies com diâmetro a altura do peito (1,3m) superior a 10 cm ( $DAP \geq 10$  cm) (Peh, 2014, Kearsley, 2016). As variáveis mensuradas foram DAP e altura total dos indivíduos das UA. Focou-se na medição de árvores, que crescem com um tronco dominante e que têm um dossel distinto. Foi gerado um

banco de dados de 3858 árvores de *Androstachys johnsonii*, sendo a espécie com crescimento monopodial e com dominância acima de 77,5%.

### 2. 3 Modelos de regressão analisados

Foram ajustados seis modelos para a relação da altura total ( $H_i$ ) em função do diâmetro ( $DAP_i$ ), conforme as equações abaixo:

$$\text{Näslund} \quad H_i = \frac{DAP_i^2}{(\beta_0 DAP_i + \beta_1)^2} + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 1})$$

$$\text{Curtis (Exponencial)} \quad H_i = \beta_0 \exp\left(\frac{\beta_1}{DAP_i}\right) + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 2})$$

$$\text{Prodan} \quad H_i = \frac{DAP_i^2}{\beta_0 + \beta_1 DAP_i + \beta_2 DAP_i^2} + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 3})$$

$$\text{Gompertz} \quad H_i = \beta_0 \left[ \exp(-\exp(\beta_1 - \beta_1 DAP_i)) \right] + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 4})$$

$$\text{Logístico} \quad H_i = \frac{\beta_0}{1 + \exp\left[\left(\frac{\beta_1 - DAP_i}{\beta_2}\right)\right]} + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 5})$$

$$\text{Logístico 4 parâmetros} \quad H_i = \beta_0 + \frac{\beta_1}{1 + \exp\left[\left(\frac{\beta_2 - DAP_i}{\beta_3}\right)\right]} + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 6})$$

Em que:  $H_i$  = altura total da *i-ésima* árvore (m);  $DAP_i$  = diâmetro a altura do peito da *i-ésima* árvore (cm); e  $\beta_s$  = parâmetros estimados;  $\varepsilon_i$  = erro aleatório. exp=exponencial

Aa relação altura-diâmetro em florestas nativas é afetada por variáveis, como área basal, densidade, altura dominante, posição fitossociológica, entre outras. Com isso, as variáveis área basal, densidade e altura dominante foram incluídas na equação logística de 3 e 4 parâmetros por meio da decomposição de parâmetros. Nas equações 7 e 8 estão incluídas todas as variáveis, entretanto, optou-se pela inclusão de cada variável de forma separada, gerando 2 novas equações sucessivamente pelo inclusão A inclusão de todas as variáveis em uma única equação gera muitas combinações a serem testadas. As variáveis incluídas de forma combinada a cada um dos parâmetros estão relacionadas umas com as outras, sendo que a retirada ou a inclusão de uma variável a um parâmetro modifica significativamente a estrutura de todo o ajuste (Mendes et al. 2006; Alves et al. 2017).

Logístico 
$$H_i = \frac{\beta_{01} + \beta_{01}N + \beta_{02}H_{dom} + \beta_{03}G}{1 + \exp \left[ \left( \frac{\beta_1 + \beta_{11}N + \beta_{12}H_{dom} + \beta_{13}G - DAP_i}{\beta_3 + \beta_{21}N + \beta_{22}H_{dom} + \beta_{23}G} \right) \right]} + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 7})$$

Logístico 4  
parâmetros 
$$H_i = \beta_0 + \beta_{01}N + \beta_{02}H_{dom} + \beta_{03}G + \frac{\beta_1 + \beta_{11}N + \beta_{12}H_{dom} + \beta_{13}G}{1 + \exp \left[ \left( \frac{\beta_2 + \beta_{21}N + \beta_{22}H_{dom} + \beta_{23}G - DAP_i}{\beta_3 + \beta_{31}N + \beta_{32}H_{dom} + \beta_{33}G} \right) \right]} + \varepsilon_i \quad (\text{Eq. 8})$$

Em que: H é a altura em metros; DAP é o diâmetro, em centímetros, à altura do peito; Hdo é a altura média das árvores dominante e co-dominante, em metros; G é a área basal da parcela, em m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>; e N número de árvores ( densidade) por hectare.

#### Redes Neurais Artificiais

As redes neurais artificiais foram treinadas considerando todas as possíveis combinações de variáveis de entrada, para escolha das melhores que expressarem com exatidão a relação hipsométrica:

$$H = f(\text{DAP});$$

$$H = f(\text{Hdom}, \text{DAP});$$

$$H = f(\text{Hdom}, \text{DAP}, \text{G});$$

$$H = f(\text{Hdom}, \text{DAP}, \text{N});$$

$$H = f(\text{Hdom}, \text{DAP}, \text{G}, \text{N}).$$

Em que: H é a altura em metros; DAP é o diâmetro, em centímetros, à altura do peito; Hdom é a altura média das árvores dominante e co-dominante, em metros; G é a área basal da parcela, em m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>; e N número de árvores ( densidade) por hectare.

O processo de treinamento consistiu no ajuste de seus pesos, por meio de um algoritmo de aprendizagem, que extrai características dos dados fornecidos e tem por objetivo gerar uma RNA que desempenhe a tarefa de interesse (Binoti et al., 2014). As RNAs treinadas foram do tipo *Multilayer Perceptron* (MLP), compostas por uma camada de entrada, uma camada intermediária e uma camada de saída.

A função de ativação utilizada foi a sigmoideal, com um intervalo de 0 a 1, o que implica na limitação da amplitude das saídas e entradas. Por este motivo, procedeu-se à normalização dos dados, que consiste na transformação dos valores de cada variável para valores compreendidos entre 0 e 1. A normalização linear foi obtida por meio da equação (9) (Soares et al, 2011), que considera o valor mínimo e máximo de cada variável na transformação dos valores, mantendo a distribuição original dos dados (Valença, 2010).

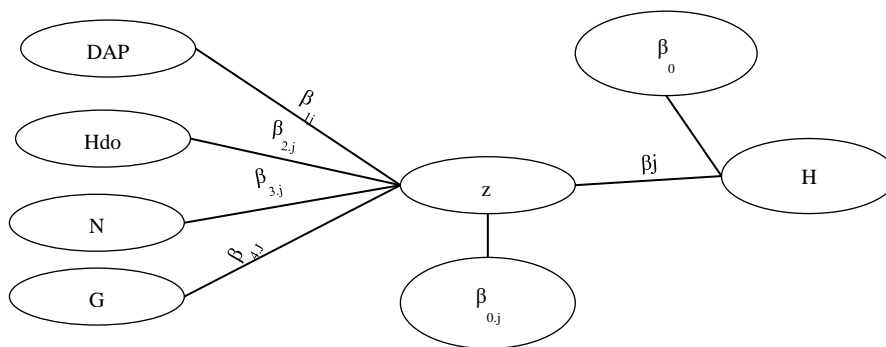
$$x' = \frac{(x - x_{min}) * (b - a)}{(x_{max} - x_{min})} + a \quad (\text{Eq.9})$$

Em que:  $x'$ : valor normalizado;  $x$ : valor original;  $x_{min}$ : valor mínimo da variável;  $x_{max}$ : valor máximo da variável;  $a$ : limite inferior do intervalo de normalização;  $b$ : limite superior do intervalo de normalização.

Os dados foram divididos em dois grupos, sendo 70% para treinamento e 30% para generalização. Dentre os dados destinados ao treinamento da RNA, também foram subdivididos em 70% na fase de treino e 30% na fase de teste.

O critério de parada do processo de treinamento das RNA foi o número máximo de 100.000 ciclos, ou o erro quadrático médio inferior a 1%, sendo encerrado o treinamento ao se atingir um dos dois critérios. Ao final do treinamento, selecionou-se a melhor RNA, com base no menor erro quadrático médio.

A Figura 2 ilustra a arquitetura da RNA que apresentou menor erro dentre as demais avaliadas, composta por cinco neurônios na camada oculta.



**Figura 2.** Arquitetura da RNA *Multilayer Perceptron* (MLP).

Em que: H é a altura em metros; DAP é o diâmetro, em centímetros, à altura do peito; Hdo é a altura média das árvores dominante e co-dominante, em metros; G é a área basal da parcela, em  $m^2ha^{-1}$ ; e N número de árvores (densidade) por hectare;  $n$  é o número do neurônio.

Em que: H é a altura em metros; DAP é o diâmetro, em centímetros, à altura do peito; Hdo é a altura média das árvores dominante e co-dominante, em metros; G é a área basal da parcela, em  $m^2ha^{-1}$ ; e N número de árvores (densidade) por hectare;  $n$  é o número do neurônio.

A partir da rede neural artificial, foi extraída uma equação não-linear para predição da altura total de árvores. Para isso, gerou-se um sistema de equações com coeficientes resultantes dos pesos gerados pelos neurônios da rede neural. Este sistema foi utilizado para predição da altura das árvores que compunham o banco de dados destinado à generalização.

O modelo (10) expressa a relação entre a camada oculta e a variável resposta, em que  $\beta_0$  é o *bias* e os demais coeficientes são os pesos relacionados a cada neurônio. O modelo (11) representa a função de ativação utilizada em cada neurônio da camada oculta, oriunda do

modelo sigmoidal. Por fim, o modelo (12) é resultante da relação entre as variáveis de entrada com os respectivos neurônios da camada oculta, sendo gerado um modelo para cada neurônio.

$$H' = \beta_0 + \beta_1 * z_1 + \beta_2 * z_2 + \beta_3 * z_3 + \beta_4 * z_4 + \beta_5 * z_5 + \varepsilon \quad (\text{Eq.10})$$

$$z_n = \left[ \frac{1}{1 + e^{-w_i}} \right] \quad (\text{Eq.11})$$

$$w_i = \beta_{0,j} + \beta_{1,j} * Hdom_i + \beta_{2,j} * DAP_i + \beta_{3,j} * N_{ij} + \beta_{4,j} * G_i \quad (\text{Eq.12})$$

em que:  $H'$ : altura normalizada;  $\beta_0$ : bias;  $\beta_j$ : coeficiente do modelo associado ao neurônio  $n$ ;  $\beta_{k,j}$ : coeficiente do modelo entre a variável de entrada  $k$  e o neurônio  $n$ ;  $z_j$ : resposta do  $n$ -th neurônio da camada oculta;  $w_i$ : somatório dos produtos entre os pesos e das entradas;  $Hdom_i$ : altura dominante normalizada da  $i$ -ésima unidade amostral (m),  $DAP_i$ : diâmetro à altura do peito normatizado da  $i$ -ésima árvore (cm);  $N_{ij}$ : número de árvores da  $j$ -ésima unidade amostral contendo a  $i$ -ésima árvore (m) normalizado;  $G_i$ : área basal normalizada da  $i$ -th unidade amostral ( $m^2ha^{-1}$ );  $\varepsilon$ : erro.

### 2.3 Avaliação

A escolha da melhor dos modelos e RNAs foi com base na correlação entre os valores observados e estimados pelas redes nas fases de treinamento e validação, no valor da raiz quadrada do erro médio (RMSE) e pela análise de resíduos. A correlação indica o grau de associação entre os valores observados e estimados. Quanto mais próxima de um, maior é a correlação entre as variáveis. A correlação é dada pela equação 13.

$$r_{H\hat{H}} = \frac{\text{cov}(H, \hat{H})}{\sqrt{S^2(H)S^2(\hat{H})}} \quad (\text{Eq.13})$$

Em que:  $S^2$  = variância; cov = covariância;  $\hat{H}$  = valor estimado pela RNA ou pela regressão;  $H$ =valor observado.

O RMSE avalia o desvio quadrático médio entre os valores observados e os valores estimados. Quanto menor o seu valor, melhor a precisão da estimativa (MEHTÄTALO et al., 2006). O erro percentual (MSE) e a raiz quadrada do erro médio foram obtidos pelas equações, respectivamente 14 e 15.

$$MSE = \frac{\bar{H} - H}{H} \quad (\text{Eq.14})$$

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (H_i - \widehat{H}_i)^2}{n - p}} \quad (\text{Eq.15})$$

Em que:  $\bar{H}$  = média dos valores observados; n = número de observações.

A precisão das equações foi verificada pela análise gráfica dos resíduos e pelas seguintes estatísticas: Os critérios de informação de Akaike e Bayesiano são representados pelas equações 16 e 17 respectivamente.

$$\text{AIC} = -2\ln(mv) + 2p \quad (\text{Eq.16})$$

$$\text{BIC} = -2\ln(mv) + p\ln(n) \quad (\text{Eq.17})$$

Em que: mv = valor da máxima verossimilhança; ln = logaritmo neperiano; p = número de parâmetros do modelo; n = número de observações.

As análises dos dados foram realizadas por meio do software estatístico R 3.42 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008), com auxílio dos pacotes *nlme*, *nls* e *neuralnet*.

### 3) RESULTADOS

Os resultados das estatísticas descritivas e as correlações da altura em relação ao DAP, altura dominante, área basal e densidade encontram-se na Tabela 1. Da análise descritiva das variáveis dendrométricas utilizadas na modelagem da relação hipsométrica reporta-se elevada variabilidade nos valores de área basal, demonstrado pelo coeficiente de variação. Contudo, a variável altura dominante mostrou-se pouco heterogênea, com coeficiente de variação menor do que 18%. O desvio padrão também se apresentou alto para altura assim como o diâmetro para os padrões florestais.

**Tabela 1.** Análise descritiva das variáveis usadas no ajuste de modelos não lineares e RNAs

Atributo	Altura Correlação	Mínimo	Média	Máxima	sd	CV(%)
Altura	-	5,00	12,09	24,40	3,66	31,00
Diâmetro (cm) DAP	0,55	10,00	24,31	78,10	10,01	41,82
Altura dominante(m) Hdom	0,59	7,54	13,25	18,11	2,84	17,94
Área basal (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> ) G	0,16	3,95	16,67	45,30	8,10	48,60
Numero de arvores (N*ha <sup>-1</sup> ) N	-0,23	105,00	315,00	770,00	64,01	20,32

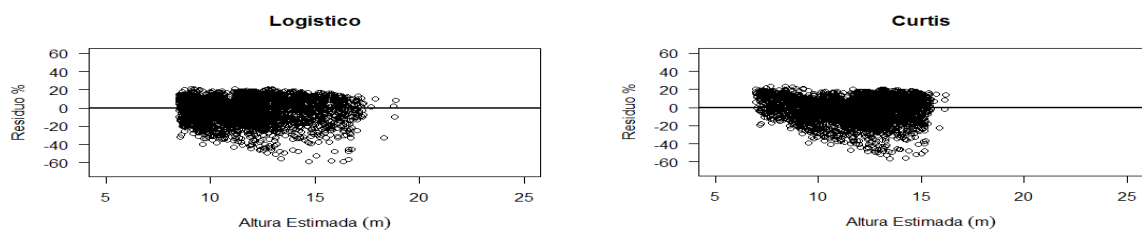
Na Tabela 2, observa-se que todas as equações obtiveram seus parâmetros significativos, podendo ser utilizadas para representar a variação da altura total em função do diâmetro.

