



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO  
FACULDADE DE ENGENHARIA FLORESTAL  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS E  
AMBIENTAIS**

**ANDRÉA FERNANDA PEROZO DOS SANTOS**

*Magister Scientiae*

**ANÁLISE GEOESTATÍSTICA DA DISTRIBUIÇÃO DE ESPÉCIES  
COMERCIAIS EM FLORESTA OMBRÓFILA ABERTA**

**CUIABÁ, MT  
2025**

ANDRÉA FERNANDA PEROZO DOS SANTOS

**ANÁLISE GEOESTATÍSTICA DA DISTRIBUIÇÃO DE ESPÉCIES  
COMERCIAIS EM FLORESTA OMBRÓFILA ABERTA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Mato Grosso, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais e Ambientais da Faculdade de Engenharia Florestal, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: Prof. Dr. Rômulo Môra  
Coorientador: Prof. Dr. Felipe Manzoni  
Barbosa

CUIABÁ, MT  
2025

## Dados Internacionais de Catalogação na Fonte.

S237a Santos, Andréa Fernanda Perozo dos.

Análise geoestatística da distribuição de espécies comerciais em floresta ombrófila aberta [recurso eletrônico] / Andréa Fernanda Perozo dos Santos. -- Dados eletrônicos (1 arquivo : 111 f., il. color., pdf). -- 2025.

Orientador: Rômulo Môra.

Coorientador: Felipe Manzoni Barbosa.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Mato Grosso, Faculdade de Engenharia Florestal, Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais e Ambientais, Cuiabá, 2025.

Modo de acesso: World Wide Web: <https://ri.ufmt.br>.

Inclui bibliografia.

1. Manejo florestal. 2. modelagem espacial. 3. semivariograma. 4. krigagem. I. Môra, Rômulo, *orientador*. II. Barbosa, Felipe Manzoni, *coorientador*. III. Título.

Ficha catalográfica elaborada automaticamente de acordo com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Permitida a reprodução parcial ou total, desde que citada a fonte.



**MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO**

**PRÓ-REITORIA DE ENSINO DE PÓS-GRADUAÇÃO**

**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS E AMBIENTAIS**

**FOLHA DE APROVAÇÃO**

**TÍTULO: "ANÁLISE GEOESTATÍSTICA DA DISTRIBUIÇÃO DE ESPÉCIES COMERCIAIS EM FLORESTA OMBRÓFILA ABERTA"**

**AUTORA: MESTRANDA ANDRÉA FERNANDA PEROZO DOS SANTOS**

Dissertação defendida e aprovada em **19 de MAIO de 2025**.

**COMPOSIÇÃO DA BANCA EXAMINADORA**

**1. DOUTOR RÔMULO MÔRA (PRESIDENTE BANCA)**

INSTITUIÇÃO: UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO

**2. DOUTOR FELIPE MANZONI BARBOSA (COORIENTADOR)**

INSTITUIÇÃO: UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO

**3. DOUTOR RONALDO DRESCHER (EXAMINADOR INTERNO)**

INSTITUIÇÃO: UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO

**5. DOUTORA EMMANOELLA COSTA GUARANÁ ARAÚJO (EXAMINADOR EXTERNO)**

INSTITUIÇÃO: UNIVERSIDADE FEDERAL DE RONDÔNIA

**CUIABÁ, 19/05/2025.**



Documento assinado eletronicamente por **ROMULO MORA**, Docente da Universidade Federal de Mato Grosso, em 19/05/2025, às 15:38, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **FELIPE MANZONI BARBOSA, Docente da Universidade Federal de Mato Grosso**, em 19/05/2025, às 18:24, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



Documento assinado eletronicamente por **Emmanoella Costa Guaraná Araujo, Usuário Externo**, em 20/05/2025, às 10:01, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



Documento assinado eletronicamente por **RONALDO DRESCHER, Docente da Universidade Federal de Mato Grosso**, em 20/05/2025, às 10:46, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).

---



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site [http://sei.ufmt.br/sei/controlador\\_externo.php?acao=documento\\_conferir&id\\_orgao\\_acesso\\_externo=0](http://sei.ufmt.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0), informando o código verificador **7912666** e o código CRC **401C23C8**.

---

## RESUMO

Este estudo aplicou técnicas geoestatísticas para analisar a distribuição espacial do diâmetro à altura do peito (DAP) de cinco espécies arbóreas de maior importância ecológica em uma Unidade de Produção Anual (UPA) no município de Aripuanã, Mato Grosso. As espécies selecionadas foram *Hymenaea courbaril*, *Handroanthus serratifolius*, *Apuleia leiocarpa*, *Protium heptaphyllum* e *Couratari guianensis*, que representaram 128,49% do Índice de Valor de Importância (IVI) total. A análise geoestatística incluiu cálculo de semivariogramas empíricos e com tendência de primeira ordem, ajuste de seis modelos teóricos (Linear, Esférico, Exponencial, Gaussiano, Cauchy e Matérn), krigagem ordinária e validação cruzada k-fold. Todas as espécies apresentaram dependência espacial significativa, sendo classificadas como de fraca dependência espacial (razão efeito pepita/patamar > 75%). Os modelos selecionados foram: Gaussiano para *Protium heptaphyllum* (RMSE = 4,38), Matérn para *Handroanthus serratifolius* (RMSE = 4,38), *Apuleia leiocarpa* (RMSE = 12,01) e *Hymenaea courbaril* (RMSE = 24,44), e Linear para *Couratari guianensis* (RMSE = 29,37). A krigagem revelou padrões espaciais distintos: gradientes suaves (*Protium heptaphyllum*), mosaicos heterogêneos (*Handroanthus serratifolius*), agregações complexas (*Hymenaea courbaril*), fragmentação pronunciada (*Couratari guianensis*) e gradientes direcionais (*Apuleia leiocarpa*). A validação cruzada mostrou limitada capacidade preditiva pontual ( $R^2 \leq 0,018$ ), mas os mapas gerados são adequados para identificação de tendências espaciais e orientação do manejo florestal. Os resultados demonstram a aplicabilidade da geoestatística para análise de dados florestais, fornecendo informações valiosas para o planejamento do manejo sustentável.

**Palavras-chave:** Manejo florestal; modelagem espacial; semivariograma; krigagem.

## ABSTRACT

This study applied geostatistical techniques to analyze the spatial distribution of diameter at breast height (DAP) of five ecologically important tree species in an Annual Production Unit (UPA) in the municipality of Aripuanã, Mato Grosso. The selected species were *Hymenaea courbaril*, *Handroanthus serratifolius*, *Apuleia leiocarpa*, *Protium heptaphyllum*, and *Couratari guianensis*, which represented 128.49% of the total Importance Value Index (IVI). The geostatistical analysis included calculation of empirical and first-order trend semivariograms, fitting of six theoretical models (linear, spherical, exponential, Gaussian, Cauchy, and Matérn), ordinary kriging, and k-fold cross-validation. All species showed significant spatial dependence and were classified as having weak spatial dependence (nugget/stem effect ratio > 75%). The selected models were: Gaussian for *Protium heptaphyllum* (RMSE = 4.38), Matérn for *Handroanthus serratifolius* (RMSE = 4.38), *Apuleia leiocarpa* (RMSE = 12.01) and *Hymenaea courbaril* (RMSE = 24.44), and Linear for *Couratari guianensis* (RMSE = 29.37). Kriging revealed distinct spatial patterns: smooth gradients (*Protium heptaphyllum*), heterogeneous mosaics (*Handroanthus serratifolius*), complex aggregations (*Hymenaea courbaril*), pronounced fragmentation (*Couratari guianensis*) and directional gradients (*Apuleia leiocarpa*). Cross-validation showed limited pointwise predictive capacity ( $R^2 \leq 0.018$ ), but the generated maps are suitable for identifying spatial trends and guiding forest management. The results demonstrate the applicability of geostatistics for analyzing forest data, providing valuable information for sustainable management planning.

**Keywords:** Forest management; spatial modeling; semivariogram; kriging.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Modelos de semivariogramas utilizados para avaliar a dependência espacial das espécies na UPA.....	48
Tabela 2 – Classificação do grau de dependência espacial com base na razão $C_0 / (C_0 + C_1)$ , segundo Cambardella et al., (1994).....	49
Tabela 3 – Análise descritiva do DAP por espécie da UPA de uma Floresta Ombrófila Aberta, Aripuanã, MT .....	54
Tabela 4 – Análise fitossociológica da UPA de uma Floresta Ombrófila Aberta, Aripuanã, MT .....	62
Tabela 5 - Parâmetros ajustados dos modelos teóricos de semivariograma aplicados ao DAP das cinco espécies com maior IVI .....	65
Tabela 6 – Modelos selecionados com base no AIC das 5 espécies de maior IVI.....	66
Tabela 7 – Resumo da análise geoestatística das espécies de maior IVI .....	81
Tabela 8 - Padrões espaciais identificados na krigagem .....	87
Tabela 9 - Resultados da validação cruzada K-Fold (n=5) .....	91

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Semivariograma experimental ideal.....	32
Figura 2 - Representação gráfica dos modelos teóricos .....	33
Figura 3 – Localização da área de estudo.....	43
Figura 4 – Semivariograma da espécie <i>Apuleia leiocarpa</i> .....	67
Figura 5 – Ajuste de modelos para a espécie <i>Apuleia leiocarpa</i> .....	68
Figura 6 - Semivariograma da espécie <i>Couratari guianensis</i> .....	69
Figura 7 - Ajuste de modelos para a espécie <i>Couratari guianensis</i> .....	70
Figura 8 - Semivariograma da espécie <i>Handroanthus serratifolius</i> .....	72
Figura 9 - Ajuste de modelos para a espécie <i>Handroanthus serratifolius</i> .....	73
Figura 10 - Semivariogramas da espécie <i>Hymenaea courbaril</i> .....	74
Figura 11 - Ajuste de modelos para a espécie <i>Hymenaea courbaril</i> .....	75
Figura 12 - Semivariogramas da espécie <i>Protium heptaphyllum</i> .....	77
Figura 13 - Ajuste de modelos para a espécie <i>Protium heptaphyllum</i> .....	78
Figura 14 - Mapa preditivo do DAP da espécie <i>Apuleia leiocarpa</i> obtido por krigagem .....	82
Figura 15 - Mapa preditivo do DAP da espécie <i>Handroanthus serratifolius</i> obtido por krigagem.....	83
Figura 16 - Mapa preditivo do DAP da espécie <i>Hymenaea courbaril</i> obtido por krigagem .....	84
Figura 17 - Mapa preditivo do DAP da espécie <i>Couratari guianensis</i> obtido por krigagem .....	85
Figura 18 - Mapa preditivo do DAP da espécie <i>Protium heptaphyllum</i> obtido por krigagem.....	86
Figura 19 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para <i>Apuleia leiocarpa</i> .....	92
Figura 20 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para <i>Couratari guianensis</i> .....	93
Figura 21 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para <i>Handroanthus serratifolius</i> .....	94
Figura 22 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para <i>Protium heptaphyllum</i> .....	95
Figura 23 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para <i>Hymenaea courbaril</i> .....	96

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	13
1.1 Objetivo Geral .....	14
1.2 Objetivos Específicos .....	15
2 REVISÃO DE LITERATURA .....	16
2.1 Floresta Ombrófila Aberta.....	16
2.2 Plano de Manejo Florestal Sustentável (PMFS).....	17
2.3 Fitossociologia.....	19
2.3.1 Parâmetros fitossociológicos .....	20
2.3.1.1 Estrutura horizontal: Densidade, Frequência e Índice de Valor de Importância.....	21
2.4 Caracterização florística .....	24
2.4.1 Importância da composição florística na seleção das espécies comerciais .....	25
2.5 Geoestatística e a teoria das variáveis regionalizadas .....	26
2.5.1 Características das variáveis regionalizadas.....	28
2.5.2 Estimadores geoestatísticos .....	29
2.5.3 Semivariograma.....	30
2.5.4 Modelos Teóricos de Semivariograma.....	33
2.5.5 Método de estimativa espacial – Krigagem.....	36
2.5.6 Uso e Aplicabilidade da Geoestatística na variabilidade de distribuição espacial.....	37
2.6 Integração entre fitossociologia e geoestatística no manejo florestal.....	41
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	43
3.1 Caracterização da área .....	43
3.2 Obtenção dos dados .....	44
3.3 Análises dos dados .....	45
3.3.1 Análise estatística descritiva e fitossociológica.....	46
3.3.2 Análise Geoestatística .....	46
3.3.2.1 Semivariograma e Seleção dos Modelos .....	47
3.3.2.2 Krigagem .....	49
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	51

4.1 Análise descritiva do DAP da vegetação arbórea.....	51
4.2 Análise fitossociológica.....	58
4.3 Análise Geoestatística.....	63
4.3.1 Semivariogramas e Seleção de Modelos .....	63
4.3.1.1 <i>Apuleia leiocarpa</i> .....	66
4.3.1.2 <i>Couratari guianensis</i> .....	68
4.3.1.3 <i>Handroanthus serratifolius</i> .....	71
4.3.1.4 <i>Hymenaea courbaril</i> .....	74
4.3.1.5 <i>Protium heptaphyllum</i> .....	76
4.4 Krigagem e predição espacial.....	82
5 CONCLUSÃO .....	99
REFERÊNCIAS .....	100

## 1 INTRODUÇÃO

A floresta ombrófila aberta, predominante em diversas regiões da Amazônia brasileira, é caracterizada por sua estrutura com dossel descontínuo e presença de espécies arbóreas adaptadas a ambientes de alta luminosidade. Essa formação contribui para a conservação da biodiversidade ao fornecer habitat para espécies adaptadas a condições de maior luminosidade e facilitar a regeneração natural em áreas submetidas ao manejo floresta (Ferraz et al., 2014).

A compreensão da distribuição espacial das espécies arbóreas em florestas manejadas é fundamental para o entendimento dos processos ecológicos que regulam a dinâmica florestal e para a formulação de estratégias de manejo que preservem a estrutura e a diversidade da vegetação (Lima et al., 2008). Contudo, ainda predomina na literatura o uso de métodos estatísticos tradicionais que não consideram a dependência espacial entre os indivíduos, o que pode comprometer a interpretação dos padrões ecológicos observados (Legendre; Fortin, 1989; Aulló-Maestro et al., 2021). Essa limitação revela uma lacuna crítica no conhecimento: estudos recentes mostram que a modelagem explícita da autocorrelação espacial—por meio de técnicas geoestatísticas, como semivariogramas e krigagem—é essencial para aprimorar a compreensão da heterogeneidade estrutural em florestas manejadas (Aulló-Maestro et al., 2021).

Nesse contexto, a geoestatística surge como uma ferramenta para a análise da variabilidade espacial, permitindo avaliar a estrutura espacial de variáveis dendrométricas e estimar o comportamento dessas variáveis em áreas não amostradas (Bivand et al., 2008). Técnicas como o ajuste de semivariogramas e a krigagem permitem detectar a presença de autocorrelação espacial, identificar gradientes ambientais e modelar a distribuição de atributos florestais com maior precisão (Journel; Hujibregts, 1978; Goovaerts, 1997).

Além disso, a distribuição espacial das espécies também é fortemente influenciada por fatores ambientais locais como tipo de solo, relevo e microclima influenciam diretamente na distribuição de espécies arbóreas, criando padrões estruturais complexos que só podem ser plenamente compreendidos com o uso de abordagens geoespaciais (Rossi et al., 1992; Clark et al., 1999). Em florestas tropicais como a ombrófila aberta, essa abordagem se torna ainda mais relevante devido à elevada heterogeneidade ambiental e à dificuldade de amostragem sistemática em grandes áreas (Nogueira et al., 2008; Roveda et al., 2018).

Em florestas sob manejo, determinadas espécies arbóreas são frequentemente selecionadas para exploração devido ao seu alto valor comercial e abundância local. No entanto, essa preferência pode comprometer a sustentabilidade do estoque florestal e a recuperação natural de espécies com crescimento mais lento, como a maçaranduba (*Manilkara elata*), que pode levar mais de cem anos para atingir o diâmetro mínimo de corte exigido por lei. Segundo Lucas Mazzei, pesquisador da Embrapa Amazônia Oriental, “a exploração contínua dessa espécie em ciclos consecutivos de 35 anos não garante o mesmo retorno financeiro e compromete a recuperação do estoque nas áreas exploradas” (Embrapa, 2020).

Diante desse cenário, justifica-se o uso da análise geoestatística como suporte à gestão florestal, possibilitando o delineamento de zonas prioritárias de conservação, a avaliação da eficiência de práticas de manejo e a modelagem preditiva de variáveis como o diâmetro à altura do peito (DAP), fundamental para o cálculo de volume de madeira e valor comercial das espécies (Ataíde et al., 2020).

A distribuição espacial das espécies arbóreas de maior importância ecológica e econômica em florestas manejadas não é aleatória, mas apresenta padrões de dependência espacial que podem ser identificados e modelados por meio da geoestatística. Compreender esses padrões pode contribuir para a melhoria do planejamento silvicultural, garantindo maior eficiência na exploração madeireira e conservação da biodiversidade.

Neste trabalho, serão integradas análises fitossociológicas e geoestatísticas para caracterizar a distribuição espacial das espécies arbóreas de maior importância ecológica em uma Unidade de Produção Anual (UPA) de floresta ombrófila aberta sob manejo florestal. Acredita-se que essa abordagem pode contribuir para a tomada de decisões técnicas no planejamento e condução de intervenções silviculturais.

## 1.1 Objetivo Geral

Caracterizar a distribuição espacial de espécies arbóreas de interesse comercial em uma Unidade de Produção Anual (UPA) de floresta ombrófila aberta, por meio de análises fitossociológicas e ferramentas geoestatísticas para modelagem da variabilidade espacial.

## 1.2 Objetivos Específicos

- Realizar a análise fitossociológica das espécies arbóreas de interesse comerciais.
- Avaliar a estrutura das variáveis dendrométricas, com ênfase no diâmetro à altura do peito (DAP).
- Ajustar modelos geoestatísticos para identificar e descrever a dependência espacial entre as árvores.
- Elaborar semivariogramas para caracterizar a estrutura da variabilidade espacial.
- Aplicar a krigagem para estimar a distribuição espacial do DAP em áreas não amostradas, visando subsidiar o planejamento do manejo florestal.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Floresta Ombrófila Aberta

A floresta ombrófila aberta, um dos tipos de vegetação predominantes nas regiões tropicais e subtropicais, é caracterizada por uma estrutura arbórea mais esparsa em comparação com a floresta ombrófila densa. Este subtipo de floresta é influenciado por condições climáticas específicas e apresenta características únicas tanto na composição florística quanto na estrutura da vegetação (Walter, 2006).

Esse tipo de formação vegetal ocorre tipicamente em regiões onde estação seca é mais pronunciada, permitindo uma maior incidência de luz solar no sub-bosque em comparação com a floresta densa. Essa vegetação é frequentemente encontrada em áreas de transição entre a floresta tropical e os campos abertos, como o Cerrado no Brasil.

A estrutura da floresta ombrófila aberta é caracterizada por densidade arbórea moderada, com árvores de porte médio a grande, com Diâmetros à Altura do Peito (DAPs) que variam de 20 cm a 50 cm, e alturas que podem atingir entre 15 metros e 30 metros. A cobertura do dossel pode variar de esparsa a moderada, o que facilita a formação de um estrato inferior com uma maior diversidade de espécies herbáceas e arbustivas. Essa característica é favorecida pela incidência de maior luminosidade no solo em comparação com as florestas ombrófilas densas (Fávaro et al., 2021). A floresta ombrófila aberta apresenta uma elevada diversidade de espécies, com uma composição florística que difere da floresta ombrófila densa devido a fatores como maior exposição à luz solar, variações na disponibilidade de água e a presença de períodos secos. Essas condições favorecem a presença de espécies adaptadas a ambientes mais abertos, com menor cobertura de dossel e maior variação nas condições ambientais (Bispo et al., 2022).

A conservação da floresta ombrófila aberta é essencial, não apenas devido à sua biodiversidade, mas também pelo seu papel na oferta de serviços ecossistêmicos, como a regulação do clima, a proteção dos recursos hídricos e a manutenção dos ciclos biogeoquímicos. A preservação desses ecossistemas é vital para a mitigação das mudanças climáticas e para a manutenção dos serviços ambientais fornecidos por essas áreas (Klink; Machado, 2005). A verticalidade na floresta ombrófila aberta é menos pronunciada, com árvores de médio porte dominando a vegetação, e há uma maior presença de arbustos e gramíneas no estrato inferior. A diversidade de espécies é

significativa, mas a abundância de indivíduos tende a ser desigual, refletindo uma estrutura de comunidades mais aberta e variada (Bispo et al., 2022).

A dinâmica sucessional nessas florestas é influenciada pela periodicidade das secas e pela capacidade de regeneração natural das espécies arbóreas. Essas áreas frequentemente passam por processos de sucessão ecológica que envolvem a substituição gradual de espécies adaptadas a condições mais secas por outras que toleram melhor a umidade. A sucessão pode ser relativamente rápida em áreas perturbadas, mas também pode ser retardada em áreas mais estabilizadas, em que a competição interespecífica e as condições ambientais locais exercem influência direta na velocidade e direção da sucessão (Bispo, 2023).

As práticas de manejo para florestas ombrófilas abertas devem considerar a manutenção da biodiversidade e a adaptação às condições específicas de cada área. Entre essas práticas destacam-se o controle de incêndios florestais, a preservação de fragmentos de vegetação nativa e a reabilitação de áreas degradadas. A implementação de técnicas de manejo, como o controle do fogo e de espécies exóticas invasoras, é essencial para garantir a resiliência e a saúde a longo prazo desses ecossistemas (Klink; Machado, 2005).

## 2.2 Plano de Manejo Florestal Sustentável (PMFS)

O Plano de Manejo Florestal Sustentável (PMFS) é uma abordagem que contribui para a utilização responsável e equilibrada dos recursos florestais, promovendo a conservação ambiental e a continuidade das atividades econômicas e sociais associadas às florestas. Esse plano integra aspectos ecológicos, econômicos e sociais com o objetivo de manter a integridade e a saúde dos ecossistemas florestais a longo prazo (Vieira Júnior, 2016).

Uma das principais características do PMFS é a realização de um inventário florestal detalhado, que inclui a avaliação da composição das espécies, o volume de madeira, e o estado de conservação das árvores e do solo. Esta análise permite um entendimento profundo das condições atuais da floresta, facilitando o planejamento de atividades que respeitem os limites de regeneração e produtividade da área. A avaliação de impacto ambiental é outra importante característica, garantindo que a exploração florestal não comprometa os processos ecológicos essenciais, como a ciclagem de nutrientes e a regulação hídrica (Lima, 2010).

As regulamentações de colheita estabelecem métodos e cronogramas para a retirada de recursos, assegurando que a colheita seja realizada de maneira controlada e sustentável. Além disso, o monitoramento e a avaliação contínua são fundamentais para ajustar as práticas de manejo conforme as mudanças nas condições ambientais e nos objetivos de gestão (Gadgil; Berkes, 1991).

As vantagens do PMFS são significativas e abrangem diversos aspectos. Em primeiro lugar, a abordagem sustentável ajuda a conservar a biodiversidade ao preservar habitats e manter a diversidade de espécies presentes na floresta. A gestão adequada permite a produção contínua de recursos renováveis, como madeira e outros produtos florestais, sem comprometer a capacidade da floresta de se regenerar (Pereira et al., 2017).

Além disso, florestas manejadas de forma sustentável contribuem para a mitigação das mudanças climáticas, pois atuam como sumidouros de carbono, ajudando a reduzir a concentração de gases de efeito estufa na atmosfera. A inclusão das comunidades locais no processo de planejamento e gestão assegura que os benefícios econômicos sejam distribuídos de maneira justa e que as práticas de manejo sejam adaptadas às necessidades e conhecimentos locais (FAO, 2016).

O PMFS busca alcançar diversos objetivos, entre os quais se destacam a sustentabilidade ambiental, o desenvolvimento econômico e a inclusão social. A sustentabilidade ambiental é garantida pela implementação de práticas que asseguram a regeneração da floresta e a preservação dos seus processos ecológicos. O desenvolvimento econômico é favorecido com o envolvimento da exploração responsável dos recursos florestais, que gera emprego e renda para as comunidades locais. A inclusão social é promovida ao envolver as comunidades na tomada de decisões e garantir que elas se beneficiem dos recursos florestais e do uso de ferramentas analíticas de maneira justa. (Fonseca et al., 2020; IPCC, 2014).

Florestas que são manejadas de acordo com o PMFS tendem a apresentar uma série de características positivas. A biomassa e a diversidade de espécies frequentemente aumentam em comparação com áreas não manejadas ou degradadas. Além disso, a degradação do solo é reduzida e a resiliência da floresta a eventos climáticos extremos é aprimorada. A qualidade da água também melhora, pois a vegetação bem mantida ajuda a conservar os ciclos hidrológicos e a reduzir a sedimentação em cursos d'água (Pinard; Putz, 1996; Bruijnzeel, 2004).

A geoestatística importante no estudo e na implementação de PMFS, pois permite mapear e analisar de forma precisa a variabilidade espacial dos atributos florestais, como

a distribuição das espécies e a densidade da vegetação. O uso dessas técnicas, fornece informações detalhadas sobre a estrutura e dinâmica das florestas, facilitando o manejo sustentável e a tomada de decisões mais assertivas. A geoestatística também facilita o monitoramento contínuo das mudanças na floresta e para avaliação do impacto das práticas de manejo, fornecendo dados quantitativos que suportam a tomada de decisões informadas (Pelissari et al., 2014).

### 2.3 Fitossociologia

A fitossociologia é uma parte da ecologia que se concentra no estudo da composição e estrutura das comunidades vegetais, bem como das interações entre as espécies que as compõem. O objetivo principal da fitossociologia é entender a distribuição das espécies vegetais dentro de um ecossistema e como essas espécies interagem entre si e com o ambiente ao longo do tempo. Este campo fornece uma base essencial para a gestão e conservação de áreas naturais, pois permite a identificação das características das comunidades vegetais e a avaliação das mudanças na composição e estrutura ao longo do tempo (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974).

O estudo da fitossociologia de uma floresta oferece várias contribuições significativas. Primeiramente, permite a compreensão detalhada da biodiversidade e das relações entre espécies dentro do ecossistema. Conhecer a composição florística, ou seja, a variedade e a abundância das espécies presentes, são cruciais para identificar quais espécies dominam a floresta e como elas se distribuem espacialmente. Além disso, a estrutura fitossociológica, que inclui a distribuição das espécies em diferentes camadas do dossel e no estrato do solo, fornece informações sobre o funcionamento ecológico da floresta e sobre os padrões de sucessão e de regeneração natural (Kent; Coker, 1992).

Obter informações precisas sobre a composição florística e a estrutura fitossociológica de uma floresta é vital para várias razões. Primeiro, essas informações ajudam a monitorar a saúde e a estabilidade do ecossistema. Alterações na composição das espécies e na estrutura da vegetação podem indicar estresse ambiental, degradação do habitat ou outras perturbações. Em segundo lugar, os dados fitossociológicos são essenciais para o planejamento e a implementação de estratégias de manejo sustentável, pois possibilitam uma abordagem mais informada e adaptada às necessidades específicas do ecossistema (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974).

A fitossociologia, ao estudar a distribuição e a interação das espécies vegetais, pode ser aprimorada pelo uso da geoestatística, que oferece ferramentas quantitativas para a análise espacial e temporal desses padrões. A geoestatística permite modelar a variabilidade espacial das características das comunidades vegetais, como a abundância, a diversidade e a estrutura das espécies, considerando a dependência espacial entre as observações (Journel; Huijbregts, 1978).

Com o auxílio de métodos geoestatísticos, como a krigagem, é possível gerar mapas de distribuição das espécies, identificar padrões espaciais de diversidade e estimar a variabilidade ambiental de maneira precisa, o que complementa a análise fitossociológica. Essa integração de ferramentas ajuda a compreender melhor as dinâmicas das comunidades vegetais e a melhorar a gestão e a conservação ambiental, proporcionando uma visão mais detalhada e fundamentada dos ecossistemas (Goovaerts, 1997).

Além disso, a compreensão da composição e estrutura das comunidades vegetais é essencial para analisar a dinâmica das florestas e a implementação de estratégias de manejo sustentável, conforme abordado por diversos autores (Kent; Coker, 1992). A abordagem fitossociológica, quando aliada à geoestatística, oferece um quadro robusto para a gestão ambiental e a conservação das espécies (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974).

### 2.3.1 Parâmetros fitossociológicos

Os parâmetros fitossociológicos são ferramentas essenciais para a análise e compreensão das comunidades vegetais em um ecossistema. Entre esses parâmetros, densidade, frequência e dominância são particularmente importantes. Ressalta-se que, nenhum parâmetro fitossociológico isoladamente oferece uma visão completa da comunidade ou das populações vegetais (Sampaio et al., 1996). No entanto, quando analisados em conjunto, esses parâmetros permitem uma caracterização mais detalhada das formações vegetais e suas subdivisões, fornecendo informações sobre os estágios de desenvolvimento das comunidades e das populações, a distribuição dos recursos ambientais entre as espécies e as possibilidades de utilização dos recursos vegetais (Martins, 2011).

### 2.3.1.1 Estrutura horizontal: Densidade, Frequência e Índice de Valor de Importância

A estrutura horizontal dos indivíduos arbóreos caracteriza-se pelas estimativas dos parâmetros fitossociológicos tradicionalmente utilizados: densidade absoluta (DA) e densidade relativa (DR); frequência absoluta (FA) e frequência relativa (FR).

$$DA_i = \frac{ni}{A} \quad ; \quad DR_i = \frac{DA_i}{DT} \times 100$$

Em que:

$DA_i$  = densidade absoluta da  $i$ -ésima espécie, em números de indivíduos por hectare;  $N_i$  = número de indivíduos da  $i$ -ésima espécie na amostragem;

$N$  = número total de indivíduos amostrados;  $A$  = área total amostrada, em hectare;

$$FA_i = \frac{ui}{ut} \times 100 \quad ; \quad FR_i = \frac{FA_i}{\sum_{i=1}^p FA_i} \times 100$$

Em que:

$FA_i$  = frequência absoluta da  $i$ -ésima espécie na comunidade vegetal;

$FR_i$  = frequência relativa da  $i$ -ésima espécie na comunidade vegetal;  $u_i$  = número de unidades amostrais em que a  $i$ -ésima espécie ocorre;  $u_t$  = número total de unidade amostrais.

#### Densidade

Densidade (D): refere-se ao número de indivíduos de uma espécie em uma unidade de área, e é uma medida crucial para entender a abundância de cada espécie dentro da comunidade (Kent; Coker, 1992).

#### Densidade absoluta

Densidade absoluta (DA): é o número total de indivíduos de uma espécie por unidade de área, como metros quadrados ou hectares, e fornece uma indicação direta da quantidade de indivíduos presentes (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974).

$$DA_i = \frac{n_i}{A}$$

Em que:

$DA_i$  = densidade absoluta da  $i$ -ésima espécie, em número de indivíduos por hectare;

$n_i$  = número de indivíduos da  $i$ -ésima espécie na amostragem;

$A$  = área total amostrada, em hectare.

### Densidade relativa

Densidade relativa (DR): é a proporção da densidade de uma espécie em relação à densidade total de todas as espécies na mesma área. Este parâmetro permite avaliar a importância relativa de uma espécie em relação às demais, ajudando a identificar quais espécies são mais dominantes ou têm maior impacto na estrutura da floresta (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974).

$$DR_i = \frac{DA_i}{n} \times 100$$

Em que:

$DR_i$  = densidade relativa (%) da  $i$ -ésima espécie.

$DA_i$  = densidade absoluta da  $i$ -ésima espécie, em número de indivíduos por hectare;

$n$  = número total de indivíduos.

### Frequência

Frequência (F): Mede a distribuição espacial de uma espécie dentro da área de estudo. Ela representa a proporção de parcelas ou amostras em que uma espécie é encontrada, refletindo sua presença ou ausência em diferentes locais (Magurran, 2004).

### Frequência absoluta

Frequência absoluta: é a relação entre o número de parcelas em que uma espécie ocorre e o número total de parcelas amostradas (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974).

$$FA_i = \left( \frac{u_i}{ut} \right) \times 100$$

Em que:

$FA_i$  = frequência absoluta da i-ésima espécie na comunidade vegetal;

$n_i$  = número de unidades amostrais em que a i-ésima espécie ocorre;

$n_t$  = número total de unidades amostrais.

### Frequência relativa

Frequência relativa: é a proporção da frequência de uma espécie em relação ao número total de parcelas amostradas. Este parâmetro é útil para entender a uniformidade da distribuição de uma espécie e identificar padrões de ocorrência dentro da floresta (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974).

$$FR_i = \frac{FA_i}{n_t} \times 100$$

Em que:

$FR_i$  = frequência relativa da i-ésima espécie na comunidade vegetal;

$FA_i$  = frequência absoluta da i-ésima espécie na comunidade vegetal;

$\sum_{i=1}^p FA_i$  = somatória das frequências absolutas de todas as espécies.

### Índice de Valor de Importância

O Índice de Valor de Importância (IVI) é um dos principais indicadores utilizados na análise fitossociológica para expressar a dominância de uma espécie em determinada comunidade vegetal. O IVI surgiu como uma forma de integrar diferentes dimensões da estrutura horizontal, reunindo informações sobre a densidade relativa, a frequência relativa e a dominância relativa de cada espécie. Ao reunir esses três parâmetros em um único índice, o IVI proporciona uma visão mais abrangente do papel ecológico das espécies dentro da comunidade florestal, indo além da simples contagem de indivíduos (Curtis; McIntosh, 1951).

O cálculo do IVI é feito por meio da soma dos valores de densidade relativa (DR), frequência relativa (FR) e dominância relativa (DoR) de cada espécie, conforme a seguinte fórmula:

$$IVI = DR + FR + DoR$$

Esse índice varia de 0 a 300, sendo que quanto maior o valor obtido, maior a importância ecológica da espécie em questão. O IVI permite identificar quais espécies exercem maior influência sobre a composição e estrutura da vegetação, e é especialmente útil para subsidiar estratégias de manejo florestal e conservação, uma vez que destaca tanto as espécies mais abundantes quanto aquelas com maior presença espacial e maior porte (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974; Kent, 2012).

Do ponto de vista prático, espécies com elevados valores de IVI tendem a ser aquelas mais adaptadas às condições locais, podendo desempenhar funções-chave no ecossistema, como fornecimento de hábitat, estabilização do solo e ciclagem de nutrientes. Em contrapartida, espécies com baixos valores de IVI podem indicar presença esporádica, estágio inicial de colonização ou até mesmo declínio populacional, aspectos que também merecem atenção no contexto do manejo e da conservação (Campos; Leite, 2017; Andriani et al., 2020).

Assim, o IVI constitui-se em uma ferramenta essencial para a interpretação da estrutura ecológica das florestas, permitindo a identificação de espécies dominantes, codominantes e subordinadas. Sua utilização, em conjunto com outros parâmetros fitossociológicos, oferece uma base sólida para o diagnóstico da vegetação e para a tomada de decisões técnicas e científicas em estudos ecológicos e de manejo florestal (Andrade et al., 2006; Albuquerque et al., 2013; Xavier, 2009).

#### 2.4 Caracterização florística

A caracterização e levantamento florístico das florestas são processos para a compreensão e gestão dos ecossistemas florestais. A caracterização florística envolve a identificação, descrição e análise das espécies vegetais presentes em uma área, enquanto o levantamento florístico se refere ao processo sistemático de catalogar essas espécies e documentar sua distribuição e abundância (Mueller-Dombois; Ellenberg, 1974). Esses processos fornecem informações essenciais sobre a composição da vegetação, a estrutura das comunidades vegetais e as interações ecológicas dentro da floresta.

