

**UFRRJ
INSTITUTO DE FLORESTAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AMBIENTAIS E
FLORESTAIS**

TESE

**Modelagem Espacial Aplicada ao Manejo de Espécies Madeireiras na
Amazônia**

Danilo Henrique dos Santos Ataíde

2023



**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE FLORESTAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AMBIENTAIS E
FLORESTAIS**

**MODELAGEM ESPACIAL APLICADA AO MANEJO DE ESPÉCIES
MADEIREIRAS NA AMAZÔNIA**

DANILO HENRIQUE DOS SANTOS ATAÍDE

Sob a Orientação do Professor
Dr. Emanuel José Gomes de Araújo

Tese submetida como requisito parcial para obtenção do grau de **Doutor em Ciências Ambientais e Florestais**, no Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais e Florestais, Área de Concentração em Silvicultura e Manejo Florestal.

Seropédica, RJ
Agosto de 2023

“O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001”.

Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Biblioteca Central / Seção de Processamento Técnico

Ficha catalográfica elaborada
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

A862m Ataíde, Danilo Henrique dos Santos, 1989-
Modelagem espacial aplicada ao manejo de espécies
madeireiras na Amazônia / Danilo Henrique dos Santos
Ataíde. - Mogi Guaçu, 2023.
137 f.: il.

Orientador: Emanuel José Gomes Araújo.
Tese(Doutorado). -- Universidade Federal Rural do Rio
de Janeiro, Programa de Pós-Graduação em Ciências
Ambientais e Florestais, 2023.

1. Manejo florestal. 2. Floresta Amazônica. 3.
Geostatística. 4. Krigagem. I. Araújo, Emanuel José
Gomes, 1984-, orient. II Universidade Federal Rural
do Rio de Janeiro. Programa de Pós-Graduação em
Ciências Ambientais e Florestais III. Título.

**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE FLORESTAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS AMBIENTAIS E FLORESTAIS**

DANILO HENRIQUE DOS SANTOS ATAIDE

Tese submetida como requisito parcial para obtenção do grau de **Doutor em Ciências Ambientais e Florestais**, no Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais e Florestais, área de concentração em Silvicultura e Manejo Florestal.

TESE APROVADA EM 31/08/2023.

(Assinado digitalmente em 08/09/2023 13:20)

EMANUEL JOSE GOMES DE ARAUJO
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
DeptSil (12.28.01.00.00.00.31)
Matricula: ###782#5

(Assinado digitalmente em 11/09/2023 12:54)

MARCEL CARVALHO ABREU
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
DeptCAmb (12.28.01.00.00.00.29)
Matricula: ###400#9

(Assinado digitalmente em 08/09/2023 10:50)

MARCO ANTONIO MONTE
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
DeptSil (12.28.01.00.00.00.31)
Matricula: ###725#5

(Assinado digitalmente em 09/09/2023 09:08)

RAFAELLA DE ANGELI CURTO
PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR
DeptCAmb (12.28.01.00.00.00.29)
Matricula: ###512#3

(Assinado digitalmente em 10/09/2023 20:00)

HASSAN CAMIL DAVID
ASSINANTE EXTERNO
CPF: ###.###.706-##

(Assinado digitalmente em 08/09/2023 11:51)

DANILO HENRIQUE DOS SANTOS ATAIDE
DISCENTE
Matricula: 2019#####2

(Assinado digitalmente em 08/09/2023 09:54)

VINICIUS AUGUSTO MORAIS
ASSINANTE EXTERNO
CPF: ###.###.806-##

Visualize o documento original em <https://sipac.ufrj.br/documentos/> informando seu número: **231**, ano: **2023**, tipo: **ATA DE DEFESA DE TESE**, data de emissão: **08/09/2023** e o código de verificação: **2bbf3d3c34**

A minha filha, Maria Antônia.
A minha esposa, Glaycianne.
Às minhas irmãs e irmão.
Aos meus pais, Dásio e Neusa.
Aos meus avós.
Dedico.

AGRADECIMENTOS

À Deus pela dádiva da vida e por tudo aquilo que criou. Todos os caminhos trilhados até esse momento foram abençoados por Ele;

Ao Professor Emanuel José Gomes de Araújo pelos ensinamentos, amizade e confiança depositada em mim. A sua excelente orientação permitiu um crescimento substancial na minha formação. Agradeço ainda, pela dedicação e profissionalismo exemplar com a docência e a produção de conhecimento científico de qualidade;

Ao Professor Marco Antonio Monte por ter contribuído significativamente com a minha formação. Seus sábios conselhos, ensinamentos e amizade tornaram o caminho mais fácil de ser percorrido;

Aos professores Hassan Camil David, Marcel Carvalho Abreu, Marco Antonio Monte, Vinícius Augusto Moraes, e à professora Rafaella De Angeli Curto, pela participação na banca de defesa e pelas contribuições significativas que permitiram elevar a qualidade do trabalho;

A minha filha Maria Antônia, por trazer amor, alegria e luz à nossa família. Sou imensamente grato por ter a honra de ser seu pai. Ao porto seguro e mulher da minha vida, Anne Santos, pelo seu carinho, parceria, dedicação e amor;

À toda a minha família, em especial, aos meus pais Dásio e Neusa, por todo suporte e ensinamentos. São e sempre serão os principais mentores dessa jornada. Aos meus irmãos Lucas, Bruna, Hélen, Victória e Isabella por todo carinho e apoio oferecidos;

A todos meus amigos do Laboratório de Mensuração e Manejo Florestal – LAMFLOR. Vocês fizeram com que nosso ambiente de trabalho se tornasse uma verdadeira família. Sou grato por cada gesto de amizade, colaboração e encorajamento;

À Secretaria de Estado de Meio Ambiente do estado de Mato Grosso – SEMA/MT e Prof. Vinícius Moraes, por compartilhar os dados fundamentais para a realização desse trabalho;

À Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Ambientais e Florestais (PPGCAF) e ao Laboratório de Mensuração e Manejo Florestal (LAMFLOR) pela oportunidade de aprendizado e infraestrutura disponibilizados;

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela bolsa de estudo concedida;

A todos os meus amigos de graduação e pós-graduação;