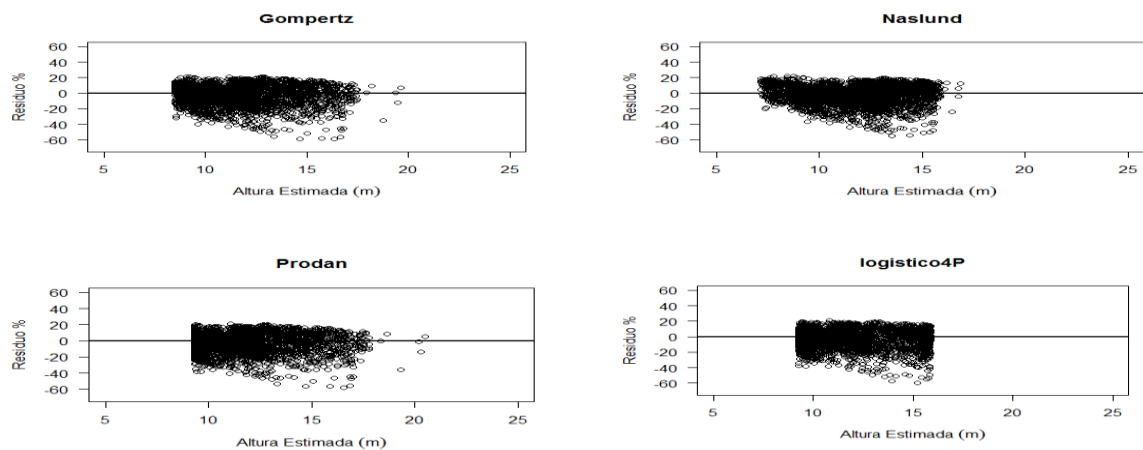


**Tabela 2.** Estimativas e erro padrão das equações da altura em função da DAP.

Parâmetro	Estimativa	EP	EPR	Valor-t	Valor-p
Modelo logístico (1)					
$\beta_0$	20,0389	0,9888		20,2660	< 2e-16
$\beta_1$	16,4436	2,0444	3,068	8,0430	1,15e-15
$\beta_2$	20,9167	1,8862		11,0890	< 2e-16
Modelo Curtis (2)					
$\beta_0$	18,4497	0,2223	3,150	82,9900	<2e-16
$\beta_1$	-9,7450	0,2585		-37,6900	<2e-16
Modelo de Gompertz (3)					
$\beta_0$	22,7536	1,8392		12,3720	< 2e-16
$\beta_1$	0,2799	0,0364	3,070	7,6830	1,96e-14
$\beta_2$	0,0292	0,0041		7,1330	1,17e-12
Modelo de Näslund ( 4)					
$\beta_0$	0,2236	0,0017	3,128	132,40	<2e-16
$\beta_1$	1,4972	0,03878		38,61	<2e-16
Modelo de Prodan(5)					
$\beta_0$	-11,0381	0,9041		-12,21	<2e-16
$\beta_1$	1,9060	0,0885	3,060	21,53	<2e-16
$\beta_2$	0,0252	0,0019		13,26	<2e-16
Logístico 4 parametros(6)					
$\beta_0$	9,0113	0,2158		41,758	<2e-16
$\beta_1$	15,8893	0,2085	3,046	76,210	<2e-16
$\beta_2$	26,4380	0,4860		54,394	<2e-16
$\beta_3$	5,0318	0,5360		9,388	<2e-16

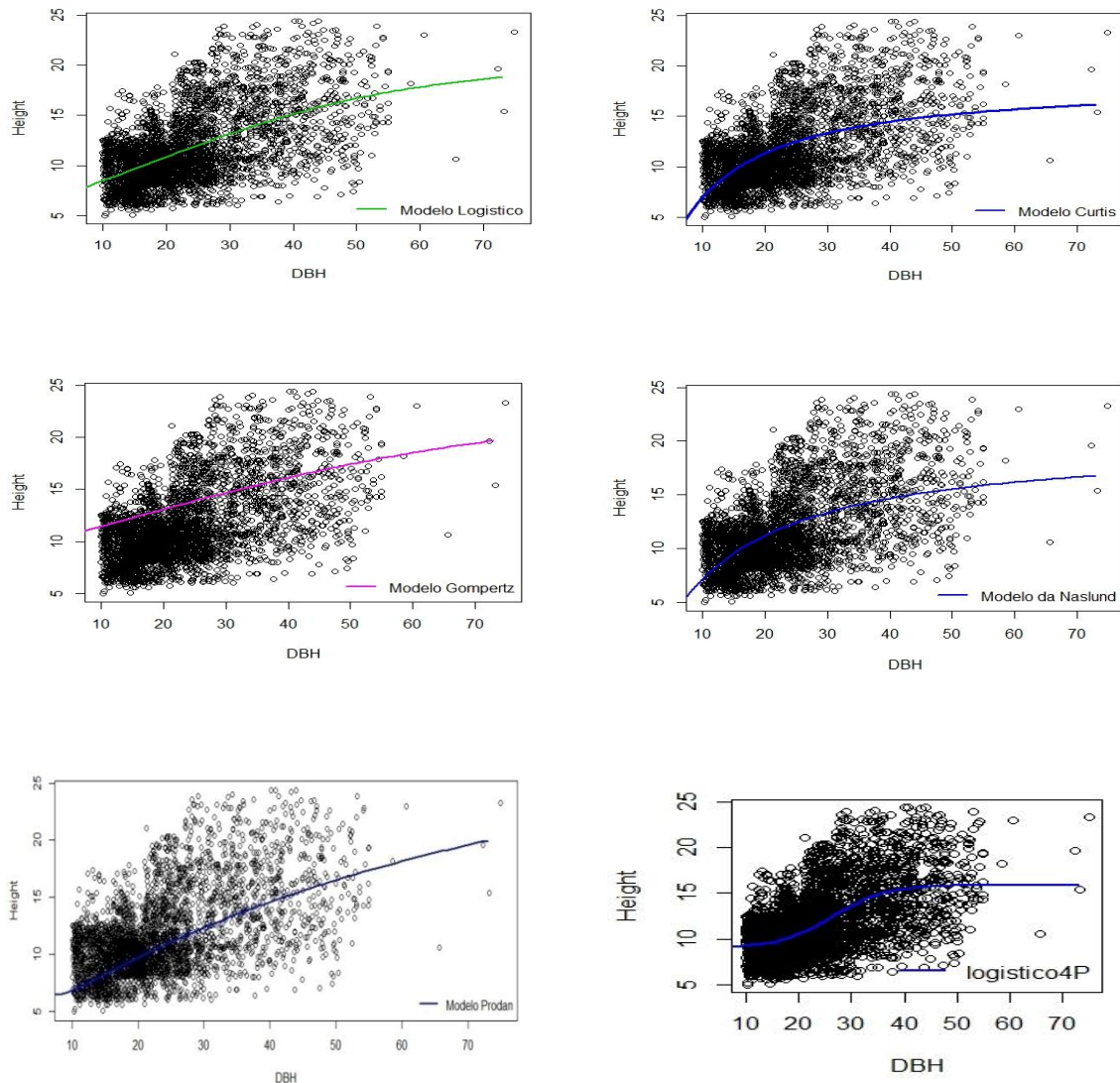
Analisando-se a Figura 3, observa-se que as distribuições gráficas de resíduos tiveram comportamento semelhante. Os valores residuais enquadrando-se entre 30 e -50%, e demonstram tendência de superestimar os valores de altura, com a maior parte dos pontos concentrando-se entre 10 a -20%. Essa tendência fica mais explicitada quando observada nos resíduos dos modelos de Curtis e Näslund. Ainda na Figura 3, observa-se que todos os modelos apresentaram tendência semelhante de distribuição dos resíduos a partir dos 13m, exceto o modelo Logístico de 4 parâmetros.





**Figura 3.** Dispersão dos erros percentuais das estimativas da altura total em função dos valores ajustados da altura total

As curvas ajustadas mostram o mesmo comportamento do erro padrão nas equações da tabela 2. Na figura 3, observar-se um elevado erro de estimativa da equação 4 (Naslund) , sendo que este modelo se tornou assintótico a partir do diâmetro 25cm e altura 15m. O mesmo se pode afirmar em relação ao modelo Naslund, contrariamente, as equações 1 e 5. A equação 6, com 4 parâmetros, seguiu o comportamento dos dados até os 45cm. Razão pela qual se mostrou mais preciso em relação aos demais, devido a sua flexibilidade do parâmetro  $\beta_1$ .



**Figura 4.** Gráficos dos modelos não lineares ajustados

A Tabela 3 contém as estimativas dos parâmetros e as estatísticas de ajuste para os modelos não lineares modificados com a inclusão de covariantes. Observa-se que na equação 1 a inclusão de covariantes foi significativo em quase todos os parâmetros, com exceção da associação da área basal com assíntota e a relação de altura dominante com o parâmetro de escala. Quando foram retiradas essas covariantes (equação reduzida), mostrou que a altura dominante não influenciava na escala. Por sua vez, área basal não influencia na assíntota. Não obstante, tais relações foram mantidas para criar estabilidade na equação. Quando foi analisado o logístico de quatro parâmetros, observou que as covariantes altura dominante, área basal e densidade das árvores não influenciavam significativamente no parâmetro de escala. Equitativamente aconteceu com os parâmetros associados à assíntota, tais como,

densidade de árvores e a área basal. Contrariamente, a altura dominante foi determinante na estilização da assíntota. A redução das covariantes na equação 8 mostrou que não melhorava sua performance.

**Tabela 3.** Estimativas dos parâmetros e as estatísticas de ajuste para os modelos não lineares modificados com a inclusão de covariantes.

Parâmetro	Var-par	Estimativa	EP	EPR	Valor-t	Valor-p
Logístico 3 parâmetros com covariantes						
Assíntota	Intercepto	33,7724	6,0026		5,6263	0,0000
	N	0,13153	0,02281		5,6263	0,0000
	Hdom	0,00521	0,34978		5,7664	0,0000
	G	-1,85808	0,323085		0,0148	0,9881
Inflexão	Intercepto	94,59058	16,7574		5,644	0,0000
	N	0,32131	0,0478		6,7236	0,0000
	Hdom	-3,45757	1,0314	2,567	-3,3522	0,0008
	G	-4,41461	0,7236		-6,1009	0,0000
Escala	Intercepto	41,0047	6,7450		6,0792	0,0000
	N	0,11744	0,01256		9,3384	0,0000
	Hdom	0,4765	0,4486		1,0622	0,2882
	G	-2,0538	0,1878		-10,934	0,0000
Logístico 3 com covariantes reduzido						
Assíntota	Intercepto	-0,6554	0,4290		-1,5278	0,1267
	Hdom	1,0810	0,03047		35,4763	0,0000
	N	0,0019	0,00066		2,8476	0,0044
Inflexão	Intercepto	-21,8605	2,7115		-8,0622	0,0000
	Hdom	2,0964	0,1715	2,467	12,222	0,0000
	G	-0,0934	0,0445		-2,0969	0,0361
Escala	Intercepto	4,1816	0,9480		4,41086 8,1991	0,0000
	G	0,0002	0,0467		0,0467	0,0428
	N	0,0128	0,0128		3,7736	0,0002
Logístico 4 parâmetros covariantes completo						
Assíntota	Intercepto	6,9342	0,7276		9,5302	0,0000
	N	0,00039	0,0013		0,3050	0,7604
	Hdom	0,2430	0,0493		4,9320	0,0000
	G	-0,0392	0,0251		-1,5659	0,1175
Flexibilidade (Flex-Assi)	Intercepto	0,4134	0,4422		0,9350	0,3498
	N	0,0004	0,00084		0,4719	0,6370
	Hdom	1,0128	0,0319		31,745	0,0000
	G	-0,0306	0,0154		-1,975	0,0483
Inflexão	Intercepto	7,9613	2,2315		3,567	0,0004
	N	0,0094	0,00313	2,41	2,998	0,0027
	Hdom	0,8107	0,1385		5,8519	0,0000
	G	-0,0883	0,0481		-1,8339	0,0667

Escala	Intercepto	4,4892	2,0675		2,1713	0,0300
	N	-0,0016	0,0027		-0,6050	0,5453
	Hdom	-0,1962	0,1306		-1,5025	0,1331
	G	0,0528	0,0419		1,2576	0,2086
Logístico 4 parâmetros covariantes reduzido						
Assíntota	Intercepto	7,0458	0,3409		20,662	0,0000
	Hdom	0,1922	0,0275		6,984	0,0000
Inflexão	Intercepto	0,3838	0,2455		1,563	0,1180
	Hdom	1,0174	0,0200	2,42	50,710	0,0000
	G	-0,0265	0,0073		-3,606	0,0003
Flexibilidade (Flex-Assi)	Intercepto	7,4412	1,5313		4,859	0,0000
	N	0,0084	0,0016		5,064	0,0000
	Hdom	0,7470	0,0888		8,406	0,0000
Escala	Intercepto	2,4718	0,5020		4,923	0,0000
	N	-0,0014	0,0014		-0,995	0,3196

A equação 6 apresentou o menor valor de erro padrão residual, contudo não se pode afirmar que seja diferente das demais equações. Observa-se que o erro de estimação de todas as equações foi próximo dos 3 metros, sendo que, o que teve o menor erro foi o modelo logístico 4 parâmetros, para modelos sem covariantes. Para os modelos com covariantes, o modelo logístico completo apresentou maior erro que os modelos reduzidos. Contrastante, aconteceu com o modelo logístico 4 parâmetros.