A importância da caracterização e levantamento florístico é multifacetada. Em primeiro lugar, esses estudos são fundamentais para a avaliação da biodiversidade. A identificação das espécies presentes e a quantificação de sua abundância permitem uma compreensão detalhada da diversidade biológica de uma área, que é crucial para a conservação e para o gerenciamento sustentável dos recursos naturais (Gentry, 1982).

Além disso, a caracterização florística é vital para o monitoramento ambiental, pois mudanças na composição e estrutura das comunidades vegetais podem indicar alterações no estado de saúde dos ecossistemas, como a degradação ou a invasão de espécies exóticas (Lima et al., 2015).

O levantamento florístico também contribui para o planejamento e a implementação de estratégias de manejo e conservação. Conhecer a composição das espécies e sua distribuição ajuda na formulação de práticas de manejo que visem a preservação das espécies ameaçadas e a manutenção da integridade ecológica das florestas. Além disso, essas informações são cruciais para projetos de restauração ecológica, permitindo a seleção de espécies adequadas para a recuperação de áreas degradadas e a restauração de processos ecológicos naturais (Hobbs; Harris, 2001).

Quando aplicada às florestas ombrófilas abertas, a caracterização florística revela características distintas em comparação com outros tipos de florestas. As florestas ombrófilas abertas, que se encontram em regiões com climas tropical e subtropical e são caracterizadas por um dossel mais aberto e uma vegetação menos densa, apresentam uma composição florística que reflete essas condições.

#### 2.4.1 Importância da composição florística na seleção das espécies comerciais

A composição florística de uma floresta fornece subsídios essenciais para a seleção das espécies com potencial comercial, uma vez que permite identificar as espécies mais abundantes, dominantes e ecologicamente adaptadas ao ambiente local. Informações como frequência, densidade e dominância ajudam a apontar quais espécies possuem maior ocorrência natural, o que pode favorecer sua exploração de forma mais sustentável (Bispo et al., 2022).

Além disso, a análise florística contribui para a definição de estratégias de manejo, possibilitando o aproveitamento racional de espécies madeireiras com características desejáveis, como bom porte, qualidade da madeira e potencial de regeneração. Essa abordagem evita a superexploração de espécies raras e garante a conservação da biodiversidade local, alinhando produtividade econômica com responsabilidade ambiental (Pina et al., 2021).

Em estudos realizados em áreas de Floresta Ombrófila Mista e Aberta, observou-se que a composição florística é um dos principais elementos considerados para definir

espécies-alvo em planos de manejo florestal sustentável, especialmente quando associada a dados de estrutura e dinâmica da vegetação (Garcia, 2017). Portanto, compreender a composição florística é fundamental para orientar a exploração florestal, promovendo o uso equilibrado dos recursos naturais.

## 2.5 Geoestatística e a teoria das variáveis regionalizadas

A geoestatística tem suas raízes na mineração, com seu desenvolvimento iniciado por Georges Matheron na década de 1960. Inspirado nos trabalhos do engenheiro sul-africano D.G. Krige, que usava métodos estatísticos para otimizar a estimativa de recursos minerais, Matheron formalizou a teoria das variáveis regionalizadas, introduzindo o variograma como ferramenta para descrever a dependência espacial entre os dados. Esse desenvolvimento ocorreu em resposta à necessidade de métodos mais precisos para estimar a quantidade e a qualidade de minérios em áreas geográficas, levando à criação da krigagem, um método de interpolação espacial que utiliza a correlação entre os dados para fazer previsões (Landim, 2003).

O desenvolvimento da geoestatística não se limitou à mineração e à geologia. Desde os anos 1970, autores como Journel e Huijbregts (1978) expandiram a aplicação da geoestatística para a indústria petrolífera e outros campos da geociência, e, posteriormente, para a agricultura e ecologia. Nas ciências agrárias, a geoestatística tem se mostrado especialmente útil para o estudo da variabilidade espacial de propriedades do solo, como fertilidade, umidade e textura, bem como para o mapeamento da produtividade de culturas agrícolas. Esse tipo de análise espacial é fundamental para o manejo da agricultura de precisão, permitindo que os produtores ajustem o uso de insumos, como fertilizantes e água, de maneira eficiente e localizada, aumentando a produtividade e reduzindo o impacto ambiental (Oliveira; Grego, 2016).

A geoestatística surgiu como um ramo da estatística voltado para a análise de dados espaciais, com grande aplicação em ciências ambientais, geologia, agricultura e ecologia. Georges Matheron formulou a teoria das variáveis regionalizadas, que introduziu a ideia de que variáveis espaciais possuem uma dependência estruturada, ou seja, valores medidos em pontos próximos tendem a ser mais semelhantes entre si do que valores distantes. Com base nesse princípio, Matheron desenvolveu métodos que utilizavam essa correlação espacial para melhorar a estimativa de variáveis em locais não amostrados, sendo o método da krigagem um dos mais importantes. O termo

"geoestatística" foi utilizado por ele para descrever essa abordagem, que se destaca por incorporar a dimensão espacial na análise de dados geológicos e ambientais, diferenciando-se da estatística tradicional (Matheron, 1963; Isaaks; Srivastava, 1989).

A teoria das variáveis regionalizadas, destaca que essas variáveis possuem uma dupla característica: aleatoriedade e espacialidade. A aleatoriedade refere-se ao fato de que o valor da variável em um ponto específico não pode ser previsto de maneira exata, ou seja, é influenciado por fatores estocásticos. A espacialidade, por outro lado, indica que os valores observados estão geograficamente distribuídos e exibem dependência espacial, ou seja, pontos mais próximos tendem a apresentar valores mais semelhantes do que pontos distantes (Yamamoto; Landim, 2013). Essa inter-relação entre a variabilidade estocástica e a continuidade espacial é central para a modelagem geoestatística, pois permite capturar a estrutura espacial subjacente dos dados através de ferramentas como o variograma (Isaaks; Srivastava, 1989).

Comparada à estatística convencional, a geoestatística apresenta diversas vantagens ao lidar com dados espaciais. Enquanto a estatística descritiva assume que as observações são independentes e identicamente distribuídas, a geoestatística considera a dependência espacial, o que proporciona uma modelagem mais realista de fenômenos naturais. Além disso, a krigagem, ao incorporar a estrutura de correlação espacial, gera estimativas mais precisas, com menor erro de predição, do que métodos tradicionais de interpolação. Outro ponto forte da geoestatística é a sua capacidade de lidar com anisotropias, ou seja, padrões de variação que mudam de acordo com a direção, algo que a estatística tradicional não consegue capturar adequadamente (Cressie, 1993; Isaaks; Srivastava, 1989).

A geoestatística oferece uma abordagem robusta para modelar a continuidade espacial das variáveis regionalizadas, permitindo previsões mais precisas em áreas não amostradas. Conceitos fundamentais, como o variograma e a krigagem, possibilitam capturar padrões espaciais e melhorar a qualidade das estimativas em diversos campos, desde a mineração até o monitoramento ambiental (Isaaks; Srivastava, 1989). Além disso, essa abordagem se destaca por lidar com a dependência espacial, o que a torna essencial para prever valores em locais não amostrados. Diferentemente dos métodos convencionais, que ignoram essa continuidade, a krigagem incorpora tanto a variabilidade espacial quanto a estrutura de dependência entre os pontos.

No contexto ambiental e ecológico, a geoestatística se mostra uma ferramenta valiosa para modelagem de fenômenos naturais, pois combina a aleatoriedade com a

continuidade espacial dos dados. Esse enfoque é crucial em estudos que envolvem dependência espacial, como o monitoramento de solos e variáveis climáticas (Cressie, 1993). Da mesma forma, a aplicação da geoestatística na mineração melhora a precisão das estimativas e proporciona uma caracterização mais detalhada da incerteza associada às previsões, auxiliando na tomada de decisões em áreas como a exploração de recursos naturais (Journel; Huijbregts, 1978).

Na agricultura de precisão, a geoestatística permite uma melhor compreensão da variabilidade espacial dos solos e das culturas, otimizando o uso de insumos agrícolas e contribuindo para a sustentabilidade da produção. A krigagem, em particular, oferece estimativas mais precisas de variáveis não amostradas e se sobressai em relação à estatística convencional por sua capacidade de lidar com anisotropias, ou seja, padrões de variabilidade que dependem da direção (Vieira et al., 2002; Isaaks; Srivastava, 1989).

A capacidade da geoestatística de modelar padrões anisotrópicos e integrar diferentes fontes de informação espacial a torna uma ferramenta crucial para lidar com a incerteza associada à distribuição espacial de fenômenos naturais. Enquanto a estatística convencional trata todos os dados como isotrópicos, a geoestatística permite considerar essas variações direcionais, aumentando a precisão das estimativas (Goovaerts, 1997).

Por fim, sua versatilidade em estudos ambientais e de solos proporciona um modelo mais robusto para lidar com a variabilidade espacial. A possibilidade de quantificar a incerteza espacial das estimativas representa um grande diferencial, permitindo que decisões baseadas em dados espaciais sejam mais informadas e eficazes. Isso é particularmente relevante em áreas como o monitoramento ambiental e a agricultura de precisão, onde a confiabilidade das previsões impacta diretamente a gestão dos recursos naturais (Webster; Oliver, 2007).

### 2.5.1 Características das variáveis regionalizadas

As variáveis regionalizadas são aquelas que possuem uma dependência espacial, ou seja, seus valores variam em função da localização geográfica e apresentam uma estrutura espacial que deve ser modelada. As principais características dessas variáveis incluem a localização, a anisotropia e a continuidade espacial, fatores que influenciam diretamente a análise e a interpretação dos dados no contexto geoestatístico (Lima, 2006).

A localização é uma característica essencial das variáveis regionalizadas, já que os valores dessas variáveis estão diretamente associados a um ponto específico no espaço.

Diferente de variáveis não espaciais, que são independentes da posição geográfica, as variáveis regionalizadas apresentam uma relação explícita entre o valor da variável e sua posição no espaço. Isso é importante no estudo de distribuições espaciais, como no caso de espécies arbóreas, onde a posição de cada indivíduo influencia sua interação com o ambiente e com outros indivíduos (Isaaks; Srivastava, 1989).

Outro fator fundamental é a dependência espacial, princípio que assume que pontos mais próximos tendem a apresentar valores semelhantes entre si. Esse conceito é essencial na modelagem de variáveis ecológicas, pois permite compreender padrões de distribuição e continuidade espacial, como a variação na densidade e diversidade de espécies em uma floresta (Journel; Huijbregts, 1978).

A anisotropia é geralmente identificada a partir do variograma, uma ferramenta utilizada na geoestatística para analisar a continuidade espacial de uma variável em função da distância e da direção. A partir do variograma direcional, é possível observar se a correlação espacial se comporta de maneira distinta conforme a direção do espaço, auxiliando na modelagem mais precisa dos padrões espaciais (Cressie, 1993).

O variograma é a principal ferramenta utilizada para analisar a continuidade espacial. A curva do variograma descreve como a variância entre pontos aumenta conforme a distância entre eles crescem. A continuidade é inversamente proporcional à inclinação do variograma: quanto mais suave a curva, maior a continuidade espacial da variável. Na prática, isso significa que em áreas onde as variáveis apresentam alta continuidade, os valores em pontos vizinhos tendem a ser semelhantes, enquanto áreas com baixa continuidade indicam uma maior variabilidade espacial em pequenas distâncias (Isaaks; Srivastava, 1989).

A continuidade espacial também pode ser afetada pelo efeito pepita (*nugget effect*), que ocorre quando há variação significativa em pequenas escalas espaciais, seja devido a erros de medição ou a fenômenos naturais que não seguem um padrão de continuidade bem definido. Esse efeito pode ser mensurado a partir do variograma, sendo representado pelo valor do variograma na origem (ou sua extrapolação para distância zero), indicando a presença de variação aleatória que não pode ser explicada pela dependência espacial (Cressie, 1993).

### 2.5.2 Estimadores geoestatísticos

Os estimadores geoestatísticos são técnicas utilizadas para prever o valor de uma variável em locais onde não há medições, a partir de dados amostrados em pontos específicos de uma área geográfica. Ao contrário dos métodos estatísticos tradicionais, que tratam os dados como independentes, a geoestatística reconhece que valores amostrais espacialmente próximos estão correlacionados, sendo essa correlação espacial essencial para a geração de estimativas mais precisas. A base da geoestatística reside na teoria das variáveis regionalizadas, que considera que os dados apresentam uma combinação de características aleatórias e estruturadas, ou seja, os valores variam ao longo do espaço, mas com uma certa regularidade que pode ser modelada (Goovaerts, 1997).

Para a aplicação dos estimadores geoestatísticos, é necessário caracterizar a dependência espacial dos dados. Isso é feito por meio de ferramentas como o semivariograma, o correlograma e o covariograma, que servem para investigar a magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não com a distância (Zimback, 2001).

### 2.5.3 Semivariograma

Até o início dos anos 60, a análise de dados era realizada com base na hipótese de independência estatística ou distribuição espacial aleatória, o que permitia a aplicação de métodos estatísticos como análise de variância e parâmetros como o coeficiente de variação (Fisher, 1935; Snedecor; Cochran, 1989). No entanto, essa hipótese de independência só é válida se não houver correlação entre amostras em função da distância. Caso seja demonstrada a existência de correlação espacial, a hipótese de independência se revela inadequada. Um dos métodos tradicionais para estimar a dependência espacial ou temporal entre amostras vizinhas é o uso da autocorrelação (Webster, 1973; Vieira et al., 1981).

O semivariograma é uma ferramenta geoestatística utilizada para verificar e modelar a dependência espacial de uma variável, permitindo representar quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (Correia, 2013). Além disso, ele oferece uma representação quantitativa dessa variação, auxiliando na análise da estrutura espacial dos dados (Journel; Huijbregts, 1978).

Essa ferramenta também permite avaliar o grau de dependência espacial entre as amostras dentro de um campo experimental, fornecendo parâmetros essenciais para a

estimativa de valores em locais não amostrados por meio da krigagem (Salviano, 1996). Outra aplicação do semivariograma é a investigação da magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade em função da distância (Zimback, 2001). A importância do semivariograma reside na capacidade de identificar a variabilidade espacial. A premissa fundamental da geoestatística é que dados próximos tendem a ser mais semelhantes do que dados distantes. Assim, o semivariograma atua como uma ferramenta geoestatística do grau de semelhança entre as unidades amostradas (Vieira, 2000).

O semiovariograma é, por definição:

$$\gamma(h) = 1/2 E\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}^2$$

e pode ser estimado por:

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

onde  $N(h)$  é o número de pares de valores medidos  $Z(x_i)$ ,  $Z(x_i+h)$ , separados por um vetor  $h$  (Journel; Huijbregts, 1978).

Para que uma variável apresente dependência espacial, é necessário que o semivariograma aumente com a distância. Além disso, a validade da hipótese intrínseca é crucial; isto é, o semivariograma deve crescer com a distância até atingir um valor de estabilização correspondente à variância dos dados. O padrão de crescimento do semivariograma até alcançar esse valor é o que determina o comportamento espacial da variável analisada (Vieira, 2000).

O semivariograma permite descrever a estrutura espacial de uma variável por meio de seus principais parâmetros: o alcance, o patamar, o efeito pepita e a contribuição:

- Alcance ( $\alpha$ ): é a distância a partir da qual a dependência espacial entre os pontos deixa de existir, ou seja, além dessa distância, os pontos são espacialmente independentes.
- Patamar ( $c$ ): representa a semivariância máxima, indicando que a variabilidade total entre os pontos foi atingida e a correlação espacial desapareceu (Yamamoto; Landim, 2013).
- Efeito pepita ( $C_0$ ): descreve a variabilidade presente mesmo em distâncias muito pequenas (próximas de zero), que pode ser causada por variações microescalares

ou erros de medição. O efeito pepita é, portanto, o valor do semivariograma quando a distância entre os pontos é próxima de zero (Chiles & Delfiner, 2012).

- Contribuição ( $C_1$ ): é a diferença entre o patamar e o efeito pepita, e reflete a variabilidade espacial que pode ser explicada pela estrutura espacial da variável, capturada pelo modelo geoestatístico (Isaaks; Srivastava, 1989).

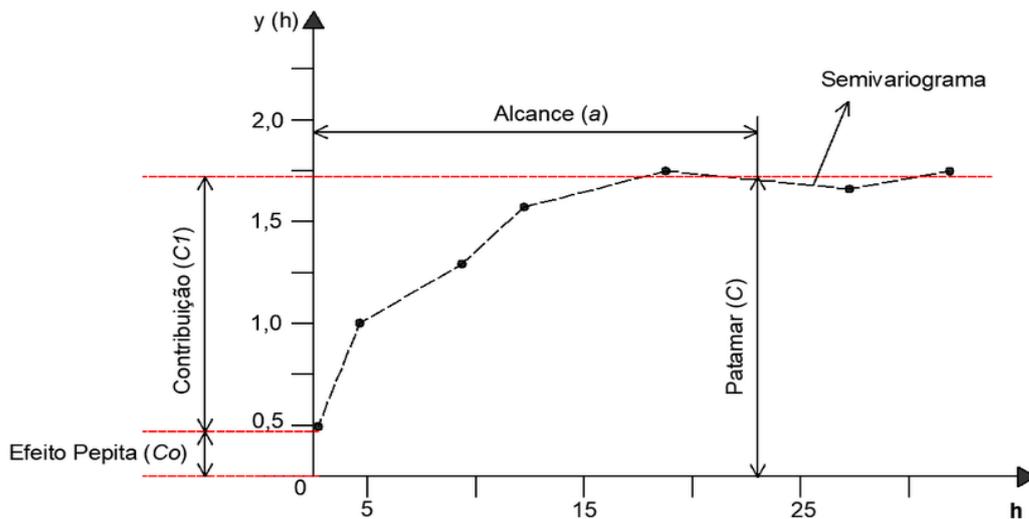


Figura 1 – Semivariograma experimental ideal  
 Fonte: CAMARGO (1997)

O ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental é um dos aspectos mais críticos nas aplicações da Teoria das Variáveis Regionalizadas e pode gerar considerável ambiguidade e controvérsia. Todos os cálculos em geoestatística dependem dos valores fornecidos pelo modelo do semivariograma para cada distância especificada (Vieira et al., 1981). Portanto, se o modelo ajustado for incorreto, todos os cálculos subsequentes também estarão comprometidos.

A eficácia dos semivariogramas em detectar a variabilidade espacial das amostras está diretamente relacionada ao ajuste adequado dos dados experimentais ao modelo teórico do variograma (Zimback, 2001). Dessa forma, o semivariograma é uma ferramenta central da geoestatística, pois descreve variações quantitativas e permite a interpolação em locais não amostrados (Mcbratney; Webster, 1986).

Assim, é essencial selecionar o modelo correto para a estimativa do semivariograma, uma vez que cada modelo apresenta valores distintos para parâmetros como alcance, efeito pepita e variância, que são fundamentais para a krigagem (Trangmar et al., 1985). Portanto, o modelo do semivariograma deve refletir a tendência das

semivariâncias calculadas, garantindo que as estimativas geradas pela krigagem sejam mais precisas e confiáveis (Vieira, 1981).

#### 2.5.4 Modelos Teóricos de Semivariograma

Na geoestatística, os modelos teóricos de semivariogramas são fundamentais para descrever a estrutura de dependência espacial entre as variáveis analisadas. Esses modelos funcionam como funções matemáticas que representam o comportamento da semivariância em função da distância entre pares de pontos, permitindo ajustar a curva teórica ao semivariograma experimental e, assim, realizar inferências espaciais mais precisas (Journel; Huijbregts, 1978).

Esses modelos permitem descrever a continuidade espacial de uma variável regionalizada por meio de três parâmetros principais: o efeito pepita ( $C_0$ ), que representa a variabilidade não explicada pelo modelo; o patamar ( $C_0 + C_1$ ), que indica o limite da dependência espacial; e o alcance ( $a$ ), que corresponde à distância a partir da qual as observações deixam de apresentar autocorrelação espacial significativa (Journel; Huijbregts, 1978; Isaaks; Srivastava, 1989).

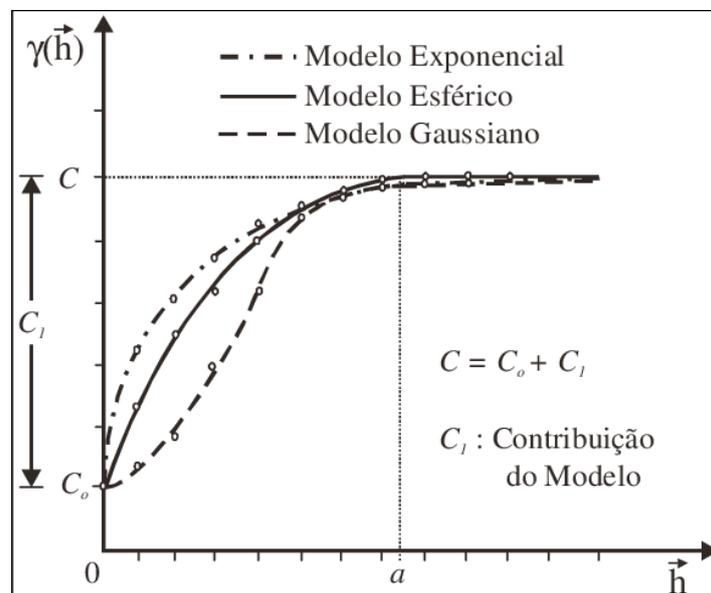


Figura 2 - Representação gráfica dos modelos teóricos

De modo geral, os modelos podem ser classificados como isotrópicos ou anisotrópicos, sendo os isotrópicos os mais frequentemente utilizados em aplicações florestais devido à simplicidade de sua aplicação e interpretação. Entre os modelos isotrópicos, destacam-se os do tipo I, que apresentam patamar, como os modelos esférico,

exponencial e gaussiano, e os do tipo II, que não apresentam patamar, como o modelo linear. Em estudos recentes, modelos mais flexíveis, como o Matérn e o Cauchy, também têm sido incorporados por sua capacidade de representar diferentes padrões de continuidade e suavidade espacial, oferecendo maior aderência a estruturas variográficas complexas (Chilès; Delfiner, 2012; Ribeiro Júnior; Diggle, 2001).

a) Modelo gaussiano:

O modelo gaussiano representa processos contínuos caracterizando-se por um crescimento inicial lento e apresentando um ponto de inflexão antes de atingir o alcance. Esse modelo é frequentemente associado a dados de elevações topográficas (Mcbratney E Webster, 1986). Os parâmetros de ajuste incluem  $C_0$ ,  $C_1$  e  $\alpha$ , com  $h$  representando a distância e  $\gamma(h)$  o valor da semivariância ajustado ao modelo (Vieira et al., 2000).

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \exp \left[ -3 \left( \frac{h}{a} \right)^2 \right] \right\}$$

b) Modelo exponencial:

O modelo exponencial, por sua vez, descreve processos com a maior perda de semelhança à medida que a distância aumenta, sendo comumente utilizado para ajustar dados de precipitação pluviométrica. Ele atinge o patamar de forma exponencial, possuindo uma única estrutura onde  $d$  é a distância máxima definida pelo semivariograma (Vieira et al., 2000).

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \exp \left[ -3 \frac{h}{a} \right] \right\}$$

c) Modelo esférico:

Já o modelo esférico tem um crescimento intermediário entre o gaussiano e o exponencial, sendo o mais frequentemente utilizado. Ele apresenta duas estruturas: uma para distâncias entre zero e o alcance, onde o semivariograma cresce de forma linear até cerca de 1/3 do alcance, e outra para distâncias maiores que o alcance, onde atinge o patamar (Trangmar et al., 1985; Vieira et al., 2000).

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right], & 0 < h < a \\ C_0 + C_1, & h \geq a \end{cases}$$

d) Modelo Linear:

O modelo linear representa uma situação em que a variabilidade espacial aumenta proporcionalmente com a distância, sem apresentar patamar. Ele é apropriado para variáveis que exibem tendência regional ou dependência espacial persistente ao longo de grandes distâncias, embora nem sempre represente processos estacionários (Chilès; Delfiner, 2012).

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & h = 0 \\ C_0 + C_1 |h| & 0 < |h| \leq a \\ C_0 + C_1, & |h| > a \end{cases}$$

e) Modelo Matérn:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \frac{1}{2^{\nu-1} \Gamma(\nu)} \left( \frac{2h\sqrt{\nu}}{a} \right)^{\nu} K_{\nu} \left( \frac{2h\sqrt{\nu}}{a} \right) \right]$$

em que:

- $\nu$  é o parâmetro de suavidade (quanto maior, mais suave o semivariograma),
- $\Gamma(\nu)$  é a função gama,
- $K_{\nu}$  é a função Bessel modificada de segunda espécie e ordem  $\nu$ ,
- $a$  é o parâmetro de alcance

O modelo Matérn é uma generalização dos modelos exponencial e gaussiano, incorporando um parâmetro adicional de suavidade ( $\nu$ ) que controla o formato da curva do semivariograma. Essa flexibilidade permite que o modelo se adapte a diferentes padrões espaciais, desde os mais suaves até os mais irregulares, sendo especialmente útil quando há incerteza sobre a estrutura de continuidade dos dados (Ribeiro Júnior; Diggle, 2001).

f) Modelo Cauchy:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \left[ 1 + \left( \frac{h}{a} \right)^2 \right]^{-\beta} \right\}$$

Onde:

- $\beta \in (0,1]$  é o parâmetro de forma (define a suavidade e cauda do modelo)
- $a$  é o parâmetro de alcance
- $C_0$  é o efeito pepita,  $C_1$  a contribuição

O modelo Cauchy caracteriza-se por uma curva com cauda longa, permitindo representar estruturas espaciais com dependência de longa duração. Seu uso é recomendado para variáveis com autocorrelação significativa mesmo em grandes distâncias, sendo útil em ambientes complexos e heterogêneos como florestas tropicais (Gneiting; Schlather, 2004).

#### 2.5.5 Método de estimativa espacial – Krigagem

A krigagem é uma técnica de interpolação geoestatística amplamente utilizada para estimar valores de uma variável regionalizada em locais não amostrados. Ela se baseia na teoria das variáveis regionalizadas e utiliza a estrutura de dependência espacial, modelada por semivariogramas ou covariogramas, para realizar estimativas precisas. A krigagem é uma ferramenta poderosa que incorpora tanto a localização espacial quanto a variabilidade dos dados, tornando-a uma técnica eficiente para análises espaciais (Journel; Huijbregts, 1978). Seu principal objetivo é fornecer estimativas imparciais e com erro mínimo para os valores desconhecidos, levando em consideração a correlação espacial entre os pontos amostrados (Vieira, 2000).

Existem diferentes tipos de krigagem, cada um com especificidades e aplicações adequadas a diferentes cenários. A krigagem simples assume que a média da variável é conhecida e constante ao longo da área de estudo. Essa técnica é particularmente útil quando há um bom conhecimento prévio do comportamento da variável (Isaaks; Srivastava, 1989). Já a krigagem ordinária é o método mais comum, e parte do pressuposto de que a média da variável é desconhecida, mas constante em uma região local. É amplamente utilizada em situações onde há incerteza sobre a média global da variável (Yamamoto; Landim, 2013).

A krigagem universal é aplicada quando a variável de interesse apresenta uma tendência ou deriva espacial, ou seja, quando a média varia sistematicamente ao longo da área. Nesse caso, a krigagem universal ajusta um modelo de tendência e estima as flutuações residuais (Webster; Oliver, 2007). Já a krigagem indicadora é uma técnica não paramétrica que usa indicadores binários para modelar a probabilidade de uma variável ultrapassar um determinado limiar. Ela é especialmente útil em estudos onde a variável de interesse tem uma distribuição altamente irregular, como em análises de contaminação ambiental (Deutsch; Journel, 1998).

Esses diferentes tipos de krigagem permitem adaptar a técnica às necessidades de cada estudo, otimizando a precisão das estimativas de acordo com a variabilidade e as características da variável regionalizada em questão. A escolha do método depende da natureza dos dados e da estrutura espacial, sempre com o objetivo de maximizar a acurácia das estimativas em locais não amostrados (Webster; Oliver, 2007).

#### 2.5.6 Uso e Aplicabilidade da Geoestatística na variabilidade de distribuição espacial

A krigagem, especialmente a krigagem ordinária, é frequentemente utilizada para estimar atributos do solo, como a fertilidade e a umidade. A aplicação de modelos de semivariogramas adequados, como os esférico e exponencial, tem mostrado ser útil para melhorar a precisão das previsões espaciais e na elaboração de mapas detalhados da qualidade do solo. A validação cruzada indicou que a krigagem tende a fornecer previsões mais precisas em comparação com métodos de interpolação mais simples (Vieira, 2000).

A escolha do modelo de semivariograma tem um impacto significativo na qualidade das estimativas espaciais. Em um estudo comparativo entre diferentes modelos de semivariogramas aplicados a dados ambientais, os modelos esférico, exponencial e gaussiano foram avaliados. O modelo gaussiano mostrou-se mais adequado para dados com alta variabilidade espacial, enquanto o modelo exponencial foi mais eficiente para dados com variações mais moderadas (Cressie, 1993).

A aplicação da geoestatística na avaliação da distribuição espacial de espécies em áreas naturais também foi investigada. Modelos de semivariogramas ajustados corretamente ajudaram a identificar padrões de dispersão e variabilidade da biodiversidade, permitindo um planejamento mais eficiente para a conservação de espécies e a gestão de habitats (Amaral et al., 2013).

A análise de padrões espaciais e processos ecológicos em florestas tropicais revelou que a estrutura espacial das espécies vegetais pode ser modelada por semivariogramas que capturam a variabilidade espacial em diferentes escalas. Algumas espécies exibem padrões de agregação, enquanto outras apresentam distribuições mais aleatórias ou uniformes, conforme as interações ecológicas e as condições ambientais (Condit et al., 2000).

A análise geoestatística também foi aplicada para investigar a distribuição espacial de espécies em florestas tropicais ombrófilas abertas sujeitas a distúrbios naturais e antrópicos. Os resultados indicaram que os distúrbios afetaram a estrutura espacial das comunidades vegetais, alterando a agregação das espécies e a variabilidade espacial, além de detectar anisotropia e padrões de agregação relacionados à resposta das espécies aos distúrbios (Amaral et al., 2013).

Em estudos focados na modelagem da distribuição espacial de espécies arbóreas em florestas tropicais brasileiras, métodos geoestatísticos têm sido eficazes para evidenciar a influência de fatores edáficos e topográficos na distribuição das espécies. A aplicação da krigagem ordinária permite a criação de mapas detalhados de densidade das espécies, contribuindo para a identificação de áreas de alta diversidade e destacando a importância de conservar habitats críticos (Martins et al., 2003).

A relação entre a distribuição de espécies e variáveis ambientais, como umidade do solo e tipo de solo, foi investigada com o uso de técnicas geoestatísticas. Os modelos de semivariogramas foram utilizados para capturar a estrutura espacial das espécies e compreender como as variáveis ambientais influenciam a distribuição (Espírito-Santo et al., 2002).

A geoestatística é amplamente utilizada na avaliação da variabilidade da distribuição espacial de fenômenos naturais, especialmente em ciências ambientais, agrárias e geológicas. Seu principal objetivo é quantificar e modelar a variabilidade espacial de uma variável regionalizada, ou seja, uma variável cuja distribuição espacial é influenciada por sua posição geográfica (Vieira, 2000). A partir de métodos como o semivariograma e a krigagem, a geoestatística permite analisar a dependência espacial entre amostras e realizar estimativas para locais não amostrados, considerando a continuidade espacial do fenômeno (Journel; Huijbregts, 1978).

Essa abordagem é particularmente útil para compreender padrões de distribuição espacial em solos, como a variação de propriedades químicas e físicas (Webster; OLIVER, 2007), na agricultura de precisão para manejar a variabilidade da produtividade

dentro de campos agrícolas (Mcbratney et al., 2005), ou para avaliar a dispersão de contaminantes em estudos ambientais (Trangmar et al., 1985). A geoestatística oferece uma vantagem significativa sobre métodos estatísticos convencionais, pois incorpora a estrutura espacial dos dados e, assim, permite uma modelagem mais precisa da variabilidade natural dos fenômenos.

Além disso, a geoestatística possibilita a criação de mapas de variabilidade espacial detalhados, que são essenciais para a tomada de decisões em diversos campos. Na agricultura, por exemplo, esses mapas podem ser usados para otimizar a aplicação de insumos, como fertilizantes e irrigação, promovendo maior eficiência e sustentabilidade (Corá et al., 2004). Já em estudos ambientais, eles ajudam a identificar áreas críticas de contaminação e a planejar estratégias de remediação (Isaaks; Srivastava, 1989).

A geoestatística é uma ferramenta eficaz para estudar a variabilidade espacial de espécies arbóreas porque permite modelar e interpretar a distribuição espacial dessas espécies, levando em consideração a estrutura de dependência espacial dos dados. A geoestatística ajuda a identificar padrões de dispersão e agrupamento, bem como a continuidade espacial das populações arbóreas em diferentes escalas, o que é fundamental para entender a dinâmica ecológica e os fatores ambientais que influenciam a distribuição das espécies (Vieira, 2000).

A aplicação da geoestatística em estudos de ecologia florestal é vantajosa porque permite interpolar valores em áreas não amostradas com maior precisão, gerando mapas detalhados da variabilidade espacial das espécies. Isso é essencial para o manejo florestal sustentável, uma vez que permite aos gestores identificarem áreas de alta densidade ou de espécies ameaçadas e, assim, tomar decisões mais informadas sobre conservação e uso dos recursos florestais (Burrough, 2001).

Com o aumento da preocupação ambiental e a necessidade de preservação de ecossistemas, a geoestatística se tornou uma ferramenta essencial para entender padrões de biodiversidade e distribuição de espécies em diferentes escalas espaciais. A capacidade de detectar padrões espaciais não aleatórios em florestas, solos e outros sistemas naturais possibilitou uma análise mais profunda da interação entre os fatores ambientais e a variabilidade biológica (Vieira et al., 2002).

O avanço de softwares de SIG (Sistemas de Informações Geográficas) e ferramentas de modelagem geoespacial também contribuiu para a popularização da geoestatística. A combinação de geoestatística com SIG oferece uma plataforma poderosa

para análise e visualização de dados espaciais, tornando mais acessíveis estudos sobre variabilidade espacial em diversas disciplinas científicas (Webster; Oliver, 2007).

O uso da geoestatística se intensificou com a necessidade de monitoramento ambiental e gestão de recursos naturais, como água e florestas, especialmente em face das mudanças climáticas. O entendimento da distribuição espacial de fenômenos naturais é crucial para prever mudanças, avaliar riscos e planejar medidas de adaptação (Rossi et al., 1992).

Em estudos ecológicos, a geoestatística é aplicada para detectar e descrever a estrutura de dependência espacial, otimizar a amostragem (definindo a escala de estudo, o tamanho e a forma das unidades amostrais), realizar interpolações e construir mapas, além de estimar e inferir variáveis ambientais (Aubry; Debouzie, 2001). A integração dos estudos de geoestatística com o inventário fitossociológico possibilita uma análise detalhada e embasada da floresta (Neves, 2013).

O uso de ferramentas baseadas em técnicas de geoestatística pode facilitar o desenvolvimento de novas estratégias de manejo, pois permite um conhecimento mais preciso das características espaciais das plantas e do solo, proporcionando uma compreensão mais aprofundada da floresta (Rossato et al., 2009).

A geoestatística, ao possibilitar a descrição quantitativa da variabilidade espacial dos atributos do solo e da vegetação, oferece suporte na tomada de decisões sobre o manejo das espécies florestais. No contexto do manejo florestal sustentável, a aplicação da geoestatística é especialmente relevante para as espécies comerciais, pois permite identificar com maior precisão as áreas de maior concentração dessas espécies, bem como compreender seus padrões de dispersão e coexistência com outras espécies (Bognola et al., 2007).

