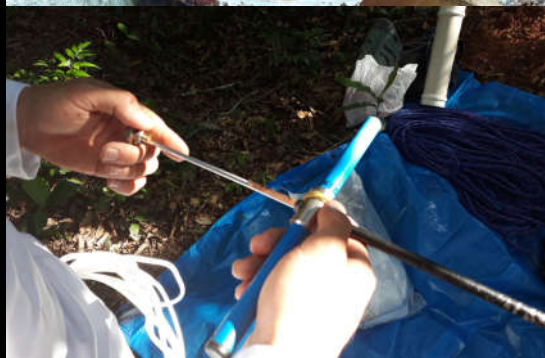


# ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS

## APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

Allan Libanio Pelissari  
Vinicius Costa Cysneiros  
Carla Krulikowski Rodrigues



**UFPR**  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

# ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS

APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

Allan Libanio Pelissari  
Vinicius Costa Cysneiros  
Carla Krulikowski Rodrigues

---

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

# ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

Ficha catalográfica elaborada pela  
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Pelissari, Allan Libanio

Análises de dados florestais: aplicações teóricas e práticas /  
Allan Libanio Pelissari, Vinicius Costa Cysneiros, Carla  
Krulikowski Rodrigues. – Curitiba: UFPR, 2022.

1 recurso on-line : PDF.

ISBN: 978-65-84565-75-3 (PDF)

1. Levantamentos florestais - Processamento de dados. 2. Florestas -  
Medição - Métodos estatísticos. 3. Florestas - Medição -  
Modelos matemáticos. 4. Pesquisa florestal. 5. Florestas - Manejo.  
I. Cysneiros, Vinicius Costa. II. Rodrigues, Carla Krulikowski. III.  
Universidade Federal do Paraná. IV. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.524.6

Bibliotecária: Berenice Rodrigues Ferreira – CRB 9/1160

## SUMÁRIO

PREFÁCIO .....	5
CAPÍTULO I .....	7
Compilação de mapeamentos de plantios florestais no Brasil por meio de linguagem R	
CAPÍTULO II .....	26
Dinâmica espaço-temporal do estoque volumétrico em uma Floresta Ombrófila Mista no estado do Paraná	
CAPÍTULO III .....	40
Modelagem geoestatística do estoque de biomassa em plantios de <i>Tectona grandis</i>	
CAPÍTULO IV .....	56
Modelagem espacial do estoque de necromassa em remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista	
CAPÍTULO V .....	71
Estimativa de densidade de Kernel para modelagem da distribuição espacial em remanescente de Floresta Ombrófila Mista	
CAPÍTULO VI .....	100
Efeito do desbaste seletivo na dependência espacial e nos padrões espaciais em povoamentos adultos de teca	
CAPÍTULO VII .....	115
Modelos volumétricos e fatores de forma para estimativa do volume comercial de <i>Dalbergia nigra</i> em florestas nativas	

CAPÍTULO VIII .....	129
Estimativas dos estoques de biomassa e carbono de <i>Araucaria angustifolia</i> em fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista	
CAPÍTULO IX .....	142
Influência dos testes de detecção de <i>outliers</i> na modelagem do volume de espécies madeireiras da Amazônia	
CAPÍTULO X .....	157
Análise fitossociológica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista na região Centro-Sul do Paraná	

## PREFÁCIO

O presente livro corresponde a uma coletânea de pesquisas desenvolvidas por ex-alunos do curso de graduação em Engenharia Florestal, da Universidade Federal do Paraná, durante os anos de 2016 e 2021. Trata-se de um material que envolve trabalhos de conclusão de curso sob colaboração dos professores-pesquisadores *Allan Libanio Pelissari*, *Vinicius Costa Cysneiros* e *Carla Krulikowski Rodrigues*, nas modalidades de orientação, coorientação e participação em banca de defesa.

As pesquisas apresentadas envolvem temas relacionados à mensuração e inventário florestal, estatística, modelagem e programação computacional, geoestatística e análises espaciais. São trabalhos desenvolvidos em contextos de florestas plantadas e nativas, especialmente em povoamentos de *Tectona grandis* e remanescentes de Floresta Ombrófila Mista, abordando variáveis de produção, relações dendrométricas e estoques de biomassa e carbono.

O **Capítulo I** apresenta o desenvolvimento de um programa computacional voltado à compilação de mapeamentos de plantios florestais no Brasil por meio de linguagem R. Na sequência, os Capítulos **II** a **VI** tratam da aplicação de métodos de estatísticas espaciais. Mais precisamente, o **Capítulo II** aborda a dinâmica espaço-temporal do estoque volumétrico em uma Floresta Ombrófila Mista no estado do Paraná, ao passo que o **Capítulo III** aplica a modelagem geoestatística do estoque de biomassa em plantios de *Tectona grandis*.

O **Capítulo IV** versa sobre a modelagem espacial do estoque de necromassa em remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista, enquanto o **Capítulo V** proporciona estimativas de densidade de Kernel para modelagem da distribuição espacial desse fragmento florestal. Na sequência, temos o **Capítulo VI** com o estudo do efeito do desbaste seletivo na dependência espacial e nos padrões espaciais em povoamentos adultos de *Tectona grandis*.

Os **Capítulos VII** a **IX** apresentam modelagens de variáveis dentrométricas, com o **Capítulo VII** desenvolvendo modelos volumétricos e fatores de forma para estimativa do volume comercial de *Dalbergia nigra* em florestas nativas. O **Capítulo VIII** proporciona métodos para estimativas dos estoques de biomassa e carbono de *Araucaria angustifolia* em fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista. Em contrapartida, **Capítulo IX** contribui com a análise da influência dos testes de detecção de *outliers* na modelagem do volume de espécies madeireiras da Amazônia. Por fim, o **Capítulo X** aborda um estudo completo da análise fitossociológica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista na região Centro-Sul do estado do Paraná.

Os organizadores do presente livro agradecem aos Engenheiros Florestais: *André Mendes Barcellos, Astério Soria Heidemann, Charles Vinicius Diniz da Silva, Eduardo Emílio Nadolny de Lacerda, Karoline Zanona, Lana Flávia Massuquetto, Lucas Ferrari de Almeida Prado, Lucas Miranda de Paula, Maykon Gabriel Gonçalves Pedro e Thaísi Bertoni Scatamburlo*, pelas contribuições no desenvolvimento das pesquisas e no apoio à publicação.

Desejamos a todos uma boa leitura.

Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari

Prof. Dr. Vinicius Costa Cysneiros

Profa. Dra. Carla Krulikowski Rodrigues

# Compilação de mapeamentos de plantios florestais no Brasil por meio de linguagem R

Maykon Gabriel Gonçalves Pedro

**RESUMO:** Mapeamentos florestais são indispensáveis em políticas públicas e privadas que visam o setor florestal. Os relatórios que disponibilizam dados sobre área e localidade dos plantios de espécies florestais são, geralmente, disponibilizados por meio de arquivos em formato PDF (*Portable Document Format*). Assim, se faz necessário um meio prático de consulta aos dados, facilitando o acesso e a análise. Partindo desse princípio, empregou-se a linguagem de programação R para construir um pacote, sendo uma maneira efetiva de compartilhamento de códigos, dados, funções e documentações. Esse pacote consolidou os dados pertencentes aos mapeamentos florestais de onze relatórios distintos, com abordagem tanto municipal quanto estadual. As bases consolidadas foram divididas em duas: i) mapeamentos de municípios e ii) mapeamentos de estados. O pacote desenvolvido possui sete funções que tornam seu uso acessível para iniciantes da Linguagem R, sendo quatro delas relativas à exploração dos dados e uma destinada à confecção de gráficos. As duas últimas funções são aplicadas para exportação das bases de dados para arquivos em formatos CSV e XLSX. Pode-se concluir que o pacote forneceu uma forma simplificada de acesso e exploração dos dados de área dos mapeamentos.

**PALAVRAS-CHAVE:** Extração e limpeza de dados; Programação computacional; Relatórios de áreas florestais.



## **INTRODUÇÃO**

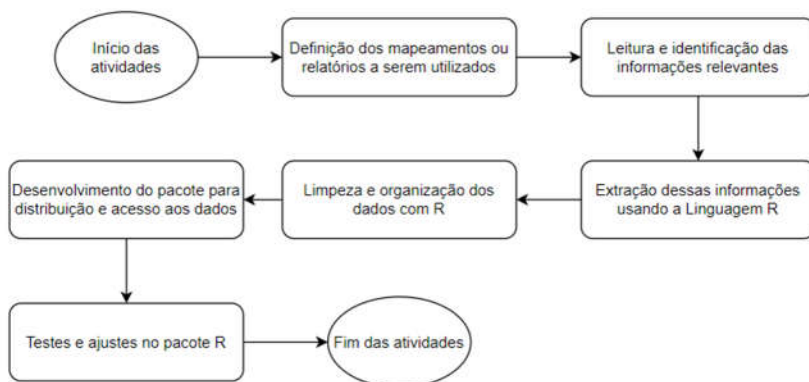
O setor florestal possui perspectivas de crescimento nos próximos anos e previsões de investimento de R\$ 32,6 bilhões até 2023. A aplicação desses recursos busca atender ao maior consumo de matéria-prima e demanda por florestas plantadas (IBÁ, 2019). Considerando essa necessidade, o conhecimento das áreas e localidades das florestas plantadas, torna-se um requisito para políticas públicas e privadas (EISFELD et al., 2018). Nesse ponto, os mapeamentos de plantios florestais e os relatórios oficiais de entidades e organizações tem por característica consolidar esses dados.

Os relatórios publicados com os dados de área tendem a ser compartilhados em formatos que dificultam sua manipulação, justamente por abordarem assuntos gerais do setor florestal. Esses resultados são, em sua maioria, disponibilizados publicamente por meio de relatórios em formato PDF (*Portable Document Format*). Considerando essa motivação, este trabalho se propôs a disponibilizar, de maneira simples e prática, os dados de área e localidade referentes aos plantios de espécies florestais no Brasil.

A linguagem de programação R foi escolhida para facilitar o acesso aos dados, visando praticidade, reprodutibilidade e alcance. É uma linguagem de destaque, chegando ao décimo segundo lugar em 2021 no índice TIOBE (TIOBE, 2021). Além disso, a programação R tem uma longa e positiva história na estatística, sendo uma das primeiras linguagens que permitiu aos usuários efetuarem análises estatísticas por meio de *softwares* gratuitos, com uma gama de pacotes (bibliotecas) disponíveis.

## **METODOLOGIA**

O fluxograma apresentado na Figura 1 resume as etapas aplicadas para a realização deste trabalho.



**Figura 1.** Fluxograma da metodologia geral.

## LINGUAGEM R E IDE

O *download* e a posterior instalação do *software* que permite o uso da linguagem R pode ser realizado pelo endereço oficial em <https://cran.r-project.org/>. O procedimento pode variar de acordo com o sistema operacional do usuário. No momento do desenvolvimento deste trabalho, o R se encontra em sua versão 4.1.0.

O ambiente de desenvolvimento integrado (IDE) RStudio pode ser obtido em: <https://www.rstudio.com/products/rstudio/download/#download> Para este trabalho, o executável utilizado foi o arquivo advindo da seção *Download RStudio For Windows* na versão 1.4.1717.

Para o desenvolvimento dos processos envolvidos neste trabalho, foram utilizados pacotes que auxiliaram em diferentes tarefas, como extração automática dos dados, limpeza e organização de tabelas, sumarização de resultados, manipulação de *dataframes*, desenvolvimento de pacotes, entre outros. Os pacotes R utilizados no trabalho se encontram na Tabela 1.

**Tabela 1.** Pacotes utilizados no desenvolvimento deste estudo.

<b>Pacote</b>	<b>Objetivo de utilização</b>
pacman	Organização para instalação de outros pacotes
tidyverse	Manipular, transformar e visualizar dados
pdftools	Extração de dados e páginas de PDFs
tabulizer	Extração de tabelas de PDFs
janitor	Limpeza de tabelas
tesseract	Processamento OCR
Rcpp	Necessário para não ocorrer problemas com o <i>tesseract</i>
magick	Leitura de imagens para o processamento OCR
geobr	Gerar bases dos estados e municípios do Brasil
usethis	Auxílio no desenvolvimento de pacotes
devtools	Criação e desenvolvimento de pacotes
ggtext	Inserir rótulos nos gráficos
glue	Transformar títulos e subtítulos dos gráficos em <i>markdown</i>
sysfonts	Importar fonte de texto específica para uso nos gráficos
showtext	Exibir fonte importada nos gráficos
writexl	Exportar arquivos do R em planilhas excel

## FONTE DE DADOS

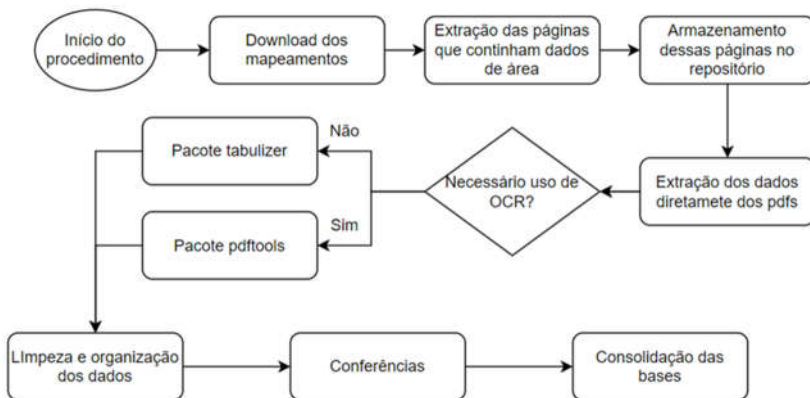
Os dados utilizados no presente trabalho foram obtidos diretamente dos mapeamentos e relatórios oficiais de entidades públicas e privadas, sendo distribuídos gratuitamente para acesso ao público interessado, desde que citada a fonte dos dados. A Tabela 2 resume os mapeamentos e relatórios utilizados, com o nome da organização responsável e o nível de abrangência, além do estado ou região mapeada.

**Tabela 2.** Fontes de dados de mapeamentos de plantios florestais.

Fonte	Relatório	Abrangência	Região/ Estado	Ano-base
SNIF (2018a)	<a href="#">Histórico disponível no SNIF</a>	Municipal	Brasil	2014-2016
SFB (2019)	<a href="#">Florestas do Brasil em resumo 2019</a>	Estadual	Brasil	2018
SNIF (2018b)	<a href="#">Histórico disponível no SNIF</a>	Estadual	Brasil	2006-2016
IBÁ (2020)	<a href="#">IBÁ - Relatório Anual 2020</a>	Estadual	Brasil	2009-2019
APRE (2020)	<a href="#">APRE - Estudo Setorial 2020</a>	Estadual	Paraná	2019
IFPR (2015)	<a href="#">Mapeamentos dos plantios florestais do estado do Paraná</a>	Municipal	Paraná	2014
ACR (2019)	<a href="#">ACR - Anuário Estatístico de Base Florestal para o estado de Santa Catarina 2019</a>	Estadual/ Regional	Santa Catarina	2018
AGEFLOR (2017)	<a href="#">AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do Sul 2017</a>	Estadual/ Regional	Rio Grande do Sul	2006-2016
AGEFLOR (2020)	<a href="#">AGEFLOR - O setor de base florestal no Rio Grande do Sul 2020</a>	Estadual/ Regional	Rio Grande do Sul	2010-2016 e 2019
FAMATO (2013)	<a href="#">Diagnóstico de Florestas Plantadas do Estado do Mato Grosso</a>	Municipal	Mato Grosso	2012

## EXTRAÇÃO E ORGANIZAÇÃO DOS DADOS

A extração dos dados seguiu uma rotina semelhante entre os mapeamentos e relatórios utilizados (Figura 2). Em sua maioria, os dados dos arquivos em PDF foram extraídos usando a função `tabulizer::extract_tables` do pacote `tabulizer`, comando que tem como objetivo extrair uma tabela de um PDF em formato tabular.



**Figura 2.** Fluxograma: etapas da extração e limpeza de dados

Para os casos onde o pacote tabulizer não pode ser utilizado, por razões de baixa capacidade de extração ou tabela em formato de imagem, foi utilizada a função `pdf_tools::pdf_ocr_text` do pacote `pdf_tools`. Essa função emprega o algoritmo *Optimal Character Recognition* (OCR) para identificar, por meio de inteligência artificial, os caracteres textuais contidos em uma imagem.

O resultado desse procedimento gera um texto que necessita de limpeza, sendo realizada conforme *script* `"/data-raw/06-ext-fax-mapeamento-ageflor"` do repositório de extração e faxina de dados: <https://github.com/maykongpedro/2021-07-04-extracao-mapeamentos-plantios-florestais>

As bases consolidadas foram divididas em duas: (i) mapeamentos com detalhe de área por município e (ii) mapeamentos ao nível estadual/regional. Para as bases com município, foram adicionados os códigos únicos para cada de acordo com o IBGE, facilitando possíveis consultas e análises. As duas bases finais foram utilizadas como *input* no pacote.

O código gerado na etapa de extração e limpeza pode ser consultado no repositório do autor, como citado anteriormente. As etapas de

*download*, extração e organização dos dados podem ser reproduzidas por qualquer usuário.

## CRIAÇÃO E DESENVOLVIMENTOS DO PACOTE

Para a criação do pacote na linguagem R, foram utilizados os pacotes *devtools* e *usethis* como auxílio nesse processo. O *devtools* é a base do desenvolvimento dentro do R para criar pacotes e ferramentas. O comando `devtools::create_package("NOME_DO_PACOTE")` gera um pacote novo na máquina do usuário. Na sequência, basta seguir as boas práticas de desenvolvimento consolidadas por Wickham (2015), em seu livro *R packages*. O *usethis* fornece recursos para organizar e manipular o pacote, criando *scripts* e pastas dentro do repositório.

## RESULTADOS

### PACOTE PLANTIOSFLORESTAIS

O pacote foi definido como "plantiosflorestais", em que seu repositório oficial se encontra no GitHub pelo seguinte endereço: <https://github.com/maykongpedro/plantiosflorestais>. O pacote pode ser instalado utilizando as seguintes linhas de comando, com o auxílio do pacote *devtools*:

```
1. # install.packages("devtools")
2. devtools::install_github("maykongpedro/plantiosflorestais")
```

O repositório foi organizado visando as boas práticas de desenvolvimento, tendo a distribuição de arquivos e pastas exibidas na Figura 3.

Os itens em azul na Figura 3 representam as pastas do projeto, enquanto os verdes expressam os *scripts*. Dentro da pasta "data", foram armazenadas as bases oficiais usadas pelo pacote. Na pasta "data-raw" constam as duas bases importadas do projeto de extração e limpeza de dados, o *script* "obter\_dados.R" contém os códigos utilizados para importação.

```

+-- data
| +-- mapeamentos_estados.rda
| \-- mapeamentos_municipios.rda
+-- data-raw
| +-- mapeamentos_gerais.rds
| +-- mapeamentos_municipios.rds
| \-- obter_dados.R
+-- DESCRIPTION
+-- LICENSE.md
+-- man
| +-- exportar_csv.Rd
| +-- exportar_xlsx.Rd
| +-- generos_plantios_disponiveis.Rd
| +-- mapeamentos_disponiveis.Rd
| +-- mapeamentos_estados.Rd
| +-- mapeamentos_municipios.Rd
| +-- mapeamento_existente_uf.Rd
| +-- pipe.Rd
| +-- plotar_historico_iba.Rd
| \-- serie_historicas_disponiveis.Rd
+-- NAMESPACE
+-- plantiosflorestais.Rproj
+-- R
| +-- data.R
| +-- explorar_mapeamentos.R
| +-- exportar_dados.R
| +-- graficos.R
| \-- utils-pipe.R
+-- README.md
\-- README.Rmd

```

**Figura 3.** Organização do pacote plantiosflorestais.

Os arquivos “.rd” contidos na pasta “man” são referentes à documentação das funções existentes no pacote. Eles são gerados automaticamente pela função `devtools::check()` ao longo do desenvolvimento do projeto, desde que a função esteja corretamente padronizada, seguindo as recomendações de Wickham (2015). Na pasta “R”, estão presentes os *scripts* que armazenam as funções a serem utilizadas pelo usuário.

Essa estrutura organizacional pode ser encontrada diretamente no repositório oficial. Uma vez que o usuário instale o pacote, é importante apenas fazer o devido uso das funções nele contidas.

Conforme descrito anteriormente, os mapeamentos foram divididos em

duas bases. Uma contém os relatórios que apresentam dados em nível municipal e a outra possui dados em níveis regional ou estadual. Ambas podem ser acessadas diretamente pelo pacote por meio dos comandos:

1. # Acessar base de municípios
2. plantiosflorestais::mapeamentos\_municipios
- 3.
4. # Acessar base de estados
5. plantiosflorestais::mapeamentos\_estados

O retorno desses comandos são duas tabelas de dados do R, conhecidas como tibbles, que podem ser alocadas em vetores que facilitem o uso do usuário, como no código: `base_muni <- plantiosflorestais::mapeamentos_municipios`, onde o vetor "base\_muni" recebe os mapeamentos de municípios. Assim, o usuário pode manipular a base sem precisar acessar novamente o comando do pacote.

Para ter uma noção geral dos dados, o comando `head(base_muni)` retorna as primeiras linhas da base de mapeamentos de municípios (Figura 4).

```

Carregando pacotes em: 0.00s
> head(base_muni)
  mapeamento fonte ano_base uf estado municipio code_muni nucleo_regional genero area_ha
1 IBGE - Não identificado IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF 2014 RO Rondônia Alta Floresta D' oeste 1100015 <NA> Eucalyptus 0
2 IBGE - Não identificado IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF 2013 RO Rondônia Alta Floresta D' oeste 1100015 <NA> Eucalyptus 0
3 IBGE - Não identificado IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF 2016 RO Rondônia Alta Floresta D' oeste 1100015 <NA> Eucalyptus 0
4 IBGE - Não identificado IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF 2014 RO Rondônia Alta Floresta D' oeste 1100015 <NA> Pinus 0
5 IBGE - Não identificado IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF 2013 RO Rondônia Alta Floresta D' oeste 1100015 <NA> Pinus 0
6 IBGE - Não identificado IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF 2016 RO Rondônia Alta Floresta D' oeste 1100015 <NA> Pinus 0
>
  
```

Figura 4. Primeiras linhas da base de municípios.

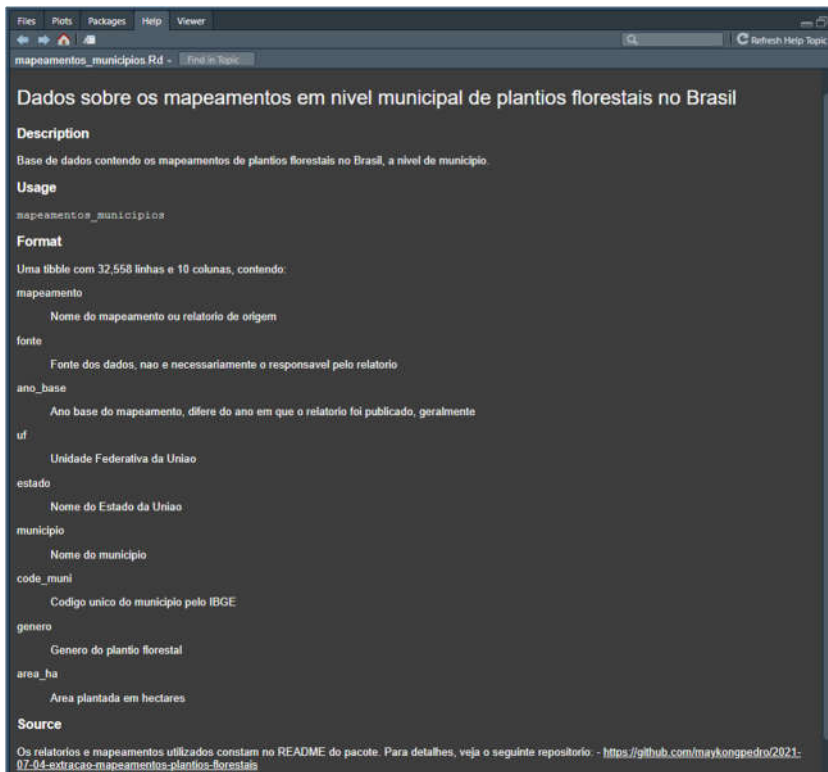
```

Carregando pacotes em: 0.00s
> str(base_muni)
Classes 'tbl_df' and 'data.frame': 32536 obs. of 10 variables:
 $ mapeamento : chr "IBGE - Não identificado" "IBGE - Não identificado" "IBGE - Não identificado" "IBGE - Não identificado" ...
 $ fonte : chr "IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF" "IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF" "IBGE - Dados disponibilizados pelo SNIF" ...
 $ ano_base : chr "2014" "2013" "2016" "2014" ...
 $ uf : chr "RO" "RO" "RO" "RO" ...
 $ estado : chr "Rondônia" "Rondônia" "Rondônia" "Rondônia" ...
 $ municipio : chr "Alta Floresta D' oeste" "Alta Floresta D' oeste" "Alta Floresta D' oeste" "Alta Floresta D' oeste" ...
 $ code_muni : num 1100015 1100015 1100015 1100015 ...
 $ nucleo_regional: chr NA NA NA NA ...
 $ genero : chr "Eucalyptus" "Eucalyptus" "Eucalyptus" "Pinus" ...
 $ area_ha : num 0 0 0 0 ...
>
  
```

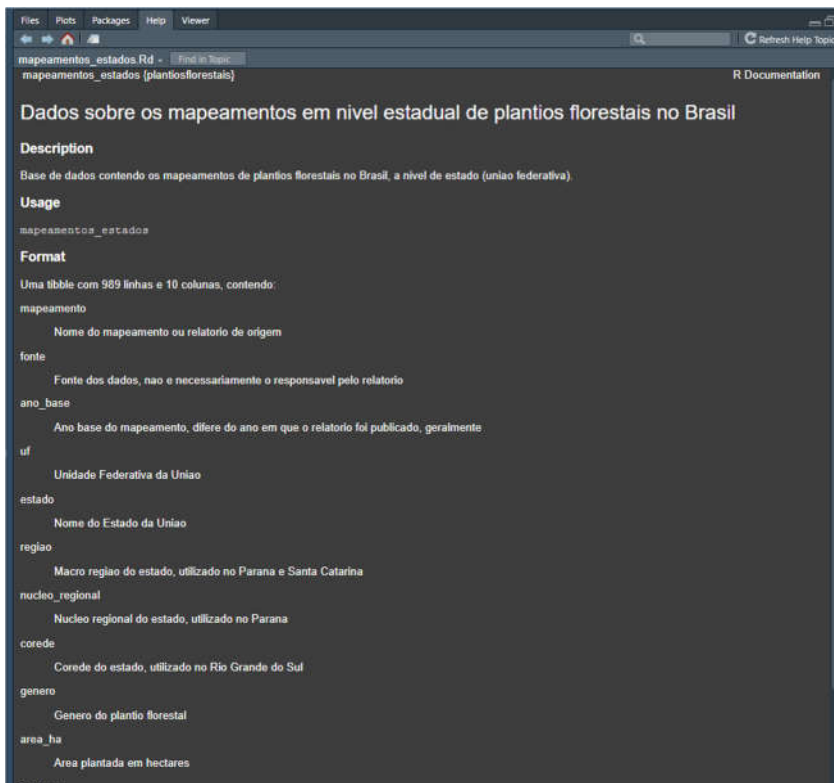
Figura 5. Estrutura de dados da base de municípios.



A documentação das duas bases são armazenadas no *script* "data.R", dentro da pasta "R" do pacote. Para carregar as documentações de forma prática, basta inserir um ponto de interrogação na frente dos comandos, como, por exemplo `?plantiosflorestais::mapeamentos_municipios`. O resultado desse comando é exibido no painel *Help* do RStudio (Figura 6). A Figura 7 apresenta a documentação da base de mapeamentos estaduais.



**Figura 6.** Documentação: base de dados de municípios



**Figura 7.** Documentação: base de dados de estados.

O pacote possui sete funções que visam facilitar o uso por usuários iniciantes na Linguagem R. As funções são devidamente documentadas, cujo Help pode ser acessado usando o ponto de interrogação antes da função. Elas foram armazenadas em três diferentes *scripts* na pasta "R". A Tabela 3 resume os scripts e as respectivas funções.

**Tabela 3.** Funções por *scripts* do pacote *plantiosflorestais*.

<i>Script</i>	Funções
explorar_mapeamentos	mapeamentos_disponiveis() mapeamento_disponivel_uf() generos_plantios_disponiveis() serie_historicas_disponiveis()
exportar_dados	exportar_xlsx() exportar_csv()
graficos	plotar_historico_iba()

As funções podem ser usadas utilizando diretamente a sintaxe do comando em R `nome_do_pacote::nome_da_função()`. Para carregar o pacote na sessão ativa com o comando `library("nome_do_pacote")`, deve-se acessar no *script* ou no console o nome da função desejada: `nome_da_função()`. Os tópicos a seguir trazem uma descrição das funcionalidades de cada uma das funções desenvolvidas.

## FUNÇÃO MAPEAMENTOS DISPONÍVEIS

Para descobrir quais os mapeamentos existentes no pacote sem necessidade de manipulações adicionais de base, basta acessar a função: `mapeamentos_disponiveis()`, cujo resultado exibido no console é apresentado na Figura 8.

```

RStudio | Terminal | R66
-----|-----|-----
> plantiosflorestais::mapeamentos_disponiveis()
# A tibble: 13 x 3
  base      mapeamento      fonte
  <dbl> <chr> <chr>
1 mapeamentos_municipios IBGE - Não Identificado IBGE - Dados disponibilizados pelo S-
2 mapeamentos_municipios Famatô - Diagnóstico de Florestas plantadas do Estado do Mato Grosso Imoa
3 mapeamentos_municipios IFPR - Mapeamento dos Plantios Florestais do Estado do Paraná IFPR e SFB
4 mapeamentos_municipios AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do Sul 2017 AFUBRA, AGEFLOR, FEPAM, RDK e SEMA
5 mapeamentos_municipios AGEFLOR - O setor de base florestal no Rio Grande do Sul 2020 Fepam, Codex, RDK e AGEFLOR
6 mapeamentos_estados IBA - Relatório Anual 2020 Pózyry e IBA
7 mapeamentos_estados IBA - Relatório Anual 2020 FGV e IBA
8 mapeamentos_estados IBA - Não Identificado IBA - Dados disponibilizados pelo SM-
9 mapeamentos_estados IBGE e PEVS - 2018 PEVS/IBGE
10 mapeamentos_estados APRE - Estudo Setorial 2020 UFPR e APRE
11 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do Sul 2017 AFUBRA, AGEFLOR, FEPAM, RDK e SEMA
12 mapeamentos_estados AGEFLOR - O setor de base florestal no Rio Grande do Sul 2020 Fepam, Codex, RDK e AGEFLOR
13 mapeamentos_estados ACR - Anuário Estatístico 2019 UNISC-LAV e ACR
  
```

**Figura 8.** Função: `mapeamentos_disponiveis()`.

O retorno é uma tabela (tibble) com três colunas, informando, respectivamente, a qual das duas bases o mapeamento se refere, qual o nome do relatório ou mapeamento e qual a fonte dos dados.

## FUNÇÃO GÊNEROS DE PLANTIOS DISPONÍVEIS

O comando `generos_plantios_disponiveis()` retorna os gêneros dos plantios florestais existentes nas bases utilizadas. Para essa função, pode ser declarado um argumento booleano (TRUE ou FALSE), onde o usuário decide se deve ser exibido os gêneros existentes por nome de mapeamento ou apenas os gêneros, sem definir qual o mapeamento. O comando tem como padrão o argumento FALSE, para exibir somente o resultado simplificado. A Figura 9 exibe os dois resultados possíveis.

```

Console Terminal Jobs
C:/Users/mayko/OneDrive/Linguagem R/06_Projetos/plantiosflorestais/ #
> plantiosflorestais::generos_plantios_disponiveis()
# A tibble: 6 x 1
  genero
  <chr>
1 Eucalyptus
2 Pinus
3 Outros
4 Tectona
5 Corte
6 Acácia
> plantiosflorestais::generos_plantios_disponiveis(exibir_nome_mapeamento = TRUE)
# A tibble: 28 x 2
  mapeamento genero
  <chr> <chr>
1 IBGE - Não identificado Eucalyptus
2 IBGE - Não identificado Pinus
3 IBGE - Não identificado Outros
4 Famato - Diagnóstico de florestas plantadas do Estado de Mato Grosso - 2013 Eucalyptus
5 Famato - Diagnóstico de florestas plantadas do Estado de Mato Grosso - 2013 Tectona
6 IFPR - Mapeamento dos Plantios Florestais do Estado do Paraná Corte
7 IFPR - Mapeamento dos Plantios Florestais do Estado do Paraná Eucalyptus
8 IFPR - Mapeamento dos Plantios Florestais do Estado do Paraná Pinus
9 AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do Sul 2017 Pinus
10 AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do Sul 2017 Eucalyptus
# ... with 18 more rows
#
> |

```

**Figura 9.** Função: `generos_plantios_disponiveis()`.

## FUNÇÃO MAPEAMENTO DISPONÍVEL EM ÁREA POR UF

Tem como objetivo exibir a área dos mapeamentos existentes nas bases para uma determinada Unidade Federativa (UF) do Brasil para cada ano-base. O argumento necessário é a definição da sigla da UF escolhida em caracteres caixa alta. Caso o usuário não defina uma UF, o padrão da função é UF igual a PR, ou seja, ela vai resultar na área dos mapeamentos disponíveis para o estado do Paraná. Para acessá-la basta usar o comando `mapeamento_disponivel_uf("UF")`. A Figura 10 apresenta o resultado para o estado de Santa Catarina, uma tibble com quatro colunas: ano base, nome do mapeamento, área total em hectares e nível de abordagem do mapeamento.

```

C:/Users/mayko/OneDrive/Linguagem R/06. Projetos/plantiosflorestais/ #
> mapeamento_disponivel_uf(unidade_federativa = "SC")
# A tibble: 27 x 5
# Groups:   mapeamento [5]
  uf      ano_base mapeamento          area_total_ha abordagem
<chr> <chr> <chr> <dbl> <chr>
1 SC    2019    IBÁ - Relatório Anual 2020      642310 Estadual
2 SC    2018    ACR - Anuário Estatístico 2019  828856 Por região
3 SC    2018    IBÁ - Relatório Anual 2020      664238 Estadual
4 SC    2017    IBÁ - Relatório Anual 2020      659966 Estadual
5 SC    2017    IBGE e PEVS - 2018              994906 Estadual
6 SC    2016    IBGE - Não identificado         1015801 Por município
7 SC    2016    IBÁ - Não identificado          662075 Estadual
8 SC    2016    IBÁ - Relatório Anual 2020      661693 Estadual
9 SC    2015    IBGE - Não identificado          991409 Por município
10 SC   2015    IBÁ - Não identificado          658912 Estadual
# ... with 17 more rows
>

```

**Figura 10.** Função: `mapeamento_disponivel_uf("UF")`.

## FUNÇÃO SÉRIES HISTÓRICAS

Essa função pode ser acessada pelo comando `series_historicas_disponiveis()`, a qual tem como resultado uma tibble que resume a área por ano-base e mapeamento apenas dos relatórios que possuem alguma série histórica. A intenção é facilitar ao usuário a obtenção rápida de números históricos, visando a análise de progressão das florestas plantadas. O resultado exibido no console do R pode ser

observado na FIGURA 11.

```

C:\Users\maya\OneDrive\Language R\06. Projetos\plantiosflorestais / #
> plantiosflorestais::series_historicas_disponiveis()
# A tibble: 43 x 4
# Groups:   ano_base [14]
  base      mapeamento      ano_base area_total_ha
  <dbl>      <chr>      <dbl>      <dbl>
1 mapeamentos_municip IBGE - Não identificado 2014      9366741
2 mapeamentos_municip IBGE - Não identificado 2015      9937947
3 mapeamentos_municip IBGE - Não identificado 2016      18023076
4 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do- 2006      588000
5 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do- 2007      563600
6 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do- 2008      638800
7 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do- 2009      582300
8 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do- 2010      531900
9 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do- 2011      534100
10 mapeamentos_estados AGEFLOR - A indústria de base florestal no Rio Grande do- 2012      539700
# ... with 33 more rows
>

```

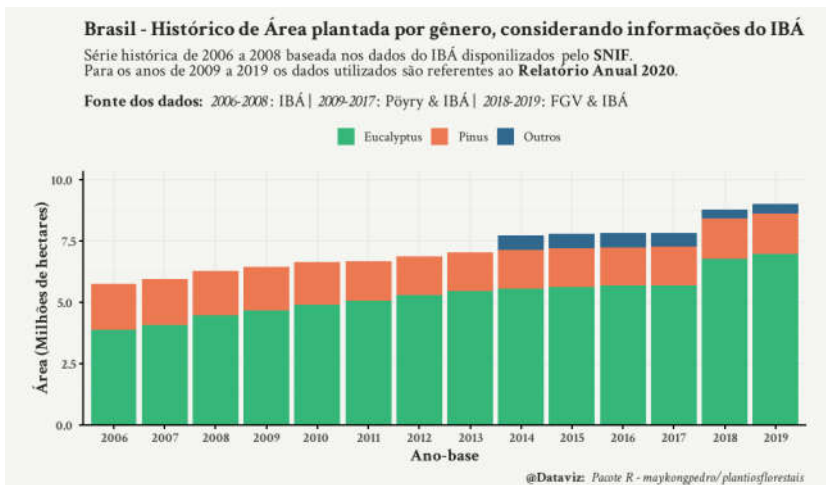
**Figura 11.** Função: `series_historicas_disponiveis()`.

## FUNÇÃO PLOTAR SÉRIE HISTÓRICA DO IBÁ

Única função do pacote que retorna um gráfico como resultado. O objetivo dessa função é plotar um gráfico de colunas agrupadas por gênero, com área em hectares no eixo Y e ano base dos plantios no eixo X. Os dados referem-se à Indústria Brasileira de Árvores (IBÁ) do relatório anual de 2020.

A função é utilizada pelo comando `plotar_historico_iba()`, e possui dois argumentos opcionais: (i) em formato de texto (string), denominado de `"abrangencia_uf"`, e (ii) outro lógico (booleano), com o nome `"exibir_rotulos"`. O primeiro define o nível de abrangência desejado para o gráfico, em que é preciso preencher com uma unidade federativa, como `"PR"`, por exemplo. Se não for definida a UF, o gráfico é gerado com os dados do Brasil como um todo.

O segundo argumento define se o gráfico deve exibir os rótulos totais para cada coluna agrupada, em que deve ser preenchido com `TRUE` ou `FALSE`, tendo como padrão o `FALSE`. Não há necessidade de declarar os dois argumentos caso se deseje a Figura 12.



**Figura 12.** Função: `plotar_historico_iba()`.

## FUNÇÃO EXPORTAR BASES EM EXTENSÃO XLSX

A função `exportar_xlsx()` exporta as duas bases contidas no pacote em um arquivo Microsoft Excel, com duas planilhas, uma referente à base com mapeamentos de municípios e outra com a base dos estados. A função tem como argumento obrigatório o "caminho\_para\_salvar\_base", que consiste no caminho da pasta onde o usuário quer salvar o arquivo `xlsx`. Esse caminho deve ser necessariamente válido, terminando com uma barra, como no exemplo: `exportar_xlsx("C:/Users/mayko/Documents/")`.

```

1. # Salvar em alguma pasta do computador
2. plantiosflorestais::exportar_xlsx("C:/Users/mayko/Documents/")
3.
4. # Salvar no projeto ativo
5. plantiosflorestais::exportar_xlsx("./")
6.
7. # Salvar no projeto ativo, em uma pasta chamada 'dados'
8. plantiosflorestais::exportar_xlsx("./dados/")
    
```

## FUNÇÃO EXPORTAR BASES EM EXTENSÃO CSV

A exportação das bases nessa função é muito semelhante à anterior, a diferença é que a `exportar_csv()` gera dois arquivos distintos em extensão CSV, separados por ";" (ponto e vírgula), com *encoding UTF-8*.

```
1. # Salvar em alguma pasta do computador
2. plantiosflorestais::exportar_csv("C:/Users/mayko/Downloads/")
3.
4. # Salvar no projeto ativo
5. plantiosflorestais::exportar_csv("./")
6.
7. # Salvar no projeto ativo, em uma pasta chamada 'dados'
8. plantiosflorestais::exportar_xlsx("./dados/")
```

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O pacote desenvolvido no presente trabalho permite acesso fácil aos dados de área dos mapeamentos florestais disponíveis no país. Além disso, estando em um ambiente de análise de dados, como a linguagem R, as bases abrem espaço para novos usos analíticos.

As funções permitem ao usuário obter respostas sobre os dados com facilidade, possibilitando também a exportação para planilhas eletrônicas. Essas funções podem ser replicadas com o conhecimento de outros pacotes disponíveis para a linguagem, entretanto, dentro do contexto de simplificação à novos usuários, elas podem atuar de forma satisfatória.

Cabe ressaltar que o uso dos dados consolidados nas bases trabalhadas neste projeto não substitui a leitura e a consulta dos documentos originais. Cada levantamento possui sua peculiaridade e metodologia, os quais disponibilizam informações detalhadas sobre o setor florestal.

## REFERÊNCIAS

ACR - ASSOCIAÇÃO CATARINENSE DE EMPRESAS FLORESTAIS. **Anuário Estatístico de Base Florestal para o estado de Santa Catarina 2019.**



Lages, 2019. Disponível em:  
[http://www.acr.org.br/uploads/biblioteca/Anuario\\_ACR\\_2019\\_atualizado.pdf](http://www.acr.org.br/uploads/biblioteca/Anuario_ACR_2019_atualizado.pdf)

AGEFLOR - ASSOCIAÇÃO GAÚCHA DE EMPRESAS FLORESTAIS. **A indústria de base florestal no Rio Grande do Sul 2017**. Porto Alegre, 2017. Disponível em: <http://www.ageflor.com.br/noticias/wp-content/uploads/2017/08/A-INDUSTRIA-DE-BASE-FLORESTAL-NO-RS-2017.pdf>

AGEFLOR - ASSOCIAÇÃO GAÚCHA DE EMPRESAS FLORESTAIS. **O setor de base florestal no Rio Grande do Sul 2020**. Porto Alegre, 2020. Disponível em: <http://www.ageflor.com.br/noticias/wp-content/uploads/2020/12/O-Setor-de-Base-Florestal-no-Rio-Grande-do-Sul-2020-ano-base-2019.pdf>

APRE - ASSOCIAÇÃO PARANAENSE DE EMPRESAS DE BASE FLORESTAL. **Estudo Setorial APRE**. Curitiba, 2020. Disponível em: <https://apreflorestas.com.br/publicacoes/estudo-setorial-apre-2020-2/>

CARDOSO, F. B. **Contribuições para o mapeamento das florestas plantadas de Santa Catarina**. 2017. 112 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Regional de Blumenau, Blumenau, 2017.

EISFELD, R. L.; NASCIMENTO, F. A. F.; HENTZ, A. M. K.; CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, C. R. Mapeamento das áreas de *Pinus* spp. no estado do Paraná. **Advances in Forestry Science**, v. 5, n. 3, p. 403-409, 2018.

FAMATO - FEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO ESTADO DE MATO GROSSO. **Diagnóstico de florestas plantadas do estado de Mato Grosso**. Cuiabá: Instituto Mato-Grossense de Economia Agropecuária (IMEA), 2013. Disponível em: <http://www.arefloresta.org.br/uploads/downloads/00072201414739.pdf>

IBÁ - INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório Anual IBÁ**. São Paulo, 2020. Disponível em: <https://www.iba.org/datafiles/publicacoes/relatorios/relatorio-iba-2020.pdf>

IBÁ - INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Setor florestal investe R\$ 32,6 bilhões até 2023**. São Paulo, 2019. Disponível em: <https://www.iba.org/setor-florestal-investe-r-32-6-bilhoes-ate-2023>

IFPR - INSTITUTO DE FLORESTAS DO PARANÁ. **Mapeamento dos plantios florestais do estado do Paraná**. Curitiba, 2015. Disponível em: <https://apreflorestas.com.br/publicacoes/ifpr-e-sfb-mapeamento-dos-plantios-florestais-do-estado-do-parana>

SFB - SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO. **Florestas do Brasil em resumo**. Brasília, 2019. Disponível em: [http://www.acr.org.br/uploads/biblioteca/Florestas\\_Brasil\\_2019\\_Portugues.pdf](http://www.acr.org.br/uploads/biblioteca/Florestas_Brasil_2019_Portugues.pdf)

SNIF - SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES FLORESTAIS. **Florestas Plantadas - IBÁ - 2006-2016**. Sistema Nacional de Informações Florestais, 2018a.

SNIF - SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES FLORESTAIS. **Florestas Plantadas - IBGE - 2014-2016**. Sistema Nacional de Informações Florestais, 2018b.

TIOBE - THE SOFTWARE QUALITY COMPANY. **TIOBE index**. 2021.

WICKHAM, H. **R Packages: Organize, Test, Document, and Share Your Code**. O'Reilly Media, 2015.

# Dinâmica espaço-temporal do estoque volumétrico em uma Floresta Ombrófila Mista no estado do Paraná

Charles Vinicius Diniz da Silva

**RESUMO:** A qualidade da informação é essencial para o manejador prever a produção florestal futura. A utilização de componentes espaciais no manejo é importante para a quantificação dos recursos, visando subsidiar o planejamento florestal. Assim, o objetivo deste trabalho foi avaliar a distribuição espacial do estoque volumétrico de um remanescente nativo de Floresta Ombrófila Mista com a modelagem geoestatística, propondo subsídios ao manejo florestal determinando os núcleos de maior produção madeireira. Os dados foram obtidos de um inventário contínuo na Floresta Nacional de Irati, em 400 unidades amostrais, em que equações foram utilizadas para estimar o estoque volumétrico. Posteriormente, a análise geoestatística foi aplicada para a confecção de mapas temáticos por meio da krigagem ordinária. Os estoques volumétricos foram classificados espacialmente em áreas de baixo, médio e alto, visando a análise quantitativa da dinâmica de área de cada classe ao longo do inventário contínuo. A variabilidade espacial do estoque volumétrico ocorreu em pequenas escalas, sendo um comportamento intrínseco das florestas mistas. Além disso, a classe de maior volume apresentou crescimento em todas as ocasiões, mostrando que a floresta está em desenvolvimento sucessional e não atingiu a estabilidade temporal. O crescimento dos núcleos de alto estoque foi observado principalmente em áreas com grande diversidade de espécies e em locais com maior presença da *Araucaria angustifolia*. O manejo direcionado aos núcleos de maior estoque volumétrico pode auxiliar na manutenção da sustentabilidade do ecossistema e na redução dos impactos de suas operações.