**Tabela 4.** Comparação dos modelos não lineares modificados com a inclusão de covariantes.

Equação	Modelos	RMSE	$r_{xy}$	BIC	AIC	$S_{xy}(\%)$
1	Modelo logístico	3,0665	0,5580	19627	19602	25,3556
2	Modelo Curtis	3,1513	0,5228	19829	19811	26,0567
3	Modelo de Gompertz	3,0691	0,5570	19634	19609	25,3766
4	Modelo de Näslund	3,1272	0,5336	19771	19751	25,8575
5	Modelo de Prodan	3,0586	0,5612	19607	19582	25,2902
6	Logístico 4 parametros	3,0441	0,5669	19579	19548	25,1591
7	Logístico covariantes completo	2,5636	0,7202	18320	18238	21,1957
8	Logístico 4P covariantes completo	2,4165	0,7565	17790	17896	19,9803
18	Logístico covariantes reduzido	2,4690	0,7438	17990	17940	20,4392
19	Logístico 4P covariantes reduzido	2,4193	0,7558	17856	17787	20,0034

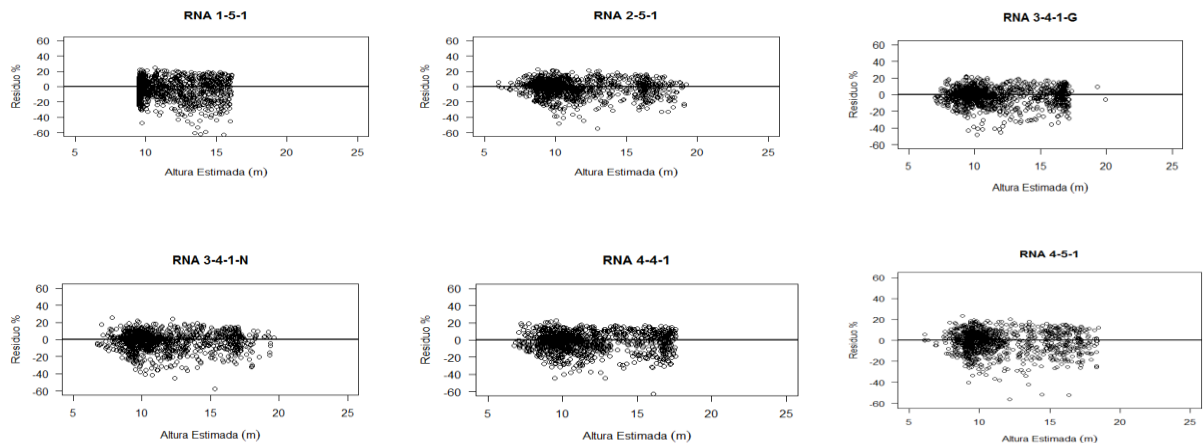
A obtenção da arquitetura adequada da rede neural depende de inúmeras tentativas, a fim de gerar resultados satisfatórios, uma vez que esse processo é aleatório. O número de neurônios por camadas não se baseia em nenhum critério, apenas em tentativa. Assim, os resultados deste trabalho servem como ponto de partida para pesquisas posteriores. As seis

redes treinadas apresentaram diferentes estatísticas de precisão, tanto em correlação quanto em RMSE, bem como no treinamento e na validação (Tabela 5). A inclusão das diferentes variáveis de entrada nas RNAs para a estimativa da altura total demonstrou melhoria na estimativa, ainda que todos tenham apresentado precisão satisfatória.

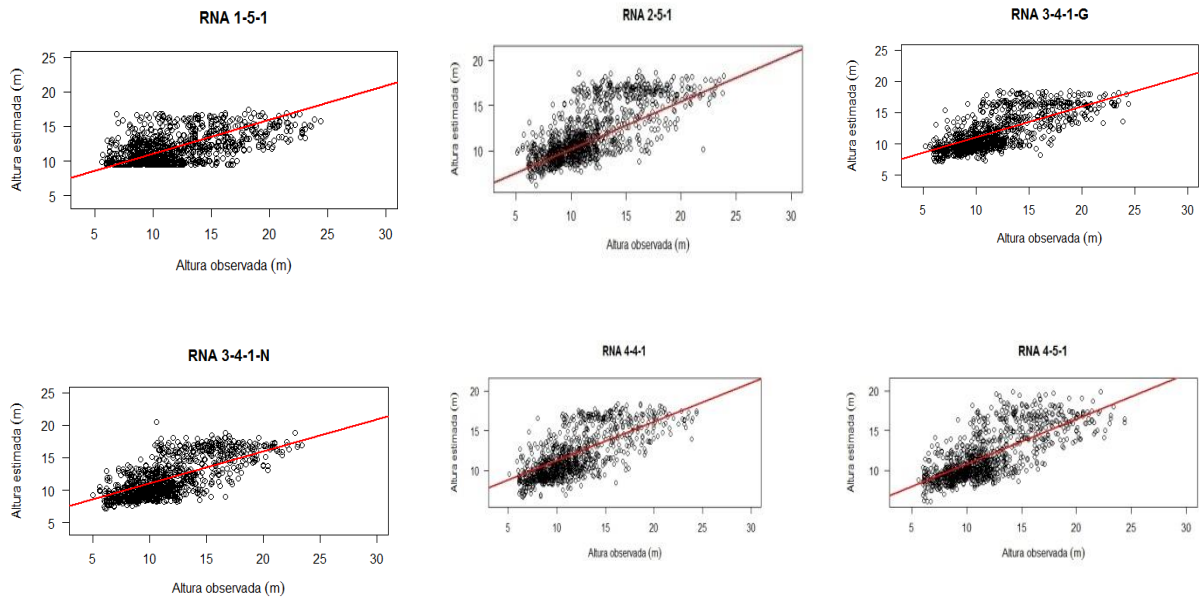
**Tabela 5.** Estimativas dos parâmetros e as estatísticas de ajuste de RNAs

RNA	Arquitetura	Variáveis de entrada	r	MSE treino	MSE valida	RMSE
1	1-5-1	DAP	0.5426	9.3667	9.3108	2.9557
2	2-5-1	DAP, Hdom	0.5638	6.0505	6.7327	2.3632
3	3-4-1 (G)	DAP, Hdom, G	0.7531	5.6832	6.0090	2.4513
4	3-4-1 (N)	DAP, Hdom, N	0.7394	4.7933	6.2201	2.4712
<b>5</b>	<b>4-4-1</b>	<b>DAP, Hdom, G, N</b>	<b>0.7478</b>	<b>5.3442</b>	<b>5.9046</b>	<b>2.4551</b>
6	4-5-1	DAP, Hdom, G, N	0.7492	6.0244	5.5544	2.3567

A Figura 5 mostra Dispersão dos erros percentuais das estimativas da altura total pelas redes neurais artificiais (y), em função dos valores ajustados da altura total (x) onde pode observar que os os erros estão em torno de 20%.



**Figura 5.** Dispersão dos erros percentuais das estimativas da altura total pelas redes neurais artificiais (y), em função dos valores ajustados da altura total (x)



**Figura 6.** Estimativas da altura total pelas redes neurais artificiais (y), em função dos valores observados da altura total (x)

#### 4) DISCUSSÃO

Um dos maiores objetivos do manejo florestal é de otimizar a acurácia de predição dos modelos provenientes de dados de inventário florestal. Ao avaliar as correlações, observou que foram abaixo de 0,8. Porém, houve uma melhoria passando de 0,54 nos modelos sem covariantes, para 0,75 nos modelos com covariantes e nas RNA. O mesmo sucedeu em relação ao erro que reduziu de 3m para 2,4m, com a inclusão de covariantes e o uso das RNA.

Os erros-padrão da estimativa percentuais no estudo variariam de 19 a 26 %, corroborando com vários estudos onde variavam de 7 a 54 % (Rossi et al. 2011; Christo et al. 2012). Estes erros estão diretamente relacionados ao fato de não haver uma relação muito forte entre a altura total e as outras variáveis dendrométricas. Quando se avaliam florestas naturais, nas quais a distribuição diamétrica apresenta uma grande concentração de indivíduos nas classes inferiores e uma grande variabilidade de alturas, a competição entre indivíduos faz com que surjam esses diferentes extratos. Conseqüentemente, indivíduos em posições sociológicas diferentes e uma grande variação na altura e diâmetro, possibilitam uma relação hipsométrica mais instável, devido associação de diferentes diâmetros para uma mesma altura, ao longo dos anos. Deste modo, a relação H-D é afetada por fatores externos (Machado et al. 2008; Araújo et al. 2012; Crecente-Campo et al., 2013; Curto et al., 2014; HESS et al., 2014).

Observou-se um equilíbrio na distribuição dos resíduos nos modelos não lineares. Similarmente, adveio com os modelos não lineares com covariantes, tal como, para as redes neurais artificiais. A dispersão dos pontos ao longo do eixo da variável independente indica de

forma clara se o ajuste subestima ou superestima a variável dependente (MACHADO et al., 2008).

As covariantes altura dominante, área basal e densidade apresentaram alta influência nos parâmetros dos modelos não lineares. Estes descritores do povoamento promoveram melhoria na precisão dos modelos ajustados. A altura dominante e a área basal influenciaram de forma diferente nos parâmetros de ajuste. A altura dominante não influenciou no parâmetro de escala, enquanto que a área basal não influenciou na assíntota. Apesar disso, as covariantes contribuíram para melhoria de precisão dos parâmetros. Este resultado mostra-se coerente com as afirmações de vários autores ao afirmarem que estas variáveis são também determinantes na estimação da altura total do povoamento (Machado et al. 1994; Leite e Andrade 2003 Calegario et al. 2005; Misir, 2010; Stankova; Diéguez-Aranda, 2013; Crecente-Campo et al., 2014; Sena et al. 2015, Alves, et al. 2017).

As RNAs apresentavam menores erros quando eram adicionadas as covariantes. Também, na estimativa da altura de povoamentos de eucalipto, o resultado foi o mesmo (Binoti et al. 2013). Também, sucedeu quando as RNAs foram comparados com modelos de regressão não linear, na estimativa da altura de zimbro na Criméia, observando-se a utilização de redes neurais é uma alternativa eficaz, em relação à modelagem por regressão, devido à precisão das estimativas (Özçelik et al. 2013). Resultado similar foi observado na estimativa da altura de *Calycophyllum spruceanum*, onde concluíram que as redes neurais artificiais resultam em estimativas, quão precisas quanto, os modelos tradicionais de regressão. A grande vantagem das RNA é a sua flexibilidade na inserção de mais variáveis explicativas simultaneamente ( Araújo, 2015; Vendruscolo et al, 2015).

Na comparação do desempenho de modelos de regressão não linear e a inclusão das covariantes com redes neurais artificiais, na estimativa de altura total de *Androstachys johnsonii*, no sul de Moçambique, desmostrou que que a inclusão das covariantes na regressão e as arquiteturas das RNAs melhoraram a precisão de predição de altura desta espécie.

## 5) CONCLUSÃO

Na modelagem de floresta, onde a complexidade é natural, é difícil sugerir uma abordagem específica para relação hipsométrica. Os modelos e as redes apresentaram a mesma acurácia. Estas abordagens foram melhores quando foram inseridas as covariáveis relacionadas aos povoamentos de *Androstachys johnsonii*.



## 6) REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adame P, DEL RIO M, E canellas I. A mixed nonlinear height-diameter model for pyrenean oak (*Quercus pyrenaica* Willd.). *Forest. Ecol. Manag.*, 2008; 256(1-2):
- Ahmadi K, Alavi SJ, Kouchaksaraei MT, AERTSEN W. Non-linear height-diameter models for oriental beech (*Fagus orientalis* Lipsky) in the Hyrcanian forests, Iran/Modèles non linéaires de diamètre de hauteur pour le hêtre oriental (*Fagus orientalis* Lipsky) dans les forêts Hyrcaniennes en Iran, *Biotechnol. Agron. Soc.*, 2013; 17, 431–440.
- Ali M, Pazzani MJ. Error reduction through learning multiple descriptions. *Machine Learning*, 1996; 24(3), 173–202.
- Alves J, Calegario N, Rosado SCS, Silva GA, Possato EL, Melo EA. Equações hipsométricas para *Toona ciliata* com inclusão de covariantes *Ciência Florestal*, Santa Maria, 2017; v. 27, n. 2, p. 581-595.
- Araújo EJG; Pelissari AL, David HC, Scolforo JRS, Netto SP, Morais VA. Relação hipsométrica para candeia (*Eremanthus erythropappus*) com diferentes espaçamentos de plantio em Minas Gerais, Brasil. *Pesquisa florestal brasileira*, 2012; v. 32, n. 71, p. 257-268.
- Araújo BHP. Modelagem da altura, volume e afilamento do fuste de *Calycophyllum spruceanum* Benth. empregando regressão e redes neurais artificiais. 53f. Dissertação (Mestrado) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus, 2015.
- Avramidis S, Iliadis L, Mansfield SD. Wood dielectric loss factor prediction with artificial neural networks. *Wood Science and Technology* 40, 2006; 563–574.
- Batista JLF, Couto HTZ, Marquesini M. Desempenho de modelos de relações hipsométricas: estudo em três tipos de floresta. *Scientia Forestalis*, Piracicaba, 2001; n. 60, p. 149-162, dez.
- Binoti MLMS, Binoti DHB, Leite HG. Aplicação de redes neurais artificiais para estimação da altura de povoamentos equiâneos de eucalipto. *Revista Árvore*, Viçosa, MG, 2013; v. 37, n. 4, p. 639-645. DOI: 10.1590/S0100-67622013000400007
- Binoti DHB, Binoti MLMS, Leite HG. Configuração de redes neurais artificiais para estimação do volume de árvores. *Ciência da Madeira*, Pelotas, 2014; v. 5, n. 1, p. 58-67.
- Calama R, Montero G. Interregional nonlinear height–diameter model with random coefficients for stone pine in Spain. *Can. J. For. Res.*, 2004; 34, 150– 163.
- Calegario N, Calegario CLL, Maestri R, Daniels, RF. Melhoria da qualidade de ajuste de modelos biométricos florestais pelo emprego da teoria dos modelos não lineares generalizados. *Scientia Forestalis*, Piracicaba, 2005; v. 69, p. 51-60.
- Castedo F, Barrio M, Parresol BR, Álvarez gonzález JG. A stochastic height–diameter model for maritime pine ecoregions in Galicia (northwestern Spain). *Ann. For. Sci.*, 2005; 62, 455–465.

Christo JC, Dias NA, Figueiredo filho A, Menon FV. Modelagem e crescimento de *Tectona grandis* Linn F. no município de Alta Floresta – MT a partir de anatro (análise de tronco) completa. In: Congresso Florestal Paranaense, 2012; p. 01-09.

Cigizoglu HK, Kisi O. Methods to improve the neural network performance in suspended sediment estimation. *Journal of Hydrology*, 2006; 317: 221–238.

Condit R. *Tropical Forest Census Plots: Methods and Results from Barro Colorado Island, Panama and a Comparison with Other Plots*. Springer, 1998.