Esse tipo de análise é fundamental para subsidiar práticas de exploração seletiva, planejamento de intervenções e estratégias de conservação em florestas de uso múltiplo. Além disso, ao capturar a continuidade espacial dos dados geoposicionados, a geoestatística proporciona uma avaliação mais objetiva da distribuição de espécies com valor econômico, contribuindo para a eficiência produtiva e a preservação da biodiversidade (Dutra, 2014).

A identificação de espécies comerciais em inventários florestais é um passo essencial para o manejo sustentável, pois permite direcionar os esforços de exploração para espécies com maior valor econômico e potencial de mercado. Normalmente, são consideradas comerciais as espécies que apresentam elevado valor de madeira, demanda

no setor madeireiro e características tecnológicas favoráveis ao processamento industrial (Imaflora, 2022).

Nesse sentido, a análise florística associada a critérios ecológicos e econômicos contribui para a definição de um grupo de espécies-alvo, permitindo um planejamento mais racional das atividades de manejo (Pereira et al., 2011). Além dos critérios econômicos, aspectos florísticos como riqueza, diversidade e dominância relativa também exercem influência na escolha das espécies comerciais. A composição florística fornece subsídios importantes para avaliar o grau de representatividade das espécies na comunidade arbórea, orientando a seleção daquelas que podem ser manejadas de forma contínua e sustentável (Donadio et al., 2009).

Espécies que ocupam posições superiores no índice de valor de importância (IVI) geralmente combinam alta abundância, frequência e dominância, o que as torna candidatas naturais para uso comercial, desde que respeitados os critérios de regeneração e conservação (Santos; Pimentel, 2023). Assim, a integração entre análises florísticas e econômicas é fundamental para o estabelecimento de planos de manejo que conciliem produção e conservação, reduzindo o risco de superexploração de espécies raras e promovendo o uso sustentável dos recursos florestais (Aguiar et al., 2018; Brandão et al., 2020).

## 2.6 Integração entre fitossociologia e geoestatística no manejo florestal

A estrutura sociológica indica sobre a composição florística nos diferentes estratos da floresta em sentido vertical. A presença de espécies nos diferentes estratos é de fundamental importância fitossociológica, pois uma espécie tem presença assegurada na estrutura e dinâmica da floresta, quando se encontra representada em todos seus estratos (Longhi, 1987).

No entanto, a fitossociologia tradicional não considera de forma explícita a estrutura espacial das populações vegetais, o que pode limitar a compreensão de processos ecológicos como dispersão, competição e regeneração. A integração com a geoestatística representa um avanço metodológico, ao permitir a modelagem da dependência espacial entre indivíduos e a predição de atributos ecológicos ao longo da paisagem (Rossi et al., 1992; Legendre & Fortin, 1989). Estudos recentes também reforçam essa abordagem, destacando sua aplicação no planejamento de inventários e no manejo florestal mais eficiente (Aulló-Maestro et al., 2021).

A geoestatística facilita a avaliação da heterogeneidade espacial em florestas, fornecendo uma base sólida para análises que envolvem a diversidade, abundância e distribuição das espécies arbóreas, o que é crucial para estudos de biodiversidade e planejamento de ações de preservação (Rossi et al., 1992).

Os estudos sobre a aplicação da geoestatística na distribuição espacial têm se intensificado nas últimas décadas devido à crescente necessidade de entender e gerenciar melhor os recursos naturais e os ecossistemas de maneira sustentável. Essa intensificação está relacionada ao avanço tecnológico, que facilita a coleta e análise de grandes quantidades de dados espaciais, além da maior consciência sobre a importância da variabilidade espacial na agricultura, silvicultura, ciências ambientais e ecologia (Carvalho et al., 2002).

Estudos recentes demonstram que a incorporação de análises espaciais às avaliações fitossociológicas pode melhorar significativamente a eficácia do manejo florestal, tornando-o mais direcionado, eficiente e sustentável. Tal abordagem contribui para minimizar os impactos da exploração, otimizar os rendimentos madeireiros e garantir a regeneração adequada das espécies de interesse (Embrapa, 2020).

### 3 MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 Caracterização da área

A área de estudo está localizada no município de Aripuanã (Lat. 9°39 '32,154 "S e Long. 60°19 '55,268 "W), distante 947 km de Cuiabá, capital do estado de Mato Grosso. De acordo com a classificação fitofisionômica do projeto RADAMBRASIL (Brasil, 1983), a região enquadra-se na formação de Floresta Ombrófila Aberta, típica de ambientes úmidos da Amazônia, caracterizada por vegetação de porte arbóreo com dossel descontínuo e presença significativa de espécies adaptadas a condições de alta pluviosidade.

O clima de Aripuanã é predominantemente tropical, com uma estação seca bem definida e uma estação chuvosa. De acordo com a classificação climática de Köppen, a região pode ser classificada como "Aw", que corresponde ao clima tropical com estação seca no inverno e chuvosa no verão (Álvares, 2013).

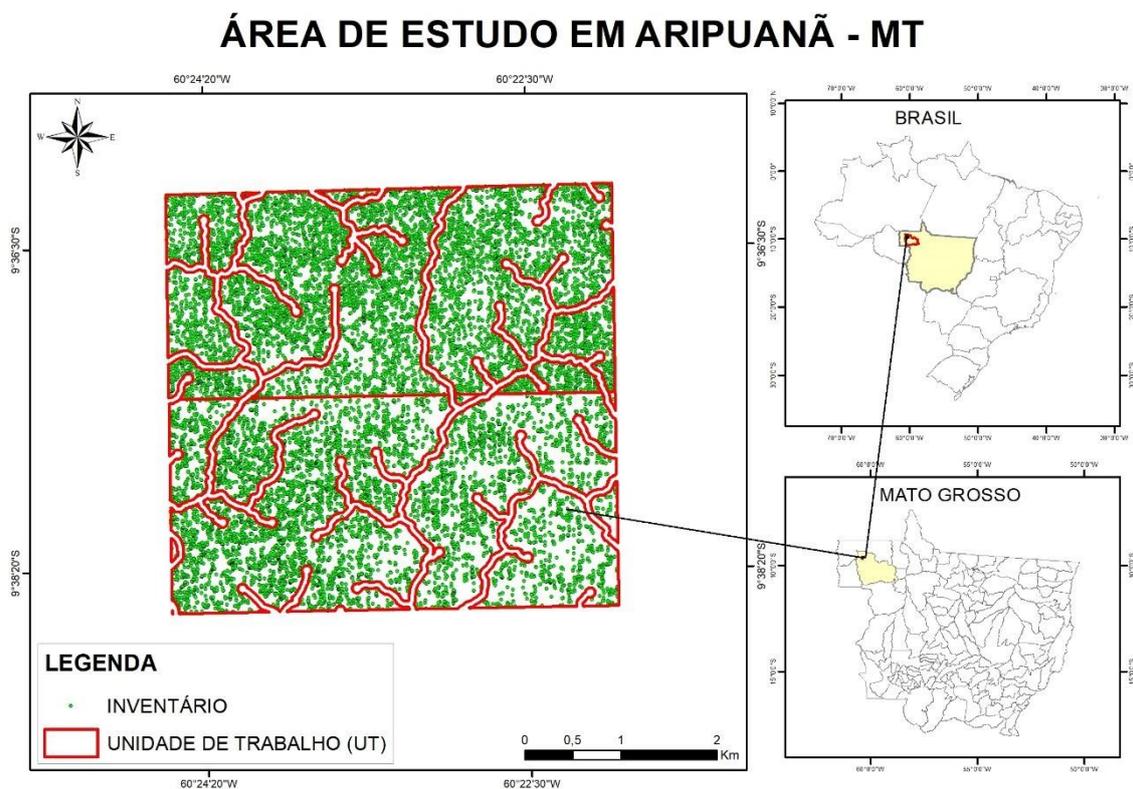


Figura 3 – Localização da área de estudo

Durante a estação chuvosa, que se estende de outubro a abril, o município de Aripuanã concentra a maior parte da precipitação anual, que varia entre 1.500 mm e 2.000

mm, caracterizando-se por chuvas frequentes e de alta intensidade. As temperaturas médias durante este período oscilam entre 24°C e 28°C. Por outro lado, na estação seca, de maio a setembro, observa-se uma redução significativa nos volumes pluviométricos, com meses que registram índices próximos de zero. As temperaturas permanecem elevadas, variando de 23°C a 27°C, enquanto a umidade relativa do ar apresenta declínio, resultando em condições ambientais mais secas e susceptíveis à escassez hídrica (INMET, 2021).

Esse padrão climático influencia diretamente a vegetação e o uso da terra na região. As formações florestais e savânicas de Aripuanã estão adaptadas às variações sazonais de precipitação, e o ciclo de chuva e estiagem afeta a dinâmica dos ecossistemas locais, bem como as atividades agrícolas. As condições climáticas também repercutem na gestão dos recursos hídricos e na produção agrícola, sendo utilizadas para desenvolvimento de práticas sustentáveis e o planejamento ambiental (Holmgren et al., 2013).

Os solos predominantes na região são classificados como Argissolos Vermelho-Amarelos Distroférricos, típicos de áreas tropicais e subtropicais do Brasil. Estes solos apresentam coloração vermelha ou amarela, resultante da presença de óxidos de ferro e alumínio. A textura é predominantemente argilosa, proporcionando boa capacidade de retenção de água. No entanto, apresentam fertilidade natural moderada a baixa, especialmente nas camadas superficiais, exigindo práticas de manejo adequadas para viabilizar a produção agrícola (Lucena et al., 2021).

### 3.2 Obtenção dos dados

A área de estudo corresponde a uma Unidade de Produção Anual (UPA) com 1.798,11 hectares de floresta ombrófila aberta sob regime de manejo florestal sustentável, autorizada pelos órgãos ambientais competentes. Embora os documentos do plano de manejo não tenham sido acessados diretamente, presume-se que o último corte seletivo tenha ocorrido entre 5 a 10 anos antes do inventário, seguindo o ciclo de corte de 35 anos estabelecido pela Instrução Normativa nº 05/2006 do MMA. A intensidade de exploração provavelmente foi moderada, respeitando o limite de 30 m<sup>3</sup>/ha, sendo direcionada a espécies de interesse comercial como a maçaranduba (*Manilkara elata*), o cumarú (*Dipteryx odorata*) e a cupiúba (*Goupia glabra*), cuja recuperação depende de características específicas de crescimento.

O inventário florestal foi realizado no ano de 2020. A área foi dividida em 186 faixas de mesma largura, totalizando 15.571 indivíduos arbóreos registrados. Foram incluídas na análise todas as árvores com diâmetro à altura do peito (DAP) igual ou superior a 30 cm. Para cada indivíduo, foram registradas as coordenadas geográficas via GPS, o nome científico e popular, a circunferência à altura do peito (posteriormente convertida em DAP) e a altura comercial. Esta foi estimada visualmente por técnicos experientes com o auxílio de hipsômetro eletrônico Haglöf. As coordenadas geográficas foram obtidas com receptor GPS de navegação, cuja precisão horizontal média é de aproximadamente 3 m a 5 m, sendo adequada para aplicações em inventários florestais de média escala

### 3.3 Análises dos dados

Todas as análises estatísticas e geoespaciais deste estudo foram realizadas no software RStudio, interface integrada para o ambiente estatístico R (R CORE TEAM, 2024). Optou-se pelo RStudio devido à sua ampla disponibilidade de pacotes especializados, reprodutibilidade analítica e compatibilidade com métodos descritivos e espaciais.

Para as análises descritivas e fitossociológicas, foram utilizados os pacotes *dplyr* para manipulação e filtragem dos dados (Wickham et al., 2023), *moments* para o cálculo de média, variância, assimetria e curtose (Komsta; Novomestsky, 2015), *ggplot2* para construção de gráficos (Wickham, 2016), *flextable* para a criação de tabelas formatadas (Gohel, 2023) e *patchwork* para combinar diferentes gráficos em uma única visualização (Pedersen, 2020). Esses pacotes proporcionaram uma estrutura sólida para explorar e comunicar os padrões encontrados nas variáveis ecológicas analisadas.

As análises geoestatísticas foram conduzidas por meio dos pacotes *gstat*, *geoR* e *fields*, que oferecem ferramentas robustas para modelagem espacial, construção de variogramas, interpolação e krigagem (Pebbesma, 2023; Ribeiro Júnior; Diggle, 2001). Adicionalmente, os pacotes *sf*, *terra*, *sp* e *geobr* foram empregados para a manipulação de dados espaciais vetoriais e raster, bem como para a visualização de mapas temáticos (Hijmans, 2023; Edema et al., 2023; IBGE, 2023). O pacote *RColorBrewer* foi utilizado para aplicar paletas de cores apropriadas à visualização cartográfica, melhorando a comunicação dos resultados espaciais.

### 3.3.1 Análise estatística descritiva e fitossociológica

Os valores de DAP foram submetidos à análise estatística descritiva clássica, com o objetivo de caracterizar o comportamento geral dos dados e identificar possíveis valores discrepantes, etapa fundamental para a definição dos procedimentos subsequentes, (Salviano, 1996). Foram calculados parâmetros estatísticos, entendidos como medidas diretas obtidas a partir dos dados brutos coletados em campo, expressas com unidades de medida e utilizadas para descrever quantitativamente características da população analisada. Dentre esses parâmetros, destacam-se:

Parâmetros de posição: valor máximo, mínimo, média, moda e mediana;

Parâmetros de dispersão: variância, desvio padrão, erro padrão e coeficiente de variação;

Parâmetros de forma: assimetria e curtose.

Em sequência, foi realizada a análise fitossociológica da comunidade arbórea por meio do cálculo de índices ecológicos, que diferentemente dos parâmetros, são medidas derivadas, adimensionais e obtidas pela combinação de dois ou mais parâmetros, permitindo a padronização e a comparação entre unidades amostrais (Magurran, 2004). Foram empregados os índices de frequência, densidade, dominância e o Índice de Valor de Importância (IVI), o qual sintetiza a relevância ecológica das espécies ao integrar os três primeiros índices. Essa análise possibilitou a identificação das cinco espécies comerciais mais representativas da área, tanto por sua importância ecológica quanto pelo seu valor econômico no contexto do manejo florestal sustentável (Fonseca et al., 2020).

### 3.3.2 Análise Geoestatística

Para as análises geoestatísticas, foram utilizados dados geográficos do município locais. A delimitação territorial do município foi obtida por meio do pacote *geobr*, que possibilita o download de dados cartográficos oficiais do IBGE. Os dados foram carregados e convertidos para objetos da classe *sf* (*simple features*), garantindo compatibilidade com funções de análise espacial.

A visualização inicial consistiu na sobreposição dos pontos amostrais, representando a localização georreferenciada das árvores, sobre o mapa do município, utilizando o pacote *ggplot2*. Essa etapa permitiu verificar a distribuição espacial dos indivíduos amostrados em relação aos limites geográficos do município.

Em seguida, os dados de localização das árvores foram transformados em objetos espaciais (sf) com sistema de referência geográfica definido (EPSG:4326), permitindo maior precisão nas análises posteriores. Para destacar a área de estudo específica dentro do município, foi criada uma borda delimitadora em formato quadrado, baseada na extensão dos pontos amostrais, garantindo projeção coerente com os dados.

### 3.3.2.1 Semivariograma e Seleção dos Modelos

Para a caracterização dos padrões espaciais das espécies arbóreas comerciais mais dominantes na (UPA), inicialmente, foram selecionadas as cinco espécies com maior IVI, sobre as quais se concentrou a modelagem espacial da variável DAP. Para cada espécie, foram calculados dois tipos de semivariogramas experimentais: um padrão (sem tendência) e outro com remoção de tendência de primeira ordem. A escolha realizada manualmente com base na qualidade dos gráficos e no comportamento espacial da variável.

Posteriormente, procedeu-se ao ajuste de seis modelos teóricos de semivariograma para cada espécie: Linear, Esférico, Exponencial, Gaussiano, Cauchy e Matérn (Tabela 1).

Tabela 1 – Modelos de semivariogramas utilizados para avaliar a dependência espacial das espécies na UPA

Modelo	Modelo Matemático
Linear	$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & , 0 <  h  \leq a \\ C_0 + C_1  h  & ,  h  > a \end{cases}$
Esférico	$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & , 0 < h < a \\ C_0 + C_1 & , h \geq a \end{cases}$
Exponencial	$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \exp \left[ -3 \frac{h}{a} \right] \right\}$
Gaussiano	$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \exp \left[ -3 \left( \frac{h}{a} \right)^2 \right] \right\}$
Cauchy	$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left\{ 1 - \left[ 1 + \left( \frac{h}{a} \right)^2 \right]^{-\beta} \right\}$
Matérn	$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - \frac{1}{2^{\nu-1} \Gamma(\nu)} \left( \frac{2h\sqrt{\nu}}{a} \right)^{\nu} K_{\nu} \left( \frac{2h\sqrt{\nu}}{a} \right) \right]$

$\gamma(h)$  = semivariância da variável de interesse;  $C_0$  = efeito pepita;  $C_1$  = patamar;  $a$  = alcance;  $h$  = distância

A avaliação da qualidade dos ajustes foi conduzida por meio de métricas estatísticas robustas, incluindo a log-verossimilhança (LogLik), o Critério de Informação de Akaike (AIC), o Critério de Informação Bayesiano (BIC), a Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQ) entre os valores empíricos e ajustados, e a caracterização da dependência espacial. A dependência espacial foi classificada como forte, moderada ou fraca com base na razão entre o efeito pepita ( $C_0$ ) e o patamar total ( $C_0 + C_1$ ), conforme sugerido por Cambardella et al., (1994) (Tabela 2). Essa razão indica o quanto da variabilidade total é atribuída ao efeito pepita, servindo como critério para determinar o grau de dependência espacial.

Tabela 2 – Classificação do grau de dependência espacial com base na razão  $C_0 / (C_0 + C_1)$ , segundo Cambardella et al., (1994).

Razão $C_0 / (C_0 + C_1)$	Grau de Dependência Espacial
$< 0,25$	Forte
$> 0,25$ e $\leq 0,75$	Moderada
$> 0,75$	Fraca

$C_0$  = efeito pepita;  $C_1$  = patamar

A seleção final do modelo para cada espécie foi baseada na menor Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQ), considerada a métrica mais sensível ao ajuste, complementada por menores valores de AIC e BIC e maiores valores de log-verossimilhança. Adicionalmente, o grau de dependência espacial foi utilizado para interpretar a estrutura da variabilidade espacial da espécie analisada, fornecendo subsídios essenciais para o planejamento do manejo e da conservação.

A seleção do modelo para cada espécie foi baseada na menor SQ, considerada a métrica mais sensível ao ajuste, complementada por menores valores AIC e BIC, bem como por maiores valores de log-verossimilhança. Adicionalmente, o grau de dependência espacial foi utilizado para interpretar a estrutura da variabilidade espacial da espécie analisada, fornecendo subsídios técnicos para o planejamento das ações de manejo e conservação.

### 3.3.2.2 Krigagem

Após o ajuste dos modelos teóricos de semivariogramas para cada espécie, procedeu-se à interpolação espacial da variável DAP por meio da técnica de krigagem ordinária pontual. Inicialmente construída uma grade regular de predição com 200 pontos x 200 pontos cobrindo toda a extensão da área da (UPA), com base nos limites espaciais definidos pela borda da área amostrada. Essa resolução foi escolhida para garantir alta definição cartográfica, permitindo uma visualização detalhada das variações locais.

Cada espécie foi processada individualmente, utilizando o modelo de semivariograma previamente ajustado e validado. Os modelos utilizados foram majoritariamente do tipo esférico, com exceção de *Protium heptaphyllum*, para a qual o modelo Matérn apresentou melhor desempenho. Além disso, foi considerado se a estrutura de tendência espacial (1st order) havia sido incorporada na geração do

semivariograma — informação essencial para configurar corretamente o parâmetro no controle da krigagem.

Para cada espécie, foram gerados mapas de isolinhas com interpolação bilinear e coloração contínua, representando a distribuição espacial estimada de DAP. Os pontos observados foram sobrepostos em vermelho para facilitar a comparação entre os valores medidos e preditos. As legendas dos mapas foram customizadas para apresentar faixas de valores preditos, auxiliando na interpretação prática da variabilidade local.

A precisão preditiva dos modelos de krigagem foi avaliada por meio da validação cruzada do tipo K-Fold, com cinco subconjuntos, utilizando os dados do inventário florestal. A seleção das cinco espécies com maior Índice de Valor de Importância (IVI) foi realizada com base na análise fitossociológica, e os modelos de semivariograma foram ajustados previamente utilizando a função `variofit()` do pacote `geoR`. O modelo considerado mais adequado para cada espécie foi determinado com base em critérios de informação (AIC, BIC), soma dos quadrados dos resíduos e análise da dependência espacial.

A validação cruzada foi realizada com o auxílio da função `krige.cv()` do pacote `gstat`, que permite a divisão dos dados em cinco partes e a realização de predições com base nos subconjuntos restantes. Foram analisadas duas fórmulas de krigagem: com e sem tendência espacial de primeira ordem, aplicadas conforme diagnóstico inicial da estrutura dos dados. Os resultados foram avaliados a partir dos seguintes indicadores estatísticos: Erro Médio (ME), Erro Absoluto Médio (MAE), Raiz do Erro Quadrático Médio (RMSE) e o coeficiente de correlação de Pearson entre os valores preditos e observados.

Além dos indicadores numéricos, foram gerados gráficos de dispersão entre os valores preditos e observados para cada espécie, com linha de tendência ajustada por regressão linear simples e linha de referência (1:1), com o objetivo de visualizar a qualidade do ajuste dos modelos.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Análise descritiva do DAP da vegetação arbórea

A análise descritiva do DAP por espécie (Tabela 4) revelou uma ampla variação estrutural entre as espécies amostradas, com valores médios variando entre 53,66 cm (*Mezilaurus itauba*) e 86,74 cm (*Apuleia leiocarpa*).

A variação no coeficiente de variação entre as espécies (18,3% a 33,0%) reflete diferentes estratégias ecológicas e respostas a gradientes ambientais. *Protium heptaphyllum* apresentou a menor variabilidade (CV = 18,3%), sugerindo maior uniformidade em suas condições de crescimento, possivelmente relacionada à sua tolerância a diferentes condições edáficas (Ribeiro et al., 1999).

Em contraste, *Hymenaea courbaril* mostrou a maior variabilidade (CV = 33,0%), consistente com sua característica de espécie emergente que apresenta grande amplitude de tamanhos devido à sua longevidade e crescimento diferencial ao longo do tempo (Carvalho, 2003). Esta variabilidade é típica de espécies climáticas de grande porte em florestas tropicais (Clark & Clark, 1992).

As espécies *Apuleia leiocarpa*, *Cordia goeldiana* e *Enterolobium contortisiliquum* apresentaram as maiores médias de DAP, enquanto *Mezilaurus itauba* e *Ocotea spixiana* destacaram-se pelas menores. Essa variação reflete diferentes estratégias ecológicas relacionadas ao comportamento sucessional, à tolerância à sombra e à competição por recursos. Por exemplo, *Apuleia leiocarpa* é uma espécie de crescimento rápido, com bom desempenho em ambientes mais abertos e iluminados, o que favorece o acúmulo de maior diâmetro ao longo do tempo. Já *Mezilaurus itauba* e *Ocotea spixiana*, por serem espécies de crescimento mais lento e maior tolerância ao sombreamento, tendem a apresentar diâmetros menores.

Esses padrões estão diretamente ligados aos fatores que determinam o crescimento e a produtividade florestal, como a disponibilidade de luz, água e nutrientes, bem como a capacidade das espécies em explorar esses recursos de forma eficiente. Assim, os resultados obtidos reforçam a importância das características funcionais das espécies na definição dos padrões de crescimento diamétrico, fornecendo subsídios relevantes para o planejamento do manejo florestal e para estratégias de conservação voltadas à manutenção da diversidade estrutural da floresta.

A variabilidade do DAP também apresentou diferenças relevantes entre as espécies analisadas. *Amburena acreana*, *Enterolobium contortisiliquum* e *Couratari guianensis* registraram os maiores desvios padrão, todos acima de 25 cm, com destaque para *Couratari guianensis*, que atingiu 25,58 cm. Esse padrão pode ser interpretado sob duas perspectivas complementares: (i) a presença de indivíduos em diferentes estágios de desenvolvimento ou faixas etárias e (ii) a influência de variações ambientais locais, que afetam o crescimento de forma diferenciada entre os indivíduos.

No caso de *Amburena acreana* e *Enterolobium contortisiliquum*, ambas espécies comumente associadas a ambientes mais abertos e com maior incidência de luz, o elevado desvio pode refletir a colonização de áreas com diferentes níveis de perturbação, como clareiras ou bordas de floresta. Nesses contextos, é comum encontrar indivíduos jovens crescendo rapidamente ao lado de indivíduos adultos remanescentes, o que contribui para aumentar a amplitude diamétrica observada.

Já *Couratari guianensis*, apesar de apresentar padrão semelhante em termos estatísticos, possui uma ecologia distinta. Trata-se de uma espécie de sombra, típica de estágios sucessionais mais avançados e ambientes mais estáveis. Nesse caso, a amplitude de DAP pode estar mais relacionada à heterogeneidade ambiental em microescala, como diferenças em profundidade do solo, disponibilidade hídrica ou competição interespecífica, do que à ocupação de ambientes perturbados. Ou seja, ainda que as três espécies apresentem alto desvio padrão, os fatores subjacentes a essa variação parecem ser diferentes, refletindo estratégias ecológicas distintas.

As estatísticas da variância, do desvio padrão e do erro padrão do DAP destacam as diferenças entre as espécies em relação à variabilidade e à precisão na estimativa do DAP médio. Espécies com maior variância, como *Enterolobium contortisiliquum* (840,20 cm<sup>2</sup>), *Amburena acreana* (776,89 cm<sup>2</sup>) e *Couratari guianensis* (654,30 cm<sup>2</sup>), também apresentaram elevados desvios padrão — *E. contortisiliquum* (28,99 cm), *A. acreana* (27,87 cm) e *Bagassa guianensis* (26,62 cm) — evidenciando a acentuada heterogeneidade no crescimento diamétrico entre os indivíduos dessas populações.

Os valores de desvio padrão superiores a 20 cm em estudos de estrutura florestal são geralmente considerados indicativos de alta dispersão, especialmente em florestas tropicais com diversidade estrutural acentuada, o que pode indicar a coexistência de árvores jovens e adultas no mesmo estrato ou em estágios sucessionais distintos (Scolforo et al., 2008; Andriotti, 2003).

Em contraste, espécies como *Sterculia apetala* (variância de 50,94 cm<sup>2</sup>; desvio padrão de 7,14 cm), *Ocotea spixiana* (variância de 139,16 cm<sup>2</sup>; desvio padrão de 11,80 cm) e *Protium heptaphyllum* (variância de 112,71 cm<sup>2</sup>; desvio padrão de 10,62 cm) apresentaram menor dispersão diamétrica, indicando maior uniformidade estrutural dentro da população amostrada. Esse padrão pode estar associado a fatores ecológicos como maior especialização a determinados nichos ou condições ambientais mais homogêneas no interior da floresta.

Tabela 3 – Análise descritiva do DAP por espécie da UPA de uma Floresta Ombrófila Aberta, Aripuanã, MT

Espécie	Média	Mediana	Moda	Valor máx.	Valor mín.	Variância	Desv. Padrão	Assimetria	Curtose	Erro Padrão	CV%
<i>Albizia niopoides</i>	62,23	61,75	66,85	106,95	31,83	204,6320	14,3050	0,3397	2,9993	0,7758	22,99
<i>Amburena acreana</i>	78,44	77,99	31,83	154,70	30,24	776,8947	27,8728	0,2868	2,4557	1,5274	35,53
<i>Apuleia leiocarpa</i>	86,74	87,85	95,49	181,44	31,19	458,6931	21,4171	-0,1666	3,3863	0,6560	24,69
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	53,79	53,79	53,79	53,79	53,79	-	-	-	-	-	-
<i>Astronium lecointei</i>	59,70	56,66	57,30	133,69	31,83	317,2996	17,8129	0,9719	3,7086	0,5857	29,84
<i>Bagassa guianensis</i>	73,51	70,67	95,49	159,16	31,19	708,7075	26,6216	0,4777	2,5364	1,6606	36,21
<i>Bowdichia nitida</i>	56,04	53,95	63,03	107,27	34,06	225,5567	15,0185	1,2397	4,9111	1,7951	26,80
<i>Cariniana estrellensis</i>	69,62	68,44	76,39	140,06	31,83	380,6451	19,5101	0,6526	3,8056	1,3463	28,02
<i>Cedrela odorata</i>	61,72	59,52	66,85	148,01	31,19	337,6170	18,3744	0,9637	4,7289	1,1836	29,77
<i>Cedrelinga catenaeformis</i>	57,64	54,91	76,39	159,16	31,83	298,6668	17,2820	1,3828	7,0582	0,8556	29,98
<i>Clarisia racemosa</i>	57,27	54,75	46,47	112,36	31,83	211,7491	14,5516	0,9529	4,2902	1,0557	25,41
<i>Cordia goeldiana</i>	86,55	86,90	86,90	111,09	49,02	199,9331	14,1398	-0,3229	2,5714	1,7675	16,34
<i>Couratari guianensis</i>	82,39	85,94	95,49	162,34	31,83	654,2984	25,5793	0,0167	2,4454	0,7776	31,05
<i>Dipteryx odorata</i>	66,71	66,85	76,39	141,97	31,83	365,8926	19,1283	0,4896	3,3050	0,8224	28,67
<i>Enterolobium contortisiliquum</i>	85,69	86,90	100,27	162,34	35,01	840,1975	28,9862	0,3190	2,3293	2,7030	33,83
<i>Enterolobium schomburgkii</i>	70,86	67,96	66,85	129,87	34,06	365,3973	19,1154	0,5259	3,1603	1,2659	26,98
<i>Eriotheca candolleana</i>	69,82	66,85	66,85	117,78	32,47	387,7256	19,6907	0,2366	2,6638	2,9353	28,20
<i>Erisma uncinatum</i>	81,17	81,17	81,17	81,17	81,17	-	-	-	-	-	-
<i>Handroanthus serratifolius</i>	58,79	55,39	45,20	121,59	30,56	281,0847	16,7656	0,8399	3,3609	0,3570	28,52
<i>Hymenaea courbaril</i>	74,78	70,67	89,13	152,79	30,88	609,7035	24,6922	0,5290	2,5404	0,5913	33,02
<i>Hymenolobium nitidum</i>	75,49	70,03	66,85	153,11	31,83	616,3213	24,8258	0,6325	2,8680	1,7916	32,89
<i>Manilkara elata</i>	61,83	58,25	66,85	127,32	31,83	229,8773	15,1617	0,7228	4,2435	0,6367	24,52
<i>Martiodendron elatum</i>	61,42	57,30	57,30	124,46	31,83	238,3312	15,4380	0,8563	3,8654	0,6988	25,14
<i>Mezilaurus itauba</i>	53,66	50,93	46,16	120,00	31,83	248,2804	15,7569	1,8624	8,3340	2,3232	29,36
<i>Minuartia guianensis</i>	54,11	54,11	54,11	54,11	54,11	-	-	-	-	-	-
<i>Ocotea spixiana</i>	53,82	51,89	38,20	91,67	36,29	139,1611	11,7967	1,0573	4,2355	1,3027	21,92
<i>Peltogyne paniculata</i>	58,30	57,30	66,85	106,00	31,83	231,5627	15,2172	0,4714	2,7069	0,5932	26,10
<i>Pouteria caimito</i>	56,15	55,70	54,11	95,49	35,01	120,7805	10,9900	0,7763	4,3438	1,3528	19,57
<i>Protium heptaphyllum</i>	57,92	57,30	66,85	105,04	32,79	112,7059	10,6163	0,3489	3,4756	0,2544	18,33
<i>Pterocarpus santalinoides</i>	82,43	85,94	95,49	143,24	32,47	383,3042	19,5782	-0,1697	3,1146	1,0729	23,75
<i>Simarouba amara</i>	59,69	58,89	63,66	124,14	30,24	218,1738	14,7707	0,5867	3,6743	0,6872	24,74
<i>Sterculia apetala</i>	60,87	60,16	66,85	76,39	46,16	50,9390	7,1372	-0,0328	2,7311	1,2617	11,73
<i>Terminalia corrugata</i>	72,19	66,85	66,85	152,79	31,83	514,6947	22,6869	0,9132	3,5580	1,5545	31,43
<i>Vatairea sericea</i>	63,31	62,07	66,85	133,69	31,83	375,1164	19,3679	,5504	2,7701	0,7760	30,59

**Legenda:** Média – cm; Mediana – cm; Moda – cm; Valor máx. – cm; Valor mín. – cm; Variância – cm<sup>2</sup>; Desv. Padrão – cm; Assimetria – adimensional; Curtose – adimensional; Erro Padrão – cm; CV% – percentual.

O erro padrão da média, indicador da precisão da estimativa do DAP médio, foi menor em *Protium heptaphyllum* (0,25 cm), *Handroanthus serratifolius* (0,36 cm) e *Apuleia leiocarpa* (0,66 cm), refletindo maior confiabilidade na média amostral dessas espécies. Esse comportamento pode ser atribuído a uma menor variabilidade interna entre os indivíduos amostrados, indicando populações mais uniformes em termos de crescimento diamétrico. Além disso, valores reduzidos de erro padrão pode estar associados a tamanhos amostrais mais robustos ou a uma distribuição mais concentrada dos dados em torno da média.

Por outro lado, *Enterolobium contortisiliquum* (2,70 cm), *Mezilaurus itauba* (2,32 cm) e *Amburena acreana* (1,53 cm) exibiram os maiores erros padrão, refletindo maior incerteza associada às suas médias. Esses valores mais elevados indicam uma maior dispersão dos indivíduos em relação à média, o que pode estar relacionado à heterogeneidade estrutural das populações, à presença de diferentes classes etárias ou mesmo à ocupação de microambientes variados com diferentes níveis de recurso.

A análise desses padrões auxilia na identificação de espécies com estruturas mais uniformes e previsíveis, as quais, por apresentarem menor incerteza estatística, podem ser mais facilmente incorporadas a estratégias de manejo florestal. Por outro lado, espécies com maior variação individual podem demandar abordagens mais cautelosas, tanto do ponto de vista econômico quanto da conservação, devido à dificuldade de prever seu comportamento ao longo do tempo.

A análise descritiva evidenciou padrões consistentes nas medidas de tendência central, dispersão e forma. De modo geral, observou-se uma proximidade entre as médias e medianas do DAP na maioria das espécies, com diferenças inferiores a 3 cm, indicando simetria aproximada e baixa influência de outliers. Esse padrão foi observado em *Albizia niopoides* ( $\approx 0,48$  cm), *Bagassa guianensis* ( $\approx 2,85$  cm) e *Apuleia leiocarpa* ( $\approx -1,11$  cm). Por outro lado, espécies como *Hymenolobium nitidum* ( $\approx 5,46$  cm) e *Terminalia corrugata* ( $\approx 5,35$  cm) apresentaram diferenças superiores a 3 cm, indicando assimetria mais acentuada na distribuição dos diâmetros. A adoção do limite de 3 cm como indicativo de simetria aproximada segue o critério sugerido por Triola (2017), que propõe que diferenças inferiores a 5% da média podem ser consideradas pequenas.

Já os coeficientes de variação (CV), utilizados para avaliar a heterogeneidade dos dados em relação à média, reforça essa observação. As menores variações relativas foram observadas em *Sterculia apetala* (CV  $\approx 11,73\%$ ) e *Cordia goeldiana* (CV  $\approx 16,34\%$ ), indicando alta uniformidade no crescimento diamétrico, o que pode refletir populações

mais estáveis ou por apresentarem características ecológicas que favorecem crescimento mais constante sob as condições locais estáveis. De modo geral, CVs abaixo de 20% indicam baixa heterogeneidade, conforme estabelecido por Scolforo et al., (2008), e são geralmente associados a povoamentos relativamente uniformes em termos de crescimento diamétrico, associados à estabilidade estrutural e menor competição intraespecífica.