A todos que contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

BIOGRAFIA

Danilo Henrique dos Santos Ataíde, filho de Neusa Aparecida dos Santos Ataíde e Dásio Mário Ataíde, é natural de Mogi Guaçu, estado de São Paulo. Nasceu em 23 de novembro de 1989, sendo o segundo de seis filhos da família. Estudou o ensino fundamental e médio na Escola Antônio Giovanni Lanzi e Padre Longino Vastibinder, em Mogi Guaçu. Em julho de 2016, graduou-se como Engenheiro Florestal pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRRJ), campus de Seropédica. Em março de 2019, alcançou o título de Mestre em Ciências Ambientais e Florestais do curso de Pós-Graduação em Ciências Ambientais e Florestais (PPGCAF/UFRRJ). Na mesma instituição, iniciou no mesmo ano, o curso de Doutorado, também na linha de pesquisa de Silvicultura e Manejo Florestal. Em 2022, e em paralelo ao curso de Doutorado, foi professor substituto das disciplinas de Economia Florestal, Administração Florestal e Comercialização de Produtos Florestais. Além de suas realizações educacionais e profissionais, Danilo é um marido amoroso de Anne Santos e orgulhoso pai de Maria Antônia.

ATAÍDE, Danilo Henrique dos Santos. **Modelagem espacial aplicada ao manejo de espécies madeireiras na Amazônia**. 2023. 137f. Tese (Doutorado em Ciências Ambientais e Florestais). Instituto de Florestas, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, RJ, 2023.

RESUMO GERAL

Esta tese teve como objetivo geral avaliar a modelagem espacial da riqueza, diversidade e volume de madeira de espécies da Amazônia, analisando os fatores ambientais que impulsionam a distribuição espacial destas variáveis na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. No Capítulo 1, intitulado “Distribuição espacial da riqueza e índices de diversidade de espécies madeireiras na Amazônia”, o objetivo foi avaliar a continuidade espacial da riqueza, diversidade, dominância e equabilidade de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense e indicar as variáveis ambientais de maior influência na distribuição espacial da riqueza e índices de diversidade. No Capítulo 2, intitulado “Influência de fatores ambientais na distribuição espacial do volume de espécies madeireiras na Amazônia”, objetivou-se construir um modelo de regressão, associado a krigagem com regressão, para estimar e espacializar o volume de madeira, além de analisar os fatores ambientais que influenciam a distribuição espacial da variável nas florestas da Amazônia. O Capítulo 3, “Estratificação e krigagem com regressão na estimativa espacial do volume de espécies madeireiras na Amazônia”, teve como objetivo avaliar a estratificação por fitofisionomia, e grupos obtidos pela análise de cluster, na modelagem de regressão associada a krigagem com regressão para a estimativa do volume de madeira. Por fim, intitulado como “Modelagem volumétrica de espécies madeireiras da Amazônia, combinando altura total de LiDAR-GEDI, variáveis ambientais e krigagem com regressão”, o Capítulo 4 teve como objetivo avaliar a inserção da altura total obtida por LiDAR-GEDI na modelagem de regressão do volume de madeira em florestas na Amazônia. Concluiu-se que a diversidade, riqueza e equabilidade de espécies apresentam padrões estruturados no espaço, com gradiente espacial crescente na direção Sudeste-Noroeste. Em contraste, a dominância das espécies segue um gradiente oposto, aumentando em direção ao Sudeste. As Florestas Ombrófila Densa e Ombrófila Aberta apresentam maior diversidade e riqueza, enquanto a Floresta Estacional Sempre-Verde, os menores valores. As fitofisionomias localizadas em áreas de tensão ecológica apresentam valores intermediários. As florestas com maior diversidade e riqueza estão associadas a regiões de menor sazonalidade de precipitação. Além disso, locais com maiores índices de temperatura média anual e precipitação anual viabilizam maior diversidade de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense. O estoque de volume de espécies madeireiras também é fortemente influenciado pelos fatores ambientais, com destaque para a sazonalidade climática e as propriedades do solo. A modelagem volumétrica utilizando variáveis ambientais foi eficaz, principalmente quando combinada com técnicas como krigagem com regressão de resíduos. O uso de dados LiDAR-GEDI para a obtenção da altura total das árvores se mostrou uma alternativa viável na estimativa de volume de madeira em escalas regionais. A dependência espacial da altura total, bem como a utilização dessa variável em conjunto com a krigagem de resíduos, indicou um potencial promissor para melhorar a precisão e exatidão das estimativas de volume de espécies madeireiras.

Palavras-chave: Índice de Diversidade, Krigagem, LiDAR.

ATAÍDE, Danilo Henrique dos Santos. **Spatial modeling applied to the management of timber species in the Amazon**. 2023. 137f. Thesis (Doctorate in Environmental and Forestry Sciences). Forest Institute, Silviculture Department, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Seropédica, RJ, 2023.

ABSTRACT

This thesis aimed to evaluate the spatial modeling of species richness, diversity, and timber volume in the Amazon, analyzing the environmental factors driving the spatial distribution of these variables in Northern Mato Grosso, Brazil. In Chapter 1, titled “Spatial Distribution of Species Richness and Diversity Indices of Timber Species in the Amazon,” the objective was to evaluate the spatial continuity of richness, diversity, dominance, and evenness of timber species in Northern Mato Grosso and identify the environmental variables most influencing the spatial distribution of richness and diversity indices. Chapter 2, titled “Influence of Environmental Factors on the Spatial Distribution of Timber Species Volume in the Amazon,” aimed to construct a regression model, associated with regression kriging, to estimate and spatialize timber volume, as well as analyze the environmental factors influencing the spatial distribution of the variable in Amazonian forests. Chapter 3, “Stratification and Regression Kriging in the Spatial Estimation of Timber Species Volume in the Amazon,” aimed to evaluate stratification by phytophysiology and groups obtained by cluster analysis in regression modeling associated with regression kriging for volume estimation. Finally, titled “Volumetric Modeling of Amazonian Timber Species Combining LiDAR-GEDI Total Height, Environmental Variables, and Regression Kriging,” Chapter 4 aimed to evaluate the inclusion of total height obtained by LiDAR-GEDI in the regression modeling of timber volume in Amazonian forests. The conclusion was that the diversity, richness, and evenness of species exhibit structured spatial patterns, with an increasing spatial gradient from Southeast to Northwest. In contrast, species dominance follows an opposite gradient, increasing towards the Southeast. Dense Ombrophylous Forests and Open Ombrophylous Forests show higher diversity and richness, while Evergreen Seasonal Forests exhibit the lowest values. Phytophysonomies located in areas of ecological tension have intermediate values. Forests with higher diversity and richness are associated with regions of lower precipitation seasonality. Additionally, areas with higher mean annual temperature and annual precipitation facilitate greater diversity of timber species in Northern Mato Grosso. Timber species volume stock is also strongly influenced by environmental factors, particularly climatic seasonality and soil properties. Volumetric modeling using environmental variables was effective, especially when combined with techniques like regression kriging of residuals. The use of LiDAR-GEDI data to obtain total tree height proved to be a viable alternative in estimating timber volume on regional scales. The spatial dependence of total height, as well as its use in conjunction with residual kriging, indicated promising potential for improving the precision and accuracy of timber species volume estimates.