Crecente-campo F, Alvarez-gonzalez JG, Castedo-dorado F, Gomez-garcia E, Diaguez-aranda U. Development of crown profile models for *Pinus pinaster* Ait. and *Pinus sylvestris* L. in northwestern Spain. *Forestry*, 2013; 86, 481–491.

Crecente-campo F, Corral-rivas J, Vargas-larreta B, Wehenkel C. Can random components explain differences in the height–diameter relationship in mixed uneven-aged stands? *Ann For Sci*, 2014 71:51–70.

Curto RA, Loureiro GH, Môra R, Miranda ROV, Netto SP, Silva GF. Relação hipsométrica em floresta estacional decidual. *Revista de Ciências Agrárias*, 2014; v. 57, n.1, p. 57-66.

Diamantopoulou M.J. Artificial neural networks as an alternative tool in pine bark volume estimation. *Computers and Electronics in Agriculture*, 2005; 48, 235–244.

Diamantopoulou MJ, Milios E. Modelling total volume of dominant pine trees in reforestations via multivariate analysis and artificial neural network models. *Biosystems Engineering*, 2010; v. 105, n.3, p. 306-315.

Flewelling J, Martin F. Evaluation of tree height prediction models for stand inventory. *Western Journal of Applied Forestry*, 1998; 13: 109–119.

Ferguson IS, Leech JW. Generalized least squares estimation of yield functions. *For. Sci*, 1978; 24, 27–42.

Guimarães MAM. Height- diameter models in forestry with inclusion of covariates. *Cerne*, Lavras, jul./set 2009; v. 15, n. 3, p. 313-321.

Hess AF, Bras EM, Thaines F, Mattos PP. Ajuste de relação hipsométrica para espécies da Floresta Amazônica. *Ambiência*, Guarapuava, 2014; v. 10, n. 1, p. 21-29.

Huang S., Titus SJ, Wiens DP. Comparison of nonlinear height-diameter functions for major Alberta tree species. *Can. J. Forest Res*, 1992; 22(9): 1297-1304.

Huang S, Titus SJ. An age-independent individual tree height prediction model for boreal spruce-aspen stands in Alberta. *Canadian Journal of Forest Research*, 1994; 24: 1295–1301.

INE – Instituto Nacional de Estatística. Indicadores distritais do Censo de 2017 - Moçambique. MAPUTO: Instituto Nacional de Estatística, 2017.

- Kearsley E, Verbeeck H, Hufkens K, Van de perre F, Doetterl S, Baert G. et al. Functional community structure of African monodominant *Gilbertiodendron dewevrei* forest influenced by local environmental filtering. *Ecology and Evolution*, 2017; 7: 295–304. doi: 10.1002/ece3.2589.
- Krisnawati H, Wang Y, Ades PK. Generalized height-diameter models for *Acacia mangium* Willd. Plantations in south Sumatra. *Journal of Forestry Research* 7, 2010; pp. 1-19.
- Krumland BE, Wensel LC. A generalized height–diameter equation for coastal California species. *West. J. Appl. For.* 1978; 3, 113–115.
- Larsen DR, Hann DW. Height–diameter equations for seventeen tree species in southwest Oregon. *Oregon State Univ. For. Res. Lab. Pap.*, 1987; 4 pp.
- Leite HG, Andrade VCL. Importância das variáveis altura dominante e altura total em equações hipsométricas e volumétricas. *Revista Árvore, Viçosa, mai/jun/ 2003; v. 27, n. 3, p. 301-310.*
- Lopez sanchez CA, Varela JG, Dorado FC, Alboreca AR, Soalleiro RR, Alvarez gonzalez, et al.. A height–diameter model for *Pinus radiata* D.Don in Galicia (Northwest Spain). *Ann. For. Sci.* 2003; 60, 237–245.
- Machado SA, Bayley RL, Basso SF, Bevilacqua JR VG. Análise do comportamento da relação hipsométrica com respeito à idade para plantações de *Pinus elliotti* no Estado do Paraná. *Cerne*, 1994; Lavras, v.1, n. 1, p. 5-12.
- Machado AS, Nascimento RGM, Augustynczyk ALD, Silva LCR, Figura, M. A.; Pereira, et al. Comportamento da relação hipsométrica de *Araucaria angustifolia* no capão da Engenharia Florestal da UFPR. *Pesquisa Florestal Brasileira, Colombo, jan./jun., 2008.; n.56, p.5-16.*
- Marzoli A. Inventário Florestal Nacional. DNTF. Coperazione Italiana. Maputo. Moçambique, 86pp, 2007.
- Mehtätalo L, Maltamo M, Kangas A. The use of quantile trees in the prediction of the diameter distribution of a stand. *Silva Fennica*, 2006; v. 40, n. 3, p. 501-516.
- Mendes BR, Calegario N, Volpato CES, Melo AA. “Desenvolvimento de modelos de crescimento de arvores ´ individuais fundamentado em equações diferenciais,” ~ *Cerne*, 2006; vol. 12, pp. 254–263.
- Misir N. Generalized height-diameter models for *Populus tremula* L. stands. *African Journal of Biotechnology*, Ebène, jul. 2010; v. 9, n. 28, p. 4348-4355.
- Özçelik R, Diamantopoulou MJ, Wiant HV, Brooks JR. Comparative study of standard and modern methods for estimating tree bole volume of three species in Turkey. *For. Prod. J.* 2008; v. 58, 73–81.
- Özçelik R, Diamantopoulou MJ, Wiant HV, Brooks JR. Estimating tree bole volume using artificial neural network models for four species in Turkey. *Journal of Environmental Management*, 2010; 91 (3), 742–753.

Özçelik R, Diamantopoulou MJ, Crecente-campo F, Eler U. Estimating Crimean juniper tree height using nonlinear regression and artificial neural network models. *Forest Ecology and Management*, Amsterdam, 2013; v. 306, p. 52-60, DOI: 10.1016/j.foreco.2013.06.009.

Parresol BR. Baldcypress height–diameter equations and their prediction confidence interval. *Can. J. For. Res*, 1992; v. 22, 1429–1434.

Peh KSH, Sonké B, Séné O, Djuikouo MNK, Nguembou CK, Taedoumg, et al. H. Mixed-Forest Species Establishment in a Monodominant Forest in Central Africa: Implications for Tropical Forest Invasibility *PLoS ONE*, 2014; 9(5): e97585. doi:10.1371/journal.pone.0097585.

PENG C, WEN X. Recent applications of artificial neural networks in forest resource management: an overview. *American Association for Artificial Intelligence Technical Report WS*, 1999; 99-07.

Philip MS. *Measuring Trees and Forests*. 2nd edn. CAB International Wallingford, 1994; 310 pp.

Pinheiro JC, Bates DM. *Mixed Effects Models in S and S-Plus*. Springer-Verlag, New York, 2000.

Rossi AS, Drescher R, Pelissari AL, Lanssanova LR. Relação hipsométrica e crescimento de *Tectona grandis* L. f. no município de Monte Dourado, Pará. *Scientia Forestalis*, 2011; v. 39, n. 91, p. 301-307.

Rufino RF, Miguel EP, Santos GA, Santo TEB, Souza F. Ajuste de modelos hipsométricos para um povoamento de eucaliptos conduzido sobre o sistema de rebrota. *Enciclopédia Biosfera*, 2010; v. 6, n. 10, p. 1-10.

Schluter D, Ricklefs RE. *Species diversity in ecological communities*. University of Chicago Press, 1993; 414 p.

Sena ALM, Da silva neto AJ, Oliveira GMV, Calegario N. Modelos lineares e não lineares com uso de covariantes para relação hipsométrica de duas espécies de pinus tropicais *Ciênc. Florest.*, 2015; vol.25 no.4 Santa Maria Oct./Dec.

Sharma M, Parton J. Height–diameter equations for boreal tree species in Ontario using a mixed-effects modeling approach. *For Ecol Manage*, 2007; 249:187–198.

Sharma RP. Modelling height-diameter relationship for Chir pine trees. *Banko Janakari*, 2009; Vol. 19, No. 2.

Soares FAAMN, Flôres EL, Cabacinha CD, Carrijo GA, Veiga ACP. Recursive diameter prediction and volume calculation of Eucalyptus trees using multilayer perceptron networks. *Computers and Electronics in Agriculture*, 2011; v. 78, n. 1, p. 19-27, DOI: 10.1016/j.compag.2011.05.008

Sousa GTO, Azevedo GB, Barreto PAB, Júnior VC. Relações hipsométricas para *Eucalyptus urophylla* conduzidos sob regime de alto fuste e talhadia no Sudoeste da Bahia. *Scientia Plena*, 2013; v. 9, n. 4., p 1-7.

Stankova TV, Diéguez-aranda U. Height-diameter relationships for Scots pine plantations in Bulgaria: optimal combination of model type and application. *Annals of Forest Research, Voluntari*, 2013; v. 56, n. 1, p. 149-163.

Valença M. *Fundamentos das Redes Neurais*. 2 ed. Olinda: Livro Rápido, 2010; 384 p.

Vendruscolo DGS, Chaves AGS, Silva RS, Souza HS, Medeiros RA., Motta, et al. Identidade em modelos hipsométricos para *tectona grandis* com diferentes espaçamentos em cáceres-MT. *Nativa, Sinop*, 2015; v. 03, n. 01, p. 44-49.

Xu H, Sun Y, Wang X, Fu Y, Dong Y, Li Y. Nonlinear mixed-effects (NLME) diameter growth models for individual China-fir (*Cunninghamia lanceolata*) trees in southeast China. *PLoS ONE*, 2014; 9, 1–10.

Zhang QB, Hebda RI, Zhang QJ, Alfaro RI. Tree-ring growth responses to climatic variables using artificial neural networks. *Forest Sci*, 2000; 46 (2), 229–239.

**ARTIGO 4 - PRESCRIÇÃO DE MANEJO POR CLASSE DIAMÉTRICA DE UM  
FRAGMENTO FLORESTAL EM MOÇAMBIQUE**

Artigo formatado e submetido à Revista Arvore.

## RESUMO

Os povoamentos multiânêos são compostos de três ou mais idades que são espacialmente entressachadas com uma ou mais espécies. Estas florestas oferecem algumas vantagens sobre as florestas equiânêas, por pertencerem à diferentes estágios de sucessão e à diferentes escalas de perturbação. Apesar disso, elas possuem estruturas mais complexas por desenvolverem-se em diferentes níveis de competição. O objetivo do estudo foi de testar analisar o uso de modelos não lineares na estimação da distribuição diamétrica e a prescrição de manejo em um fragmento florestal em Moçambique. Foram instaladas 79 unidades amostrais temporárias, de 0,2 ha cada. Em todas as UA foram medidas as árvores com diâmetro à altura do peito maior que 10 cm. Foram amostrado um total de 4978 indivíduos, sendo 3858 indivíduos de *Androstachys johnsonii* Prain. O modelo biexponencial apresentou melhores estimativas das classes diamétricas em relação ao modelo de Meyer. O modelo de Meyer foi melhor que aos demais analisados. Para a prescrição de manejo utilizou-se o modelo biexponencial. Observou-se que com a diminuição da área basal resultava em uma melhora na estrutura da floresta. Contudo, quando avaliada a espécie com maior dominância na prescrição do diâmetro máximo de 32,5cm, com 65% da área basal remanescente, não era suficiente para tornar a floresta balanceada.

Palavras-chave: Modelo biexponencial, modelos não lineares, manejo de florestas nativas.

### Abstract

Multi-level stands are composed of three or more ages that are spatially decelerated, each class becoming a significant part of the settlement, with different species. These forests offer some advantages over the equine forests because they belong to different stages of succession and the different scales of disturbance, however, they have more complex structures, because they develop in different levels of competition. The objective of the study was to test and compare the biexponential model with Liocourt and the other nonlinear models in the estimation of the diametric distribution, posterior management prescription by diametric class, for the stand and the dominant species level. A total of 79 temporary plots of 0.2 ha each were installed. In all plots trees with diameter at breast height greater than 10 cm were measured, 4978 individuals sampled and 3858 trees of *Androstachys johnsonii* Prain were used. The biexponential model presented better estimates of the diametric classes in relation to the Liocourt model, however, Liocourt model was good in relation to the others. The biexponential model was used to prescribe management. It was observed that for the decrease of the basal area the forest structure improved, however, when the species with the greatest dominance in the maximum diameter prescription of 32.5cm with 65% of the remaining basal area was not enough to make the forest balanced.

Key-words: Bi-exponential model, nonlinear models, management of native forests

## INTRODUÇÃO

Os povoamentos multiânêos naturais são compostos de três ou mais idades que são espacialmente misturadas, sendo que cada classe torna-se uma parcela significativa do povoamento, geralmente também compostas diferentes de espécies. Estas florestas oferecem algumas vantagens sobre as florestas equiânêas por pertencerem a diferentes estágios de

sucessão e as diferentes escalas de perturbação. Contudo, elas possuem estruturas mais complexas, por desenvolverem-se em diferentes níveis de competição.

A distribuição diamétrica é um método-chave para descrever a uniformidade e o crescimento de um povoamento. Ela fornece informações cruciais para inventários florestais em diferentes níveis de estrutura e dinâmica da área em relação a variação de densidade dentro classes de tamanho (Assmann, 1970). Contudo, manter uma distribuição ideal da densidade nas classes de diâmetro é difícil no manejo florestal a longo prazo.

Quanto à estrutura de uma floresta, ela pode ser explicada pela sua distribuição diamétrica, que é definida pela caracterização do número de árvores por unidade de área e pelo intervalo de classe de diâmetro. Os vários tipos de florestas apresentam diferentes distribuições diamétricas, tanto em sua amplitude como em sua forma. Por isso, a distribuição de diâmetro é característica importante do estoque em crescimento, (Clutter et al., 1983; Pires-O'brien e O'brien, 1995; Ferreira et al., 1998).

O diâmetro é uma das variáveis independentes, que entram em vários modelos estatísticos, tais como relação hipsométrica, distribuição diamétrica e na estimação do diâmetro de copa. O diâmetro por si só define padrões de uso da árvore (Machado e Figueiredo Filho, 2006).

Conhecer o limite da relação entre o número de árvores e o seu tamanho, por exemplo, o diâmetro, em populações florestais, é extremamente importante do ponto de vista do manejo, pois, oferece aos técnicos uma ferramenta para planejar intervenções silviculturais, como os cortes seletivos e de liberação, de modo a alcançar objetivos predefinidos. Podendo, determinar, com uma maior precisão, a intensidade dos cortes a serem realizados para a liberação de espaço. Por outro lado, mostrar quanto espaço há disponível para mais árvores, em florestas subestocadas, permitindo avaliar o número de mudas que poderiam ser introduzidas em plantios de enriquecimento, (Shelton e Murphy, 1991; Meyer, 2011).