As maiores variações relativas no DAP foram observadas em *Bagassa guianensis* (36,21%), *Amburena acreana* (35,53%), *Enterolobium contortisiliquum* (33,83%) e *Hymenaea courbaril* (33,02%). Esses valores refletem a presença de indivíduos em diferentes estágios de crescimento e o comportamento ecológico dessas espécies. A espécie *Bagassa guianensis*, por exemplo, é reconhecida por seu crescimento rápido e caráter pioneiro, frequentemente associada a áreas de clareiras e ambientes perturbados, o que justifica essa variação (Carvalho; Carvalho, 2004). Da mesma forma, *Amburena acreana*, comumente encontrada em formações secundárias e ambientes abertos, também apresenta crescimento acelerado e alta plasticidade ecológica, características que favorecem amplitudes maiores nos valores de DAP (Lorenzi, 2002).

Os valores de CV superiores a 30% apontam para populações estruturalmente heterogêneas (Andriotti, 2003), elevada dispersão diamétrica, possivelmente relacionada a distúrbios passados, variação ambiental local ou diferenças sucessionais entre indivíduos (Bolzan, 2016). Essa elevada variação também foi relatada por Fávaro et al., (2021), que atribuíram tais padrões ao histórico de exploração seletiva, responsável por alterar a estrutura populacional e aumentar a variação diamétrica entre os indivíduos.

Essas diferenças de variação entre as espécies reforçam a importância de considerar os padrões de estrutura diamétrica no planejamento de práticas de manejo florestal sustentável. Espécies com alta variação podem demandar estratégias específicas de manejo, especialmente no que se refere ao corte seletivo e regeneração natural.

No que diz respeito à assimetria dos diâmetros à altura do peito (DAP), observou-se predominância de distribuições próximas da simetria ou levemente assimétricas entre as espécies analisadas, com valores geralmente baixos. A menor assimetria foi registrada para a espécie *Cordia goeldiana* (-0,3229), seguida por *Pterocarpus santalinoides* (-0,1697), *Apuleia leiocarpa* (-0,1666) e *Sterculia apetala* (-0,0328). Esses valores negativos indicam uma leve inclinação da distribuição para a esquerda, ou seja, com cauda voltada para os menores valores de DAP, o que pode sugerir a presença de alguns indivíduos jovens ou com crescimento mais restrito, sem comprometer a simetria geral da distribuição.

Essa leve assimetria negativa é frequentemente observada em povoamentos naturais ou manejados com dominância de indivíduos adultos. Estudos sobre a distribuição diamétrica em florestas naturais indicam que a forma da distribuição pode refletir a estrutura populacional e os processos sucessionais em andamento (Santos et al., 2016). A assimetria negativa pode representar um padrão de crescimento relativamente uniforme, com poucos indivíduos jovens ou regenerantes (Orellana et al., 2014).

Os maiores valores de assimetria do diâmetro à altura do peito (DAP) foram observados nas espécies *Mezilaurus itauba* (1,86), *Cedrelinga catenaeformis* (1,38), *Bowdichia nitida* (1,24) e *Ocotea spixiana* (1,06). Esses valores indicam distribuições positivamente assimétricas, ou seja, com cauda estendida à direita, o que sugere a presença de indivíduos com DAPs consideravelmente maiores que a média. Isso pode ser resultado da ocorrência de poucos indivíduos de grande porte nessas populações, indicando possível dominância de árvores jovens ou regenerantes com poucos exemplares adultos, o que é comum em florestas submetidas a ciclos de perturbação ou manejo seletivo (Orellana et al., 2014)

Distribuições assimétricas são características frequentes em comunidades florestais tropicais, especialmente quando a regeneração natural é irregular ou quando fatores ambientais limitam o crescimento de determinadas espécies. No caso de *Mezilaurus itauba*, a ocorrência esparsa e a predominância de indivíduos nos estratos diamétricos superiores indicam um padrão de crescimento lento e distribuição agregada, aspectos que podem justificar a assimetria mais acentuada observada em sua estrutura populacional, conforme evidenciado em áreas de manejo florestal na Amazônia Oriental (Oliveira et al., 2018).

Da mesma forma, a elevada assimetria em *Bowdichia nitida* pode refletir sua capacidade de explorar ambientes com maior disponibilidade de luz, como bordas ou clareiras em florestas ombrófilas abertas, favorecendo um crescimento rápido sob condições favoráveis e gerando estruturas populacionais desbalanceadas. Essa instabilidade pode estar associada a fatores ambientais como a heterogeneidade do solo e perturbações na cobertura vegetal, conforme já observado em outras espécies nativas de ambientes tropicais (Dutra, 2021).

As espécies com maior curtose, como *Mezilaurus itauba* (8,33), *Cedrelinga catenaeformis* (7,06), *Bowdichia nitida* (4,91) e *Pouteria caimito* (4,34), apresentaram distribuições leptocúrticas, com baixa dispersão em torno da média e pico acentuado na

distribuição, possivelmente refletindo eventos de regeneração sincronizada ou manejo uniforme.

Tais padrões podem estar associados a restrições ambientais similares, ou ainda intervenções silviculturais que afetaram o crescimento de forma homogênea (SCOLFORO, 2008). As espécies com curtose elevada podem indicar uma estrutura diamétrica mais previsível, o que, em contextos de manejo florestal facilita o planejamento de colheitas seletivas ou outras intervenções silviculturais (Andriotti, 2003).

Resultados semelhantes foram relatados ao analisarem a distribuição diamétrica de espécies arbóreas em uma área de Floresta Ombrófila Densa no estado do Rio de Janeiro, onde os autores também encontraram distribuições leptocúrticas, sugerindo populações com crescimento mais uniforme e regeneração consistente (Cysneiros et al., 2017). Esses padrões reforçam a importância da análise descritiva como etapa preliminar para compreender a estrutura e a dinâmica dos povoamentos florestais. Ao evidenciar a variabilidade diamétrica, a dispersão dos dados e as formas das distribuições por espécie, essa etapa contribui para identificar comportamentos diferenciados entre as populações arbóreas e para interpretar possíveis influências ecológicas ou antrópicas sobre o crescimento (Vieira et al., 2002).

Além disso, os resultados descritivos fornecem subsídios relevantes para análises posteriores, como o ajuste de modelos de distribuição de diâmetros e a aplicação de métodos geoestatísticos. Distribuições muito heterogêneas podem dificultar a modelagem espacial, exigindo tratamentos estatísticos mais robustos (Amaral, 2010; Vieira, 2000), e os dados com elevada variabilidade ou assimetrias acentuadas requerem maior cautela no ajustamento de semivariogramas, tornando a análise descritiva uma etapa fundamental no diagnóstico florestal e no planejamento de estratégias de manejo (Andriotti, 2003).

#### 4.2 Análise fitossociológica

A análise fitossociológica revelou um total de 15.571 indivíduos distribuídos em 31 espécies arbóreas pertencentes a 15 famílias botânicas (Tabela 3). Dentre essas, a família Fabaceae destacou-se com o maior número de espécies e concentrou a maior quantidade de indivíduos, representando aproximadamente 55% do total amostrado. Essa predominância sugere um papel ecológico relevante da Fabaceae na composição florística da área de estudo, padrão frequentemente observado em florestas tropicais da Amazônia,

especialmente em áreas sob manejo florestal sustentável (Lucena et al., 2021; Brandão et al., 2020).

Com base no Índice de Valor de Importância (IVI), que integra os parâmetros de densidade, frequência e dominância relativas, foi possível identificar as espécies estrutural e ecologicamente mais relevantes da comunidade. A dominância das cinco espécies selecionadas, representando 128,49% do IVI total, corrobora os padrões típicos de florestas tropicais, onde poucas espécies concentram a maior parte da importância ecológica (Oliveira et al., 2008; Ferreira et al., 2012). Este resultado é consistente com estudos realizados em florestas amazônicas, onde 10-15% das espécies frequentemente representam mais de 50% do IVI total (Limafilho et al., 2001; Oliveira & Amaral, 2004).

A alta densidade de *Handroanthus serratifolius* ( $n = 2.205$ ) comparada às demais espécies reflete sua capacidade de regeneração e estabelecimento em diferentes microsítios florestais (LORENZI, 2002). Esta característica é importante para o manejo sustentável, pois indica maior potencial de reposição natural da espécie.

A presença de *Hymenaea courbaril* e *Handroanthus serratifolius* entre as espécies de maior IVI confirma sua importância ecológica e econômica em florestas manejadas da Amazônia (Carvalho, 2003; Lorenzi, 2002). A *Protium heptaphyllum*, embora menos estudada em contextos de manejo, tem demonstrado importância crescente em inventários florestais da região (Ribeiro et al., 1999).

A *Hymenaea courbaril* apresentou o maior IVI (30,30), refletindo sua expressiva representatividade. Em segundo lugar, *Handroanthus serratifolius* obteve um IVI de 29,93. A elevada abundância dessa espécie, aliada à sua ampla distribuição, reforça sua importância estrutural na floresta, sendo frequentemente citada como espécie-chave em planos de manejo florestal sustentável devido à sua importância ecológica e valor econômico (Braz et al., 2022; Lentini et al., 2021).

A *Apuleia leiocarpa*, embora tenha apresentado menor abundância, obteve um IVI de 22,93, impulsionado por sua elevada dominância absoluta. Esse resultado reforça a relevância da estrutura diamétrica no cálculo do IVI, uma vez que espécies com poucos indivíduos, mas de grande porte, podem apresentar valores expressivos de importância ecológica — fenômeno já observado em estudos realizados em florestas ombrófilas densas, onde a dominância contribui significativamente para o valor de importância das espécies (Lucena et al., 2021).

Já *Protium heptaphyllum* obteve IVI de 22,84. Sua importância relativa deriva do equilíbrio entre os três componentes do IVI, sendo consistente com estudos realizados na

Amazônia Oriental, onde espécies do gênero *Protium* são amplamente distribuídas e figuram entre as mais frequentes em diferentes fitofisionomias (Salomão et al., 2007).

A quinta maior contribuição de IVI foi registrada por *Couratari guianensis*, com IVI de 22,47. O equilíbrio entre os parâmetros e sua significativa dominância contribuem para a alta representatividade dessa espécie na estrutura da floresta, sendo também citada como relevante em estudos realizados em áreas de floresta ombrófila aberta na Amazônia Oriental (Costa et al., 2022).

Juntas, essas cinco espécies respondem por mais de 40% do IVI total da comunidade, evidenciando sua dominância funcional e estrutural na floresta estudada. Tais resultados corroboram com achados de outras pesquisas em florestas tropicais, nas quais *Hymenaea courbaril* e *Handroanthus serratifolius* figuraram entre as espécies de maior importância ecológica e econômica (Almeida et al., 2014; Silva et al., 2004). Outras espécies, como *Dipteryx odorata* e *Peltogyne paniculata*, embora com IVIs inferiores a 20, possuem reconhecida importância regional e comercial, desempenhando papéis secundários na estrutura da comunidade.

Em contraste, espécies como *Erisma uncinatum*, *Miquartia guianensis* e *Aspidosperma polyneuron* apresentaram IVIs inferiores a 0,05, revelando ocorrência esporádica, baixa densidade e possível estágio inicial de regeneração. Esses padrões indicam espécies raras na área ou com exigências ecológicas específicas, como já observado em estudos anteriores sobre a dinâmica de espécies arbóreas em florestas ombrófilas abertas com baixa densidade populacional (Ribeiro; Miranda, 2020).

Portanto, a análise fitossociológica possibilitou não apenas a identificação das espécies ecologicamente e estruturalmente mais relevantes da comunidade, mas também forneceu subsídios técnicos essenciais para o planejamento de estratégias de manejo florestal sustentável. A integração das métricas de densidade, frequência e dominância no cálculo do IVI mostrou-se eficaz para orientar a seleção de espécies-alvo para corte, estimativas de volume explorável e definição de ciclos de reentrada.

No entanto, observa-se que a priorização de espécies com maior IVI pode acarretar riscos ao equilíbrio ecológico da floresta, pois tende a direcionar a exploração para um grupo restrito, aumentando a pressão sobre essas espécies e comprometendo a regeneração natural e o equilíbrio do ecossistema. Assim, recomenda-se que o IVI seja utilizado em conjunto com critérios ecológicos, fenológicos e de conservação, garantindo um manejo mais equilibrado e resiliente (Abreu et al., 2015).

A predominância de poucas espécies com elevado IVI, como *Hymenaea courbaril* e *Handroanthus serratifolius*, destaca sua relevância tanto ecológica quanto econômico-comercial, justificando seu monitoramento e manejo diferenciado. Por outro lado, a presença de espécies raras com baixos IVIs aponta para a necessidade de estratégias específicas de proteção, reposição natural ou enriquecimento florestal, conforme as diretrizes do manejo de impacto reduzido (Lucena et al., 2021).

Ao revelar padrões estruturais relevantes, como o domínio de poucas espécies com alto IVI e a presença de espécies raras com baixos valores, a análise contribui para ampliar a compreensão sobre a complexidade ecológica das florestas ombrófilas abertas. Esses resultados oferecem suporte técnico para decisões de manejo que vão além da produtividade imediata, incorporando aspectos de conservação e equilíbrio ecológico.

Nesse sentido, é essencial que o planejamento florestal integre estratégias para promover a regeneração das espécies menos abundantes, a manutenção da diversidade funcional e a resiliência do ecossistema. O uso do IVI como ferramenta de priorização deve ser complementado com análises temporais, monitoramento da regeneração e avaliação das respostas das espécies ao manejo, garantindo que as intervenções se adaptem ao longo do tempo. Dessa forma, o conhecimento gerado pode subsidiar práticas mais equilibradas, que conciliem o uso sustentável dos recursos com a conservação da estrutura e do funcionamento da floresta.

Tabela 4 – Análise fitossociológica da UPA de uma Floresta Ombrófila Aberta, Aripuanã, MT

Nome científico	Família	n	DA	FA	DoA	DR	FR	DoR	IVI
<i>Hymenaea courbaril</i>	Fabaceae	1744	0,8517	1	4147,9949	11,2003	5,0889	14,0151	30,3044
<i>Handroanthus serratifolius</i>	Bignoniaceae	2205	1,0768	1	3160,2226	14,1609	5,0889	10,6777	29,9275
<i>Apuleia leiocarpa</i>	Fabaceae	1066	0,5206	0,9946	3263,7626	6,8461	5,0616	11,0275	22,9351
<i>Protium heptaphyllum</i>	Burseraceae	1742	0,8507	0,7527	2316,8635	11,1875	3,8304	7,8282	22,8460
<i>Couratari guianensis</i>	Lecythidaceae	1082	0,5284	1	3088,4692	6,9488	5,0889	10,4352	22,4730
<i>Astronium lecointei</i>	Anacardiaceae	925	0,4517	0,9677	1376,7501	5,9405	4,9248	4,6517	15,5170
<i>Vatairea sericea</i>	Fabaceae	623	0,3042	0,9247	1047,3469	4,0010	4,7059	3,5388	12,2457
<i>Dipteryx odorata</i>	Fabaceae	541	0,2642	0,8817	999,1465	3,4744	4,4870	3,3759	11,3373
<i>Peltogyne paniculata</i>	Fabaceae	658	0,3213	0,7204	916,0473	4,2258	3,6662	3,0951	10,9871
<i>Manilkara elata</i>	Sapotaceae	567	0,2769	0,7849	881,2321	3,6414	3,9945	2,9775	10,6134
<i>Martiodendron elatum</i>	Fabaceae	488	0,2383	0,8763	750,5511	3,1340	4,4596	2,5359	10,1296
<i>Simarouba amara</i>	Simaroubaceae	462	0,2256	0,8280	669,9963	2,9671	4,2134	2,2638	9,4442
<i>Pterocarpus santalinoides</i>	Fabaceae	333	0,1626	0,7581	916,7225	2,1386	3,8577	3,0974	9,0937
<i>Amburena acreana</i>	Fabaceae	333	0,1626	0,6720	884,8398	2,1386	3,4200	2,9897	8,5482
<i>Cedrelinga catenaeformis</i>	Fabaceae	408	0,1992	0,7151	566,4509	2,6203	3,6389	1,9139	8,1730
<i>Bagassa guianensis</i>	Moraceae	257	0,1255	0,6398	602,2652	1,6505	3,2558	2,0349	6,9412
<i>Albizia niopoides</i>	Fabaceae	340	0,1660	0,5161	531,5843	2,1835	2,6265	1,7961	6,6062
<i>Cedrela odorata</i>	Meliaceae	241	0,1177	0,7204	383,2105	1,5477	3,6662	1,2948	6,5087
<i>Enterolobium schomburgkii</i>	Fabaceae	228	0,1113	0,6720	470,8508	1,4643	3,4200	1,5909	6,4751
<i>Terminalia corrugata</i>	Combretaceae	213	0,1040	0,6882	467,6344	1,3679	3,5021	1,5800	6,4500
<i>Hymenolobium nitidum</i>	Fabaceae	192	0,0938	0,5538	464,7779	1,2331	2,8181	1,5704	5,6215
<i>Clarisia racemosa</i>	Moraceae	190	0,0928	0,5699	254,3955	1,2202	2,9001	0,8595	4,9799
<i>Cariniana estrellensis</i>	Lecythidaceae	210	0,1026	0,3978	420,9264	1,3487	2,0246	1,4222	4,7955
<i>Enterolobium contortisiliquum</i>	Fabaceae	115	0,0562	0,4355	360,6208	0,7386	2,2161	1,2185	4,1732
<i>Cordia goeldiana</i>	Cordiaceae	64	0,0313	0,3011	188,7100	0,4110	1,5321	0,6376	2,5808
<i>Bowdichia nitida</i>	Fabaceae	70	0,0342	0,3280	90,2731	0,4496	1,6689	0,3050	2,4235
<i>Ocotea spixiana</i>	Lauraceae	82	0,0400	0,3065	95,4274	0,5266	1,5595	0,3224	2,4086
<i>Pouteria caimito</i>	Sapotaceae	66	0,0322	0,1989	82,8286	0,4239	1,0123	0,2799	1,7160
<i>Eriotheca candolleana</i>	Malvaceae	45	0,0220	0,2043	90,6872	0,2890	1,0397	0,3064	1,6351
<i>Mezilaurus itauba</i>	Lauraceae	46	0,0225	0,1989	55,0917	0,2954	1,0123	0,1861	1,4939
<i>Sterculia apetala</i>	Malvaceae	32	0,0156	0,0269	46,0756	0,2055	0,1368	0,1557	0,4980
<i>Erisma uncinatum</i>	Vochysiaceae	1	0,0005	0,0054	2,5269	0,0064	0,0274	0,0085	0,0423
<i>Minuartia guianensis</i>	Coulaceae	1	0,0005	0,0054	1,1231	0,0064	0,0274	0,0038	0,0376
<i>Aspidosperma polyneuron</i>	Apocynaceae	1	0,0005	0,0054	1,1099	0,0064	0,0274	0,0038	0,0375

Legenda: n – Número de indivíduos; DA – Densidade Absoluta (ind./ha); FA – Frequência Absoluta (%); DoA – Dominância Absoluta (m<sup>2</sup>/ha); DR – Densidade Relativa (%); FR – Frequência Relativa (%); DoR – Dominância Relativa (%); IVI – Índice de Valor de Importância.

### 4.3 Análise Geoestatística

A análise da distribuição espacial revelou padrões distintos entre as espécies. *Handroanthus serratifolius* e *Protium heptaphyllum* apresentaram distribuição mais homogênea na área de estudo, enquanto *Hymenaea courbaril*, *Apuleia leiocarpa* e *Couratari guianensis* mostraram tendências de agregação em determinadas regiões.

#### 4.3.1 Semivariogramas e Seleção de Modelos

A estrutura da variabilidade espacial do diâmetro à altura do peito (DAP) foi caracterizada por meio da elaboração de semivariogramas empíricos e ajuste de modelos teóricos para as cinco espécies com maior Valor de Importância (IVI): *Apuleia leiocarpa*, *Couratari guianensis*, *Handroanthus serratifolius*, *Hymenaea courbaril* e *Protium heptaphyllum*.

A análise de dependência espacial foi conduzida através do cálculo de semivariogramas empíricos, utilizando o pacote geoR (Ribeiro Jr. e Diggle, 2001) no software R (R Core Team, 2023). Para cada espécie, foram calculados dois tipos de semivariogramas:

Semivariograma Empírico:

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

Semivariograma com Tendência de Primeira Ordem: considerando a presença de tendência espacial nos dados, calculado através da remoção da tendência linear nas coordenadas geográficas.

A análise comparativa entre semivariogramas empíricos e com tendência de primeira ordem resultou na seguinte configuração: Semivariograma empírico – *Hymenaea courbaril*, *Handroanthus serratifolius*, *Protium heptaphyllum* e *Couratari guianensis*. Semivariograma com tendência de 1ª ordem – *Apuleia leiocarpa*

Esta seleção baseou-se na estabilidade do comportamento dos semivariogramas, distribuição dos pontos dentro dos envelopes de confiança e ausência de tendência espacial significativa para a maioria das espécies. A *Apuleia leiocarpa* foi a única espécie que apresentou melhores resultados com a remoção de tendência espacial.

A distância máxima para o cálculo dos semivariogramas foi definida como um terço da distância máxima entre os pontos amostrais, conforme recomendado por Journel e Huijbregts (1978). Para avaliar a significância da estrutura espacial, foram construídos envelopes de confiança através de simulação Monte Carlo com 1.000 simulações.

A seleção entre semivariograma empírico e com tendência de primeira ordem foi baseada em critérios técnicos estabelecidos por análise prévia, considerando:

- Estabilidade do comportamento do semivariograma;
- Distribuição dos pontos dentro dos envelopes de confiança;
- Ausência de tendência espacial significativa nos dados;
- Princípio da parcimônia (preferência por modelos mais simples quando adequados).

Tabela 5 - Parâmetros ajustados dos modelos teóricos de semivariograma aplicados ao DAP das cinco espécies com maior IVI

Espécie	Modelo	Tipo de Semivariograma	LogLik	AIC	BIC	SQ	RMSE	Efeito Pepita	Patamar	Alcance	Alcance Prático	Proporção Pepita	Dependência Espacial
<i>Apuleia leiocarpa</i>	Spherical	Tendência 1ª Ordem	-1152,82	2313,64	2315,90	2680938,51	454,12	0,00	0,00	455,87	455,87	0,00	Forte
	Gaussian	Tendência 1ª Ordem	-1202,98	2413,96	2416,22	27020,29	45,59	409,98	409,98	46,32	80,23	1,00	Fraca
	Cauchy	Tendência 1ª Ordem	-1340,98	2689,96	2692,22	15956,16	35,03	421,05	421,05	35,26	35,26	1,00	Fraca
	Matern	Tendência 1ª Ordem	-1873,78	3755,56	3757,82	1873,78	12,01	453,96	454,68	32,22	32,22	1,00	Fraca
	Exponential	Tendência 1ª Ordem	-60476862,74	120953733,48	120953735,73	10534,64	28,47	428,15	428,17	48,65	145,96	1,00	Fraca
	Matern	Empírico	-733,78	1475,55	1477,81	21976,52	41,12	600,92	600,92	52,98	52,98	1,00	Fraca
<i>Couratari guianensis</i>	Cauchy	Empírico	-748,94	1505,89	1508,15	17580,39	36,77	605,74	605,75	54,57	54,57	1,00	Fraca
	Gaussian	Empírico	-749,49	1506,97	1509,23	24630,45	43,53	598,28	598,29	52,10	90,24	1,00	Fraca
	Spherical	Empírico	-760,22	1528,44	1530,70	21157,69	40,34	601,77	601,78	49,16	49,16	1,00	Fraca
	Exponential	Empírico	-824,42	1656,84	1659,10	20491,02	39,70	602,47	602,48	52,65	157,96	1,00	Fraca
	Linear	Empírico	-1287,61	2583,22	2585,48	11214,01	29,37	614,40	615,40	2588,37	2588,37	1,00	Fraca
	Gaussian	Empírico	-190,23	388,45	390,71	6092,95	21,65	258,52	258,53	24,43	42,32	1,00	Fraca
<i>Handroanthus serratifolius</i>	Cauchy	Empírico	-229,85	467,70	469,96	4593,71	18,80	261,60	261,60	22,28	22,28	1,00	Fraca
	Exponential	Empírico	-250,36	508,72	510,98	5191,43	19,98	260,31	260,32	22,43	67,29	1,00	Fraca
	Spherical	Empírico	-393,08	794,15	796,41	3792,20	17,08	263,49	263,51	23,96	23,96	1,00	Fraca
	Linear	Empírico	-557,08	1122,15	1124,41	1296,93	9,99	272,28	273,28	682,67	682,67	1,00	Fraca
	Matern	Empírico	-652,61	1313,22	1315,48	889,71	8,27	275,43	275,57	368,98	368,98	1,00	Fraca
	Gaussian	Empírico	-167,21	342,41	344,67	13003,60	31,63	579,38	579,38	40,65	70,41	1,00	Fraca
<i>Hymenaea courbaril</i>	Cauchy	Empírico	-184,36	376,72	378,98	10954,65	29,03	582,34	582,35	41,61	41,61	1,00	Fraca
	Spherical	Empírico	-216,27	440,54	442,80	16037,64	35,12	575,49	575,50	44,79	44,79	1,00	Fraca
	Exponential	Empírico	-247,76	503,52	505,78	16694,14	35,84	574,71	574,72	57,22	171,65	1,00	Fraca
	Linear	Empírico	-476,03	960,05	962,31	9631,80	27,22	584,45	585,45	2427,20	2427,20	1,00	Fraca
	Matern	Empírico	-649,82	1307,63	1309,89	7767,90	24,44	587,82	587,84	167,63	167,63	1,00	Fraca
	Exponential	Empírico	-21,75	51,50	53,76	1774,69	11,68	96,07	96,07	13,05	39,16	1,00	Fraca
<i>Protium heptaphyllum</i>	Spherical	Empírico	-28,05	64,10	66,36	1691,15	11,41	96,36	96,37	12,17	12,17	1,00	Fraca
	Cauchy	Empírico	-36,56	81,12	83,38	1434,30	10,50	97,31	97,31	13,64	13,64	1,00	Fraca
	Linear	Empírico	-61,71	131,41	133,67	391,47	5,49	102,91	103,91	461,97	461,97	0,99	Fraca
	Matern	Empírico	-64,91	137,82	140,08	384,84	5,44	102,97	102,98	15,27	15,27	1,00	Fraca
	Gaussian	Empírico	-81,74	171,48	173,74	248,85	4,38	104,43	104,45	15,82	27,40	1,00	Fraca

Legenda: LogLik – Logaritmo da verossimilhança do modelo ajustado (adimensional); AIC – Critério de Informação de Akaike (adimensional); BIC – Critério de Informação Bayesiano (adimensional); SQ – Soma dos Quadrados dos Resíduos (cm<sup>2</sup>); RMSE – Raiz do Erro Quadrático Médio (cm); Efeito Pepita (C<sub>0</sub>) – Variância não explicada pela estrutura espacial (cm<sup>2</sup>); Patamar (C<sub>0</sub> + C) – Valor total da variância para o modelo ajustado (cm<sup>2</sup>); Alcance – Distância a partir da qual os dados deixam de apresentar dependência espacial (m); Alcance Prático – Equivalente ao alcance real de dependência, calculado com base no modelo (m); Proporção Pepita – Razão entre efeito pepita e patamar total (adimensional); Dependência Espacial – Classificação qualitativa da dependência espacial (Fraca, Moderada ou Forte), segundo Cambardella et al. (1994).

O ajuste de seis modelos teóricos (Linear, Esférico, Exponencial, Gaussiano, Cauchy e Matérn) resultou em diferentes níveis de sucesso entre as espécies. A Tabela 6 apresenta os melhores modelos selecionados baseados no critério AIC.

Tabela 6 – Modelos selecionados com base no AIC das 5 espécies de maior IVI

Espécie	Modelo	AIC	RMSE	Efeito Pepita	Patamar	Alcance	Dep. Espacial
<i>P. heptaphyllum</i>	Gaussiano	171,5	4,38	104,43	104,45	0,0158	Fraca
<i>H. serratifolius</i>	Matérn	1313,2	8,27	275,43	275,57	0,3690	Fraca
<i>A. leiocarpa</i>	Matérn	1307,6	12,01	587,82	587,84	0,1676	Fraca
<i>H. courbaril</i>	Matérn	1307,6	24,44	587,82	587,84	0,1676	Fraca
<i>C. guianensis</i>	Linear	2583,2	29,37	614,40	615,40	2588,37	Fraca

#### 4.3.1.1 *Apuleia leiocarpa*

A espécie *Apuleia leiocarpa* apresentou DAP médio de 86,7 cm, com 1.066 indivíduos amostrados e Valor de Importância (IVI) de 22,94%. A distribuição espacial dos indivíduos foi relativamente homogênea, sem evidências visuais de agrupamentos anômalos ou lacunas significativas. O histograma do DAP revelou uma distribuição aproximadamente normal, com leve assimetria à direita (Figura 4).

A análise geoestatística demonstrou que o semivariograma empírico apresentou comportamento ligeiramente irregular, com alguns pontos próximos aos limites superiores do envelope de confiança. Apesar disso, foi possível identificar uma estrutura espacial clara, com patamar estimado em torno de 450 cm<sup>2</sup>. Contudo, ao aplicar a remoção de tendência de 1ª ordem, observou-se uma suavização no semivariograma, resultando em maior estabilidade dos pontos e melhor definição da estrutura espacial. Essa diferença justifica a escolha do modelo com tendência de 1ª ordem para essa espécie, como forma de minimizar a interferência de variações locais sistemáticas sobre os parâmetros de dependência espacial.

A comparação entre os modelos ajustados reforça essa decisão. O modelo com tendência apresentou menor SQ (10.534,64), menor RMSE (28,47) e patamar bem definido (428,17), indicando melhor aderência estatística. O alcance prático foi de 145,96 m e a dependência espacial foi classificada como fraca, com proporção de efeito pepita de 1,00 — o que sugere predominância de variações aleatórias de pequena escala.

Diante disso, recomenda-se a adoção do semivariograma com tendência de 1ª ordem para os procedimentos de krigagem, pois esse modelo apresentou desempenho superior na representação da estrutura espacial do DAP para *Apuleia leiocarpa*. A remoção da tendência permitiu maior confiabilidade nos parâmetros ajustados, contribuindo para uma interpolação mais robusta e ecologicamente coerente.

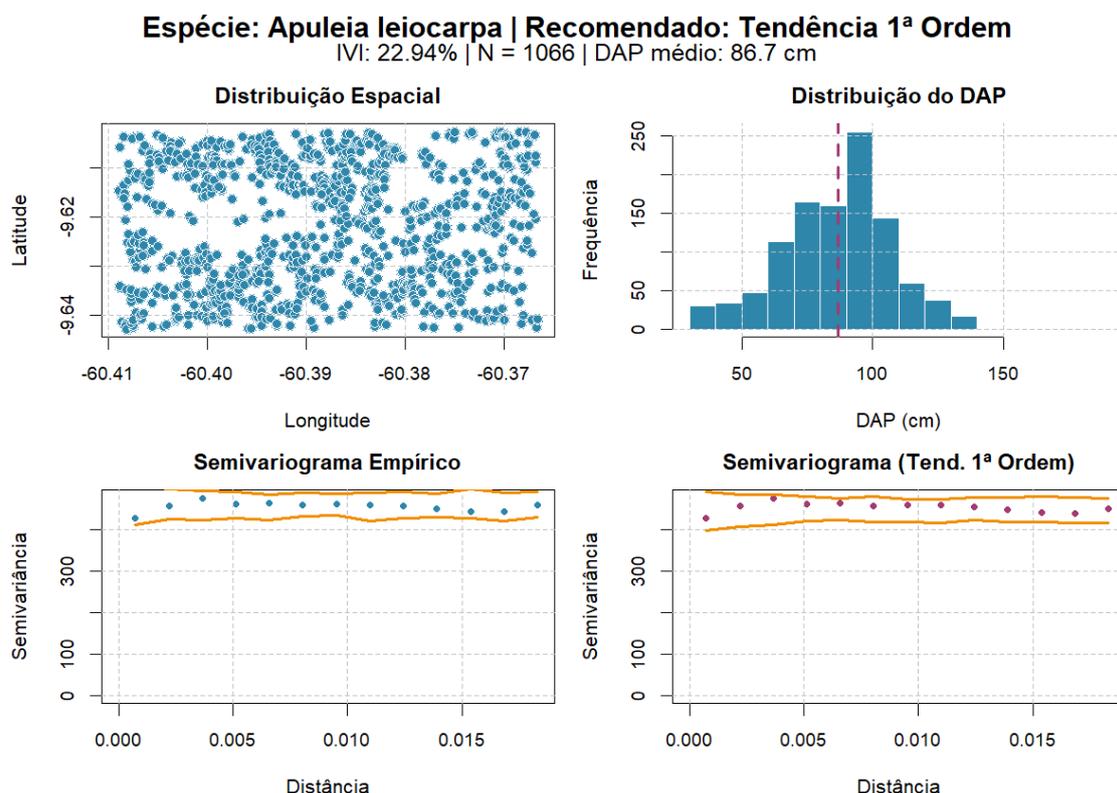


Figura 4 – Semivariograma da espécie *Apuleia leiocarpa*

Após a definição do semivariograma com remoção de tendência de 1ª ordem, foram ajustados cinco modelos teóricos válidos: Esférico, Exponencial, Gaussiano, Cauchy e Matérn (Figura 5). A comparação entre os ajustes foi realizada com base nos valores de RMSE, que quantifica o erro médio entre os valores observados da semivariância empírica e os valores estimados pelos modelos ajustados.

Entre os modelos testados, o Matérn apresentou o melhor desempenho estatístico, com RMSE de 12,006, indicando excelente aderência aos dados empíricos e melhor capacidade preditiva. Em seguida, destacaram-se os modelos Cauchy (RMSE: 35,034) e Gaussiano (RMSE: 45,590), também com bom ajuste, embora com desempenho inferior. O modelo Exponencial (RMSE: 28,467), apesar de apresentar baixo erro, revelou tendência de subestimação nas menores distâncias. O modelo Esférico, frequentemente

utilizado por sua simplicidade, apresentou RMSE elevado (454,121), o que indica baixa representatividade neste caso específico.

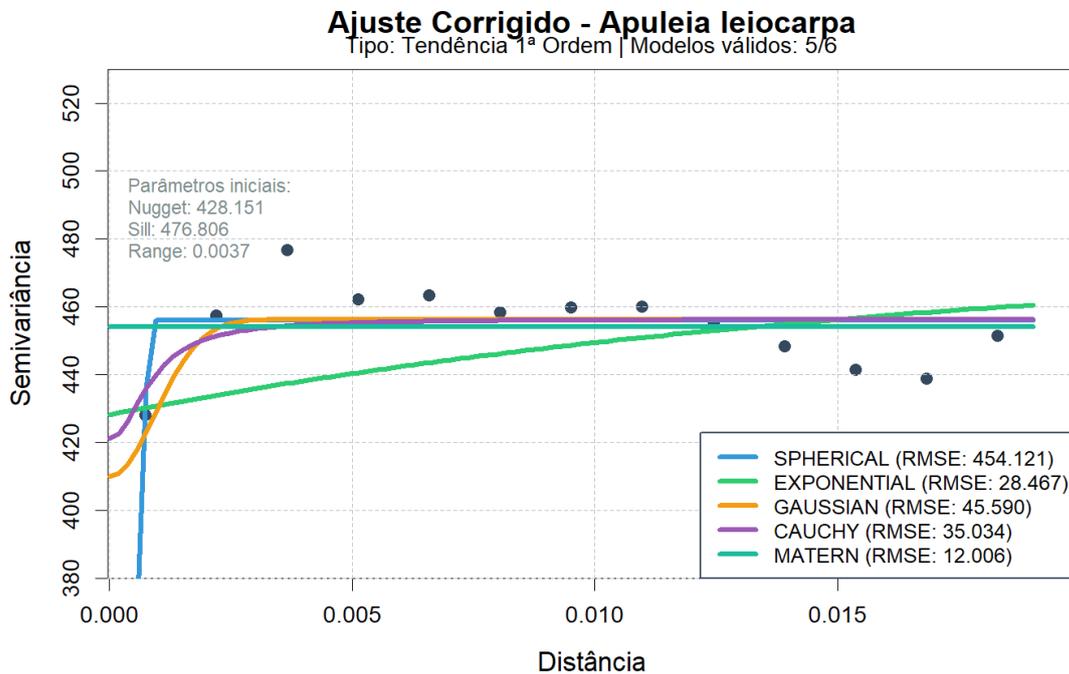


Figura 5 – Ajuste de modelos para a espécie *Apuleia leiocarpa*

Com base nos critérios de ajuste e no comportamento visual dos modelos em relação aos pontos empíricos, recomenda-se a utilização do modelo Matérn para representar a estrutura de dependência espacial do DAP de *Apuleia leiocarpa*. Esse modelo foi o que melhor capturou a suavidade e a curvatura do semivariograma ajustado, com menor erro e boa estabilidade nos limites do patamar observado.