Keywords: Diversity Index, Kriging, LiDAR.

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO 1

- Tabela 1.** Número de Unidades de Produção Anual (UPA's) e estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias avaliadas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 12
- Tabela 2.** Estatísticas descritivas da riqueza de espécies (S), diversidade de Shannon-Wiener (H'), dominância de Simpson (S') e equabilidade de Pielou (J) para espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense e suas principais fitofisionomias, Brasil..... 16
- Tabela 3.** Parâmetros, estatística de ajuste e índice de dependência espacial para o modelo de semivariância esférico para a riqueza de espécies (S), diversidade de Shannon-Wiener (H'), dominância de Simpson (S') e equabilidade de Pielou (J') obtidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 18
- Tabela 4.** Autovalor, variância (%) e variância acumulada (%) associados às componentes principais (PCA) na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 22

CAPÍTULO 2

- Tabela 1.** Estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias localizadas no bioma Amazônico Norte mato-grossense, Brasil. 39
- Tabela 2.** Variáveis ambientais (bioclimáticas, edáficas, topográficas e de localização geográfica) extraídas para o ponto central de cada unidade amostral avaliada..... 41
- Tabela 3.** Estatísticas descritivas do volume de madeira (V) para espécies madeireiras localizadas em seis fitofisionomias da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 45
- Tabela 4.** Variáveis selecionadas para o modelo determinístico do volume de madeira (m^3ha^{-1}), significância estatística dos coeficientes (Valor-p), erro padrão (EP) e fator de inflação da variância (VIF) associados aos coeficientes da equação. 46
- Tabela 5.** Modelos teóricos de semivariância, estatísticas de ajuste e dependência espacial do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear ajustado para estimativas do volume de madeira (m^3ha^{-1}) de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 47

CAPÍTULO 3

- Tabela 1.** Estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias avaliadas no bioma Amazônico Norte mato-grossense, Brasil. 65
- Tabela 2.** Variáveis ambientais (climáticas, edáficas, topográficas e de localização geográfica) extraídas para o ponto central de cada unidade amostral avaliada. 67
- Tabela 3.** Estatísticas descritivas do volume de madeira para espécies madeireiras da floresta Amazônica, e estratificado por fitofisionomia e clusters obtidos para as formações florestais localizadas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 73

Tabela 4. Estratégias (E) avaliadas e respectivas estatísticas de ajuste e validação preditiva de modelos volumétricos construídos por fitofisionomia e clusters obtidos para Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.....	75
Tabela 5. Modelos teóricos de semivariância, parâmetros e dependência espacial do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear ajustado para estimativas do volume de madeira de espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.....	77
Tabela 6. Comparação entre estatísticas de ajuste obtidas para a krigagem com regressão realizada a partir dos dados não estratificados (modelo geral), e por meio de dados estratificados, em cinco estratégias de modelagem do volume de madeira na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.....	79

CAPÍTULO 4

Tabela 1. Estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias avaliadas no bioma Amazônico Norte mato-grossense, Brasil.	98
Tabela 2. Variáveis ambientais (climáticas, edáficas, topográficas e de localização geográfica) extraídas para o ponto central de cada unidade amostral avaliada.	101
Tabela 3. Modelos teóricos de semivariância, estatísticas de ajuste e dependência espacial da altura total (H) proveniente de LiDAR-GEDI de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.	106
Tabela 4. Modelo completo (R) e estratégias avaliadas na estimativa do volume de madeira em florestas da Amazônia Norte mato-grossense.	107
Tabela 5. Estatísticas de ajuste e validação preditiva obtidas para as Estratégias 1, 2 e 3, que avaliaram a inserção da variável altura total (H) de LiDAR-GEDI na modelagem volumétrica de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.....	108
Tabela 6. Modelos teóricos de semivariância e dependência espacial do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear avaliados em três estratégias para estimativas do volume de madeira (m^3ha^{-1}) de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.....	108
Tabela 7. Estatísticas obtidas a partir da krigagem com regressão do volume em três estratégias de inserção da variável altura total de LiDAR-GEDI na modelagem volumétrica de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.....	110

LISTA DE FIGURAS

CAPÍTULO 1

- Figura 1.** Localização geográfica das unidades de produção anual (UPA's), fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 10
- Figura 2.** Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual - PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al., 2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013)..... 11
- Figura 3.** Distribuição espacial da riqueza de espécies (S), índice de diversidade de Shannon-Wiener (H'), dominância de Simpson (S'), equabilidade de Pielou (J') obtidos para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 17
- Figura 4.** Espacialização da riqueza de espécies madeireiras (S) para Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades (P%) de S exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 19
- Figura 5.** Espacialização da diversidade de Shannon-Wiener (H') de espécies madeireiras para Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades (P%) de H' exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 20
- Figura 6.** Espacialização da dominância de Simpson (S') de espécies madeireiras para Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades (P%) de S' exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 21
- Figura 7.** Espacialização da equabilidade de Pielou (J') de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades (P%) de J' exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 22
- Figura 8.** (a) Correlação de Spearman entre a riqueza de espécies (S), diversidade de Shannon-Wiener (H'), equabilidade de Pielou (J') e dominância de Simpson (S') e a elevação (E), temperatura média anual (TMA), precipitação anual (PA) e sazonalidade de precipitação (SP); (b) gráfico dos escores relacionados a cada UPA e (c) gráfico das variáveis; (d) contribuição relativa das variáveis para as componentes 1 e 2. A linha vermelha em “d” indica a contribuição média. 23