Algumas intervenções, tais como desbastes e corte seletivo, nas quais se remove as árvores acima de um diâmetro mínimo especificado, geralmente tem sido usado equivocadamente. Visto que as árvores de baixa qualidade que estão acima do limite são comumente deixadas. No entanto, estas intervenções podem simular o sistema multiâneo se: (a) cortam-se todas as árvores acima do limite de diâmetro, (b) o limite de diâmetro é definido



para reter algumas árvores produtoras de sementes e (c) vegetação concorrente é controlada periodicamente. Entretanto, possuem desvantagem da flutuação dos produções. Por isso, a floresta não fica regulada, nem balanceada (Shelton e Murphy, 1991; Meyer, 2011).

O modelo biexponencial já era usado na medicina nos anos 80s, na tentativa de avaliar o comportamento do rim em relação ao fluxo sanguíneo cerebral (Goldberg, 1980). Continuou a ser usado em outras diversas áreas como a física-química, para avaliar o coeficiente de difusão obtido a partir modelo biexponencial, comparando com o coeficiente de difusão ajustado pelo modelo exponencial (Spiegel, 1998). Na bioquímica usa-se muito análise de de crescimento do coeficiente de difusão em função de tempo ou outras variáveis (Terazima e Hirota, 1993; Terazima et al., 1993, 1995; Okamoto et al., 1995, 1997, 1998; Ukai et al., 2000a,b). Os resultados mostraram-se satisfatórios, quando o comportamento da curva não é estritamente decrescente seguindo uma progressão geométrica, apresentando certa defasagem em relação à variável independente.

Na área florestal, os modelos amplamente usados para a estimativa de variáveis biométricas, podem não ser mais precisos buscando-se novos modelos. O modelo biexponencial pode ser uma alternativa a solução desse dilema.

O objetivo do estudo foi de testar analisar o uso de modelos não lineares na estimação da distribuição diamétrica e a prescrição de manejo em um fragmento florestal em Moçambique

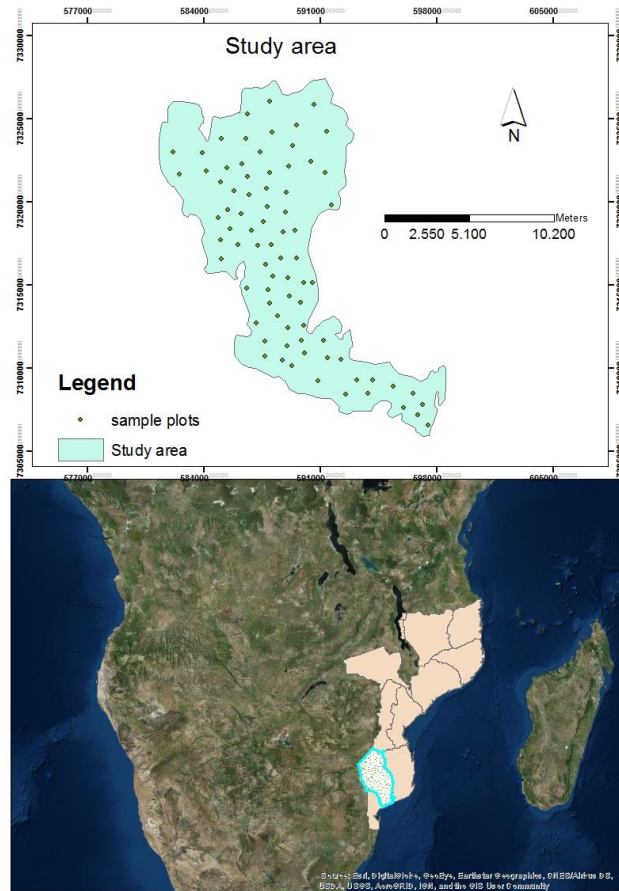
## 1. MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 Área de estudo

O estudo foi desenvolvido em ambiente de terra firme, no Distrito de Manjacaze, situado no Sul de Moçambique, entre as latitudes de 24° 04' e 25° 00' Sul e entre as longitude de 33° 56' e 34° 28' a Este. A Norte está limitado pelo Rio Uwaluezi, braço do Rio Changane que o limita com o Distrito de Chibuto; a Sul o Oceano Indico; na parte Oeste estão os Distritos de Chibuto e Xai-Xai e a Leste os distritos de Inharrime, Panda e Zavala da Província de Inhambane (Figura 1).

O clima da área é do tipo “Aw e BSh” na classificação de Köppen, sendo tropical seco de estepe no interior continental e úmido no litoral. As temperaturas médias mensais situam-se entre 20 e 28°C e a anual acima de 24°C. Os níveis de precipitação estão distribuídos irregularmente entre os meses de novembro a março, sendo que o volume de precipitações anual varia entre 400 a 950 mm. A pluviosidade possui um gradiente de aumento do Norte para o Sul do Distrito, que é de 150 dias no

Norte do Distrito e 270 dias no Sul (INE, 2017), fato que tem efeitos diretos no período de crescimento anual das plantas.



**Figura 1.** Localização de area de estudo

## 2. 2 Levantamentos em campo

Foram estabelecidas 79 unidades amostrais (UA) temporárias de 20 m x 100 m (0,2 ha), seguindo os padrões usados por Condit (1998), Philip (2004) e Marizol (2007). As UA não foram contíguas e foram alocadas por meio de amostragem casual simples. Em cada parcela foram medidas e identificadas botanicamente as espécies com diâmetro a altura do peito (1,3m) superior a 10 cm ( $DAP \geq 10$  cm) (Peh, 2014; Kearsley, 2016). As variáveis mensuradas foram DAP e altura total dos indivíduos das UA. Focou-se na medição de árvores, que crescem com um tronco dominante e que têm um dossel distinto. Foram usados 4978 indivíduos amostrados dentre elas 3858 árvores de *Androstachys johnsonii* Prain.

## 2.3 Ajuste de modelos

Em tese, a função dada pelo conjunto de expressões (Equação 1 a 4) não necessariamente deve ser a função de Meyer. Qualquer função que se ajuste à forma

exponencial negativa pode ser utilizada para o propósito de manejo. Como candidatas, existem várias funções na literatura que se aproximam de tal forma e que, neste caso, podem substituir a função de Meyer e, provavelmente, gerar ajustes mais precisos. Quanto maior a precisão do ajuste da função à distribuição da floresta maior a precisão das prescrições do manejo.

Algumas destas funções estão representadas seguindo as expressões (Equação 1, (Meyer), é função dois parâmetros. A expressão (Equação 2) e (Equação 3) é representada por três parâmetros, enquanto a expressão (Equação 4) possui quatro parâmetros. Como em qualquer outro estudo de modelagem, a função a ser selecionada será aquela que for mais precisa em representar à base de dados.

$$n(d, \alpha, \beta) = \alpha d_i^\beta + \varepsilon_i \rightarrow \text{para } \beta < 0 \quad (\text{Eq. 1})$$

$$n(d, \alpha, \beta) = \alpha * e^{(\beta)d_i} + \varepsilon_i \rightarrow \text{para } \beta > 0 \quad (\text{Eq. 2})$$

$$n(d, \alpha, \beta) = \alpha(1 + d_i)^\beta + \varepsilon_i \rightarrow \text{para } \beta < 0 \quad (\text{Eq. 3})$$

$$n(d, \alpha, \beta, \lambda, \varphi) = \alpha * e^{(-e^{(\beta)d_i})} + \lambda * e^{(-e^{(\varphi)d_i})} + \varepsilon_i \rightarrow \text{para } \alpha, \lambda > 0 \text{ e } \beta, \varphi < 0 \quad (\text{Eq. 4})$$

Após as etapas acima, uma nova estrutura é gerada sendo possível a estimativa dos parâmetros para qualquer função, independentemente do número de parâmetros, utilizando um método não linear iterativo, como o de Gauss-Newton.

As funções propostas, representadas em (1), foram ajustadas para a base de dados utilizando o método não linear de Gauss Newton. A precisão das mesmas foi avaliada pelo erro padrão residual (EPR), AIC e BIC.

Os critérios de informação de Akaike e Bayesiano são representados pelas (Equações 5 e 6), respectivamente.

$$\text{AIC} = -2\ln(mv) + 2p \quad (\text{Eq. 5})$$

$$\text{BIC} = -2\ln(mv) + p\ln(n) \quad (\text{Eq. 6})$$

Em que: mv = valor da máxima verossimilhança; ln = logaritmo neperiano; p = número de parâmetros do modelo; n = número de observações.

## 2.4 Prescrição de manejo

Partindo o conceito de De Liocourt (1898), que estipula que as árvores das classes diamétricas grandes devem ser eliminadas, porque seu incremento está abaixo do ritmo das árvores das classes menores. Assim, com base na distribuição diamétrica e na legislação, estipularam-se como diâmetros limites de manejo. Segundo DNFFB (2002), o diâmetro mínimo de corte (DMC) de *Androstachys johnsonii* é de 30cm. Para a prescrição tomou-se de partida esse valor, para o balanceamento da estrutura da floresta, assim como, para o balanceamento da própria espécie tendo se estabelecido 3 regimes de manejos:

- 32,5 cm de diâmetro máximo desejado, que corresponderá a uma dada percentagem de área basal remanescente;
- 37,5 cm de diâmetro máximo desejado, que corresponderá a uma dada percentagem de área basal remanescente’
- 42,5 cm de diâmetro máximo desejado, que corresponderá a uma dada percentagem de área basal remanescente’

## 2. RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta os resultados de ajustes dos modelos, sendo que, as equações de 2 parâmetros apresentaram maior erro residual. Entretanto, entre estas equações, a equação modificada de Meyer, apresentou melhor performance em relação as outras.

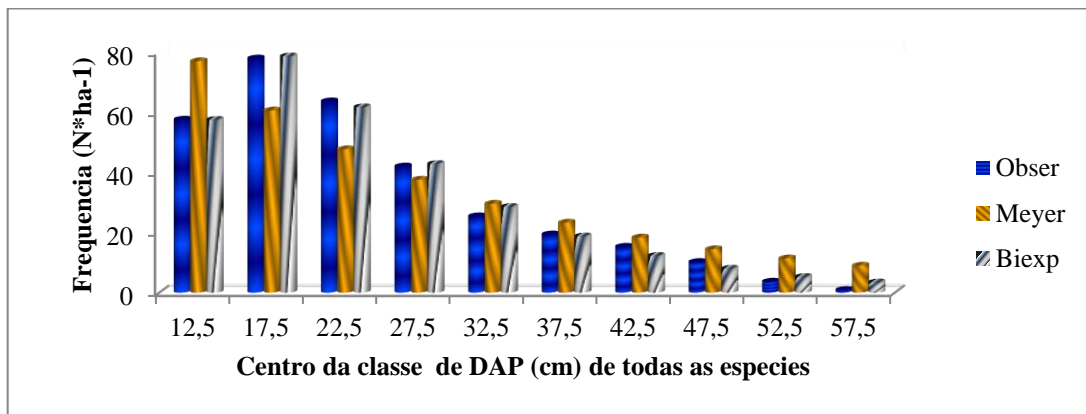
A equação biexponencial apresentou melhores resultados ao observar-se os valores de AIC, BIC e ERP, tanto para o povoamento, assim como, para a espécie isolada. Quando analisados os parâmetros para ambos, observa-se que o parâmetro  $\alpha$  não foi significativo.

**Tabela 1.** Parâmetros estimados e critérios de informação estatística para as equações ajustadas.

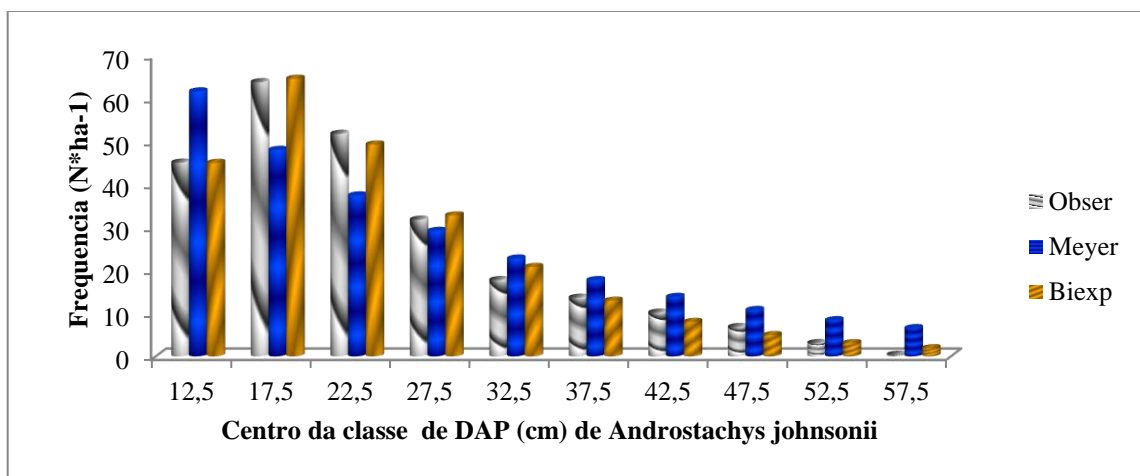
	Equação	Parâmetros	Estimativas	Valor t	Valor p	AIC	BIC	EPR
Povoamento	$n(d, \alpha, \beta) = \alpha d_i^\beta + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	1168,36	1,135	0,28851	87,56	88,46	15,97
		$\hat{\beta}$	-1,0727	-3,632	0,00671			
	$n(d, \alpha, \beta) = \alpha(1 + d_i)^\beta + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	1454,24	1,076	0,31345	87,34	88,24	15,79
		$\hat{\beta}$	-1,1230	-3,662	0,00638			
	$n(d, \alpha, \beta, \lambda, \varphi) = \alpha \times \exp(-xp0(\beta)d_i) + \lambda \times \exp(-xp0(\varphi)d_i) + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	-3141,41	-1,509	0,18193	51,73	53,25	2,51
		$\hat{\beta}$	-1,3019	-4,470	0,00424			
		$\hat{\lambda}$	476,92	2,846	0,02935			
		$\hat{\varphi}$	-2,4502	-21,04	7,52e-07			
	$n(DAP_i, \beta)_i = \beta_0 e^{\beta_1 DAP_i} + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	139,92	4,337	0,00249	81,68	82,59	11,9
		$\hat{\beta}$	-0,0479	-4,622	0,00171			

<i>Androstachys johnsonii</i>	$n(d, \alpha, \beta) = \alpha d_i^\beta + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	1033,48	1,039	0,3288	84,39	85,31	13,63
		$\hat{\beta}$	-1,112	-3,411	0,00921			
	$n(d, \alpha, \beta) = \alpha(1 + d_i)^\beta + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	1299,74	0,981	0,3553	84,19	85,10	13,39
		$\hat{\beta}$	-1,1678	-3,443	0,0088			
	$n(d, \alpha, \beta, \lambda, \varphi) = \alpha \times \exp(-xp0(\beta)d_i) + \lambda \times \exp(-xp0(\varphi)d_i) + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	-3023,96	-1,605	0,1597	48,76	50,27	2,17
		$\hat{\beta}$	-1,312	-4,251	0,0054			
		$\lambda$	505,45	2,102	0,0803			
		$\varphi$	-2,328	-16,715	2,93e-06			
	$n(DAP_i, \beta)_i = \beta_0 e^{\beta_1 DAP_i} + \varepsilon_i$	$\hat{\alpha}$	115,04	3,860	0,00481	79,09	80,00	10,46
		$\hat{\beta}$	-0,0499	-4,208	0,00296			

Os gráficos da Figura 1 e 2 apresentam as distribuições diamétricas com os melhores modelos Meyer e biexponencial. Tanto para o povoamento como para a espécie nota-se que a equação de Meyer segue uma progressão geométrica negativa, enquanto que, a biexponencial segue a estrutura dos dados observados.