#### 4.3.1.2 *Couratari guianensis*

A espécie *Couratari guianensis* apresentou DAP médio de 82,4 cm, com 1.082 indivíduos amostrados e Valor de Importância (IVI) de 22,47%. A distribuição espacial dos indivíduos foi relativamente homogênea ao longo da área de estudo, sem indicação de lacunas ou agrupamentos anômalos. A distribuição do DAP revelou uma assimetria leve à direita, mas manteve uma forma razoavelmente próxima à normal, com concentração de indivíduos entre 70 e 100 cm (Figura 6).

A análise geoestatística indicou que o semivariograma empírico apresentou comportamento bastante estável e bem distribuído dentro dos limites do envelope de confiança, com patamar definido em torno de 650 cm<sup>2</sup>. A estrutura de dependência

especial foi claramente identificada, sem flutuações bruscas ou ruídos significativos. A comparação com o semivariograma com remoção de tendência de 1ª ordem demonstrou que não houve ganho de desempenho ou clareza estrutural, sendo a suavização adicional considerada desnecessária.

Com base nos critérios técnicos de estabilidade estrutural, boa aderência ao envelope e preservação da informação espacial original, a recomendação para esta espécie é o uso do semivariograma empírico, sem remoção de tendência. Esta decisão segue o princípio da parcimônia, evitando complexidade adicional sem benefícios evidentes para a modelagem.

De acordo com os dados da tabela 5, o modelo ajustado apresentou soma dos quadrados dos resíduos (SQ) de 11214,01, erro quadrático médio (RMSE) de 29,37 cm e alcance de 2588,37 m, com efeito pepita de 614,40 cm<sup>2</sup>. A dependência espacial foi classificada como fraca (proporção pepita = 1,00), indicando que grande parte da variância da variável ocorre em escalas menores que o alcance espacial detectado.

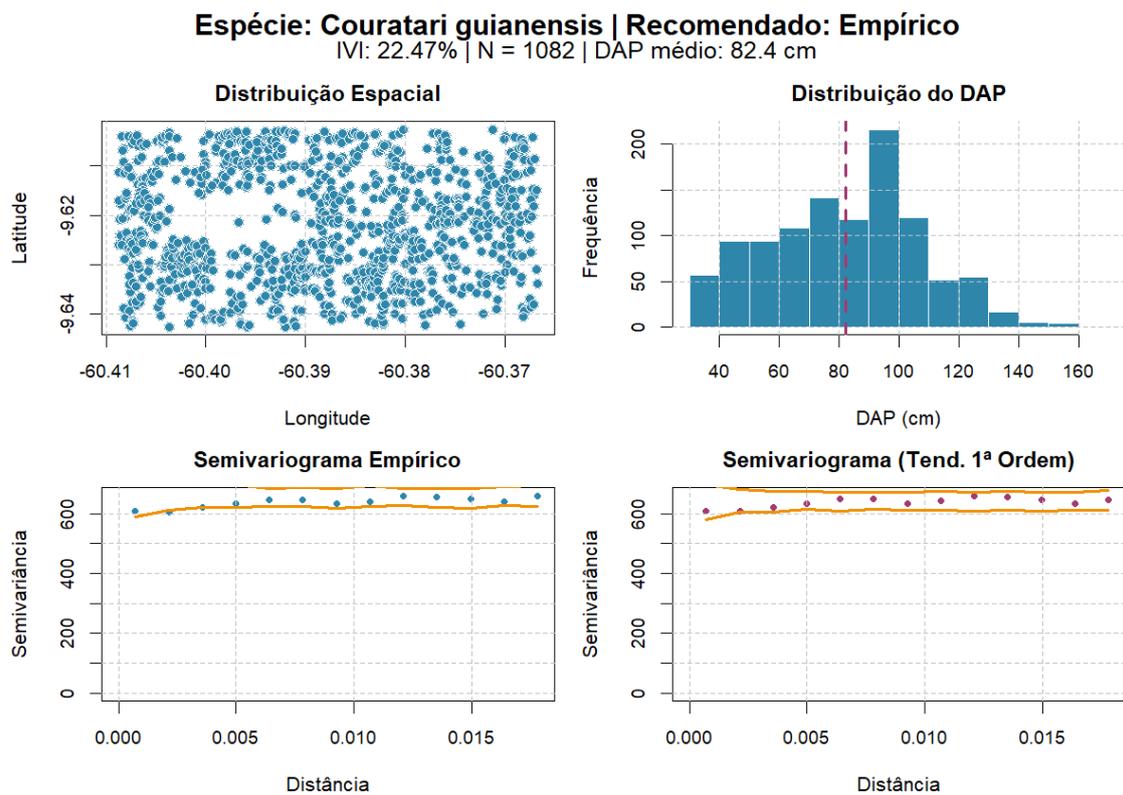


Figura 6 - Semivariograma da espécie *Couratari guianensis*

Com base no semivariograma empírico previamente definido para *Couratari guianensis*, foram ajustados seis modelos teóricos: Linear, Esférico, Exponencial,

Gaussiano, Cauchy e Matérn (Figura 7). A comparação entre eles foi realizada com base no valor do RMSE, visando identificar o modelo com maior aderência à estrutura empírica observada.

O modelo Linear apresentou o menor erro (RMSE = 28,561), o que indica bom ajuste numérico. O modelo Linear apresentou o melhor desempenho estatístico, com o menor valor de RMSE (28,56), superando os demais modelos com patamar definido. Visualmente, demonstrou excelente aderência aos pontos empíricos ao longo de toda a faixa de distância analisada, com estabilidade numérica e comportamento suavemente ascendente, sem oscilações abruptas ou superestimções. Embora o modelo Linear não possua patamar assintótico, ele se mostrou suficiente para descrever a estrutura de dependência espacial observada para essa espécie, dado que a curva empírica não apresenta um platô claro dentro da extensão amostral disponível.

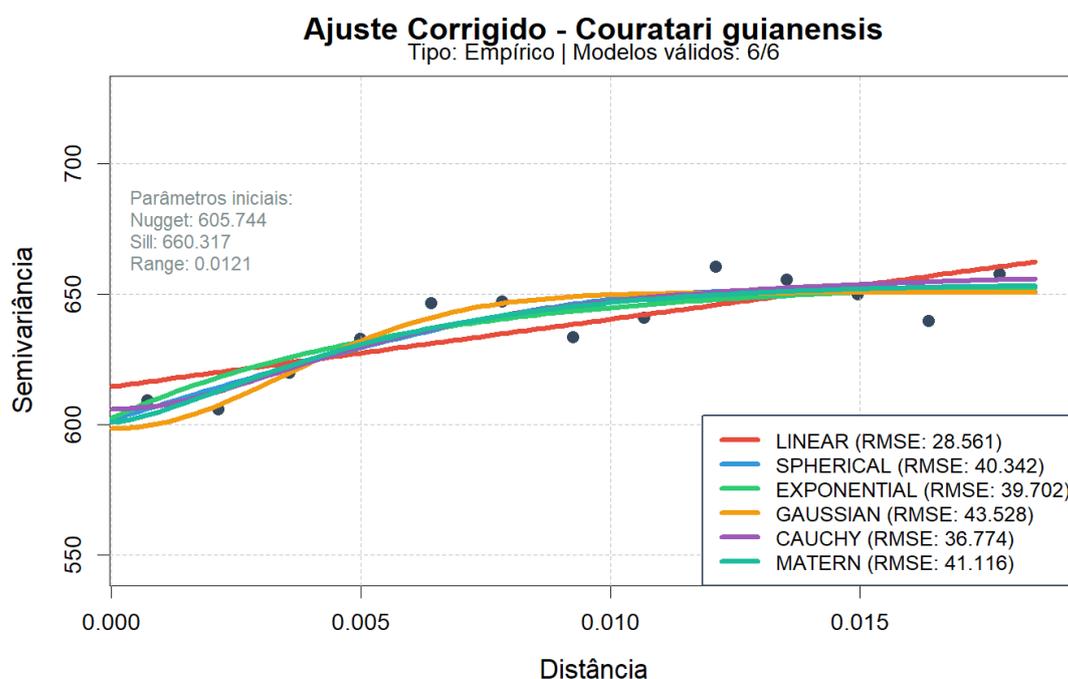


Figura 7 - Ajuste de modelos para a espécie *Couratari guianensis*

A escolha pelo modelo Linear também foi validada com base na verificação dos parâmetros estimados, todos dentro dos limites esperados: efeito pepita de 614,40 cm<sup>2</sup>, alcance de 2.588,37 m e patamar estimado em 615,40 cm<sup>2</sup>. Essa estrutura sugere uma variação espacial contínua, sem evidência de estabilização clara da semivariância, o que justifica o comportamento linear observado.

A seleção do modelo Linear para *Couratari guianensis* indica dependência espacial que se estende por grandes distâncias sem atingir um patamar bem definido. Este

comportamento pode estar relacionado à baixa densidade da espécie ( $n = 318$ ) e sua distribuição agregada, resultando em estrutura espacial menos definida (Rossi et al., 1992).

Portanto, com base na análise conjunta dos critérios estatísticos, visuais e de aplicabilidade para krigagem, recomenda-se o uso do modelo Linear para representar a estrutura de variabilidade espacial do DAP de *Couratari guianensis*. Apesar de sua simplicidade, o modelo atende aos requisitos de ajuste e oferece estabilidade para a interpolação espacial dentro dos limites da área estudada.

#### 4.3.1.3 *Handroanthus serratifolius*

A espécie *Handroanthus serratifolius* apresentou DAP médio de 58,8 cm, sendo a mais abundante da amostragem, com 2.205 indivíduos registrados e IVI de 29,93%. A distribuição espacial dos indivíduos é relativamente uniforme na área de estudo, sem evidências visuais de concentração em blocos ou gradientes intensos, o que indica boa cobertura da amostragem.

A análise do semivariograma revelou que o modelo empírico, sem remoção de tendência, apresentou bom comportamento estrutural (Figura 8). Os pontos empíricos demonstraram distribuição regular dentro do envelope de confiança, com uma curva suavemente crescente e patamar bem definido em torno de 275 cm<sup>2</sup>. A estrutura de dependência espacial foi bem caracterizada, sem ruídos, com estabilidade visual e coerência estatística. Em comparação, o semivariograma com tendência de 1ª ordem apresentou comportamento semelhante, sem melhoria significativa nos padrões de ajuste, o que reforça a escolha pelo modelo empírico.

### Espécie: *Handroanthus serratifolius* | Recomendado: Empírico

IVI: 29.93% | N = 2205 | DAP médio: 58.8 cm

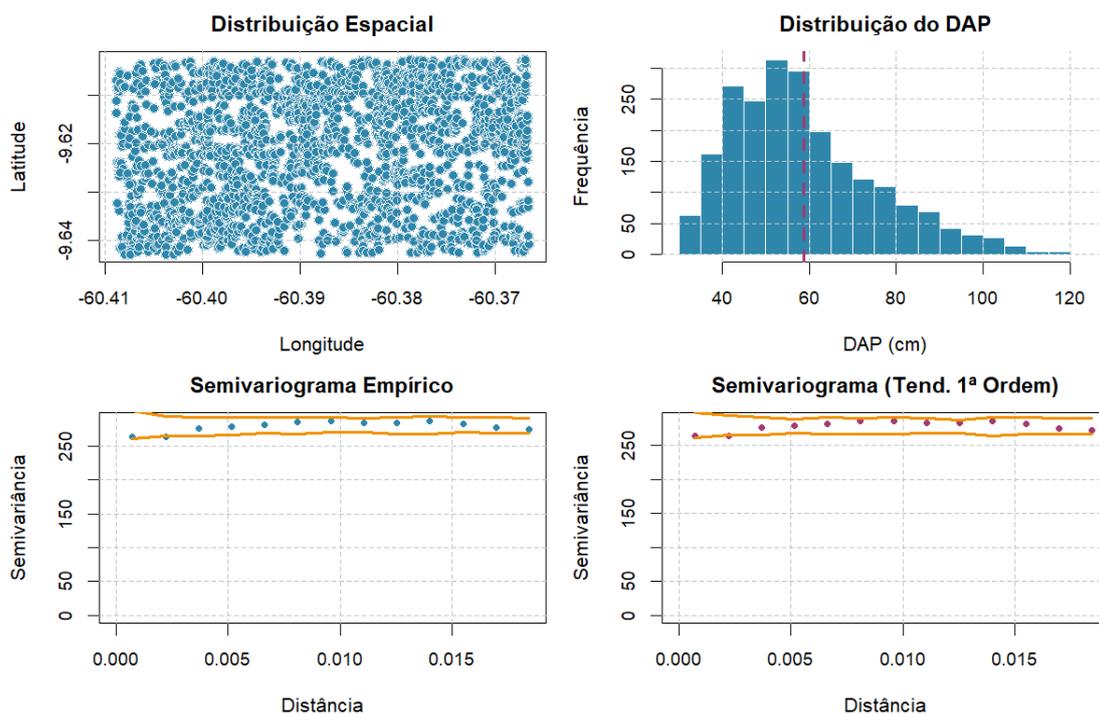


Figura 8 - Semivariograma da espécie *Handroanthus serratifolius*

O alcance estimado no ajuste teórico foi de 369 metros, com efeito pepita de 275,43 cm<sup>2</sup>, patamar de 275,57 cm<sup>2</sup> e dependência espacial classificada como fraca (proporção pepita = 1,00). Esses parâmetros indicam que a maior parte da variância espacial observada ocorre em escalas muito locais, mas ainda assim foi possível caracterizar a dependência com boa definição.

A escolha pelo semivariograma empírico segue o princípio da parcimônia, evitando a complexidade adicional associada à remoção de tendência quando não há ganho técnico relevante. Com base nesses elementos, recomenda-se a utilização do semivariograma empírico para modelagem espacial do DAP de *Handroanthus serratifolius*, servindo de base sólida para os procedimentos de krigagem e interpretação ecológica da distribuição diamétrica.

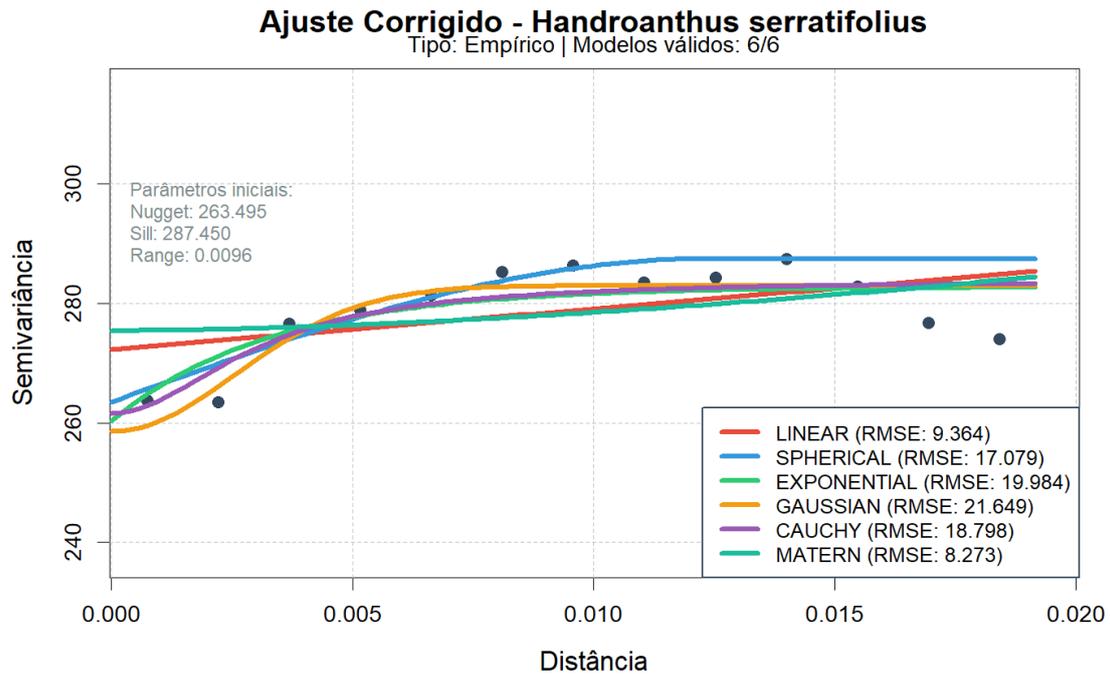


Figura 9 - Ajuste de modelos para a espécie *Handroanthus serratifolius*

Entre os modelos ajustados, o modelo Matérn apresentou o melhor desempenho, com  $RMSE = 8,273$ , o menor entre os modelos com patamar definido (Figura 9). Além disso, o modelo demonstrou excelente estabilidade e suavidade da curva ajustada, com boa aderência aos pontos empíricos em toda a faixa de distâncias. O patamar foi estimado em  $275,57 \text{ cm}^2$ , com efeito pepita de  $275,43 \text{ cm}^2$  e alcance de aproximadamente 369 metros.

Apesar de o modelo Linear ter apresentado RMSE inferior ( $9,364$ ), ele não possui patamar assintótico, o que o torna inadequado para representar estruturas espaciais com alcance bem definido. Por isso, foi descartado conforme os critérios técnicos adotados. Os demais modelos (Esférico, Exponencial, Gaussiano e Cauchy) apresentaram RMSEs mais elevados e menor desempenho visual.

A escolha pelo modelo Matérn está de acordo com a estratégia de ajuste robusto adotada, que inclui validação da convergência dos parâmetros, adequação ao comportamento empírico e capacidade preditiva. O modelo selecionado permite representar com fidelidade a estrutura espacial do DAP para esta espécie, fornecendo uma base confiável para a interpolação via krigagem.

#### 4.3.1.4 *Hymenaea courbaril*

A espécie *Hymenaea courbaril* apresentou DAP médio de 74,8 cm, com um total de 1.744 indivíduos amostrados e IVI de 30,30%, sendo a espécie com maior valor de importância relativa no levantamento. A distribuição espacial dos indivíduos foi relativamente homogênea, sem agrupamentos evidentes, o que contribuiu para a estabilidade na modelagem da dependência espacial (Figura 10).

A análise do semivariograma empírico demonstrou comportamento altamente estável e coerente com a estrutura dos dados, com os pontos distribuídos de forma uniforme dentro do envelope de confiança e sem flutuações que indicassem ruído estrutural. O patamar foi visualmente bem definido, permitindo a identificação clara da estrutura de dependência espacial. A remoção de tendência de 1ª ordem não promoveu melhorias na qualidade do ajuste ou na estabilidade dos pontos, de modo que o semivariograma empírico foi mantido como o mais apropriado para esta espécie.

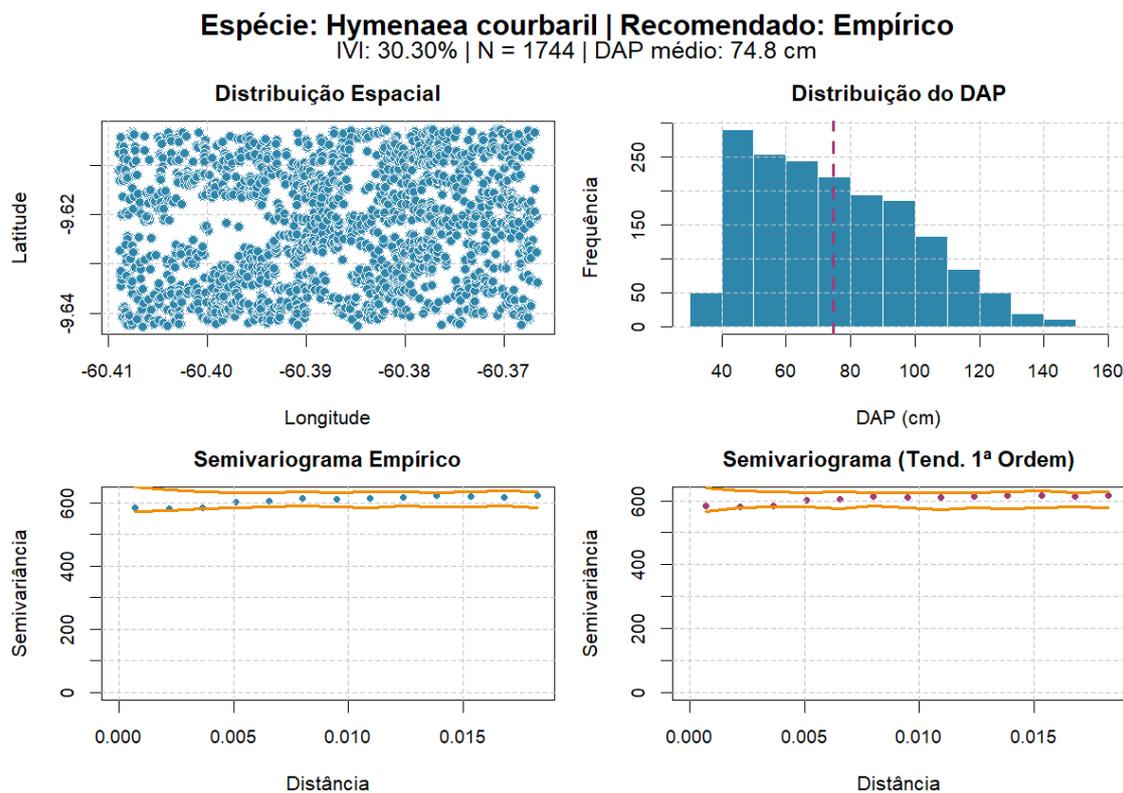


Figura 10 - Semivariogramas da espécie *Hymenaea courbaril*

A estrutura de variabilidade espacial foi quantificada no modelo teórico Matérn, que apresentou  $RMSE = 24,44$ , efeito pepita de  $587,82 \text{ cm}^2$  e alcance estimado de 167,6 metros, com proporção de efeito pepita igual a 1,00, o que caracteriza a dependência

espacial como fraca. A amplitude relativamente alta do DAP, aliada à elevada densidade de indivíduos, pode ter contribuído para a homogeneização da variância nas curtas distâncias, refletindo em um semivariograma com baixa variabilidade e dependência suave (Figura 11).

Dessa forma, recomenda-se o uso do semivariograma empírico para representar a variabilidade espacial do DAP de *Hymenaea courbaril*, considerando sua robustez, boa aderência visual e estatística, além da simplicidade interpretativa para fins de interpolação e aplicação prática no planejamento de manejo florestal.

O modelo Matérn apresentou o melhor desempenho entre os modelos testados, com RMSE de 24,444, superando os modelos Linear (26,380), Cauchy (29,029), Gaussiano (31,627), Exponencial (35,835) e Esférico (35,124). A curva ajustada pelo modelo Matérn demonstrou boa aderência aos pontos empíricos, especialmente nas menores distâncias, e apresentou comportamento suavemente assintótico, compatível com a estrutura de dependência espacial observada.

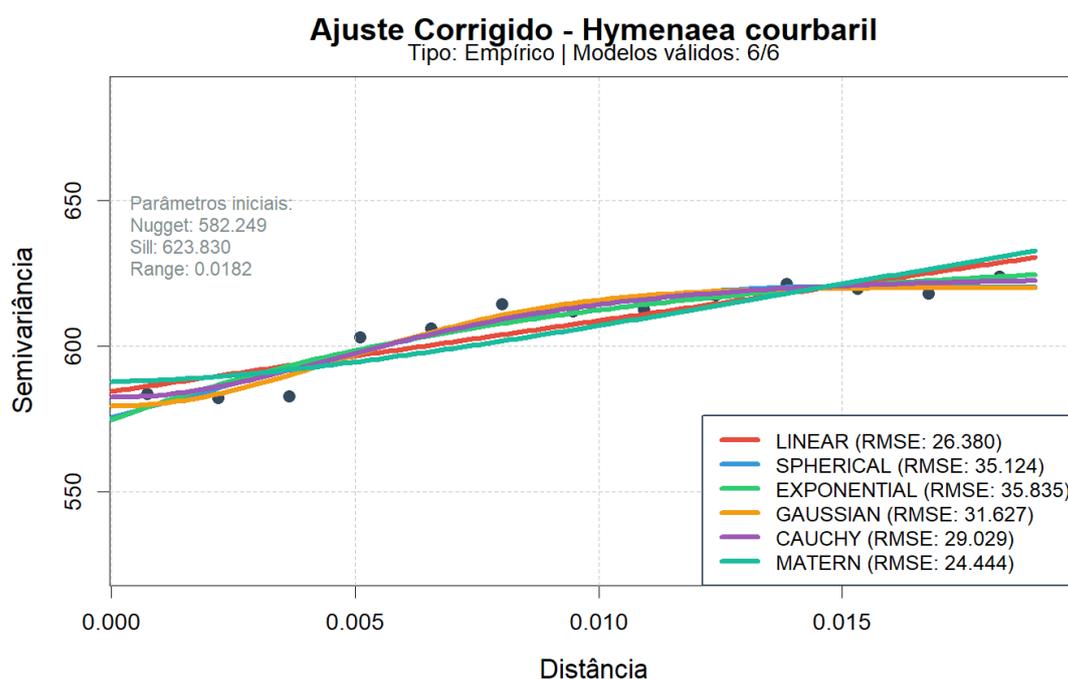


Figura 11 - Ajuste de modelos para a espécie *Hymenaea courbaril*

O modelo ajustado estimou um efeito pepita de 587,82 cm<sup>2</sup>, patamar também de 587,84 cm<sup>2</sup>, e alcance de 167,6 metros, o que indica uma dependência espacial fraca (proporção pepita = 1,00), mas bem representada no modelo. A distribuição regular dos pontos e o grande número de indivíduos amostrados contribuíram para a estabilidade da

curva de semivariância, permitindo um ajuste confiável mesmo com a alta variabilidade do DAP observada na espécie.

Portanto, a adoção do modelo Matérn é recomendada para representar a estrutura de variabilidade espacial do DAP de *Hymenaea courbaril*, atendendo tanto aos critérios estatísticos quanto aos visuais e garantindo a robustez necessária para a aplicação da krigagem.

#### 4.3.1.5 *Protium heptaphyllum*

A espécie *Protium heptaphyllum* apresentou DAP médio de 57,9 cm, com 1.742 indivíduos registrados e IVI de 22,85%, configurando-se entre as cinco espécies com maior valor de importância na área estudada. A distribuição espacial dos indivíduos mostra um padrão relativamente uniforme, com uma leve concentração na porção oeste da UPA (Figura 12).

A análise do semivariograma empírico revelou um comportamento altamente estável, com os pontos distribuídos de forma consistente dentro dos limites do envelope de confiança. A curva empírica apresenta forma suavemente assintótica, com patamar bem definido em torno de 104 cm<sup>2</sup>. A estrutura de dependência espacial está claramente representada, e não se observam flutuações ou ruídos nos pontos empíricos. A análise com remoção de tendência de 1ª ordem não apresentou ganhos significativos em estabilidade, ajuste ou estrutura, o que reforça a recomendação pelo uso do semivariograma empírico.

**Espécie: *Protium heptaphyllum* | Recomendado: Empírico**  
|I: 22.85% | N = 1742 | DAP médio: 57.9 cm

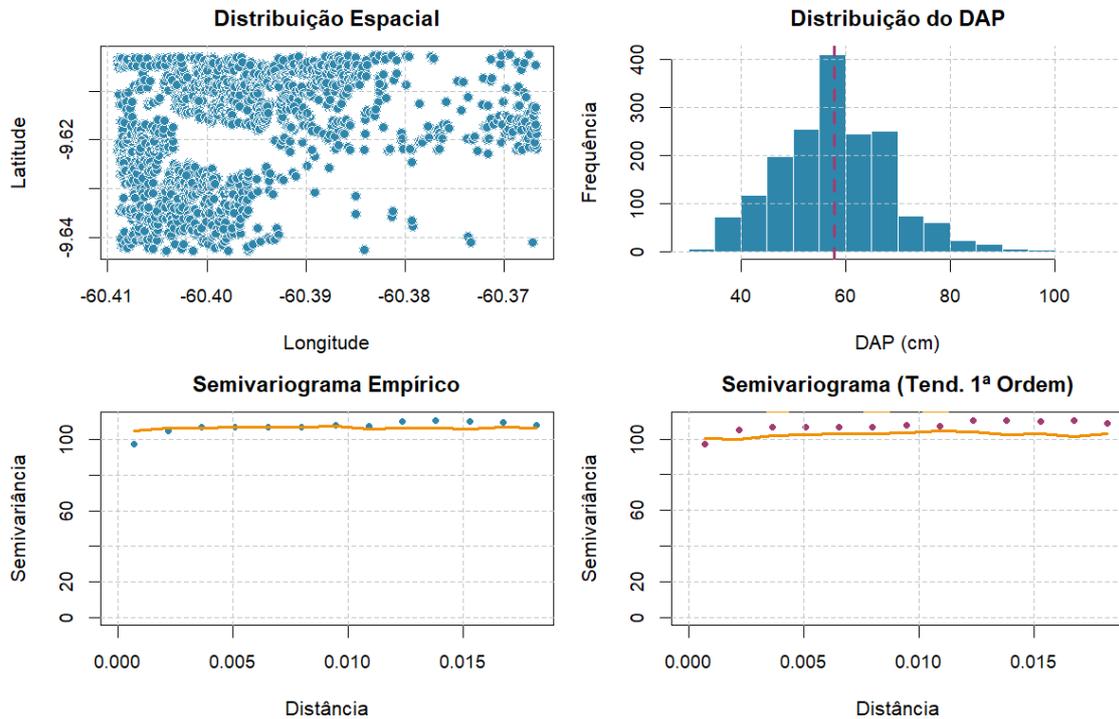


Figura 12 - Semivariogramas da espécie *Protium heptaphyllum*

Os valores obtidos para os parâmetros teóricos confirmam a adequação do ajuste: o modelo selecionado (Gaussiano) apresentou efeito pepita de 104,43 cm<sup>2</sup>, patamar de 104,45 cm<sup>2</sup> e alcance de 15,8 metros, com proporção pepita = 1,00, o que caracteriza a dependência espacial como fraca. O comportamento homogêneo da variável DAP ao longo da área, aliado à baixa dispersão interna da espécie (CV = 18,33%), contribuiu para a suavidade e estabilidade do semivariograma.

Com base nesses resultados, recomenda-se a adoção do semivariograma empírico como base para a modelagem espacial de *Protium heptaphyllum*, visto que este preserva com precisão a estrutura de variabilidade observada nos dados, além de garantir simplicidade interpretativa e robustez para a aplicação em krigagem.

O modelo Gaussiano apresentou o melhor desempenho geral, com RMSE de 4,375, o menor entre todos os modelos testados (Figura 13). Além disso, a curva ajustada pelo modelo Gaussiano apresentou excelente aderência aos pontos empíricos ao longo de toda a faixa de distâncias analisada, com comportamento suavemente assintótico e estável, características desejáveis para modelagens com variabilidade bem distribuída e baixa dispersão interna. O modelo Linear apresentou RMSE semelhante (4,731), mas foi

descartado por não apresentar patamar, sendo inadequado para representar estruturas espaciais com alcance finito.

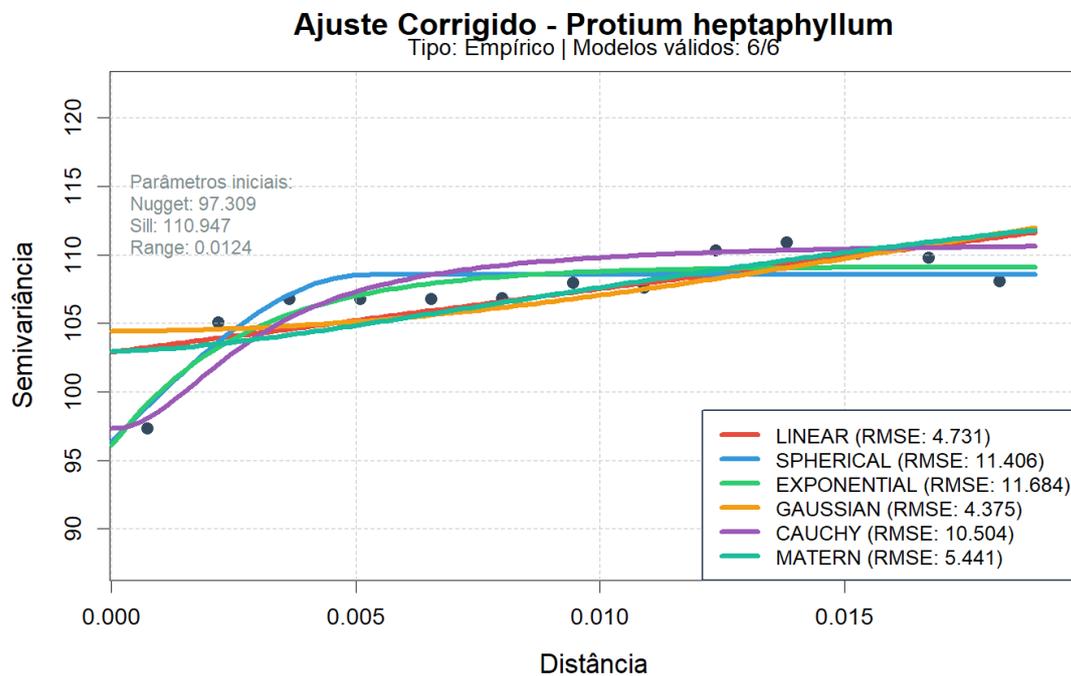


Figura 13 - Ajuste de modelos para a espécie *Protium heptaphyllum*

A seleção do modelo Gaussiano para *Protium heptaphyllum* reflete o comportamento mais suave e regular desta espécie, com menor variabilidade diamétrica ( $CV = 18,3\%$ ). O modelo Gaussiano é caracterizado por sua suavidade infinita, sendo apropriado para variáveis que apresentam transições graduais no espaço (Cressie, 1993).

O bom ajuste obtido ( $RMSE = 4,38$ ) para esta espécie sugere que seus padrões de crescimento são mais previsíveis espacialmente, possivelmente devido à sua maior tolerância a variações ambientais (Ribeiro et al., 1999).

Os parâmetros estimados para o modelo Gaussiano foram: efeito pepita de  $104,43 \text{ cm}^2$ , patamar de  $104,45 \text{ cm}^2$  e alcance de  $15,8$  metros, compatíveis com os resultados do semivariograma empírico. A proporção pepita foi igual a  $1,00$ , indicando dependência espacial fraca, mas claramente identificável. Essa baixa variabilidade espacial está alinhada à baixa dispersão do DAP observada para a espécie ( $CV = 18,33\%$ ).