**PALAVRAS-CHAVE:** Geoestatística; Krigagem ordinária; Manejo de precisão.

## **INTRODUÇÃO**

As florestas nativas constituem ecossistemas complexos, envolvendo múltiplas espécies vegetais, além da interação com a fauna e diversos outros componentes. A diversidade é um argumento importante para sustentar o manejo florestal, visto que é um fator que influencia a produção de madeira (VILÀ, 2003). Geralmente, quando há maior número de espécies arbóreas, existe uma influência positiva na produção (ERSKINE, 2006).

A diversidade de espécies confere a floresta nativa premissas de análises diferenciadas de um povoamento com espaçamento pré-definido, equiâneo e homogêneo, apresentando núcleos de maior produção em áreas com condições mais adequadas e com diferentes combinações de componentes bióticos e abióticos do ecossistema. Essa heterogeneidade dificulta a aplicação de técnicas comumente utilizadas em plantações florestais, uma vez que a complexidade de fatores que influenciam a produção prejudica a modelagem tradicional (VANCLAY, 1994).

A estatística univariada e não espacial possui limitações para explicar eventos espacialmente distribuídos (MATHERON, 1963). Nesse contexto, o emprego de valores médios, assim como outros componentes de estatística paramétrica, pode ser insuficiente para subsidiar o manejo florestal. Assim, a variabilidade espacial é um componente importante em florestas nativas, permitindo o planejamento direcionado aos núcleos de maior estoque do produto a ser manejado.

A geoestatística é uma ferramenta de interpolação que permite a utilização da variabilidade espacial, baseada na influência espacial de uma variável em relação a distância entre unidades amostrais, o que resulta em mapas com precisão das variáveis de interesse. Com isso, o objetivo deste trabalho foi avaliar a distribuição espacial de classes de estoque volumétrico de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista, visando propor subsídios para o manejo florestal direcionado aos núcleos de maior produção madeireira.

## METODOLOGIA

Os dados são provenientes de um inventário contínuo de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista localizado na Floresta Nacional de Irati, estado do Paraná. A região apresenta clima Cfb, segundo a classificação de Köppen, verão temperado, precipitação superior a 1.300 mm ao ano e temperatura média anual em torno de 16°C a 18°C (ALVARES et al., 2013). Nessa área, 25 unidades amostrais de 100 m x 100 m, organizadas em 16 subunidades de 25 m x 25 m e georreferenciadas, foram mensuradas em um intervalo temporal de 3 anos entre 2002 e 2014, considerando como critério de inclusão as árvores com diâmetro à altura do peito ( $d$ ) igual ou superior a 10 cm.

## ESTIMATIVA DE VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

Buscou-se na literatura, modelos altura-diâmetro e de volume ajustados para Floresta Ombrófila Mista. Optou-se por utilizar uma equação ajustada (1) especificamente para a altura de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. e uma equação genérica (2) para a altura das espécies folhosas (CORTE et al., 2013). De forma similar, utilizou-se um modelo de volume ajustado (3) para *A. angustifolia* (SIQUEIRA, 1977) e outro (4) para as demais espécies (CUNHA, 1978).

$$h = -2,11355 + 5,660768 \cdot \ln(d) \quad (1)$$

$$h = 15,84375 - 36,9853 \frac{1}{d} + 0,1346 \cdot d \quad (2)$$

$$v = \left( -0,000157 + 0,037943 \frac{1}{dh} + 0,000049d \right) dh \quad (3)$$

$$v = e^{0,15495} d^{2,14581} h^{0,71915} \quad (4)$$

em que  $h$  é a altura total (m) e  $d$  é o diâmetro à altura do peito a 1,3 m de altura do solo (cm).

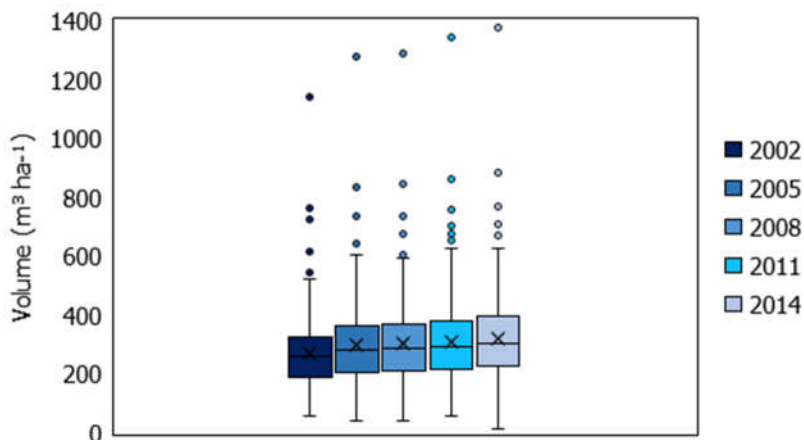
## MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DO ESTOQUE VOLUMÉTRICO

Os dados de volume por unidade de área foram especializados por meio

da krigagem ordinária (5), para determinação de valores em qualquer local da área de estudo. Assim, foi necessária a transformação logarítmica dos dados, devido a distribuição assimétrica positiva (Figura 1).

$$Z_{KO}^* = \sum_{i=1}^n \lambda[Z(x_i)] \quad (5)$$

em que  $Z_{KO}^*$  é o valor estimado da variável  $x$  em um determinado ponto via krigagem ordinária,  $\lambda$  é a ponderação associada aos dados e  $Z(x_i)$  é o valor da variável  $x$  em uma unidade amostral mensurada.



**Figura 1.** Distribuição dos valores de volume ( $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$ ) para o remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

Foram calculadas as semivariâncias direcionais ( $0^\circ$ ,  $45^\circ$ ,  $90^\circ$  e  $135^\circ$ ), para obter os semivariogramas médios, considerando a anisotropia das variações espaciais. Posteriormente, os modelos teóricos Esférico, Exponencial e Gaussiano foram ajustados para cada ocasião do inventário com o programa computacional GS+, selecionando os melhores ajustes com base no maior coeficiente de determinação ( $R^2$ )

e na menor soma de quadrados dos erros (SQE).

As matrizes da krigagem ordinária foram geradas com intervalos uniformes de 5 m x 5 m, em ambos os eixos da estimativa. A matriz foi exportada para formato *raster*. Uma rotina foi desenvolvida na linguagem de programação Python, com o auxílio do *software* ArcGIS, onde os arquivos *raster* tiveram os seus valores convertidos em polígonos vetoriais. Posteriormente, foram exportados para planilhas digitais.

As classes de estoque volumétrico foram definidas pela utilização do primeiro quartil da distribuição dos dados de volume por hectare como limite superior da classe 1, representando as áreas com baixo estoque. O terceiro quartil foi utilizado como limite inferior da classe 3, caracterizando as áreas de alto volume, com o limite superior aberto, enquanto os valores intermediários foram associados à classe 2.

- Classe 1 (Valor mínimo – 200 m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>)
- Classe 2 (200 m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup> – 400 m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>)
- Classe 3 (400 m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup> – Valor máximo)

A expressividade de cada classe foi calculada pela fórmula (6).

$$C = \frac{100(Ac)}{At} \quad (6)$$

em que  $C$  é a expressividade da classe em relação a área total (%),  $mAc$  é a área estimada de valores contidos dentro da classe (ha) e  $At$  é a área total da área inventariada (ha).

Posteriormente, foi calculada a dinâmica dos núcleos de cada classe em relação à avaliação anterior pela fórmula (7).

$$D = \frac{100(A_i - A_{i-1})}{A_i} \quad (7)$$

em que  $D$  é a dinâmica da área (%),  $A_i$  é a área (ha) na avaliação  $i$  e  $A_{i-1}$  é a área (ha) na avaliação anterior.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os valores médios de estoque volumétrico por hectare ( $\bar{V}$ ) e o coeficiente de variação ( $cv\%$ ) em cada ocasião do inventário contínuo. Esses resultados possibilitam observar aumento dos valores médios e estabilidade da variabilidade, porém, não permitem identificar a variabilidade espacial. Logo, a estatística descritiva não é suficiente para descrever a dinâmica espaço-temporal em estoque volumétrico das florestas nativas, visto que é um ambiente influenciado por inúmeras variáveis e que possui grande influência sobre o crescimento e dispersão da flora (RODERJAN, 2002).

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas do estoque volumétrico estimada para o remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

Estoque	2002	2005	2008	2011	2014
$\bar{V}$ ( $m^3 ha^{-1}$ )	309,7867	336,9091	342,8462	349,7995	362,0256
$cv\%$	35%	37%	36%	37%	37%

$\bar{V}$  é a média do estoque volumétrico e  $cv\%$  é o coeficiente de variação.

Desconsiderar a correlação espacial pode negligenciar a expressão dessas variáveis em suas múltiplas combinações, uma vez que a variabilidade não é distribuída de forma homogênea, tendo regiões com maior ou menor estoque volumétrico. Os resultados obtidos apenas pela estatística univariada podem prejudicar o contexto de sustentabilidade do manejo florestal, principalmente ao considerar um ambiente com elevada diversidade, como a Floresta Ombrófila Mista, onde estima-se mais de 200 espécies arbóreas e alto endemismo (REIS, 1995). Nesse contexto, a geoestatística se mostra como uma importante ferramenta, pois considera, além da correlação espacial, a anisotropia da variabilidade espacial do estoque florestal em diferentes direções (CAMARGO, 1998).

A Tabela 2 apresenta os parâmetros para a composição do semivariograma isotrópico (CAMARGO, 2001). O efeito pepita ( $C_0$ ) alto



denota que a variabilidade espacial ocorre em pequena escala, pelo comportamento natural das florestas nativas com grande heterogeneidade. O alcance dos semivariogramas ( $a$ ) apresentou valor médio de 100 m, indicando que essa é a máxima distância, em que duas unidades amostrais estão espacialmente correlacionadas (VIEIRA, 2000). Logo, a utilização do alcance para determinar a distância das parcelas em campo pode otimizar a alocação das unidades amostrais e reduzir os custos do inventário florestal.

**Tabela 2.** Parâmetros dos semivariogramas ajustados para o estoque volumétrico no remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

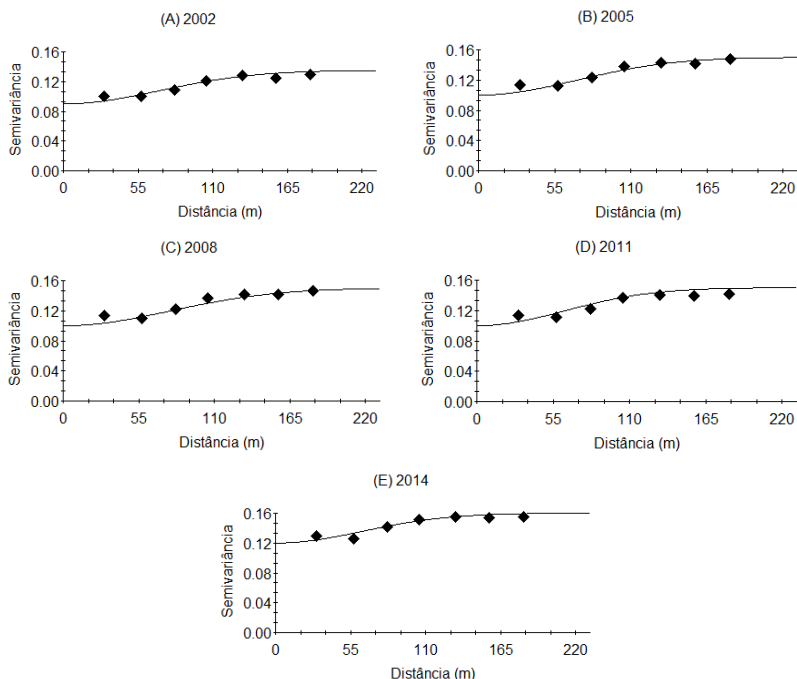
Parâmetros	2002	2005	2008	2011	2014
$C_0$	0,09	0,10	0,10	0,10	0,12
$C_1$	0,14	0,15	0,15	0,15	0,16
$a$	100	100	110	90	90
$R^2$	0,939	0,933	0,923	0,915	0,890
SQE	$1,07 \times 10^{-4}$	$1,37 \times 10^{-4}$	$1,65 \times 10^{-4}$	$2,52 \times 10^{-4}$	$1,30 \times 10^{-4}$
Modelo	Gaussiano	Gaussiano	Gaussiano	Gaussiano	Gaussiano
Transformação	log	log	log	log	log

$C_0$  é o efeito pepita,  $C_1$  é a contribuição,  $a$  é o alcance (m),  $R^2$  é o coeficiente de determinação e SQE é a soma de quadrados dos erros.

Os semivariogramas apresentaram bom ajuste aos dados, com coeficiente de determinação ( $R^2$ ) próximo a 0,9 em todas as ocasiões do inventário contínuo. Isso indica que existe uma forte associação das diferenças de estoque volumétrico entre unidades amostrais separadas por sucessivas distâncias, visto que, quanto mais próximo de 1, maior é a relação existente, independentemente do sinal da diferença de volume ou da direção no espaço (TAYLOR, 1990).

Devido ao diferente ritmo de crescimento das árvores, é de se esperar que o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) reduza ao longo do tempo, ao passo que o efeito pepita ( $C_0$ ) e a contribuição ( $C_1$ ) aumentem, pois, cada vez mais os fatores de influência da variabilidade terão maior expressividade. Os semivariogramas se ajustaram melhor ao modelo

gaussiano (Figura 2). A transformação logarítmica foi essencial para a construção dos semivariogramas, visto que o efeito do viés da distribuição foi neutralizado e os pontos discrepantes se tornaram inexpressivos.



**Figura 2.** Semivariogramas ajustados pelo modelo gaussiano para o estoque volumétrico do remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

Os semivariogramas ajustados permitem a avaliação temporal dos mapas de krigagem, bem como compreender a dinâmica espacial das classes de estoque volumétrico. As classes representaram uma variação expressiva nas diferentes ocasiões do inventário, mostrando que a floresta ainda está em crescimento e não apresenta sinais de estabilização volumétrica (Tabela 3).

**Tabela 3.** Dinâmica de área das classes de estoque volumétrico para o remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

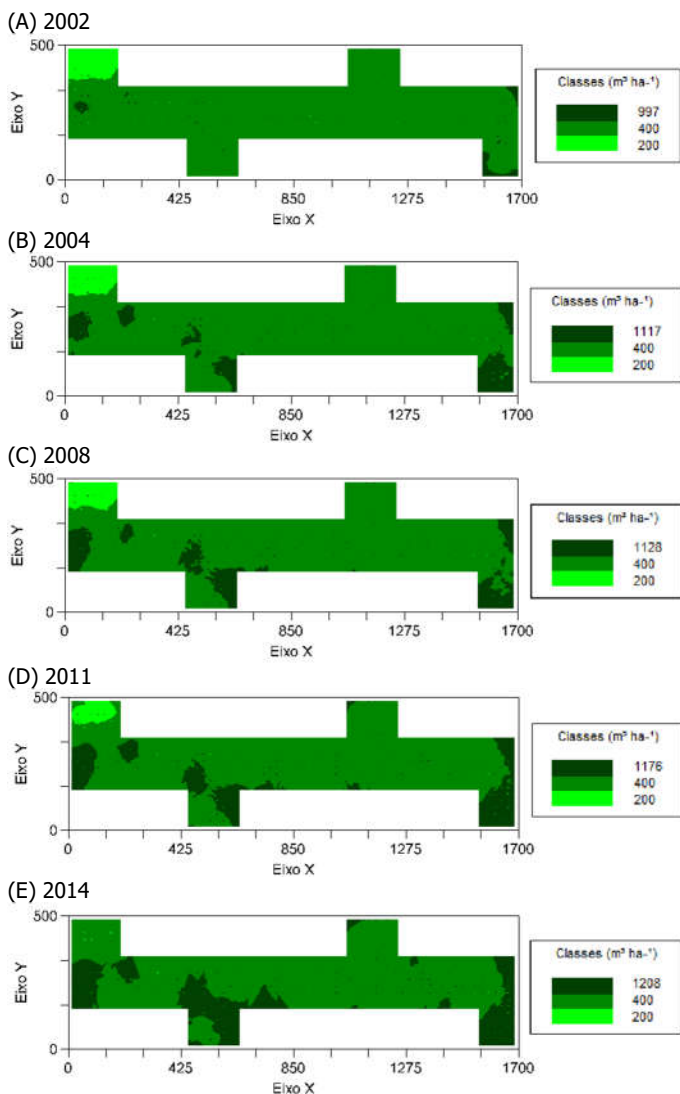
Classe	2002-2005	2005-2008	2008-2011	2011-2014
1	-6,45%	-11,11%	-51,99%	-2.485,99%
2	-9,65%	-2,44%	-2,95%	-5,92%
3	79,52%	18,88%	22,44%	29,65%

É notável que a classe 1 perdeu grande parte de sua área em todas as ocasiões, com uma redução cada vez mais expressiva, quase que extinguindo a classe do mapa de avaliação para o último ano de monitoramento (2014). A classe 2 também teve uma redução em todas as ocasiões, no entanto, como originalmente possuía uma elevada porcentagem de cobertura, continuou com grande expressividade de área. Por outro lado, A classe 3 apresentou aumento, o que reforça o fato de a floresta estar em pleno crescimento.

Na Figura 3, são apresentados os mapas de krigagem, representando espacialmente as classes de estoque volumétrico. Na seção esquerda, delimitada pelos pares de coordenadas cartesianas nos pontos (x, y): (13, 160) e (150, 488), observa-se que, até 2011, há maior porcentagem da área ocupada pela classe 1, o que indica que existe uma elevada substituição das árvores predominantemente pioneiras (PELISSARI et al., 2017). A partir de 2014, a área torna-se predominantemente ocupada pela classe 2. O aumento da diversidade de espécies é um dos fatores que explica essa substituição (PELISSARI et al., 2018).

Na seção delimitada pelos pares de coordenadas (431, 13) a (640, 160), nota-se que a área foi coberta predominantemente pela classe 2, sendo progressivamente substituída pela classe 3. Em oposição à seção discutida no parágrafo anterior, esta possui diversidade de espécies crescente ao longo dos anos, com baixa taxa de mortalidade e maioria de espécies pertencentes ao grupo de secundárias iniciais (PELISSARI et al., 2018).

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS



**Figura 3.** Mapas temáticos de estoque volumétrico do remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

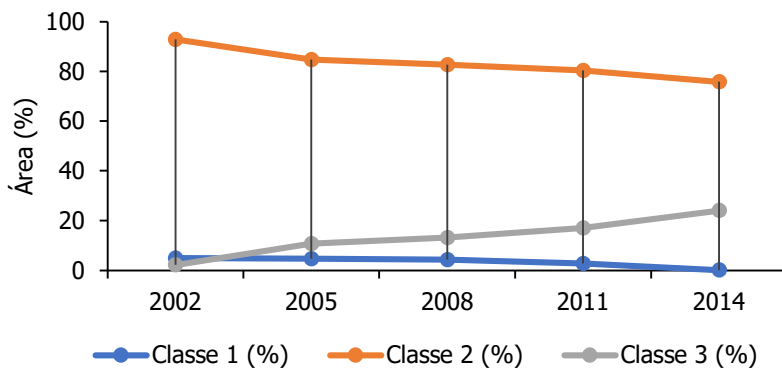
A seção compreendida entre os pares de coordenadas (1.548, 13) e (1.688, 320) também apresentou a substituição da classe 2 pela 3. Entretanto, essa área apresentou elevada mortalidade no período de 2002 a 2008 (PELISSARI et al., 2018). No entanto, isso pode ser parcialmente explicado pela substituição de grandes núcleos de espécies pioneiras por secundárias iniciais (PELISSARI et al., 2017). O aumento de núcleos espaciais de grande diversidade arbórea nessa seção pode ser um fator que influencia este resultado (PELISSARI et al., 2018).

Ao analisar a evolução dos núcleos de estoque volumétrico da classe 3, nota-se que são áreas majoritariamente compostas por *A. angustifolia* e que possuem alta diversidade de espécies (PELISSARI et al., 2018), principalmente secundárias tardias (PELISSARI et al., 2017). Com isso, esses resultados reforçam que os componentes de variação espacial influenciam diretamente a avaliação do estoque volumétrico.

Na Figura 4, é apresentada a dinâmica em percentual de área das classes de estoque volumétrico. Nota-se que a classe 2 reduziu a sua expressividade progressivamente, assim como a classe 1, que reduziu o seu volume para valores ínfimos, sendo substituídas pela classe 3.

Com essas informações, nota-se que o manejo pode ser focado em núcleos de maior estoque volumétrico. Isso deve-se a produtividade da operação florestal, que normalmente possui rendimento baixo em florestas nativas em relação às plantadas, devido ao tempo dispendido para a localização dos indivíduos a serem removidos, além da dificuldade de mecanização da operação. Logo, priorizar as operações em núcleos de maior estoque pode ser uma estratégia eficiente.

Ademais, os núcleos possuem forte influência da presença de indivíduos de *A. angustifolia*, sendo uma espécie com alto valor comercial e que representa alta porcentagem do volume total. Além disso, as espécies secundárias compõem a maioria das áreas de maior estoque volumétrico que, normalmente, possuem madeiras de alta qualidade, tais como o pau-marfim (*Balfourodendron riedelianum* (Engl.) Engl.) e a canjerana (*Cabralea canjerana* (Vell.) Mart.) (CORADIN et al., 2011).



**Figura 4.** Dinâmica em percentual de área das classes de estoque volumétrico do remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A estatística univariada e não espacial é insuficiente para explicar a dinâmica espaço-temporal do volume em uma floresta nativa de maneira satisfatória, visto que o componente espacial possui uma importância relevante ao apontar onde estão as fontes de variação do estoque volumétrico.

O manejo direcionado aos núcleos de maior estoque pode também auxiliar a manutenção da sustentabilidade do ecossistema e a redução dos impactos das operações na estrutura e regeneração da floresta.

## REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. de M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, p. 01-18, 2013.

CAMARGO, E. C. G. Geoestatística: fundamentos e aplicações. In: CÂMARA, G.; MEDEIROS, J. S. (Eds.). **Geoprocessamento para projetos ambientais**. São José dos Campos: INPE, n. 2, p. 1-5, 1998.

CAMARGO, E. C. G.; FELGUEIRAS, C. A.; MONTEIRO, A. M. V. A importância da modelagem da anisotropia na distribuição espacial de variáveis ambientais utilizando procedimentos geoestatísticos. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 10., Foz do Iguaçu. **Anais...** São José dos Campos: INPE, 2001. p. 395-402.

CORADIN, L.; SIMINSKI, A.; REIS, A. **Espécies nativas da flora brasileira de valor econômico atual ou potencial: plantas para o futuro - Região Sul**. Brasília: Ministério do Meio Ambiente, n. 2, 2011. 934 p.

CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, C. R.; ROGLIN, A.; PIMENTEL, A. Relações diâmetro-altura para espécies lenhosas em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Sul do Paraná. **Iheringia Serie Botanica**, v. 68, n. 1, p. 103-114, 2013.

CUNHA, O. **Inventário florestal do pinheiro no Sul do Brasil**. Curitiba: FUPF/IBDF, 1978. 327 p.

ERSKINE, P. D.; LAMB, D.; BRISTOW, M. Tree species diversity and ecosystem function: Can tropical multi-species plantations generate greater productivity? **Forest Ecology and Management**, v. 233, n. 2-3, p. 205-210, 2006.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, v. 58, n. 8, p. 1246-1266, 1963.

PELISSARI, A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S.; EBLING, A. A.; ROVEDA, M.; SANQUETTA, C. R. Geostatistical modeling applied to spatiotemporal dynamics of successional tree species groups in a natural Mixed Tropical Forest. **Ecological Indicators**, v. 78, p. 1-7, 2017.

PELISSARI, A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; EBLING, A. A.; SANQUETTA, C. R.; CYSNEIROS, V. C.; CORTE, A. P. D. Spatial variability of tree species diversity in a mixed tropical forest in Southern Brazil. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 90, p. 2491-2500, 2018.

REIS, A. A vegetação original do estado de Santa Catarina. In: **Caracterização de estádios sucessionais na vegetação catarinense**. Florianópolis: UFSC, p. 3-22, 1995.

RODERJAN, C. V.; GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y. S.; HATSCHBACH G. G. As

unidades fitogeográficas do estado do Paraná, Brasil. **Ciência e Ambiente**, v. 24, n. 1, p. 75-42, 2002.

SIQUEIRA, J. D. P. **Tabelas de volume para povoamentos nativos de *Araucaria angustifolia* (Bert) O. Ktze, no Sul do Brasil**. 1977. 179 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

TAYLOR, R. Interpretation of the correlation coefficient: a basic review. **Journal of Diagnostic Medical Sonography**, v. 6, n. 1, p. 35-39, 1990.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest growth and yield: applications to mixed tropical forests**. Wallingford: CAB International, 1994. 330 p.

VIEIRA, S. R. Uso de geoestatística em estudos de variabilidade espacial de propriedades do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Eds.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v. 1, p. 01-54, 2000.

VILÀ, M.; VAYREDA, J.; GRACIA, C.; IBÁÑEZ, J. J. Does tree diversity increase wood production in pine forests? **Oecologia**, v. 135, n. 2, p. 299-303, 2003.



# Modelagem geoestatística do estoque de biomassa em plantios de *Tectona grandis*

Karoline Zanona

**RESUMO:** A teca (*Tectona grandis* L. f.) vem apresentando considerável desenvolvimento em plantios no Brasil, com um mercado consolidado de madeiras de alto valor econômico. Devido a característica do manejo utilizado para conduzir seus povoamentos, marcado pela alta frequência de desbastes, a biomassa oriunda desses desbastes tem sido destaque em diversos estudos. A necessidade de estimativas mais precisas das variáveis dendrométricas, como a biomassa, ressalta a importância de ferramentas como a geoestatística, que vem sendo amplamente difundida na área florestal. Desta forma, este trabalho objetivou aplicar análises geoestatísticas para estimar e mapear a variabilidade espacial da produção de biomassa em um povoamento de teca no estado de Mato Grosso. Em uma área de 213 hectares, com 46 parcelas permanentes, foram estimados os estoques de biomassa aérea e radicular dos dois aos doze anos de idade. Prosseguiu-se com a análise exploratória dos dados para posterior modelagem geoestatística, com o cálculo das semivariâncias, interpolação e espacialização dos estoques de biomassa com a krigagem ordinária pontual. Com base no maior coeficiente de determinação e na menor soma dos quadrados dos desvios, foi selecionado o melhor ajuste. O modelo exponencial foi o mais eficiente para modelar a variabilidade espacial dos estoques de biomassa, evidenciando que a distribuição espacial é heterogênea e dinâmica ao longo do tempo. O estoque de biomassa aérea oscilou de 7,96 t ha<sup>-1</sup> no segundo ano a 116,13 t ha<sup>-1</sup> no décimo segundo ano. Por outro lado, a biomassa radicular apresentou média de 1,37 t ha<sup>-1</sup> a 15,48 t ha<sup>-1</sup>. A análise geoestatística permitiu identificar os diferentes padrões e as dinâmicas espaciais do estoque de biomassa aérea e radicular com eficiência e precisão estatística.

**PALAVRAS-CHAVE:** Desbastes; Estatística espacial; Krigagem ordinária pontual; Manejo Florestal.

## **INTRODUÇÃO**

A teca é uma espécie nativa do continente asiático, principalmente das regiões Sul e Sudeste, ocorrendo na Índia, Mianmar, Tailândia, Laos, Burma, Indonésia e Sri Lanka (PANDEY & BROWN, 2000; RONDON, 2006). No Brasil, seus plantios apresentam considerável desenvolvimento. Além disso, é uma espécie que apresenta um mercado consolidado de madeira com alto valor econômico, utilizada em móveis de luxo e na construção naval (LAMPRECHT, 1990; FIGUEREDO et al., 2005; PELISSARI, 2012).

Devido à característica do manejo utilizado para conduzir os plantios de teca, marcado pela ocorrência de muitos desbastes, a biomassa oriunda desses desbastes tem sido destaque em diversos estudos, especialmente nas primeiras intervenções (GONZÁLEZ, 2004; PELISSARI et al., 2014; SILVA et al., 2015). Nesse sentido, a biomassa vegetal das florestas plantadas possui um importante papel como fonte energética e potencial para o mercado de sequestro de carbono.

A modelagem geoestatística tem sido amplamente utilizada no setor florestal, principalmente nas áreas de inventário, manejo florestal e avaliação dos atributos do solo. Essa técnica apresenta-se como uma importante ferramenta para melhorar a precisão das estimativas, reduzir os custos operacionais e auxiliar a determinação da variabilidade espacial de variáveis dendrométricas e edáficas (ORTIZ, 2006; RUFINO et al., 2006; BOGNOLA et al., 2011; GUEDES et al., 2012; LEAL et al., 2014; PELISSARI et al., 2014; CARVALHO et al., 2015; REIS et al., 2016).

Com a possibilidade de comercialização de produtos de alto valor agregado, como a biomassa, que incrementam a renda dos plantios de teca, além da possibilidade de participação no mercado de sequestro de carbono, faz-se necessário a obtenção informações sobre o estoque de biomassa como subsídio ao manejo florestal da espécie, principalmente para a adoção de práticas silviculturais direcionadas. Assim, com base no exposto, o presente estudo objetivou aplicar análises geoestatísticas para estimar e mapear a variabilidade espacial da produção de biomassa em um povoamento de teca no estado do Mato Grosso.

## METODOLOGIA

### ÁREA DE ESTUDO

O estudo foi realizado em um povoamento da empresa Teca do Brasil Ltda., no município de Nossa Senhora do Livramento, estado do Mato Grosso, sob as coordenadas 16°12'19" S e 56°23'00" W. Os dados foram obtidos em um povoamento equiânneo e homogêneo de teca com 213 ha implantados com espaçamento de 3x3 m. Segundo a classificação de Köppen, o clima da região é Aw, caracterizado pelo inverno seco, temperaturas médias de 24°C a 26°C e precipitações médias de 1.300 a 1.600 mm ano<sup>-1</sup> (ALVARES et al., 2013). O relevo é suavemente ondulado e o solo é classificado como Planossolo Háplico Eutrófico (SANTOS et al., 2018).

Para a coleta dos dados, foram alocadas 46 parcelas permanentes com 450 m<sup>2</sup> (15 m x 30 m), com intensidade inicial de 50 árvores por parcela e intensidade de amostragem de uma parcela a cada quatro hectares. As parcelas foram mensuradas continuamente do 2º ao 12º ano de idade do plantio (PELLISSARI, 2012).

### PROCESSAMENTO DOS DADOS

Primeiramente, estimou-se os estoques de biomassa aérea ( $w_{aérea}$ ) e radicular ( $w_{raiz}$ ) dos povoamentos com a utilização das equações (1 e 2) desenvolvidas por Kraenzel et al. (2003). Essas equações foram utilizadas devido à ausência de modelos locais desenvolvidos para a espécie.

$$\log(w_{aérea}) = 2,575 \cdot \log(d) - 1,042 \quad (1)$$

$$\log(w_{raiz}) = 2,399 \cdot \log(d) - 1,671 \quad (2)$$

em que  $\log$  é o logaritmo na base 10 e  $d$  é o diâmetro a 1,3 m do solo (cm).

Em seguida, procedeu-se a análise exploratória dos dados, por meio de estatísticas descritivas, determinando os valores mínimos, médios,

máximos, desvio padrão e coeficiente de variação. Também foi aplicado o teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 5% de probabilidade.

Após a análise preliminar dos dados, efetuou-se a modelagem geoestatística, com o *software* GS+ v.5.1.1, o qual possibilitou a modelagem dos semivariogramas, considerando os modelos exponencial, esférico, gaussiano e linear. O melhor ajuste foi determinado com base no maior coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e na menor soma dos quadrados dos desvios (SQD). A anisotropia foi avaliada com o cálculo dos semivariogramas nas direções  $0^\circ$ ,  $45^\circ$ ,  $90^\circ$  e  $135^\circ$ .

Com base nos parâmetros dos semivariogramas ajustados, foi realizada a interpolação e a espacialização dos estoques de biomassa de teca em cada ano com o método da krigagem ordinária. Por fim, obtiveram-se mapas temáticos com quatro classes de estoque de biomassa.

## RESULTADOS

### ESTIMATIVAS DOS ESTOQUES DE BIOMASSA

O estoque de biomassa apresentou aumento considerável com o avanço da idade (Tabela 1). Foi perceptível a diminuição nos anos de desbaste, reduzindo os estoques no ano subsequente à intervenção. O coeficiente de variação diminuiu ao longo dos anos, com exceção nos anos de desbaste. Nessas ocasiões, ocorreu um aumento, comprovando que a intervenção modifica a estrutura do povoamento (FINGER & SHNEIDER, 1999; GARCIA, 2006; ALVES, 2015). Todos os valores apresentaram distribuição normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 5% de probabilidade.

As médias de estoque de biomassa aérea oscilaram de  $7,96 \text{ t ha}^{-1}$  no segundo ano a  $116,13 \text{ t ha}^{-1}$  no décimo segundo ano (Tabela 2). A biomassa radicular apresentou média de  $1,37 \text{ t ha}^{-1}$  no segundo ano a  $15,48 \text{ t ha}^{-1}$  no décimo segundo. Assim, conforme os anos avançaram, o incremento do estoque de biomassa tornou-se constante, sendo acelerado após os desbastes.

**Tabela 1.** Estatística descritiva dos estoques de biomassa em teca.

Idade (ano)	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	Coefficiente de variação	Kolmogorov- Smirnov
	(t ha <sup>-1</sup> )				(%)	
Biomassa aérea						
2	2,55	7,96	14,93	3,15	39,59	0,0846 <sup>NS</sup>
3	17,73	32,98	47,43	8,03	24,33	0,1110 <sup>NS</sup>
4	36,55	63,03	84,36	12,68	20,12	0,1514 <sup>NS</sup>
5	44,70	90,02	116,60	17,70	19,67	0,1540 <sup>NS</sup>
Desbaste*	12,10	30,46	55,42	8,62	28,29	0,0698 <sup>NS</sup>
6	38,45	80,52	109,40	16,85	20,93	0,1408 <sup>NS</sup>
7	50,10	105,26	142,90	20,23	19,22	0,1487 <sup>NS</sup>
8	61,82	118,97	163,56	23,05	19,38	0,1154 <sup>NS</sup>
Desbaste*	11,23	27,89	50,65	9,48	34,00	0,1191 <sup>NS</sup>
9	46,48	104,49	137,76	20,70	19,81	0,0850 <sup>NS</sup>
10	54,98	119,11	160,52	23,31	19,57	0,1126 <sup>NS</sup>
11	59,93	135,50	184,36	26,96	19,90	0,1437 <sup>NS</sup>
Desbaste*	9,07	32,70	61,16	11,92	36,44	0,0690 <sup>NS</sup>
12	41,19	116,13	158,70	23,96	20,63	0,1132 <sup>NS</sup>
Biomassa radicular						
2	0,47	1,37	2,49	0,51	37,41	0,0767 <sup>NS</sup>
3	2,88	5,17	7,28	1,19	23,00	0,1017 <sup>NS</sup>
4	5,67	9,46	12,47	1,80	19,03	0,1521 <sup>NS</sup>
5	6,67	13,17	16,86	2,46	18,68	0,1434 <sup>NS</sup>
Desbaste*	1,75	4,49	8,11	1,24	27,53	0,0727 <sup>NS</sup>
6	5,61	11,53	15,59	2,32	20,14	0,1327 <sup>NS</sup>
7	7,19	14,79	19,99	2,74	18,54	0,1444 <sup>NS</sup>
8	8,77	16,57	22,66	3,09	18,68	0,1154 <sup>NS</sup>
Desbaste*	1,63	3,94	7,04	1,30	32,96	0,1174 <sup>NS</sup>
9	6,56	14,36	18,82	2,75	19,14	0,0851 <sup>NS</sup>
10	7,68	16,20	21,70	3,06	18,90	0,0907 <sup>NS</sup>
11	8,32	18,26	24,76	3,50	19,18	0,1257 <sup>NS</sup>
Desbaste*	1,29	4,43	8,29	1,56	35,19	0,0635 <sup>NS</sup>
12	5,54	15,48	21,07	3,09	19,95	0,1221 <sup>NS</sup>

NS é não significativo (há distribuição normal) e \* são os estoques de biomassa aérea e radicular removidos nos desbastes.

Em um plantio de teca na Tanzânia, Mwangi (2015) determinou estoque de biomassa total de  $3,8 \text{ t ha}^{-1}$  aos 2 anos e de  $113,14 \text{ t ha}^{-1}$  aos 5 anos. Percebe-se que o estoque de biomassa encontrado no presente estudo é superior no 2º ano e próximo no 5º ano. Ademais, Karmacharya & Singh (1991), em um plantio na Índia, determinaram a biomassa aérea em  $25 \text{ t ha}^{-1}$  aos 4 anos,  $39,9 \text{ t ha}^{-1}$  aos 14 anos e  $77 \text{ t ha}^{-1}$  aos 30 anos, cujas diferenças, quando comparado com o presente estudo, ocorreu possivelmente devido a capacidade produtiva dos sítios.

Valores próximos aos do presente estudo foram encontrados por Behling (2018) em plantios localizados em Tangará da Serra, estado do Mato Grosso, aos 7,5 anos de idade, com  $100,28 \text{ t ha}^{-1}$  para biomassa aérea e  $22,06 \text{ t ha}^{-1}$  de biomassa radicular. Isso demonstra que pode haver semelhança na produtividade dos sítios entre locais de estudo mais próximos.

Basso (2016), em um estudo no Mato Grosso, determinou o estoque de biomassa aérea igual a  $2,32 \text{ t ha}^{-1}$  em um povoamento de teca com 2 anos e 3 meses, cujo valor foi inferior ao encontrado no presente estudo. Isso pode ser explicado pela diferença na densidade do povoamento, uma vez que se trata de um sistema silvipastoril. Ademais, valor inferior também foi encontrado na pesquisa desenvolvida por Rondon (2006), o qual obteve estoque de biomassa aérea de  $54,45 \text{ t ha}^{-1}$  em um experimento aos sete anos, cujo resultado está relacionado com as diferenças no manejo do povoamento, como a ausência de desbaste.

## MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DOS ESTOQUES DE BIOMASSA

Foi possível verificar a presença de dependência espacial em todos os anos de avaliação, permitindo a aplicação da modelagem geoestatística (Tabela 2). O modelo com maior prevalência entre os selecionados foi o exponencial, salvo no segundo e no terceiro ano, nos quais o modelo esférico apresentou o melhor ajuste. Estudos como de Mello et al. (2006), Souza et al. (2008), Leal (2014) e Pelissari et al. (2014) também obtiveram melhores ajustes com os modelos esférico e exponencial para variáveis dendrométricas em povoamentos florestais.

**Tabela 2.** Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os estoques de biomassa de teca ao longo das idades do povoamento.

Idade (ano)	Modelo	C <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> +C	A (m)	GD%	R <sup>2</sup>	SQD
Biomassa aérea							
2	Esférico	4,48	12,45	1.365	64,00	0,928	3,4
3	Esférico	30,60	65,59	383	53,30	0,638	119,0
4	Exponencial	39,00	172,40	675	77,40	0,939	276,0
5	Exponencial	97,20	343,40	972	71,70	0,916	2.006,0
6	Exponencial	10,90	301,20	747	96,40	0,903	3.005,0
7	Exponencial	2,00	456,20	963	99,60	0,910	7.120,0
8	Exponencial	1,00	604,40	1.116	99,80	0,934	11.219,0
9	Exponencial	1,00	469,90	750	99,80	0,918	6.120,0
10	Exponencial	13,00	602,90	843	97,80	0,930	9.394,0
11	Exponencial	1,00	817,10	855	99,90	0,908	26.074,0
12	Exponencial	1,00	606,10	716	99,80	0,951	4.846,0
Biomassa radicular							
2	Esférico	0,11	0,31	1.202	63,90	0,902	4,04×10 <sup>-3</sup>
3	Esférico	0,70	1,45	300	51,70	0,694	0,064
4	Exponencial	0,73	3,45	630	78,80	0,938	0,107
5	Exponencial	1,93	6,61	939	70,80	0,905	0,812
6	Exponencial	0,51	5,72	792	91,10	0,898	1,180
7	Exponencial	0,01	7,93	837	99,90	0,919	1,750
8	Exponencial	1,37	12,21	1.695	88,80	0,917	6,530
9	Exponencial	2,30	8,70	1.095	73,60	0,910	1,800
10	Exponencial	0,93	10,92	1.014	91,50	0,936	2,480
11	Exponencial	2,29	13,25	804	82,70	0,938	2,700
12	Exponencial	0,50	10,00	687	99,90	0,944	1,430

C<sub>0</sub> é o efeito pepita, C<sub>0</sub>+C é o patamar, A é o alcance (m), GD% é o grau de dependência espacial, R<sup>2</sup> é o coeficiente de determinação e SQD é a soma dos quadros dos desvios.

O efeito pepita ( $C_0$ ) indica a variância ocasionada em menor escala. Para o estoque de biomassa aérea, observou-se aumento do efeito pepita nas idades iniciais até o quinto ano, com posterior redução dos valores após o primeiro desbaste (Tabela 2). Isso corrobora a influência dos desbastes na alteração da estrutura dos povoamentos (SHNEIDER & FINGER, 1993; FINGER & SHNEIDER, 1999; ALVES, 2015). Para o estoque de biomassa radicular, esse efeito foi menos perceptível, indicando menor influência dos tratamentos silviculturais.

O alcance (A) apresentou variação de 383 a 1.365 m na biomassa aérea e de 300 a 1.695 m para biomassa radicular (Tabela 2), indicando alta heterogeneidade espacial. Além disso, observou-se redução nos anos subsequentes aos desbastes executados ao 5º, 8º e 11º anos. Essa tendência indica que os desbastes reduzem a correlação espacial entre as unidades amostrais, podendo ser uma informação importante para o planejamento de amostragens em inventários florestais, possibilitando otimizar o número de parcelas e sua alocação no terreno.

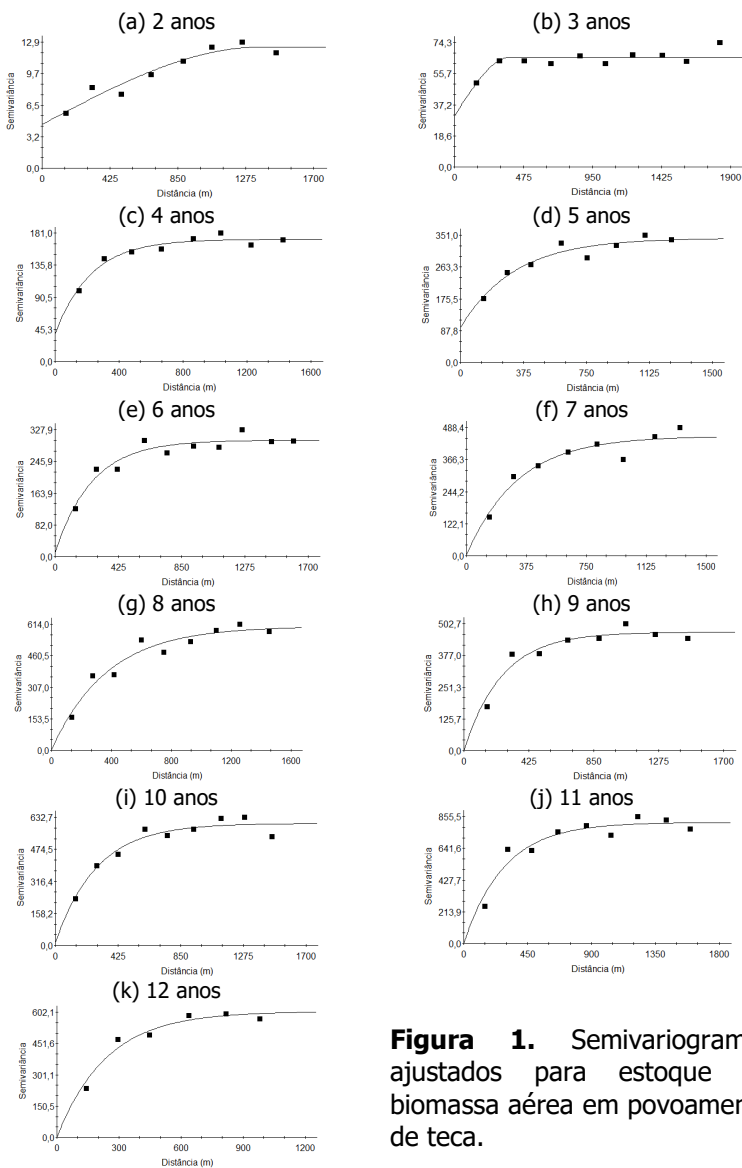
Foram encontrados valores elevados de dependência espacial (GD%) em ambos os estoques de biomassa (Tabela 2). No 12º ano, o estoque de biomassa radicular apresentou 99,9% de dependência, ao passo que no terceiro ano, tanto no estoque aéreo como nas raízes, foram encontrados GD% inferiores. Contudo, ressalta-se que esses valores são fortemente afetados pelo modelo selecionado, o quais são maiores para o modelo exponencial e menores para o modelo esférico, seguido do gaussiano, considerando a mesma base de dados.

Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) dos semivariogramas foram satisfatórios ao apresentar valores superiores a 0,9 (Tabela 2). A soma dos quadrados dos desvios (SQD) apresentou forte aumento nas idades iniciais, como SQD está em valores absolutos, segue a magnitude da variável biomassa em toneladas por hectare. Além disso, verificou-se redução após a aplicação dos desbastes nas idades de 8 e 11 anos, principalmente para o estoque de biomassa aérea.

Com os semivariogramas selecionados, foi analisada a dispersão dos valores em relação à linha média estimada, evidenciando as características desejáveis, como o efeito crescente e posteriormente estabilizador das curvas (Figuras 1 e 2).