CAPÍTULO 2

- Figura 1.** Localização geográfica das unidades amostrais, fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 38
- Figura 2.** Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual – PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al.,2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013)..... 39
- Figura 3.** Distribuição gráfica dos resíduos obtidos do modelo de regressão linear múltiplo, ajustado para a estimativa do volume espécies madeireiras em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 46
- Figura 4.** Mapas das variáveis edafoclimáticas isothermalidade (BIO3), temperatura média do trimestre mais quente (BIO10), precipitação do mês mais seco (BIO14), teor de argila do solo (TAG), CTC do solo (CTC) e densidade aparente do solo (DA), selecionadas para estimativa espacial do volume de madeira em florestas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 47
- Figura 5.** Krigagem ordinária dos resíduos obtidos a partir do modelo de regressão, a partir dos modelos de semivariância esférico (A), exponencial (B) e gaussiano (C), na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 48
- Figura 6.** Modelo determinístico do volume de madeira (m^3ha^{-1}) para espécies madeireiras (m^3ha^{-1}) em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 49
- Figura 7.** Krigagem com regressão do volume de madeira (m^3ha^{-1}) para espécies madeireiras (m^3ha^{-1}) em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 49
- Figura 8.** Gráfico de dispersão do volume estimado em função do observado na validação preditiva do mapa determinístico (A), e obtido a partir da krigagem com regressão (B), do volume de madeira em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 50

CAPÍTULO 3

- Figura 1.** Localização geográfica das unidades amostrais, fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 64
- Figura 2.** Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual - PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al., 2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013)..... 65
- Figura 3.** K-cluster ótimo (linha tracejada) para as estatísticas GAP (a), SW (c), WSS (e), e da respectiva distribuição espacial dos k-clusters ideais indicados por GAP (b), SW(d) e WSS (f), na análise de cluster via k-means para o volume de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense. 72
- Figura 4.** Frequência observada de variáveis significativas independentes selecionadas pelo método Stepwise em modelos de regressão de volume de madeira para diferentes estratégias de estratificação dos dados. 77
- Figura 5.** Estratégia 1 - Espacialização do volume de madeira corrigido pela krigagem com regressão para os dados totais e estratificados por fitofisionomia..... 81

Figura 6. Estratégia 2 - Espacialização do volume de madeira corrigido pela krigagem com regressão para os dados totais e estratificados por fitofisionomia..... 83

Figura 7. Estratégias 3,4 e 5 - Espacialização do volume de madeira corrigido pela krigagem com regressão para os dados totais e estratificados por grupos formados pela análise de cluster. 85

CAPÍTULO 4

Figura 1. Localização geográfica das unidades amostrais, fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. 97

Figura 2. Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual - PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al.,2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013)..... 98

Figura 3. a) Esquema das órbitas ascendentes e descendentes do LiDAR-GEDI, acoplado na Estação Espacial Internacional, para Amazônia Norte mato-grossense; b) Sistema de obtenção de dados do LiDAR-GEDI. 100

Figura 4. a) Distribuição do volume de madeira (m^3ha^{-1}) proveniente de inventário florestal; B) Distribuição da altura total (m) proveniente de LiDAR-GEDI. 105

Figura 5. Dispersão gráfica da altura comercial em relação à altura total obtida por LiDAR-GEDI (a) e ao volume de madeira de espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense (b)..... 106

Figura 6. Krigagem ordinária da altura total (H) de LiDAR-GEDI a partir dos modelos esférico, exponencial e gaussiano em florestas da Amazônia Norte mato-grossense..... 107

Figura 7. Distribuição gráfica dos resíduos obtidos para as Estratégias 1, 2 e 3, que consistiram na avaliação da inserção de altura total proveniente de LiDAR-GEDI na modelagem volumétrica em florestas da Amazônia Norte mato-grossense. 107

Figura 8. Espacialização do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear ajustado para a Estratégia 1 (A), Estratégia 2 (B) e Estratégia 3 (C), para estimativas do volume de madeira (m^3ha^{-1}) de espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 109

Figura 9. Mapas determinísticos e corrigidos pela krigagem com regressão, considerando três estratégias de inserção da altura total de LiDAR-GEDI na espacialização do volume de madeira de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil..... 111

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL	1
Capítulo 1 - Distribuição espacial da riqueza e índices de diversidade de espécies madeireiras na Amazônia	6
RESUMO.....	6
ABSTRACT	7
1. INTRODUÇÃO	8
2. MATERIAL E MÉTODOS	10
2.1. Área de Estudo e Coleta dos Dados.....	10
2.2. Riqueza e Índices de Diversidade	12
2.3. Análise Espacial	13
2.3.1. Krigagem ordinária.....	13
2.4. Análise de Componentes Principais.....	15
3. RESULTADOS	16
4. DISCUSSÃO	25
4.1. Gradiente Espacial dos Índices de Vegetação	25
4.2. Índices de Vegetação e Variáveis Ambientais	26
5. CONCLUSÕES	28
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	29
Capítulo 2 - Influência de fatores ambientais na distribuição espacial do volume de espécies madeireiras na Amazônia	34
RESUMO.....	34
ABSTRACT	35
1. INTRODUÇÃO	36
2. MATERIAL E MÉTODOS	38
2.1. Caracterização da Área de Estudo	38
2.2. Banco de Dados.....	40
2.3. Variáveis Ambientais Espaciais.....	40
2.4. Modelagem do Volume de Madeira	41
2.5. Krigagem com Regressão	42
3. RESULTADOS	45
4. DISCUSSÃO	51
4.1. Fatores do Ambiente e Distribuição Espacial do Volume de Madeira.....	51
4.2. Krigagem com Regressão do Volume de Madeira.....	52
5. CONCLUSÕES	53
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	54
Capítulo 3 - Estratificação e krigagem com regressão na estimativa espacial do volume de espécies madeireiras na Amazônia	60
RESUMO.....	60
ABSTRACT	61

1. INTRODUÇÃO	62
2. MATERIAL E MÉTODOS	64
2.1. Caracterização da Área de Estudo	64
2.2. Banco de Dados	66
2.3. Variáveis Ambientais Espaciais	66
3. RESULTADOS	72
4. DISCUSSÃO	86
5. CONCLUSÕES	88
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	89