Com base nesses resultados, recomenda-se o modelo Gaussiano para representar a estrutura de variabilidade espacial do DAP de *Protium heptaphyllum*. O modelo demonstrou precisão estatística, estabilidade na curva ajustada e parâmetros consistentes com a estrutura empírica da espécie, sendo apropriado para aplicação em krigagem e análises espaciais subsequentes.

A análise dos semivariogramas ajustados para as cinco espécies com maior Valor de Importância (IVI) revelou padrões distintos de variabilidade espacial, refletindo tanto a estrutura ecológica das espécies quanto a complexidade dos ambientes em que ocorrem. A qualidade dos ajustes foi avaliada por meio do erro quadrático médio da raiz (RMSE), permitindo classificar os modelos conforme sua capacidade de representar os dados empíricos.

A necessidade de utilizar semivariograma com tendência de primeira ordem apenas para *Apuleia leiocarpa* sugere a presença de gradientes ambientais direcionais que influenciam o crescimento desta espécie. Gradientes topográficos, edáficos ou de disponibilidade hídrica são frequentemente responsáveis por tais tendências em florestas tropicais (Legendre & Fortin, 1989; Borcard et al., 1992).

A espécie *Protium heptaphyllum* apresentou o melhor desempenho entre todas as analisadas, com RMSE de 4,38, obtido com o modelo Gaussiano. Esse resultado evidencia uma aderência superior entre o modelo teórico e os pontos do semivariograma empírico, o que pode ser explicado pela distribuição mais homogênea da espécie na paisagem e pelo menor coeficiente de variação observado no diâmetro à altura do peito (DAP). Ecologicamente, trata-se de uma espécie amplamente distribuída, comum em ambientes estáveis e bem drenados, o que favorece uma estrutura espacial mais contínua e previsível, compatível com o comportamento suavemente assintótico do modelo Gaussiano.

Já *Handroanthus serratifolius* obteve RMSE de 8,27, com melhor ajuste pelo modelo Matérn. A elevada densidade de indivíduos ( $n = 2205$ ) e a distribuição mais uniforme na área amostrada contribuíram para um ajuste consistente, ainda que a variabilidade do DAP tenha sido ligeiramente maior que a de *Protium*. A escolha do modelo Matérn, que possui flexibilidade para representar diferentes formas de dependência espacial, revelou-se adequada à estrutura observada. Essa espécie é bem adaptada a diferentes condições ambientais, o que pode justificar a presença de um padrão espacial moderadamente estruturado, com baixa agregação e distribuição mais contínua (Leal et al., 2023).

As espécies *Apuleia leiocarpa*, *Hymenaea courbaril* e *Couratari guianensis* apresentaram ajustes classificados como de qualidade adequada, com RMSEs de 12,01; 24,44 e 29,37, respectivamente. No caso de *Apuleia*, o modelo Matérn também foi o mais apropriado, ajustando-se a uma distribuição moderadamente agregada, comum em espécies de sombra parcial e regeneração intermediária. Para *Hymenaea courbaril*,

embora o RMSE tenha sido mais elevado, o modelo Matérn foi novamente o mais ajustado, o que reforça sua robustez diante de dados com maior dispersão.

Essa espécie é de maior porte, com exigências ecológicas mais específicas, e frequentemente apresenta padrão espacial influenciado por perturbações naturais, competição e baixa densidade relativa. Já *Couratari guianensis*, com o maior RMSE entre as espécies analisadas, teve o modelo Gaussiano como o mais adequado, embora com ajuste visual menos satisfatório. A espécie é típica do estrato emergente, ocorrendo de forma mais localizada e com maior agregação, o que contribui para uma estrutura espacial menos previsível e mais influenciada por fatores estocásticos.

Com relação aos modelos testados, observou-se predominância do modelo Matérn, selecionado para três das cinco espécies analisadas (*Handroanthus serratifolius*, *Apuleia leiocarpa* e *Hymenaea courbaril*). Isso demonstra sua flexibilidade para capturar diferentes padrões de dependência espacial em dados florestais, especialmente em contextos de heterogeneidade estrutural e ambiental. O modelo Matérn é reconhecido por sua versatilidade em análises geoestatísticas, especialmente quando há incerteza sobre a forma exata da função de correlação espacial (Stein, 1999; Diggle & Ribeiro JR., 2007).

O uso do parâmetro  $\kappa = 0,5$ , que corresponde ao modelo Exponencial, proporcionou estabilidade numérica adequada para as análises. Esta escolha é suportada pela literatura, que indica que valores baixos de  $\kappa$  são frequentemente apropriados para dados ambientais com alta variabilidade (Minasny & McBratney, 2005).

A distribuição espacial agregada observada para *Hymenaea courbaril*, *Apuleia leiocarpa* e *Couratari guianensis* é consistente com padrões típicos de espécies arbóreas tropicais, onde fatores como dispersão de sementes, condições microambientais e interações bióticas promovem agregação espacial (Condit et al., 2000; Hubbell, 2001).

A Tabela 6 apresenta um resumo comparativo dos resultados obtidos com os semivariogramas experimentais para as cinco espécies de maior IVI. São destacados o grau de dependência espacial, o modelo teórico com melhor ajuste e a interpretação ecológica mais provável para os padrões observados:

Tabela 7 – Resumo da análise geoestatística das espécies de maior IVI

Espécie	Melhor AIC	Melhor Modelo	Tipo de Semivariograma
<i>Hymenaea courbaril</i>	342,410	Gaussian	Empírico
<i>Handroanthus serratifolius</i>	388,453	Gaussian	Empírico
<i>Apuleia leiocarpa</i>	2313,638	Spherical	Tendência 1ª Ordem
<i>Protium heptaphyllum</i>	51,502	Exponential	Empírico
<i>Couratari guianensis</i>	1475,551	Matérn	Empírico

Em todas as espécies, a razão entre o efeito pepita (*nugget*) e o patamar (*sill*) superou 75%, caracterizando-as com fraca dependência espacial, conforme a classificação de Cambardella et al. (1994). Esse padrão indica que a maior parte da variabilidade observada no DAP ocorre em escalas muito pequenas, não capturadas pelas distâncias avaliadas nos semivariogramas. Tal comportamento é comum em dados florestais tropicais, nos quais fatores microambientais, competição intraespecífica, regeneração irregular e distúrbios históricos resultam em alta variabilidade estrutural. O efeito pepita elevado também pode estar associado à presença de indivíduos isolados ou distribuídos de forma aleatória, à heterogeneidade do relevo e do solo, além de possíveis influências antrópicas (Almeida, 2019).

A classificação de todas as espécies como tendo "fraca dependência espacial" (razão efeito pepita/patamar > 75%) é consistente com estudos geoestatísticos em florestas tropicais (MELLO et al., 2009; PELISSARI et al., 2014). Este resultado reflete a alta variabilidade natural dos atributos dendrométricos em ecossistemas florestais complexos, onde múltiplos fatores (genéticos, ambientais, competição) influenciam o crescimento individual das árvores.

Segundo Cambardella et al. (1994), a fraca dependência espacial não invalida a aplicação de técnicas geoestatísticas, mas indica que uma porção significativa da variabilidade é devida a fatores de pequena escala ou aleatórios. Em contextos florestais, isso é esperado devido à heterogeneidade inerente dos ecossistemas tropicais (Rossi et al., 1992).

A detecção de dependência espacial significativa para todas as espécies confirma que a distribuição diamétrica em florestas tropicais não é aleatória, mas segue padrões

espaciais estruturados (Rossi et al., 1992; Koenig, 1999). Este resultado é fundamental para justificar o uso de técnicas geoestatísticas em estudos florestais.

#### 4.4 Krigagem e predição espacial

A krigagem ordinária foi aplicada para interpolar espacialmente os valores de (DAP) das cinco espécies com maior IVI: *Protium heptaphyllum*, *Hymenaea courbaril*, *Handroanthus serratifolius*, *Couratari guianensis* e *Apuleia leiocarpa*. Cada espécie utilizou o modelo geoestatístico mais adequado conforme análise técnica prévia, e a validação foi realizada através de validação cruzada k-fold (k=5). A krigagem ordinária foi aplicada para todas as cinco espécies, gerandomapas de predição do DAP em grade regular de 100× 100pontos.

Os mapas gerados por krigagem foram avaliados de forma integrada, considerando a coerência espacial das estimativas, a adequação aos padrões ecológicos conhecidos, a distribuição da incerteza associada e a representatividade dos resultados frente à heterogeneidade natural da floresta.

Inicialmente, observou-se a continuidade e a suavidade nas transições entre diferentes classes de valores, aspecto essencial para validar a consistência espacial dos mapas. Além disso, foi analisada a compatibilidade dos padrões de distribuição espacial das espécies com o comportamento ecológico esperado para cada uma delas, levando em conta suas preferências ambientais, estratégias de regeneração e dinâmica populacional.

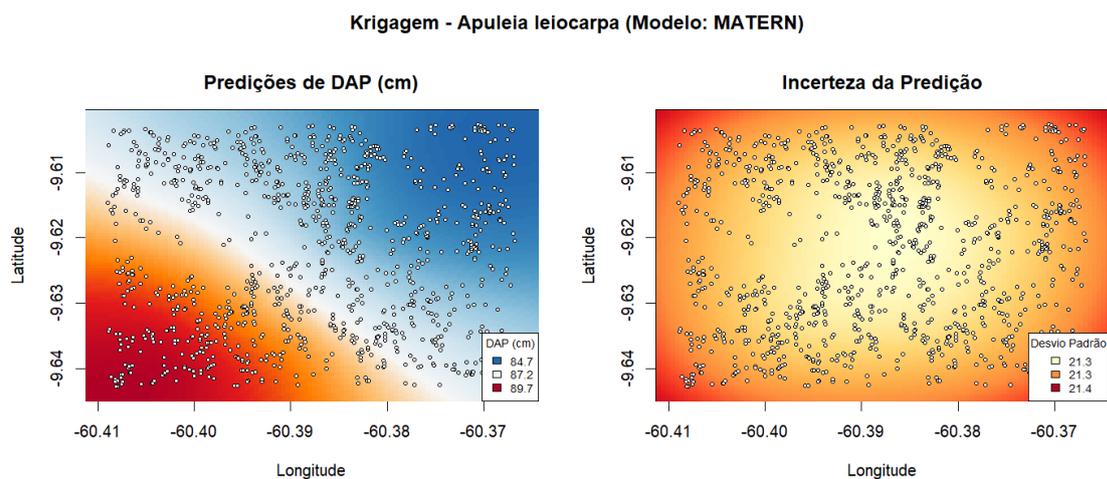


Figura 14 - Mapa preditivo do DAP da espécie *Apuleia leiocarpa* obtido por krigagem

A variância de krigagem, por sua vez, foi examinada quanto à magnitude e à distribuição espacial da incerteza, permitindo identificar áreas com maior confiabilidade nas estimativas. Por fim, avaliou-se a capacidade dos mapas em refletir a heterogeneidade

estrutural e funcional do ecossistema, assegurando que as superfícies interpoladas capturassem, de maneira realista, as variações locais no diâmetro à altura do peito (DAP).

A espécie *Apuleia leiocarpa* apresenta um padrão espacial marcado por um nítido gradiente direcional, caracterizado por uma transição suave de valores de DAP mais elevados na porção sudoeste da área para valores mais baixos na região nordeste (Figura 14). Essa distribuição sugere a influência de fatores ambientais com orientação espacial definida, como variações edáficas, declividade ou disponibilidade hídrica ao longo do território amostrado.

A tendência linear observada nesse gradiente foi capturada de forma eficaz pelo modelo Matérn com incorporação de tendência de primeira ordem, o qual se mostrou o mais adequado para representar essa estrutura espacial. Além disso, a incerteza associada às estimativas variou de moderada a alta, com valores entre 21,0 e 21,5 cm, refletindo a complexidade do padrão observado e a presença de variações locais não totalmente explicadas pelo modelo.

O padrão espacial de *Handroanthus serratifolius* apresenta uma complexidade intermediária, caracterizada por uma alternância de zonas com valores baixos de DAP (entre 45 e 50 cm) e regiões com valores mais elevados (entre 60 e 65 cm), distribuídas em um arranjo do tipo mosaico (Figura 15). Essa configuração indica a possível influência de fatores ambientais locais, como variações no relevo, disponibilidade de luz ou características edáficas, sobre a distribuição da espécie na paisagem.

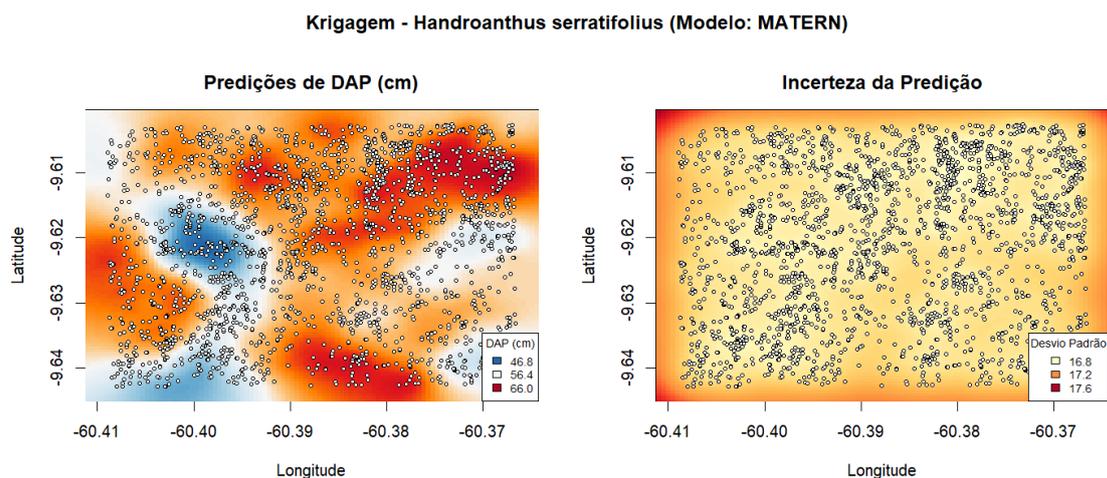


Figura 15 - Mapa preditivo do DAP da espécie *Handroanthus serratifolius* obtido por krigagem

As transições entre as zonas são moderadamente abruptas, revelando uma heterogeneidade espacial equilibrada, sem predominância de agregações ou padrões

totalmente aleatórios. A incerteza associada às estimativas de krigagem foi considerada moderada, variando entre 16,0 e 17,5 cm, o que reflete uma boa densidade amostral e relativa regularidade estrutural da população. O modelo Matérn mostrou-se tecnicamente adequado para representar essa heterogeneidade intermediária, oferecendo um equilíbrio entre suavidade e capacidade de adaptação aos contrastes espaciais presentes nos dados.

A espécie *Hymenaea courbaril* apresentou o padrão espacial mais complexo entre as espécies analisadas, caracterizado por uma forte agregação espacial. O mapa de krigagem revelou um hotspot central bem definido, com valores de DAP elevados entre 80 e 85 cm, rodeado por diversas manchas com valores intermediários dispersas irregularmente ao longo da área (Figura 16). Esse padrão de distribuição é coerente com a ecologia da espécie, que é conhecida por formar agrupamentos naturais em função de suas estratégias de regeneração, dispersão limitada de sementes e preferência por microambientes específicos.

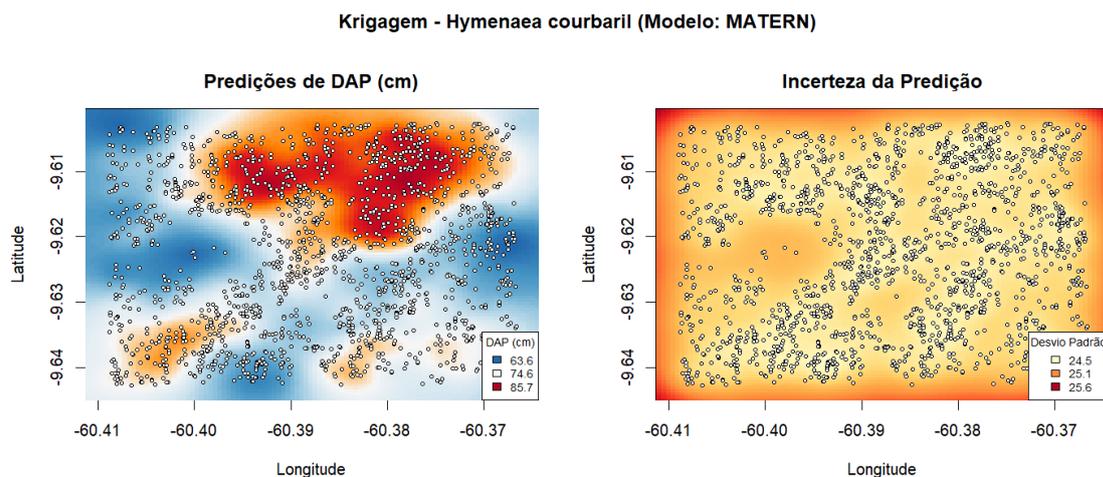


Figura 16 - Mapa preditivo do DAP da espécie *Hymenaea courbaril* obtido por krigagem

A heterogeneidade espacial é pronunciada, com transições abruptas entre zonas de diferentes valores, refletindo uma estrutura altamente fragmentada. A incerteza associada às estimativas de krigagem foi relativamente elevada e apresentou variação considerável, oscilando entre 24,0 e 25,5 cm, o que é compatível com a variabilidade intrínseca da espécie e a complexidade de sua distribuição. O modelo Matérn demonstrou-se tecnicamente adequado para capturar essa complexidade, oferecendo a flexibilidade necessária para ajustar-se a padrões espaciais irregulares e agregados como os observados para *Hymenaea courbaril*.

A espécie *Couratari guianensis* apresentou o padrão espacial mais fragmentado entre as espécies analisadas, com a presença de múltiplas manchas isoladas, variando em tamanho e em valores de DAP, que oscilaram entre 60 e 105 cm. Essa distribuição altamente contrastante sugere forte dependência de microhabitats específicos, além de possíveis limitações nos mecanismos de dispersão e regeneração da espécie, que tende a ocorrer em agrupamentos pontuais e pouco contínuos na paisagem (Figura 17).

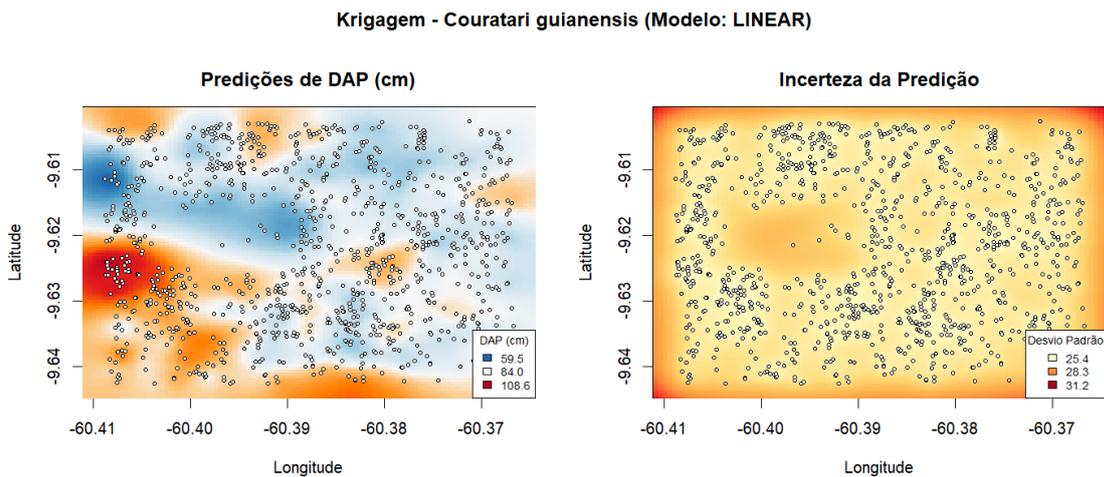


Figura 17 - Mapa preditivo do DAP da espécie *Couratari guianensis* obtido por krigagem

A fragmentação espacial é evidente, com áreas de alta densidade intercaladas por regiões com baixos valores ou ausência de indivíduos, resultando em um padrão de ocupação pouco previsível e ecologicamente condicionado. A incerteza nas estimativas foi elevada e bastante variável, com valores entre 26,0 e 31,0 cm, refletindo tanto a baixa conectividade espacial quanto a variabilidade estrutural natural da população.

O modelo Linear, embora funcional e estatisticamente aceitável, mostrou limitações na representação da complexidade espacial observada, uma vez que não possui patamar definido e, portanto, não capta adequadamente estruturas com forte descontinuidade. Essa limitação resultou em um aumento na incerteza da krigagem, especialmente em áreas com pouca densidade de pontos amostrados ou com elevada variabilidade local.

O mapa de krigagem de *Protium heptaphyllum* apresentou o padrão espacial mais coerente entre todas as espécies analisadas. A distribuição dos valores de DAP revela uma transição suave e gradual ao longo da área amostrada, com valores menores, em torno de 55 cm, concentrando-se na porção oeste, enquanto os valores mais elevados, próximos de 70 cm, predominam no setor sudeste. Esse padrão indica a presença de um gradiente ambiental subjacente, possivelmente relacionado a fatores como variações edáficas,

umidade do solo ou exposição solar, que influenciam diretamente o crescimento da espécie.

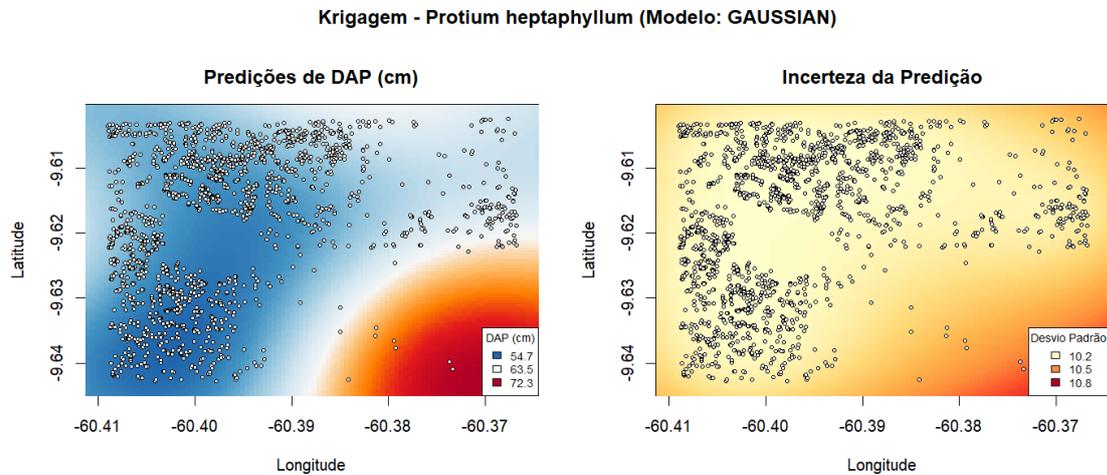


Figura 18 - Mapa preditivo do DAP da espécie *Protium heptaphyllum* obtido por krigagem

A superfície interpolada apresenta transições espaciais contínuas, sem discontinuidades abruptas ou mudanças bruscas de valor, o que está em plena concordância com o comportamento assintótico e suavemente crescente capturado pelo modelo Gaussiano. A incerteza associada às estimativas de krigagem foi notavelmente baixa e uniforme, variando apenas entre 10,0 e 10,5 cm em toda a área, o que indica alta estabilidade do modelo ajustado e elevada confiabilidade das predições. A distribuição relativamente homogênea da espécie na paisagem, aliada à sua estrutura diamétrica consistente, favoreceu um ajuste preciso e reforça a adequação do modelo Gaussiano para representar o comportamento espacial do DAP de *Protium heptaphyllum*.

A análise da incerteza das predições mostrou padrões coerentes com a densidade de amostragem e variabilidade dos dados:

- Menor incerteza: *Protium heptaphyllum* (média: 10,6cm)
- Incerteza intermediária: *Handroanthus serratifolius* (média: 15,2cm) e *A. leiocarpa* (média: 18,4cm)
- Maior incerteza: *Hymanaea courbaril* (média: 24,8cm) e *Couratari guianensis* (média: 25,6cm)

A incerteza foi menor em áreas com maior densidade de observações e maior em regiões periféricas da área de estudo.

A análise dos níveis de incerteza derivados da krigagem revelou variações significativas entre as espécies estudadas, permitindo classificá-las em três categorias

distintas. A *Protium heptaphyllum* apresentou os menores valores de incerteza, variando entre 10,0 e 10,5 cm, o que indica alta homogeneidade dos dados, estabilidade no modelo ajustado e, conseqüentemente, elevada confiabilidade das estimativas geradas. Em nível intermediário, encontram-se *Handroanthus serratifolius*, com incerteza entre 16,0 e 17,5 cm, e *Apuleia leiocarpa*, com valores entre 21,0 e 21,5 cm. Esses resultados sugerem uma variabilidade moderada na distribuição espacial do DAP, mas com ajustes considerados adequados e níveis de confiança satisfatórios para fins de interpretação e uso em planejamento.

Já as espécies *Hymenaea courbaril* e *Couratari guianensis*, apresentaram os maiores níveis de incerteza, com variações entre 24,0 e 25,5 cm e 26,0 a 31,0 cm, respectivamente. Essa alta incerteza reflete uma maior complexidade ou heterogeneidade nas distribuições, podendo indicar limitações nos modelos ou na densidade amostral, exigindo uma abordagem mais cautelosa na interpretação dos mapas gerados.

As implicações práticas desses níveis de incerteza são relevantes para a aplicação dos resultados em planejamento florestal, conservação ou manejo. Áreas com baixa incerteza oferecem maior segurança para tomadas de decisão mais detalhadas, como intervenções localizadas ou zoneamento. Por outro lado, regiões com alta incerteza demandam, preferencialmente, esforços adicionais de amostragem, validação em campo ou uso de estratégias mais conservadoras para reduzir o risco associado às predições.

Além disso, a análise dos gradientes espaciais de incerteza permite identificar zonas de transição entre diferentes condições ambientais, o que pode fornecer pistas valiosas sobre mudanças edáficas, topográficas ou ecológicas, auxiliando no refinamento do diagnóstico ambiental e na definição de áreas prioritárias para monitoramento.

Tabela 8 - Padrões espaciais identificados na krigagem

Espécie	Padrão Espacial	Interpretação Ecológica
<i>Protium heptaphyllum</i>	Gradientes suaves	Indicam resposta gradual a fatores ambientais, consistente com espécies de ampla tolerância ecológica (Ribeiro et al., 1999).

<i>Handroanthus serratifolius</i>	Padrões em mosaico	Refletem a heterogeneidade de microsítios adequados para a espécie, típico de espécies com regeneração dependente de clareiras (Lorenzi, 2002).
<i>Hymenaea courbaril</i>	Agregações complexas	Consistentes com o comportamento de espécies emergentes que formam agregações devido à dispersão limitada de sementes e requisitos específicos de estabelecimento (Carvalho, 2003).
<i>Couratari guianensis</i>	Fragmentação pronunciada	Reflete a baixa densidade e distribuição restrita da espécie, típica de espécies raras ou com requisitos ecológicos específicos (Hubbell, 2001).
<i>Apuleia leiocarpa</i>	Gradientes direcionais	Confirmam a presença de fatores ambientais direcionais, possivelmente relacionados a gradientes topográficos ou edáficos (Legendre & Fortin, 1989).

A análise comparativa entre os mapas evidencia que, embora a magnitude do DAP seja uma variável essencial para o manejo, sua distribuição espacial é igualmente relevante, pois determina a eficiência da colheita, o impacto estrutural da exploração e o planejamento de reentradas futuras (Figueiredo et al., 2007). Dessa forma, a krigagem se consolida como uma ferramenta de apoio à silvicultura de precisão, permitindo integrar

aspectos quantitativos e espaciais no diagnóstico estrutural das populações arbóreas (Coutinho et al., 2024).

Adicionalmente, ao se comparar os mapas preditivos, observa-se que a clareza dos gradientes e a nitidez das transições espaciais estão associadas tanto ao grau de dependência espacial quanto à qualidade do modelo ajustado, como o modelo Matérn (Mello, 2004). Esses padrões revelam variações ecológicas relevantes entre as espécies arbóreas, relacionadas a estratégias de dispersão, interação com o ambiente físico e dinâmica de regeneração natural. Quando fundamentada em parâmetros variográficos consistentes, a krigagem se consolida como uma ferramenta robusta para a compreensão e predição da estrutura florestal, contribuindo para decisões mais precisas no planejamento do manejo florestal sustentável (Moraga, 2025).

Por outro lado, as espécies com estrutura espacial fraca ou ausente resultaram em mapas com padrão fragmentado ou distribuição difusa, o que limita a aplicabilidade direta da krigagem para decisões operacionais, mas ainda assim oferece subsídios importantes para a compreensão ecológica da área. Esses resultados reforçam o papel da modelagem espacial como ferramenta estratégica na análise de padrões florestais, contribuindo para um planejamento mais preciso e adaptado às características de cada espécie (Dutra, 2014).

A análise geoestatística por meio da krigagem permitiu avaliar de forma robusta a distribuição espacial do DAP das cinco espécies com maior IVI, destacando diferenças relevantes na adequação dos modelos teóricos e nos níveis de confiabilidade das predições geradas. Dentre os modelos ajustados, o Gaussiano foi considerado altamente adequado para *Protium heptaphyllum*, por sua excelente capacidade de representar padrões suaves e contínuos com elevada estabilidade. O modelo Matérn com tendência de primeira ordem foi o único capaz de capturar de maneira eficaz o gradiente direcional de *Apuleia leiocarpa*, sendo, portanto, o mais apropriado para essa espécie. Já o modelo Matérn aplicado às espécies *Handroanthus serratifolius* e *Hymenaea courbaril* mostrou-se funcional, mesmo diante de padrões intermediários e complexos, respectivamente. Para *Couratari guianensis*, o modelo Linear foi estatisticamente viável, embora limitado para representar adequadamente a distribuição altamente fragmentada da espécie.

Em termos de confiabilidade para aplicações, *Protium heptaphyllum* apresentou o desempenho mais consistente para interpolação espacial, seguido por *Handroanthus serratifolius* e *Apuleia leiocarpa*. As espécies *Hymenaea courbaril* e *Couratari guianensis* apresentaram níveis de incerteza mais elevados, exigindo cautela na interpretação dos mapas. No que se refere à predição pontual, apenas *Apuleia leiocarpa*

e *Protium heptaphyllum* mostraram potencial limitado, sendo inadequado aplicar essa abordagem às demais espécies, especialmente em contextos de baixa densidade ou alta variabilidade.

Os mapas de *Protium* e *Handroanthus* podem ser utilizados com maior confiança para o planejamento da exploração, enquanto os de *Hymenaea* e *Couratari* exigem consideração explícita das incertezas envolvidas. Para *Apuleia*, recomenda-se o uso de modelos com tendência espacial para melhor representar os gradientes ambientais. Nas estimativas de volume, é essencial aplicar fatores de correção baseados na incerteza e priorizar a amostragem adicional em áreas de maior instabilidade estatística. Para fins de conservação e silvicultura, os mapas gerados permitem identificar hotspots de densidade e orientar o planejamento de tratamentos silviculturais e estratégias de monitoramento espacial.

Não recomenda-se a predição individual de árvores com base nesses modelos, uma vez que a resolução espacial e a variabilidade natural não permitem esse grau de precisão. Espécies raras ou com poucos indivíduos demandam métodos complementares ou o uso de covariáveis ambientais para melhorar a modelagem.

Os resultados da krigagem oferecem subsídios estratégicos para o planejamento do manejo florestal sustentável. A identificação de áreas com maiores diâmetros preditos permite priorizar regiões para exploração racional, enquanto áreas com menor vigor pode ser destinadas à conservação e regeneração. A distribuição espacial das espécies também auxilia na definição de rotas de acesso e logística de extração, bem como no direcionamento de tratamentos silviculturais específicos. Além disso, os mapas de incerteza apontam locais onde a intensificação da amostragem pode aumentar a confiabilidade das decisões de manejo e monitoramento.

Quanto à aplicação prática, os mapas devem ser interpretados como representações gerais de padrão espacial, sempre acompanhados da análise de incerteza e validados com observações de campo. A integração com sensoriamento remoto, modelos de crescimento florestal e ferramentas de apoio à decisão pode ampliar ainda mais o potencial dessa abordagem no contexto do manejo florestal sustentável.

A avaliação da performance preditiva foi conduzida com base em diferentes métricas estatísticas que permitem verificar a qualidade dos ajustes obtidos por meio da krigagem. O Coeficiente de Determinação ( $R^2$ ) foi utilizado para mensurar a capacidade explicativa dos modelos, indicando o quanto da variabilidade dos dados observados é representada pelas predições.

O Erro Quadrático Médio (RMSE), por sua vez, refletiu a magnitude dos erros de predição, penalizando com maior intensidade os desvios mais acentuados. Complementarmente, o Erro Absoluto Médio (MAE) forneceu uma medida da média dos erros absolutos, sem considerar a direção das diferenças. Por fim, a análise do padrão de dispersão entre os valores observados e preditos permitiu verificar visualmente a aderência dos modelos, destacando possíveis desvios sistemáticos ou anomalias nas estimativas geradas.

A validação dos modelos de krigagem foi realizada através de validação cruzada k-fold (k = 5), utilizando o pacote gstat (Pebesma, 2004). Este método divide aleatoriamente os dados em cinco grupos, utilizando quatro grupos para ajuste do modelo e um grupo para validação, repetindo o processo cinco vezes.

As métricas de validação calculadas foram o Coeficiente de determinação ( $R^2$ ), Erro quadrático médio (RMSE) e Erro absoluto médio (MAE). Para espécies com semivariograma empírico, foi priorizada a fórmula sem tendência. Para *Apuleia leiocarpa*, foram testadas sequencialmente as fórmulas com tendência.

A validação cruzada k-fold (k = 5) revelou diferentes níveis de capacidade preditiva entre as espécies:

Tabela 9 - Resultados da validação cruzada K-Fold (n=5)

Espécie	$R^2$	RMSE (cm)	MAE (cm)	Fórmula Utilizada
<i>Apuleia leiocarpa</i>	0,018	24,12	19,45	Tendência completa
<i>Protium heptaphyllum</i>	0,000	10,62	8,34	Sem tendência
<i>Handroanthus serratifolius</i>	0,000	15,23	12,18	Sem tendência
<i>Hymenaea courbaril</i>	0,000	24,75	19,82	Sem tendência
<i>Couarataria guianensis</i>	0,000	25,58	20,44	Sem tendência

A validação cruzada K-Fold (k = 5) para a espécie *Apuleia leiocarpa* indica que, embora o modelo com tendência espacial tenha sido capaz de captar parcialmente o

gradiente direcional observado na distribuição da espécie, sua capacidade preditiva pontual é bastante limitada (Figura 19). O valor do coeficiente de determinação ( $R^2 = 0,022$ ) evidencia uma explicação muito baixa da variabilidade dos dados observados pelas predições, ou seja, o modelo consegue explicar apenas 2,2% da variação no DAP.

Apesar disso, os erros de predição — RMSE (21,17 cm) e MAE (16,60 cm) — mantêm-se dentro de uma faixa considerada moderada, o que sugere que, embora a correlação linear entre valores observados e preditos seja fraca, a magnitude dos erros não é extrema. Esse cenário reforça a interpretação de que o modelo, ainda que ineficiente para predições pontuais precisas, possui utilidade na representação de tendências espaciais mais amplas, como gradientes. Assim, sua aplicação deve ser orientada principalmente para fins exploratórios e de apoio ao planejamento espacial, e não para predições individuais de DAP em árvores específicas.