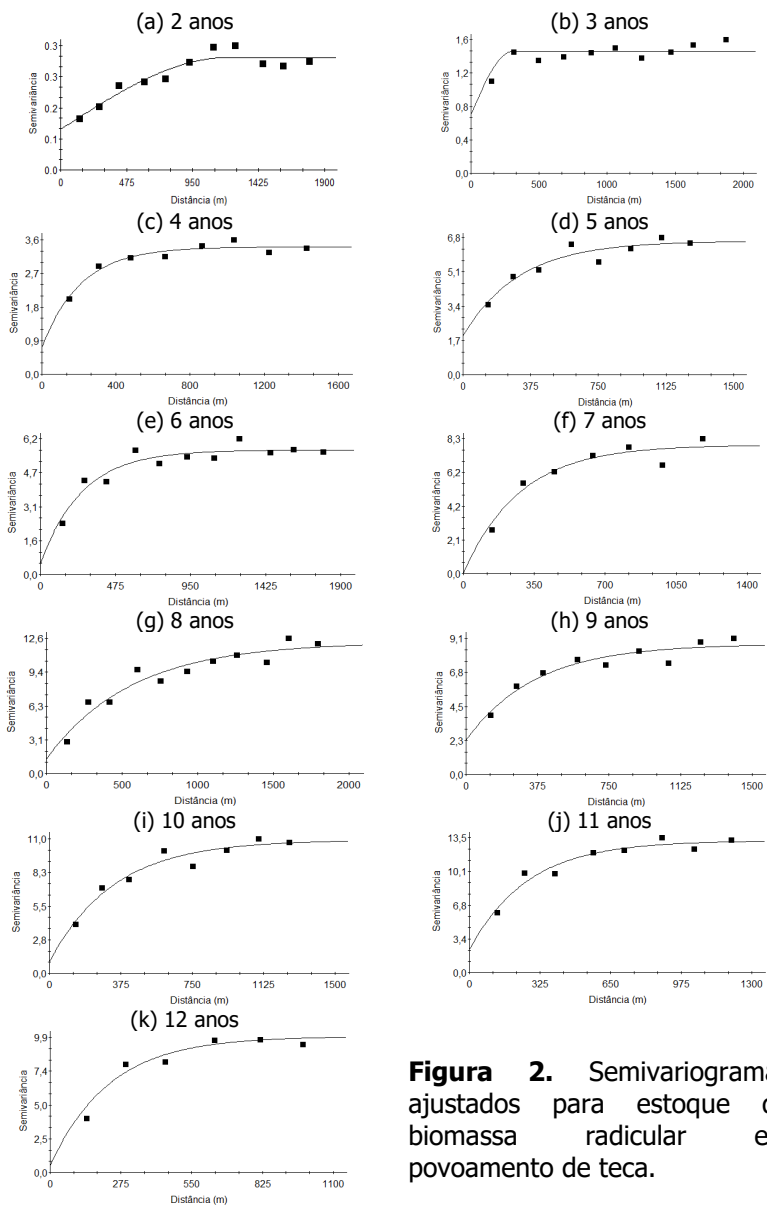


## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS



**Figura 1.** Semivariogramas ajustados para estoque de biomassa aérea em povoamento de teca.

# ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS



**Figura 2.** Semivariogramas ajustados para estoque de biomassa radicular em povoamento de teca.

Após a constatação de dependência espacial entre as amostras pelos semivariogramas, realizou-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária pontual. Assim, as Figuras 3 e 4 demonstram a distribuição espacial dos estoques de biomassa aérea e radicular do segundo ao décimo segundo ano em mapas temáticos.

Os mapas temáticos ilustram a heterogeneidade espacial dos estoques de biomassa aérea e radicular, dessa forma, é possível determinar o zoneamento da produção nos povoamentos. Observa-se a variação dos estoques ao longo da disposição do terreno, com destaque para as regiões Central e Sul, os quais apresentaram elevados valores que se mantiveram ao longo dos anos, exceto no 6º, 9º e 12º ano, onde sofreram redução pelos desbastes nos anos anteriores.

A porção Leste é onde estão localizados os menores valores dos estoques de biomassa. Essa variação é explicada pela diferença na qualidade do sítio conforme a disposição do terreno, uma vez que as condições do sítio estão diretamente relacionadas à capacidade produtiva do local (LEAL et al., 2014).

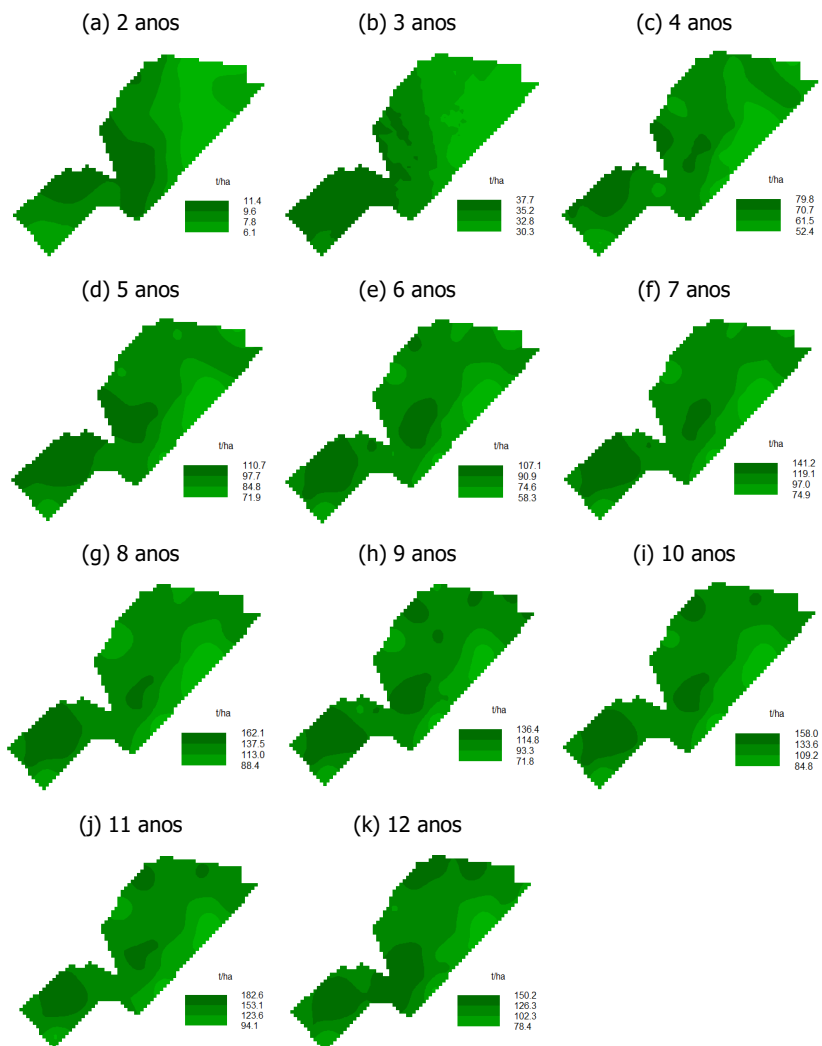
## **CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O estoque de biomassa aérea oscilou de 7,96 t ha<sup>-1</sup> no segundo ano a 116,13 t ha<sup>-1</sup> no décimo segundo. A biomassa radicular apresentou média de 1,37 t ha<sup>-1</sup> no segundo ano e 15,48 t ha<sup>-1</sup> no décimo segundo, em que ambos os estoques aumentaram conforme a idade.

Quando comparados com a literatura, os resultados obtidos no presente trabalho demonstram bom desempenho. Embora as equações utilizadas não tenham sido desenvolvidas especificamente para área estudada, elas resultaram em estimativas semelhantes às pesquisas realizadas em plantios na região deste estudo.

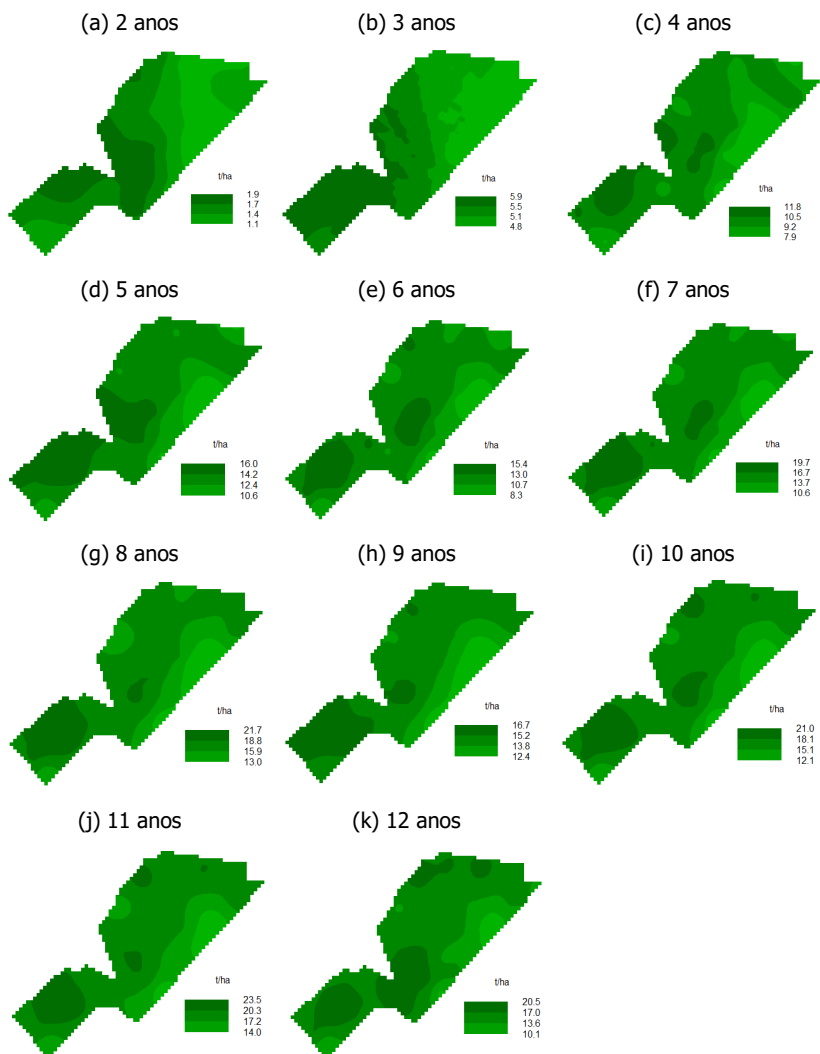
A análise geoestatística proporcionou mensurar e identificar os diferentes padrões e dinâmicas espaciais dos estoques de biomassa aérea e radicular com precisão estatística. O modelo exponencial foi o mais eficiente para modelar a variabilidade espacial, evidenciando que a distribuição espacial é heterogênea e dinâmica ao longo do tempo.

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS



**Figura 3.** Distribuição espacial e temporal do estoque de biomassa aérea em povoamento de teca.

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS



**Figura 4.** Distribuição espacial e temporal do estoque de biomassa radicular em povoamento de teca.

## REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, p. 01-18, 2013.

ALVES, V. M. S. **Alteração estrutural e os produtos obtidos de povoamentos de *Tectona grandis* L.f. submetidos a desbaste**. 2015. 25 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Mato Grosso, Cuiabá, 2015.

BASSO, S. **Biomassa, carbono e relação entre atributos químicos do solo e variáveis de produção da teca**. 2016. 21 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, 2016.

BEHLING, M.; FELIPE, R. T. A.; FARIAS, J. B.; CARVALHO, G.; NEVES, J. C. L. Relações entre parte aérea e raízes em povoamentos de Teca. **Revista Ceres**, v. 65, n. 6, p. 463-473, 2018.

BOGNOLA, I. A. LINGNAU, C.; LAVORANTI, O. J.; STOLLE, L.; HIGA, A. R.; OLIVEIRA, E. B. **Geoestatística integrada com estatística multivariada e geoprocessamento na definição de unidades de manejo para o *Pinus taeda***. Colombo: Embrapa Florestas, 2011.

CARVALHO, S. P. Predição do volume de árvores integrando LIDAR e geoestatística. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 107, p. 627-637, 2015.

FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R. Determinação do peso do desbaste para florestas de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden, com base no índice de espaçamento relativo. **Ciência Florestal**, v. 9, n. 1, p. 79-87, 1999.

GARCIA, M. L. **Intensidade de desbaste em um povoamento de *Tectona grandis* L.f., no município de Sinop – MT**. 2006. 45 f. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2006.

GONZÁLEZ, W. F. **Manual para produtores de teca (*Tectona grandis* L. f) em Costa Rica**. Heredia: Costa Rica, 2004. 121 p.

GUEDES, I. C. L.; MELLO, J. M.; MELLO, C. R.; OLIVEIRA, A. D.; SILVA, S.;

SCOLFORO, J. R. S. Técnicas geoestatísticas e interpoladores espaciais na estratificação de povoamentos de *Eucalyptus* sp. **Ciências Florestais**, v. 22, p. 541-550, 2012.

KARMACHARYA, S. B.; SINGH, K. P. Biomass and net production of teak plantations in a dry tropical region in India. **Forest Ecology and Management**, p. 233-247, 1991.

KRAENZEL, M.; CASTILLO, A.; MOORE, T.; POTVIN, C. Carbon storage of harvest-age Teak (*Tectona grandis*) plantations, Panama. **Forest Ecology and Management**, v. 173, n. 1-3, p. 213-225, 2003.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas- possibilidades e métodos de povoamento sustentado**. Eschborn: Instituto de Silvicultura da Universidade de Göttingen, p. 310-313, 1990.

LEAL, F. A.; MATRICARDI, E. A. T.; MIGUEL, E. P. Interpolador geoestatístico para estimar volume num povoamento de *Eucalyptus urophylla*, em Rio Verde/GO. **Nucleus**, v. 11, n. 1, p. 153-159, 2014.

MWANGI, J. R. **Volume and biomass estimation models for Tectona grandis grown at Longuza forest plantation, Tanzania**. 2015. 123 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - University of Agriculture, Morogoro, Tanzania, 2015.

MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S.; BATISTA, J. L. F.; JUNIOR, P. R. J.; JUNIOR, H. K. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Floresta**, v. 36, n. 2, p. 251-260, 2006.

ORTIZ, J. L.; VETTORAZZI, C. A.; COUTO, H. T. Z.; GONÇALVES, J. L. M. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n. 72, p. 67-79, 2006.

PANDEY, D.; BROWN, C. Teak: a global overview. **Unasylva**, v. 51, n. 201, p. 3-13, 2000.

PELISSARI, A. L. **Silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de Tectona grandis Linn F. na região sul do estado de Mato Grosso**. 2012. 89 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade

Federal do Mato Grosso, Cuiabá, 2012.

PELISSARI, A. L.; FILHO, A. F.; CALDEIRA, S. F.; MACHADO, S. A. do. Geoestatística Aplicada ao manejo de povoamentos florestais de teca, em períodos pré-desbaste seletivo, no estado do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 32, n. 3, p. 430-444, 2014.

REIS, A. A. dos; MELLO, J. M. de; RAIMUNDO, M. R.; JUNIOR, F. W. A.; OLIVEIRA, M. S. de; DINIZ, J. M. F. de S. Estratificação de um povoamento de eucalipto por interpoladores geoestatísticos e sensoriamento remoto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 51, n. 10, p. 1751-1761, 2016.

RONDON, E. V. Estudo de biomassa de *Tectona grandis* L.f. sob diferentes espaçamentos no estado do Mato Grosso. **Revista Árvore**, v. 30, n. 3, p. 337-341, 2006.

RUFINO, T. M. C. R.; THIERSCH, C. R.; FERREIRA, S. O.; JUNIOR, H. K.; FAIS, D. Uso da geoestatística no estudo da relação entre variáveis dentrométricas de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e atributos do solo. **Ambiência**, v. 2, p. 83-93, 2006.

SANTOS, H. G.; JACOMINE, P. K. T.; ANJOS, L. H. C.; OLIVEIRA, V. A.; LUMBRERAS, J. F.; COELHO, M. R.; ALMEIDA, J. A.; ARAUJO FILHO, J. C.; OLIVEIRA, J. B.; CUNHA, T. J. F. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: Embrapa, v. 5, p. 326, 2018.

SHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Influência da intensidade do desbaste sobre o crescimento em altura de *Pinus elliotti* E. **Ciência Florestal**, v. 3, n. 1, p. 171-184, 1993.

SILVA, D. A.; CHRISTO, E. R.; BELHING, A.; MAYER, S. L. S.; PELANDA, K. A.; SIMETTI, R. Potencial e qualidade da madeira de desbaste de teca para produção de biocombustível. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 35, n. 83, p. 299-305, 2015.

SOUZA, M. O.; BARBIN, D.; JÚNIOR, P. J. R.; STAPE, J. L. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificação de dependência espacial na análise de dados de um ensaio de espaçamento florestal em delineamento sistemático tipo leque. **Revista Árvore**, v. 32, n. 3, p. 499-509, 2008.



# Modelagem espacial do estoque de necromassa em remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista

Lucas Ferrari de Almeida Prado

**RESUMO:** Em decorrência do efeito estufa e do aquecimento global, as florestas naturais vêm sendo foco de ampla discussão, visto que quase um terço das emissões de gases de efeito estufa são oriundas do desmatamento e da degradação desses ecossistemas. Este trabalho teve como objetivo modelar e mapear a distribuição espacial e temporal dos estoques de carbono fixados na necromassa deposta sob o solo de um remanescente florestal urbano de 9,5 hectares, localizado no *campus* da Universidade Federal do Paraná, Curitiba - PR. Os dados são oriundos de inventários florestais contínuos de 70 parcelas permanentes mensuradas nos anos de 2007, 2010, 2013 e 2016. A metodologia utilizada no presente trabalho foi a predição por meio de estimadores por razão das variáveis volume, estoques de biomassa e de carbono da necromassa. Em seguida, a análise exploratória dos dados e testes de normalidade foram aplicados, seguidos pela determinação das semivariâncias em função da distância e da modelagem dos semivariogramas. A estimativa dos estoques resultou da interpolação espacial pelo método da krigagem ordinária. Os resultados evidenciaram o incremento da necromassa no remanescente florestal ao longo do tempo, bem como a alta variabilidade no carbono estocado na necromassa, possibilitando inferir que há regiões que possuem maior quantidade de carbono estocado. Observou-se que as regiões que possuem maior estoque estão localizadas no centro e nordeste do remanescente, ao passo que as áreas de menor estoque estão a sudoeste. Esses resultados denotam a possível influência da pressão antrópica sobre o sequestro e a fixação do carbono pela floresta e necromassa.

**PALAVRAS-CHAVE:** Carbono; Floresta com Araucárias; Krigagem.

## **INTRODUÇÃO**

As emissões de gases de efeito estufa, decorrentes da queima de combustíveis fósseis e da destruição e degradação das florestas naturais, são as principais causas do aquecimento global. Um estudo do IPCC (2000), baseado nas taxas de emissões de gases poluentes na atmosfera, prevê um aumento de temperatura global na faixa de 1,4 °C a 5,8 °C até o fim do século XXI, fato que, se confirmado, pode gerar incontáveis prejuízos ambientais, sociais e econômicos.

As florestas são consideradas sumidouros de carbono, visto sua capacidade de armazenar carbono em sua estrutura, desempenhando um papel importante para o equilíbrio do balanço global de gases de efeito estufa. Além disso, tendo em vista que muitos remanescentes florestais estão localizados em ambientes urbanos, onde geralmente encontra-se os principais focos de emissão de gases poluentes, desempenham papel fundamental no sequestro e armazenamento de carbono, contribuindo com a amenização da poluição atmosférica nos grandes centros urbanos.

A necromassa é definida como a biomassa morta encontrada nos ambientes florestais (WOODAL et al., 2008). Ela exerce importante função ecológica em relação ao armazenamento de carbono, visto que ele permanece fixado na estrutura lenhosa até sua decomposição, que se dá de forma lenta, até ser disponibilizado no ambiente, favorecendo a manutenção dos teores de matéria orgânica do solo e a ciclagem de nutrientes (WADELL, 2002). Embora a mensuração da necromassa seja menos comum, alguns autores sugerem o método de amostragem por linha interceptadora (LIS) como o mais apropriado para quantificá-la (RIBEIRO et al., 2012; PÉLLICO NETTO et al., 2018).

A geoestatística é a área de estudo da estatística responsável por estudar variáveis regionalizadas, consistindo em uma ferramenta que possibilita a avaliação espacial do comportamento da floresta. O uso da krigagem, um dos métodos de interpolação espacial, permite obter valores para locais não amostrados. Alguns autores realizaram estudos utilizando métodos geoestatísticos para estimar a biomassa e o estoque de carbono em florestas naturais, como Sales et al. (2007), Zhao et al. (2016), Babcock et al (2018) e Lin et al. (2018);

Assim como os autores supracitados, o presente trabalho visa modelar o estoque de carbono e sua distribuição espacial por meio da geoestatística, entretanto, restringe-se ao carbono estocado na necromassa sob o solo do remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista. Este estudo também tem como intuito demonstrar a importância da mensuração das variáveis da necromassa em inventários de carbono.

## **METODOLOGIA**

### **ÁREA DE ESTUDO**

Os dados da presente pesquisa são oriundos de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista, com área de 9,5 ha, localizado no *campus* III da Universidade Federal do Paraná, Curitiba, estado do Paraná (Figura 1). Como situa-se em um centro urbano, a floresta objeto de estudo sofreu ação antrópica e extração de indivíduos, vindo a caracterizar-se hoje como floresta secundária com alta frequência de espécies pioneiras e diâmetros de pequenas dimensões (MACHADO et al., 2008).

O clima da região, segundo classificação de Koppen, é do tipo Cfb – subtropical úmido mesotérmico – o qual apresenta verões frescos e geadas frequentes durante o inverno. A precipitação média anual é de 1.400 mm e a temperatura média oscila em torno dos 17°C. O remanescente florestal encontra-se entre as coordenadas 25°26'5" – 25°27'33" S e 49°14'16" – 49°14'33" W, em ambiente com altitude entre 890 e 915 m acima do nível do mar (MACHADO et al., 2008).

Os dados utilizados nesta pesquisa são decorrentes de um inventário florestal contínuo realizado nos anos de 2007, 2010, 2013 e 2016. A área foi dividida em 70 unidades amostrais, com dimensão de 50 m x 50 m, alocadas sistematicamente visando abranger toda extensão do remanescente florestal. Nessas unidades amostrais, foram medidos os diâmetros à altura do peito (*d*) dos indivíduos arbóreos com valor igual ou superior a 10 cm. Adicionalmente, foram obtidas a posição geográfica e a identificação botânica de todos os indivíduos

mensurados.

## ESTIMATIVA DO CARBONO ESTOCADO NA NECROMASSA

O carbono estocado na necromassa foi estimado de forma indireta, de acordo com metodologia proposta por Péllico Netto et al. (2018) e desenvolvida para a área de estudo da presente pesquisa.

### *I. Estimativa do somatório das áreas seccionais da necromassa:*

O somatório das áreas seccionais da necromassa ( $\bar{S}$ ), em  $m^2 \text{ ha}^{-1}$ , foi obtido considerando o estimador de razão ( $\hat{R}$ ) desenvolvido por Péllico Netto et al. (2018), considerando a área basal da floresta ( $\bar{G}$ ), em  $m^2 \text{ ha}^{-1}$  (1). No estudo realizado por Péllico Netto et al. (2018), esse estimador resultou em valor de 0,427. Assim, o somatório das áreas seccionais da necromassa foi obtido por meio da multiplicação da área basal da floresta pelo estimador 0,427.

$$\hat{R} = \frac{\bar{S}}{\bar{G}} \quad \therefore \bar{S} = \hat{R} \cdot \bar{G} \quad (1)$$

em que  $\hat{R}$  é o estimador de razão,  $\bar{S}$  é o somatório das áreas seccionais da necromassa ( $m^2 \text{ ha}^{-1}$ ) e  $\bar{G}$  é a área basal da floresta ( $m^2 \text{ ha}^{-1}$ ).

### *II. Estimativa do volume de necromassa:*

O volume de necromassa, em  $m^3 \text{ ha}^{-1}$  (2), foi estimado por meio da multiplicação do somatório das áreas seccionais da necromassa pelo comprimento médios das peças (galhos e árvores mortas sob o solo) de 1,96 m (PÉLICO NETTO et al., 2018).

$$\bar{V} = \bar{S} \cdot 1,96 \quad (2)$$

em que  $\bar{V}$  é o volume de necromassa ( $m^3 \text{ ha}^{-1}$ ) e  $\bar{S}$  é o somatório das áreas seccionais da necromassa ( $m^2 \text{ ha}^{-1}$ ).

### *III. Estimativa do estoque de biomassa na necromassa:*

O estoque de biomassa na necromassa ( $\bar{W}$ ), em  $\text{Mg ha}^{-1}$  (3), foi obtido considerando o produto do volume da necromassa pelo fator de conversão de 0,58, referente ao teor de matéria orgânica presente na necromassa (CARDOSO et al., 2012; PÉLICO NETTO et al., 2018).

$$\bar{W} = \bar{V} \cdot 0,58 \quad (3)$$

em que  $\bar{W}$  é o estoque de biomassa na necromassa ( $\text{Mg/ha}$ ) e  $\bar{V}$  é o volume de necromassa ( $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$ ).

#### *IV. Estimativa do estoque de carbono na necromassa:*

O estoque de carbono na necromassa ( $\bar{C}$ ), em  $\text{Mg ha}^{-1}$  (4), foi estimado em cada unidade amostral por meio da multiplicação da biomassa presente na necromassa pelo fator de conversão igual a 0,48 (CARDOSO et al., 2012; PÉLICO NETTO et al., 2018).

$$\bar{C} = \bar{W} \cdot 0,48 \quad (4)$$

em que  $\bar{C}$  é o estoque de carbono na necromassa ( $\text{Mg ha}^{-1}$ ) e  $\bar{W}$  é o estoque de biomassa na necromassa ( $\text{Mg ha}^{-1}$ ).

## MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DO CARBONO ESTOCADO NA NECROMASSA

### *I. Análise exploratória do estoque de carbono na necromassa*

A análise exploratória consistiu no emprego de estatísticas descritivas, como valores mínimos ( $x_{min}$ ), médios ( $\bar{x}$ ), máximos ( $x_{máx}$ ), desvio padrão ( $s_x$ ) e coeficiente de variação ( $cv\%$ ), para os estoques de carbono na necromassa em cada ocasião do inventário contínuo. Além disso, procedeu-se a construção de histogramas de frequência, para avaliar aspectos de assimetria e a aplicação do teste de Shapiro-Wilk ( $SW$ ), para constatação da normalidade dos dados ( $p\text{-valor} \geq 0,05$ ).

### *II. Determinação das semivariâncias experimentais do estoque de carbono na necromassa em função da distância*

Para constatar a presença de dependência espacial dos estoques de carbono na necromassa, procedeu-se a determinação das semivariâncias em função da distância entre as unidades amostrais (5).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{[Z(X_i) - Z(X_i + h)]^2\} \quad (5)$$

em que  $\gamma(h)$  é a semivariância da variável  $Z(X_i)$ ,  $h$  é a distância (m); e  $N(h)$  é o número de pares de pontos medidos  $Z(X_i)$  e  $Z(X_i + h)$ , separados por uma distância  $h$ .

### *III. Modelagem de semivariogramas teóricos das semivariâncias do estoque de carbono na necromassa em função da distância*

Os modelos de semivariogramas teóricos Esférico (6), Exponencial (7) e Gaussiano (Eq. 8) foram ajustados pelo método de Máxima Verossimilhança por meio do pacote geoR (RIBEIRO JUNIOR e DIGGLE, 2018) do programa computacional R (R CORE TEAM, 2019). Assim, foram obtidas as estimativas dos parâmetros efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C$ ) e alcance ( $a$ ) para todos os modelos ajustados.

$$\text{Esférico} \quad \gamma(h) = C_0 + C \left[ \left(\frac{3}{2}\right) \left(\frac{h}{a}\right) - \left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{h}{a}\right)^3 \right] \text{ para } h < a \quad (6)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \text{ para } h > a$$

$$\text{Exponencial} \quad \gamma(h) = C_0 + C \left(1 - e^{-\frac{h}{a}}\right) \text{ para } 0 < h \leq a \quad (7)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \text{ para } h > a$$

$$\text{Gaussiano} \quad \gamma(h) = C_0 + C \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}}\right) \text{ para } 0 < h \leq a \quad (8)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \text{ para } h > a$$

em que  $\gamma(h)$  é a semivariância,  $C_0$  é o efeito pepita,  $C$  é o patamar,  $a$  é alcance (m) e  $h$  é a distância.

Os semivariogramas foram determinados nas direções de 0°, 45°, 90° e 135° para verificar a presença de anisotropia, em que, caso detectada, o ângulo da anisotropia foi ajustado para a obtenção de um modelo com parâmetros comuns em todas as direções (YAMAMOTO & LANDIM, 2015). A qualidade dos ajustes foi avaliada com base no coeficiente de determinação ( $R^2$ ), na raiz quadrada do erro médio quadrático ( $RMSE$ ) e na análise gráfica dos semivariogramas.

#### *IV. Interpolação e mapeamento do estoque de carbono na necromassa*

O processo de interpolação espacial via krigagem ordinária pontual consistiu na utilização dos valores e posições das unidades amostrais ( $X_i$ ) para estimar os estoques de carbono na necromassa em locais não amostrados ( $X_0$ ) em toda a área de estudo. Para isso, considerou-se o melhor modelo de semivariograma selecionado em cada ocasião do inventário contínuo, bem como o peso de cada unidade amostral na estimação em local não amostrado ( $\lambda_i$ ), para a construção dos mapas temáticos e a posterior interpretação dos padrões e das dinâmicas espaciais dos estoques de carbono.

$$Z(X_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(X_i) \quad (9)$$

em que  $Z(X_0)$  é o valor estimado para local não amostrado,  $Z(X_i)$  é o valor mensurado em local amostrado (unidade amostral) e  $\lambda_i$  é o peso associado ao valor medido na posição.

## **RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **ESTIMATIVA DO CARBONO ESTOCADO NA NECROMASSA**

Ao analisar as estatísticas descritivas referentes aos teores de carbono na necromassa, nota-se o aumento dos valores mínimos, médios e máximo ao longo dos anos (Tabela 1). Este fato denota o incremento em volume de material morto deposto sob o solo do fragmento, além de ser um possível indício do aumento da pressão antrópica sob o

remanescente florestal.

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas dos estoques de carbono na necromassa de um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Ano	$x_{min}$	$\bar{x}$	$x_{máx}$	$s_x$	$cv\%$	$SW$
	(Mg/ha)					
2007	0,041	4,294	7,945	2,362	55,01	0,911*
2011	0,078	4,760	8,495	2,544	53,44	0,905*
2013	0,116	4,986	8,716	2,556	51,27	0,905*
2016	0,162	5,225	8,935	2,635	50,43	0,907*

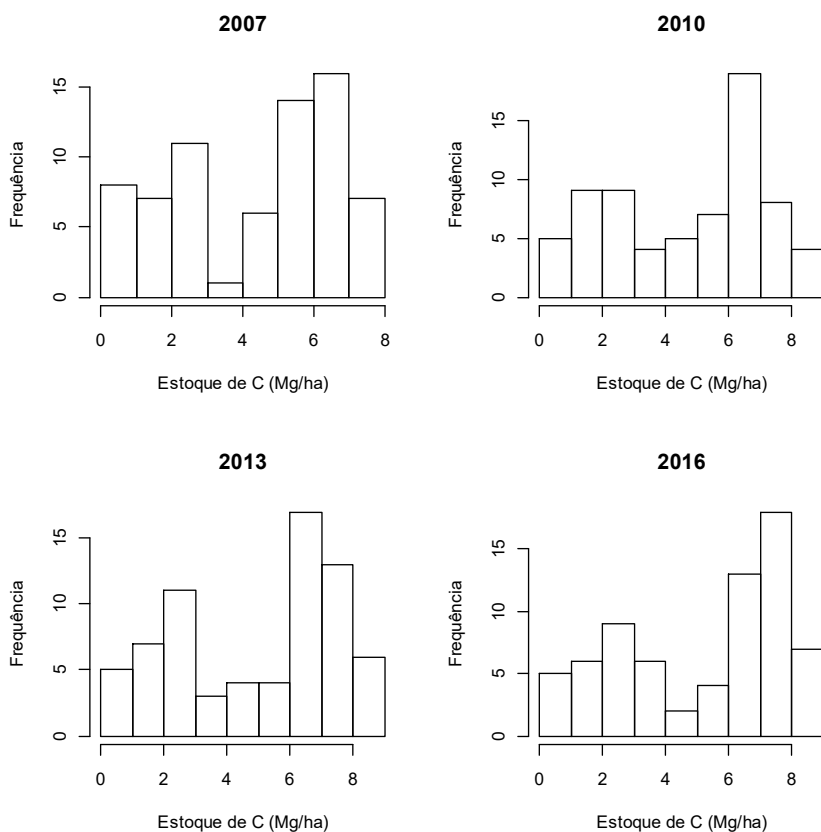
$x_{min}$  são os valores mínimos,  $\bar{x}$  são os valores médios,  $x_{máx}$  são os valores máximos,  $s_x$  é o desvio padrão,  $cv\%$  é o coeficiente de variação,  $SW$  é o teste de normalidade de Shapiro-Wilk e \* é não há normalidade pelo teste de Shapiro-Wilk ( $p$ -valor < 0,05).

Os estoques de carbono apresentaram valores de coeficiente de variação altos, superiores a 50% (Tabela 1), evidência da alta variabilidade entre as unidades amostrais, demonstrando que há locais que apresentam maior estoque do que outros. Essa análise justifica a aplicação da geoestatística, uma vez que, por meio dela, é possível observar a heterogeneidade do carbono estocado e seu comportamento espacial.

Péllico Netto et al. (2018) e Cardoso et al. (2012), ao realizarem estudos sobre o carbono estocado na necromassa em remanescentes de Floresta Ombrófila Mista, obtiveram valores médios de  $5,60 \text{ Mg ha}^{-1}$  e  $5,80 \text{ Mg ha}^{-1}$ , respectivamente. O presente trabalho resultou em valores médios inferiores, mas que tendem a se aproximar desses estoques com o tempo. Cardoso et al. (2012) também estimaram o carbono estocado na necromassa para Floresta Estacional Decidual e Floresta Tropical, resultando em  $4,40 \text{ Mg ha}^{-1}$  e  $3,9 \text{ Mg ha}^{-1}$ , respectivamente, demonstrando que diferentes tipologias florestais tendem a incorporar diferentes quantidades de necromassa sob o solo florestal.



O teste de normalidade de Shapiro-Wilk (SW) mostrou que os valores dos estoques de carbono na necromassa não são normalmente distribuídos (Tabela 1). Apesar de não ser um pressuposto na geoestatística, a presença de distribuições assimétricas positivas pode ser prejudicial à modelagem e necessitam ser corrigidas (YAMAMOTO & LANDIM, 2015). Para isso, visando avaliar aspectos de assimetria, os histogramas de frequência são apresentados na Figura 1.



**Figura 1.** Histogramas de frequência dos estoques de carbono na necromassa de um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Em relação aos histogramas dos estoques de carbono (Figura 1), percebe-se que, em todos os anos, a classe de 6 a 8 Mg ha<sup>-1</sup> foi a de maior frequência. As menores frequências foram observadas nas classes 2 a 4 Mg ha<sup>-1</sup> para os anos de 2007 e 2010, e 4 a 6 Mg ha<sup>-1</sup> para 2013 e 2016. Com isso, é possível corroborar a heterogeneidade dos estoques de carbono no remanescente florestal urbano, em que a tendência para distribuições assimétricas negativas não é um limitante à aplicação da modelagem geoestatística.

### MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DO CARBONO ESTOCADO NA NECROMASSA

Os parâmetros estimados para os semivariogramas teóricos, bem como as estatísticas de ajuste dos modelos selecionados para os estoques de carbono na necromassa de um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista, estão descritos na Tabela 2.

**Tabela 2.** Parâmetros estimados e estatísticas de ajuste dos semivariogramas teóricos selecionados para os estoques de carbono na necromassa de um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

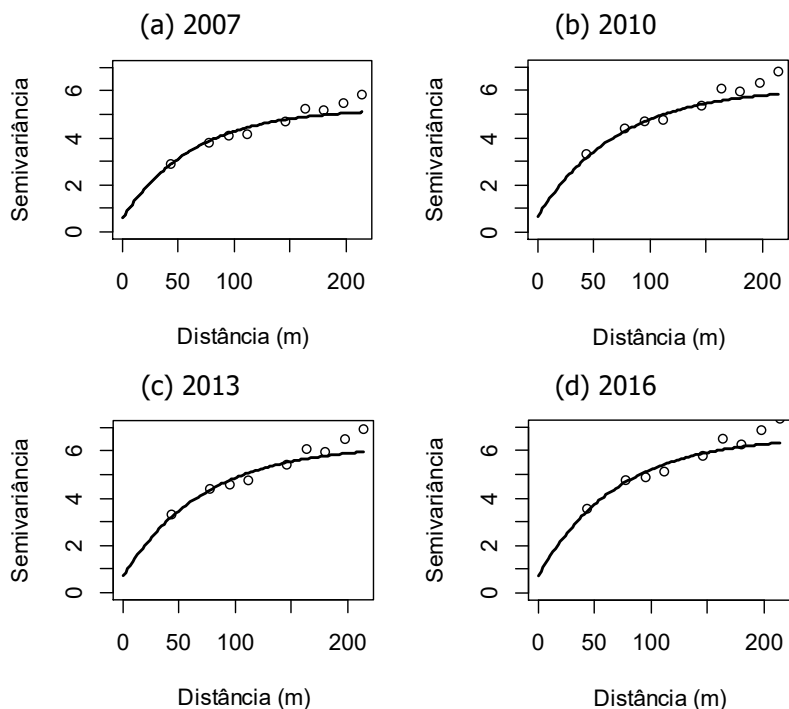
Ano	Modelo	$C_0$	$C$	$a$	$R^2$	$RMSE$
2007	Exponencial	0,5839	4,67	191,49	0,492	1,700
2010	Exponencial	0,6810	5,45	214,70	0,494	1,828
2013	Exponencial	0,6936	5,55	208,89	0,499	1,816
2016	Exponencial	0,7344	5,88	208,89	0,479	1,921

$C_0$  é o efeito pepita,  $C$  é o patamar,  $a$  é o alcance (m),  $R^2$  é o coeficiente de determinação e  $RMSE$  é a raiz quadrada do erro médio quadrático (Mg ha<sup>-1</sup>).

O modelo exponencial foi selecionado no ajuste dos semivariogramas para todos os anos. Em relação aos parâmetros estatísticos, houve incremento do efeito pepita e do patamar, denotando aumento na

variabilidade do carbono estocado na área durante o período de estudo. O alcance variou de 191,49 a 214,70 m, entre os anos de 2007 e 2010, estabilizando-se em 208,89 m nos anos seguintes, sendo esse o raio de influência sob o estoque de carbono na necromassa.

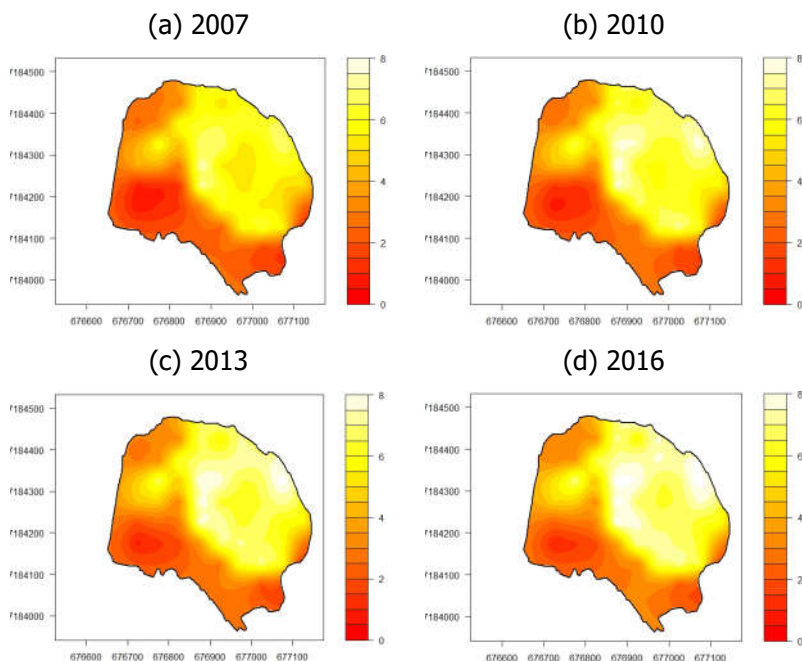
A qualidade estatística dos semivariogramas selecionados (Tabela 2) pode ser corroborada pela análise gráfica do comportamento das semivariâncias observadas e estimadas (Figura 2). Com isso, constatou-se o efeito crescente e posteriormente estabilizador das semivariâncias estimadas, bem como a baixa dispersão dos valores observados em torno da linha média.



**Figura 2.** Semivariogramas para os estoques de carbono na necromassa de um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

## MAPAS TEMÁTICOS DO CARBONO ESTOCADO NA NECROMASSA

Os mapas temáticos dos estoques de carbono na necromassa do remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista são apresentados na Figura 3.



**Figura 3.** Mapa temático do estoque de carbono na necromassa de um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Através da interpretação dos mapas gerados conclui-se que a região Central do remanescente florestal é a área que apresenta maior concentração de carbono fixado na necromassa, juntamente com a região Nordeste, com o estoque estimado em  $9 \text{ Mg ha}^{-1}$ . Em contrapartida, a região Oeste apresenta a menor concentração de carbono, estimado em  $2 \text{ Mg ha}^{-1}$ , tendo como base o ano de 2016. Esse padrão de distribuição espacial denota a influência exercida pela

pressão antrópica sobre os serviços ecossistêmicos da floresta, aqui exemplificados pelo sequestro e estocagem de carbono.

Percebe-se alta heterogeneidade na distribuição espacial do estoque de carbono na necromassa. Esse resultado é evidenciado pela elevada variação em distâncias consideradas pequenas, variando em até 4 Mg ha<sup>-1</sup> em um raio de 100 m, como se observa entre as regiões Central e Sudoeste para ano de 2016.

Observa-se que houve incremento no estoque de carbono na necromassa em toda área do remanescente ao longo dos anos, evidenciado pelo aumento de áreas com 9 Mg ha<sup>-1</sup> e 6 Mg ha<sup>-1</sup>, e diminuição das áreas com 2 Mg ha<sup>-1</sup>. Esse fato provavelmente está relacionado ao aumento da diversidade biológica no período, relatado em um estudo da distribuição espacial e temporal do índice de diversidade de Shannon (Oliveira, 2019). Nota-se, por meio do cruzamento das informações, que as áreas de maior diversidade biológica coincidem com as de maior concentração de estoque de carbono na necromassa.

A relação positiva entre a diversidade biológica e o volume de necromassa sob o solo florestal, bem como do carbono estocado, oferece uma alternativa para a potencialização desse serviço ambiental, uma vez que medidas de conservação ambiental podem propiciar aumento da diversidade. Isso possibilita a floresta sequestrar e fixar maior quantidade de carbono por unidade de área. Algumas medidas podem ser tomadas com intuito de diminuir a pressão antrópica sob a floresta, como por exemplo:

- Ações de educação ambiental, visando conscientizar a comunidade local sobre a importância da conservação do remanescente;
- Enriquecimento de áreas com menor diversidade biológica, por meio do plantio de espécies nativas condizentes com o estágio de desenvolvimento da vegetação local;
- Remoção de espécies exóticas invasoras que comumente ocupam as bordas de bosques degradados; e
- Maior controle sobre o fluxo de pessoas, para diminuir os impactos

ambientais negativos ocasionados por visitantes, como por exemplo a coleta de pinhão, visando favorecer a regeneração natural.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os estoques de carbono na necromassa do remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista apresentam dependência espacial, possibilitando a aplicação da modelagem geoestatística. Com isso, verifica-se padrões espaciais distintos ao longo da área do fragmento, o que possivelmente está relacionado com os aspectos da estrutura florestal, como a riqueza e a diversidade de espécies do estrato arbóreo.

Além disso, observa-se alterações na distribuição espacial dos estoques de carbono na necromassa ao longo dos anos, o que possivelmente evidencia o aumento da pressão antrópica sob o remanescente urbano, demonstrando a necessidade de programas e ações de conservação para os ambientes mais vulneráveis.

## REFERÊNCIAS

BABCOCK, C.; FINLEY, A. O.; ANDERSEN, H.-E.; PATTISON, R.; COOK, B. D.; MORTON, D. C.; ALONZO, M.; NELSON, R.; GREGOIRE, T.; ENE, L.; GOBAKKEN, T.; NÆSSET, E. Geostatistical estimation of forest biomass in interior Alaska combining Landsat-derived tree cover, sampled airborne lidar and field observations. **Remote Sensing of Environment**, v. 212, p. 212–230, 2018.

CARDOSO, D. J.; VIBRANS, A. C.; LINGNER, D. V. Inventory of coarse woody debris in forest remnants in Santa Catarina. In: VIBRANS, A. C.; SEVEGNANI, S.; LINGNER, D. V.; DE GASPER, A. L. (Eds.). **Diversidade e conservação dos remanescentes florestais, Inventário florístico florestal de Santa Catarina**. Blumenau: FURB, 2012. p. 217-227.

IPCC – INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Emissions scenario – IPCC Special Report**. IPCC Secretariat, c/o WMO, Geneva, Switzerland, 2000.

LIN, Z.; CHAO, L.; WU, C.; HONG, W.; HONG, T.; HU, X. Spatial analysis of carbon storage density of mid-subtropical forests using geostatistics: a case

study in Jiangle County, southeast China. **Acta Geochimica**, v. 37, n. 1, p. 90-101, 2018.

MACHADO, S. A.; NASCIMENTO, R. G. M.; AUGUSTYNICZIK, A. L. D.; SILVA, L. C. R.; FIGURA, M. A.; PEREIRA, E. M.; TEO, S. J. Comportamento da relação hipsométrica de *Araucaria angustifolia* no capão da Engenharia Florestal da UFPR. **Pesquisa Florestal Brasileira**, n. 56, p. 5-16, 2008.

PÉLLICO NETTO, S.; PELISSARI, A. L.; RIBEIRO, A.; CAMARGO, S. A.; NASCIMENTO, R. G. M. Sampling system for estimating woody debris in na urban mixed tropical forest. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 9, p. 3769-3780, 2018.

R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2019.

RIBEIRO, A.; PÉLLICO NETTO, S.; STALL, D.; LEÃO, R. A.; NASCIMENTO, F. A. F. Proposta metodológica para realização de um inventário florestal de necromassa: um estudo de caso. **Scientia Florestalis**, v. 40, n. 93, p. 121-127, 2012.

RIBEIRO JUNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. **geoR: analysis of geostatistical data**. R package version 1.7-5.2.1, 2018.

SALES, M. H.; SOUZA, C. M.; KYRIAKIDIS, P. C.; ROBERTS, D. A.; VIDAL, E. Improving spatial distribution estimation of forest biomass with geostatistics: A case study for Rondônia, Brazil. **Ecological Modelling**, v. 205, p. 221-230, 2007.

YAMAMOTO, J.K.; LANDIM, P.M.B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. São Paulo: Oficina dos textos, 2013. 215 p.