**Figura 2.** Frequência observada e ajustada pelo modelo de Meyer e biexponencial para todas as espécies amostradas. (Observed- frequência observada, Meyer-frequência estimada pela equação de Meyer e Biexp-frequência estimada pela equação biexponencial).



**Figura 3.** Frequência observada e ajustada pelo modelo de Meyer e biexponencial para *Androstachys johnsonii*. (Observed- frequência observada, Meyer - frequência estimada pela equação de Meyer e Biexp- frequência estimada pela equação biexponencial).

### 3.1 prescrição de manejo do povoamento (todas as espécies)

Observando a Tabela 2 e o regime de manejo estabelecido de diâmetro máximo de 32,5 cm ( $\alpha = -1852.000$ ,  $\beta = -1.289$ ,  $\lambda = 269.800$ ,  $\varphi = -2.464$ ), poderão ser removidas árvores em todas classes de diâmetro, excetuando a última classe que poderá ter um *déficit*. Essa retirada representa 129 árvores por hectare e  $6,98 \text{ m}^2\text{ha}^{-1}$  de área basal. Na tabela 3, onde diâmetro máximo desejado é de 37,5cm, há redução de número de árvores pelo fato da área basal remanescente desejada ser de 70%, nova estrutura ajustada ( $\alpha = -2475.000$ ,  $\beta = -1.248$ ,  $\lambda = 308.800$ ,  $\varphi = -2.479$ ). Consistirá em retirar 93 árvores por hectare correspondentes a  $5,23 \text{ m}^2\text{ha}^{-1}$ . A tabela 4 mostrou quanto maior à área basal remanescente (80%), menor será o numero de arvores por hectare. Neste caso, 61 árvores por hectare correspondente a  $3,09\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ , a partir da estrutura ajustada ( $\alpha = -2048.000$ ,  $\beta = -1.419$ ,  $\lambda = 148.700$ ,  $\varphi = -2.405$ ).

**Tabela 2.** Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 32,5cm correspondente a 60% da área basal remanescentes.

CCDAP	FO	FEB	q	GEB	NRM	NR	GRM	GR
12,5	57	57		0,704	34	23	0,413	0,29
17,5	78	78	0,73	1,887	46	32	1,106	0,78
22,5	64	62	1,27	2,447	36	28	1,434	1,01
27,5	42	43	1,44	2,536	25	17	1,486	1,05
32,5	25	28	1,50	2,359	17	9	1,382	0,98
37,5	19	19	1,52	2,060	11	8	1,207	0,85
42,5	15	12	1,53	1,725	7	8	1,011	0,71
47,5	10	8	1,54	1,402	5	5	0,821	0,58
52,5	4	5	1,54	1,113	3	1	0,652	0,46
57,5	1	3	2,37	0,723	2	-1	0,424	0,26
	315	316	1,49	16,96	186	129	9,933	6,98

CCDAP = centro de classe de diâmetro (cm); FO= frequência observada (árvores por hectare- $\text{N.ha}^{-1}$ ); EB= frequência estimada equação biexponencial (árvores por hectare  $\text{N.ha}^{-1}$ ); q= quociente biexponencial; GEB= área basal estimada equação biexponencial em metros quadrados por hectare ( $\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ ); NRM = número de árvores remanescentes por hectare ( $\text{N.ha}^{-1}$ ); NR=número de árvores a remover por hectare( $\text{N.ha}^{-1}$ ); GRM= área basal remanescente por hectare ( $\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ ); GR= área basal a remover em metros quadrados por hectare ( $\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ ).

**Tabela 3.** Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 37,5cm correspondente à 70% da área basal remanescente.

CCDAP	FO	FEB	q	GEB	NRM	NR	GRM	GR
12,5	57	57		0,704	40	18	0,493	0,22
17,5	78	78	0,73	1,887	55	23	1,321	0,55
22,5	64	62	1,27	2,447	43	21	1,713	0,82
27,5	42	43	1,44	2,536	30	12	1,775	0,71
32,5	25	28	1,50	2,359	20	5	1,651	0,44
37,5	19	19	1,52	2,060	13	6	1,442	0,67
42,5	15	12	1,53	1,725	9	6	1,208	0,91

47,5	10	8	1,54	1,402	6	4	0,981	0,77
52,5	4	5	1,54	1,113	4	0	0,779	-0,04
57,5	1	3	2,37	0,723	2	-2	0,506	-0,43
	315	316	1,49	16,96	222	93	11,870	4,62

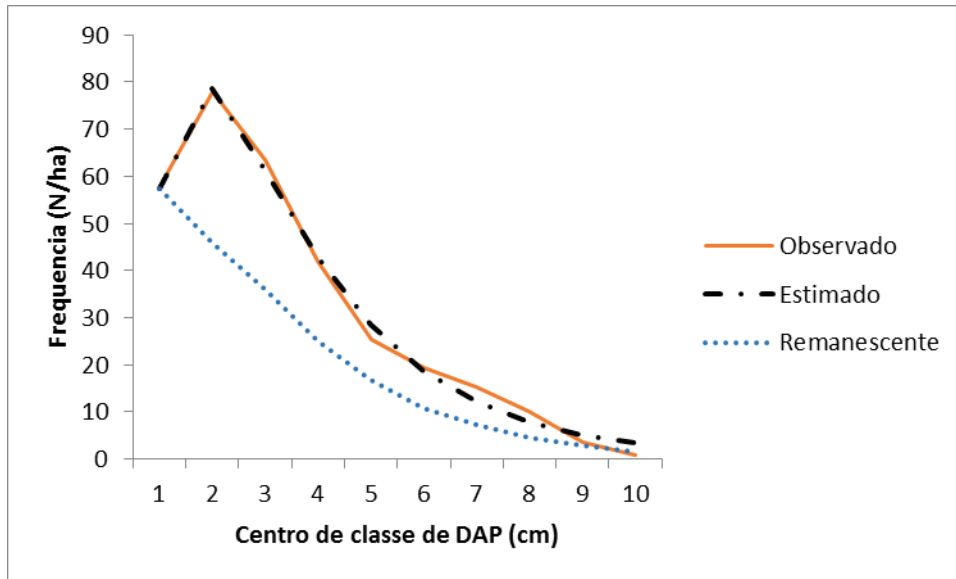
CCDAP = centro de classe de diâmetro (cm); FO= frequência observada (árvores por hectare-N.ha<sup>-1</sup>); EB= frequência estimada equação biexponencial (árvores por hectare N.ha<sup>-1</sup>); q= quociente biexponencial; GEB= área basal estimada equação biexponencial em metros quadrados por hectare(m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); NRM=número de árvores.

**Tabela 4.** Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 42,5cm correspondente à 80% da área basal.

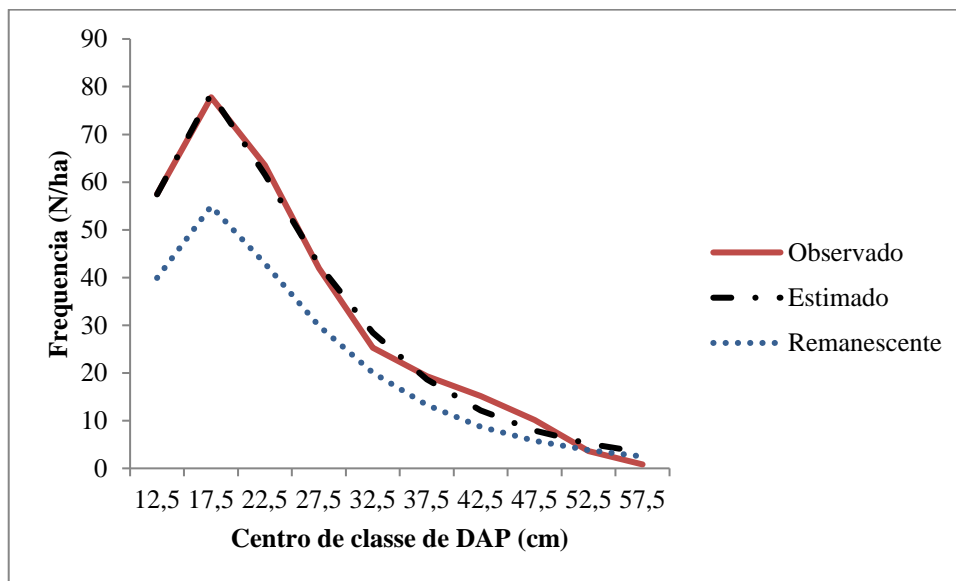
CCDAP	FO	FEB	q	GEB	NRM	NR	GRM	GR
12,5	57	57		0,704	46	11	0,570	0,14
17,5	78	78	0,73	1,887	63	15	1,527	0,36
22,5	64	62	1,27	2,447	50	13	1,980	0,53
27,5	42	43	1,44	2,536	35	7	2,052	0,41
32,5	25	28	1,50	2,359	23	2	1,908	0,18
37,5	19	19	1,52	2,060	15	4	1,666	0,48
42,5	15	12	1,53	1,725	10	6	1,396	0,79
47,5	10	8	1,54	1,402	6	4	1,134	0,70
52,5	4	5	1,54	1,113	4	0	0,901	-0,07
57,5	1	3	2,37	0,723	3	-2	0,585	-0,44
	315	316	1,49	16,96	254	61	13,72	3,09

CCDAP = centro de classe de diâmetro (cm); FO= frequência observada (árvores por hectare-N.ha<sup>-1</sup>); EB= frequência estimada equação biexponencial (árvores por hectare N.ha<sup>-1</sup>); q= quociente biexponencial; GEB= área basal estimada equação biexponencial em metros quadrados por hectare(m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); NRM=número de árvores remanescente por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); NR=número de árvores a remover por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); GRM= área basal remanescente por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); GR= área basal a remover em metros quadrados por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>).

A figura 3 mostra o melhor ajuste da equação biexponencial, já previamente apresentados na tabela 1 e figura 1. No entanto salienta-se a nova estrutura representada, pelas árvores remanescentes após remoção de 60% de área basal remanescentes, observando-se e que a estrutura não torna-se e balanceada, apesar da remoção drástica preservou-se as classes superiores ainda que possam servir de matrizes. Enquanto que a figura 4 mostra que, o aumento da porcentagem da área basal remanescente pela adequação do diâmetro máximo de 37,5cm leva a continuidade de desbalanceamento da floresta. Contudo o gráfico da figura 4 melhor explica esse fato ao manter a estrutura remanescente semelhante ao estimado e o observado quando se remove apenas 20% da área basal, isto é, remoção de 61 árvores por hectare das 316 árvores por hectare estimadas (315 observadas).

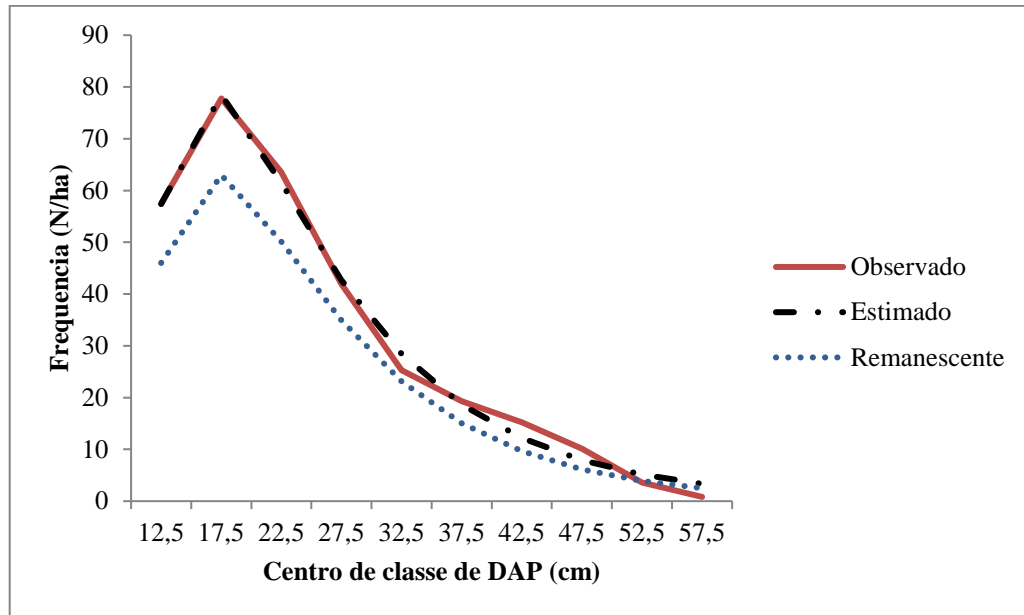


**Figura 4.** Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 32,5cm correspondente a 60% da área basal remanescentes.



**Figura 5.** Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 37,5cm correspondente 70% da área basal remanescentes.





**Figura 6.** Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 42,5cm correspondente 80% da área basal remanescentes.