Capítulo 4 - Modelagem volumétrica de espécies madeireiras da Amazônia, combinando altura total de LiDAR-GEDI, variáveis ambientais e krigagem com regressão	94
--	----

RESUMO	94
--------------	----

ABSTRACT	95
----------------	----

1. INTRODUÇÃO	96
---------------------	----

2. MATERIAL E MÉTODOS	97
-----------------------------	----

2.1. Caracterização da Área de Estudo	97
---	----

2.2. Dados de Inventário Florestal	99
--	----

2.3. Dados GEDI	99
-----------------------	----

2.4. Variáveis Ambientais Espaciais	100
---	-----

2.5. Estratégias Avaliadas na Modelagem do Volume de Madeira	101
--	-----

2.5.1. Análise geoestatística da altura total de LiDAR-GEDI	102
---	-----

2.5.2. Modelagem de regressão volumétrica	103
---	-----

2.5.3. Krigagem com regressão	104
-------------------------------------	-----

3. RESULTADOS	105
---------------------	-----

4. DISCUSSÃO	112
--------------------	-----

4.1. Variabilidade do Volume e Altura Total de LiDAR-GEDI	112
---	-----

4.2. Validação da Altura Total de LiDAR-GEDI	112
--	-----

4.3. Estrutura Espacial da Altura Total de LiDAR-GEDI	112
---	-----

4.4. Modelagem Volumétrica e Altura Total de LiDAR-GEDI	113
---	-----

5. CONCLUSÕES	114
---------------------	-----

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	115
-------------------------------------	-----

CONCLUSÕES GERAIS	119
-------------------------	-----

APÊNDICE A	120
------------------	-----

INTRODUÇÃO GERAL

A Amazônia é reconhecida mundialmente pela sua diversidade de espécies e importância como um dos principais biomas do planeta. Estima-se que o bioma abrigue aproximadamente 6,7 mil espécies florestais, sendo considerada a floresta mais rica em diversidade do mundo (CARDOSO et al., 2017). O bioma abrange oito países, incluindo Brasil, Bolívia, Colômbia, Equador, Guiana, Peru, Venezuela e Suriname, além da Guiana Francesa (departamento ultramarino francês), sendo a maior área localizada no Brasil, que possui 60% do bioma (ARAGÓN, 2018). A Amazônia Brasileira é a maior extensão contígua de florestas tropicais remanescentes (PHILLIPS et al., 2004; SHANLEY; GAIA, 2002).

Entretanto, a Amazônia Brasileira enfrenta grandes desafios devido a intensa pressão antrópica sobre essa região, incluindo a expansão do agronegócio, a mineração em áreas florestais, a demanda por produtos madeireiros e atividades exploratórias ilegais, que tem causado redução expressiva das formações florestais ao longo das últimas décadas (DAVIDSON et al., 2012; KAZAMA et al., 2021). Dados do projeto MapBiomas mostram que, entre 1985 e 2021, houve uma redução em cerca de 441,6 mil km² de florestas e savanas na Amazônia Brasileira (MAPBIOMAS, 2022). As florestas localizadas no estado de Mato Grosso, por abranger o chamado “Arco do Desmatamento”, são consideradas extremamente vulneráveis (BARROS-ROSA et al., 2022).

A conciliação entre a demanda por produtos florestais e a conservação das espécies e ecossistemas florestais é essencial para a manutenção do bioma, em que o manejo florestal sustentável é o principal meio para alcançar tal equilíbrio. O manejo sustentável busca a exploração dos recursos florestais de forma responsável, garantindo benefícios econômicos, sociais e ambientais, preservando os processos ecossistêmicos da floresta (BRASIL, 2009; KAZAMA et al., 2021). Para isso, é primordial investigar o uso de tecnologias inovadoras e as diferentes fontes de informações disponíveis para aumentar a eficiência dos planos de manejo sustentável que visam a exploração madeireira.

Nesse contexto, avaliar a estrutura espacial da distribuição das espécies arbóreas é de extrema importância para o estudo da diversidade, da conservação das espécies e da gestão de políticas públicas ambientais. A compreensão da distribuição espacial da riqueza de espécies e da diversidade em florestas da Amazônia pode fornecer informações fundamentais para a ecologia e o manejo de espécies madeireiras, auxiliando na tomada de decisões relacionadas à gestão sustentável dos recursos florestais (ARAÚJO et al., 2019; TERRA et al., 2018). A aplicação da geoestatística na análise espacial dos índices de diversidade das comunidades vegetais arbóreas viabiliza compreender como essas comunidades estão distribuídas em uma escala regional (ARAÚJO et al., 2019), correlacionando-as com os fatores ambientais que impulsionam os gradientes espaciais. Essa abordagem oferece uma visão mais abrangente da relação entre as espécies e o ambiente em que estão inseridas, fornecendo informações valiosas para a conservação e a formulação de estratégias de manejo sustentável.

Para realizar um manejo florestal sustentável eficiente, é necessário um conhecimento preciso e exato do estoque comercial de madeira presente nas florestas amazônicas. Os planos de manejo florestal sustentável estabelecem regras e diretrizes para a exploração de espécies comerciais, com base em inventários florestais. Esses inventários utilizam técnicas como a estimativa volumétrica por fator de forma e modelos de regressão, que relacionam variáveis dendrométricas, como o diâmetro e a altura das árvores, para estimar o volume de madeira disponível (ANDRADE et al., 2019; CYSNEIROS et al., 2017; LEÃO et al., 2021). Poucos estudos no Brasil têm se dedicado ao ajuste de modelos volumétricos em escalas regionais (VIBRANS et al., 2015). Além disso, nos inventários florestais é fundamental considerar a estrutura de dependência espacial dos atributos da floresta (BÔAS et al., 2014; MORAIS et al., 2020; SCOLFORO et al., 2016), como o volume de madeira (SILVEIRA et al., 2019) e

diversidade de espécies (ARAÚJO et al., 2019), visando contribuir para melhor compreensão da distribuição dessas variáveis na floresta.