ZHAO, Z.; WANG, H.; DU, J.; BAI, X.; GENG, S.; WAN, F. Spatial distribution of forest carbon based on GIS and geostatistical theory in a small earth-rocky mountainous area of North China. **Journal of Biobased Materials and Bioenergy**, v. 10, n. 2, p. 90-99, 2016.

WADELL, K. L. Sampling coarse woody debris for multiple attributes in extensive resource inventories. **Ecological Indicators**, n. 1, p. 139-153, 2002.

# Estimativa de densidade de Kernel para modelagem da distribuição espacial em remanescente de Floresta Ombrófila Mista

Astério Soria Heidemann

**RESUMO:** Fragmentos florestais isolados podem sofrer deterioração de seus habitats e redução de diversidade biológica. Logo, a quantificação espacial da diversidade e da estrutura horizontal da floresta pode auxiliar no manejo e conservação dessas áreas. O presente trabalho teve como objetivo avaliar o método de estimativa de densidade de Kernel na composição de mapas temáticos de distribuição espacial de espécies arbóreas em um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista, em Curitiba, Paraná. Utilizou-se uma base de dados oriunda de um censo florestal realizado na área em 2016 para obter a estrutura horizontal e os índices de diversidade de Shannon, Simpson e Pielou. Esses foram comparados com os mapas de estimativa de densidade de Kernel desenvolvidos por meio do *software* QGIS. Os resultados mostraram que a *Araucaria angustifolia* é a espécie de maior dominância relativa e valor de importância. Por meio dos mapas temáticos gerados pôde-se identificar grande variabilidade de diversidade, uniformidade e equabilidade espécies. O método de estimativa de densidade de Kernel permitiu identificar a distribuição espacial das espécies de maior dominância e densidade relativas e a distribuição dos percentis de área basal. Assim, concluiu-se que mapas de densidade de Kernel permitem realizar análises visuais intuitivas da estrutura horizontal da floresta, evidenciando que fragmentos florestais urbanos podem apresentar grandes variações entre as áreas que os compõe.

**PALAVRAS-CHAVE:** Estrutura horizontal; Índices de Diversidade; QGIS.



## INTRODUÇÃO

As florestas urbanas asseguram um habitat adequado para uma grande diversidade de flora e fauna em meio a paisagem altamente antropizada. Esses fragmentos florestais, no ambiente urbano, são responsáveis pela redução de poluição atmosférica e sonora e dos efeitos das variações climáticas, além de serem reservas de carbono (BIONDI, 2015). Esses fragmentos, por estarem próximos às áreas urbanas, podem ser isolados de outros fragmentos, causando a deterioração dos habitats e redução da biodiversidade (ALBERTI, 2005). Assim, justifica-se o estudo desses fragmentos para atestar seus estados de conservação, logo, os serviços ambientais que os mesmos oferecem.

Diversos autores aplicaram levantamentos fitossociológicos para caracterizar a estrutura e a diversidade de espécies arbóreas em remanescentes de Floresta Ombrófila Mista, com destaque para Sonogo et al. (2007), Kanieski et al. (2010) e Bambolim & Wojciechowski (2017) na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, Rio Grande do Sul; Souza et al. (2014) em Lages, Santa Catarina.; Rode et al. (2009), Sawczuk et al. (2012) e Corte et al. (2013) na Floresta Nacional de Irati, Paraná; e Parizotto et al. (2019) em Fernandes Pinheiro, Centro-Sul do Paraná. Contudo, essas pesquisas não avaliaram a existência de possíveis padrões espaciais, considerando a estrutura florestal e a diversidade de espécies como uniforme ao longo das áreas de estudo.

A ferramenta de estimativa de densidade de Kernel (*Kernel Density Estimation*), disponível em programas computacionais de sistemas de informações geográficas, permite relacionar unidades amostrais dispersas que estejam a uma determinada distância umas das outras. Essa ferramenta pode ser utilizada para gerar mapas temáticos que permitam análises espaciais em florestas nativas, por meio da identificação de relações entre os índices de diversidade e os padrões espaciais de diversidade, densidade e dominância.

Dessa forma, o presente estudo objetivou avaliar o método da estimativa de densidade de Kernel para compor mapas temáticos da distribuição espacial de espécies arbóreas em um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

## METODOLOGIA

### ÁREA DE ESTUDO

A presente pesquisa foi desenvolvida em um remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista localizado em Curitiba, estado do Paraná, entre as coordenadas  $25^{\circ}26'5'' - 25^{\circ}27'33''$  S e  $49^{\circ}14'16'' - 49^{\circ}14'33''$  W (Figura 1). O clima do local é classificado como Cfb de acordo com a classificação Köppen, denominado subtropical úmido mesotérmico, com precipitação média anual de 1.400 mm e temperatura média anual de  $17^{\circ}\text{C}$  (MACHADO et al., 2008). O remanescente florestal pertence à Formação Montana, por estar situado a uma altitude média de aproximadamente 900 m (IBGE, 2012).



**Figura 1.** Localização do remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Os dados foram provenientes de um censo florestal realizado em 2016, com a divisão da área de estudo em 70 unidades amostrais de 50 m x 50 m. Nessas unidades, os indivíduos arbóreos com diâmetro à altura do peito (DAP) igual ou superior a 10 cm foram mensurados. A posição geográfica e a identificação botânica foram registradas para todos os indivíduos mensurados.

## ESTRUTURA HORIZONTAL

A estrutura horizontal da floresta representa o arranjo geográfico das diferentes espécies que compõem uma comunidade vegetal (SANQUETTA et al., 2014). Para análise da estrutura, foram empregados os parâmetros de densidade, dominância, frequência e valor de importância.

A densidade reflete quantos indivíduos de cada espécie compõem uma comunidade. A densidade absoluta (1) é dada pelo número total de indivíduos de uma espécie por unidade de área (SANQUETTA et al., 2014), enquanto a densidade relativa (2) manifesta, em percentual, a contribuição de cada espécie em relação ao total de indivíduos da comunidade.

$$DA_i = n_i \quad (1)$$

$$DR_i = \frac{DA_i}{\sum DA} \times 100 \quad (2)$$

em que  $DA_i$  é a densidade absoluta (árvores  $ha^{-1}$ ),  $DR_i$  é a densidade relativa (%) e  $n_i$  é o número de indivíduos de cada espécie por hectare (árvores  $ha^{-1}$ ).

A dominância absoluta (3) de uma espécie é dada pelo montante da área basal de todos os indivíduos, enquanto a dominância relativa (4) se dá pela razão com a área basal total (SANQUETTA et al., 2014).

$$DoA_i = \sum g_i \quad (3)$$

$$DoR_i = \frac{DoA_i}{\sum DoA} \times 100 \quad (4)$$

em que  $DoA_i$  é a dominância absoluta ( $m^2 ha^{-1}$ ),  $DoR_i$  é a dominância relativa (%) e  $\sum DoA$  é o somatório das áreas transversais de cada espécie ( $m^2 ha^{-1}$ ).

As frequências absolutas (5) e relativa (6) definem a presença de uma determinada espécie nas unidades amostrais em uma comunidade.

$$FA_i = \frac{\text{parcelas com espécie}}{\text{total de parcelas na área}} \times 100 \quad (5)$$

$$FR_i = \frac{FA_i}{\sum FA} \times 100 \quad (6)$$

em que  $FA_i$  é a frequência absoluta (%) e  $FR_i$  é a frequência relativa (%).

O valor de importância (7) de uma espécie integra os parâmetros relativos da estrutura horizontal apresentados anteriormente (SANQUETTA et al., 2014).

$$VI_i = DR_i + DoR_i + FR_i \quad (7)$$

em que  $VI_i$  é o valor de importância,  $DR_i$  é a densidade relativa (%),  $DoR_i$  é a dominância relativa (%) e  $FR_i$  é a frequência relativa (%).

## ÍNDICES DE DIVERSIDADE

Neste trabalho, foram utilizados os índices de Diversidade Máxima, de Shannon, de Pielou e de Simpson. A diversidade máxima (8) de uma

comunidade vegetal pode ser calculada por meio da seguinte expressão (SANQUETTA et al., 2014).

$$H'_{max} = \ln(S) \quad (8)$$

em que  $H'_{max}$  é a diversidade máxima,  $S$  é o número total de espécies amostradas e  $\ln$  é o logaritmo natural.

A diversidade máxima de uma comunidade ocorre quando todas as espécies apresentam a mesma abundância (MAGURRAN, 2019), ou seja, quando  $H' = H'_{max} = \ln(S)$ . O índice de Shannon (9) está fundamentado na hipótese que os indivíduos são aleatoriamente amostrados em uma comunidade, em que todas as espécies possuem representantes (indivíduos) em pelo menos uma unidade de amostra (MAGURRAN, 2019). Esse índice foi calculado pela expressão (9).

$$H' = - \sum p_i \ln p_i \quad (9)$$

em que  $H'$  é o índice de Shannon e  $p_i$  é a proporção de indivíduos encontrados na  $i$ -ésima espécie.

O índice de Simpson (10) calcula a probabilidade de dois indivíduos sorteados em uma comunidade pertencerem a mesma espécie. Para uma comunidade finita, a forma apropriada para o cálculo desse índice é dada pela expressão (11) (MAGURRAN, 2019).

$$D = \sum p_i^2 \quad (10)$$

$$D = \sum \frac{n_i[n_i - 1]}{N[N - 1]} \quad (11)$$

em que  $D$  é o índice de Simpson,  $p_i$  é a proporção de indivíduos encontrados da  $i$ -ésima espécie,  $n_i$  é o número de indivíduos de cada espécie e  $N$  é o número total de indivíduos.

Estabelecendo uma razão entre o índice de Shannon e a Diversidade Máxima, pode-se obter uma medida de uniformidade de comunidades vegetais, conhecido como índice de Pielou (12) (MAGURRAN, 2019).

$$J' = \frac{H'}{H_{max}} = \frac{H'}{\ln(S)} \quad (12)$$

em que  $J'$  é o índice de Pielou,  $H'$  é o índice de Shannon,  $H'_{max}$  é a diversidade máxima e  $S$  é o número total de espécies amostradas.

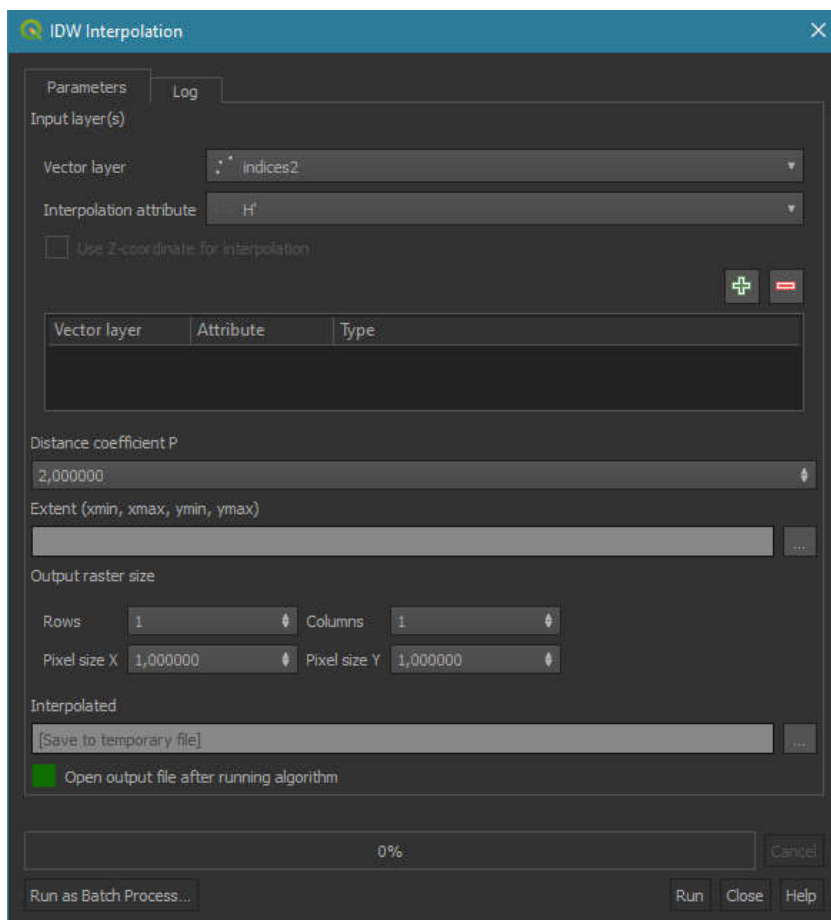
### ANÁLISE ESPACIAL DOS ÍNDICES DE DIVERSIDADE

Para a análise espacial dos índices de diversidade, utilizou-se o método de interpolação de *Inverse Distance Weighted* (IDW). Esse método gera um arquivo *raster*, a partir de um arquivo vetorial de pontos com valores conhecidos, que cobre toda a área, permitindo estimar o valor dos índices de diversidade em qualquer local da área de interesse.

A Figura 2 apresenta os parâmetros necessários para realizar uma interpolação por IDW no QGIS. Esses parâmetros são: a camada vetorial com as informações sobre os índices de diversidade; o atributo de interpolação, ou seja, o índice propriamente dito; e o tamanho do *pixel*/em X e Y, que define a resolução do arquivo a ser gerado. Quanto maior o tamanho do *pixel*, menor é a resolução e mais generalizados são os parâmetros.

### MAPAS DE ESTIMATIVA DE DENSIDADE DE KERNEL

De acordo com Hart & Zandbergen (2014), a crescente disponibilidade de procedimentos de estimativa de densidade de Kernel (KDE) nos sistemas de informações geográficas (SIG) mais populares, como o QGIS, a acurácia de identificação de áreas mais densas (*hotspots*) e a fácil interpretação dos resultados são os principais motivos para a aplicação desse método em diferentes áreas. Para produzir os mapas espaciais, deve-se calcular o centro da área de estudo e a distância até cada indivíduo de cada espécie amostrada.



**Figura 2.** Parâmetros para interpolação IDW no software QGIS.

Antes de calcular a estimativa de densidade de Kernel, deve-se estabelecer alguns parâmetros. O primeiro deles é a distância padrão (*standard distance*), que mede a dispersão dos pontos (unidades amostrais) em relação ao centro espacial onde ocorrem (*mean*). Outro parâmetro é a largura de banda ideal (*optimal bandwidth*), dada pela

seguinte expressão (13) (FOTHERINGHAM et al., 2000).

$$h_{opt} = \left[ \frac{2}{3n} \right]^{1/4} \sigma \quad (13)$$

em que  $n$  é o número de amostras e  $\sigma$  é a distância padrão.

Essa banda ideal deve ser usada como raio nas ferramentas de KDE. Com esses parâmetros, é possível a aplicação na ferramenta *Heatmap* (*Kernel Density Estimation*) do programa QGIS para gerar um mapa de densidade que permite a identificação de áreas de maior ou menor concentração de objetos ou eventos de interesse. Neste trabalho, a largura de banda utilizada foi de 53 m.

Na Figura 3 estão representados os centros geográficos das unidades amostrais (a), o centro médio geográfico das unidades amostrais e a distância padrão entre eles (b) e a janela da ferramenta de análise de padrões espaciais de pontos (*Spatial Point Pattern Analysis*) (c).

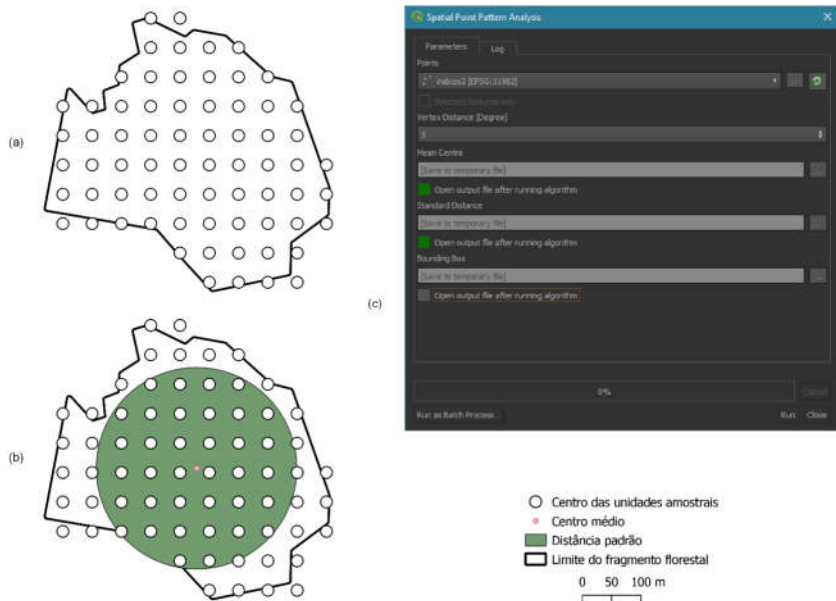
Para a distância padrão das unidades amostrais, deve-se selecionar o arquivo de pontos que contenha as coordenadas geográficas do centro dessas unidades, aqui representados por "índices2". Em seguida, deve-se selecionar as opções *Mean Centre* e *Standard Distance* para gerar dois arquivos que devem conter o centro geográfico médio das unidades amostrais e a distância padrão entre essas unidades.

Posteriormente, foi verificada a tabela de atributos do arquivo gerado para a distância padrão para identificar o valor da mesma, como mostra a Figura 4. Utilizou-se esse valor na equação (13) para determinar a largura da banda a ser utilizada nas estimativas de densidade de Kernel.

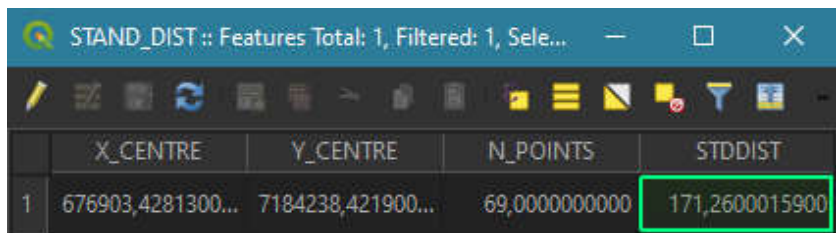
Para gerar os mapas temáticos, foi necessário plotar os pontos referentes a todas as árvores no programa QGIS e realizar seleção dos grupos de interesse por meio dos critérios estabelecidos (Tabela 1). Após selecionar as espécies conforme o parâmetro desejado, foi utilizada a ferramenta *Heatmap* (*Kernel Density Estimation*) para gerar



os mapas temáticos.



**Figura 3.** Análise do padrão espacial dos pontos amostrados no software QGIS.

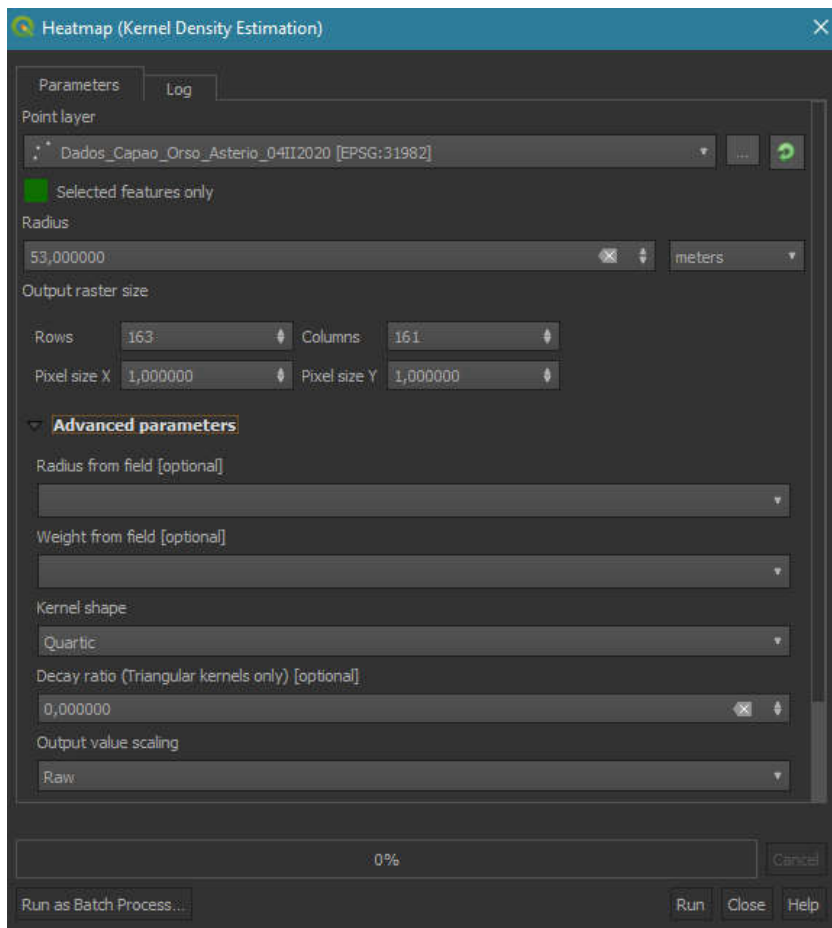


**Figura 4.** Distância padrão das unidades amostrais no software QGIS.

**Tabela 1.** Parâmetros de agrupamento das espécies selecionadas.

Parâmetro	Espécies
Maior valor de importância	<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze; <i>Casearia sylvestris</i> Sw.; <i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc.; <i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees
Maior densidade	<i>Casearia sylvestris</i> Sw.; <i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc.; <i>Symplocos tetrandra</i> Mart.; <i>Schinus terebinthifolius</i> Raddi; <i>Jacaranda puberula</i> Cham.
Maior dominância relativa	<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze; <i>Casearia sylvestris</i> Sw.; <i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc.; <i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees; <i>Cedrela fissilis</i> Vell.
Raridade	<i>Chionanthus filiformis</i> (Vell.) P.S.Green; <i>Croton celtidifolius</i> Baill.; <i>Lonchocarpus nitidus</i> (Vogel) Benth; <i>Myrceugenia glaucescens</i> (Cambess.) D.Legrand & Kausel
Área basal (g)	Todas

A Figura 5 apresenta a janela de parâmetros da ferramenta KDE, onde deve-se indicar o arquivo de pontos a ser utilizado, como "Dados\_Capao\_Orso\_Asterio\_04II2020" no caso deste trabalho; a opção *Selected features only* deve ser selecionada para garantir que apenas as árvores selecionadas sejam consideradas; o tamanho do *pixel* em relação a X e Y determina a forma do *pixel* e a resolução do mapa a ser gerado, quanto maior o tamanho do *pixel*, menor a resolução; a opção *Weight from field [optional]* deve ser selecionada apenas quando se tem um parâmetro a mais a ser considerado, além da localização geográfica dos pontos. No presente trabalho, essa opção foi selecionada para gerar o mapa de estimativa de densidade de Kernel referente a área basal das árvores.



**Figura 5.** Janela de parâmetros um mapa de densidade de pontos (*Kernel Density Estimation*) no software QGIS.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### ESTRUTURA HORIZONTAL

Entre as espécies presentes no remanescente florestal, a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze (Tabela 2) apresentou maior valor de importância (VI), além de maior dominância relativa (DoR). Sonogo et al. (2007) observaram a *A. angustifolia* como a espécie de maior VI em uma em Floresta Ombrófila Mista no Rio Grande do Sul. Souza et al. (2014) também encontraram *A. angustifolia* como sendo a espécie de maior valor de importância e *Allophylus edulis* (A. St.-Hil., A. Juss. & Cambess.) Radlk presente entre as dez de maior VI em Lages - SC.

**Tabela 2.** Estrutura horizontal para as dez principais espécies arbóreas em valor de importância (VI) no remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Espécie	DA	DR	DoA	DoR	VI
<i>Araucaria angustifolia</i> (Bertol.) Kuntze	26,60	2,87	7,61	24,30	9,88
<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	138,34	14,94	2,23	7,12	8,26
<i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc.	65,08	7,03	2,57	8,19	5,97
<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	37,06	4,00	2,10	6,70	4,49
<i>Schinus terebinthifolius</i> Raddi	42,18	4,55	1,13	3,62	3,46
<i>Symplocos tetrandra</i> Mart.	45,80	4,95	0,81	2,58	3,12
<i>Jacaranda puberula</i> Cham.	37,69	4,07	0,81	2,58	2,99
<i>Allophylus edulis</i> (A. St.-Hil., A. Juss. & Cambess.) Radlk.	34,55	3,73	0,46	1,46	2,57
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	16,76	1,81	1,19	3,80	2,56
<i>Casearia obliqua</i> Spreng.	28,17	3,04	0,64	2,03	2,44

DA é a densidade absoluta (árvores ha<sup>-1</sup>), DR é a densidade relativa (%), DoA é a dominância absoluta (m<sup>2</sup> ha<sup>-1</sup>), DoR é a dominância relativa (%) e VI é o valor de importância em porcentagem.

Negrelle & Silva (1992) também encontraram a *A. angustifolia* como

espécie de maior VI, bem como a *Ocotea puberula* (Rich.) Nees entre as dez espécies com maior VI em Caçador - SC. Assim como, Herrera et al. (2009), que observaram a *A. angustifolia* como a de maior VI em uma reserva florestal da Embrapa em Caçador - SC. Por outro lado, Bambolim & Wojciechowski (2017) apontaram as espécies *Blepharocalyx salicifolius*, *Nectandra Megapotamica* e *Dicksonia sellowiana* como as três de maior VI em um remanescente em São Francisco de Paula – RS. Porém, com a *A. angustifolia* dentre as dez espécies com maior VI.

Apesar de muitos estudos registrarem *A. angustifolia* como a espécie de maior valor de importância, as outras nove espécies de maior VI deste trabalho não estão entre as citadas. Ademais, há casos em que *A. angustifolia* mostra-se entre as dez espécies de maior VI, mas não ocupa a primeira posição. A presença de outras espécies com alta dominância relativa, densidade relativa e frequência no local é um motivo potencial para esse resultado.

As quatro espécies mais raras no fragmento florestal estão listadas na Tabela 3, ambas representadas por apenas um indivíduo. Consequentemente, essas espécies apresentaram valores baixos para densidades absoluta e relativa, além de possuírem as menores dominâncias absoluta e relativa e valor de importância. Kanieski et al. (2010) também encontraram *Myrceugenia glaucescens* (Cambess.) D.Legrand & Kausel como uma das espécies mais raras em um estudo da diversidade na Floresta Nacional de São Francisco de Paula – RS, com apenas um indivíduo amostrado.

**Tabela 3.** Estrutura horizontal para as quatro espécies arbóreas mais raras no remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Espécie	DA	DR	DoA	DoR	VI
<i>Chionanthus filiformis</i> (Vell.) P.S.Green	0,08	0,01	0,00	0,00	0,02
<i>Croton celtidifolius</i> Baill.	0,08	0,01	0,01	0,02	0,03
<i>Myrceugenia glaucescens</i> (Cambess.) D.Legrand & Kausel	0,08	0,01	0,00	0,00	0,02
<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	0,08	0,01	0,02	0,08	0,05

Rode et al. (2009) relataram a presença de *Ocotea diospyrifolia* (Meisn.) Mez em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista na Floresta Nacional de Irati, centro-sul do estado do Paraná. Porém, não informaram o número de indivíduos encontrados dessa espécie. Adicionalmente, Sawczuk et al. (2012) encontraram 227 indivíduos de *Ocotea diospyrifolia* na FLONA de Irati no ano de 2002. Por outro lado, 222 indivíduos foram identificados no mesmo local, em levantamento realizado posteriormente em 2007.

As espécies *Chionanthus filiformis* (Vell.) P.S.Green e *Croton celtidifolius* Baill. não foram encontradas nos levantamentos de Rode et al. (2009), Kanieski et al. (2010), Sawczuk et al. (2012), Sonogo et al. (2012), Corte et al. (2013), Souza et al. (2014), Bambolim & Wojciechowski (2016) e Parizotto et al. (2019). Assim, corroborando para o entendimento de raridade dessas espécies em florestas da tipologia Ombrófila Mista. Espécies raras, como são representadas por poucos indivíduos, tem o risco de extinção local elevado, devido ao isolamento do fragmento florestal, que limita a presença de polinizadores e dispersores de outras áreas (CIELO FILHO & SANTIN, 2002).

## ÍNDICES DE DIVERSIDADE

A Tabela 4 apresenta as estatísticas de diversidades mínima, média e máxima referentes aos índices de diversidade de Shannon, Simpson e Pielou no remanescente florestal. Os valores médios dos índices de Shannon e Pielou apontaram para a diversidade moderada no remanescente, além da moderada uniformidade entre as comunidades vegetais dessa área.

Os valores referentes ao índice de Shannon ( $H'$ ) obtidos são similares aos encontrados por Pelissari et al. (2017) para um remanescente de Floresta Ombrófila Mista com a ausência de perturbações antrópicas por aproximadamente 60 anos. Contudo, o valor de mínimo ( $x_{min}$ ) encontrado é maior do que o observado por Pelissari et al. (2017), assim como os valores de média ( $\bar{x}$ ) e máximo ( $x_{max}$ ). O valor médio do índice de Shannon ( $H'$ ) deste trabalho foi inferior ao encontrado por

Bambolim & Wojciechowski (2016), de 3,18. Corte et al. (2013) também observaram valores superiores para Shannon, variando entre 3,44 e 3,59. Kanieski et al. (2010) obtiveram índices semelhantes, de 2,79 e 3,40, assim como Parizotto et al. (2019), que obteve média de 2,59.

**Tabela 4.** Estatísticas descritivas dos índices de diversidade no remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Índice	$x_{min}$	$\bar{x}$	$x_{máx}$	$s_x$	$cv\%$
Shannon	1,116	2,754	3,375	0,522	19,1%
Simpson	0,040	0,107	0,357	0,066	62,0%
Pielou	0,239	0,585	0,722	0,112	19,2%

$x_{min}$  são os valores mínimos,  $\bar{x}$  são os valores médios,  $x_{máx}$  são os valores máximos,  $s_x$  é o desvio padrão e  $cv\%$  é o coeficiente de variação.

Por outro lado, Rode et al. (2009) encontraram valores relativamente inferiores para Shannon, com variação entre 2,48 e 3,10. Sawczuk et al. (2012) obtiveram 3,57, sendo muito superior à média encontrada no remanescente florestal alvo deste estudo. Outro valor superior, mas próximo do encontrado neste trabalho, foi o de 2,83 encontrado por Sonogo et al. (2007), considerando o mesmo critério de inclusão (DAP maior que 10 cm), assim como o valor de 2,98 obtido por Souza et al. (2014).

Para o índice de Pielou ( $J'$ ), Bambolim & Wojciechowski (2016) encontraram valor de 0,84, consideravelmente maior que a média de 0,585 deste trabalho. Kanieski et al. (2010) também obtiveram valores superiores, variando de 0,68 a 0,84, assim como Rode et al. (2009), que encontraram índices entre 0,74 e 0,81.

O índice de Simpson do presente trabalho variou de 0,040 a 0,357, com uma média de 0,107. Kanieski et al. (2010) encontraram uma variação entre 0,05 e 0,16. Por outro lado, Corte et al. (2013) observaram o valor de 0,04 para o censo realizado em seu estudo. Sawczuk et al.

(2012) encontraram valores entre 0,043 e 0,044 para medições nos anos de 2002, 2005 e 2008 em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista em Irati - PR.

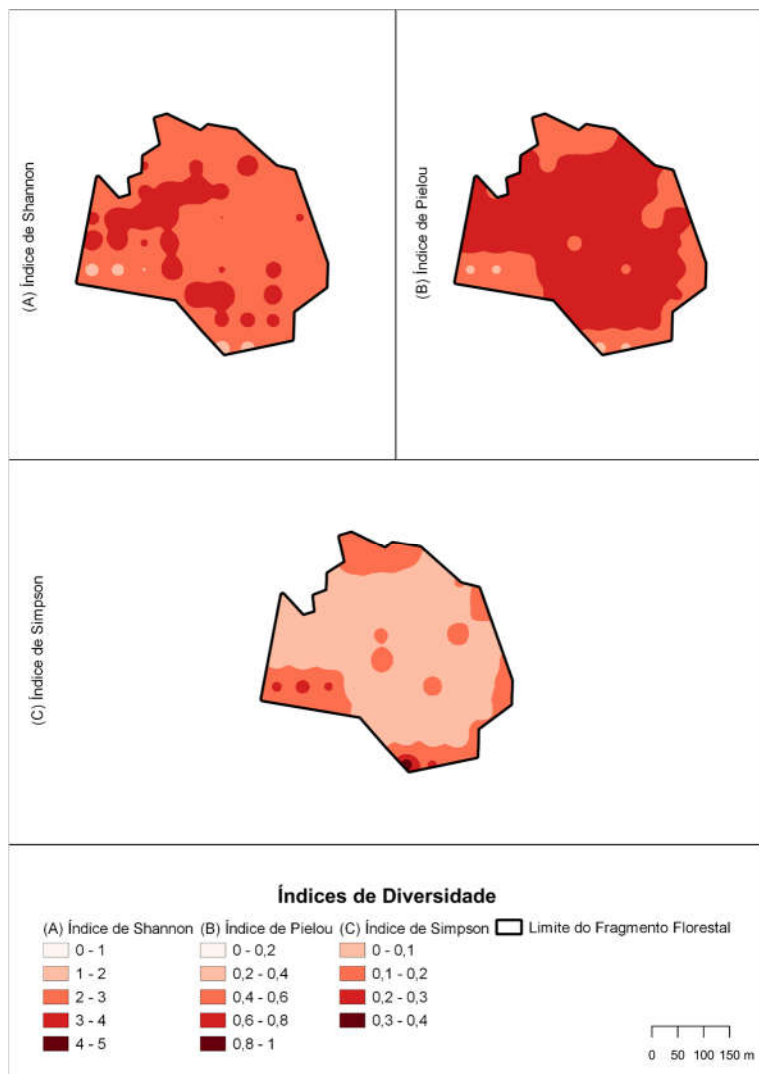
Os valores médios do índice de Shannon estão entre o esperado, uma vez que, segundo Durigan (1999), situam-se entre 1,50 e 3,50 de forma geral e raramente acima de 4,50. Os índices de Shannon, Pielou e Simpson indicam que o remanescente florestal urbano, objeto de estudo do presente trabalho, está em condições inferiores de conservação em relação aos demais remanescentes citados.

Com base nos resultados obtidos para os índices de Shannon, Simpson e Pielou, foi possível criar, com o auxílio de ferramentas de Sistemas de Informações Geográficas, os mapas temáticos de interpolação para cada um desses índices. A Figura 6A revela que as áreas de maior diversidade estão concentradas no Centro-Oeste e Sul da área de estudo. No mesmo sentido, a Figura 6B, que representa o índice de Pielou, evidencia a menor uniformidade nas regiões periféricas do fragmento florestal em relação às áreas internas e centrais.

A distribuição espacial do índice de Simpson é apresentada na Figura 6C, e evidencia a uniformidade de espécies ao longo do fragmento florestal. Esse resultado corrobora o encontrado para o índice de Pielou (6B), com áreas localizadas nas bordas do fragmento florestal apresentando menor uniformidade e a maior dominância de espécies.

Nota-se que, onde o índice de Pielou é maior, indicando maior uniformidade de espécies, o índice de Simpson é menor, demonstrando a menor dominância de espécies. Por outro lado, quando o índice de Pielou é menor, implicando em uma menor uniformidade de espécies, o índice de Simpson é maior, indicando que há uma maior dominância entre as espécies da área em questão.





**Figura 6.** Mapas temáticos dos índices de diversidade no remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

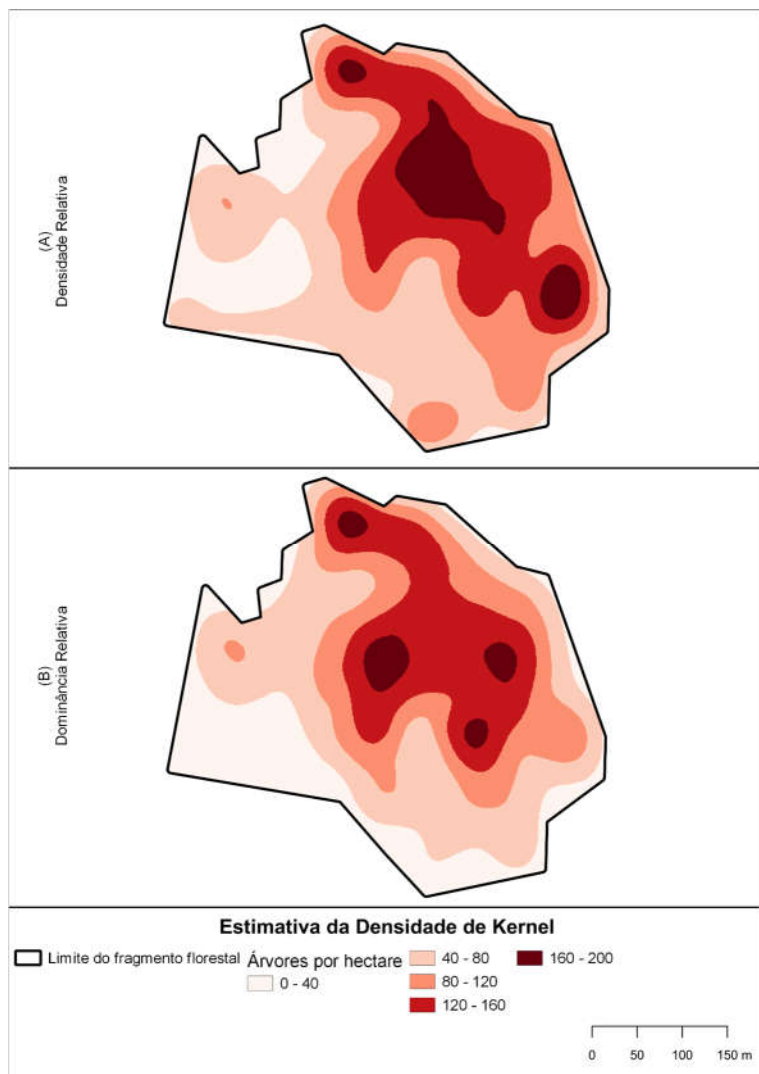
Nota-se também que o índice de Shannon embasa a justificativa dos valores relativamente altos do índice de Simpson em algumas áreas. Pode-se notar que nas porções Sul e Sudoeste do fragmento florestal há locais onde ocorrem os valores mais altos do índice de Simpson. Nessas mesmas áreas, ocorrem os menores valores para o índice de Shannon. Assim, pode-se afirmar que a diversidade de espécies nessas áreas é reduzida em relação as demais áreas do fragmento e que há uma maior dominância de espécies, mesmo que essas não estejam entre as mais importantes do fragmento florestal como um todo.

#### MAPAS DE DENSIDADE DE KERNEL

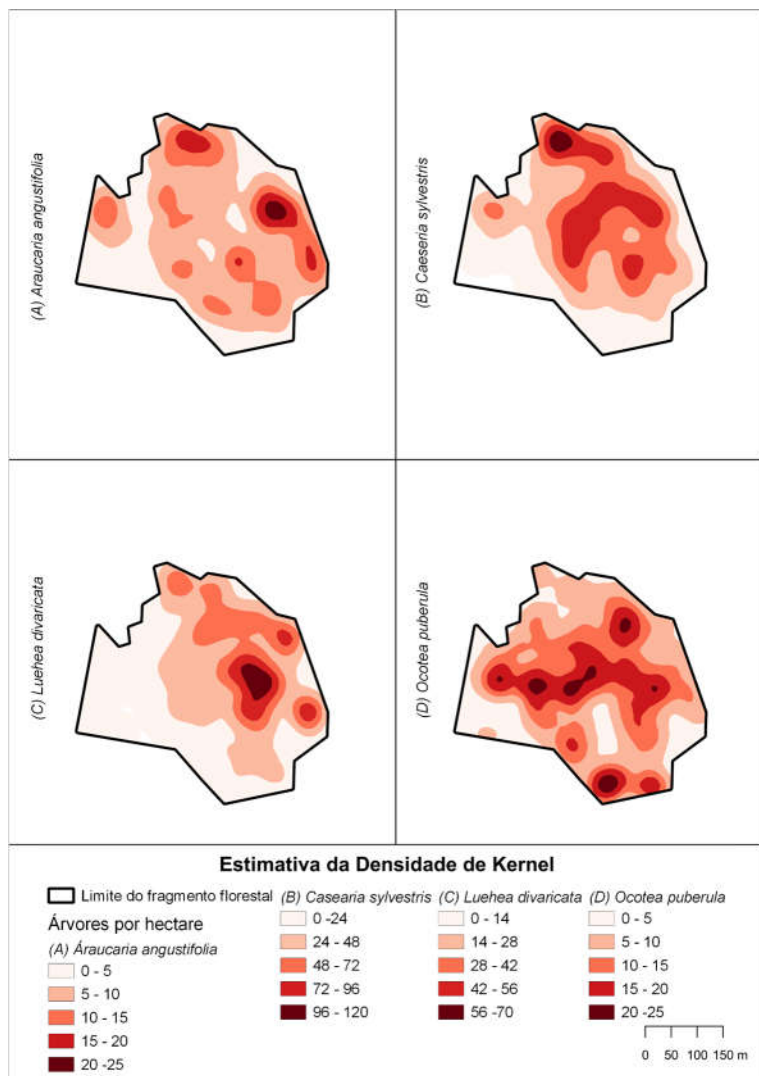
O mapa de estimativa de densidade mostra a maior concentração de indivíduos arbóreos das cinco espécies de maior densidade relativa nas regiões central, Norte e Sudeste da área (Figura 7A). A Figura 7B apresenta a distribuição espacial das cinco espécies de maior dominância na área de estudo. A estimativa de densidade para esse parâmetro ocorreu de forma semelhante, com concentração maior nas regiões Central, Norte e Sudeste. Essa semelhança pode ser explicada pela ocorrência das espécies *Casearia sylvestris* Sw. e *Luehea divaricata* Mart. & Zucc de maior densidade na área, bem como a segunda e a terceira mais dominantes no fragmento.

Ao analisar a distribuição espacial das espécies *C. sylvestris* (Figura 8B) e *L. divaricata* (Figura 8C), comparando-as com a Figura 7A, pode-se notar a contribuição da primeira para a maior densidade nas porções Central e Norte, enquanto a segunda apresentou maior influência sobre a região Centro-Leste. Dentre as cinco espécies de maior densidade relativa (DR), *C. sylvestris* tem maior influência sobre o resultado de estimativa de densidade de Kernel (Figura 7A).

As quatro espécies representadas na Figura 8 apresentaram a maior dominância relativa (DoR). Ao analisar a Figura 7B, notar-se que as áreas com maior concentração de árvores, pertencentes a espécies de grande dominância relativa, ocorreram no Centro, Centro-Leste e Norte do fragmento florestal. Nesses locais há sobreposição das maiores densidades observadas na Figura 8.



**Figura 7.** Mapas de densidade de Kernel para os conjuntos de cinco espécies arbóreas de maior densidade relativa e dominância relativa no remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.



**Figura 8.** Mapas de densidade de Kernel para as quatro espécies arbóreas de maior valor de importância no remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

As porções Oeste e Sul (Figura 7B) apresentaram menor densidade e maior influência de *A. angustifolia* e *O. puberula*. Nota-se que as espécies *C. sylvestris* e *L. divaricata* ocorreram em menores concentrações à Leste e Sul, em especial nas bordas do fragmento. A *C. sylvestris* é menos frequente em áreas com solo úmido e com influência de áreas pluviais (LORENZI, 1992), como na porção Sudoeste do fragmento. As menores concentrações de *L. divaricata* próximas aos limites da área deve-se a menor presença de terrenos rochosos e íngremes ou de áreas que sofreram algum distúrbio (LORENZI, 1992).

A estimativa de densidade para as quatro espécies mais raras na área de estudo está representada na Figura 9. Como essas espécies foram compostas por um único indivíduo cada, a estimativa de densidade de Kernel (KDE) deu-se por um círculo de raio igual ao da largura de banda previamente definida de 53 m. Dessa maneira, torna-se inviável a observação da influência dessas espécies para a composição de mapas de densidade ou para os índices de diversidade, uma vez que, segundo Silverman (1999), são necessários pelo menos quatro indivíduos para permitir a análise espacial de densidade de Kernel.

Dentre as quatro espécies mais raras representadas na Figura 9, todas são não-pioneiras, com exceção da *Croton celtidifolius*. Apesar das espécies *Lonchocarpus nitidus* e *C. celtidifolius* ocorrerem próximas às bordas do fragmento florestal, como mostram as Figuras 9C e 9D, apenas a última é uma espécie pioneira (CARVALHO, 2008).

*Myrceugenia glaucescens*, do grupo das secundárias tardias (FERREIRA et al., 2013), ocorreu em um local onde são observados os valores mais altos para os índices de Shannon e Pielou, bem como baixos valores para o índice de Simpson. Esse resultado demonstra que o local é altamente diversificado, com alta equabilidade e uniformidade de espécies, indicando um estágio sucessional mais avançado.

No entanto, o indivíduo de *Chionanthus filiformis*, também do grupo das secundárias tardias (POLISEL & FRANCO, 2010), ocorreu em uma área de transição entre média e alta diversidade, com índice de Shannon entre 2 e 4. Os valores entre 0,6 e 0,8 para o índice de Pielou indicam que o local apresenta alta equabilidade. Contudo, a espécie esteve presente em uma área de transição do índice de Simpson,

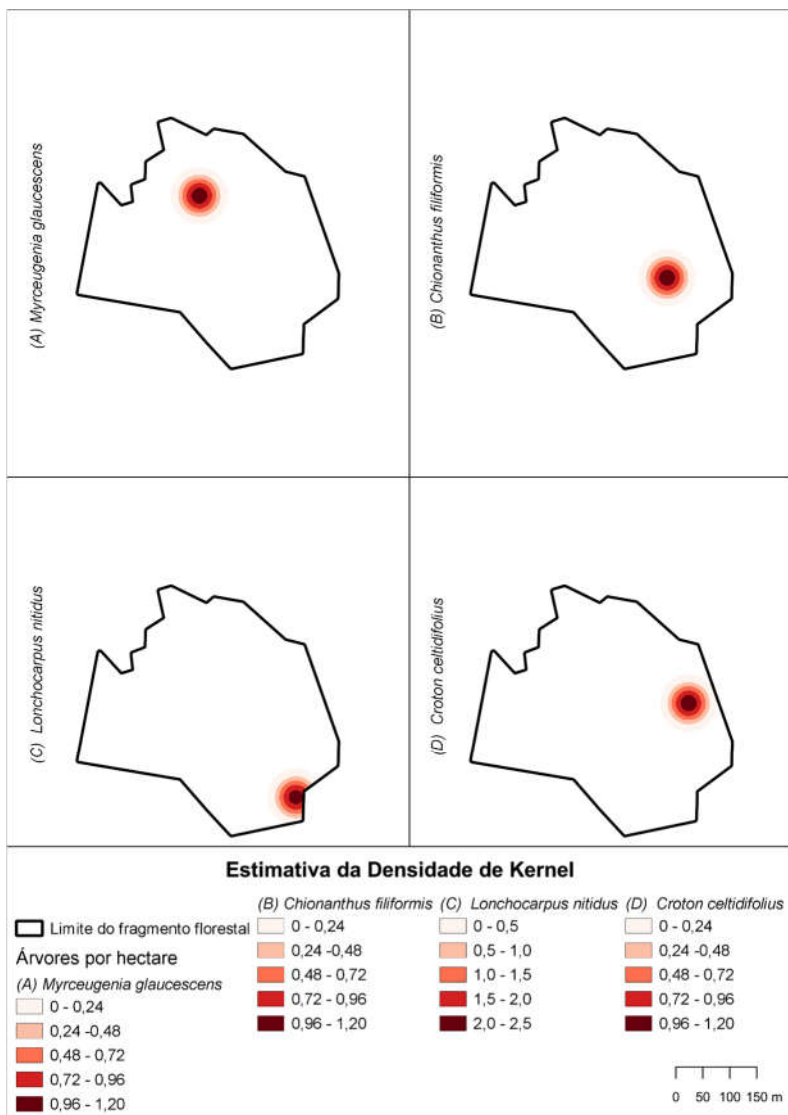
variando entre 0 e 0,4, indicando que a uniformidade de espécies é espacialmente variável.