Conforme a Tabela 5, o regime de manejo estabelecido para a espécie de *Androstachys johnsonii*, cujo diâmetro máximo de é de 32,5cm, poderão ser removidas árvores em todas as classes de diâmetro excetuando a primeira que esta em *déficit* ( $\alpha = -1960.014$ ,  $\beta = -1.313$ ,  $\lambda = 328.928$ ,  $\varphi = -2.318$ ). Sendo retiradas 91 árvores por hectare e  $4,64 \text{ m}^2\text{ha}^{-1}$  de área basal. O mesmo verifica-se na tabela 6, onde diâmetro máximo desejado é de 37,5cm, há redução de número de árvores pelo facto da área basal remanescente deseja ser de 75% , ( $\alpha = -1856.2$ ,  $\beta = -1.403$ ,  $\lambda = 413.228$ ,  $\varphi = -2.312$ ). O número de árvores por hectare a retirar seria de 61 árvores correspondentes a  $3,07\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ . A tabela 7, neste caso, seria necessário remover 38 árvores por hectare correspondente a  $1,90\text{m}^2\text{ha}^{-1}$ , para se alcançar área basal remanescente (85%), ( $\alpha = -1960.014$ ,  $\beta = -1.313$ ,  $\lambda = 328.928$ ,  $\varphi = -2.312$ ). O coeficiente de Liocourt "q" (Meyer, 1952), "q" mostrou variação de 0,70 a 2,65 e uma média de 1,58.

**Tabela 5.** Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 32,5 cm correspondente à 63% da área basal de *Androstachys johnsonii*.

CCDAP	FO	FEB	q	GEB	NRM	NR	GRM	GR
12,5	45	45		0,552	28	17	0,350	0,21
17,5	64	65	0,70	1,554	41	23	0,983	0,55
22,5	52	49	1,31	1,960	31	21	1,240	0,82
27,5	32	33	1,50	1,947	21	11	1,232	0,66
32,5	18	21	1,58	1,724	13	5	1,091	0,38
37,5	14	13	1,61	1,429	8	5	0,904	0,61
42,5	10	8	1,62	1,133	5	5	0,717	0,73
47,5	7	5	1,62	0,872	3	4	0,552	0,66

52,5	3	3	1,63	0,655	2	1	0,414	0,25
57,5	0	2	2,65	0,402	1	-1	0,255	-0,21
Total	244	243	1,58	12,23	153	91	7,738	4,64

CCDAP = centro de classe de diâmetro (cm); FO= frequência observada (árvores por hectare-N.ha<sup>-1</sup>); FEB= frequência estimada equação biexponencial (árvores por hectare N.ha<sup>-1</sup>); q= quociente biexponencial; GEB= área basal estimada equação biexponencial em metros quadrados por hectare(m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); NRM=número de árvores remanescente por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); NR=número de árvores a remover por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); GRM= área basal remanescente por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); GR= área basal a remover em metros quadrados por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>).

**Tabela 6.** Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 37,5 cm correspondente à 75% da área basal de *Androstachys johnsonii*.

CCDAP	FO	FEB	q	GEB	NRM	NR	GRM	GR
12,5	45	45		0,552	34	11	0,414	0,14
17,5	64	65	0,70	1,554	48	16	1,165	0,38
22,5	52	49	1,31	1,960	37	15	1,469	0,58
27,5	32	33	1,50	1,947	25	7	1,460	0,40
32,5	18	21	1,58	1,724	16	2	1,293	0,15
37,5	14	13	1,61	1,429	10	4	1,071	0,41
42,5	10	8	1,62	1,133	6	4	0,850	0,57
47,5	7	5	1,62	0,872	4	3	0,653	0,54
52,5	3	3	1,63	0,655	2	1	0,491	0,17
57,5	0	2	2,65	0,402	1	-1	0,301	-0,28
Total	244	243	1,58	12,23	183	61	9,167	3,07

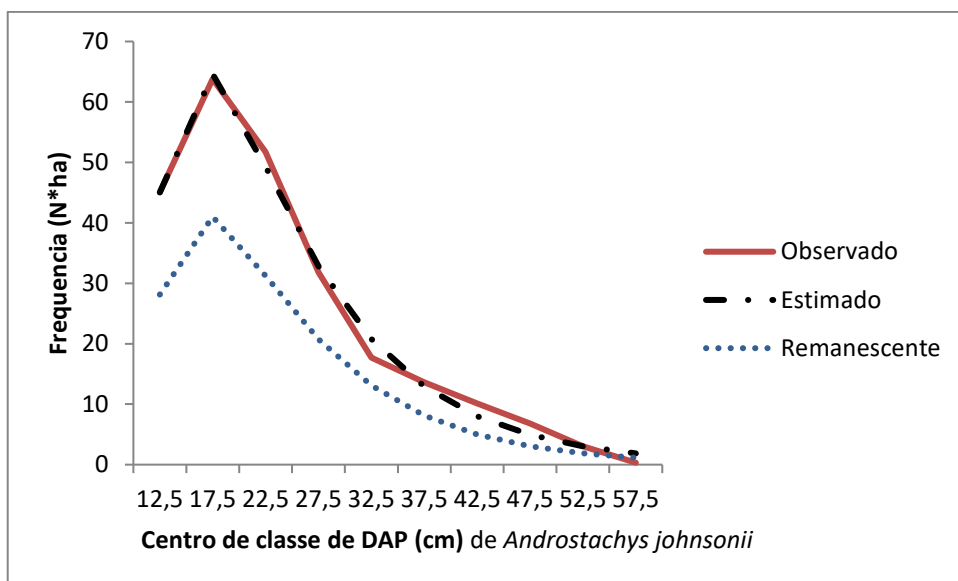
CCDAP = centro de classe de diâmetro (cm); FO= frequência observada (árvores por hectare-N.ha<sup>-1</sup>); EB= frequência estimada equação biexponencial (árvores por hectare N.ha<sup>-1</sup>); q= quociente biexponencial; GEB= área basal estimada equação biexponencial em metros quadrados por hectare(m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); NRM=número de árvores remanescente por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); NR=número de árvores a remover por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); GRM= área basal remanescente por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); GR= área basal a remover em metros quadrados por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>).

**Tabela 7.** Frequências observadas e estimadas, número de árvores e área basal a remover para o diâmetro máximo desejado de 42,5 cm correspondente 85% da área basal de *Androstachys johnsonii*.

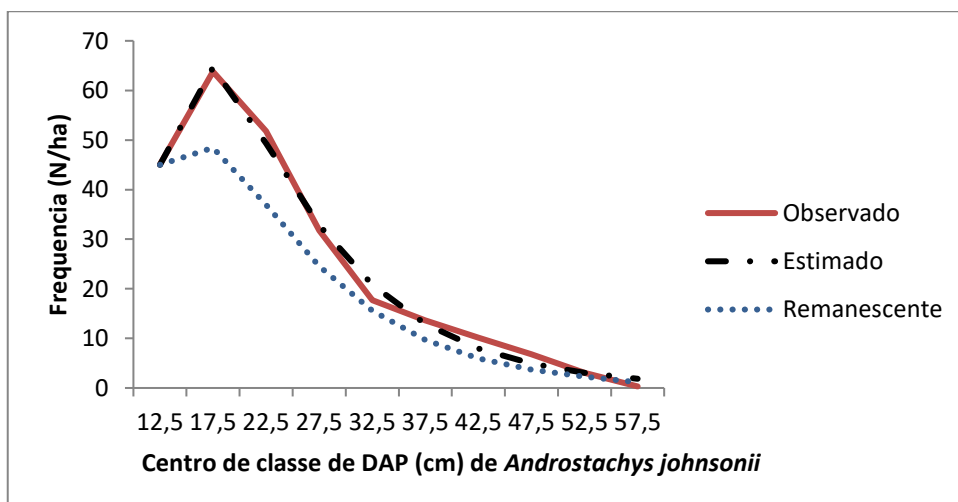
CCDAP	FO	FEB	q	GEB	NRM	NR	GRM	GR
12,5	45	45		0,552	38	7	0,465	0,09
17,5	64	65	0,70	1,554	54	10	1,309	0,23
22,5	52	49	1,31	1,960	42	10	1,651	0,39
27,5	32	33	1,50	1,947	28	4	1,640	0,21
32,5	18	21	1,58	1,724	18	0	1,452	-0,02
37,5	14	13	1,61	1,429	11	2	1,203	0,27
42,5	10	8	1,62	1,133	7	3	0,955	0,47
47,5	7	5	1,62	0,872	4	3	0,734	0,46
52,5	3	3	1,63	0,655	3	0	0,551	0,11
57,5	0	2	2,65	0,402	2	-1	0,339	-0,32
Total	244	243	1,58	12,23	206	38	10,300	1,90

CCDAP = centro de classe de diâmetro (cm); FO= frequência observada (árvores por hectare-N.ha<sup>-1</sup>); EB= frequência estimada equação biexponencial (árvores por hectare N.ha<sup>-1</sup>); q= quociente biexponencial; GEB= área basal estimada equação biexponencial em metros quadrados por hectare(m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); NRM=número de árvores remanescente por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); NR=número de árvores a remover por hectare(N.ha<sup>-1</sup>); GRM= área basal remanescente por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); GR= área basal a remover em metros quadrados por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>).

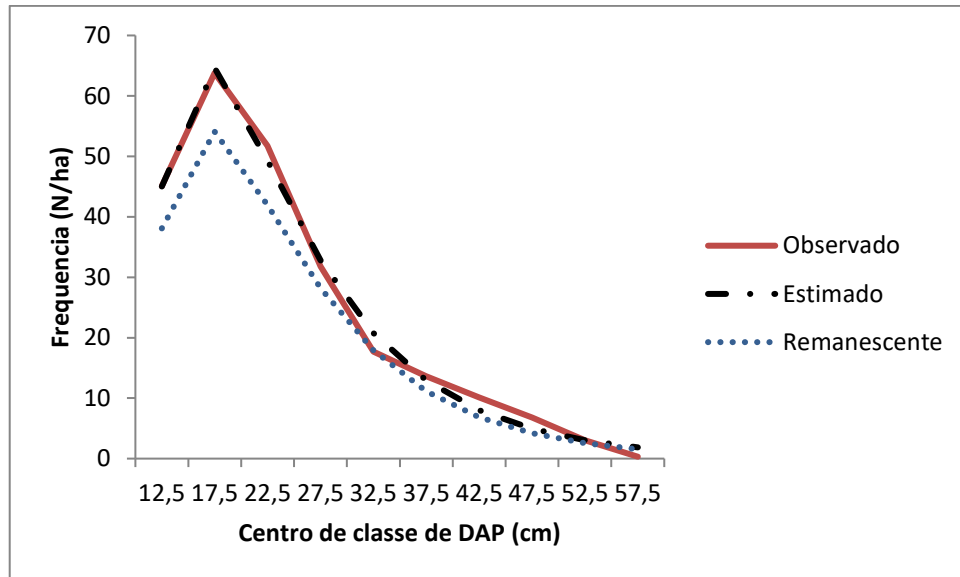
O gráfico da figura 6 mostra o melhor ajuste da equação biexponencial e a nova estrutura representada pelas árvores remanescentes após a remoção de 63% de área basal. Observa-se que a estrutura torna-se balanceada, apesar da remoção drástica preservou-se as classes superiores ainda que poderão servir de matrizes. Enquanto que a figura 7 mostra que o aumento da área basal remanescente pela adequação do diâmetro máximo de 37,5cm leva a continuidade de desbalanceamento da floresta. Este fato, também é denotado no gráfico da figura 8, onde, a remoção apenas de 20% da área basal, mantém a floresta desbalanceada, bem próxima a original.



**Figura 7.** Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 32,5 cm correspondente 63% da área basal de *Androstachys johnsonii*.



**Figura 8.** Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 37,5 cm correspondente 75% da área basal de *Androstachys johnsonii*.



**Figura 9.** Estrutura observada, estimada e a nova estrutura equivalente a árvores remanescentes, para o diâmetro máximo desejado de 42,5 cm correspondente 85% da área basal de *Androstachys johnsonii*.

### 3. DISCUSSÃO

A discussão a seguir é baseada no pressuposto, de que, o novo modelo (biexponencial) para distribuição diamétrica é válido, e que, segue a estrutura multiânnea. Diversos estudos foram realizados para avaliar da estrutura diamétrica das florestas inequianeas(multiânnea). Estes concluíram que a curva do número de árvores em função da classe de diâmetros (DAP) demonstra a forma de um "J" invertido. O que representa uma característica essencial de uma distribuição diamétrica de florestas multiânnea (Meyer 1952, Leak 1964 , Hess et al., 2010, 2014). Porém, neste estudo não se verificou este fato, a Tabela 1 e as Figuras de 1 a 7, sugerem uma floresta desbalanceada que contradiz com alguns estudos encontraram estrutura diamétrica da floresta com uma tendência de distribuição balanceada, isso se deve à capacidade de regeneração das espécies vegetais (Souza e Souza, 2005). Entretanto, a grande quantidade de indivíduos nas classes de menor diâmetro pode indicar que o regime de perturbação é relativamente intenso e contínuo (Machado et al., 2004). Provavelmente no presente estudo pode ser motivado pela amplitude classes ou pelo regime de exploração nas classes inferiores (estacas de construção).

É geralmente usado conceito de floresta balanceada de Meyer, como base para a elaboração de planos de manejo sustentado, considerando opções intervencionistas baseadas em três parâmetros: diâmetro máximo desejado, área basal remanescente após cada corte seletivo, e quociente "q" de De Liocourt (Campos et al., 1983, Costa Neto et al., 1991, Hess et al., 2014), pelo fato destes autores utilizaram métodos de regressão, e muitos casos as

estimativas produzidas por esse modelo estão muito aquém do valor real (distribuição observada), esse evento é apresentado na tabela 1 e as figuras e 2, onde se observa o desvio de modelo Meyer é maior que de função biexponencial.

O valor do Quociente “q” de Liocourt para o fragmento estudado foi de 1,49, aproximando ao valor encontrado por Ricken foi de 1,4. Hess et al. (2010); Hess (2012) e Hess et al (2014). Estes autores estudaram *Araucaria angustifolia*, considerando que, estes tipos de fragmentos também possuem monodominância. Valores de “q” mais baixos, correspondem à maior intensidade de corte nas classes diamétricas inferiores, mantendo maior número de remanescentes nas classes superiores, ocorrendo o contrário com valores de “q” mais elevados. A escolha de uma ou outra opção é função, antes de tudo, do potencial de uso das espécies presentes e dos objetivos do manejo, a curto e médio prazo. Baixos valores de “q” podem comprometer o estoque de crescimento, reduzindo sensivelmente os indivíduos regenerantes, enquanto altos valores de “q” promovem a remoção de todas as árvores das classes de maiores diâmetros, alterando a estrutura da vegetação (Costa et al., 2016).