Nesse contexto, a modelagem espacial se apresenta como ferramenta útil para melhorar a estimativa da diversidade e estoque do volume de espécies madeireiras nas florestas amazônicas. As hipóteses para a realização desse trabalho foram: i) A distribuição espacial da riqueza e índices de diversidade apresenta dependência espacial, determinada por fatores ambientais; ii) A estimativa do volume de espécies madeireiras relacionada com variáveis ambientais, por meio da krigagem com regressão, pode ser mais precisa e exata; iii) A distribuição espacial do volume de espécies madeireiras é influenciada por fatores ambientais; iv) A estratificação dos dados de volume de madeira por fitofisionomia e/ou grupos obtidos pela análise de cluster aumenta a precisão e exatidão na modelagem de regressão volumétrica associada à krigagem dos resíduos; v) A inclusão da altura total obtida pelo LiDAR-GEDI, associada à krigagem dos resíduos, melhora a precisão e exatidão na estimativa do volume de espécies madeireiras, e vi) A altura total obtida pelo LiDAR-GEDI apresenta estrutura espacial correlacionada com o volume de madeira em florestas em escala regional.

Por esta razão, o objetivo geral deste estudo foi avaliar a modelagem espacial da riqueza, diversidade e volume de madeira de espécies da Amazônia, analisando os fatores ambientais que impulsionam a distribuição espacial destas variáveis na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, V. H. F. et al. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 438, n. 1, p. 215-223, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.02.030>
- ARAGÓN, L. E. A dimensão internacional da Amazônia: um aporte para sua interpretação. **Revista NERA**, v. 21, n. 42, p. 14-33, 2018. <https://doi.org/10.47946/rnera.v0i42.5676>
- ARAÚJO, E. J. G. et al. Spatialization of Tree Species Diversity in the State of Minas Gerais. **Floresta e Ambiente**, v. 26, n. 1, p. 1-13, 2019. <https://doi.org/10.1590/2179-8087.020615>
- BARROS-ROSA, L. et al. Fire probability mapping and prediction from environmental data: What a comprehensive savanna-forest transition can tell us. **Forest Ecology and Management**, v. 520, 120354, 2022. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2022.120354>
- BÔAS, R. V. et al. Spatial analysis and quantification of carbon stock in the forest ecosystems in restoration process (Minas Gerais State, Brazil). **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 8, n. 13, p. 454-461, 2014.
- BRASIL. Resolução CONAMA nº 406, de 02 de fevereiro de 2009. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, n. 26, 2009.
- CARDOSO, D. et al. Amazon plant diversity revealed by a taxonomically verified species list. **Biological Sciences**, v. 114, n. 40, p. 10695-10700, 2017. <https://doi.org/10.1073/pnas.1706756114>
- CYSNEIROS, V. C. et al. Modelos genéricos e específicos para estimativa do volume comercial em uma floresta sob concessão na Amazônia. **Scientia Forestalis**, v. 45, n. 114, p. 295-304, 2017. <https://doi.org/10.18671/scifor.v45n114.06>
- DAVIDSON, E. A. et al. The Amazon basin in transition. **Nature**, v. 481, n. 7381, p. 321-328, 2012. <https://doi.org/10.1038/nature10717>
- INSTITO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Censo Demográfico 2022**. 1 ed. Rio de Janeiro, 2023. 193 p.
- KAZAMA, V. S. et al. Global review on forest road optimization planning: Support for sustainable forest management in Amazonia. **Forest Ecology and Management**, v. 492, n. 1, p. 1-14, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2021.119159>
- LEÃO, F. M. et al. How many trees are necessary to fit an accurate volume model for the Amazon forest? A site-dependent analysis. **Forest Ecology and Management**, v. 480, n. 1, p. 1-10, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118652>
- MAPBIOMAS. Coleção 7 da Série Anual de Mapas da Cobertura e Uso do Solo do Brasil. Acessado em 23 de novembro de 2022. Disponível em: <https://plataforma.brasil.mapbiomas.org/>

MORAIS, V. A. et al. Spatial distribution of soil carbon stocks in the Cerrado biome of Minas Gerais, Brazil. **Catena**, v. 185, n.1, p.1-11, 2020.

<https://doi.org/10.1016/j.catena.2019.104285>

PHILLIPS, P. D. et al. An individual-based spatially explicit simulation model for strategic forest management planning in the eastern Amazon. **Ecological Modelling**, v. 173, n. 4, p. 335-354, 2004. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2003.09.023>

SCOLFORO, H. F. et al. Spatial interpolators for improving the mapping of carbon stock of the arboreal vegetation in Brazilian biomes of Atlantic forest and Savanna. **Forest Ecology and Management**, v. 376, n.1, p. 24-35, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2016.05.047>

SHANLEY, P.; GAIA, R. G. Equitable ecology: Collaborative learning for local benefit in Amazonia. **Agricultural Systems**, v. 73, n. 1, p. 83-97, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0308-521X\(01\)00101-9](https://doi.org/10.1016/S0308-521X(01)00101-9)

SILVEIRA, E. M. O. et al. Spatial distribution of wood volume in Brazilian savannas. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 4, p. 1-12, 2019.

<http://dx.doi.org/10.1590/0001-3765201920180666>

TERRA, M. C. N. S. et al. Water availability drives gradients of tree diversity, structure and functional traits in the Atlantic-Cerrado-Caatinga transition, Brazil. **Journal of Plant Ecology**, v. 11, n. 6, p. 803-814, 2018. <http://dx.doi.org/10.1093/jpe/rty017>

VIBRANS, A. C. et al. Generic and specific stem volume models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Annals of Forest Science**, v. 72, n. 6, p. 865-874, 2015.