Por outro lado, o indivíduo de *L. nitidus*, do grupo das espécies clímax (SCIPIONI et al., 2013), ocorreu no limite Sudeste do fragmento, em um local com índice de Shannon entre 2 e 3, indicando moderada diversidade de espécies. O índice de Pielou se situou entre 0,4 e 0,6, sugerindo moderada equabilidade de espécies. Contudo, o índice de Simpson apontou para uma alta variação na uniformidade das espécies, com valores entre 0,4 e 1 para as áreas próximas.

No local de ocorrência de *C. celtidiflius*, nota-se que o índice de Shannon apresentou valores entre 2 e 3, indicando que se trata de um local com média diversidade. O índice de Pielou apontou esse local como de equabilidade média de espécies, com valores entre 0,6 e 0,8. O índice de Simpson indicou que a região é relativamente uniforme, com valores entre 0 e 0,1. Como essa espécie é pioneira, é esperada sua presença em áreas com parâmetros inferiores aos descritos, sugerindo que ela esteja em processo de extinção local.

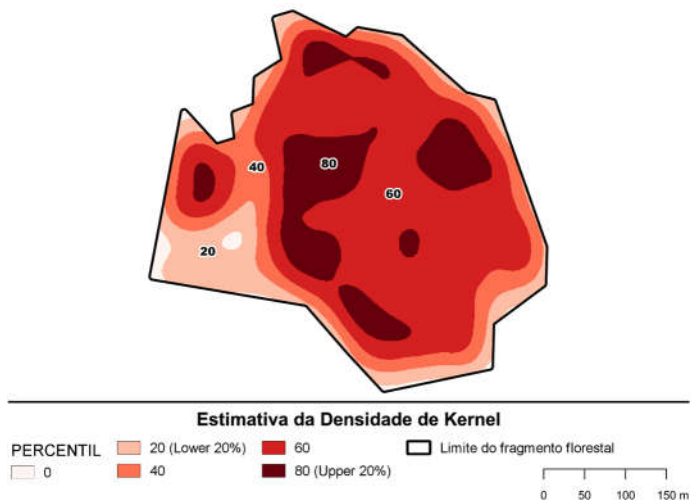
Para identificar os locais com a presença de indivíduos de maior porte, utilizou-se a área basal (g) de cada indivíduo arbóreo como peso para gerar o mapa de estimativa de densidade de Kernel (KDE). Como mostra a Figura 10, é possível identificar que as maiores áreas basais ocorreram próximas a região mais central e com focos nas porções Norte, Leste, Oeste e Sul, enquanto as áreas mais periféricas (bordas), bem como a região Sudoeste, apresentaram menores áreas basais. Essa diferença se dá principalmente na região central da área de estudo, composta por uma comunidade mais velha, enquanto as regiões periféricas são compostas por indivíduos mais jovens.

Ao comparar as Figuras 8A e 10, pode-se notar que as maiores áreas basais na porção Leste são influenciadas pela presença de *A. angustifolia*. Essa espécie também contribui para a concentração de indivíduos de maiores áreas basais nas porções Norte e Oeste do fragmento florestal. Assim como *A. angustifolia*, ao comparar as Figuras 8B e 10, nota-se que os indivíduos de *C. sylvestris* contribuem para a concentração de maiores áreas basais nas porções central, Leste e Norte do fragmento.



**Figura 9.** Mapas de densidade de Kernel para as quatro espécies arbóreas raras no remanescente urbano de Floresta Ombrófila Mista.

A menor área basal nos limites do fragmento florestal pode estar relacionada com a maior atividade antrópica e efeito de borda, que altera a estrutura das florestas. Nesses locais ocorre maior fluxo de pessoas, além de podas e capinas para impedir que tal fragmento florestal avance sobre as vias de acesso e benfeitorias da universidade.



**Figura 2.** Mapa de densidade de kernel para todas as espécies no remanescente urbano de floresta ombrófila mista, com peso relacionado a área basal (percentil).

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho reportou a espécie *Araucaria angustifolia* como de maior dominância relativa e valor de importância no fragmento de Floresta Ombrófila Mista. Por outro lado, as espécies mais raras encontradas foram *Chionanthus filiformis*, *Croton celtidifolius*, *Myrceugenia glaucescens* e *Ocotea diospyrifolia*, representadas por um indivíduo cada. Além disso, os valores médios para os índices de diversidade indicam que o remanescente apresenta conservação



inferior a outros fragmentos de Floresta Ombrófila Mista na região.

Por meio do método de *Inverse Distance Weighted* (IDW), pôde-se identificar as áreas com valores maiores ou menores de diversidade, equabilidade e uniformidade de espécies. Esses resultados contribuem para a justificativa de que o fragmento florestal não é espacialmente homogêneo. Adicionalmente, foi constatado que as cinco espécies de maior densidade relativa ocorrem nas porções central, Norte e Sudeste, assim como as de maior dominância relativa. Além disso, nota-se que os menores valores de área basal ocorrem nas bordas do fragmento, o que pode estar relacionado com a maior incidência de atividade antrópica.

O método de estimativa de densidade de Kernel permitiu a análise espacial da estrutura horizontal da floresta, evidenciando que o fragmento de floresta urbana não é espacialmente homogêneo, apresentando variações em diversidade, uniformidade e equabilidade de espécies. Contudo, verificou-se que não se deve utilizar esse método para espécies com baixa frequência, como as raras. Ademais, evidencia-se que a estimativa de densidade de Kernel permite a categorização de áreas de acordo com a diversidade ou estrutura horizontal da floresta, permitindo maior eficiência no planejamento e na aplicação de ações de manejo e conservação.

## REFERÊNCIAS

- ALBERTI, M. The effects of urban patterns on ecosystem function. **International Regional Science Review**, v. 28, n. 2, p. 168-192, 2005.
- BAMBOLIM, A.; WOJCIECHOWSKI, J. C. Composição florística e fitossociológica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista. **Revista de Agricultura Neotropical**, v. 4, n. 1, p. 28-35, 2017.
- BIONDI, D. **Floresta urbana**. Curitiba: Edição do Autor, 2015. 202 p.
- CARVALHO, P. E. R. **Espécies arbóreas brasileiras**. Coleção Espécies Arbóreas Brasileiras, v. 3. Colombo: Embrapa Florestas, 2008. 593 p.

CIELO FILHO, R.; SANTIN, D. A. Estudo florístico e fitossociológico de um fragmento florestal urbano: Bosque dos Alemães, Campinas, SP. **Revista Brasileira de Botânica**, v. 25, n. 3, p. 291-301, 2002.

CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, C. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PEREIRA, T. K.; BEHLING, A. Desempenho de métodos e processos de amostragem para avaliação de diversidade em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v. 43, n. 4, p. 579-582, 2013.

DURIGAN, M. E. **Florística, dinâmica e análise protéica de uma Floresta Ombrófila Mista em São João do Triunfo - PR**. 1999. 125 p. Dissertação (Mestrado em Manejo Florestal) -Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

FERREIRA, P. I.; GOMES, J. P.; BATISTA, F.; BERNARDI, A. P.; COSTA, N. C. F.; BORTOLUZZI, R. L. C.; MANTOVANI, A. Espécies potenciais para recuperação de Áreas de Preservação Permanente no Planalto Catarinense. **Floresta e Ambiente**, v. 20, n. 2, p. 173-182, 2013.

FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. **Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis**. Trowbridge: The Cromwell Press Ltd., 2000.

HART, T.; ZANDBERGEN, P. Kernel density estimation and hotspot mapping. **Policing: An International Journal of Police Strategies & Management**, v. 37, n. 2, p. 305-323, 2014.

HERRERA, H. A. R.; ROSOT, N. C.; ROSOT, M. A. D.; OLIVEIRA, Y. M. M. Análise florística e fitossociológica do componente arbóreo da floresta ombrófila mista presente na reserva florestal Embrapa/Epagri, Caçador, SC - Brasil. **Floresta**, v. 39, n. 3, p. 485-500, 2009.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manual Técnico da Vegetação Brasileira**. 2. ed. Rio de Janeiro: 2012. 275 p.

KANIESKI, M. R.; ARAUJO, A. C. B.; LONGHI, S. J. Quantificação da diversidade em Floresta Ombrófila Mista por meio de diferentes Índices Alfa. **Scientia Forestalis**, v. 38, n. 88, p. 567-577, 2010.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de**

**plantas arbóreas nativas do brasil.** Nova Odessa: Plantarum, 1992. 385 p.

MAGURRAN, A. E. **Medindo a diversidade biológica.** Curitiba: Editora UFPR, 2019. 261 p.

NEGRELLE, R. R. B.; SILVA, F. C. Fitossociologia em um trecho de floresta com *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Kuntze no município de Caçador, SC. **Boletim de Pesquisas Florestais**, v. 24/25, p. 37-54, 1992.

PARIZOTTO, A.; MUSSIO, C. F.; RUIZ, E. C. Z.; FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N. Florística e diversidade da regeneração natural em clareiras em Floresta Ombrófila Mista. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 39, n. 1, p. 2-9, 2019.

PELISSARI, A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S.; EBLING, A. A.; ROVEDA, M.; SANQUETTA, C. R. Geostatistical modeling applied to spatiotemporal dynamics of successional tree species groups in a natural Mixed Tropical Forest. **Ecological Indicators**, v. 78, p. 1-7, 2017.

POLISEL, R. T.; FRANCO, G. A. D. C. Comparação florística e estrutural entre dois trechos de Floresta Ombrófila Densa em diferentes estádios sucessionais, Jucituba, SP, Brasil. **Hoehnea**, v. 37, n. 4, p. 691-718, 2010.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GALVÃO, F.; MACHADO, S. A. Comparação florística entre uma Floresta Ombrófila Mista e uma vegetação arbórea estabelecida sob um povoamento de *Araucaria angustifolia* de 60 anos. **Cerne**, v. 15, n. 1, p. 101-115, 2009.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; RODRIGUES, A. L.; WATZLAWICK, L. F. **Inventários florestais: planejamento e execução.** 3. ed. Curitiba: Multi-graphic Gráfica e Editora, 2014. 406 p.

SAWCZUK, A. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; WATZLAWICK, L. F.; STEPKA, T. F. Alterações na estrutura e na diversidade florística no período 2002-2008 de uma Floresta Ombrófila Mista Montana do Centro-Sul do Paraná, Brasil. **Floresta**, v. 42, n. 1, p. 1-10, 2012.

SCIPIONI, M. C.; GALVÃO, F.; LONGHI, S. J. Composição florística e estratégias de dispersão e regeneração de grupos florísticos em florestas estacionais decíduais no Rio Grande do Sul. **Floresta**, v. 43, n. 2, p. 241-254, 2013.

SILVERMAN, B. W. **Density estimation for statistics and data analysis**. Nova Iorque: Chapman & Hall, 1999. 175 p.

SONEGO, R. C.; BACKES, A.; SOUZA, A. F. Descrição da estrutura de uma Floresta Ombrófila Mista, RS, Brasil, utilizando estimadores não-paramétricos de riqueza e rarefação de amostras. **Acta Botanica Brasilica**, v. 21, n. 4, p. 943-955, 2007.

SOUZA, K.; FAXINA, T. C.; SILVA, J. O.; DIAS, R. A. R.; SILVA, A. C.; HIGUCHI, P. Análise fitossociológica de trilha ecológica em Floresta Ombrófila Mista. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, v. 13, n. 3, p. 266-274, 2014.

# Efeito do desbaste seletivo na dependência espacial e nos padrões espaciais em povoamentos adultos de teca

Lucas Miranda de Paula

**RESUMO:** Devido à característica do manejo utilizado para conduzir os plantios de teca (*Tectona grandis*), marcado pela ocorrência de diversos desbastes, os povoamentos no Brasil carecem de informações que visem orientar o manejo às condicionantes locais. Dessa forma, este trabalho objetivou modelar e mapear a variabilidade espacial da área basal e do volume em povoamento adulto de teca, antes e depois do desbaste seletivo. Em uma área de 213 hectares, 46 parcelas permanentes foram mensuradas aos dezessete e dezenove anos de idade do plantio, obtendo-se as variáveis área basal e volume. Em seguida, efetuou-se a análise exploratória dos dados para posterior modelagem geoestatística, com o cálculo das semivariâncias e interpolação e espacialização dos resultados por meio da krigagem ordinária. Os semivariogramas foram ajustados pelo método da máxima verossimilhança, com o auxílio do pacote geoR do programa computacional R, avaliados por meio do Critério de Informação de Akaike e Critério de Informação Bayesiano. Realizou-se o cálculo dos erros médios absoluto e relativo para avaliar os resultados das estimativas. A área basal e o volume de teca apresentaram dependência espacial, com melhores ajustes obtidos com o modelo exponencial, exceto aos dezenove anos, onde houve a presença de efeito pepita puro (ausência de dependência espacial). Os desbastes tendem a descaracterizar a continuidade espacial das variáveis do povoamento, afetando o ajuste dos modelos geoestatísticos. Com isso, a área basal e o volume após os desbastes tendem a apresentar padrão espacial aleatório.

**PALAVRAS-CHAVE:** Geoestatística; Intervenção silvicultural; Variabilidade espacial.

## INTRODUÇÃO

A teca (*Tectona grandis* L. f. - Lamiaceae) é uma espécie arbórea natural do Sul Asiático, amplamente cultivada na África e nas Américas do Sul e Central (PANDEY & BROWN, 2000; NOCETTI et al., 2011). É uma das espécies mais comercializadas e estudadas em termos de ecologia e silvicultura nos trópicos. Além disso, apresenta um alto valor econômico devido a sua utilização em móveis de luxo e na construção naval (TANAKA et al., 1998; FIGUEREDO et al., 2005).

Segundo Schuhli & Paludzyszyn Filho (2010), o interesse na teca como alternativa aos plantios florestais tradicionais no Brasil, vem crescendo atualmente. Segundo Pelissari et al. (2013), a teca apresenta crescimento superior nas regiões tropicais do continente americano. Isso dificulta estabelecer comparações entre regimes de manejo e tratos culturais e silviculturais em locais com características edafoclimáticas distintas.

As áreas reflorestadas apresentam características marcantes como sua homogeneidade etária, porém observa-se variações significativas ao longo dos plantios. Essas variações estão relacionadas aos fatores edáficos e topográficos, bem como as práticas silviculturais adotadas. Portanto, a quantificação da variabilidade espacial torna-se um importante subsídio para o planejamento do manejo florestal (RUFINO et al., 2006).

Para Pelissari et al. (2013), com os avanços tecnológicos da silvicultura de precisão, é possível identificar as relações espaciais dos fatores que limitam a produção e a produtividade dos povoamentos florestais. Principalmente por meio dos métodos geoestatísticos baseados em funções espaciais de variáveis regionalizadas, que permitem prever valores em locais não amostrados.

Com isso, o presente trabalho teve como objetivo analisar o comportamento espacial de variáveis do povoamento de um plantio adulto de teca em duas ocasiões de um inventário contínuo. Além disso, almeja-se avaliar a influência do desbaste seletivo na dependência espacial, bem como verificar possíveis alterações nos padrões espaciais das variáveis ao longo do povoamento.

## **METODOLOGIA**

### ÁREA DE ESTUDO E COLETA DE DADOS

O estudo foi realizado em um povoamento equiâneo e homogêneo de teca, com espaçamento de 3 m x 3 m e 213 ha, sendo implantado em 1999. A área do estudo está localizada no município de Nossa Senhora do Livramento, estado do Mato Grosso, nas coordenadas 16°13'05" S e 56°23'34" W. O clima da região é do tipo Aw (Köppen) (ALVARES et al., 2013), com precipitação média de 1.300 mm ano<sup>-1</sup> (CAMPELLO JÚNIOR et al., 1991). O relevo é suavemente ondulado e o solo classificado como Planossolo Háplico Eutrópico (SANTOS et al., 2018).

As desramas foram efetuadas a partir do segundo ano de idade, com a remoção de até  $\frac{1}{3}$  da altura total das árvores, seguido por  $\frac{1}{2}$  no terceiro ano,  $\frac{2}{3}$  no quarto ano e até 7 m de altura nas idades seguintes. Ademais, desbastes seletivos foram executados a partir do quinto ano, sendo o último aplicado aos 18 anos, por meio da remoção de indivíduos de menor porte, com problemas fitossanitários e fustes tortuosos.

O inventário florestal foi realizado a partir da alocação de 46 parcelas permanentes de 15 m x 30 m (450 m<sup>2</sup>), correspondente à densidade inicial de 50 árvores por parcela e intensidade de amostragem de uma parcela a cada quatro hectares. Com isso, foram obtidos os valores médios anuais das variáveis diâmetro a 1,3 m do solo ( $d$ ) e altura total ( $h$ ), área basal ( $G$ ) e volume por hectare ( $V$ ).

Neste estudo, considerou-se os levantamentos executados aos 17 e 19 anos de idade do plantio, correspondentes às ocasiões do inventário florestal antes e após o último desbaste seletivo. A densidade média do povoamento antes e após o desbaste foi de 173 e 138 árvores por hectare, respectivamente.

### ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

A análise exploratória dos dados foi realizada por meio de estatísticas

descritivas, visando determinar os valores mínimos, médios e máximos, coeficiente de variação das variáveis área basal e volume por hectare. Ademais, o teste de Shapiro-Wilk ( $W$ ), ao nível de 5% de significância, foi aplicado com finalidade de atestar a normalidade das variáveis do povoamento.

## MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS DO POVOAMENTO

A modelagem geoestatística foi aplicada para avaliar a influência do desbaste seletivo na dependência espacial das variáveis área basal e volume por hectare, bem como verificar possíveis alterações nos padrões espaciais dos mapas temáticos. Para isso, semivariogramas foram ajustados pelo método da máxima verossimilhança, com o auxílio do pacote geoR (RIBEIRO JUNIOR & DIGGLE, 2020) do programa computacional R (R CORE TEAM, 2019), e avaliados por meio do Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério de Informação Bayesiano (BIC).

A fim de verificar a presença de isotropia, os semivariogramas foram executados nas direções de  $0^\circ$  do eixo X,  $90^\circ$  do eixo Y e  $45^\circ$  e  $135^\circ$  nas diagonais (YAMAMOTO & LANDIM, 2013). Além disso, o grau de dependência espacial (1) foi calculado e classificado em: forte, se  $GD \leq 25\%$ ; moderado, entre  $25\% < GD \leq 75\%$ ; e fraco, se  $GD > 75\%$  (CAMBARDELLA et al., 1994).

$$GD = \left( \frac{C_0}{C} \right) \times 100 \quad (1)$$

em que  $GD$  é o grau de dependência espacial,  $C_0$  é o efeito pepita e  $C$  é o patamar.

Com base nos parâmetros dos semivariogramas ajustados (efeito pepita, patamar e alcance), foi realizada a interpolação e, posteriormente, a espacialização das variáveis área basal e volume por meio do método da krigagem ordinária pontual. Por fim, realizou-se o cálculo dos erros médios absoluto (2) e relativo (3) como análises



estatísticas para comparar os resultados das estimativas.

$$Eabs = \Sigma |y_i - \hat{y}_i|/n \quad (2)$$

$$Er = Eabs \times 100/\bar{y} \quad (3)$$

em que  $Eabs$  é o erro médio absoluto,  $Er$  é o erro médio relativo,  $y_i$  é o valor observado,  $\hat{y}_i$  é o valor estimado,  $\bar{y}$  é a média aritmética e  $n$  é o número de observações.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### ESTIMATIVAS DAS VARIÁVEIS DE ÁREA BASAL E VOLUME

Na Tabela 1 são apresentados os valores mínimos, médios e máximos da área basal ( $G$ ) e do volume ( $V$ ), bem como os coeficientes de variação ( $cv$ ) e os valores do teste de normalidade de Shapiro-Wilk ( $W$ ) para o 17º e 19º ano de idade do povoamento de teca. De modo geral, observou-se sutis alterações nos valores das variáveis, indicando tendência à estabilidade do crescimento do povoamento com a proximidade do final da rotação.

**Tabela 1.** Análise estatística descritiva das variáveis área basal e volume em povoamento de teca.

Variável	Idade (ano)	Mínimo	Média	Máximo	cv%	W
$G$ (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	17	7,77	12,25	17,54	19,23%	0,459 <sup>ns</sup>
$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	17	72,97	140,43	215,27	25,26%	0,498 <sup>ns</sup>
$G$ (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	19	8,02	11,83	16,89	19,09%	0,336 <sup>ns</sup>
$V$ (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )	19	76,51	142,36	222,43	25,02%	0,817 <sup>ns</sup>

$G$  é a área basal (m<sup>2</sup> ha<sup>-1</sup>),  $V$  é o volume do povoamento (m<sup>3</sup> ha<sup>-1</sup>),  $cv$  é o coeficiente de variação (%),  $W$  é o valor do teste de Shapiro-Wilk e ns é não significância pelo teste de Shapiro-Wilk, ao nível de 5% de significância, indicando normalidade.

As variáveis área basal ( $G$ ) e volume ( $V$ ) apresentaram maior variabilidade no 17º ano do povoamento (Tabela 1). Com isso, constata-se que a estrutura do povoamento se tornou mais homogênea no 19º ano, como efeito da aplicação do desbaste seletivo. Além disso, constatou-se que as variáveis apresentaram distribuição normal em todas as ocasiões, ao nível de 5% de significância.

## MODELAGEM GEOESTATÍSTICA PARA AS VARIÁVEIS DO POVAMENTO

Os ajustes dos semivariogramas e seus respectivos parâmetros são apresentados na Tabela 2. Foi possível verificar a presença de dependência espacial no período pré-desbaste seletivo, possibilitando a aplicação da análise geoestatística no 17º ano.

**Tabela 2.** Parâmetros dos semivariogramas ajustados para área basal e volume em povoamento de teca.

Variável	$C_0$	$C$	$a$ (m)	$AIC$	$BIC$	$GD$	$Eabs$	$Er$
17º ano (Modelo exponencial)								
$G$	2	3,43	105,21	213,09	218,58	36,9%	1,89	15,4%
$V$	600	639,51	199,33	460,58	466,07	48,4%	26,05	18,6%
19º ano (Efeito pepita puro)								
$G$	5	-	-	-	-	-	-	-
$V$	1.241,6	-	-	-	-	-	-	-

$C_0$  é o efeito pepita,  $C$  é o patamar,  $a$  é o alcance (m),  $AIC$  é o Critério de Informação de Akaike,  $BIC$  é o Critério de Informação Bayesiana,  $GD$  é o grau de dependência espacial (%),  $Eabs$  é o erro médio absoluto e  $Er$  é o erro médio relativo.

O modelo exponencial foi o selecionado no 17º ano, enquanto no 19º ano observou-se a presença de efeito pepita puro, indicando a ausência de dependência espacial. Em análises geoestatísticas com variáveis dendrométricas, Mello (2004) e Pelissari et al. (2013) também obtiveram melhores ajustes com o modelo exponencial. De uma

maneira geral, foram obtidos graus moderados de dependência espacial (GD) ao 17º ano, com valores superiores a 25% e inferiores a 75%.

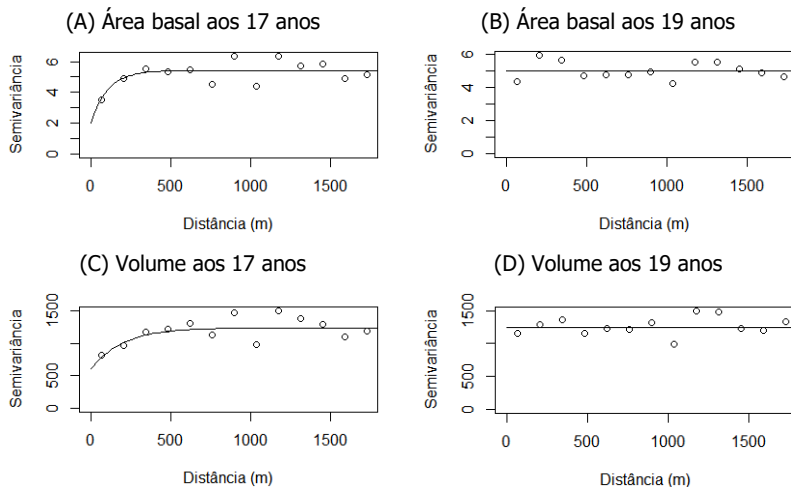
O efeito pepita ( $C_0$ ), o qual expressa a variância ao acaso ocasionada por variações não detectadas (VIEIRA, 2000), apresentou valores numericamente baixos para área basal ( $G$ ), indicando a adequabilidade dos ajustes ao 17º ano, com erro médio relativo ( $Er$ ) de 15,4%. Para o volume ( $V$ ), evidenciou-se maior dificuldade em modelar a estrutura espacial, resultando em  $Er$  de 18,6%. Ademais, foi constatada presença de efeito pepita puro ao 19º ano. Isso evidencia que a dependência espacial é influenciada pela idade da floresta (KANEKAE JÚNIOR et al., 2007), bem como pelas intervenções silviculturais como o desbaste.

As variáveis área basal e volume apresentaram valores de alcance (A) iguais a 105,21 m e 199,33 m no 17º ano de idade do povoamento de teca, respectivamente (Tabela 2). Esses valores indicam heterogeneidade alta e representam as distâncias máximas entre unidades amostrais em que as análises geoestatísticas possibilitam estimativas com maior precisão (CHIG et al., 2008).

Com os semivariogramas ajustados (Figura 1), foi constatada a baixa dispersão das semivariâncias em relação às curvas médias estimadas, bem como a presença do efeito crescente e posteriormente estabilizador das curvas, que resultaram em ajustes satisfatórios para as variáveis no 17º ano. Adicionalmente, o desbaste seletivo descaracterizou a dependência espacial no 19º ano, resultando em efeito pepita puro. Com isso, a área basal e o volume após o desbaste apresentaram padrão espacial aleatório, não sendo possível aplicar a modelagem geoestatística.

Após a constatação de dependência espacial no 17º ano, realizou-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária pontual e as estimativas da distribuição espacial para a área basal (Figura 2A) e o volume do povoamento (Figura 2B). Os mapas temáticos apresentaram heterogeneidade espacial para ambas as variáveis. Verificou-se a presença de áreas com maior produção, dispersas pelo povoamento. Isso é um indicativo de tendência ao comportamento espacial aleatório,

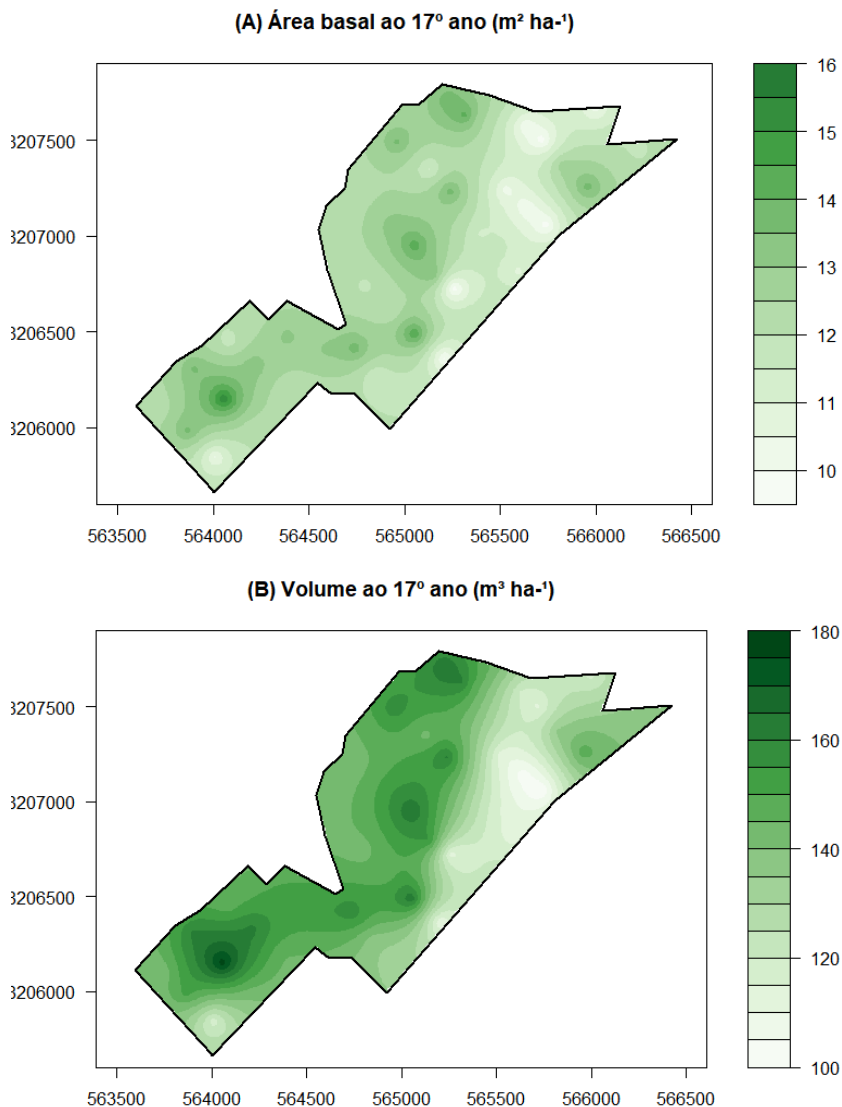
possivelmente devido a influência de desbastes anteriores aplicados no plantio que descaracterizaram a distribuição espacial das variáveis.



**Figura 1.** Semivariogramas ajustados para área basal e volume em povoamento de teca.

Dessa forma, é possível observar o zoneamento da produção no povoamento de teca. Observa-se também que há variação da produção volumétrica ao longo do terreno, com destaque para a região sudoeste e norte que apresentaram elevados valores para a variável volume. Esses padrões espaciais possuem relação com a capacidade produtiva do sítio de um determinado local (LEAL et al., 2014).

Com os mapas temáticos da variação espacial das variáveis do povoamento, as características dos desbastes podem ser individualizadas para regiões específicas. Com isso, objetiva-se regular a densidade dos plantios em benefício do crescimento dos melhores indivíduos e do aumento da qualidade da produção dentro do conceito de silvicultura de precisão (PELLISSARI, 2012).



**Figura 2.** Distribuição da variável área basal (A) e volume (B) em povoamento de teca com 17 anos.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise geoestatística permite caracterizar a dependência e os padrões espaciais da área basal e do volume de plantios de teca em períodos anteriores e posteriores a aplicação de desbaste seletivo. Esses desbastes tendem a descaracterizar a continuidade espacial das variáveis do povoamento, afetando o ajuste dos modelos geoestatísticos. Com isso, a área basal e o volume após desbastes tendem a apresentar padrão espacial aleatório.

## REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.

CAMPHELLO JÚNIOR, J. H.; PRIANTE FILHO, N.; CASEIRO, F. T. Caracterização macroclimática de Cuiabá. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS SOBRE O MEIO AMBIENTE, 3., 1991, Londrina. **Anais...** Londrina: UEL/NEMA, 1991, p. 542-552.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 58, p. 1501-1511, 1994.

LEAL, F. A.; MATRICARDI, E. A. T.; MIGUEL, E. P. Interpolador geoestatístico para estimar volume num povoamento de *Eucalyptus urophylla*, em Rio Verde/GO. **Nucleus**, v. 11, n. 1, p. 153-159, 2014.

KANEGAE JUNIOR, H.; MELLO, J. M. de; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, v. 31, n. 5, p. 859-866, 2007.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004. 122 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

NOCETTI, M.; ROZENBERG, P.; CHAIX, G.; MACCHIONI, N. Provenance effect on the ring structure of teak (*Tectona grandis* L.f.) wood by X-ray microdensitometry. **Annals of Forest Science**, v. 68, p. 1375-1383, 2011.

PANDEY, D.; BROWN, C. Teak: a global overview. **Unasyuva**, v. 51, n. 201, p. 3-13, 2000.

PELISSARI, A. L. **Silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de *Tectona grandis* L.f. na região sul do estado de Mato Grosso**. 2012. 81 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2012.

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; DRESCHER, R. Desenvolvimento quantitativo e qualitativo de *Tectona grandis* L. f. em Mato Grosso. **Floresta e Ambiente**, v. 20, n. 3, p. 371-383, 2013.

RIBEIRO JUNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. **geoR: analysis of geostatistical data**. R package version 1.8-1, 2020.

SANTOS, H. G.; TITO JACOMINE, P. K.; ANJOS, L. H. C.; OLIVEIRA, V. A.; LUMBRERAS, J. F.; COELHO, M. R.; ALMEIDA, J. A.; ARAÚJO FILHO, J. C.; OLIVEIRA, J. B.; CUNHA, T. J. F. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Brasília: Embrapa, v. 5, p. 326-355, 2018.

SCHUHLI, G. S.; PALUDZYSZYN FILHO, E. O cenário da silvicultura de teca e perspectivas para o melhoramento genético. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 30, n. 63, p. 217-230, 2010.

TANAKA, N.; HAMAZAKI, T.; VACHARANGKURA, T. Distribution, growth and site requirements of teak. **Japan Agricultural Research Quarterly**, v. 32, p. 65-77, 1998.

VIEIRA, S. R. Uso de geoestatística em estudos de variabilidade espacial de propriedades do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Org.). **Tópicos em ciência do solo**. v.1. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p. 01-54.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. São Paulo: Oficina dos textos, 2013. 215 p.

## APÊNDICE – ANÁLISE GEOESTATÍSTICA COM O PACOTE geoR

```
##### ANÁLISE GEOESTATÍSTICA COM O PACOTE geoR #####
#### geoR: Package for Geostatistical Data Analysis
install.packages('geoR')
library(geoR)

#### Diretório
setwd("C:/Users/Lucas/Desktop/PVA/Processamento")

#### Dados
dados <- read.csv2('dados1.csv', h = T)
summary(dados)
# G17 = área basal aos 17 anos
# G19 = área basal aos 19 anos
# V17 = volume aos 17 anos
# V19 = volume aos 19 anos

#### Teste de normalidade
shapiro.test(dados$G17) # p-value > 0.05 = normalidade
shapiro.test(dados$G19) # p-value > 0.05 = normalidade
shapiro.test(dados$V17) # p-value > 0.05 = normalidade
shapiro.test(dados$V19) # p-value > 0.05 = normalidade
# Todas as variáveis apresentam distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk

#### Criar objetos e converter para 'geodata'
G17 <- as.geodata(obj = dados, coords.col = 2:3, data.col = 4)
plot.geodata(G17)
G19 <- as.geodata(obj = dados, coords.col = 2:3, data.col = 5)
plot.geodata(G19)
V17 <- as.geodata(obj = dados, coords.col = 2:3, data.col = 6)
plot.geodata(V17)
V19 <- as.geodata(obj = dados, coords.col = 2:3, data.col = 7)
plot.geodata(V19)

#### Semivariograma para G17
varG17 <- variog(G17, max.dist = 1800)
ajusteG17 <- likfit(G17, ini = c(6,500), cov.model = 'exponential', nugget = 2, fix.nugget
= T)
plot(varG17, ylab = "Semivariância", xlab = "Distância (m)")
lines.variomodel(ajusteG17, max.dist = 1800)

# Resultado do ajuste
ajusteG17$cov.model # Modelo selecionado
ajusteG17$nugget # efeito pepita
ajusteG17$sigmasq # variância a priori
```



## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

```
ajusteG17$phi # alcance
ajusteG17$AIC # AIC
ajusteG17$BIC # BIC

# Grau de dependência
GD.G17 <- (ajusteG17$nugget/(ajusteG17$nugget+ajusteG17$sigmasq))*100
print(GD.G17)
# forte, se GD <= 25%; moderado, entre 25% < GD <= 75%; e fraco, se GD > 75%

# Validação e cálculo dos erros de estimação
validacaoG17 <- xvalid(geodata = G17, model = ajusteG17)
ErroAbsG17 <- mean(abs(validacaoG17$error)) # erro médio absoluto
print(ErroAbsG17)

ErroPercG17 <- ErroAbsG17/mean(validacaoG17$data)*100 # erro médio percentual
print(ErroPercG17)

#### Semivariograma para G19 e V19
varV19 <- variog(V19, max.dist = 1800)
ajusteV19 <- likfit(V19, ini = c(5,500), cov.model = 'line', nugget = 5, fix.nugget = T)
plot(varV19, ylab = "Semivariância", xlab = "Distância (m)")
lines.variomodel(ajusteV19, max.dist = 1800)

# Resultado do ajuste
ajusteV19$cov.model # Modelo selecionado
ajusteV19$nugget # efeito pepita
ajusteV19$sigmasq # variância a priori
ajusteV19$phi # alcance
ajusteV19$AIC # AIC
ajusteV19$BIC # BIC

# Grau de dependência
GD.V19 <- (ajusteV19$nugget/(ajusteV19$nugget+ajusteV19$sigmasq))*100
print(GD.V19)
# forte, se GD <= 25%; moderado, entre 25% < GD <= 75%; e fraco, se GD > 75%

# Validação e cálculo dos erros de estimação
validacaoV19 <- xvalid(geodata = V19, model = ajusteV19)
ErroAbsV19 <- mean(abs(validacaoV19$error)) # erro médio absoluto
print(ErroAbsV19)

ErroPercV19 <- ErroAbsV19/mean(validacaoV19$data)*100 # erro médio percentual
print(ErroPercV19)

#### Semivariograma para V17
varV17 <- variog(V17, max.dist = 1800)
```

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

```
ajusteV17 <- likfit(V17, ini = c(1200,500), nugget = 600, fix.nugget = T)
plot(varV17, ylab = "Semivariância", xlab = "Distância (m)")
lines.variomodel(ajusteV17, max.dist = 1800)

# Resultado do ajuste
ajusteV17$cov.model # Modelo selecionado
ajusteV17$nugget # efeito pepita
ajusteV17$sigmaeq # variância a priori
ajusteV17$phi # alcance
ajusteV17$AIC # AIC
ajusteV17$BIC # BIC

# Grau de dependência
GD.V17 <- (ajusteV17$nugget/(ajusteV17$nugget+ajusteV17$sigmaeq))*100
print(GD.V17)
# forte, se GD <= 25%; moderado, entre 25% < GD <= 75%; e fraco, se GD > 75%

# Validação e cálculo dos erros de estimação
validacaoV17 <- xvalid(geodata = V17, model = ajusteV17)
ErroAbsV17 <- mean(abs(validacaoV17$error)) # erro médio absoluto
print(ErroAbsV17)

ErroPercV17 <- ErroAbsV17/mean(validacaoV17$data)*100 # erro médio percentual
print(ErroPercV17)

#### Semivariograma para V19
varV19 <- variog(V19, max.dist = 1800)
ajusteV19 <- likfit(V19, ini = c(1200,500), nugget = 600, fix.nugget = T)
plot(varV19, ylab = "Semivariância", xlab = "Distância (m)")
lines.variomodel(ajusteV19, max.dist = 1800)

# Resultado do ajuste: Efeito pepita puro
# O desbaste seletivo descaracterizou a dependência espacial do volume
# Com isso, o volume após o desbaste apresenta padrão espacial aleatório,
# não sendo possível de modelar por meio da análise geoestatística

#### Krigagem e mapas temáticos
# Definição do grid de krigagem
Grid <- expand.grid(seq(563500,566500,10), seq(8205600,8207900,10))

# Limite da área
borda <-
cbind(c(564001.1,563598.9,563807.9,563937.6,564191.6,564289.5,564387.4,564652.0
,564691.6,564599.0,564548.8,564591.1,564689.0,564702.2,564985.1,565069.7,56519
6.7,565442.8,565683.6,566130.7,566057.2,566424.9,565808.5,564922.4,564737.2,564
618.1,564546.7,564004.5,564001.1),
```

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

```
c(8205667.3,8206114.5,8206347.3,8206426.7,8206662.2,8206561.6,8206659.5,8206514.0,8206540.4,8206823.6,8207029.9,8207159.6,8207246.9,8207344.8,8207681.3,8207684.0,8207792.5,8207734.3,8207649.6,8207676.0,8207477.6,8207504.1,8207001.4,8205992.2,8206172.1,8206177.4,8206230.4,8205658.3,8205667.3))
```

```
# Mapa temático para G17
```

```
krgG17 <- krige.conv(G17, locations = Grid, krige = krige.control(obj.model = ajusteG17))
```

```
contour(krgG17, locations = Grid, borders = borda, values = krgG17$pred, filled = T, xlab = "", ylab = "", col = hcl.colors(n = 16, palette = "Greens", rev = T))
```

```
# Mapa temático para V17
```

```
krgV17 <- krige.conv(V17, locations = Grid, krige = krige.control(obj.model = ajusteV17))
```

```
contour(krgV17, locations = Grid, borders = borda, values = krgV17$pred, filled = T, xlab = "", ylab = "", col = hcl.colors(n = 16, palette = "Greens", rev = T))
```

# Modelos volumétricos e fatores de forma para estimativa do volume comercial de *Dalbergia nigra* em florestas nativas

André Mendes Barcellos

**RESUMO:** O objetivo deste estudo foi comparar metodologias para estimativa do volume do fuste da espécie *Dalbergia nigra* no bioma Mata Atlântica, visando para nortear a seleção de métodos para estimativa volumétrica. A amostra contém 29 indivíduos em unidades amostrais distribuídas nas fitofisionomias Floresta Ombrófila Densa e Floresta Estacional Semidecidual do estado do Rio de Janeiro. Foram coletados diâmetros a 1,3 m de altura, alturas do fuste e total, bem como determinado os volumes dos fustes pelo método de Smalian. O processamento ocorreu no *software* R, sendo ajustados os modelos de Husch, Spurr e Schumacher-Hall. O melhor modelo foi selecionado com base no maior coeficiente de determinação ajustado, menor erro padrão da estimativa e ausência de tendências nos resíduos, bem como presença de normalidade residual pelo teste de Shapiro-Wilk e homocedasticidade pelo teste de Breusch-Pagan, ao nível de 5%. O modelo de Spurr obteve as melhores estatísticas de ajuste, entretanto, apresentou distribuição não-normal dos resíduos. Desse modo, o modelo de Schumacher-Hall foi selecionado para comparar com os fatores de forma médio de 0,65 e igual a 0,7. A comparação entre os volumes estimados e observados foi efetuada por meio do teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis, sendo aceita a hipótese nula de que as medianas dos volumes são estatisticamente iguais ao nível de 5%. Visto a ausência de diferença estatística, pode-se preconizar o uso do fator de forma igual a 0,7 para a espécie na área de estudo, não sendo necessária a altura total, como variável nos modelos de regressão, bem como a coleta do fator de forma médio.

**PALAVRAS-CHAVE:** Mata Atlântica; Regressão linear; Volumetria.

## INTRODUÇÃO

A avaliação do estoque de madeira disponível em uma floresta é um aspecto a ser observado para garantir a sustentabilidade de um sistema de manejo. Desse modo, é pertinente o conhecimento do potencial madeireiro de espécies do bioma Mata Atlântica como apoio ao monitoramento, bem como para a classificação e seleção de áreas quanto à aptidão ao manejo florestal. Esse conceito permite o uso racional dos recursos, como a floresta em si, o capital real e o financeiro, visando a valorização econômica, a produção permanente e a geração de externalidades positivas (POKORNY et al., 2011).

Segundo Correia (2015), a determinação do volume de espécies florestais é uma informação para o planejamento adequado, visando o ordenamento da produção em níveis sustentáveis. Entretanto, em florestas nativas, por ser uma variável de difícil obtenção, sua determinação acarreta aumento de custos. Desse modo, o ajuste de modelos estatísticos para a estimativa volumétrica é uma alternativa de menor impacto financeiro. Nesse contexto, a otimização das atividades de escritório, por meio de métodos computacionais, agiliza a obtenção de informações de interesse sobre as florestas, como subsídio à tomada de decisão.

Diversas são as maneiras de obter as informações sobre volume de madeira disponível nas florestas, cada qual com suas características e usos justificados pelo contexto em que se inserem, pelo nível de qualidade da informação que se almeja, pela disponibilidade de recursos e pelo conhecimento técnico sobre o tema. Portanto, a discussão em torno da forma mais adequada de obtenção das informações entre as diferentes metodologias disponíveis torna-se necessária. Com isso, o objetivo deste estudo foi comparar metodologias para estimativa do volume comercial de madeira de da espécie *Dalbergia nigra* (Vell.) Allemão ex Benth, nativa do bioma Mata Atlântica, por meio de modelos de regressão linear, fator de forma médio e fator de forma igual a 0,7. Assim, visa-se gerar conhecimento para nortear a seleção de métodos para estimativas dos recursos florestais.

## MATERIAL E MÉTODOS

Os dados foram obtidos por meio da cubagem de árvores em unidades amostrais localizadas nas fitofisionomias Floresta Ombrófila Densa e Floresta Estacional Semidecidual do estado do Rio de Janeiro (CYSNEIROS et al., 2020). De acordo com a classificação de Köppen, a região está situada em uma zona de transição entre os climas tropical e subtropical úmido. A temperatura média anual oscila entre 12 °C e 24 °C, com precipitação anual entre 1.000 e 2.200 mm (ALVARES et al., 2013).