Estudos vêm sendo desenvolvidos com a finalidade de manejar florestas naturais em ambientes superestocados (Hess et al., 2010; Hess, 2012; Hess et al., 2014, Costa et al 2016). Esses autores buscam alcançar o conceito de sustentabilidade da floresta com a regulação da frequência de indivíduos pelo quociente de Liocourt, maximizando o crescimento de árvores individuais e, conseqüentemente, da produção. O mesmo sucedeu no presente estudo, opções intervencionistas baseadas em três parâmetros: diâmetro máximo desejado, área basal remanescente após cada corte seletivo, demonstrou eficiência para balanceamento da floresta. Entretanto, o uso da porcentagem da área basal remanescente é determinante para geração do balanceamento. Os limites ideais seriam de 32,5cm diâmetro máximo desejado para a espécie de *Androstachys johnsonii* e do povoamento, aliás, com uma variação da intensidade de área basal remanescente de 60% para o povoamento e 65% para a espécie de *Androstachys johnsonii*.

Estudos realizados em outras diferentes regiões mundo, observaram os valores dos parâmetros próximos aos encontrados neste trabalho. Contrariamente, estes usaram método de Liocourt, tabela 8. Observando-se que este método ainda é proveitoso para distribuições estritamente decrescentes.

**Tabela 8.** Outras prescrições de manejo em outras regiões e a atual.

Dmax (cm)	GRM (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	q	ACD (cm)	Local	Autores
91,44	41,32	1,21	5,08	América norte	*Guldin (1991)
30,48-76,2	10,33-13,77	1,1-1,4	5,08-	América norte	*Baker et al.,( 1996)
25	20,9	2,77	5	Europa	Rois (2000)
85	20,9	2,77	5	Europa	Tabaku (1999)
95	35	1,25	5	Europa	Tabaku (1999)
35	16,6	1,5	5	América Sul	Martinez (1999)
50	30	1,3	5	América Sul	Bava ( 1999)
32,5	13,85	1,49	5	África	Presente (a)
32,5	10,39	1,58	5	África	Presente (b)

\*todo os valores foram convertidos 180 ft<sup>2</sup> /ac=41,32226 m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>, 36 inches= 91,44cm, (a) povoamento, (b) *Androstachys johnsoni*. Dmax = diâmetro máximo (cm); GRM= área basal remanescente por hectare (m<sup>2</sup>ha<sup>-1</sup>); q= quociente biexponencial; ACD =amplitude da classe de diâmetro (cm).

#### 4. CONCLUSÕES

As estimativas pelo ajuste do modelo biexponencial, quando comparado o de Meyer e os demais, propicia melhor previsão da distribuição diamétrica das florestas desbalanceadas.

Na análise por espécie ou povoamento com monodominância, os modelos exponenciais não são recomendados por apresentar maiores erros.

#### 5. REFERÊNCIAS

- Assmann E. The principles of forest yield study. Pergamon Press, Oxford, 1970; 504 p.
- Avery TE, Burkhart, HE. Forest management. 4.ed. New York: McGraw-Hill, 1994, 432 p.
- Baker JB, Cain MD, Guldin JM, Murphy PA, Shelton MG. 1996: Uneven-aged Silviculture for the loblolly and shortleafpine forest cover types. Gen. Tech. Rep. SO-I 18. Asheville, NC: U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Southern Station, 1996; 65 p. 10.2737/SO-GTR-118
- Bava J. Los bosques de lenga en Argentina. In: Donoso, C. y Lara, A. (eds.): Silvicultura de los bosques nativos de Chile, 1999; 273-296.
- Buongiorno J, Mitchie BR. A matrix model of uneven-aged forest management. Forest Science. 1980; 26(4): 609-625.

Barros PLC. Estudo das distribuições diamétricas da floresta do Planalto Tapajós - Pará. Curitiba, 1980. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná.

Calegario N. Generalização da Prescrição de Manejo por Classe Diamétrica para Floresta Heterogênea Multiânea ( não publicado), 2018.

Cancino J, Von Gadow K. Stem Number Guide Curves for Uneven-Aged Forests Development and Limitations. In: von Gadow K., Nagel J., Saborowski J. (eds) Continuous Cover Forestry. Managing Forest Ecosystems, 2002; vol 4. Springer, Dordrecht. DOI[https://doi.org/10.1007/978-94-015-9886-6\\_13](https://doi.org/10.1007/978-94-015-9886-6_13)

Campos JCC, Ribeiro JC, Couto L. Emprego da distribuição diamétrica na determinação da intensidade de corte em matas naturais submetidas ao sistema de seleção. Revista Árvore, Viçosa, 1983; v. 7, n. 2, p. 110-122.

Clutter JL, Fortson JC, Pienaar LV, Brister GH, Bailey RL. Timber Management: A Quantitative Approach. Krieger Publishing Company, Malabar, FL, 1983; 333 p.

Condit R. Tropical Forest Census Plots: Methods and Results from Barro Colorado Island, Panama and a Comparison with Other Plots. Springer. 1998.

Costa EA, Finger CAG, Fleig FD, Hess AF, Marangon GP. Dendrograma de Manejo da densidade para uma floresta inequiana de araucária. Floresta, 2016; 46(2), 173-184. <https://doi.org/10.5380/rf.v46i2.43449>.

De Liocourt F. De L'aménagement des sapinieres. Bull. Soc. Franche- Comté et Belfort, 1898.

DNFFB (2002): Regulamento de Florestas e Fauna Bravia. MADER. Maputo, Moçambique.

Ferreira RLC, Souza AL, Jesus RM. Structure dynamics of a transition secondary forest. II – diameter distribution. Revista Árvore, 1998; 22: 331-344.

Goodburn JM, Lorimer CG. Population structure in old-growth and managed northern hardwoods: an examination of the balanced diameter distribution concept. For. Ecol. Manage. 1999; 118, 11–29. [doi.org/10.1016/S0378-1127\(98\)00478-2](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(98)00478-2).

Guldin JM. Uneven-aged BDq regulation of Sierra Nevada mixed conifers. West.J.Appl. For. 1991; 6(2):27-32

Hess AF, Calgarotto AR, Pinheiro R, Wanginiak TCR. Proposta de manejo de Araucaria angustifolia (Bertol.) Kuntze utilizando o quociente de Liocourt e análise de incremento, em propriedade rural no município de Lages, SC. Pesquisa Florestal Brasileira, 2010; v. 30, p. 337 – 345. doi: 10.4336/2010.pfb.30.64.337.

Hess AF. Manejo de Araucaria angustifolia pelo quociente de Liocourt em propriedade rural no Município de Painel, SC. Pesquisa Florestal Brasileira, 2012; v. 32, p. 227 – 232. DOI: [10.4336/2012.pfb.32.70.111](https://doi.org/10.4336/2012.pfb.32.70.111).

Hess AF, Minatti M, Ferrari L, Pintro BA. Manejo de Floresta Ombrófila Mista pelo método de Liocourt, Município de Painel, SC. Cerne, 2014; v. 20, p. 575 – 580. DOI: 10.1590/01047760201420041230.

Hosokawa RT. Estrutura de floresta natural em regime de rendimento sustentado. In: CURSO DE ATUALIZAÇÃO EM MANEJO FLORESTAL. Curitiba: APEF, 1987. p. 56- 75.

INE – Instituto Nacional de Estatística. Indicadores distritais do Censo de 2017 - Moçambique. MAPUTO: Instituto Nacional de Estatística, 2017.

Kearsley E, Verbeeck H, Hufkens K, Van De Perre F, Doetterl S, Baert G, Beeckman H, Boeckx P, Huygens D. Functional community structure of African monodominant *Gilbertiodendron dewevrei* forest influenced by local environmental filtering. *Ecology and Evolution*, 2017; 7: 295–304. doi: 10.1002/ece3.2589.

Leak WB. An expression of diameter distribution of unbalanced, uneven-aged stands and forests. *Forest Science*, Lawrence, 1964; v. 10, p. 39-50. doi: 10.1093/forestscience/10.1.39.

Machado ELM, Oliveira-Filho AT, Carvalho WAC, Souza JS, Borém RAT, Botezelli L. Análise comparativa da estrutura e flora do compartimento arbóreo-arbustivo de um remanescente florestal na fazenda Beira Lago, Lavras, MG, Brazil. *Árvore*, 2004; 28 (4): 499-516. DOI: 10.1590/S0100-67622004000400005

Machado SA, Figueiredo-Filho A. *Dendrometria*. 2.ed. Guarapuava: Unicentro; 2006.

Marin-Pageo, F, Rapp-Arraras, I. The application of the Liocourt model to uneven-aged cork oak stands. *L'Italia Forestale E Montana*, 2013; 68(2), 85–93. <https://doi.org/10.4129/IFM.2013.2.03>.

Martinez A. Silvicultura practica en renovales puros y mixtos, y bosques originales remanentes del tipo forestal Roble-Rauli-Coigiie. In Donoso, C. y Lara, A. (eds.): *Silvicultura de los bosques nativos de Chile*. 1999; 145-176.

Marzoli, A. Inventário Florestal Nacional. DNTF. Coperazione Italiana. Maputo. Moçambique. 2007; 86pp.

Meyer EA. Densidade de árvores por diâmetro na floresta estacional decidual no Rio Grande do Sul. 2011. 71f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

Meyer HA. Structure, growth, and drain in balanced uneven-aged forests. *Journal of Forestry*, Oxford, n. 50, p. 85-92, 1952. doi.org/10.1093/jof/50.2.85.

Mitscherlich G. Der Tannen-Fichten-(Buchen)-Plenterwald. Heft 8 d. Schriftenreihe d. Bad. Forst!. Verso Anst., Freiburg: 1952; 42 p.

Okamoto KM, Terazima M, Hirota N. Temperature dependence of diffusion processes of radical intermediates probed by the transient grating method. *J. Chem. Phys.* 1995; 103:10445–10452. doi.org/10.1063/1.469894.

Okamoto K, Hirota N, Terazima M. Diffusion process of the benzyl radical created by photodissociation probed by the transient grating method. *J. Phys. Chem. A*. 1997; 101:5269–5277. doi.org/10.1021/jp9709114.

Okamoto K, Hirota N, Terazima M. Diffusion of photochemical intermediate radicals in water/ethanol mixed solvents. *J. Phys. Chem. A*. 1998; 102:3447–3454. doi.org/10.1021/jp9803743.



Peh KSH, Sonké B, Séné O, Djuikouo MNK, Nguembou CK, Taedoumg H, Begne SK, Lewis SL. Mixed-Forest Species Establishment in a Monodominant Forest in Central Africa: Implications for Tropical Forest Invasibility PLoS ONE 9(5): 2014; e97585. doi:10.1371/journal.pone.0097585

Philip MS. *Measuring Trees and Forests*. 2nd edn. CAB International Wallingford, 1994; 310 pp.

Pires-O' Brien MJ, O' Brien CM. *Ecologia e modelamento de florestas tropicais*. Belém: FCAP, 1995. 400 p.

Rautiainen O. *Modelling the yield and growth of uneven-aged Shorea robusta stands*. Ph.D thesis, University of Joensuu, 1998.

Rois Diaz M. *Analyse eines Buchen-Edellaubholz-Mischbestandes im Giittinger Wald*. Master thesis, Faculty of Forestry and Forest Ecology, Georg-August-University, Giittingen, 2000.

Sanquetta CR. *Fundamentos biométricos dos modelos de simulação florestal*. Curitiba: FUPEF, 1996. 49 f. (Série Didática, n. 08).

Scolforo JRS, Silva ST. O conceito de "floresta balanceada de Meyer" como opção para intervenção em cerrado sensu stricto. In: CONGRESSO FLORESTAL PANAMERICANO, 1, e CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, 7. Curitiba, 1993. Anais. Curitiba: SBS-SBEF, 1993. p. 378-381.

Shelton MG, Murphy PA. Age and size structure of a shortleaf pine-oak stand in the Ouachita Mountains-implications for uneven-aged management, pages 616-629. In S.S. Coleman and D.G. Neary [eds.], *Proceedings Sixth Biennial Southern Silvicultural Research Conference*. USDA For. Serv. Gen. Tech. Rep. SE-70, 1991.

Souza DR, Souza AL. Emprego do Método BDq de Seleção Após a Exploração Florestal em Floresta Ombrófila Densa de Terra Firme, Amazônia Oriental. *Revista Árvore*, 2005; 29: 617-625.

Spiegel DR, Marshall AH, Jukam NT, Park HS, Chang T. Measurement of mass diffusion coefficients using nonexponential forced Rayleigh scattering signals. *J. Chem. Phys.* 1998; 109:267.

Tabaku V. *Struktur von Buchen-Urwaldern in Albanien im Vergleich mit deutschen*, 1999.

Terazima M, Hirota N. Translational diffusion of a transient radical studied by the transient grating method; pyrazinyl radical in 2-propanol. *J. Chem. Phys.* 1993; 98:6257–6262.

Terazima M, Okamoto K, Hirota N. Transient radical diffusion in photoinduced hydrogen abstraction reactions of benzophenone probed by the transient grating method. *J. Phys. Chem.* 1993; 97:13387–13393.

Terazima M, Okamoto K, Hirota N. Translational diffusion of transient radicals created by the photo-induced hydrogen abstraction reaction in solution; anomalous size dependence in the radical diffusion. *J. Chem. Phys.* 1995; 102:2506–2515. doi.org/10.1063/1.468679

Ukai A, Hirota N, Terazima M. Radical diffusion measured by the transient grating in a short time scale. *Chem. Phys. Lett.* 2000a; 319:427–433. 10.1016/S0009-2614(00)00168-8.

Ukai A, Hirota N, Terazima M. Diffusion of organic molecules in the excited triplet states detected by the transient grating with a high wavenumber. *J. Phys. Chem. A.* 2000b; 104:6681–668.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os indicadores de diversidade indicam que, o fragmento possui baixa diversidade de plantas lenhosas, reduzindo à predominância de *Androstachys johnsonii*.

A análise geostatística mostrou que algumas variáveis dentrométricas, não apresentam dependência espacial. Evidenciou ainda, menores valores na região sul e maiores nas regiões centro e norte.

A inclusão de covariantes melhora a qualidade de ajustes de relação H-D. Assim como o uso de redes neurais artificiais.

O modelo biexponencial apresenta melhores estimativas da distribuição de florestas inequianes. O  $D_{max}$  para corte de *Androstachys johnsonii*, de 30 cm, promove o balanceamento do fragmento.