<http://dx.doi.org/10.1007/s13595-015-0481-x>

CAPÍTULO I

Distribuição espacial da riqueza e índices de diversidade de espécies madeireiras na Amazônia

Spatial distribution of richness and diversity indices of timber species in the Amazon

RESUMO

Avaliar o gradiente espacial da riqueza e índices de diversidade de espécies florestais da Amazônia aumenta a compreensão das variáveis ambientais que influenciam as diferentes tipologias florestais, permitindo estabelecer cenários mais realistas para o manejo florestal. O objetivo deste estudo foi avaliar a continuidade espacial da riqueza, diversidade, dominância e equabilidade de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense e indicar as variáveis ambientais de maior influência na distribuição espacial da riqueza e índices de diversidade. Foram avaliadas 120 unidades de produção anual (UPA's) de planos de manejo florestal sustentável, implantados em seis fitofisionomias. Em cada UPA, realizou-se o censo das espécies madeireiras, obtendo-se o diâmetro a 1,30 m acima do solo (DAP), a coordenada geográfica e a identificação botânica das árvores com $DAP \geq 30$ cm. Para cada UPA, calculou-se a riqueza de espécies (S), a diversidade de Shannon-Wiener (H'), a dominância de Simpson (S') e equabilidade de Pielou (J'). A análise geoestatística foi aplicada na avaliação da dependência espacial e espacialização da riqueza de espécies e dos índices de diversidade, utilizando a krigagem ordinária para a estimativa em pontos não amostrados. A krigagem indicatriz foi aplicada na espacialização da probabilidade da riqueza e dos índices de exceder a sua média espacial. A análise de componentes principais permitiu verificar as variáveis mais importantes para os gradientes ambientais e a relação entre as fitofisionomias, riqueza, diversidade, dominância e equabilidade. Foram encontrados gradientes espaciais para a riqueza, diversidade e dominância de espécies. A maior riqueza e diversidade de espécies foi observada para Floresta Ombrófila Densa e Floresta Ombrófila Aberta, e a menor para a Floresta Estacional Sempre Verde, principalmente na região Sudeste da área de estudo. Dentre as fitofisionomias, as localizadas em áreas de tensão ecológica apresentaram os valores intermediários de diversidade e riqueza. A sazonalidade de precipitação foi a variável ambiental que mais influenciou na diversidade e riqueza de espécies, indicando que florestas com maior diversidade e riqueza de espécies ocorrem em regiões de maior estabilidade no regime de chuvas anual. Ainda, florestas localizadas em regiões com maiores índices de temperatura média anual e precipitação anual, apresentam maior diversidade de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense.

Palavras-chave: Manejo Florestal. Floresta Amazônica. Geoestatística. Krigagem.

ABSTRACT

Evaluating the spatial gradient of richness and diversity indices of Amazonian forest species enhances the understanding of environmental variables influencing different forest typologies, enabling the establishment of more realistic scenarios for forest management. The objective of this study was to assess the spatial continuity of richness, diversity, dominance, and evenness of timber species in Northern Mato Grosso, Amazon, and to identify the environmental variables most influencing the spatial distribution of richness and diversity indices. A total of 120 annual production units (UPAs) from sustainable forest management plans, implemented across six phytophysiognomies, were evaluated. In each UPA, a census of timber species was conducted, recording the diameter at breast height (DBH) at 1.30 m above the ground, geographic coordinates, and botanical identification of trees with $DBH \geq 30$ cm. For each UPA, species richness (S), Shannon-Wiener diversity (H'), Simpson's dominance (S'), and Pielou's evenness (J') were calculated. Geostatistical analysis was applied to evaluate the spatial dependence and spatialization of species richness and diversity indices, using ordinary kriging for estimating unsampled points. Indicator kriging was applied to spatialize the probability of richness and indices exceeding their spatial mean. Principal component analysis was used to identify the most important variables for environmental gradients and the relationship between phytophysiognomies, richness, diversity, dominance, and evenness. Spatial gradients were found for species richness, diversity, and dominance. The highest species richness and diversity were observed in Dense Ombrophilous Forest and Open Ombrophilous Forest, while the lowest were in Evergreen Seasonal Forest, particularly in the southeastern region of the study area. Among the phytophysiognomies, those located in areas of ecological tension presented intermediate values of diversity and richness. Precipitation seasonality was the environmental variable that most influenced species diversity and richness, indicating that forests with greater species diversity and richness occur in regions with more stable annual rainfall patterns. Additionally, forests in regions with higher mean annual temperatures and annual precipitation exhibited greater diversity of timber species in Northern Mato Grosso, Amazon.

Keywords: Forest management. Amazon Forest. Geostatistic. Kriging.

1. INTRODUÇÃO

A Amazônia Brasileira possui alta diversidade de espécies arbóreas (ANDRADE et al., 2015; CARIM et al., 2015; ROCHA et al., 2017; SILVA JÚNIOR et al., 2019), que ocorrem em várias condições edafoclimáticas, topográficas (FICK, HIJMANS, 2017; SANTOS et al., 2011) e fitofisionomias (IBGE, 2012). Tal diversidade de espécies florestais exige uma compreensão mais abrangente das variações espaciais das comunidades arbóreas sobre os gradientes ambientais, principalmente em uma escala regional (TERRA et al., 2018). Esse conhecimento é fundamental não apenas para a ecologia, mas também para o manejo de florestas, sendo necessário para conservação dos recursos florestais (ARAÚJO et al., 2019).

É uma demanda que se aplica especialmente a Amazônia Brasileira, maior extensão de floresta tropical contígua remanescente, com regiões de difícil acesso e uma dinâmica complexa entre a conservação de recursos naturais, a expansão do agronegócio e indústrias madeireiras (SHANLEY, GAIA, 2002), além de atividades exploratórias ilegais (KAZAMA et al., 2021). Estima-se que entre 1985 e 2021, ocorreu uma redução significativa de 441,6 mil km² de formações florestais e savânicas na Amazônia Brasileira (MAPBIOMAS, 2022), em que as florestas da Amazônia ao Norte mato-grossense, por abrangerem a região conhecida como “Arco do Desmatamento” (AGUIAR et al., 2007), são particularmente vulneráveis (BARROS-ROSA et al., 2022). Nesse contexto, o consumo de produtos florestais madeireiros associado à conservação de espécies comerciais da Amazônia é viável apenas por meio do manejo florestal sustentável, que busca explorar os recursos florestais enquanto preserva os processos ecossistêmicos do bioma.

Legalmente, a madeira de espécies florestais da Amazônia Norte mato-grossense é explorada a partir de planos de manejo florestal sustentável com fins madeireiros. Nesses planos, as árvores manejadas devem ter diâmetro mínimo de corte (DMC) igual ou superior a 50 cm (quando não há DMC específico estabelecido), em ciclos de exploração variando de 10 a 35 anos, dependendo do método de arraste de toras (BRASIL, 2022). Para as florestas da Amazônia localizadas em Mato Grosso, o censo, necessário para elaboração dos planos de manejo, deve ser realizado na unidade de produção anual, considerando árvores comerciais aquelas com diâmetro a altura do peito mínimo acima de 30 cm para árvores remanescentes, e de 50 cm, para árvores porta sementes e de corte (MATO GROSSO, 2022). Apesar de considerar o aspecto temporal na exploração racional dos recursos, os planos de manejo são elaborados desconsiderando a continuidade espacial da riqueza e diversidade de espécies arbóreas comerciais, sendo este também um importante indicador para o manejo.