Devido às restrições legais relacionadas a derrubada de árvores no bioma Mata Atlântica, a obtenção dos volumes das árvores foi efetuada por meio de método não-destrutivo. Assim, medições de diâmetros ao longo do fuste das árvores foram realizados nas árvores com o uso de técnicas e equipamentos de escalada. O método de Smalian foi utilizado para a cubagem, onde a soma do volume das seções correspondeu ao volume do fuste ( $v_f$ ). Para isso, foram medidos o diâmetro a 1,3 m ( $d$ ), os diâmetros a 0,3, 0,5, 1,0 e 2,0 m de altura, bem como a cada um metro de altura a até a base da copa. A altura do fuste ( $h_f$ ) foi definida como a altura da última medição de diâmetro na base da copa, conforme Vibrans et al. (2015). A altura total ( $h$ ) foi medida com o uso do clinômetro de precisão (CYSNEIROS et al., 2020).

## PROCESSAMENTO DOS DADOS

O programa computacional R foi utilizado para a análise dos dados (R CORE TEAM, 2020). As funções utilizadas nos processamentos encontram-se disponíveis em pacotes básicos do sistema e a partir da do pacote car (FOX & WEISBERG, 2019).

A análise estatística exploratória dos dados contemplou a geração de gráficos box-plot, matriz de correlação de Pearson e diagramas de dispersão. Foram avaliados três modelos volumétricos tradicionalmente utilizados nas ciências florestais (Tabela 1).

**Tabela 1.** Modelos volumétricos ajustados para a estimativa do volume do fuste de *Dalbergia nigra* no bioma Mata Atlântica.

<b>N.</b>	<b>Autor</b>	<b>Modelo volumétrico</b>
1	Husch	$\ln(v_f) = \beta_0 + \beta_1 * \ln(d)$
2	Spurr	$vf = \beta_0 + \beta_1(d^2 h_f)$
3	Schumacher-Hall	$\ln(v_f) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \beta_2 \ln(h_f)$

$v_f$  é volume do fuste (m<sup>3</sup>),  $d$  é diâmetro à 1,3 m do solo (cm) e  $h_f$  altura do fuste (m).

A seleção do melhor modelo foi baseada no maior coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj.}$ ) e no menor erro padrão da estimativa em porcentagem ( $S_{yx}\%$ ), bem como na ausência de tendências na análise gráfica dos resíduos e na verificação de sua distribuição normal por meio do teste de Shapiro-Wilk, a 5% de significância, utilizando a função *shapiro.test*. A premissa da homocedasticidade foi verificada por meio do teste de Breusch-Pagan, a 5% de significância, com o auxílio da função *ncvTest* do pacote *car*. As estatísticas de ajuste foram recalculadas para os modelos logarítmicos de Husch e Schumacher-Hall, assim como aplicado o fator de correção de Meyer para a discrepância logarítmica advinda da retransformação da variável dependente à escala original.

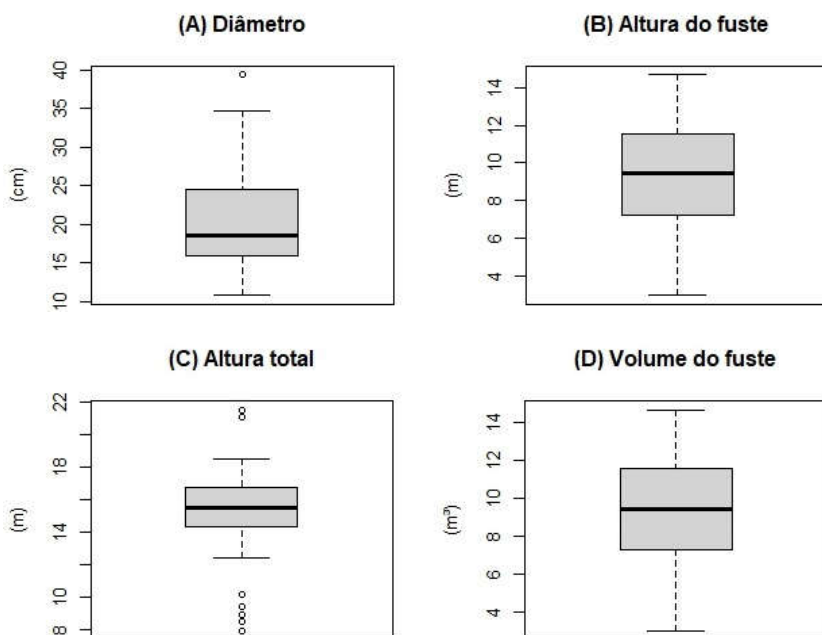
Ademais, foram obtidas as estimativas dos volumes por meio do fator de forma médio das árvores amostradas, bem como com o fator de forma igual a 0,7. O fator de forma médio foi obtido pela média aritmética dos fatores de forma artificial de cada árvore da base de dados.

Para a comparação entre os volumes estimados pelas três metodologias em relação aos volumes observados, foi aplicado o teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis (H). Esse teste permitiu verificar a hipótese nula da igualdade das medianas dos volumes estimados e observados ao nível de 5% de significância.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

A partir dos gráficos box-plot, notou-se maior ocorrência de indivíduos com menores diâmetros (Figura 1A). Esse gráfico representou o padrão de "J invertido" da distribuição diamétrica, sendo um comportamento comum de espécies arbóreas em ambientes naturais. Essa característica pode ocorrer devido a regeneração natural contínua, bem como a possível ocorrência de perturbações passadas nos locais de coleta de dados, com a remoção dos indivíduos de maiores diâmetros (HESS et al., 2010; REIS et al., 2014).



**Figura 1.** Gráficos box-plot para as variáveis dendrométricas de *Dalbergia nigra*.



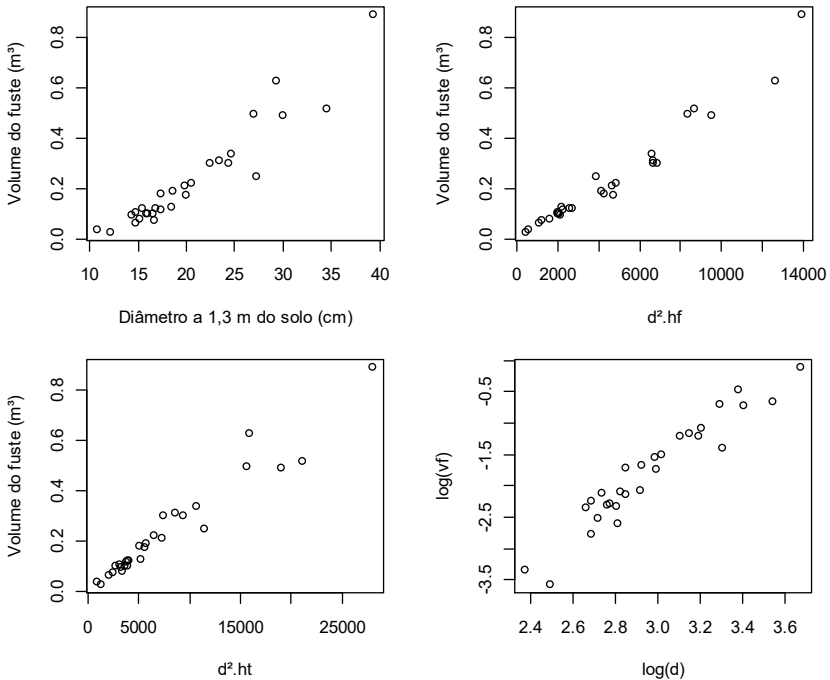
A presença de indivíduos com menores diâmetros pode também ser influenciada pela competição natural nesses ecossistemas, a qual afeta a forma das árvores de maneira a limitar seu crescimento, especialmente em diâmetro (MIRANDA, 2016). Essa interpretação é proposta visto que a distribuição das alturas do fuste (Figura 1B) e dos volumes do fuste (Figura 1D) ocorrem de maneira menos dispersa, com os indivíduos apresentando distribuições simétricas. Entretanto, por se tratar de uma amostra com indivíduos de idade desconhecida, a extrapolação dessa interpretação deve ser utilizada com cautela. As alturas totais se apresentam simétricas em torno da mediana (Figura 1C), com exceção de alguns valores discrepantes.

A Tabela 2 apresenta os valores da correlação entre as variáveis independentes e o volume de fuste. Para a amostra, pode-se dizer que há baixa evidência de multicolinearidade, sendo as maiores correlações entre as variáveis independentes de 0,67 ( $h \times h_f$ ) e 0,66 ( $h \times d$ ), as quais podem ser consideradas moderadas (SHIMAKURA, 2006). Com todas as correlações positivas, o volume do fuste é mais correlacionado com o  $d$ , com valor de 0,94. Essa é uma relação esperada entre as variáveis dendrométricas, visto que o crescimento volumétrico é dependente de um diâmetro proporcionalmente adequado para o desenvolvimento da copa (CUNHA, 2009). A baixa correlação na relação  $v_f \times h_f$  mostra a escassa influência da altura do fuste no volume dos indivíduos, a qual é predominantemente influenciada pelo diâmetro.

**Tabela 2.** Matriz de correlação entre as variáveis dendrométricas de *Dalbergia nigra*.

Variáveis	$d$	$h_f$	$h$	$v_f$
$d$	1	0,316	0,664	0,950
$h_f$	-	1	0,679	0,414
$h$	-	-	1	0,676
$v_f$	-	-	-	1

Conforme Figura 2, a dispersão dos volumes observados em relação ao diâmetro evidencia a leve tendência exponencial dos volumes, entretanto, para as variáveis combinadas, quadrado do diâmetro a 1,3 m ( $d^2$ ) com altura do fuste ( $h_f$ ) e altura total ( $h$ ), essa tendência se apresenta de forma linear. Para essas três relações, é possível perceber aumento da variabilidade em direção aos indivíduos de maiores dimensões. Na relação logarítmica, percebe-se considerável dispersão em relação a reta, entretanto, com tendência linear entre as variáveis, sendo essa característica explicada pela capacidade da escala logarítmica em linearizar funções exponenciais.



**Figura 2.** Diagramas de dispersão das variáveis dendrométricas de *Dalbergia nigra*.

## MODELAGEM VOLUMÉTRICA

Na Tabela 3 são exibidos os parâmetros e as estatísticas dos modelos ajustados, sendo o Modelo 2 (Spurr) estatisticamente superior aos demais pelos critérios de menor erro padrão da estimativa ( $S_{yx}\%$ ) e maior coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj.}$ ). Nesse modelo, a variabilidade do volume do fuste é explicada pelo diâmetro e pela altura combinados. Como apresenta a variável  $d$  ao quadrado, como componente que expressa a área transversal, evidencia-se a maior importância do diâmetro em explicar o volume do fuste, o que resulta em um melhor  $R^2_{aj.}$ . Essa interpretação é fortalecida pelos resultados obtidos na Tabela 2, que demonstra que essas variáveis possuem as maiores de correlação lineares com a variável volume do fuste.

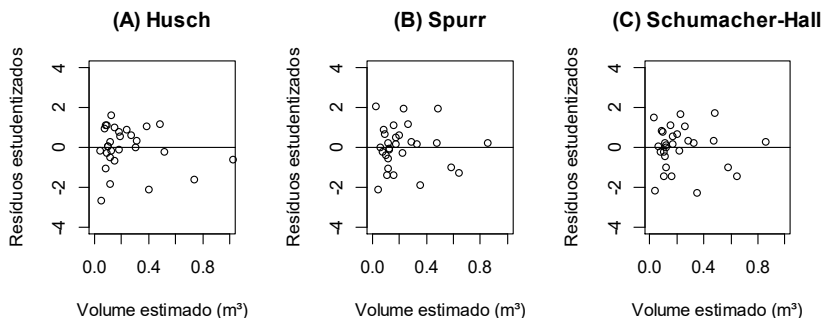
**Tabela 3.** Coeficientes de regressão e estatísticas dos modelos volumétricos ajustados para *Dalbergia nigra*.

Modelo	Coeficientes estimados			$S_{yx}(\%)$	$R^2_{aj.}$	p-valor W	p-valor BP
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$				
1	-9,429	2,574	-	32,71	0,856	0,108	0,706
2	0,001	$3,05 \times 10^{-5}$	-	21,89	0,936	0,002	0,779
3	-10,349	2,023	0,955	22,48	0,932	0,329	0,968

Apesar do desempenho estatístico do Modelo 2, após aplicação do teste de Shapiro-Wilk (W), foi observada a ausência de normalidade da distribuição dos resíduos, ao nível de 5% de significância, com p-valor inferior a 0,05 (Tabela 3). Desse modo, o modelo de Schumacher-Hall foi selecionado. Ademais, a presença da variância constante foi verificada por meio do teste de Breusch-Pagan (BP). Nesse teste, a hipótese nula de homocedasticidade foi aceita, ao considerar p-valores superiores a 0,05 (Tabela 3).

Por meio da análise gráfica dos resíduos (Figura 3), foi possível reforçar os comportamentos levantado pela hipótese nula do teste de Breusch-Pagan, reiterando que, ao longo do aumento dos valores do volume do

fuste estimado, os resíduos estudentizados apresentaram distribuição uniforme e se encontram entre o intervalo de  $\pm 2$ .



**Figura 3.** Distribuição dos resíduos dos modelos volumétricos ajustados para estimativa do volume do fuste de *Dalbergia nigra*.

#### FATORES DE FORMA MÉDIO E IGUAL A 0,7

Por meio dos volumes cubados das árvores amostradas, foi possível determinar um fator de forma médio de 0,65, sendo inferior ao valor de 0,7 tradicionalmente utilizado em florestas nativas. Os fatores de forma médio e igual a 0,7 foram empregados posteriormente a estimativa dos volumes dos fustes.

#### COMPARAÇÃO ENTRE OS MÉTODOS DE ESTIMATIVA DE VOLUME

O teste de Kruskal-Wallis (H) indicou a não-rejeição da hipótese nula ( $H_0$ ) de que as medianas são iguais entre os métodos avaliados ao nível de 5% de significância, com p-valor de 0,919. Desse modo, compreende-se que há evidência estatística que as medianas dos volumes estimados são semelhantes, sugerindo que os diferentes métodos estimam valores estatisticamente iguais aos volumes observados.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo de Schumacher-Hall foi o mais adequado para a estimativa do volume do fuste da espécie *Dalbergia nigra* nas fitofisionomias florestais do bioma Mata Atlântica. Apesar de o modelo de Spurr resultar melhores estatísticas de ajuste, não apresentou normalidade dos resíduos.

Os métodos de estimativa do volume do fuste não apresentaram diferenças estatísticas aos valores observados da amostra. Assim, visando a praticidade das atividades de coleta de dados em campo, pode-se preconizar o uso do fator de forma igual a 0,7 para a *Dalbergia nigra* na área de estudo, não sendo necessária a altura total, como variável nos modelos de regressão, bem como a coleta do fator de forma médio.

## REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. de M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013.

CORREIA, J. **Modelos volumétricos para florestas secundárias do litoral de Santa Catarina**. 2015. 99 f. Dissertação (Mestrado em Recursos Genéticos Vegetais) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2015.

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

CYSNEIROS, V. C.; GAUI, T. D.; SILVEIRA FILHO, T. B.; PELISSARI, A. L.; MACHADO, S. A.; CARVALHO, D. C.; MOURA, T. A.; AMORIM, H. B. Tree volume modeling for forest types in the Atlantic Forest: generic and specific models. **Iforest - Biogeosciences And Forestry**, v. 13, n. 5, p. 417-425, 2020.

FOX, J.; WEISBERG, S. **An {R} companion to applied regression**. 3. ed. Thousand Oaks: SAGE, 2019. Disponível em: <https://socialsciences.mcmaster.ca/jfox/Books/Companion>

HESS, A. F.; CALGAROTTO, A. R.; PINHEIRO, R.; WANGINIÁK, T. C. R. Proposta de manejo de *Araucaria angustifolia* utilizando o quociente de Liocourt e análise de incremento, em propriedade rural no município de Lages, SC. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 30, n. 64, p. 337-345, 2010.

MIRANDA, R. O. V. **Modelagem de árvores individuais para povoamentos não desbastados de *Pinus taeda* L.** 2016. 168 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Curitiba, 2016.

POKORNY, B.; PALHETA, C.; STEINBRENNER, M. **Custos de operações florestais: noções e conceitos.** Belém: Embrapa Amazônia Oriental, 2011. 80 p.

R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing.** Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2020.

REIS, L. P.; RUSCHEL, A. R.; SILVA, J. N. M.; REIS, P. C. M.; CARVALHO, J. O. P.; SOARES, M. H. M. Dinâmica da distribuição diamétrica de algumas espécies de Sapotaceae após exploração florestal na Amazônia Oriental. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 57, n. 3, p. 234-243, 2014.

SHIMAKURA, S. **Interpretação do coeficiente de correlação.** Curitiba: Departamento de Estatística - UFPR, 2006. Disponível em: <http://leg.ufpr.br/~silvia/CE003/node74.html>

VIBRANS, A. C.; MOSER, P.; OLIVEIRA, L. Z.; MAÇANEIRO, J. P. Generic and specific stem volume models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Annals of Forest Science**, v. 72, n. 6, p. 865-874, 2015.

## APÊNDICE

### SCRIPT

```
setwd("E:/Documents/Engenharia Florestal/TCC_2020/01 - TCC 2020 - OFICIAL/R_DADOS")
```

```
dados <- read.csv2('dalbergianigra.csv')
View(dados)
str(dados)
# n = número da árvore, d = diâmetro (cm), hf = altura do fuste (m),
# ht = altura total (m), vf = volume do fuste (m³)
```

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

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

# Box-plots

```
{  
  X11()  
  par(mfrow = c(2,2))  
  boxplot(dados$d, ylab = "(cm)", main = "(A) Diâmetro")  
  boxplot(dados$hf, ylab = "(m)", main = "(B) Altura do fuste")  
  boxplot(dados$ht, ylab = "(m)", main = "(C) Altura total")  
  boxplot(dados$hf, ylab = "(m³)", main = "(D) Volume do fuste")  
}
```

# Matriz de correlação

```
correlacao <- cor(dados, method = "pearson")  
print(correlacao[-1,-1])
```

# Diagramas de dispersão

```
{  
  x11()  
  par(mfrow = c(2,2))  
  plot(vf ~ d, data = dados, ylab = 'Volume do fuste (m³)', xlab = 'Diâmetro a 1,3 m do  
solo (cm)')  
  plot(vf ~ I(d^2*hf), data = dados, ylab = 'Volume do fuste (m³)', xlab = d^2.hf')  
  plot(vf ~ I(d^2*ht), data = dados, ylab = 'Volume do fuste (m³)', xlab = d^2.ht')  
  plot(log(vf) ~ log(d), data = dados, ylab = 'log(vf)', xlab = 'log(d)')  
}
```

#### Modelos volumétricos ####

# Modelo Husch

```
husch <- lm(log(vf) ~ log(d), data = dados)  
summary(husch)
```

FChusch <- exp(0.5\*(summary(husch)\$sigma)^2) # Fator de correção

vhusch <- exp(fitted(husch))\*FChusch # Volumes estimados corrigidos

SQEhusch <- sum((dados\$vf-vhusch)^2) # Soma de Quadrados dos Erros

SQT <- sum((dados\$vf-mean(dados\$vf))^2) # Soma de Quadrados Total

R2husch <- 1-(SQEhusch/SQT) # Coeficiente de determinação

R2adjhusch <- 1-(SQEhusch/SQT)\*

((dim(dados)[1]-1)/(dim(dados)[1]-length(coef(husch)))) # Coeficiente de  
determinação ajustado

syxhusch <- sqrt(SQEhusch/(dim(dados)[1]-length(coef(husch)))) # Erro padrão da  
estimativa

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

```
SyxPhusch <- (syxhusch/mean(dados$vf))*100 # Erro padrão da estimativa
em porcentagem

# Modelo Spurr
spurr <- lm(vf ~ I(d^2*ht), weights = 1/(I(d^2*ht))^2, data = dados)
summary(spurr)

SQEspurr <- sum((dados$vf-fitted(spurr))^2) # Soma de Quadrados dos Erros

R2spurr <- 1-(SQEspurr/SQT) # Coeficiente de determinação
R2adjspurr <- 1-(SQEspurr/SQT)*
((dim(dados)[1]-1)/(dim(dados)[1]-length(coef(spurr)))) # Coeficiente de
determinação ajustado

syxspurr <- sqrt(SQEspurr/(dim(dados)[1]-length(coef(spurr)))) #Recalcula o Syx
SyxPspurr <- (syxspurr/mean(dados$vf))*100 #calcula o Syx em porcentagem (Syx%)

# Modelo Schumacher-Hall
schum <- lm(log(vf) ~ log(d) + log(ht), data = dados)
summary(schum)
FCschum <- exp(0.5*(summary(schum)$sigma)^2) # Fator de correção
vschum <- exp(fitted(schum))*FCschum # Volumes estimados corrigidos
SQEschum <- sum((dados$vf-vschum)^2) # Soma de Quadrados dos Erros

R2schum <- 1-(SQEschum/SQT) # Coeficiente de determinação
R2adjschum <- 1-(SQEschum/SQT)*
((dim(dados)[1]-1)/(dim(dados)[1]-length(coef(schum)))) # Coeficiente de
determinação ajustado

syxschum <- sqrt(SQEschum/(dim(dados)[1]-length(coef(schum)))) #Recalcula o
Syx
SyxPschum <- (syxschum/mean(dados$vf))*100 #calcula o Syx em porcentagem
(Syx%)

# Resumo dos R²aj.:
print(R2adjhusch)
print(R2adjspurr)
print(R2schum)

# Resumo dos Syx%:
print(SyxPhusch)
print(SyxPspurr)
print(SyxPschum)

# Normalidade dos resíduos pelo teste de Shapiro-Wilk:
shapiro.test(residuals(husch))
```



## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

```
shapiro.test(residuals(spurr))
shapiro.test(residuals(schum))

# Homocedasticidade pelo teste de Breuch-Pagan:
library(car)
ncvTest(husch) # há homocedasticidade
ncvTest(spurr) # há homocedasticidade
ncvTest(schum) # há homocedasticidade

# Gráficos de resíduos
{
X11()
par(mfrow = c(1,3), cex = 1)
plot(rstudent(husch) ~ exp(fitted(husch)), data = dados, ylim = c(-4,4), xlim = c(0,1),
xlab = "Volume estimado (m³)", ylab = "Resíduos estudentizados", main = "(A) Husch")
abline(h = 0)
plot(rstudent(spurr) ~ fitted(spurr), data = dados, ylim = c(-4,4), xlim = c(0,1), xlab =
"Volume estimado (m³)", ylab = "Resíduos estudentizados", main = "(B) Spurr")
abline(h = 0)
plot(rstudent(schum) ~ exp(fitted(schum)), data = dados, ylim = c(-4,4), xlim = c(0,1),
xlab = "Volume estimado (m³)", ylab = "Resíduos estudentizados", main = "(C)
Schumacher-Hall")
abline(h = 0)
}

#### Fator de forma ####

## Calculando o volume do cilindro por árvore
dados$vcil <- (dados$d^2*pi/40000)*dados$hf

## Calculando o fator de forma artificial por árvore
dados$ff <- dados$vf/dados$vcil

## Estimando os volumes por meio do fator de forma médio
dados$vvf <- (dados$d^2*pi/40000)*dados$hf*mean(dados$ff)

## Estimando os volumes por meio do fator de forma 0.7
dados$vvf07 <- (dados$d^2*pi/40000)*dados$hf*0.7

#### Comparando os volumes estimados ####

## Teste de Kruskal-Wallis
kruskal.test(list(dados$vf, exp(fitted(schum)), dados$vvf, dados$vvf07))
```

# Estimativas dos estoques de biomassa e carbono de *Araucaria angustifolia* em fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista

Lana Flávia Massuquetto

**RESUMO:** A quantificação da biomassa e do carbono em florestas nativas representa uma ação importante na mitigação dos efeitos das mudanças climáticas e na proposição de políticas de conservação dos recursos naturais. O objetivo deste trabalho foi estimar o estoque de biomassa aérea e o teor de carbono em indivíduos de *Araucaria angustifolia* em um fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista em Curitiba, Paraná. Em 70 parcelas de 50 m x 50 m, árvores com diâmetro a 1,3 m do solo ( $d$ ) igual ou superior a 10 cm foram mensuradas. Em seguida, ajustaram-se 18 modelos para estimativa da biomassa ( $w$ ). A partir dos valores individuais de teor de carbono, obteve-se o teor médio de 0,434. O carbono foi estimado a partir da multiplicação das estimativas de biomassa pelo teor médio de carbono, extrapolando para o inventário contínuo realizado em 2007, 2010, 2013 e 2016. Posteriormente, avaliou-se os estoques de biomassa aérea e carbono dos indivíduos de *A. angustifolia*, bem como carbono equivalente e créditos de carbono. A equação  $w = 444,4587 - 46,0833.d + 1,6158.d^2 - 0,0065.d^3$  resultou em melhor ajuste. Obteve-se variação de 38,68 a 48,80 Mg/ha para as médias de biomassa e de 16,80 a 21,20 Mg/ha para o carbono entre 2007 e 2016. As médias de carbono equivalente e créditos de carbono foram, respectivamente, de 61,61 a 77,73 Mg/ha e 1085,39 a 1369,47 US\$/Mg/ha. Os créditos de carbono estimados apresentam potencial como um instrumento à mitigação das mudanças climáticas em projetos de carbono, como de Redução de Emissões por Desmatamento e Degradação Florestal (REDD++).

**PALAVRAS-CHAVE:** Créditos de carbono; Dinâmica; Teor de carbono.

## **INTRODUÇÃO**

O aumento das emissões de carbono na atmosfera, relacionado com o papel dos ecossistemas terrestres, coloca em foco o aprofundamento de temas sobre as mudanças climáticas, visto que, o aquecimento recente da atmosfera afeta os sistemas biológicos e ocasionam mudanças nas estruturas e nas funções dos ecossistemas (IPCC, 2007). Segundo Goers et al. (2012), as florestas apresentam a capacidade de absorção contínua de dióxido de carbono da atmosfera, como também, de acordo com Penne et al. (2010), são fundamentais para minimizar os efeitos da mudança climática global, devido a contribuição como depósitos de carbono.

Os ecossistemas terrestres, que compreendem a vegetação e o solo, são considerados sumidouros de carbono, os quais sequestram o carbono durante o seu desenvolvimento (MACHADO, 2005). Assim, as florestas desempenham um importante papel no ciclo de carbono, armazenando e trocando altas quantidades desse elemento com a atmosfera por meio da fotossíntese e da respiração. Quando perturbada, a vegetação se torna fonte de carbono pelo processo de decomposição, em que, durante a recuperação de áreas degradadas, se convertem em sumidouros. Portanto, podem ser manejadas para que assumam seu papel no ciclo global do carbono (BRONW, 1997).

Kyrklund (1990) e Bronw (1997) também afirmam que áreas improdutivas e degradadas, como terrenos agrícolas e pastagens abandonados, tornam-se sumidouros quando regeneradas de forma natural ou transformadas em plantações. Assim, diversos trabalhos foram e continuam sendo desenvolvidos em busca de melhor precisão dos resultados das estimativas.

Essas estimativas podem ser realizadas por métodos diretos, mensurando a biomassa, geralmente, por meio de processo destrutivo, ou indiretos, adotando modelagens de biomassa e carbono (SANQUETTA et al., 2014). Com base na afirmação de Silveira (2010), os métodos indiretos atuais possuem como base os dados de inventários florestais, onde equações e fatores convertem os valores de diâmetro e altura nessas estimativas.

Pode-se citar alguns dos trabalhos realizados no estado do Paraná, como de Urbano et al. (2008) que desenvolveram equações para estimar massa seca da biomassa por componente de povoamentos nativos da Região Metropolitana de Curitiba. Outro caso remete aos modelos ajustados por Barbeiro et al. (2009), a fim de gerar estimativas de massa seca dos compartimentos de biomassa de *Nectandra grandiflora* Nees & Mart. ex Nees. Adicionalmente, Sanquetta et al. (2014) apresentaram estimativas estatisticamente satisfatórias de carbono individual para *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze na região Sul do Paraná.

Os estudos da quantificação dos estoques de biomassa e carbono nas florestas, principalmente as nativas, são importantes na criação de políticas públicas para ajudar no controle e no monitoramento das emissões e sequestro de gases de efeito estufa, os quais influenciam nas mudanças climáticas. Contribuem também, de forma decisiva, para subsidiar programas de restauração de áreas degradadas, como a criação de projetos de conservação e manejo de remanescentes florestais (SILVA, 2014).

Diante disso, o presente estudo objetivou estimar os estoques de biomassa aérea e de carbono de indivíduos de *A. angustifolia* em um fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista no município de Curitiba, estado do Paraná.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

### **ÁREA DE ESTUDO**

O estudo foi realizado no *campus* Jardim Botânico da Universidade Federal do Paraná (UFPR), entre as coordenadas 25°26'50" e 25°27'33" S e, 49°14'16" e 49°14'33" W, município de Curitiba, a qual compreende um fragmento de Floresta Ombrófila Mista (FOM) com área total de 15,24 ha. Nessa área, 12,96 ha são compostos por FOM, em que nos demais 2,28 ha prevalecem capoeiras e capoeirões, com presença marcante de taquarais (MACHADO et al., 2009).

De acordo com a classificação de Köppen, o clima é classificado como Cfb, sendo de temperado úmido mesotérmico, com verões frescos, invernos com geadas frequentes e sem estação seca. Segundo o SIMEPAR (2018), as temperaturas médias anuais nos meses quentes e frios são inferiores a 22°C e 18°C, respectivamente, sendo 17°C a temperatura média anual. Quanto ao solo, foi verificada a existência de Gleissolos próximos aos canais de drenagem e de Cambissolos e Argissolos nas regiões mais drenadas (RONDON NETO, 2002).

Por meio de inventário contínuo realizado a partir de 2007 até 2016 com intervalo de três anos, obtiveram-se os dados utilizados no presente trabalho para as estimativas de biomassa. Nesse fragmento, foi realizado um censo, dividindo-o em 70 parcelas de 50 m x 50 m, onde foram medidas as árvores com diâmetro a 1,3 m do solo ( $d$ ) igual ou superior a 10 cm. Os indivíduos de *A. angustifolia* totalizaram 338 árvores, sendo localizadas em 56 parcelas.

#### MODELAGEM DA BIOMASSA AÉREA

Os dados utilizados para os ajustes foram provenientes de 45 indivíduos de povoamentos puros implantados com *A. angustifolia* no Sul do estado do Paraná, nos municípios de General Carneiro e Quedas do Iguaçu (SANQUETTA et al., 2014). Na estimativa da biomassa, selecionou-se 18 modelos estatísticos (Tabela 1), sendo esses ajustados via regressão linear, com os coeficientes de regressão avaliados ao nível de 95% de significância pelo teste  $t$  de *Student*. O melhor modelo foi selecionado de acordo com os critérios de menor erro padrão da estimativa em porcentagem ( $Syx\%$ ), maior coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj.}$ ) e melhor distribuição gráfica dos resíduos.

Os modelos foram ajustados por meio da ferramenta de Regressão da Análise de Dados do *software* Microsoft Excel 2013 para a estimativa dos coeficientes de regressão e posterior cálculo das estatísticas de ajuste. Para cada parcela, estimou-se a biomassa por árvore e por ano de medição (2007, 2010, 2013 e 2016), obtendo-se a soma da massa por ano e por parcela em Mg/ha.

**Tabela 1.** Modelos selecionados para ajuste de equações de biomassa em um fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Referência		Modelo
	1	$\ln(w) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d)$
Zanette (2017)	2	$w = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2$
	3	$w = \beta_0 e^{d^{\beta_1}}$
	4	$w = \beta_0 + d^{\beta_1}$
	5	$w = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 h$
	6	$w = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 d^2 h$
	7	$w = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h$
	8	$w = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 h$
	9	$w = \beta_0 + \beta_1 d$
	10	$w = \beta_0 + \beta_1 d^2$
Ratuchne (2010)	11	$w = \beta_0 + \beta_1 d^3$
	12	$w = \beta_0 + \beta_1 d^2 h$
	13	$\ln(w) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d)^2$
	14	$\ln(w) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d)^3$
	15	$\ln(w) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d^2 h)$
	16	$w = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 d^3$
	17	$\ln(w) = \beta_0 + \beta_1 \ln(h)$
	18	$w = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 h^2 + \beta_3 d^2 h$

$w$  é a biomassa (kg),  $d$  é o diâmetro a 1,3 m do solo (cm) e  $h$  é a altura total (m).

## ESTIMATIVAS DE ESTOQUE DE CARBONO E CRÉDITOS DE CARBONO

A partir dos valores individuais de teor de carbono nos compartimentos folhas, galhos e fuste na parte aérea, calculou-se as médias desses por árvore e entre indivíduos, obtendo-se o valor de 0,434. O teor de carbono médio foi multiplicado pelas estimativas de biomassa, resultando no estoque de carbono (Mg/ha).

Para a obtenção do Crédito de Carbono (CC), foi calculado o Carbono Equivalente ( $\text{CO}_{2\text{eq}}$ ), multiplicando pela cotação do crédito de carbono

(17,62 US\$/Mg) do dia 18 de maio de 2018, disponível no portal eletrônico Investing (2018).

$$CO_{2eq} = EC \cdot \left(\frac{44}{12}\right)$$

em que  $CO_{2eq}$  é carbono equivalente (Mg/ha) e EC é estoque de carbono (Mg/ha).

Assim, obteve-se os valores médios de biomassa (Mg/ha), estoque de carbono (Mg/ha), carbono equivalente ( $CO_{2eq}$ ) e créditos de carbono (US\$/Mg/ha) para os indivíduos de *A. angustifolia* do fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista. A partir desses resultados, efetuou-se a análise temporal dessas variáveis.

Adicionalmente calculou-se o coeficiente de variação em porcentagem (cv%) por ano para a variável biomassa. Os resultados foram comparados com a literatura, buscando analisar os valores de estoques de biomassa e carbono no fragmento com outras tipologias florestais.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com os ajustes realizados (Tabela 2), avaliou-se os modelos a partir da análise das estatísticas de coeficiente de determinação ajustado ( $R^2_{aj.}$ ) e erro padrão da estimativa em porcentagem ( $Sy\%$ ). Assim, a equação 16 o menor  $Sy\%$ , enquanto a equação 8 resultou no maior  $Sy\%$ .

As altas taxas de  $Sy\%$  indicam a baixa precisão das equações. Por outro lado, os coeficientes de determinação ajustados ( $R^2_{aj.}$ ) mais próximos de 1 indicam que a variável dependente é mais influenciada pelas variáveis independentes na equação ajustada (SCOLFORO, 2005). Os resultados deste trabalho foram relativamente melhores quando comparados com os obtidos pelos autores dos modelos.

No estudo realizado por Zanette (2017), o modelo 2 foi selecionado para a estimativa de biomassa no estado do Paraná, o qual apresentou  $Sy\%$  de 85,83% e  $R^2_{aj.}$  de 0,928. Contudo, no trabalho de Ratuchne (2010), a equação que mais se destacou para a estimativa de biomassa aérea total apresentou  $R^2_{aj.}$  de 0,955 e  $Sy\%$  de 45,47%.

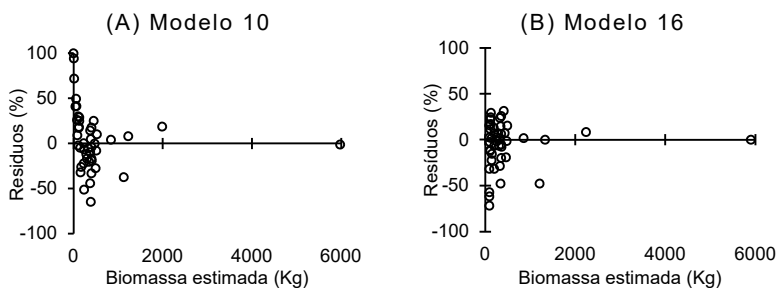
**Tabela 2.** Resumo dos ajustes de equações para a estimativa de biomassa dos indivíduos de *Araucaria angustifolia* em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

Modelo	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	R <sup>2</sup> aj.	Syx%
1	- 2,4864	2,4428			0,923	54,26
2	- 116,3652	0,2623	0,5428		0,973	31,92
3	138,3472	0,0357			0,933	50,32
4	0,2419	2,1710			0,984	24,77
5	- 390,0515	19,9467	0,0126		0,979	27,70
6	94,7494	- 16,1141	1,0522	- 0,0125	0,978	29,04
7	- 142,8339	0,6458	- 0,0034		0,945	45,48
8	- 819,1334	64,1627	- 33,8639		0,476	141,08
9	- 1225,7120	58,2501			0,901	61,26
10	- 111,1221	0,5451			0,987	22,02
11	194,1875	0,0051			0,946	45,25
12	69,2123	0,0181			0,962	37,81
13	- 2,4864	1,2214			0,922	54,26
14	- 2,4864	0,8143			0,922	54,26
15	- 4,0129	1,0170			0,891	64,29
16	444,4587	- 46,0833	1,6158	- 0,0065	0,991	18,46
17	- 6,9831	4,4393			0,759	95,74
18	- 124,0624	0,6501	- 0,0787	- 0,0034	0,888	64,52

Representando graficamente a dispersão residual (Figura 1), é possível observar a distribuição de resíduos dos dois melhores modelos, concluindo que há uma menor dispersão na Figura 1B. Com isso, verificou-se melhor distribuição da equação selecionada para as estimativas.

Ao comparar esses resíduos com os gráficos dos melhores modelos selecionados por Zanette (2017) e Ratuchne (2010), foi observado uma melhor distribuição dos resíduos e menor subestimativa de biomassa para indivíduos de maior diâmetro, considerando, assim, um melhor resultado que o obtido pelos autores citados.





**Figura 1.** Distribuição de resíduos dos dois melhores modelos para estimativa de biomassa de indivíduos de *Araucaria angustifolia* em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

Com base no melhor modelo selecionado, as biomassas foram estimadas por parcela. Analisando essas estimativas, observou-se que, em algumas parcelas, houve redução dos valores ao decorrer dos anos. Isso ocorreu devido à mortalidade de alguns indivíduos. O mesmo ocorreu na estimativa de estoque de carbono.

Por fim, na Tabela 3 constam as médias de estoque de biomassa, carbono, carbono equivalente ( $CO_{2eq}$ ) e crédito de carbono (CC), bem como os valores dos coeficientes de variação ( $cv\%$ ) para cada ano de medição. Os coeficientes de variação foram considerados altos, sendo superiores a 30.

Nota-se, quando comparados com resultados de trabalhos desenvolvidos para povoamentos de espécies exóticas, baixos estoques de biomassa e carbono desses indivíduos. Um exemplo é o de Balbinot et al. (2008), que analisaram o estoque de carbono em povoamentos de *Pinus* spp. no Sul do estado do Paraná, obtendo 228,41 Mg/ha de biomassa e 102,70 Mg/ha de carbono para árvores com mais de 15 anos de idade.

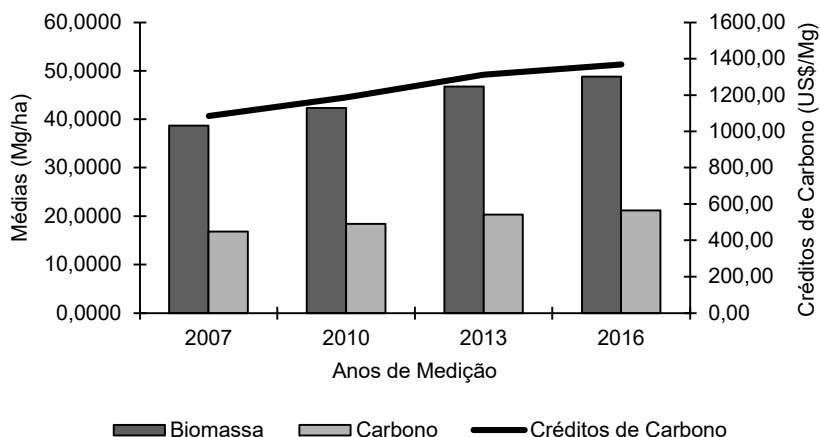
**Tabela 3.** Valores médios de biomassa, estoque de carbono, carbono equivalente, créditos de carbono e coeficientes de variação de indivíduos de *Araucaria angustifolia* em fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista.

Ano	Biomassa (Mg/ha)	cv(%)	Carbono (Mg/ha)	CO <sub>2eq</sub> (Mg/ha)	Crédito de C. (US\$/Mg/ha)
2007	38,6807	63,93	16,80233	61,61	1085,39
2010	42,3067	64,07	18,37738	67,38	1187,13
2013	46,7411	62,21	20,30362	74,45	1311,57
2016	48,8048	63,85	21,20005	77,73	1369,47

Ribeiro (2011) avaliou a biomassa e o carbono em plantio comercial de *Eucalyptus* spp. no estado de Minas Gerais, encontrando estoque de carbono de 73,38 Mg/ha. A partir da estimativa em povoamentos de *Acacia mearnsii* De Wild com 4 anos de idade no Rio Grande do Sul realizado por Saidelles et al. (2009), foi obtido um total de 29,79 Mg/ha de carbono.

É possível observar estoque inferior em relação aos dois estudos citados anteriormente. Desse modo, pode-se afirmar que as florestas nativas tendem a apresentar estoque menor quando comparadas com plantios de espécies exóticas. Esse fator é considerado como uma das razões pelas quais as florestas nativas não se enquadram em projetos de carbono do tipo Mecanismo de Desenvolvimento Limpo (MDL). Com isso, para a implantação de projetos de florestamento e reflorestamento que tenham como objetivo gerar créditos de carbono nos moldes do MDL, uma área com redução de estoque de carbono será considerada menos atrativa (BALBINOT et al., 2008).

A Figura 2 apresenta a evolução das médias de biomassa e carbono com a quantidade de créditos de carbono. Analisando o aumento dos valores ao longo do tempo, tem-se uma média anual de 1,12 Mg/ha para a biomassa, 0,49 Mg/ha para o carbono e 31,56 US\$/Mg/ha para os créditos de carbono.



**Figura 2.** Valores médios de biomassa aérea, estoque de carbono e créditos de carbono em indivíduos de *Araucaria angustifolia* em fragmento urbano de Floresta Ombrofila Mista

Relacionando com a sucessão florestal, tem-se que os estoques de biomassa e carbono tendem a aumentar à medida que o estágio de desenvolvimento avança. Segundo Watzlawick et al. (2002), também é possível verificar que os diversos compartimentos de uma árvore apresentam diferentes participações. Em estágio inicial, o maior percentual encontra-se nas raízes e posteriormente na madeira, enquanto no estágio médio, o percentual é mais elevado na madeira e, em seguida, nos galhos vivos.

Quanto aos créditos de carbono, empresas com altos níveis de emissão podem adquiri-los como compensação. São considerados como a moeda do mercado de carbono, onde um crédito representa uma tonelada de carbono não emitido para a atmosfera, contribuindo para a diminuição do efeito estufa. Para a aquisição deles, deve-se conhecer a quantidade de CO<sub>2</sub> a ser compensada, podendo ser calculada por meio de ferramentas de Inventário de Emissões (SUSTAINABLE CARBON, 2018).

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

As estimativas de biomassa aérea foram satisfatórias em comparação com demais trabalhos desenvolvidos para a mesma área, ocorrendo aumento significativo ao longo dos anos de medições. O mesmo ocorreu para as estimativas de estoque de carbono e de carbono equivalente.

Ao estimar os créditos de carbono, observou-se uma quantia significativa para uma possível comercialização, como um instrumento para a mitigação das mudanças climáticas. É interessante, nesse caso, a inserção de projetos como os de Redução de Emissões por Desmatamento e Degradação Florestal (REDD++), visando manter a qualidade dos recursos ambientais e sociais e reduzir as emissões ao recompensar de forma financeira.

Para melhores resultados e maior precisão nas estimativas para o fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista, sugere-se novos estudos para o desenvolvimento de modelos estatísticos específicos para o local.

## REFERÊNCIAS

BALBINOT, R.; VALÉRIO, Á. F.; SANQUETTA, C. R.; CALDEIRA, M. V. W.; SILVESTRE, R. Estoque de carbono em plantações de *Pinus* spp. em diferentes idades no sul do estado do Paraná. **Floresta**, v. 38, n. 2, p. 317-324, 2008.

BARBEIRO, L. S. S.; VIEIRA, G.; SANQUETTA, C. R. Equações para estimativa da biomassa individual de *Nectandra grandiflora* Ness. (Canela-amarela). **Floresta**, v. 39, n. 4, p. 833-843, 2009.

BRONW, S. Los bosques y el cambio climático: el papel de terrenos forestales como sumidouro de carbono. Congresso Florestal Mundial, Ankara, **Anais...**, p. 107-121, 1997.

GOERS, L.; ASHTON, M. S.; TYRRELL, M. L. Introdução. In: ASHTON, M. S.; TYRRELL, M. L.; SPALDING, D.; GENTRY, B. (Ed.). **Managing forest carbon in a changing climate**. Heidelberg, London, New York: Springer Science & Business Media, p. 1-6, 2012.

INVESTING. **Crédito carbono futuro**. 2018. Disponível em: <https://br.investing.com/commodities/carbon-emissions-streaming-chart>

IPCC - Painel Intergovernamental Sobre Mudanças do Clima. **Mudança do clima 2007: a base das ciências físicas – sumário para os formuladores de políticas**. 2007.

KYRKLUND, B. Como pueden contribuir los bosques y lãs industriais forestales a reducir el exceso de anhídrico em la atmosfera. **Unasyuva**, v. 43, n. 163, p. 12-14, 1990.

MACHADO, P. L. O. A. Carbono do solo e a mitigação da mudança climática global. **Química Nova**, v. 28, n. 2, p. 329-334, 2005.

MACHADO, S. A.; AUGUSTYNICZIK, A. L. D.; NASCIMENTO, R. G. M.; TÉO, S. J.; MIGUEL, E. P.; FIGURA, M. A.; SILVA, L. C. R. da. Funções de distribuição diamétrica em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. **Ciência Rural**, v. 39, n. 8, p. 2428-2434, 2009.

PENNE, C.; AHRENDTS, B.; DEURER, M.; BÖTTCHER, J. The impact of the canopy structure on the spatial variability in forest floor carbon stocks. **Geoderma**, v. 158, n. 3-4, p. 282-297, 2010.

RATUCHNE, L. C. **Equações alométricas para a estimativa de biomassa, carbono e nutrientes em uma floresta ombrófila mista**. 2010. 111 f. (Dissertação de Mestrado) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Guarapuava, 2010.

RIBEIRO, S. C. **Estoque de biomassa e carbono em cerrado e em plantio comercial de Eucalipto no Estado de Minas Gerais**. 2011. 71 f. (Tese de doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

RONDON NETO, R. M.; KOZERA, C.; DE ANDRADE, R. DO R. et al. Caracterização florística e estrutural de um fragmento de floresta ombrófila mista. **Floresta**, v.32, n.1, p. 3-16, 2002.