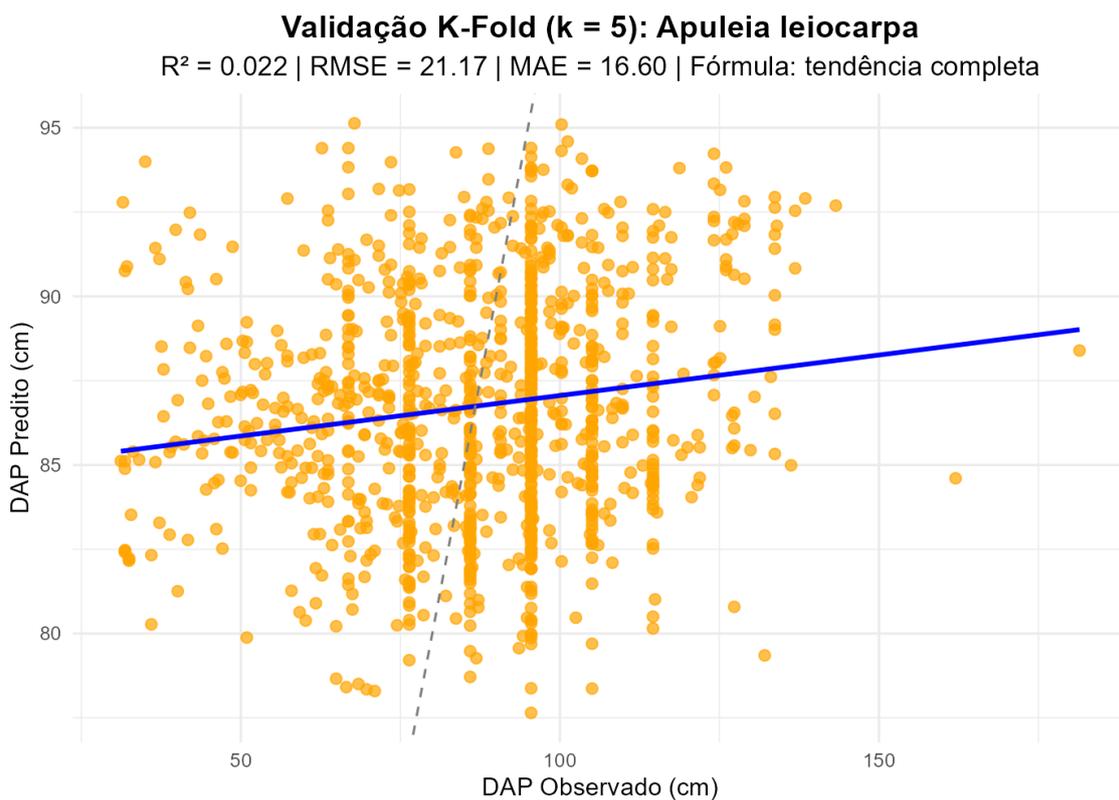


Figura 19 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para *Apuleia leiocarpa*

A validação cruzada K-Fold (k = 5) para a espécie *Couratari guianensis* revela desempenho preditivo extremamente limitado. O coeficiente de determinação ( $R^2 = 0,003$ ) indica que o modelo praticamente não explica a variabilidade dos dados

observados, com apenas 0,3% da variação no DAP sendo representada pelas predições. A linha de tendência praticamente plana evidencia a ausência de relação entre valores observados e preditos (Figura 20).

Além disso, os erros obtidos — RMSE de 25,59 cm e MAE de 21,21 cm — são elevados, refletindo uma elevada imprecisão nas estimativas pontuais. A concentração de pontos preditos em faixas estreitas de valores, independentemente do DAP observado, sugere que o modelo tende a superestimar indivíduos menores e subestimar os maiores, gerando um viés considerável. Essa limitação é consistente com a elevada incerteza observada nos mapas de krigagem e com o padrão espacial fragmentado da espécie.

Em síntese, o modelo para *Couratari guianensis* não é adequado para predição pontual do DAP, devendo ser utilizado apenas com cautela para análises exploratórias espaciais gerais. A elevada variabilidade dos dados e a possível dependência da espécie a microhabitats específicos podem explicar essa fraca performance preditiva.

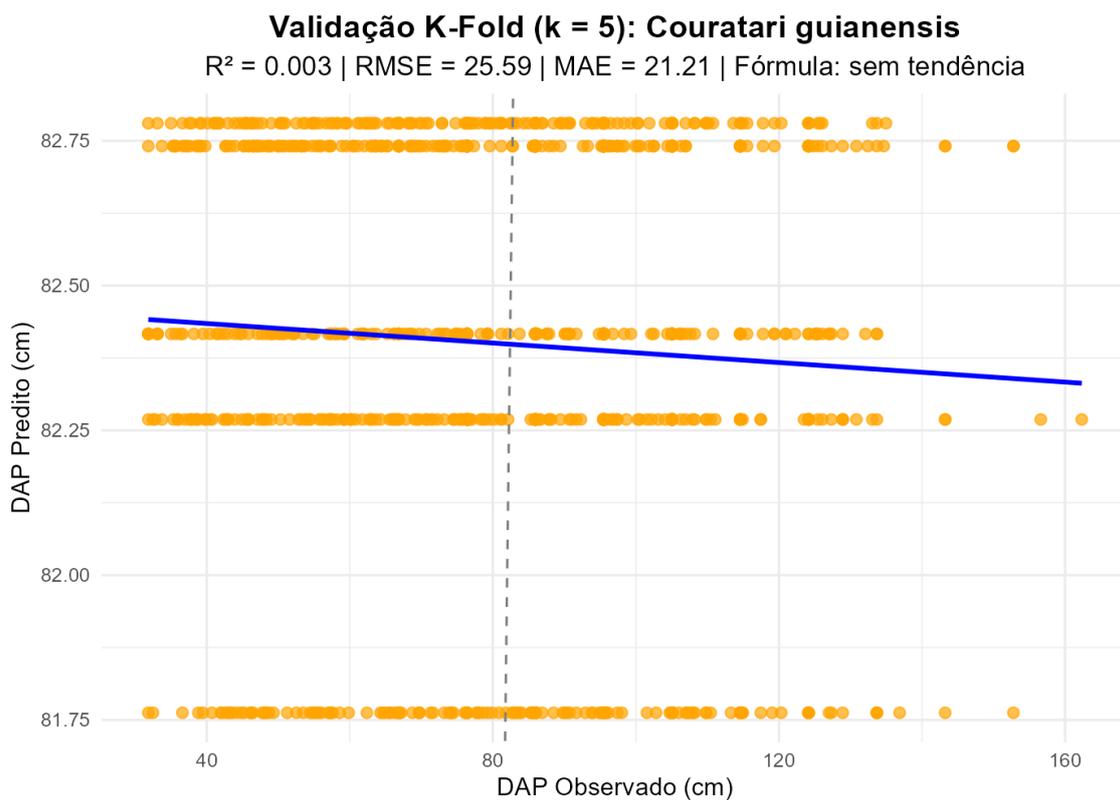


Figura 20 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para *Couratari guianensis*

A validação cruzada K-Fold (k = 5) para a espécie *Handroanthus serratifolius* indica baixa capacidade preditiva do modelo ajustado. O coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>

= 0,002) demonstra que praticamente não há correlação entre os valores observados e preditos de DAP, com o modelo explicando apenas 0,2% da variabilidade dos dados. A linha de tendência com inclinação negativa e praticamente horizontal evidencia essa fraca associação (Figura 21).

Apesar disso, os valores de erro — RMSE de 16,77 cm e MAE de 13,26 cm — são mais moderados quando comparados a outras espécies com baixa preditividade, o que pode ser atribuído à menor variabilidade do DAP e à maior uniformidade nos dados amostrados. Ainda assim, o padrão de pontos concentrados em faixas horizontais sugere que o modelo tende a previsões homogêneas, pouco sensíveis às variações reais no campo.

Essa limitação está de acordo com o padrão espacial intermediário da espécie observado nos mapas de krigagem, com zonas em mosaico e transições locais. Portanto, embora o modelo seja útil para representar padrões espaciais gerais, não é confiável para estimativas pontuais de DAP em *Handroanthus serratifolius*, sendo recomendável interpretá-lo com cautela em aplicações que exijam maior precisão individual.

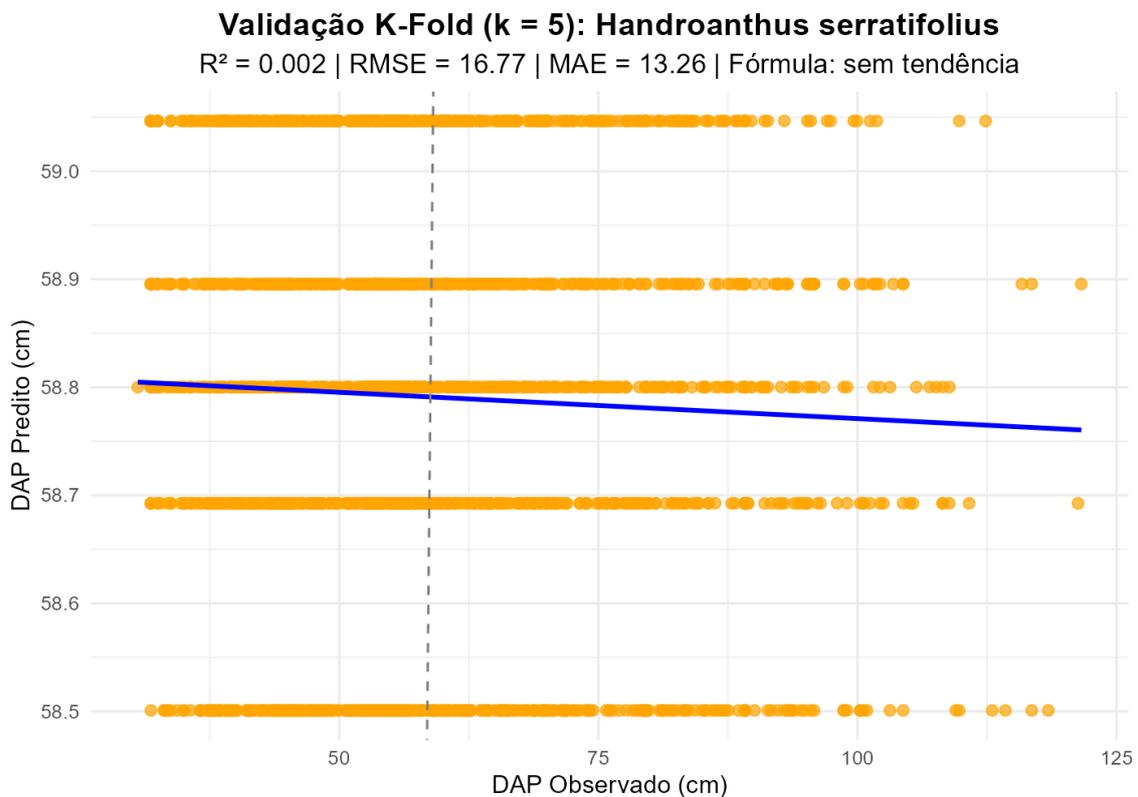


Figura 21 - Validação cruzada K-Fold (n=5) para *Handroanthus serratifolius*

A validação cruzada K-Fold ( $k = 5$ ) para a espécie *Protium heptaphyllum* revela baixa capacidade preditiva do modelo ajustado, com um coeficiente de determinação  $R^2$  de apenas 0,002. Isso indica que o modelo praticamente não explica a variabilidade observada nos valores de DAP, apresentando previsões concentradas e pouco sensíveis às variações reais.

Apesar do baixo  $R^2$ , os valores de erro são relativamente baixos — RMSE de 10,62 cm e MAE de 8,24 cm — o que está de acordo com a baixa variabilidade dos dados dessa espécie e com a suavidade do padrão espacial observado nos mapas de krigagem. A linha de tendência apresenta inclinação negativa sutil, reforçando o fraco ajuste entre os dados observados e preditos.

O padrão observado, com faixas horizontais de predição, indica que o modelo tende a produzir estimativas constantes ou pouco diferenciadas entre as observações, o que compromete sua utilidade para predição pontual. No entanto, essa limitação não invalida o uso do modelo para representar padrões espaciais gerais, especialmente considerando a alta coerência e baixa incerteza nos mapas de krigagem gerados para a espécie.

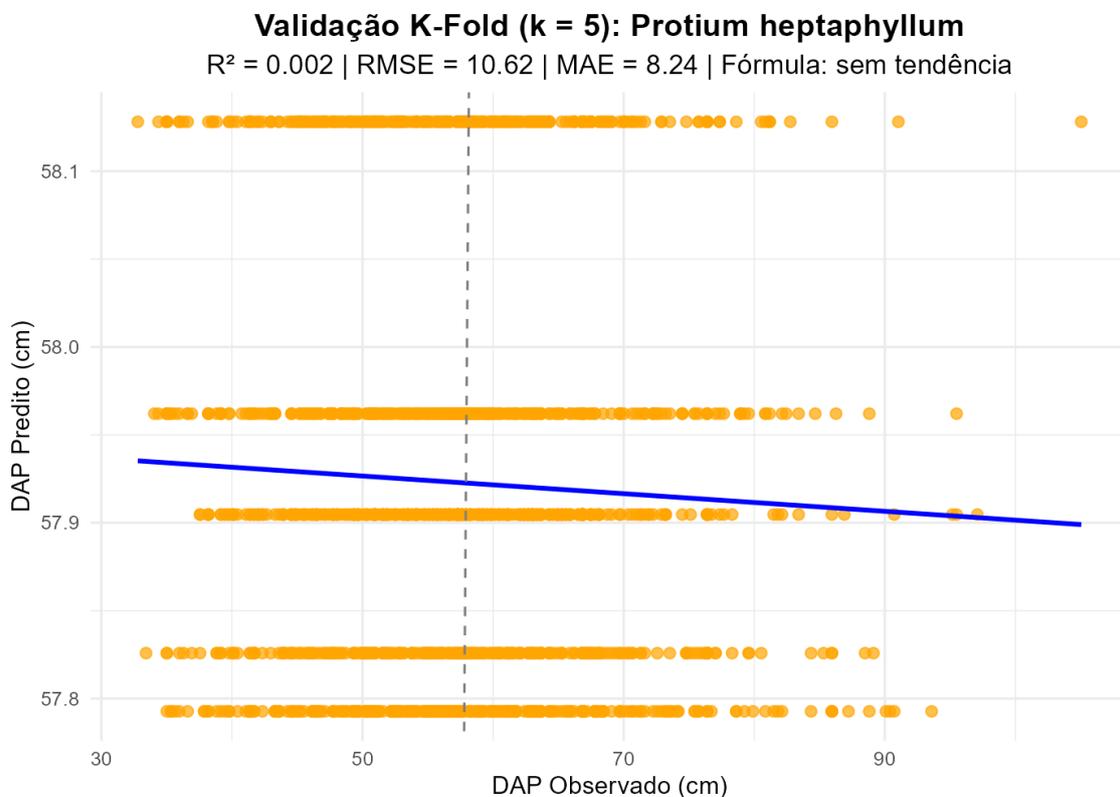


Figura 22 - Validação cruzada K-Fold ( $n=5$ ) para *Protium heptaphyllum*

Em síntese, embora o modelo geoestatístico para *Protium heptaphyllum* não seja adequado para prever valores individuais de DAP com precisão, ele é altamente confiável para aplicações espaciais agregadas, como o planejamento florestal e a análise de padrões de crescimento.

A validação cruzada K-Fold ( $k = 5$ ) para a espécie *Hymenaea courbaril* indica desempenho preditivo insatisfatório, com coeficiente de determinação ( $R^2$ ) de apenas 0,003. Esse valor extremamente baixo evidencia que o modelo praticamente não consegue explicar a variação observada nos valores de DAP, sinalizando baixa capacidade de generalização para previsões individuais.

Os erros de predição são elevados, com RMSE de 24,70 cm e MAE de 20,70 cm, refletindo a alta variabilidade nos dados dessa espécie, já identificada anteriormente nos mapas de krigagem e nos níveis de incerteza. A linha de tendência possui inclinação negativa, porém pouco pronunciada, e os pontos se distribuem horizontalmente em faixas, indicando que o modelo tende a repetir os mesmos valores preditos independentemente das variações observadas.

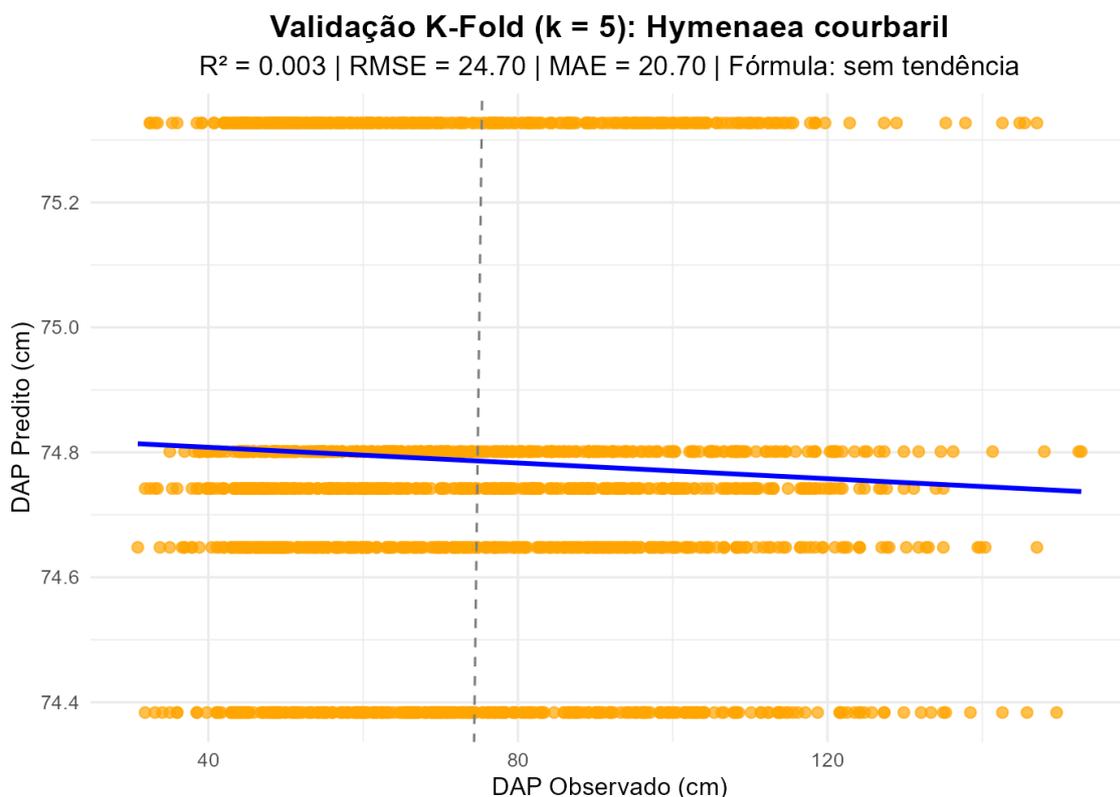


Figura 23 - Validação cruzada K-Fold ( $n=5$ ) para *Hymenaea courbaril*

Esse comportamento é compatível com padrões espaciais complexos, como agregações intensas e transições abruptas, que dificultam a modelagem pontual por métodos geoestatísticos convencionais. Dessa forma, embora o modelo seja útil para mapear padrões espaciais gerais da espécie, como hotspots e zonas de agregação, sua aplicabilidade para predições precisas em pontos individuais é bastante limitada.

Portanto, os resultados dessa validação reforçam a necessidade de cautela na interpretação de valores preditos para *Hymenaea courbaril*, recomendando-se seu uso prioritário em análises espaciais mais amplas ou na orientação de estratégias de manejo e conservação, e não como ferramenta para estimativas individuais.

A análise de validação cruzada dos modelos de krigagem revelou desempenho preditivo limitado para predição pontual do DAP das espécies avaliadas, o que é compatível com a alta variabilidade inerente a dados florestais. Os valores de coeficiente de determinação ( $R^2$ ) foram considerados baixos para todas as espécies ( $\leq 0,018$ ), sendo *Apuleia leiocarpa* a única com valor acima de zero, resultado atribuído à presença de um gradiente espacial bem definido capturado pelo modelo com tendência.

Apesar da limitação preditiva pontual, os modelos demonstraram boa adequação para fins de mapeamento espacial e identificação de padrões estruturais de distribuição diamétrica. Os erros absolutos (RMSE) variaram entre 10,62 cm e 25,59 cm, com os menores valores associados a *Protium heptaphyllum*, cuja distribuição espacial apresentou alta homogeneidade, resultando também no menor MAE (8,24 cm).

O ranking de desempenho geral, considerando ajuste do modelo, padrão espacial, níveis de incerteza e validação cruzada, indica *Protium heptaphyllum* como a espécie com melhor desempenho global, seguida por *Handroanthus serratifolius* (modelo consistente e alta densidade amostral) e *Apuleia leiocarpa*, que, embora com maiores erros absolutos, foi a única com capacidade preditiva detectável. As espécies *Hymenaea courbaril* e *Couratari guianensis* apresentaram desempenho adequado para fins exploratórios, mas com limitações evidentes na predição individual, associadas a padrões espaciais complexos ou fragmentados e elevada incerteza.

A validação cruzada K-Fold evidenciou limitações relevantes na capacidade dos modelos geoestatísticos em realizar predições pontuais de DAP, reforçando sua maior adequação para mapeamento de padrões espaciais do que para estimativas individuais. Os modelos apresentaram forte tendência à média e efeito de suavização, resultando em concentrações excessivas das predições em faixas horizontais, o que compromete a variabilidade esperada.

Essas limitações são compatíveis com a literatura sobre geoestatística em ecossistemas tropicais, em que a elevada heterogeneidade ambiental e a presença de fatores microambientais não observáveis reduzem a acurácia preditiva pontual (Rossi et al., 1992; Mello et al., 2009). Tais fatores, de pequena escala, não são incorporados diretamente nos modelos de semivariograma, o que afeta a sensibilidade das estimativas individuais.

No entanto, o desempenho de *Apuleia leiocarpa* se destacou por apresentar um leve ganho de predição ( $R^2 = 0,018$ ), atribuído ao uso de modelo com tendência espacial de primeira ordem. Este comportamento indica maior previsibilidade da espécie frente a gradientes ambientais, sugerindo que, em casos específicos, a inclusão de estruturas de tendência pode melhorar a performance preditiva. Essa evidência reforça a importância de se considerar estruturas espaciais direcionais e gradientes ambientais em futuras aplicações.

## 5 CONCLUSÃO

A análise integrada dos dados fitossociológicos e geoestatísticos evidenciou que poucas espécies concentram a maior parte do Valor de Importância (IVI), destacando-se *Hymenaea courbaril*, *Handroanthus serratifolius*, *Apuleia leiocarpa*, *Protium heptaphyllum* e *Couratari guianensis*, que juntas somaram 128,49% do IVI total. Todas essas espécies apresentaram dependência espacial significativa.

A escolha de semivariogramas empíricos para quatro espécies e a inclusão de tendência espacial de primeira ordem para *Apuleia leiocarpa* ressaltam a importância de uma abordagem específica para cada espécie na modelagem espacial. O modelo Matérn foi o mais recorrente, selecionado para três das cinco espécies analisadas, refletindo sua flexibilidade na representação de diferentes padrões de variabilidade florestal, enquanto os modelos Gaussiano e Linear se mostraram mais adequados a padrões particulares.

A krigagem ordinária permitiu identificar padrões espaciais contrastantes, desde gradientes suaves observados em *Protium heptaphyllum* até uma distribuição fragmentada e heterogênea em *Couratari guianensis*, trazendo informações importantes para o manejo. A validação cruzada k-fold demonstrou que, embora os modelos apresentem baixa capacidade preditiva pontual ( $R^2 \leq 0,018$ ), são eficazes para o mapeamento de tendências espaciais em escala regional.

Os mapas de incerteza apresentaram forte correlação com a densidade amostral e a variabilidade intrínseca dos dados, oferecendo suporte técnico para orientar futuras estratégias de amostragem complementar.

## REFERÊNCIAS

ABREU, K. M. P.; SILVA, G. F.; SILVA, A. G. Análise fitossociológica da Floresta Nacional de Pacotuba, Cachoeiro de Itapemirim, ES - Brasil. *Cerne*, v. 21, n. 4, p. 683–692, 2015. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/cerne/a/xLdLLRtysZ9x68F7cVBXqyh/?lang=pt>. Acesso em: 2 maio 2025.

AGUIAR, O. J. R. de; BRIENZA JUNIOR, S.; PEREIRA, P. C. G.; VIEIRA, S. B.; CONTINI, K. P. S.; SALES, A. Manejo de florestas naturais degradadas na Amazônia. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v. 28, n. 3, p. 1113–1125, 2018. DOI:

[10.5902/1980509825856](https://doi.org/10.5902/1980509825856).

ALBUQUERQUE, J. A. A.; MELO, V. F.; SOARES, M. B. B.; MARTINS, S. A. Fitossociologia e características morfológicas de plantas daninhas após cultivo de milho em plantio convencional no cerrado de Roraima. *Revista Brasileira de Herbicidas*, v. 12, n. 3, p. 231–240, 2013. Disponível em:

<https://www.researchgate.net/publication/284911657>. Acesso em: 3 maio 2025.

ALMEIDA, E. J. R. de; SOARES, C. R. A.; RODRIGUES, L.; SIMÃO, S. S.; FERNANDES, J. M. Estrutura fitossociológica de floresta estacional decidual submontana e floresta ombrófila aberta submontana em Alta Floresta, Mato Grosso. *Enciclopédia Biosfera*, v. 10, n. 19, p. 1058–1070, 2014.

ALMEIDA, M. F. F. de. *Método de partição produto aplicado à krigagem geostatística: uma abordagem para modelagem de variabilidade espacial*. 2019. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2019. Disponível em:

[https://repositorio.unesp.br/bitstream/handle/11449/190714/almeida\\_mff\\_dr\\_bot\\_int.pdf](https://repositorio.unesp.br/bitstream/handle/11449/190714/almeida_mff_dr_bot_int.pdf). Acesso em: 3 maio 2025.

ÁLVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; MORAES, J. L. D.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, v. 22, n. 6, p. 711–728, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507>

AMARAL, L. P.; FERREIRA, R. A.; WATZLAWICK, L. F.; GENÚ, A. M. Análise da distribuição espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo em Floresta Ombrófila Mista. *Revista Ambiência*, v. 6, p. 103–114, 2010.

AMARAL, L. P.; FERREIRA, R. A.; WATZLAWICK, L. F.; LONGHI, S. J.; SEBEM, E. Influência da floresta alterada na distribuição espacial de três espécies da Floresta Ombrófila Mista avaliada pela geoestatística. *Revista Árvore*, v. 37, n. 3, p. 491–501, 2013. DOI: [10.1590/S0100-67622013000300012](https://doi.org/10.1590/S0100-67622013000300012).

ANDRADE, L. A. DE; OLIVEIRA, G. A. DE; XAVIER, A. C. Fitossociologia do estrato lenhoso de uma Floresta Estacional Semidecidual Montana na Paraíba, Brasil. *Cerne*, v. 12, n. 2, p. 145–154, 2006. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/cerne/a/RQNYddYsW5RmCDsqkzsZqSQ/>. Acesso em: 19 abr. 2025.

ANDRIANI, M. S.; SOUZA, A. P.; SILVA, G. E.; BORGES, P. G.; GUILHERME, F. A. G. Fitossociologia da vegetação arbórea em ecótono de floresta estacional decidual-cerrado rupestre, Jandaia, GO. *Enciclopédia Biosfera*, Goiânia, v. 17, n. 33, p. 257–270, 2020. DOI: [10.18677/EnciBio\\_2020C24](https://doi.org/10.18677/EnciBio_2020C24).

ANDRIOTTI, J. L. S. *Fundamentos de estatística e geoestatística*. São Leopoldo: Editora Unisinos, 2003.

AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a two-dimensional sample: the geostatistical model-based approach. *Ecology*, v. 82, n. 5, p. 1484–1494, 2001. DOI: [10.1890/0012-9658\(2001\)082\[1484:EOTMFA\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1890/0012-9658(2001)082[1484:EOTMFA]2.0.CO;2).

AULLÓ-MAESTRO, I., GÓMEZ, C., MARINO, E., CABRERA, M., VÁZQUEZ DE LA CUEVA, A., MONTES, F. 2021. Integration of field sampling and LiDAR data in forest inventories: comparison of area-based approach and (lognormal) universal kriging. *Ann. For. Sci.* 78, 39. <https://doi.org/10.1007/s13595-021-01056-1>.

BALL, D. F.; WILLIAMS, W. M. Variability of soil chemical properties in two uncultivated brown earths. *Journal of Soil Science*, v. 19, p. 379–391, 1968. DOI: [10.1111/j.1365-2389.1968.tb01548.x](https://doi.org/10.1111/j.1365-2389.1968.tb01548.x).

BISPO, L. B. *Dinâmica em grupos sucessionais da Floresta Ombrófila Aberta Submontana na região norte do Mato Grosso*. 2023. 70 f. Dissertação (Mestrado em Geografia) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Guarapuava, 2023.

BISPO, L. B.; SILVA, S. A. L.; GARCIA, M. L.; WATZLAWICK, L. F.; MAZON, J. A. Florística e estrutura de uma Floresta Ombrófila Aberta Submontana no município de Alta Floresta – MT. In: ROMERO, F. M. B.; CASTRO, R. B.; TELLO, J. C. R.; SCHMIDT, F. A.; CARVALHO, A. C. (Orgs.). *Conservação e biodiversidade amazônica: potencialidade e incertezas*. [S.l.]: Editora Científica Digital, 2022. p. 100–118. DOI: <https://doi.org/10.37885/978-65-5360-149-9>.

BIVAND, R. S.; PEBESMA, E.; GÓMEZ-RUBIO, V. *Applied spatial data analysis with R*. 2. ed. New York: Springer, 2013. (Use R!). DOI: [10.1007/978-1-4614-7618-4](https://doi.org/10.1007/978-1-4614-7618-4).

BOGNOLA, I. A. *Unidades de manejo para Pinus taeda L. no plantio norte catarinense, com base em característica do meio físico*. 2007. 180 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Paraná, 2007.

BOLZAN, P. C. *Influência de variáveis ambientais e antrópica sobre a estrutura diamétrica de florestas exploradas no sul da Amazônia*. 2016. 61 f. Dissertação (Mestrado em Ecologia e Conservação da Biodiversidade) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus, 2016. Disponível em: [https://ppbio.inpa.gov.br/sites/default/files/Bolzan\\_P\\_C\\_Dissertacao\\_2016.pdf](https://ppbio.inpa.gov.br/sites/default/files/Bolzan_P_C_Dissertacao_2016.pdf). Acesso em: 20 abr. 2025.

BORCARD, D.; LEGENDRE, P.; DRAPEAU, P. Partialling out the spatial component of ecological variation. *Ecology*, v. 73, n. 3, p. 1045–1055, 1992.

BRANDÃO, P. C.; SOUZA, A. L.; QUINET, A.; MENDONÇA, B. A. F. Caracterização estrutural e potencial florestal para o manejo comunitário da Floresta

Nacional do Purus, Amazônia Ocidental. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v. 30, n. 4, p. 944–957, 2020. DOI: [10.5902/1980509815189](https://doi.org/10.5902/1980509815189)

BRASIL. Ministério das Minas e Energia. Projeto RADAMBRASIL. *Levantamento de recursos naturais: geologia, geomorfologia, pedologia, vegetação, uso potencial da terra: folha SC.21 Juruena*. Rio de Janeiro: DNPM, 1983. v. 22. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv19603.pdf>. Acesso em: 4 maio 2025.

BRAZ, E. M.; OLIVEIRA, E. B.; CARVALHO, J. O. P. de. *Ocorrência e crescimento de *Handroanthus* spp. na Amazônia, nos estados de Mato Grosso e Acre, como subsídio para a elaboração de normativas de manejo florestal e avaliação de risco de extinção*. Colombo: Embrapa Florestas, 2022. 79 p. (Embrapa Florestas. Documentos, 370). Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/1146613>. Acesso em: 4 maio 2025.

BRUIJNZEEL, L. A. Hydrological functions of tropical forests: not seeing the soil for the trees? *Agriculture, Ecosystems & Environment*, v. 104, n. 1, p. 185–228, 2004. DOI: [10.1016/j.agee.2004.01.015](https://doi.org/10.1016/j.agee.2004.01.015).

BURROUGH, P. A. GIS and geostatistics: essential partners for spatial analysis. *Environmental and Ecological Statistics*, v. 8, p. 361–377, 2001. DOI: [10.1023/A:1012734519752](https://doi.org/10.1023/A:1012734519752).

CAMARGO, E. C. G. *Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigeagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (SPRING)*. 1997. 146 f. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), São José dos Campos, 1997.

CAMBARDELLA, C. A. et al., Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, v. 58, n. 5, p. 1501–1511, 1994. Disponível em: <https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x>. Acesso em: 20 abr. 2025.

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, n. 5, p. 1501-1511, 1994.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. *Mensuração florestal: perguntas e respostas*. 5. ed. Viçosa, MG: Editora UFV, 2017. 636 p.

CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 37, n. 8, p. 1151–1159, 2002. DOI: [10.1590/S0100-204X2002000800013](https://doi.org/10.1590/S0100-204X2002000800013).

CARVALHO, M. S. P.; CARVALHO, J. O. P. *Bagassa guianensis* Aubl. (Tatajuba): uma espécie nobre de usos múltiplos. *Belém: Embrapa Amazônia Oriental*, 2004. 4 p. (Embrapa Amazônia Oriental. Comunicado Técnico, 106). Disponível em:

<https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/bitstream/doc/394936/1/Bagassaguiensis.pdf>. Acesso em: 3 maio 2025.

CARVALHO, P. E. R. Espécies arbóreas brasileiras. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica; Colombo: Embrapa Florestas, 2003. 1039 p.

CHAZDON, R. L. Regeneração de florestas tropicais. *Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi. Ciências Naturais*, v. 7, n. 3, p. 195–218, 2012. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/292756401>. Acesso em: 2 maio 2025.

CHILÈS, J.-P.; DELFINER, P. *Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty*. 2. ed. Hoboken: Wiley, 2012. 736 p. DOI: [10.1002/9781118136188](https://doi.org/10.1002/9781118136188).

CLARK, D. A.; CLARK, D. B. Life history diversity of canopy and emergent trees in aneotropical rain forest. *Ecological Monographs*, v. 62, n. 3, p. 315-344, 1992.

CLARK, D. A.; CLARK, D. B.; SANDOVAL, R. M.; CASTRO, M. V. Edaphic and human effects on landscape-scale distributions of tropical rain forest palms. *Ecology*, v. 76, n. 8, p. 2581–2594, 1995. DOI: [10.2307/2265829](https://doi.org/10.2307/2265829).

CONDIT, R.; ASHTON, P. S.; BAKER, P.; BUNYAVEJCHEWIN, S.; GUNATILLEKE, S.; GUNATILLEKE, N.; HUBBELL, S. P.; FOSTER, R. B.; ITOH, A.; LAFRANKIE, J. V.; LEE, H. S.; LOSOS, E.; MANOKARAN, N.; SUKUMAR, R.; YAMAKURA, T. Spatial patterns in the distribution of tropical tree species. *Science*, v. 288, n. 5470, p. 1414-1418, 2000.

CONDIT, R.; ASHTON, P. S.; BUNYAVEJCHEWIN, S.; DÁVILA, G.; HUBBELL, S. P.; FOSTER, R. B.; GUNATILLEKE, S.; et al. Spatial patterns and ecological processes in tropical forests. In: DALLMEIER, F.; COMISKEY, J. A. (Org.). *Forest biodiversity research, monitoring and modeling: conceptual background and Old World case studies*. Paris: UNESCO; New York: Parthenon Publishing, 2000. p. 145–198.

CORÁ, J. E.; ARAUJO, A. V.; PEREIRA, G. T.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 1013–1021, 2004. DOI: [10.1590/S0100-06832004000600010](https://doi.org/10.1590/S0100-06832004000600010).