SAIDELLES, F. L. F.; CALDEIRA, M. V. W.; SCHUMACHER, M. V.; BALBINOT, R. Uso de equações para estimar carbono orgânico em plantações de *Acacia mearnsii* de Wild. No Rio Grande do Sul – Brasil. **Árvore**, v. 33, n. 5, p. 907-915, 2009.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; MOGNON, F.; MAAS, G. C. B.; RODRIGUES, A. L. Estimativa de carbono individual para *Araucaria angustifolia*. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 44, n. 1, p. 1-8, 2014.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: Parte I: modelos de regressão**

**linear e não linear; Parte II: modelos para relação hipsométrica, volume, afilamento e peso de matéria seca.** Lavras: UFLA/FAEPE, 2005. 352 p.

SILVA, H. F. **Biomassa e carbono no estrato arbóreo em área de restauração e em floresta semidecidual.** 2014. 64 f. (Dissertação de mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2014.

SILVEIRA, P. Estimativa da biomassa e carbono acima do solo em um fragmento de Floresta Ombrófila Densa utilizando o método da derivação do volume comercial. **Floresta**, v. 40, n. 4, p. 789-800, 2010.

SIMEPAR. **Dados históricos da rede telemétrica hidrometeorológica do SIMEPAR.** Curitiba: Sistema Meteorológico do Paraná, 2018. Disponível em: <http://www.simepar.br/>

SUSTAINABLE CARBON. **Créditos de carbono.** 2018. Disponível em: [www.sustainablecarbon.com](http://www.sustainablecarbon.com)

URBANO, E.; MACHADO, S. D. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; KOEHLER, H. S. Modelagem da biomassa aérea em bracatingais nativos da região metropolitana de Curitiba. **Floresta**, v. 38, n. 2, p. 361-372, 2008.

WATZLAWICK, L. F.; KIRCHNER, F. F.; SANQUETTA, C. R.; SCHUMACHER, M. V. Fixação de carbono em Floresta Ombrófila Mista em diferentes estágios de regeneração. In: SANQUETA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; BALVINOT, R.; ZILLOTTO, M. A. B.; GOMES, F dos S. **As florestas e o carbono.** Curitiba, p. 153-173, 2002.

ZANETTE, V. H. **Equações alométricas de biomassa aérea para floresta ombrófila mista no paraná.** 2017. 85 f. (Tese de doutorado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

# Influência dos testes de detecção de *outliers* na modelagem do volume de espécies madeireiras da Amazônia

Eduardo Emílio Nadolny de Lacerda

**RESUMO:** A dificuldade de se obter estimativas precisas do volume de árvores oriundas de florestas tropicais comprometem as atividades de manejo. Essa dificuldade deve-se às observações anormais, designadas por *outliers*, as quais apresentam comportamento distinto e podem representar erros não amostrais ou eventos discrepantes em uma população. Este estudo tem como objetivo analisar a influência de diferentes técnicas de detecção de *outliers* no ajuste de modelo de volume comercial individual de espécies madeireiras da Floresta Amazônica, a fim de orientar a exclusão das discrepâncias sem comprometer a manutenção das medidas de tendência e de variabilidade dos dados. Para isso, foi utilizado uma base de dados de 5.321 árvores cubadas na Floresta Nacional do Jamari, Brasil, cujas técnicas Box-Plot, Grubbs, Peirce e Z-Score foram aplicadas para identificar *outliers* na modelagem do volume pelo modelo de Schumacher-Hall. Nos quatro diferentes testes utilizados, ocorreu a remoção de dados das maiores classes de diâmetros, alturas e, conseqüentemente, volumes. Algumas técnicas resultaram em maior exclusão de dados como no teste de Peirce, ao passo que outros geram exclusão menor como o teste Z-Score. Contudo, as detecções de *outliers* não indicaram de forma satisfatória a exclusão dos dados discrepantes para a composição de uma amostra adequada ao ajuste de modelos de volume individual para espécies da Floresta Amazônica, não sendo adequados para conjuntos de dados que não apresentam distribuição normal.

**PALAVRAS-CHAVE:** Dados discrepantes; Floresta Amazônica; Modelo de Schumacher-Hall.

## INTRODUÇÃO

Devido à redução das áreas de floresta nativa, a gestão sustentável da Amazônia tornou-se imprescindível (GUTIERREZ-VELEZ & MACDICKEN, 2008). Para isso, a compreensão teórica das florestas tropicais depende fundamentalmente da qualidade dos dados coletados (PHILLIPS et al., 2002), visto que diversas atividades de manejo e conservação requerem estimativas seguras e precisas do estoque madeireiro (COLE & EWEL, 2006; RIBEIRO et al., 2014).

No entanto, diversos fatores podem dificultar a qualidade das estimativas da produção das florestas naturais (AKINDELE & LEMAY, 2006; THAINES et al., 2010; IGBINOSA & AMOO, 2014). Quando considerada a complexidade e a diversidade das formações florestais amazônicas, a carência de equações específicas para a quantificação do volume das árvores comerciais ainda é evidente (MOURA, 1994; ROLIM et al., 2006; HIRAMATSU, 2008).

De acordo com Cysneiros (2016), devida à constatada heterogeneidade e extensão das bases de dados, averigua-se a necessidade de uma etapa de pré-processamento para identificação de possíveis dados discrepantes, denominados também de *outliers*. Os outliers são dados que apresentam comportamento distinto dos demais, podendo representar erros não amostrais ou eventos discrepantes em uma população (GRUBBS, 1969), podendo representar indicativos sobre os modelos estatísticos, como a incompatibilidade com o conjunto de dados e a omissão de variáveis importantes (CUNHA et al., 2002).

A influência das diferentes técnicas de detecção de *outliers* é constantemente empregada para a modelagem ambiental, como na análise da qualidade da água (SABINO et al., 2014), em séries espaço-temporais de precipitação (SILVA, 2012), modelos de regressão logística e binominal (BEDRICK & HILL, 1990; NEPOMUCENA & CIRILLO, 2009), entre outros.

Dessa forma, este estudo teve como objetivo analisar a influência das diferentes técnicas de detecção de *outliers* no ajuste de um modelo de regressão para estimar o volume comercial individual de espécies madeireiras da Floresta Amazônica brasileira, a fim de orientar a



exclusão das discrepâncias sem comprometer a manutenção das medidas de tendência e de variabilidade dos dados.

## MATERIAL E MÉTODOS

### BASE DE DADOS

Os dados utilizados no presente estudo compreendem 5.231 árvores cubadas nos anos de 2014 e 2015, em uma Unidade de Manejo Florestal na Floresta Nacional do Jamari, Brasil, estado de Rondônia, entre as coordenadas geográficas 09° 00' 00" S a 09° 30' 00" S e 62°44' 05" W a 63° 16' 64" W (ZACHOW, 1991). Na área predominam as tipologias de Florestas Ombrófilas Aberta e Densa (RADAM, 1988). O método de Smalian foi adotado para a cubagem do volume comercial, contido entre a base até o topo do fuste principal.

Para a estimativa do volume individual das árvores, foi empregado o modelo de Schumacher-Hall (1) ajustado para a mesma base de dados por Cysneiros (2016), selecionado dentre 11 modelos de volume tradicionais. Esse modelo é consagrado na área florestal por apresentar bom desempenho estatístico para diversas florestas e espécies (ROLIM et al., 2006; COLPINI et al., 2009; THAINES et al., 2010; TONINI & BORGES, 2015). Outra vantagem apresentada por esse modelo é a individualização das três possíveis variáveis utilizadas para a seleção de outliers.

$$\ln(v) = -8,2734 + 1,8040 \ln(d) + 0,7629 \ln(h) + \varepsilon_i \quad (1)$$

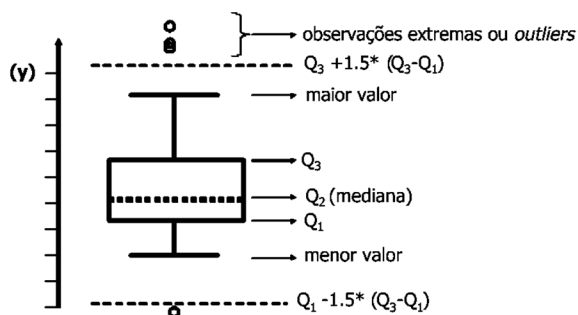
em que  $v$  é o volume comercial sem casca ( $m^3$ ),  $d$  é o diâmetro à altura do peito (cm), medido a 1,3 m do solo, e  $h$  é a altura comercial (m).

### TRATAMENTOS DE *OUTLIERS*

Os tratamentos avaliados neste trabalho foram compostos pelas seguintes técnicas de detecção de *outliers*: a) teste de Grubbs, a 95% e 99% de probabilidade, b) critério de Peirce, c) gráfico Box-Plot e d)

teste Z-Score. Esses tratamentos foram aplicados por variável de seleção, sendo o diâmetro à altura do peito ( $d$ ), a altura comercial ( $h$ ) e o volume individual comercial ( $v$ ). Os resultados gerados pelos diferentes tratamentos foram comparados com uma testemunha, composta pela totalidade das amostras.

O gráfico Box-Plot é frequentemente empregado em análises estatísticas para explicitar o centro e a dispersão de uma distribuição de dados, além de identificar valores discrepantes na distribuição (TRIOLA, 2005). Nesse gráfico, a caixa central é formada pelo 1º e 3º quartis, em que a linha divisória corresponde ao valor da mediana ou 2º quartil da distribuição (Figura 1).



**Figura 1.** Representação do Box-Plot (CONCEIÇÃO et al., 2010).

As hastes laterais correspondem aos limites inferiores (2) e superiores (3) da distribuição. Assim, os valores localizados além desses limites foram classificados como *outliers*. O Box-Plot pode ser considerado um método simples de detecção de *outliers*, pois verifica as discrepâncias apenas nos extremos das distribuições.

$$L.I. = Q1 - 1,5 (Q3 - Q1) \quad (2)$$

$$L.S. = Q3 + 1,5 (Q3 - Q1) \quad (3)$$

em que L.I. é o limite inferior, L.S. é o limite superior, Q1 é o primeiro quartil da distribuição de dados e Q3 é o terceiro quartil.

No teste de Grubbs, os valores suspeitos de serem *outliers* são comparados à média da distribuição (GRUBBS, 1969). Para isso, é utilizado o desvio padrão como denominador, ao invés da amplitude, como no teste de Dixon para pequenos conjuntos de dados ( $n \leq 10$ ). Assim, o valor  $G$  (4) é calculado para todos os valores suspeitos dessa distribuição e comparado com o  $G$  crítico, sendo *outliers* quando  $G > G_{critico}$ .

$$G = \frac{d_i}{\sigma} \quad (4)$$

em que  $d_i$  é a diferença entre o valor suspeito e a média e  $\sigma$  é o desvio padrão.

Para o emprego do teste, os seguintes passos são aplicados: 1) ordenar os dados em ordem crescente; 2) calcular a média da amostra; 3) determinar a diferença do valor suspeito em relação à média; 4) calcular o desvio padrão com base nos resultados dos passos anteriores; 5) obter o valor de  $G$  para os dados suspeito do conjunto, conforme indica a equação, e, por fim, comparar com o valor crítico (ELLISON et al., 2009). Esse teste foi aplicado para os níveis de 95% e 99% de significância.

O valor Z-Score (5) é uma medida de posição de um determinado valor em uma distribuição de dados. Ele indica o quanto uma medida se distancia da média em termos de desvio padrão. Seus valores variam de -3 a 3, o que corresponde a 99,72% da área ocupada em uma distribuição normal dos dados. O valor 3 indica três desvios padrões acima da média, enquanto -3 indica três desvios padrões abaixo da média. Assim, um Z-Score muito alto pode ser considerado um *outlier*.

$$Z = \frac{y - \bar{y}}{\sigma} \quad (5)$$

em que  $y$  é o valor observado  $\bar{y}$  é a média dos valores observados e  $\sigma$  é o desvio padrão.

Conforme Sarabando (2010), com  $n$  indicando o tamanho da amostra de dados analisada, tem-se que se  $n \geq 1000$ . Assim, neste estudo, o valor é considerado um *outlier* para  $-3,3 \geq Z\text{-Score} \geq 3,3$ , caso contrário, não é um *outlier*.

Menos utilizado que as outras técnicas citadas, o critério de Peirce ( $R$ ) se baseia na teoria da probabilidade para a identificação de valores discrepantes em uma distribuição. Nesse teste, é calculada a diferença máxima permitida (6), entre um determinado valor e a média da distribuição, sendo considerado *outlier* os valores superiores a  $R$  ( $|y_i - \bar{y}| > |xy_i - \bar{y}|_{max}$ ).

$$R = \frac{|y_i - \bar{y}|_{max}}{\sigma} \quad (6)$$

em que  $y$  é o valor observado,  $\bar{y}$  é a média dos valores observados,  $\sigma$  é o desvio padrão e  $max$  é o máximo valor.

De acordo com Rossi (2003), para o emprego do critério de Peirce, os seguintes passos são aplicados: 1) calcula-se a média ( $\bar{y}$ ) e o desvio padrão ( $\sigma$ ) da amostra de dados; 2) para quaisquer medidas de dados suspeitas, obtém-se a diferença entre o valor suspeito e a média da amostra dos dados; 3) calcula-se a distância máxima permitida e obtém-se o valor de  $R$  correspondente ao tamanho de conjunto de dados a partir da tabela de valores críticos; 4) considera-se como *outlier* os valores superiores à distância máxima permitida; 5) se resultar na identificação de algum *outlier*, assumir o caso de duas observações suspeitas e reaplicar o teste, mantendo os valores originais da média, desvio padrão e tamanho da amostra. Por fim, repete-se os cálculos em sequência crescente, conforme o número de possibilidades de valores duvidosos, até que não haja mais dados a serem eliminados; 6) eliminam-se os dados que forem identificados como *outliers*, calcula-se novamente a média e o desvio padrão do novo conjunto de dados reduzido e retorna ao passo 2; e 7) repete-se a aplicação do método até que não sejam identificados novos *outliers*.

## ANÁLISE DOS TRATAMENTOS

Para a avaliação do efeito dos diferentes tratamentos, a correlação linear entre as variáveis e as estatísticas descritivas do conjunto de dados foram analisadas para os diferentes tratamentos e variáveis de seleção. Ademais, com o objetivo de avaliar as tendências de distribuição dos dados, histogramas foram construídos.

A fórmula de Sturges (7) foi empregada para a definição do número e do intervalo de classes para cada variável, considerando todas as amostras (testemunha). Após a aplicação da fórmula, obteve-se treze classes de diâmetro e de altura.

$$K = 1 + 3,322 \ln(n) \quad (7)$$

em que  $K$  é o número de classes e  $n$  é o número de indivíduos amostrados.

Após o ajuste do modelo de volume de Schumacher-Hall por meio da regressão linear, foi avaliado o efeito dos tratamentos sobre as estatísticas de ajuste e precisão, como: coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e erro padrão da estimativa em porcentagem ( $S_{yx}\%$ ), além da análise gráfica dos resíduos.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### TRATAMENTOS DE *OUTLIERS*

Os testes de identificação de *outliers* aplicados apresentaram influência diferenciada sobre as estatísticas descritivas das variáveis de seleção (Tabela 1). As alterações mais drásticas para o conjunto de dados foram realizadas considerando diâmetro ( $d$ ) e volume ( $v$ ) como variáveis de seleção, com redução evidente da amplitude ( $\lambda$ ) dos dados. Quanto à variabilidade, a variável de seleção altura comercial ( $h$ ) surtiu menor efeito, onde a maior redução do coeficiente de variação ( $cv\%$ ) foi ocasionada pela variável de seleção  $d$ .

**Tabela 1.** Influência dos testes de identificação de *outliers* nas estatísticas descritivas das variáveis de seleção diâmetro a 1,3 m (*d*), altura comercial (*h*) e volume comercial individual (*v*).

Variável	Tratamento	<i>n</i>	<i>out</i>	<i>out%</i>	$\bar{y}$	<i>cv%</i>	$\lambda$
<i>d</i>	Testemunha	5.231	-	-	81,54	27,52	195,00
	Box-Plot	5.020	211	4,03	78,65	22,00	77,00
	Grubbs 95%	5.000	231	4,42	78,46	21,76	75,73
	Grubbs 99%	5.092	139	2,66	79,42	23,11	89,00
	Z-Score	5.153	78	1,49	80,18	24,35	98,00
	Peirce	3.759	1.472	28,14	70,49	13,37	38,81
<i>h</i>	Testemunha	5.231	-	-	20,44	26,72	38,18
	Box-Plot	5.217	14	0,27	20,39	26,43	31,02
	Grubbs 95%	5.064	167	3,19	20,21	24,86	21,46
	Grubbs 99%	5.202	29	0,55	20,37	26,19	27,20
	Z-Score	5.220	11	0,21	20,40	31,35	26,48
	Peirce	4.030	1.201	22,96	18,15	20,57	19,42
<i>v</i>	Testemunha	5.231	-	-	7,90	72,18	54,33
	Box-Plot	4.885	346	6,61	6,76	51,93	16,19
	Grubbs 95%	4.955	276	5,28	6,94	54,00	17,72
	Grubbs 99%	5.082	149	2,85	7,27	58,95	21,24
	Z-Score	5.118	113	2,16	7,38	60,79	23,53
	Peirce	4.817	414	7,91	6,61	50,11	14,87

*n* é o número de amostras, *out* é o número de amostras excluídas, *out%* é a porcentagem das amostras excluídas,  $\bar{y}$  é o média das amostras, *cv%* é o coeficiente da variação e  $\lambda$  é a amplitude da amostra.

O critério de Peirce foi o mais seletivo, removendo um conjunto maior de observações, resultando nas maiores alterações na base de dados, na maior influência nas estatísticas descritivas e na diminuição drástica da amplitude dos dados (Tabela 1). Por outro lado, o teste Z-Score gerou as alterações mais suaves dentre os testes, removendo no máximo 2,16% dos dados na variável volume e um mínimo de 0,21%

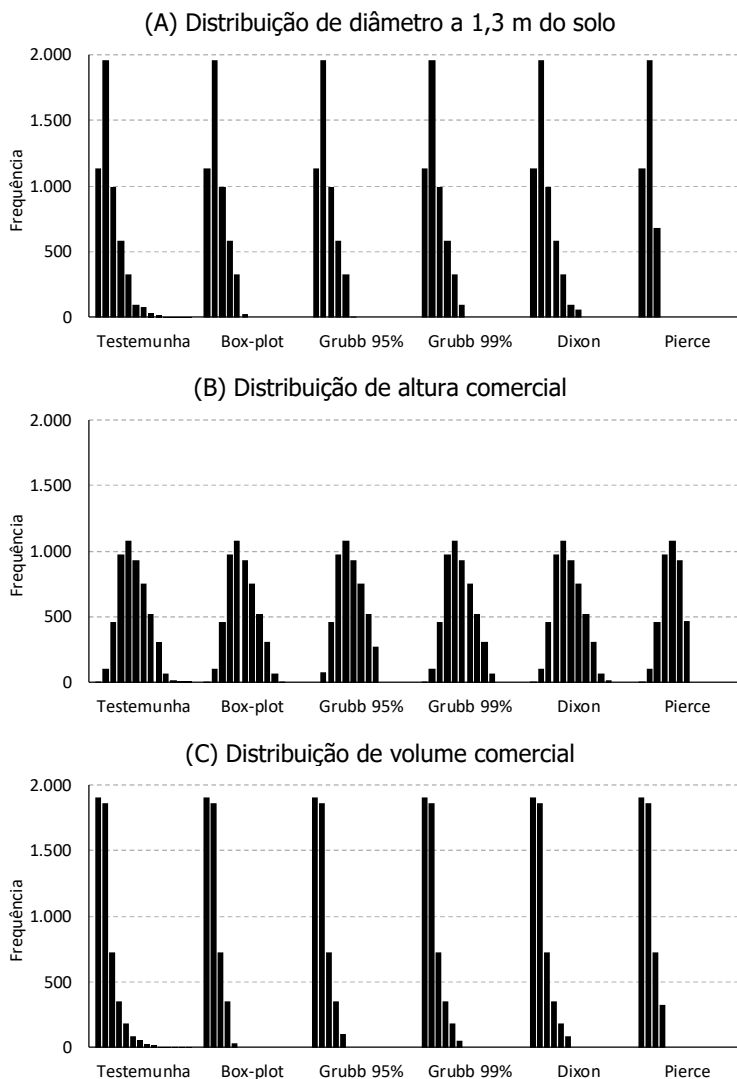
dos dados para altura comercial. As médias das variáveis não sofreram alteração considerável em relação à testemunha (Tabela 1).

As distribuições de frequência, antes e após aplicação dos testes (Figura 2), evidenciaram uma tendência comum dos critérios de detecção de *outliers*, caracterizada pela remoção apenas dos maiores valores localizados nas últimas classes. Essa tendência também pode ser observada pela redução da amplitude em todos os métodos de detecção de *outliers*, indicando que os valores nas extremidades e nas maiores classes de diâmetros foram excluídos.

**Tabela 2.** Influência dos testes de identificação de outliers na correlação entre as variáveis dendrométricas.

Tratamento	Correlação entre variáveis								
	$d \times h$	$d \times v$	$h \times v$	$d \times h$	$d \times v$	$h \times v$	$d \times h$	$d \times v$	$h \times v$
Testemunha	0,124	0,786	0,348	-	-	-	-	-	-
Box-Plot	0,141	0,731	0,392	0,124	0,786	0,345	0,090	0,731	0,429
Grubbs 95%	0,137	0,728	0,390	0,129	0,790	0,335	0,096	0,745	0,418
Grubbs 99%	0,133	0,746	0,379	0,126	0,788	0,343	0,102	0,766	0,388
Z-Score	0,126	0,760	0,367	0,124	0,786	0,346	0,105	0,772	0,377
Peirce	0,150	0,549	0,517	0,156	0,802	0,329	0,082	0,719	0,437

Em todos os testes de detecção de *outliers*, as duas primeiras classes de diâmetro foram mantidas inalteradas, enquanto nas últimas seis classes, os dados foram considerados *outliers* e excluídos (Tabela 2). Nas classes de altura, a primeira classe ( $5 < 8$  m) apresentou dados excluídos pelo teste de Grubbs a 95% e a 99%, enquanto nos testes de Box-Plot, Z-Score e Peirce tiveram somente as duas últimas classes com dados excluídos (Tabela 2). Para as classes de volume, em todos os testes de *outliers*, as últimas oito classes tiveram os dados excluídos das amostras, enquanto as três primeiras classes se mantiveram inalteradas.



**Figura 2.** Influência dos testes de identificação de *outliers* na distribuição de frequência das variáveis.



Considerando a correlação entre as variáveis, a aplicação dos testes nas diferentes variáveis de seleção também apresentou resultados variados (Tabela 2), com aumento da correlação  $d \times h$  para as variáveis de seleção  $d$  e  $h$ . Por outro lado, houve redução da correlação  $d \times v$  para as variáveis de seleção de *outliers*  $d$  e  $v$ , com aumento dessa correlação apenas quando considerado  $h$  como variável de seleção. O critério de Peirce ocasionou aumento expressivo na correlação entre as variáveis na maioria dos casos, com a maior influência dentre os testes aplicados.

**Tabela 3.** Influência dos testes de identificação de *outliers* e variáveis de seleção no ajuste do modelo de volume de Schumacher-Hall para uma floresta natural na Amazônia.

Variável	Tratamento	R <sup>2</sup>	Syx%
<i>d</i>	Testemunha	0,687	40,424
	Box-Plot	0,638	38,920
	Grubbs 95%	0,636	38,960
	Grubbs 99%	0,655	38,811
	Z-Score	0,670	38,803
	Peirce	0,512	34,795
<i>h</i>	Testemunha	0,687	40,424
	Box-Plot	0,687	40,460
	Grubbs 95%	0,682	40,619
	Grubbs 99%	0,686	40,428
	Z-Score	0,687	40,437
	Peirce	0,695	41,476
<i>v</i>	Testemunha	0,687	40,424
	Box-Plot	0,643	31,046
	Grubbs 95%	0,655	31,774
	Grubbs 99%	0,665	34,131
	Z-Score	0,667	35,089
	Peirce	0,634	30,304

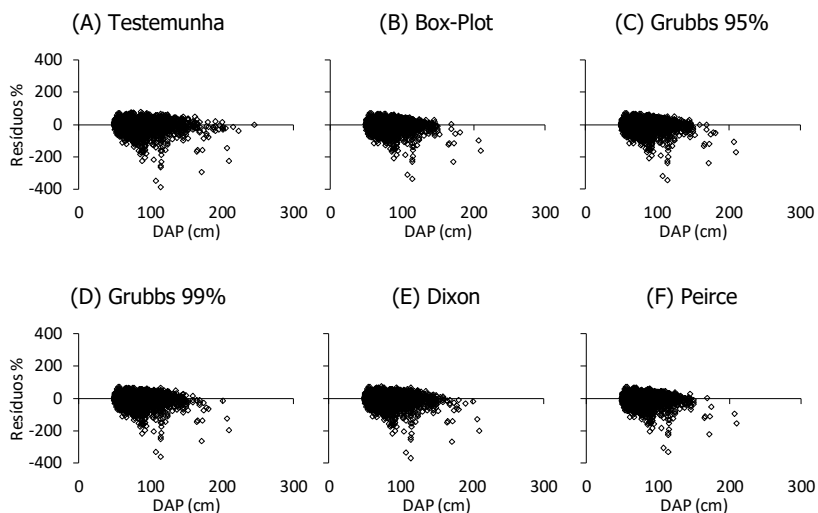
## AJUSTE DO MODELO DE SCHUMACHER-HALL

O ajuste do modelo de volume apresentou erros de estimativa elevados (Tabela 3), devido à alta variabilidade dos dados. A utilização das variáveis  $d$  e  $h$  para a detecção de *outliers* apresentou pequeno efeito no ajuste do modelo, com redução pouco expressiva do erro padrão da estimativa ( $Sy\%$ ). Porém, ao considerar o volume como variável de seleção, a redução do erro foi mais evidente, gerando diminuição de até 10% do  $Sy\%$  com a aplicação do critério de Peirce.

O método de Peirce, ao considerar o diâmetro como variável de seleção, apresentou um efeito negativo em relação ao coeficiente de determinação ( $R^2$ ). Porém, ao se considerar a altura comercial, se observou efeito positivo mínimo. Em todos os testes de *outliers*, considerando a variável volume, se observou redução do  $R^2$ , ocasionado pela remoção de dados das últimas classes. No entanto, a redução da variabilidade para as três variáveis de seleção foram suaves em todos os testes aplicados.

Analisando o efeito dos testes de *outliers* na distribuição dos resíduos (Figura 3), foi observada a mesma tendência explicitada nos histogramas, onde foram excluídas principalmente as árvores de maiores diâmetros. Assim, os maiores resíduos presentes nas classes intermediárias foram mantidos na base de dados após a aplicação dos testes, não alterado a amplitude e a heterocedasticidade dos resíduos. Foi também observada, nas classes intermediárias de diâmetros, tendência de superestimativas com resíduos próximos a -400%, mesmo após a aplicação dos testes de *outliers* (Figura 3).

A qualidade do ajuste se mostrou baixa, mesmo após a aplicação dos quatro testes, quando comparado com outros trabalhos de ajuste de equações de volume desenvolvidos na Amazônia brasileira. Moura (1994) obteve na amplitude máxima  $R^2_{aj.}$  de 0,96 com 68 espécies dentre 710 árvores cubadas e  $Sy\%$  de 12,085% na amplitude mínima, enquanto Rolim et al. (2006) obtiveram  $R^2$  de 0,99 e  $Sy\%$  de 4,645% com uma amostra composta por 55 árvores cubadas.



**Figura 3.** Distribuição dos resíduos para os testes de *outliers* aplicados considerando o volume como variável de seleção.

Considerando a eficiência dos ajustes, houve redução do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) na maioria dos testes. Para o erro padrão da estimativa ( $Syx\%$ ), a diferença foi pequena para a variável altura comercial em todos os testes, enquanto para o teste de Peirce mostrou-se como o melhor para o diâmetro e volume. Porém, esse foi o teste o que mais excluiu amostras da base de dados considerando as três variáveis, diminuindo consideravelmente a associação dos dados estimados com os observados, apresentando, assim um menor erro.

Altos valores de  $R^2_{aj.}$  e baixos valores de  $Syx\%$  estão presentes em amostras com poucas árvores cubadas. Porém, devido à sua alta variabilidade em florestas naturais, os testes de *outliers* não aprimoraram a qualidade do ajuste e tão pouco reduziram satisfatoriamente o erro de estimativa.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os testes de *outliers* utilizados neste estudo proporcionam remoção das maiores árvores (maiores classes de diâmetro, altura e volume). Alguns testes geram maior exclusão de dados, como o Critério de Peirce, ao passo que outros resultam em menor remoção, como o Z-Score. Contudo, os testes de detecção de *outliers* aplicados não indicam de forma satisfatória a exclusão dos dados discrepantes para a composição de uma amostra adequada ao ajuste de modelos para estimativa do volume na Floresta Amazônica. Os elevados erros nas estimativas de volume estão relacionados à grande variabilidade dos dados dendrométricos em florestas tropicais naturais e inequiduais. Portanto, os testes de *outliers* analisados não são adequados para conjunto de dados que não apresentam distribuição normal.

## REFERÊNCIAS

AKINDELE, S. O.; LEMAY, V. M. Development of tree volume equations for common timber species in the tropical rain forest area of Nigeria. **Forest Ecology and Management**, v. 226, p. 41-48, 2006.

BEDRICK, E. J.; HILL, J. R. Outlier tests for logistic regression: A conditional approach. **Biometrika**, v. 77, p. 815-827, 1990.

COLE, T. G.; EWEL, J. J. Allometric equations for four valuable tropical tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 229, p. 351-360, 2006.

COLPINI, C.; TRAVAGIN, D. P.; SOARES, T. S.; SILVA, V. S. M. Determinação do volume, do fator de forma e da porcentagem de casca de árvores individuais em uma Floresta Ombrófila Aberta na região noroeste de Mato Grosso. **Acta Amazonica**, v. 39, n. 1, p. 97-104, 2009.

CYSNEIROS, V. C. **Estratégias para modelagem do volume comercial em florestas tropicais**. 2016. 117 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

CUNHA, U. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. Uso de análise exploratória de dados e de regressão robusta na avaliação do crescimento de espécies comerciais de terra firme da Amazônia. **Revista Árvore**, v. 26, n. 4, p. 391-402, 2002.

GRUBBS, F. E. Procedures for detecting outlying observations in samples.

**Technometrics**, v. 11, n. 1, p. 13-14, 1969.

IGBINOSA, A. H.; AMOO, O. B. Appropriate volume functions for leguminosae family in two tropical rainforests in Cross River State, Nigeria. **Journal of Environment and Ecology**, v. 5, n. 2, p. 206-221, 2014.

NEPOMUCENA, C. M.; CIRILLO, M. A. Estratégias para detectar *outliers* em dados de proporção. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 27, n. 4, p. 538-547, 2009.

RIBEIRO, R. B. S.; GAMA, J. R. V.; MELO, L. O. Seccionamento para cubagem e escolha de equações de volume para a Floresta Nacional do Tapajós. **Cerne**, v. 20, n. 4, p. 605-612, 2014.

ROLIM, S. G.; COUTO, H. T. Z.; JESUS, R. M.; FRANÇA, J. T. Modelos volumétricos para a Floresta Nacional do Taipé-Aquirí, Serra dos Carajás. **Acta Amazonica**, v. 36, n. 1, p. 106-114, 2006.

ROSS, S. M. Peirce's criterion for the elimination of suspect experimental data. **Journal of Engineering Technology**, v. 20, n. 2, p. 38-41, 2003.

SABINO, C. V. S.; LAGE, L. V.; ALMEIDA, K.C. B. Uso de métodos estatísticos robustos na análise ambiental. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 1, p. 87-94, 2014.

SARABANDO, P. **Outliers: conceitos básicos**. Escola Superior de Tecnologia de Viseu, 2010. 28 p.

SILVA, A. N. **Detecção de outliers em séries espaço-temporais: análise da precipitação em Minas Gerais**. 2012. 69 f. Dissertação (Mestrado em Estatística Aplicada e Biometria) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.

THAINES, F.; BRAZ, E. M.; MATTOS, P. P.; THAINES, A. A. R. Equações para a estimativa de volume de madeira para a região da bacia do Rio Ituxi, Lábrea, AM. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 30, n. 64, p. 283-289, 2010.

TONINI, H.; BORGES, R. A. Equação de volume para espécies comerciais em Floresta Ombrófila Densa no Sul de Roraima. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 35, n. 82, p. 11-17, 2015.

TRIOLA, M. F. **Introdução à estatística**. 9 ed. Rio de Janeiro, 2005. 656 p.

# Análise fitossociológica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista na região Centro-Sul do Paraná

Tháisi Bertoni Scatamburlo

**RESUMO:** Considerando a importância da Floresta Ombrófila Mista, estudos fitossociológicos são fundamentais para o conhecimento de suas características florísticas, fisionômicas e sucessionais. Dessa forma, o objetivo deste trabalho foi estabelecer valores de referência de indicadores ecológicos para a restauração florestal com base na análise fitossociológica de um remanescente localizado na região Centro-Sul do estado do Paraná. Para isso, foram alocadas 12 parcelas de 10 m x 40 m e mensurados 475 indivíduos com diâmetro à altura do peito igual ou superior a 10 cm. Com base nos dados, foram realizadas análises das estruturas horizontal e vertical, índices de diversidade e classificação das espécies em grupos sucessionais. Foram registradas 64 espécies em 50 gêneros e 32 famílias. As famílias mais representativas foram Fabaceae, Myrtaceae e Lauraceae. A estrutura horizontal foi caracterizada por espécies como: *Diatenopteryx sorbifolia*, *Gymnanthes klotzschiana*, *Cryptocarya aschersonian*, *Cupania vernalis*, *Parapiptadenia rigida*, *Matayba elaeagnoides*, *Nectandra megapotamica*, *Nectandra lanceolata* e *Ocotea puberula*, correspondendo a 46% do valor de importância, 58% da dominância e 48% do número de indivíduos. Foram definidos os estratos de altura: inferior, até 8,13 m; médio, entre 8,13 e 15,85 m; e superior, maior que 15,85 m. O índice de diversidade de Shannon foi de 3,601, com índices de equabilidade de Pielou de 0,584 e de dominância de Simpson de 0,964. Houve maior frequência de espécies e indivíduos nos grupos sucessionais de secundárias iniciais e tardias. Observou-se *Araucaria angustifolia*, *Dicksonia sellowiana*, *Ocotea porosa* e *Cedrela fissilis* como raras e em risco de extinção. Por outro lado, apenas *Hovenia dulcis* foi identificada como exótica, sendo um indicador ecológico positivo como referência à restauração florestal.

**PALAVRAS-CHAVE:** Estrutura Florestal; Araucária; Restauração.

## INTRODUÇÃO

A Floresta Ombrófila Mista (FOM), também conhecida como Floresta com Araucária, é caracterizada por ser um ambiente úmido e pela ocorrência de associação entre coníferas e folhosas (RODERJAN et al., 2002; QUADROS & PILLAR, 2002). Originalmente, cobria cerca de 200 mil km<sup>2</sup> do território brasileiro, distribuída em 40% do estado do Paraná (BREPOHL, 1980), 31% de Santa Catarina e 25% do Rio Grande do Sul, além de manchas esparsas nos estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro (CARVALHO, 1994).

Com a descoberta da coroa portuguesa, no início do século XVIII, do potencial que oferecia a madeira de boa qualidade e o tronco retilíneo das árvores de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze (pinheiro-do-paraná), iniciou-se uma intensa exploração da Floresta Ombrófila Mista (SANQUETTA & TETTO, 2000). Devido as características naturais e a abundância, a araucária tornou-se a matéria-prima florestal de maior interesse na região. Atualmente, a extração de madeira de *A. angustifolia* é ilegal, sendo considerada uma espécie em risco de extinção. Entretanto, a exploração ilegal de sua madeira, acompanhada da extração de outras espécies de valor econômico, como a *Ocotea porosa* (Nees & Mart.) Barroso (imbuia), *Cedrela fissilis* Vell. (cedro) e não madeiráveis como a *Dicksonia sellowiana* Hook (xaxim), ainda é uma realidade (SILVESTRE et al., 2012).

Como consequência da intensa conversão das áreas de florestas em pastagens e plantios agrícolas, bem como a exploração madeireira ilegal, os remanescentes primários FOM atualmente são inexistentes. Os fragmentos secundários em estágio avançado de sucessão representam 0,8% da área do Paraná, enquanto os estágios médio e inicial expressam 22,3% da cobertura do estado (MAACK, 1968; KOEHLER et al., 1998; RIBEIRO et al., 2009).

Considerando a importância ambiental, econômica e social que a Floresta Ombrófila Mista representa para a região Sul do país, são fundamentais a realização de estudos para conhecimento de suas características com relação à florística, estrutura, fisionomia, dinâmica, distribuição e relações funcionais. Assim, os estudos sobre a comunidade vegetal são imprescindíveis para a definição de estratégias

de manejo e conservação dos remanescentes existentes (ROIK et al., 2019).

Neste sentido, o uso de parâmetros sucessionais passou a ser valorizado em práticas de restauração florestal (CAMPELO, 1998; HOSOKAWA et al., 2008; KAGEYAMA & GANDARA, 2004; RODRIGUES et al., 2007). As informações sobre fitossociologia de um fragmento se tornaram indispensáveis para políticas de conservação, planos de recuperação de áreas, produção de sementes e mudas, identificação de espécies ameaçadas e avaliação de impactos ambientais (BRITO, 2007).

Entretanto, apesar dessa intensificação de estudos e de diversos trabalhos de levantamento florístico e fitossociológico terem sido realizados no Brasil em áreas como a da Floresta Ombrófila Mista, pesquisas sobre os remanescentes dessa fitofisionomia ainda são necessárias, principalmente sobre as espécies presentes e a forma como estão distribuídas (KOZERA et al., 2006). Dessa forma, este trabalho objetivou estabelecer valores de referência de indicadores ecológicos para a restauração florestal com base na análise fitossociológica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista na região Centro-Sul do estado do Paraná.

## **MATERIAL E MÉTODOS**

### **ÁREA DE ESTUDO**

O local de estudo corresponde a uma área diretamente afetada por um empreendimento hidroelétrico no município de Coronel Domingos Soares, região Centro-Sul do estado do Paraná, em um curso d'água denominado de Rio dos Patos, na bacia hidrográfica do rio Iguaçu. A área de estudo situa-se sobre embasamento rochoso do Grupo São Bento, na Formação Serra Geral (MORETON, 2001).

De acordo com o Atlas Geomorfológico do Estado do Paraná (MINEROPAR, 2006), a área situa-se no contexto da unidade morfoescultural do Terceiro Planalto Paranaense. A classe de declividade está entre 12-30% em uma área de 1.007,65 km<sup>2</sup>. Em



relação à elevação, apresenta altitude média de 720 m, com altitudes entre 620 (mínima) e 1.340 (máxima) m.s.n.m., com solos classificados como Neossolos Litólicos Húmicos (EMBRAPA, 2018).

O local pertence ao bioma Mata Atlântica, com predominância da fitofisionomia Floresta Ombrófila Mista montana. Segundo projeção cartográfica com dados georreferenciados do Instituto Água e Terra (IAT), a vegetação na área pode sofrer influência da Floresta Estacional Semidecidual, representando um ecótono das duas fitofisionomias.

### COLETA DE DADOS

Previamente ao levantamento de campo, foram realizadas análises de imagens, ortofotos em cores reais e NDVI (*Normalized Difference Vegetation Index*). A comunidade vegetal foi inventariada, em que 12 parcelas temporárias de área fixa com 10 m x 40 m (400 m<sup>2</sup>) foram alocadas aleatoriamente.

Posteriormente, mensurou-se os indivíduos com diâmetro à altura do peito à 1,3 m do solo (*DAP*) maior ou igual a 10 cm. Além disso, mensurou-se a altura total com auxílio de clinômetro e trena à laser. Os indivíduos receberam plaquetas de identificação numéricas. Para os indivíduos com fuste ramificado, foi calculado o *DAP* equivalente (*DAP<sub>eq</sub>*) de acordo com a expressão (1):

$$DAP_{eq} = \sqrt{DAP_1^2 + DAP_2^2 + \dots + DAP_n^2} \quad (1)$$

### CARACTERIZAÇÃO FLORÍSTICA

Para a avaliação qualitativa da cobertura vegetal, foi realizado o levantamento florístico. Para as espécies não identificadas em campo, realizou-se o registro fotográfico em alta resolução e posterior identificação com auxílio de bibliografias especializadas. A nomenclatura botânica seguiu o padrão adotado pelo *Angiosperm Phylogeny Group IV* (APG IV, 2016), para a identificação dos epítetos utilizou-se a Lista da Flora do Brasil (2014) e as informações contidas no IPNI (*The International Plant Name Index*, 2014).

## ESTRUTURA HORIZONTAL

Os parâmetros fitossociológicos calculados foram: frequência absoluta ( $FA$ ), que consiste na percentagem de número de unidades amostrais com ocorrência de determinada espécie; densidade absoluta ( $DA$ ), sendo o número de indivíduos da espécie por unidade de área, dada em indivíduos por hectare; e dominância absoluta ( $DoA$ ), sendo a área basal de determinada espécie por unidade de área, dada em  $m^2/ha$ . Para cada um dos parâmetros citados, foram calculados os valores percentuais, resultando na frequência relativa ( $FR$ ), densidade relativa ( $DR$ ) e dominância relativa ( $DoR$ ).

Com a finalidade de avaliar a importância ecológica de cada espécie na comunidade, utilizou-se o Valor de Importância ( $VI$ ), dado pela soma dos valores de frequência relativa, densidade relativa e dominância relativa. Esse valor varia de 0 a 300, porém, para melhor interpretação, foi relativizado, sendo calculado o Valor de Importância em Porcentagem ( $PI$ ). Foi calculado também o Valor de Cobertura ( $VC$ ), parâmetro que informa a importância ecológica da espécie em termos de distribuição horizontal, utilizando-se da soma dos valores relativos da densidade e da dominância. Esse valor varia de 0 a 200, sendo também relativizado, obtendo-se o Valor de Cobertura em Porcentagem ( $PC$ ).

## ESTRUTURA VERTICAL

Quanto a estrutura vertical do fragmento florestal estudado, a posição sociológica de um indivíduo arbóreo foi determinada pela expansão vertical em relação aos indivíduos arbóreos vizinhos. Inicialmente, foram definidos os estratos de altura total, em seguida, calculou-se os valores fitossociológicos de cada estrato. Por fim, estimou-se os valores absoluto e relativo da posição sociológica de cada espécie. Para isso, foi utilizado o método de estratificação com base no critério recomendado por Souza (1999), o qual considera a altura média ( $\bar{h}$ ) da floresta e o desvio padrão ( $s$ ).

- Estrato superior (2): abrange árvores cujas copas atingem o dossel mais alto da floresta;

$$h \geq (\bar{h} + 1s) \quad (2)$$

- Estrato médio (3): árvores cujas copas se encontram imediatamente sob o dossel mais alto, mas na metade superior do espaço ocupado pelo maciço florestal;

$$(\bar{h} - 1s) \leq h < (\bar{h} + 1s) \quad (3)$$

- Estrato inferior (4): as copas de seus indivíduos encontram-se na metade inferior do espaço ocupado pela vegetação e em contato com o estrato médio.

$$h < (\bar{h} - 1s) \quad (4)$$

## ÍNDICES DE DIVERSIDADE

Além dos parâmetros fitossociológicos, os índices de diversidade também são úteis para a caracterização de uma comunidade vegetal. Além do número de espécies (riqueza florística), é importante conhecer a frequência relativa e a forma de distribuição do número de indivíduos de cada espécie em relação ao número total de indivíduos. O índice de Shannon ( $H'$ ) considera esses dois aspectos, sendo um dos índices de diversidade mais empregados na ecologia florestal (5).

$$H' = - \sum p_i \ln(p_i) \quad (5)$$

em que  $p_i$  é a densidade relativa da  $i$ -ésima espécie por área ( $n_i/N$ ), sendo  $n_i$  o número de indivíduos da espécie  $i$  e  $N$  o número total de indivíduos.

O Índice de equabilidade de Pielou ( $J'$ ) também foi calculado (6), o qual representa a máxima diversidade e indica o grau de homogeneidade das comunidades vegetais. Esse índice varia entre 0 e 1, sendo homogeneidade total e heterogeneidade total, respectivamente.

$$J' = H'/H'_{\text{máximo}} \quad (6)$$

em que  $H'_{\text{máximo}}$  é o  $\ln(S)$ , sendo  $S$  o número total de espécies

amostradas, e  $H'$  é o índice de diversidade de Shannon.

Por fim, foi calculado o índice de dominância de Simpson ( $C$ ) (7), o qual reflete a probabilidade de dois indivíduos escolhidos ao acaso na comunidade pertencerem à mesma espécie. Esse índice varia de 0 a 1, em que, quanto maior o seu valor, maior será a probabilidade de os indivíduos pertencerem a uma mesma espécie, ou seja, maior a dominância e menor a diversidade (URAMOTO et al., 2005).

$$C = 1 - l \quad (7)$$

em que  $l$  é a média de dominância (8).

$$l = \frac{[\sum_{i=1}^S n_i(n_i - 1)]}{N(N - 1)} \quad (8)$$

em que  $n_i$  é o número de indivíduos amostrados da  $i$ -ésima espécie,  $N$  é o número total de indivíduos amostrados e  $S$  é o número de espécies amostradas.

## CLASSIFICAÇÃO DE GRUPOS SUCESSIONAIS

As espécies foram classificadas segundo os critérios sucessionais propostos por Budowski (1965), em pioneira, secundária inicial, secundária tardia ou clímax. Essa classificação é importante para avaliar a maturidade da floresta e possibilita relacionar a similaridade das espécies em função de seus grupos correspondentes, bem como ao predomínio de cada grupo (ROIK et al., 2019). A definição dos grupos ecológicos de cada espécie foi determinada com base em bibliografias especializadas, como Araújo et al. (2010), Marangon et al. (2007) e Callegaro et al. (2016).

## STATUS DE CONSERVAÇÃO DAS ESPÉCIES

Como parte do diagnóstico da vegetação na área de estudo, foi realizado o levantamento da ocorrência de espécies da flora ameaçadas de extinção ou consideradas invasoras. Foram consultadas três fontes

principais:

- Lista Nacional Oficial de Espécies da Flora Ameaçadas de Extinção (CNCFlora 2020);
- Lista Oficial de Espécies da Flora Ameaçadas de Extinção Paraná (IAP 2008);
- Lista Oficial de Espécies Exóticas Invasoras para o Estado do Paraná (IAP 2015).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na área de estudo, foram registradas 64 espécies distribuídas em 50 gêneros e 32 famílias distintas. As famílias mais representativas, em termos de espécies, foram Fabaceae (7 gêneros e 9 espécies) Myrtaceae (4 gêneros e 8 espécies), Lauraceae (3 gêneros e 6 espécies), seguidas por Euphorbiaceae e Sapindaceae (4 gêneros e 4 espécies) e Salicaceae (2 gêneros e 4 espécies). As famílias Annonaceae, Aquifoliaceae e Sapotaceae apresentaram apenas 1 gênero e 2 espécies. As demais famílias contribuíram com apenas 1 gênero e 1 espécie cada. Esses resultados são compatíveis aos obtidos por Silvestre et al. (2012), em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista em Guarapuava (PR), e por Nikkel et al. (2017), em fragmentos florestais na Região Metropolitana de Curitiba (PR).

Foram observados 12 indivíduos de *Araucaria angustifolia* e três de *Ocotea porosa*, os quais não foram mensuradas no interior das parcelas. Entretanto, por se tratar de espécies de importância ecológica e ameaçadas de extinção, elas foram consideradas para a contagem de espécies e tiveram suas localizações marcadas.

Na análise da estrutura horizontal (Tabela 2), as espécies foram ordenadas com base nos maiores valores de importância (VI) observados. As espécies *Diatenopteryx sorbifolia* (8,21%) *Cupania vernalis* (7,37%) e *Gymnanthes klotzschiana* (6,32%) apresentaram a maior abundância, correspondendo juntas a 21,09% da densidade relativa. Seguidas das espécies *Matayba elaeagnoides*, *Nectandra megapotamica* e *Parapiptadenia rigida*, com densidade relativa de

5,26% e *Nectandra lanceolata* (4,42%), *Ocotea puberula* (4,00%) e *Sebastiania brasiliensis* (3,58%), correspondendo a 27,78% da densidade total. Essas nove espécies corresponderam a aproximadamente metade do número de indivíduos encontrados.

Esses resultados são condizentes com estudos realizados em fragmentos de Floresta Ombrófila Mista, como Nikkel et al. (2017) na Região Metropolitana de Curitiba, os quais encontraram nove espécies que corresponderam a aproximadamente cinquenta por cento do número de indivíduos. Em uma Floresta com Araucária localizada em Caçador - SC, Negrelle & Silva (1992) obtiveram valores superiores para a *Cupania vernalis*, a qual contribuiu com 10,35% do número total de árvores amostradas. Silvestre et al. (2012), em uma análise estrutural em remanescente de Floresta Ombrófila Mista em Guarapuava - PR, também observaram as espécies *Matayba elaeagnoides* e *Cupania vernalis* dentre mais abundantes.

As espécies *Cupania vernalis* (4,50%), *Gymnanthes klotzschiana* (4,50%), *Diatenopteryx sorbifolia* (4,05%), *Nectandra megapotamica* (4,05%) e *Matayba elaeagnoides* (3,60%) se destacaram quanto à frequência nas unidades amostrais, as quais corresponderam a 20,7% da frequência relativa. As espécies *Cryptocarya aschersoniana* e *Parapiptadenia rigida* também foram representativas com 3,15%, seguidas por *Myrsine umbellata*, *Ocotea diospyrifolia*, *Lonchocarpus* sp. e *Sebastiania brasiliensis* com 2,70%, somando 17,1% da frequência relativa. Nikkel et al. (2017) também identificaram as espécies *Cupania vernalis* e *Matayba elaeagnoides*, além dos gêneros *Nectandra* e *Lonchocarpus* entre as mais frequentes. Em seu estudo, Vibrans et al. (2008) também observaram as espécies *Nectandra megapotamica*, *Parapiptadenia rigida*, *Cryptocarya aschersoniana* e *Cupania vernalis* entre as maiores frequências relativas.

**Tabela 1.** Parâmetros da estrutura horizontal das espécies amostradas no fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

<b>Espécie</b>	<b><math>n_i</math></b>	<b>DA</b>	<b>DR</b>	<b>G</b>	<b>DoA</b>	<b>DoR</b>	<b>VC</b>	<b>PC</b>	<b>FA</b>	<b>FR</b>	<b>VI</b>	<b>PI</b>
<i>Diatenopteryx sorbifolia</i> Radlk.	39	162,50	8,21	2,054	8,560	8,87	17,08	8,54	75,00	4,05	21,14	7,05
<i>Cryptocarya aschersoniana</i> Mez	9	37,50	1,89	2,681	11,170	11,58	13,47	6,74	58,33	3,15	16,63	5,54
<i>Gymnanthes klotzschiana</i> Müll.Arg.	30	125,00	6,32	1,335	5,561	5,76	12,08	6,04	83,33	4,50	16,58	5,53
<i>Cupania vernalis</i> Cambess.	35	145,83	7,37	0,932	3,882	4,02	11,39	5,70	83,33	4,50	15,90	5,30
<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	25	104,17	5,26	1,649	6,873	7,12	12,39	6,19	58,33	3,15	15,54	5,18
<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	25	104,17	5,26	1,217	5,073	5,26	10,52	5,26	66,67	3,60	14,12	4,71
Morta	23	95,83	4,84	1,269	5,287	5,48	10,32	5,16	66,67	3,60	13,93	4,64
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	25	104,17	5,26	1,003	4,180	4,33	9,60	4,80	75,00	4,05	13,65	4,55
<i>Nectandra lanceolata</i> Nees	21	87,50	4,42	1,220	5,085	5,27	9,69	4,85	41,67	2,25	11,94	3,98
<i>Ocotea puberula</i> (Rich.) Nees	19	79,17	4,00	1,274	5,310	5,50	9,50	4,75	33,33	1,80	11,31	3,77
<i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc.	14	58,33	2,95	0,701	2,921	3,03	5,97	2,99	33,33	1,80	7,78	2,59
<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	8	33,33	1,68	0,734	3,060	3,17	4,86	2,43	50,00	2,70	7,56	2,52
<i>Sebastiania brasiliensis</i> Spreng.	17	70,83	3,58	0,260	1,081	1,12	4,70	2,35	50,00	2,70	7,40	2,47
<i>Lonchocarpus</i> sp.	14	58,33	2,95	0,350	1,459	1,51	4,46	2,23	50,00	2,70	7,16	2,39
<i>Lonchocarpus nitidus</i> (Vogel) Benth.	9	37,50	1,89	0,372	1,550	1,61	3,50	1,75	41,67	2,25	5,75	1,92
<i>Dicksonia sellowiana</i> Hook.	11	45,83	2,32	0,364	1,515	1,57	3,89	1,94	33,33	1,80	5,69	1,90
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	7	29,17	1,47	0,420	1,748	1,81	3,29	1,64	41,67	2,25	5,54	1,85
<i>Allophylus edulis</i> (A.St.-Hil. et al.) Hieron. ex Niederl.	10	41,67	2,11	0,272	1,134	1,17	3,28	1,64	41,67	2,25	5,53	1,84
<i>Myrsine umbellata</i> Mart.	10	41,67	2,11	0,156	0,649	0,67	2,78	1,39	50,00	2,70	5,48	1,83
Não identificadas	6	25,00	1,26	0,396	1,650	1,71	2,97	1,49	41,67	2,25	5,23	1,74
<i>Chrysophyllum marginatum</i> (Hook. & Arn.) Radlk.	8	33,33	1,68	0,194	0,807	0,84	2,52	1,26	41,67	2,25	4,77	1,59
<i>Casearia obliqua</i> Spreng.	7	29,17	1,47	0,161	0,672	0,70	2,17	1,09	33,33	1,80	3,97	1,32
<i>Sloanea hirsuta</i> (Schott) Planch. ex Benth.	2	8,33	0,42	0,602	2,507	2,60	3,02	1,51	16,67	0,90	3,92	1,31

## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

<b>Espécie</b>	<b><math>n_i</math></b>	<b>DA</b>	<b>DR</b>	<b>G</b>	<b>DoA</b>	<b>DoR</b>	<b>VC</b>	<b>PC</b>	<b>FA</b>	<b>FR</b>	<b>VI</b>	<b>PI</b>
<i>Syagrus romanzoffiana</i> (Cham.) Glassman	5	20,83	1,05	0,222	0,925	0,96	2,01	1,01	33,33	1,80	3,81	1,27
<i>Myrcia</i> sp.	5	20,83	1,05	0,106	0,441	0,46	1,51	0,75	41,67	2,25	3,76	1,25
<i>Campomanesia xanthocarpa</i> (Mart.) O.Berg	6	25,00	1,26	0,219	0,911	0,94	2,21	1,10	25,00	1,35	3,56	1,19
<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	4	16,67	0,84	0,127	0,530	0,55	1,39	0,70	33,33	1,80	3,19	1,06
<i>Inga vera</i> Willd.	5	20,83	1,05	0,159	0,660	0,68	1,74	0,87	25,00	1,35	3,09	1,03
<i>Clethra scabra</i> Pers.	2	8,33	0,42	0,399	1,663	1,72	2,14	1,07	16,67	0,90	3,05	1,02
<i>Ilex paraguariensis</i> A.St.-Hil.	4	16,67	0,84	0,074	0,309	0,32	1,16	0,58	33,33	1,80	2,96	0,99
<i>Campomanesia guazumifolia</i> (Cambess.) O.Berg	4	16,67	0,84	0,065	0,273	0,28	1,12	0,56	33,33	1,80	2,93	0,98
<i>Erythrina cristagalli</i> L.	1	4,17	0,21	0,442	1,841	1,91	2,12	1,06	8,33	0,45	2,57	0,86
<i>Blepharocalyx salicifolius</i> (Kunth) O.Berg	4	16,67	0,84	0,071	0,294	0,30	1,15	0,57	25,00	1,35	2,50	0,83
<i>Celtis iguanaea</i> (Jacq.) Sarg.	4	16,67	0,84	0,145	0,605	0,63	1,47	0,73	16,67	0,90	2,37	0,79
<i>Prunus myrtifolia</i> (L.) Urb.	1	4,17	0,21	0,385	1,604	1,66	1,87	0,94	8,33	0,45	2,32	0,77
<i>Cordyline spectabilis</i> Kunth & Bouché	5	20,83	1,05	0,080	0,333	0,35	1,40	0,70	16,67	0,90	2,30	0,77
<i>Strychnos brasiliensis</i> Mart.	3	12,50	0,63	0,041	0,173	0,18	0,81	0,41	25,00	1,35	2,16	0,72
<i>Alsophila setosa</i> Kaulf.	4	16,67	0,84	0,031	0,131	0,14	0,98	0,49	16,67	0,90	1,88	0,63
<i>Albizia niopoides</i> (Spruce ex Benth.) Burkart	3	12,50	0,63	0,079	0,329	0,34	0,97	0,49	16,67	0,90	1,87	0,62
<i>Erythrina falcata</i> Benth.	2	8,33	0,42	0,125	0,520	0,54	0,96	0,48	16,67	0,90	1,86	0,62
<i>Myrcia hebeptala</i> DC.	3	12,50	0,63	0,060	0,252	0,26	0,89	0,45	16,67	0,90	1,79	0,60
<i>Bauhinia forficata</i> Link	3	12,50	0,63	0,036	0,150	0,16	0,79	0,39	16,67	0,90	1,69	0,56
<i>Styrax leprosus</i> Hook. & Arn.	2	8,33	0,42	0,079	0,331	0,34	0,76	0,38	16,67	0,90	1,66	0,55
<i>Hovenia dulcis</i> Thunb.	2	8,33	0,42	0,041	0,172	0,18	0,60	0,30	16,67	0,90	1,50	0,50
<i>Lamanonia ternata</i> Vell.	2	8,33	0,42	0,039	0,161	0,17	0,59	0,29	16,67	0,90	1,49	0,50
<i>Coussarea contracta</i> (Walp.) Müll. Arg.	2	8,33	0,42	0,036	0,148	0,15	0,57	0,29	16,67	0,90	1,48	0,49
<i>Eugenia</i> sp.	2	8,33	0,42	0,035	0,146	0,15	0,57	0,29	16,67	0,90	1,47	0,49



## ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

<b>Espécie</b>	<b><math>n_i</math></b>	<b>DA</b>	<b>DR</b>	<b>G</b>	<b>DoA</b>	<b>DoR</b>	<b>VC</b>	<b>PC</b>	<b>FA</b>	<b>FR</b>	<b>VI</b>	<b>PI</b>
<i>Vitex megapotamica</i> (Spreng.) Moldenke	2	8,33	0,42	0,034	0,142	0,15	0,57	0,28	16,67	0,90	1,47	0,49
<i>Casearia decandra</i> Jacq.	2	8,33	0,42	0,027	0,113	0,12	0,54	0,27	16,67	0,90	1,44	0,48
<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	2	8,33	0,42	0,027	0,113	0,12	0,54	0,27	16,67	0,90	1,44	0,48
<i>Annona rugulosa</i> (Schltdl.) H.Rainer	2	8,33	0,42	0,024	0,100	0,10	0,52	0,26	16,67	0,90	1,43	0,48
<i>Actinostemon concolor</i> (Spreng.) Müll.Arg.	2	8,33	0,42	0,025	0,104	0,11	0,53	0,26	8,33	0,45	0,98	0,33
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichler ex Miq.) Engl.	2	8,33	0,42	0,022	0,090	0,09	0,51	0,26	8,33	0,45	0,96	0,32
<i>Myrcia splendens</i> (Sw.) DC.	1	4,17	0,21	0,066	0,275	0,29	0,50	0,25	8,33	0,45	0,95	0,32
<i>Machaerium stipitatum</i> Vogel	1	4,17	0,21	0,051	0,213	0,22	0,43	0,22	8,33	0,45	0,88	0,29
<i>Piptocarpha angustifolia</i> Dusén ex Malme	1	4,17	0,21	0,045	0,188	0,20	0,41	0,20	8,33	0,45	0,86	0,29
<i>Sapium glandulosum</i> (L.) Morong	1	4,17	0,21	0,031	0,131	0,14	0,35	0,17	8,33	0,45	0,80	0,27
<i>Solanum mauritianum</i> Scop.	1	4,17	0,21	0,028	0,118	0,12	0,33	0,17	8,33	0,45	0,78	0,26
<i>Jacaranda micrantha</i> Cham.	1	4,17	0,21	0,013	0,055	0,06	0,27	0,13	8,33	0,45	0,72	0,24
<i>Maytenus ilicifolia</i> Mart. ex Reissek	1	4,17	0,21	0,012	0,049	0,05	0,26	0,13	8,33	0,45	0,71	0,24
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i> Lam.	1	4,17	0,21	0,011	0,047	0,05	0,26	0,13	8,33	0,45	0,71	0,24
<i>Eugenia uniflora</i> L.	1	4,17	0,21	0,010	0,040	0,04	0,25	0,13	8,33	0,45	0,70	0,23
<i>Annona sylvatica</i> A.St.-Hil.	1	4,17	0,21	0,008	0,033	0,03	0,24	0,12	8,33	0,45	0,69	0,23
<i>Banara parviflora</i> (A.Gray) Benth.	1	4,17	0,21	0,008	0,033	0,03	0,24	0,12	8,33	0,45	0,69	0,23
Total	475	1979,17	100	23,15482	96,4784	100	200	100	1850	100	300	100

As espécies *Cryptocarya aschersoniana*, *Diatenopteryx sorbifolia*, *Parapiptadenia rigida* e *Gymnanthes klotzschiana* se destacaram quanto à área basal por espécie, somando 33,33% da dominância relativa. Também podem ser mencionadas *Ocotea puberula*, *Nectandra lanceolata* e *Matayba elaeagnoides*, as quais somaram 16,03% da dominância relativa. Vibrans et al. (2008) observaram maiores valores de dominância para as espécies *Cryptocarya aschersoniana* e *Nectandra megapotamica*. A espécie *Ocotea puberula* também ficou entre as espécies de maior dominância relativa no estudo realizado por Negrelle & Silva (1992).

Entre as espécies de maior Valor de Importância (VI), nove obtiveram um valor maior que 10%, sendo: *Diatenopteryx sorbifolia* (21,14%), *Gymnanthes klotzschiana* (16,58%), *Cryptocarya aschersoniana* (16,63%), *Cupania vernalis* (15,90%), *Parapiptadenia rigida* (15,54%), *Matayba elaeagnoides* (14,12%), *Nectandra megapotamica* (13,65%), *Nectandra lanceolata* (11,94%) e *Ocotea puberula* (Rich.) (11,31%). O grupo de árvores mortas, que somaram 4,7% do total de árvores, ficou em 7º lugar, com 13,93%. Nikkel et al. (2017) também obtiveram maiores VI para as espécies *Matayba elaeagnoides*, *Nectandra lanceolata*, *Ocotea puberula* e de espécies do gênero *Lonchocarpus*. Silvestre et al. (2012) encontraram maiores valores de importância para as espécies *Matayba elaeagnoides* e *Cupania vernalis*. Ademais, Vibrans et al. (2008) observaram maiores VI para *Cryptocarya aschersoniana*, *Nectandra megapotamica*, *Parapiptadenia rigida*, *Cupania vernalis* e *Matayba elaeagnoides*.

A altura média dos indivíduos na área de estudo foi de 11,99 m, com desvio padrão de 3,86 m. A partir desses valores foram obtidos os limites inferiores e superiores para a definição dos estratos inferior, médio e superior (Tabela 2). Foram observados 93 indivíduos no estrato inferior, pertencentes à 34 espécies distintas, além de 297 indivíduos no estrato médio, referentes a 54 espécies, e 85 indivíduos pertencentes à 26 espécies distintas. No estrato inferior, podem-se destacar as espécies *Dicksonia sellowiana* e *Sebastiania brasiliensis*, ambas com 11 indivíduos.

**Tabela 2.** Estratificação vertical das espécies ocorrentes no fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

<b>Espécie</b>	<b>Inferior</b>	<b>Médio</b>	<b>Superior</b>
<i>Actinostemon concolor</i>	2	0	0
<i>Albizia niopoides</i>	0	2	1
<i>Allophylus edulis</i>	3	7	0
<i>Alsophila setosa</i>	4	0	0
<i>Annona rugulosa</i>	0	2	0
<i>Annona sylvatica</i>	1	0	0
<i>Banara parviflora</i>	0	1	0
<i>Bauhinia forficata</i>	0	2	1
<i>Blepharocalyx salicifolius</i>	1	3	0
<i>Campomanesia guazumifolia</i>	2	2	0
<i>Campomanesia xanthocarpa</i>	1	5	0
<i>Casearia decandra</i>	0	2	0
<i>Casearia obliqua</i>	0	6	1
<i>Casearia sylvestris</i>	3	1	0
<i>Cedrela fissilis</i>	1	4	2
<i>Celtis iguanaea</i>	1	3	0
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i>	2	0	0
<i>Chrysophyllum marginatum</i>	0	8	0
<i>Clethra scabra</i>	0	2	0
<i>Cordyline spectabilis</i>	5	0	0
<i>Coussarea contracta</i>	1	1	0
<i>Cryptocarya aschersoniana</i>	1	5	3
<i>Cupania vernalis</i>	1	30	4
<i>Diatenopteryx sorbifolia</i>	4	16	19
<i>Dicksonia sellowiana</i>	11	0	0
<i>Erythrina cristagalli</i>	0	0	1
<i>Erythrina falcata</i>	0	1	1
<i>Eugenia</i> sp.	1	1	0
<i>Eugenia uniflora</i>	0	1	0
<i>Gymnanthes klotzschiana</i>	5	23	2
<i>Hovenia dulcis</i>	0	2	0
<i>Ilex brevicuspis</i>	1	1	0

ANÁLISES DE DADOS FLORESTAIS - APLICAÇÕES TEÓRICAS E PRÁTICAS

<b>Espécie</b>	<b>Inferior</b>	<b>Médio</b>	<b>Superior</b>
<i>Ilex paraguariensis</i>	2	2	0
<i>Inga vera</i>	1	3	1
<i>Jacaranda micrantha</i>	0	1	0
<i>Lamanonia ternata</i>	1	1	0
<i>Lonchocarpus nitidus</i>	0	6	3
<i>Lonchocarpus sp.</i>	0	11	3
<i>Luehea divaricata</i>	0	13	1
<i>Machaerium stipitatum</i>	0	1	0
<i>Matayba elaeagnoides</i>	3	17	5
<i>Maytenus ilicifolia</i>	0	1	0
Mortas	9	13	1
<i>Myrcia hebeptala</i>	1	2	0
<i>Myrcia sp.</i>	1	4	0
<i>Myrcia splendens</i>	0	1	0
<i>Myrsine umbellata</i>	2	8	0
<i>Nectandra lanceolata</i>	1	12	8
<i>Nectandra megapotamica</i>	1	22	2
Não identificadas	2	2	2
<i>Ocotea diospyrifolia</i>	2	3	3
<i>Ocotea puberula</i>	1	16	2
<i>Parapiptadenia rigida</i>	3	9	13
<i>Piptocarpha angustifolia</i>	0	1	0
<i>Prunus myrtifolia</i>	0	0	1
<i>Sapium glandulosum</i>	0	0	1
<i>Sebastiania brasiliensis</i>	11	6	0
<i>Sloanea hirsuta</i>	0	1	1
<i>Solanum mauritianum</i>	0	1	0
<i>Strychnos brasiliensis</i>	1	2	0
<i>Styrax leprosus</i>	0	1	1
<i>Syagrus romanzoffiana</i>	0	3	2
<i>Vitex megapotamica</i>	0	2	0
<i>Zanthoxylum rhoifolium</i>	0	1	0
<b>Total</b>	<b>93</b>	<b>297</b>	<b>85</b>

No estrato médio, destacam-se as espécies *Cupania vernalis*, *Gymnanthes klotzschiana* e *Nectandra megapotamica* com mais de 20 indivíduos, seguidas por *Matayba elaeagnoides*, *Ocotea puberula*, *Diatenopteryx sorbifolia*, *Luehea divaricata*, *Nectandra lanceolata* e *Lonchocarpus* sp. Por fim, as espécies *Diatenopteryx sorbifolia*, *Parapiptadenia rigida* e *Nectandra lanceolata* foram as que mais ocorreram no estrato superior. Um resumo da análise da estrutura vertical pode ser observado na Tabela 3.

**Tabela 3.** Resumo da análise da estrutura vertical no fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

<b>Estrato</b>	<b>Altura mínima</b>	<b>Altura máxima</b>	<b>Número de indivíduos</b>	<b>Número de espécies</b>
Inferior	0	8,13 m	93	34
Médio	8,13 m	15,85 m	297	54
Superior	15,85 m	-	85	26

O índice de diversidade de Shannon ( $H'$ ) encontrado para o fragmento estudado foi de 3,601. Comparado a outros trabalhos realizados em Floresta com Araucária (DURIGAN, 1999; NASCIMENTO et al., 2001; NEGRELLE & LEUCHTENBERGER, 2001) os valores foram similares. Em relação à outras pesquisas (JARENKOW, 1985; SILVA & MARCONI, 1990; SANQUETA & CORTE, 1998; FRANÇA & STEHMANN, 2004; CORDEIRO & RODRIGUES, 2007; MARTINS et al., 2012), os valores de riqueza e diversidade florística obtidos podem ser considerados elevados. Essa diferença pode estar relacionada a utilização de outros sistemas de amostragens, o que afeta na relação entre o número de espécies e o número de indivíduos amostrados. O valor do índice pode também variar conforme o estado de conservação e o estado atual de sucessão ecológica dos remanescentes florestais.

O índice de equabilidade de Pielou ( $J'$ ) no fragmento estudado foi de 0,584. Esse índice mede a uniformidade da distribuição da abundância entre as espécies de uma comunidade florestal e, portanto, pode-se considerar que fragmento estudado possui média dominância

ecológica, não apresentando uniformidade elevada. Outros trabalhos realizados em Floresta com Araucária (FRANÇA & STEHMANN, 2004; CORDEIRO & RODRIGUES, 2007; RODE et al., 2009; MARTINS et al., 2012; SAWCZUK et al., 2012) obtiveram valores superiores, indicando maior heterogeneidade.

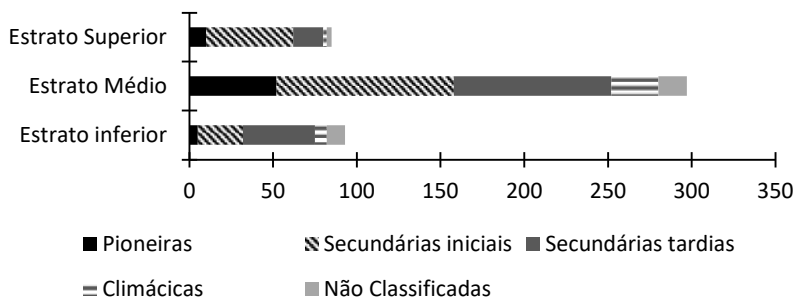
O índice de dominância de Simpson ( $C$ ) para o fragmento foi de 0,964. Comparado com outros estudos (RODE et al., 2009; SAWCZUK et al., 2012), pode-se afirmar que o valor encontrado foi alto. Esse resultado ocorre devido a maioria das espécies encontradas na área de estudo possuírem baixa frequência (um ou dois indivíduos amostrados), enquanto somente sete espécies (*Diatenopteryx sorbifolia*, *Cryptocarya aschersoniana*, *Cupania vernalis*, *Parapiptadenia rigida*, *Matayba elaeagnoides*, *Nectandra megapotamica* e *Nectandra lanceolata*) apresentaram frequência maior que 20 indivíduos. Essa constatação pode estar relacionada ainda com a exploração seletiva e outras perturbações antrópicas identificadas no local de estudo.

A maior frequência de espécies e indivíduos ocorre nos grupos sucessionais das secundárias iniciais e tardias (Tabela 4), o que indica que o remanescente corresponde a uma floresta em estágio médio de sucessão, uma vez que poucas espécies e indivíduos foram observadas no grupo das pioneiras. As espécies exóticas, mortas e não identificadas representaram 6,33% dos indivíduos amostrados.

**Tabela 4.** Quantitativo de espécies e indivíduos por grupo de sucessão ecológica no fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

<b>Grupo de sucessão</b>	<b>Espécies</b>		<b>Indivíduos</b>	
Pioneira (P)	12	18,18%	67	13,67%
Secundária Inicial (Si)	23	34,85%	185	37,76%
Secundária Tardia (St)	21	31,82%	167	34,08%
Clímax (C)	7	10,61%	40	8,16%
Não classificadas	3	4,55%	31	6,33%
<b>Total</b>	<b>66</b>	<b>100%</b>	<b>490</b>	<b>100%</b>

Em relação à estrutura vertical, as espécies secundárias tardias apresentaram maior proporção de indivíduos no estrato inferior, ao passo que as secundárias iniciais foram mais presentes nos estratos médio e superior (Figura 1). Resultados similares foram obtidos por Callegaro et al. (2016) em uma Floresta Ombrófila Mista Montana em Nova Prata - RS.



**Figura 1.** Quantitativo de espécies e indivíduos de cada grupo sucessional por estrato vertical no fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

Observou-se as espécies *Araucaria angustifolia*, *Dicksonia sellowiana*, *Ocotea porosa* e *Cedrela fissilis* como raras ou sob algum critério de ameaça (Tabela 5). Por outro lado, apenas a *Hovenia dulcis* foi identificada como exótica. De modo geral, a baixa frequência de indivíduos dessa espécie é um indicativo positivo da qualidade ecológica da área de estudo como referência à restauração florestal.

A espécie *Araucaria angustifolia* foi a que apresentou o maior número de indivíduos dentre as espécies ameaçadas. Essa é uma espécie nativa chave da Floresta Ombrófila Mista, cujas sementes são ricas em reservas energéticas e por isso são amplamente utilizadas na alimentação humana e da fauna, fornecendo interações ecológicas fundamentais para a recuperação da fauna em áreas degradadas (MARTINEZ et al., 2012; ANGELO & SOUZA, 2016).

**Tabela 5.** Quantitativo de espécies raras, protegidas e exóticas/invasoras, amostradas no fragmento de Floresta Ombrófila Mista.

<b>Espécie</b>	<b>Classificação</b>	<b>Indivíduos</b>
<i>Araucaria angustifolia</i>	Espécie rara e com risco de extinção	12
<i>Dicksonia sellowiana</i>	Espécie rara e com risco de extinção	11
<i>Ocotea porosa</i>	Espécie rara e com risco de extinção	3
<i>Cedrela fissilis</i>	Espécie rara e com risco de extinção	7
<i>Hovenia dulcis</i>	Espécie exótica e invasora	2

Devido a importância da espécie, os 12 indivíduos amostrados, apesar de não estarem presentes nas parcelas, tiveram suas localizações registradas no fragmento. A inexistência desses indivíduos, com DAP acima de 10 cm, dentro das parcelas amostradas é um indicativo da exploração seletiva. A espécie, apesar de ser protegida por lei, ainda sofre com a exploração madeireira. Além disso, sua população é ameaçada pela invasão de animais exóticos, como javalis e gado, e pelo impacto da construção de empreendimentos na região, como as hidrelétricas (CNCFlora, 2012).

A espécie *Dicksonia sellowiana*, conhecida popularmente por xaxim, foi a segunda espécie ameaçada com maior ocorrência no fragmento. A espécie é uma das mais notáveis dentre as plantas que caracterizam as florestas do Brasil meridional (SCHMITT et al., 2009). Devido a excelente aptidão econômica de seus cáudices na produção de vasos, a espécie sofreu uma intensa exploração no final do Século XX, fato que, associado à destruição do seu hábitat natural e à escassez de dados sobre o comportamento de suas populações, acarretou na inclusão na flora brasileira ameaçada de extinção e no apêndice II da Convenção Internacional das Espécies da Flora e da Fauna Selvagens em Perigo de Extinção (CITES) (SANTOS, 1992; WINDISCH, 2002; MMA, 2008; PILLAR et al., 2009; SCHMITT et al., 2009).

A *Cedrela fissilis*, popularmente conhecida por cedro-rosa, foi a terceira



espécie ameaçada mais encontrada no fragmento, sendo, segundo Carvalho (1994), uma das espécies madeireiras mais valiosas da Mata Atlântica do Sul do Brasil. Ainda segundo o mesmo autor, sua madeira possui excelentes propriedades, além de ser amplamente utilizada na indústria moveleira, naval e de construção civil, também possui propriedades antimaláricas, antibacterianas e diuréticas. Ela é considerada uma espécie rara e com risco de extinção, principalmente por apresentar distribuição esparsa dentro da floresta, que associado com a alta exploração ao longo do tempo, acarretou severa erosão genética de suas populações (CARVALHO, 1994; SANTOS & TAKAKI, 2005; MARTINS & LAGO, 2008).

A *Ocotea porosa*, popularmente conhecida por imbuia ou imbuia-preta (TONIN e PEREZ, 2006), foi a espécie ameaçada menos encontrada no fragmento. Ela ocorre principalmente associada à *Araucaria angustifolia*, sendo que apresenta baixa regeneração natural nos estágios mais avançados da sucessão (KLEIN, 1963). Além da sua madeira ser amplamente utilizada na marcenaria para mobiliário de luxo e na construção civil, também é utilizada como planta ornamental e tem potencial para uso em perfumaria, uma vez que o fixador que pode ser extraído é considerado superior ao extrato de sândalo (CARVALHO, 2003). Sua inclusão nas listas oficiais das espécies vulneráveis (IUCN, 2011) e de espécies da flora brasileira ameaçada de extinção (BRASIL, 2006), está relacionada a existência de sítios em que a espécie ocorre com baixa frequência, aliados à intensa fragmentação da FOM (CAMPANILI & PROCHOW, 2006; SANTOS et al., 2006).

A espécie *Hovenia dulcis*, também conhecida como uva do Japão, foi a única exótica encontrada, a qual apresentou apenas dois indivíduos. A espécie é originária do Japão e da China e apresenta intensa regeneração natural via germinação de sementes. Além disso, possui grande plasticidade em relação aos solos, sendo tolerante às geadas e com frutos atrativos a fauna. Essas características induzem a rápida dispersão e o potencial invasor da espécie em ecossistemas florestais. As espécies exóticas invasoras representam, atualmente, a segunda maior causa de perdas de biodiversidade, seguida pela degradação antrópica de habitats naturais.

Os ecossistemas invadidos sofrem alterações significativas em sua estrutura e composição, o que coloca em risco a continuidade desses ambientes. Milhares de espécies animais e vegetais atualmente comportam-se como invasoras. Devido à dimensão dessa problemática, os custos relacionados ao controle, prevenção e erradicação dessas espécies somam valores muito expressivos (ANGELO & SOUZA, 2016). A reduzida frequência com que a espécie foi encontrada é um indicativo positivo da qualidade ecológica do fragmento estudado. Entretanto, sua existência evidencia a necessidade da realização de um plano de controle de espécies exóticas, de modo a evitar a propagação e o risco a biodiversidade natural.

### CONSIDERAÇÕES FINAIS

O fragmento de Floresta Ombrófila Mista foi caracterizado pela abundância das espécies *Diatenopteryx sorbifolia*, *Gymnanthes klotzschiana*, *Cryptocarya aschersoniana*, *Cupania vernalis*, *Parapiptadenia rigida*, *Matayba elaeagnoides*, *Nectandra megapota mica*, *Nectandra lanceolata* e *Ocotea puberula*. Ademais, as famílias Fabaceae, Myrtaceae e Lauraceae, seguidas por Euphorbiaceae, Sapindaceae e Salicaceae, foram as mais importantes no remanescente florestal.

Quanto aos aspectos florísticos, a área apresenta semelhança às características tradicionais da Floresta Ombrófila Mista, dado pelo valor do índice de diversidade de Shannon semelhante aos trabalhos realizados na mesma fitofisionomia. Contudo, a ausência de *Araucaria angustifolia* e *Ocotea porosa* na amostra, bem como a diferença entre os índices de equabilidade de Pielou e de dominância de Simpson com os demais estudos citados, aliado com a predominância de espécies secundárias iniciais e tardias, apontam que o remanescente florestal sofreu exploração seletiva e se encontra estágio secundário de sucessão ecológica, em estágio médio de sucessão.

De modo geral, os resultados evidenciam a importância de conservar o fragmento estudado, uma vez que possui espécies ameaçadas de extinção. Além disso, a baixa frequência de indivíduos exóticos é um

indicativo positivo da qualidade dos indicadores ecológicos da área como referência à restauração florestal.

## REFERÊNCIAS

ANGELO, A. C.; SOUZA, K. K. F. **Programa gestor de recursos florestais**. Souza Cruz Ltda., 2016. 76 p.

ARAUJO, M. M.; CHAMI, L.; LONGHI, S. J.; AVILA, A. L.; BRENA, D. A. Análise de agrupamento em remanescente de Floresta Ombrófila Mista. **Ciência Florestal**, v. 20, n. 1, p. 1-18, 2010.

BRASIL. Lei da Mata Atlântica. In: MEDAUAR, O. (Org.). **Constituição da República Federativa do Brasil (1988), Coletânea de Legislação de Direito Ambiental**. 5. ed. São Paulo: Revista dos Tribunais, 2006.

BREPOHL, D. **Análise da política de incentivos fiscais para o reflorestamento no Brasil e no Paraná**. 1980. 216 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Política Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

BRITO A.; FERREIRA M. Z.; MELLO J. M.; SCOLFORO J. R. S.; OLIVEIRA A. D.; ACEWRBI F. W. Comparação entre os métodos de quadrantes e PRODAN para análises florística, fitossociológica e volumétrica. **Cerne**, v. 13, n. 4, p. 399-405, 2007.

BUDOWSKI, G. N. Distribution of tropical American rain forest species in the light of succession processes. **Turrialba**, v. 15, n. 1, p. 40-42, 1965.

CALLEGARO, R. M.; ANDRZEJEWSKI, C.; LONGHI, S. J.; RÉGIS VILLANOVA LONGHI, R. V.; BIALI, L. J. Composição das categorias sucessionais na estrutura horizontal, vertical e diamétrica de uma Floresta Ombrófila Mista Montana. **Agrária**, v. 11, n. 4, p. 350-358, 2016.

CAMPANILI, M.; PROCHNOW, M. **Mata Atlântica – Uma rede pela floresta**. Brasília: RMA, 2006. 332 p.

CAMPELO, E. F. C. Sucessão vegetal na recuperação de áreas degradadas. In: DIAS, L. F.; MELO, J. W. V. (Ed.). **Recuperação de áreas degradadas**. Viçosa: SOBRADE, 1998.

CNCFlora. ***Araucaria angustifolia* in Lista Vermelha da flora brasileira versão 2012.2**. Centro Nacional de Conservação da Flora, 2012. Disponível em [http://cncflora.jbrj.gov.br/portal/pt-br/profile/Araucaria\\_angustifolia](http://cncflora.jbrj.gov.br/portal/pt-br/profile/Araucaria_angustifolia)

CARVALHO, P. E. R. **Espécies arbóreas brasileira**. Colombo: EMBRAPA FLORESTAS, 2003. 1039 p.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies florestais brasileiras - Recomendações silviculturais, potencialidades e uso da madeira**. Brasília: Embrapa-CNPQ/SPI, 1994.

CORDEIRO, J.; RODRIGUES, W. A. Caracterização fitossociológica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista em Guarapuava, PR. **Árvore**, v. 31, n. 3, p. 545-554, 2007.

DURIGAN, M. E. **Florística, dinâmica e análise proteica de uma Floresta Ombrófila Mista em São João do Triunfo – PR**. 1999. 138 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. 5. ed. Brasília, 2018.

FRANÇA, G. S.; STEHMANN, J. R. Composição florística e estrutura do componente arbóreo de uma Floresta Altimontana no município de Camanducaia, Minas Gerais, Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, v. 27, n. 1, p. 19-30, 2004.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao manejo e economia de florestas**. Curitiba: Ed UFPR, 2008.

JARENKOW, J. A. **Composição florística e estrutura da mata com araucária na estação ecológica de Aracuri, Esmeralda, Rio Grande do Sul**. 1985. 82 f. Dissertação (Mestrado em Botânica) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

KAGEYAMA P. Y.; GANDARA F. B. Recuperação de áreas degradadas. In: RODRIGUES, R. R.; LEITÃO FILHO, H. F. (Orgs.). **Matas ciliares: conservação e recuperação**. São Paulo: EDUSPFAPESP, 2004.

KLEIN, R. M. Observações e considerações sobre a vegetação do nordeste catarinense. **Sellowia**, n. 15, p. 39-56, 1963.

KOEHLER, A.; PÉLICO NETO, S.; SANQUETA, C. R. Análise da estrutura de uma Floresta Ombrófila Mista semidevastada, Fazenda Galha Azul, Região Metropolitana de Curitiba, com implicações ao manejo. **Revista Acadêmica**, v. 9, n. 1, p. 37-60, 1998.

KOZERA, C.; DITTRICH, V. A. de O.; SILVA, S. M. Fitossociologia do componente arbóreo de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana,

Curitiba, PR, BR. **Floresta**, v. 36, n. 2, p. 225-237, 2006.

MAACK, R. **Geografia física do Estado do Paraná**. Curitiba: CODEPAR, 1968.

MARANGON, L. C.; JUARES SOARES, J.; PATRIOTA FELICIANO, A. L.; LINS E SILVA BRANDÃO, C. F. Estrutura fitossociológica e classificação sucessional do componente arbóreo de um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual, no Município de Viçosa, Minas Gerais. **Cerne**, v. 13, n. 2, p. 208-221, 2007.

MARTINEZ, D. T.; HIGA, A. R.; LINGNAU, C.; SILVA, I. C. 2012. **Escolha de espécies, planejamento e sistemas de produção para reflorestamento em pequenas propriedades no Estado do Paraná**. SiFlor, FUPEF, 2012. 128 p.

MARTINS, D.; RODRIGUES, A. L.; CHAVES, C. L.; MANTOVANI, A.; BORTOLUZZI, R. L. C. Estrutura de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista em Urupema, Santa Catarina, Brasil. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, v. 11, n. 2, p. 126-137, 2012.

MARTINS, L.; LAGO, A. A. Conservação de semente de *Cedrela fissilis*: teor de água da semente e temperatura do ambiente. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 30, n. 1, p. 161-167, 2008.

MINEROPAR. **Atlas geomorfológico do Estado do Paraná**. Curitiba, 2006. 54 p.

MMA - Ministério do Meio Ambiente. In: **Lista oficial de espécies da flora brasileira ameaçada de extinção**. Diário Oficial da União de 24 de setembro de 2008, n. 185, seção 1, 2008. pp. 75-83.

MORETON, L. C. **Programa levantamentos geológicos básicos do Brasil - PLGB**. Iporá: folha SE.22-V-B: estado de Goiás. Brasília: CPRM, 2001.

NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S. J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, v. 11, n. 1, p. 105-119, 2001.

NEGRELLE, R. A. B.; LEUCHTENBERGER, R. Composição e estrutura do componente arbóreo de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v. 31, n. 12, p. 1-9, 2001.

NEGRELLE, R. A. B.; SILVA, F. C. Fitossociologia de um trecho de floresta com *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. no município de Caçador-SC. **Boletim de Pesquisa Florestal**, n. 24/25, p. 37-54, 1992.

NIKKEL, A.; SILVA, S. A.; NAKAJIMA, N. Y.; DRUSZCZ, J. P.; ANSOLIN, R. D.; ZAVADINACK, M.; BROWN, R. O. Inventário florístico e fitossociológico em fragmentos de Floresta Ombrófila Mista na região metropolitana de Curitiba. **Espacios**, v. 38, n. 21, p. 1-11, 2017.

PILLAR, V. D.; MÜLLER, S. C.; CASTILHOS, Z.; JACQUES, A. V. A. **Campos sulinos: conservação e uso sustentável da biodiversidade**. v. 1. Brasília: Ministério do Meio Ambiente, 2009.

QUADROS, F. L. F.; PILLAR, V. P., Transições floresta-campo no Rio Grande do Sul. **Ciência & Ambiente**, v. 24, n. 1, p. 109-118, 2002.

RIBEIRO, M. C.; METZGER, J. P.; MARTENSEN, A. C.; PONZONI, F. J.; HIROTA, M. M. The Brazilian Atlantic Forest: How much is left, and how is the remaining forest distributed Implications for conservation. **Biological Conservation**, v. 142, n. 6, p. 1141-1153, 2009.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GALVÃO, F.; AMARAL MACHADO, S. Comparação florística entre uma Floresta Ombrófila Mista e uma vegetação arbórea estabelecida sob um povoamento de *Araucaria angustifolia* de 60 anos. **Cerne**, v. 15, n. 1, p. 101-115, 2009.

RODERJAN, C. V.; GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y. S.; HATSCHBACH, G. G. As unidades fitogeográficas do estado do Paraná, Brasil. **Ciência & Ambiente**, v. 24, n. 1, p. 75-42, 2002.

RODRIGUES, R. R.; MARTINS, S. V.; GANDOLFI, S. **High diversity forest restoration in degraded areas: methods and projects in Brazil**. New York: Nova Science Publisher, 2007.

ROIK, M.; FIGUEIREDO FILHO, A.; GRESPLAN, T.; STEPKA T. F.; MIRANDA, R. O. V. Dinâmica da florística e da estrutura horizontal em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana. **Nativa**, v. 7, n. 6, p. 748-757, 2019.

SANQUETA, C. R.; CORTE, S. D. Composição florística e dinâmica de um fragmento florestal com *Araucaria angustifolia* no sudoeste paranaense. **Revista Acadêmica**, n. 1, p. 3-28, 1998.

SANTOS, A. A. Dicksoniaceae. In: MELLO FILHO L. E.; SOMMER, G. V.; PEIXOTO, A. L. (coord.). **Centuria Plantarum Brasiliensium Exstintionis Minitata**. Sociedade Botânica do Brasil, 1992. pp. 47-48.

SANTOS, K.; SANQUETTA, C. R.; EISFIELD, R. de L.; WATZLAWICK, L. F.; ZILLOTTO, M. A. B. Equações volumétricas por classe diamétrica para algumas espécies folhosas da Floresta Ombrófila Mista no Paraná, Brasil. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, v. 8, n. 1, p. 1-14, 2006.

SANTOS, D. L.; TAKAKI, M. Fenologia de *Cedrela fissilis* Vell. (Meliaceae) na região rural de Itirapina, SP. **Acta Botanica Brasilica**, v. 19, n. 3, p. 625-632, 2005.

SAWCZUK, A. R.; FILHO, A. F.; DIAS, A. N.; WATZLAWICK, L. F. STEPKA, T. F. Alterações na estrutura e na diversidade florística no período 2002-2008 de uma Floresta Ombrófila Mista Montana do Centro-Sul do Paraná, Brasil. **Floresta**, v. 42, n. 1, p. 1-10, 2012.

SCHMITT, J. L.; SCHNEIDER, P. H.; WINDISCH, P. G. Crescimento do cáudice e fenologia de *Dicksonia sellowiana* Hook. (Dicksoniaceae) no Sul do Brasil. **Acta Botanica Brasilica**, v. 23, n. 1, p. 282-291, 2009.

SILVESTRE, R.; KOEHLER, H. S.; MACHADO S. A.; BALBINOT, R.; WATZLAWICK, L. F. Análise estrutural e distribuição espacial em remanescente de Floresta Ombrófila Mista, Guarapuava (PR). **Ambiência**, v. 8, n. 2, p. 259-274, 2012.

SOUZA, A. L. **Estrutura, dinâmica e manejo de florestas tropicais**. Viçosa: UFV, 1999. 122 p.

URAMOTO, K.; WALDER, J. M. M.; ZUCCHI, R. A. Análise quantitativa e distribuição de populações de espécies de *Anastrepha* (Diptera: Tephritidae) no Campus Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP. **Neotropical Entomology**, v. 34, n. 1, p. 33-39, 2005.

VIBRANS, A. C.; UHLMANN, A.; SEVEGNANI, L.; MARCOLIN, M.; NAKAJIMA, N.; GRIPPA, C. R.; BROGNI, E.; GODOY, M. B. Ordenação dos dados de estrutura da floresta ombrófila mista partindo de informações do inventário florístico-florestal de Santa Catarina: resultados de estudo-piloto. **Ciência Florestal**, v. 18, n. 4, p. 511-523, 2008.

WINDISCH, P. G. Pteridófitas do Brasil: diversidade decrescente. In: ARAUJO, E. L.; MOURA, A. N.; SAMPAIO, E. V. S. B.; GESTINARI, L. M. S.; CARNEIRO, J. M. T. (Eds.). **Biodiversidade, conservação e uso sustentável da flora do Brasil**. Recife: Universidade Federal Rural de Pernambuco e Sociedade Botânica do Brasil, 2002. pp. 196-198.