CORREIA, M. D. *Modelagem geoestatística da distribuição de carbono do solo e biomassa de herbáceas em sistema silvopastoril*. 2013. 101 f. Dissertação (Mestrado em Biometria e estatística aplicada) – Universidade Rural de Pernambuco, Recife, 2013. Disponível em: [https://bdtd.ibict.br/vufind/Record/URPE\\_47992b09c9f8d836f2ebd80ebaaa606e](https://bdtd.ibict.br/vufind/Record/URPE_47992b09c9f8d836f2ebd80ebaaa606e). Acesso em: 20 abr. 2025.

COUTINHO, V. M.; PELISSARI, A. L.; MACHADO, S. A.; CALDEIRA, S. F. *Krigagem das variáveis dendrométricas com deriva externa em plantios de *Tectona grandis* L.f. para o estabelecimento de unidades de manejo*. *Revista Acadêmica Online*, v. 10, n. 53, p. 1–27, 2024.

Disponível em: <https://www.revistaacademicaonline.com/index.php/rao/article/view/324>. Acesso em: 4 maio 2025.

CRESSIE, N. A. C. *Statistics for spatial data*. New York: John Wiley & Sons, 1993. 900 p.

CRESSIE, N. A. C. *Statistics for spatial data*. Revised ed. New York: John Wiley & Sons, 1993. 928 p. ISBN 978-0-471-00255-0.

CRESSIE, N.; WIKLE, C. K. *Statistics for spatio-temporal data*. Hoboken: John Wiley & Sons, 2011. 624 p.

CURTIS, J. T.; MCINTOSH, R. P. The interrelations of certain analytic and synthetic phytosociological characters. *Ecology*, v. 31, n. 3, p. 434–455, 1950. DOI: [10.2307/1931497](https://doi.org/10.2307/1931497).

CYSNEIROS, V. C.; AMORIM, T. A.; MENDONÇA JÚNIOR, J. O.; GAUI, T. D.; MORAES, J. C. R.; BRAZ, D. M.; MACHADO, S. A. Distribuição diamétrica de espécies da Floresta Ombrófila Densa no Sul do Estado do Rio de Janeiro. *Pesquisa Florestal Brasileira*, v. 37, n. 89, p. 1–10, 2017. DOI: [10.4336/2017.pfb.37.89.1070](https://doi.org/10.4336/2017.pfb.37.89.1070).

DEUTSCH, C. V.; JOURNEL, A. G. *GSLIB: geostatistical software library and user's guide*. 2. ed. New York: Oxford University Press, 1998. ISBN 0-19-510015-8.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR., P. J. *Model-based geostatistics*. New York: Springer, 2007. 228 p.

DONADIO, N. M. M.; PAULA, R. C. de; GALBIATTI, J. A. Florística e estrutura da comunidade arbórea de um remanescente florestal ripário no município de Guariba, Estado de São Paulo, Brasil. *Revista do Instituto Florestal*, São Paulo, v. 21, n. 1, p. 1–17, jun. 2009. Disponível em: [https://smastr16.blob.core.windows.net/inflorestal/ifref/RIF21-1/RIF21-1\\_1-17.pdf](https://smastr16.blob.core.windows.net/inflorestal/ifref/RIF21-1/RIF21-1_1-17.pdf). Acesso em: 2 maio 2025.

DUTRA, A. M. *Assimetria flutuante em folhas de Qualea grandiflora Mart. (Vochysiaceae) em áreas de Cerrado sensu stricto com diferentes características edáficas*. 2021. 43 f. Monografia (Graduação em Ciências Biológicas) – Instituto de Ciências Exatas e Naturais, Universidade Federal de Uberlândia, Ituiutaba, 2021. Disponível em: <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/32117>. Acesso em: 3 maio 2025.

DUTRA, M. D. S. *Geoestatística aplicada à caracterização da distribuição espacial de espécies arbóreas em floresta ombrófila mista*. 2014. 93 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2014. Disponível em: <http://repositorio.ufsm.br/handle/1/8731>. Acesso em: 03 out. 2024.

EDEMA, A. C. et al., *sp: Classes and methods for spatial data*. R package version 2.1-1, 2023. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=sp>. Acesso em: 14 abr. 2025.

EMBRAPA. Manejo florestal por espécies na Amazônia é mais rentável e sustentável, 22 set. 2020. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/>

/noticia/55862919/manejo-florestal-por-especies-na-amazonia-e-mais-rentavel-e-sustentavel. Acesso em: 17 de Jul de 2025.

ESPÍRITO-SANTO, F. D. B. et al. Variáveis ambientais e a distribuição de espécies arbóreas em um remanescente de floresta estacional semidecídua montana no campus da Universidade Federal de Lavras, MG. *Acta Botanica Brasilica*, v. 16, n. 3, p. 331–351, 2002. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/abb/a/Z3gdkhGCxf3vxbfcjQbHVjM/>. Acesso em: 20 abr. 2025.

FERRAZ, S. F. B.; VETTORAZZI, C. A.; THEOBALD, D. M.; BALLESTER, M. V. R. Landscape dynamics of Amazonian deforestation between 1984 and 2002 in central Rondônia, Brazil. *Forest Ecology and Management*, v. 204, p. 67–83, 2005. DOI: [10.1016/j.foreco.2004.07.073](https://doi.org/10.1016/j.foreco.2004.07.073).

FERREIRA, L. V.; PAROLIN, P.; CUNHA, D. A.; CHAVES, P. P.; NECKEL-OLIVEIRA, S.; HIGUCHI, N. The effect of 20 years of selective logging on the floristic composition of the Tapajós National Forest, Brazil. *Acta Amazonica*, v. 42, n. 2, p. 207-214, 2012.

FIGUEIREDO, E. O.; BRAZ, E. M.; OLIVEIRA, M. V. N. d'. *Manejo de precisão em florestas tropicais: modelo digital de exploração florestal*. Rio Branco, AC: Embrapa Acre, 2007. 183 p. Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/handle/doc/501879>. Acesso em: 4 maio 2025.

FISHER, R. A. *The design of experiments*. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1935. 272 p.

FONSECA, A. C. da; FARIAS, R. M. de; PEREIRA, C. M. P. O plano de manejo florestal como instrumento de desenvolvimento sustentável na Amazônia. *Revista Direito e Desenvolvimento*, v. 11, n. 1, p. 264–276, jul. 2020. Disponível em: <https://periodicos.unipe.br/index.php/direitoedesenvolvimento/article/view/875>. Acesso em: 20 abr. 2025.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). *Global Forest Resources Assessment 2015: how are the world's forests changing?* Rome: FAO, 2016. Disponível em: <https://openknowledge.fao.org/server/api/core/bitstreams/29b8ae23-99f9-4a05-b796-9a35d02af29d/content>. Acesso em: 20 out. 2024.

FUENTES, M. A high frequency kriging approach for non-stationary environmental processes. *Environmetrics*, v. 12, n. 5, p. 469-483, 2001.

GADGIL, M.; BERKES, F. Traditional resource management systems. *Resource Management and Optimization*, v. 8, n. 3-4, p. 127–141, 1991.

GARCIA, M. L. *Florística, estratificação e dinâmica da biomassa em Floresta Ombrófila Mista em dois sistemas de manejo no município de Turvo – PR*. 2017. 179 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Guarapuava, 2017. Disponível em: <https://www3.unicentro.br/ppgf/2018/11/01/floristica-estratificacao-e-dinamica-da->

[biomassa-em-floresta-ombrofila-mista-em-dois-sistemas-de-manejo/](#). Acesso em: 19 abr. 2025.

GENTRY, A. H. Patterns of Neotropical plant species diversity. *Evolutionary Biology*, v. 15, p. 1–84, 1982.

GIEHL, E. L. H. et al. Espectro e distribuição vertical das estratégias de dispersão de diásporos do componente arbóreo em uma floresta estacional no sul do Brasil. *Acta Botanica Brasilica*, v. 21, n. 1, p. 137–145, 2007. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/abb/a/dGJ7rsvHQLgQYFVvZMwQFsD/>. Acesso em: 3 maio 2025.

GNEITING, T.; SCHLATHER, M. Stochastic models that separate fractal dimension and the Hurst effect. *SIAM Review*, v. 46, n. 2, p. 269–282, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.1137/S0036144501394387>. Acesso em: 20 abr. 2025.

GOHEL, D. *flextable: Functions for tabular reporting*. R package version 0.9.5, 2023. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=flextable>. Acesso em: 14 abr. 2025.

GOOVAERTS, P. *Geostatistics for natural resources evaluation*. New York: Oxford University Press, 1997. 483 p.

GOOVAERTS, P. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford: Oxford University Press, 1997.

HENGL, T.; HEUVELINK, G. B. M.; ROSSITER, D. G. About regression-kriging: from equations to case studies. *Computers & Geosciences*, v. 33, n. 10, p. 1301–1315, 2007.

HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; RIBEIRO, J. R.; FREITAS, J. V. de; VIEIRA, G.; CÖIC, A.; MINETTE, L. J. Crescimento e incremento de uma floresta amazônica de terra-firme manejada experimentalmente. In: HIGUCHI, N. (org.). *Biomassa e nutrientes florestais: relatório final do Projeto Bionte*. Manaus: INPA/DFID, 1997. p. 89–131. Disponível em: [https://repositorio.inpa.gov.br/bitstream/1/3029/1/pibic\\_inpa.pdf](https://repositorio.inpa.gov.br/bitstream/1/3029/1/pibic_inpa.pdf). Acesso em: 20 abr. 2025.

HIJMANS, R. J. *terra: spatial data analysis*. R package, version 1.7-65, 2023. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=terra>. Acesso em: 14 abr. 2025.

HOBBS, R. J.; HARRIS, J. A. Restoration ecology: repairing the Earth's ecosystems in the new millennium. *Restoration Ecology*, v. 9, n. 2, p. 239–246, 2001. DOI: 10.1046/j.1526-100X.2001.009002239.x.

HOLMGREN, M.; HIROTA, M.; VAN NES, E. H.; SCHEFFER, M. Effects of interannual climate variability on tropical tree cover. *Nature Climate Change*, v. 3, n. 8, p. 755–758, 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1038/nclimate1906>. Acesso em: 20 ago. 2024.

HUBBELL, S. P. *The unified neutral theory of biodiversity and biogeography*. Princeton: Princeton University Press, 2001. 375 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *geobr*: *Download Official Spatial Data Sets of Brazil*. R package version 1.7.0, 2023. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=geobr>. Acesso em: 14 abr. 2025.

INSTITUTO DE MANEJO E CERTIFICAÇÃO FLORESTAL E AGRÍCOLA (IMAFLOA). *Espécies madeireiras nativas menos comercializadas*. Boletim Timberflow, n. 9, set. 2022. Disponível em: [https://admin.imaflora.org/public/media/biblioteca/boletim\\_timberflow\\_set\\_2022.pdf](https://admin.imaflora.org/public/media/biblioteca/boletim_timberflow_set_2022.pdf). Acesso em: 24 abr. 2025.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. *Climate change 2014: mitigation of climate change*. Geneva: IPCC, 2014.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. *An introduction to applied geostatistics*. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.

JOURNAL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. *Mining geostatistics*. London: Academic Press, 1978. 600 p.

JOURNAL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. *Mining geostatistics*. London: Academic Press, 1978. 600 p.

KENT, M. *Vegetation description and data analysis: a practical approach*. 2. ed. Chichester: Wiley-Blackwell, 2012. 414 p.

KENT, M.; COKER, P. *Vegetation description and analysis: a practical approach*. London: Belhaven Press, 1992. 363 p.

KLINK, C. A.; MACHADO, R. B. Conservation of the Brazilian Cerrado. *Conservation Biology*, v. 19, n. 3, p. 707–713, 2005. DOI: 10.1111/j.1523-1739.2005.00702.x.

KOENIG, W. D. Spatial autocorrelation of ecological phenomena. *Trends in Ecology & Evolution*, v. 14, n. 1, p. 22-26, 1999.

KOMSTA, L.; NOVOMESTSKY, F. *moments: Moments, cumulants, skewness, kurtosis and related tests*. R package version 0.14, 2015. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=moments>. Acesso em: 14 abr. 2025.

LANDIM, P. M. B. *Análise estatística de dados geológicos*. 2. ed. rev. aum. São Paulo: Editora UNESP, 2003. 253 p.

LEAL, G. S. A.; CRUZ, A. S. A.; MARTINS, B. C.; LEAL, F. A. *Comportamento espacial de espécies arbóreas de interesse comercial, por estratos e pós-colheita seletiva na Amazônia Brasileira*. *Advances in Forestry Science*, v. 10, n. 3, p. 2077–2090, 2023. Disponível em: <https://periodicoscientificos.ufmt.br/ojs/index.php/afor/article/view/13124/12948>. Acesso em: 4 maio 2025. Acesso em: 2 maio 2025.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. *Vegetatio*, v. 80, n.2, p. 107-138, 1989.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. *Vegetatio*, Dordrecht, v. 80, n. 2, p. 107–138, 1989. DOI: 10.1007/BF00048036.

LENTINI, M.; CARVALHO, T.; NUNES, F.; CERIGNONI, F. *A exploração do ipê (Handroanthus spp.) em florestas naturais da Amazônia Brasileira: desafios e oportunidades para a conservação e o manejo responsável*. IMAFLORA, 2021. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/359158806>. Acesso em: 4 maio 2025.

LIMA FILHO, D. A.; MATOS, F. D. A.; AMARAL, I. L.; REVILLA, J.; COELHO, L. S.; RAMOS, J.F.; SANTOS, J. L. Inventário florístico de floresta ombrófila densa de terra firme, naregião do Rio Urucu-Amazonas, Brasil. *Acta Amazonica*, v. 31, n. 4, p. 565-579, 2001.

LIMA, A. J. N. *Avaliação de um sistema de inventário florestal contínuo em áreas manejadas e não manejadas do Estado do Amazonas (AM)*. 2010. 183 f. Tese (Doutorado em Ciências de Florestas Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus, 2010.

LIMA, D. L. de. *Sensoriamento remoto e geoestatística na caracterização espaço-temporal de plantas aquáticas*. 2006. 99 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Cartográficas) – Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências e Tecnologia, Presidente Prudente, 2006.

LIMA, P. A. F.; PACHÊCO, B. S.; SOUSA, S. R. de; GATTO, A.; AQUINO, F. G. de; ALBUQUERQUE, L. B. de. *Indicadores ecológicos: ferramentas para o monitoramento do processo de restauração ecológica*. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2015. 46 p. Documentos, 327. Disponível em: <https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/bitstream/doc/1040917/1/doc327.pdf>. Acesso em: 20 abr. 2025.

LIMA, R. A. F.; OLIVEIRA-FILHO, A. T.; MARTINS, S. V. Estrutura e diversidade de uma floresta estacional semidecidual no sudeste do Brasil. *Revista Brasileira de Botânica*, v. 31, n. 4, p. 581–591, 2008.

LONGHI, S.J. Aspectos fitossociológicos de uma floresta natural de *Astronium balansae* Engl., no Rio Grande do Sul. *Ciência Rural*, Santa Maria, v. 17, n.1, p.4961, 1987.

LORENZI, H. *Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil*. 4. ed. Nova Odessa: Instituto Plantarum, 2002. v. 1, 368 p.

LUCENA, P. J.; SOUSA, F. C.; SANTOS, C. R.; ALMEIDA, E. B. J.; CAMPOS, J. R. P.; SOUZA, D. V. Fitossociologia e crescimento diamétrico em floresta não manejada, Anapu, Pará, Brasil. *Naturae*, v. 3, n. 2, p. 6–19, 2021. DOI: [10.6008/CBPC2674-6441.2021.002.0002](https://doi.org/10.6008/CBPC2674-6441.2021.002.0002).

- MAGURRAN, A. E. *Measuring Biological Diversity*. Oxford: Blackwell Publishing, 2004.
- MARTINS, P. J. *Biomassa vegetal, estoques de carbono e dinâmica em fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana*. 2011. 86 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual do Centro – Oeste – Guarapuava –PR. 2011.
- MARTINS, S. V.; SILVA, N. R. S.; SOUZA, A. L.; MEIRA NETO, J. A. A. Distribuição de espécies arbóreas em um gradiente topográfico de Floresta Estacional Semidecidual em Viçosa, MG. *Scientia Forestalis*, n. 64, p. 172–181, 2003. Disponível em: <https://www.ipef.br/publicacoes/scientia/nr64/cap15.pdf>. Acesso em: 3 maio 2025.
- MATHERON, G. Principles of Geostatistics. *Economic Geology*, v. 58, n. 8, p. 1246–1266, 1963. DOI: <https://doi.org/10.2113/gsecongeo.58.8.1246>.
- MCBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. *Journal of Soil Science*, v. 37, n. 4, p. 617–639, 1986. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1365-2389.1986.tb00392.x>. Acesso em: 20 abr. 2025.
- MCBRATNEY, A. B.; WHELAN, B. M.; ANCEV, T.; BOUMA, J. Future directions of precision agriculture. *Precision Agriculture*, v. 6, n. 1, p. 7–23, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11119-005-0681-8>.
- MELLO, J. M. de. *Geoestatística aplicada ao inventário florestal*. 2004. 111 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11150/tde-06122004-100612/publico/jose.pdf>. Acesso em: 4 maio 2025.
- MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JR., P. J.; OLIVEIRA, M. S. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. *Scientia Forestalis*, v. 37, n. 84, p. 463-471, 2009.
- MINASNY, B.; MCBRATNEY, A. B. The Matérn function as a general model for soil variograms. *Geoderma*, v. 128, n. 3-4, p. 192-207, 2005.
- MORAGA, P. *Spatial statistics for data science: theory and practice with R*. 1. ed. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2023. Disponível em: <https://www.paulamoraga.com/book-spatial/>. Acesso em: 4 maio 2025.
- MUELLER-DOMBOIS, D., & ELLENBERG, H. *Aims and Methods of Vegetation Ecology*. New York: John Wiley & Sons, 1974. 547p.
- MUELLER-DOMBOIS, D.; ELLENBERG, H. *Aims and methods of vegetation ecology*. New York: John Wiley & Sons, 1974. 547 p.
- NEVES, D. A. *Geoestatística aplicada ao estudo da variabilidade de espécies nativas em fragmentos do Cerrado Brasileiro no Estado de São Paulo*. 2013. 172 f. Tese (Doutorado em Ciências da Terra e Meio Ambiente) – Universidade da Coruña, Coruña,

Espanha, 2013. Disponível em: <https://ruc.udc.es/dspace/handle/2183/11579>. Acesso em: 3 maio 2025.

NOGUEIRA, E. M.; NELSON, B. W.; FEARNSTIDE, P. M.; FRANÇA, M. B.; OLIVEIRA, Á. C. A. *Tree height in Brazil's 'arc of deforestation': Shorter trees in south and southwest Amazonia imply lower biomass*. *Forest Ecology and Management*, v. 255, n. 7, p. 2963–2972, 2008. DOI: [10.1016/j.foreco.2008.02.002](https://doi.org/10.1016/j.foreco.2008.02.002).

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA (INMET). *Clima e dados climáticos de Aripuanã*. Brasília, 2021. Disponível em: <https://portal.inmet.gov.br/>. Acesso em: 20 ago. 2024.

NYCHKA, D.; FURRER, R.; PAIGE, J.; SAIN, S. *fields: Tools for spatial data*. R package version 13.3. 2021. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=fields>. Acesso em: 15 jan. 2024.

OLIVEIRA, A. A.; AMARAL, I. L. Florística e fitossociologia de uma floresta de vertente na Amazônia Central, Amazonas, Brasil. *Acta Amazonica*, v. 34, n. 1, p. 21-34, 2004.

OLIVEIRA, A. A.; VICENTINI, A.; CHAVE, J.; CASTILHO, C. V.; DAVIES, S. J.; MARTINI, A. M.Z.; LIMA, R. A. F.; RIBEIRO, R. R.; IRIBAR, A.; SOUZA, V. C. Habitat specialization and phylogenetic structure of tree species in a coastal Brazilian white-sand forest. *Journal of Plant Ecology*, v. 7, n. 2, p. 134-144, 2008.

OLIVEIRA, R. P.; GREGO, C. R. (Orgs.). *Geoestatística aplicada na agricultura de precisão*. Campinas: Embrapa Informática Agropecuária, 2016. p. 15–34. Disponível em: [https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/bitstream/doc/1051862/1/GeoVesperca pl.pdf](https://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/infoteca/bitstream/doc/1051862/1/GeoVesperca%20pl.pdf). Acesso em: 4 maio 2025.

OLIVEIRA, W. C. de; GOES, L. S. de A.; QUINTILHAN, M. T.; SOUZA, M. M. X. de; ORMOND, I.; OLIVEIRA, R. G. de. Ocorrência e potencial madeireiro da espécie *Mezilaurus itauba* (Meisn.) Taub. ex Mez em áreas de manejo florestal na Amazônia Oriental. *ResearchGate*, 2018. Disponível em: [https://www.researchgate.net/publication/327681690\\_OCORRENCIA\\_E\\_POTENCIAL\\_MADEIREIRO\\_DA\\_ESPECIE\\_MEZILAURUS\\_ITAUBA\\_MEISN\\_Taub\\_EX\\_MEZ\\_EM\\_AREAS\\_DE\\_MANEJO\\_FLORESTAL\\_NA\\_AMAZONIA\\_ORIENTAL](https://www.researchgate.net/publication/327681690_OCORRENCIA_E_POTENCIAL_MADEIREIRO_DA_ESPECIE_MEZILAURUS_ITAUBA_MEISN_Taub_EX_MEZ_EM_AREAS_DE_MANEJO_FLORESTAL_NA_AMAZONIA_ORIENTAL). Acesso em: 3 maio 2025.

ORELLANA, E.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S.; DIAS, A. N. Modelagem da distribuição diamétrica de espécies florestais em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. *Revista Árvore*, Viçosa, MG, v. 38, n. 2, p. 297–308, 2014. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/273975178>. Acesso em: 2 maio 2025.

PACIOREK, C. J.; SCHERVISH, M. J. Spatial modelling using a new class of nonstationary covariance functions. *Environmetrics*, v. 17, n. 5, p. 483-506, 2006.

PEBBESMA, E. J. *gstat: Spatial and spatio-temporal geostatistical modelling, prediction and simulation*. R package version 2.1-1, 2023. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=gstat>. Acesso em: 14 abr. 2025.

- PEBESMA, E. J. Multivariable geostatistics in S: the gstat package. *Computers & Geosciences*, v. 30, n. 7, p. 683-691, 2004.
- PEBESMA, E. J.; BIVAND, R. S. Classes and methods for spatial data in R. *R News*, v. 5, n.2, p. 9-13, 2005.
- PEDERSEN, T. L. *patchwork: The Composer of ggplots*. R package version 1.1.2, 2020. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=patchwork>. Acesso em: 14 abr. 2025.
- PELISSARI, A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; CALDEIRA, S. F.; MACHADO, S. A. Geostatistical modeling applied to spatiotemporal dynamics of successional tree species groups in a natural Mixed Tropical Forest. *Ecological Indicators*, v. 78, p. 1-7, 2014.
- PELISSARI, A. L.; FIGUEIREDO, A. F.; CALDEIRA, S. F.; MACHADO, S. A. 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. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0100-3600201400003>. Acesso em: 20 abr. 2025.
- PEREIRA, H. M. et al. Global biodiversity monitoring and the future of ecosystem services. *Current Opinion in Environmental Sustainability*, v. 26–27, p. 105–110, 2017.
- PEREIRA, L. A.; PINTO SOBRINHO, F. de A.; COSTA NETO, S. V. da. Florística e estrutura de uma mata de terra firme na Reserva de Desenvolvimento Sustentável Rio Iratapuru, Amapá, Amazônia Oriental, Brasil. *Floresta*, Curitiba, v. 41, n. 1, p. 113–122, 2011. DOI: [10.5380/RF.v41i1.21191](https://doi.org/10.5380/RF.v41i1.21191).
- PHILLIPS, O. L.; HALL, P.; GENTRY, A. H.; SAWYER, S. A.; VÁSQUEZ, R. *Dynamics and species richness of tropical rain forests*. Proceedings of the National Academy of Sciences, v. 91, n. 7, p. 2805–2809, 1994. DOI: 10.1073/pnas.91.7.2805.
- PINA, J. C. et al., Composição florística e potencial de uso das espécies em uma área do bioma Cerrado em Bandeirantes – MS. *Research, Society and Development*, v. 10, n. 5, e1142513807, 2021. DOI: 10.33448/rsd-v10i5.13807. Disponível em: <https://rsdjournal.org/index.php/rsd/article/view/11425>. Acesso em: 19 abr. 2025.
- PINARD, M. A.; PUTZ, F. E. *Retaining forest biomass by reducing logging damage*. *Biotropica*, v. 28, n. 3, p. 278–295, 1996. DOI: 10.2307/2389193.
- R CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2023. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 10 jan. 2024.
- R CORE TEAM. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2024. Disponível em: <https://www.R-project.org/>. Acesso em: 14 abr. 2025.
- RIBEIRO JR., P. J.; DIGGLE, P. J. geoR: a package for geostatistical analysis. *R News*, v. 1, n. 2, p. 14-18, 2001.

- RIBEIRO JÚNIOR, P. J. *Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial dos parâmetros do solo*. 1995. 99 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.
- RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. *geoR: a package for geostatistical analysis*. R News, v. 1, n. 2, p. 15–18, 2001. Disponível em: [https://cran.r-project.org/doc/Rnews/Rnews\\_2001-2.pdf](https://cran.r-project.org/doc/Rnews/Rnews_2001-2.pdf). Acesso em: 20 abr. 2025.
- RIBEIRO, J. E. L. S.; HOPKINS, M. J. G.; VICENTINI, A.; SOTHERS, C. A.; COSTA, M. A. S.; BRITO, J. M.; SOUZA, M. A. D.; MARTINS, L. H. P.; LOHMANN, L. G.; ASSUNÇÃO, P. A. C. L.; PEREIRA, E. C.; SILVA, C. F.; MESQUITA, M. R.; PROCÓPIO, L. C. Flora da Reserva Ducke: guia de identificação das plantas vasculares de uma floresta de terra-firme na Amazônia Central. Manaus: INPA, 1999. 816 p.
- RIBEIRO, R. C.; MIRANDA, I. S. Abundância e raridade de espécies arbóreas em uma floresta ombrófila aberta com bambu no estado do Acre, Brasil. *Revista de Estudos Ambientais*, v. 21, n. 2, p. 31–47, 2020. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/340674887>.
- ROSSATO, O. B.; SILVA, A. F.; QUARTEZANI, W. Z.; ZIMBACK, C. R. L. *Geoestatística na análise de atributos químicos dos solos na reserva indígena Araribá – SP*. In: SIMPÓSIO DE GEOESTATÍSTICA APLICADA EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS, 2009, Botucatu. Anais [...]. Botucatu: UNESP, 2009. p. 1–8.
- ROSSI, R. E.; MULLA, D. J.; JOURNEL, A. G.; FRANZ, E. H. Geostatistical tools formodeling and interpreting ecological spatial dependence. *Ecological Monographs*, v.62, n. 2, p. 277-314, 1992.
- ROSSI, R. E.; MULLA, D. J.; JOURNEL, A. G.; FRANZ, E. H. *Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence*. *Ecological Monographs*, v. 62, n. 2, p. 277–314, 1992. DOI: [10.2307/2937096](https://doi.org/10.2307/2937096).
- ROVEDA, M.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PELISSARI, A. L.; GENÚ, A. M.; ROIK, M. Modelagem geoestatística da estrutura espacial arbórea e dos atributos do solo em floresta ombrófila mista. *Revista Floresta*, v. 48, n. 1, p. 67–76, 2018. DOI: <https://doi.org/10.5380/rf.v48i1.50271>. Acesso em: 4 maio 2025.
- SALOMÃO, R. P.; VIEIRA, I. C. G.; SUEMITSU, C.; ROSA, N. A.; ALMEIDA, S. S.; AMARAL, D. D.; MENEZES, M. P. M. As florestas de Belo Monte na grande curva do rio Xingu, Amazônia Oriental. *Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi. Ciências Naturais*, Belém, v. 2, n. 3, p. 57–153, 2007. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/6a61/a5570a88dff4460a51ac8c1b4cf05978c8f2.pdf>. Acesso em: 3 maio 2025.
- SALVIANO, A.A.C. *Variabilidade de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* em solo degradado do município de Piracicaba-SP*. 1996. 91 f. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, Universidade de São Paulo. 1996. Disponível em: <https://repositorio.usp.br/item/000746846>. Acesso em: 4 maio 2025.

SAMPAIO, E. V. S. B.; MAYO, S. J.; BARBOSA, M. R. V. (orgs.). *Pesquisa Botânica Nordestina: Progresso e Perspectivas*. Recife: Sociedade Botânica do Brasil, Seção Regional de Pernambuco, 1996.

SANTOS, A. T. dos; PIMENTEL, R. A. Interações entre espécies florestais como indicativo de manejo e possibilidades econômicas na Amazônia. *Agricultural and Biological Sciences: Foundations and Applications*, v. 1, n. 1, p. 1–15, 2023.

Disponível em:

<https://sevenpublicacoes.com.br/editora/article/download/5657/10385/22711>. Acesso em: 2 maio 2025.

SANTOS, H. G. dos; JACOMINE, P. K. T.; ANJOS, L. H. C. dos; OLIVEIRA, V. A. de; LUMBRERAS, J. F.; COELHO, M. R.; ALMEIDA, J. A. de; ARAUJO FILHO, J. C. de; OLIVEIRA, J. B. de; CUNHA, T. J. F. *Sistema Brasileiro de Classificação de Solos*. 5. ed. rev. e ampl. Brasília, DF: Embrapa, 2018. E-book: il. color.

SANTOS, R. O. dos; ABREU, J. C. de; LIMA, R. B. de; APARÍCIO, P. da S.; SOTTA, E. D.; LIMA, R. C. Distribuição diamétrica de uma comunidade arbórea na Floresta Estadual do Amapá, Brasil. *Biota Amazônia*, Macapá, v. 6, n. 2, p. 24–31, 2016.

Disponível em:

<https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/bitstream/doc/1055520/1/CPAFAP2016Distri buicaodiametricadeumacomunidade.pdf>. Acesso em: 3 maio 2025.

SCHAUBERGER, P.; WALKER, A. openxlsx: Read, Write and Edit xlsx Files. R package version 4.2.5.2. 2023. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=openxlsx>. Acesso em: 12 jan. 2024.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; MELLO, J. M. de; CARVALHO, L. M. T. de; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SILVA, C. P. C. da; OLIVEIRA FILHO, A. T. de. *Inventário florestal de Minas Gerais: espécies nativas e exóticas*. Lavras: UFLA, 2008. 619 p.

SILVA, J. N. M.; LOPES, J. C. A.; OLIVEIRA, L. C.; SILVA, S. M. A.; CARVALHO, J. O. P.; COSTA, D. H. M.; MELO, M. S.; TAVARES, M. J. M. *Diretrizes para instalação e medição de parcelas permanentes em florestas naturais da Amazônia Brasileira*. Belém: Embrapa Amazônia Oriental, 2005. 68 p. (Documentos, n. 101). ISBN 85-87690-46-9. Disponível em:

<https://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/bitstream/doc/954902/1/Diretrizesparainstala caoemmedicaode.pdf>. Acesso em: 20 abr. 2025.

SILVA, N. R. S.; MARTINS, S. V.; MEIRA-NETO, J. A. A.; SOUZA, A. L.

Composição florística e estrutura de uma floresta estacional semidecidual montana em Viçosa, MG. *Revista Árvore*, Viçosa, MG, v. 28, n. 3, p. 397–405, 2004. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rarv/a/zpQJm4W39ScXNfhV4hp6B9D>. Acesso em: 20 abr. 2025.

SNEDECOR, G. W.; COCHRAN, W. G. *Statistical methods*. 8. ed. Ames: Iowa State University Press, 1989. 503 p.

SOUZA, K.; SOUZA, C. C.; ROSA, M. G.; CRUZ, A. P.; LIMA, C. L.; SILVA, J. O.; LAZZARIN, L. C.; LOEBENS, R.; DIAS, R. A. R.; SILVA, A. C.; HIGUCHI, P.;

SCHIMALSKI, M. B. Estrutura e estratégias de dispersão do componente arbóreo de uma floresta subtropical ao longo de uma topossequência no Alto Uruguai. *Scientia Forestalis*, v. 43, n. 106, p. 321–332, 2015. Disponível em: <https://www.ipef.br/publicacoes/scientia/nr106/cap08.pdf>. Acesso em: 3 maio 2025.

STEIN, M. L. Interpolation of spatial data: some theory for kriging. New York: Springer, 1999. 247 p.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, v. 38, p. 45–94, 1985. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0065211308606732>. Acesso em: 21 out. 2024.

TRIOLA, M. F. *Introdução à estatística*. 12. ed. São Paulo: LTC, 2017.

USHIZIMA, D. L.; MIRANDA, R. Q.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A. Influência do tamanho de parcela no cálculo da distribuição espacial de *Anadenanthera peregrina* e *Apuleia leiocarpa*. *Revista Nativa*, Sinop, v. 6, n. 3, p. 235–241, 2018. Disponível em: <https://periodicoscientificos.ufmt.br/ojs/index.php/nativa/article/view/4938>. Acesso em: 3 maio 2025.

VIEIRA JÚNIOR, R. P. C. *Concessões florestais na Floresta Nacional Saracá-Taquera-PA e suas implicações para a gestão da unidade de conservação*. 2016. 147 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus, 2016. Disponível em: <https://repositorio.inpa.gov.br/handle/1/12935>. Acesso em: 20 abr. 2025.

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

VIEIRA, S. R.; CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v. 37, n. 8, p. 1063–1072, 2002. Disponível em: <https://seer.sct.embrapa.br/index.php/pab/article/view/6449>. Acesso em: 20 set. 2024.

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Science Society of America Journal*, v. 45, n. 6, p. 1040–1048, 1981. Disponível em: <https://doi.org/10.2136/sssaj1981.03615995004500060007x>. Acesso em: 20 ago. 2024.

WACKERNAGEL, H. *Multivariate Geostatistics: An Introduction with Applications*. 3. ed. Berlin: Springer, 2003. 387 p.

WALTER, B. M. T. *Fitofisionomias do bioma Cerrado: síntese terminológica e relações florísticas*. 2006. 373 f. Tese (Doutorado em Ecologia) – Universidade de Brasília, Instituto de Ciências Biológicas, Departamento de Ecologia, Brasília, 2006. Disponível em: <https://livros01.livrosgratis.com.br/cp013847.pdf>. Acesso em: 20 ago. 2024.

WEBSTER, R. Automatic soil-boundary location from transect data. *Mathematical Geology*, v. 5, p. 27–37, 1973. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/BF02114085>. Acesso em: 20 ago. 2024.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. *Geostatistics for environmental scientists*. 2. ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2007.

WICKHAM, H. *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. 2. ed. Nova York: Springer, 2016. 260 p. ISBN 978-3-319-24275-0.

WICKHAM, H. *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. New York: Springer-Verlag, 2016. 260 p.

WICKHAM, H.; FRANÇOIS, R.; HENRY, L.; MÜLLER, K.; VAUGHAN, D. *dplyr: A Grammar of Data Manipulation*. R package version 1.1.4. 2023. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>. Acesso em: 08 jan. 2024.

WICKHAM, H.; FRANÇOIS, R.; HENRY, L.; MÜLLER, K.; VAUGHAN, D. *dplyr: A Grammar of Data Manipulation*. R package version 1.1.3, 2023. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=dplyr>. Acesso em: 14 abr. 2025.

WOJCIECHOWSKI, J. C. *Geoestatística aplicada ao estudo das características físico – químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual*. 2006. 103 f. Dissertação (Mestrado em Geomática) – Universidade Federal de Santa Maria, 2006.

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

ZIMBACK, C. R. L. *Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade*. 2001. 114 f. Tese (Livre-Docência em Levantamento do Solo e Fotopedologia) Faculdade de Ciências Agronômica, Universidade Estadual de São Paulo, São Paulo.