A diversidade de espécies arbóreas é resultante das interações entre a biota e o ambiente, e pode ser representada por índices de diversidade em comunidades florestais (GOMIDE et al., 2006; PIELOU, 1975). Para avaliação da diversidade, dominância e equabilidade de comunidades vegetais, os índices de Shannon-Wiener (SHANNON; WIENER, 1949), de Simpson (SIMPSON, 1949) e Pielou (PIELOU, 1975), respectivamente, são frequentemente utilizados. Estudos apontam a presença da dependência espacial de índices de diversidade e riqueza de espécies em florestas tropicais no Brasil (AMARAL et al., 2013; ARAÚJO et al., 2019; PELISSARI et al., 2017), mas a maioria dos trabalhos desenvolvidos em manejo e ecologia de florestas não consideram a estrutura de dependência espacial nas análises (ANDRADE et al., 2015; CARIM et al., 2015; DORMANN, 2007; ROCHA et al., 2017). A utilização da geoestatística na análise espacial de índices de vegetação viabiliza a compreensão sobre como a diversidade de espécies arbóreas está distribuída em áreas extensas (ARAÚJO et al., 2019), permitindo correlacionar espacialmente com as variáveis ambientais que impulsionam o gradiente espacial destas comunidades vegetais (TERRA et al., 2018).

A distribuição espacial da riqueza e diversidade das florestas tem implicações fundamentais na ecologia e manejo de espécies madeireiras, no estudo da biodiversidade,

conservação de espécies e na gestão de políticas públicas ambientais. A relação desses indicadores com os fatores ambientais que impulsionam a biodiversidade de espécies madeireiras, permite traçar cenários mais realistas para o manejo florestal.

Desse modo, foram formuladas as seguintes hipóteses quanto às espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense: i) A riqueza, diversidade, dominância e equabilidade de espécies possuem estrutura de continuidade espacial; ii) As inferências espaciais indicam variações ecológicas e do potencial de manejo de espécies nas diferentes fitofisionomias florestais; e iii) As variações ecológicas nas diferentes fitofisionomias estão relacionadas com variáveis ambientais.

Para responder tais hipóteses, os objetivos desse estudo foram: i) Comprovar a continuidade espacial da riqueza, diversidade, dominância e equabilidade de espécies; ii) Analisar os padrões espaciais da riqueza, diversidade, dominância e equabilidade de espécies nas diferentes fitofisionomias florestais; e iii) Identificar os fatores ambientais que influenciam nas variações espaciais das espécies nas diferentes fitofisionomias florestais.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Área de Estudo e Coleta dos Dados

O estado de Mato Grosso (MT), localizado na região Centro-Oeste do Brasil, possui três biomas em seu território: Amazônia, que abrange 53,6% da área do estado (480.215 Km²), Cerrado com 39,6% (354.823 km²) e Pantanal com 6,8% (60.885 km²). Esse estudo foi realizado em área representada exclusivamente pela Amazônia localizada na região Norte de MT (Figura 1), com cerca de 331.372 km² (69% do bioma no estado).

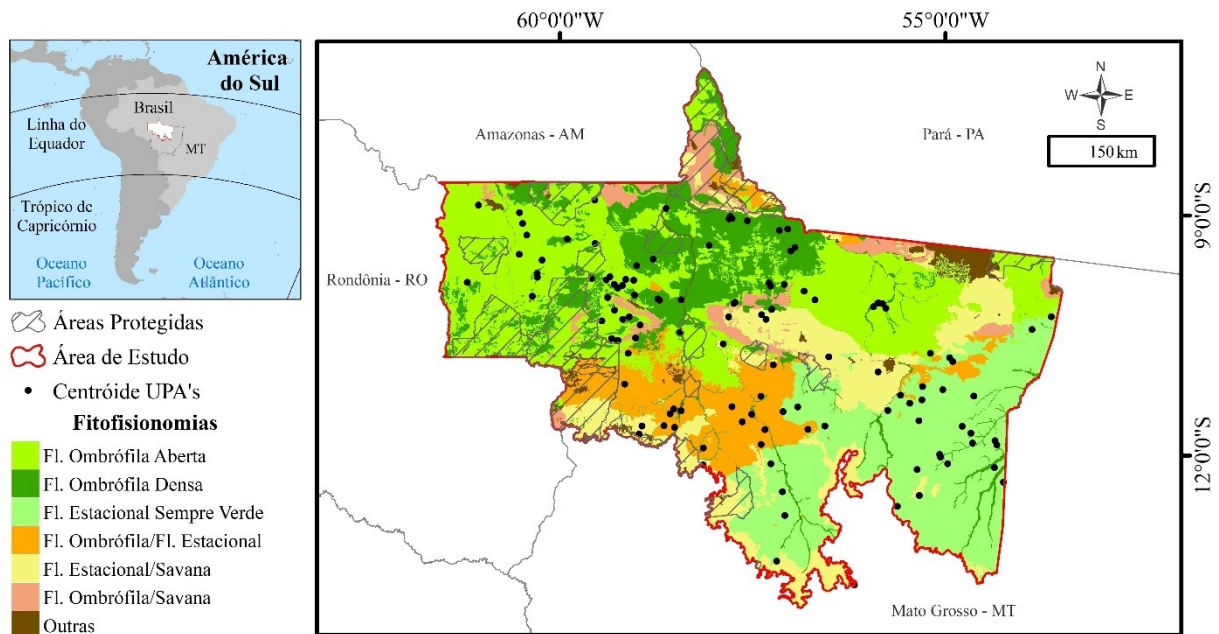


Figura 1. Localização geográfica das unidades de produção anual (UPA's), fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Foram avaliadas as seguintes fitofisionomias, conforme descrito por IBGE (2012): i) Floresta Ombrófila Aberta (FOA); ii) Floresta Ombrófila Densa (FOD); iii) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV); iv) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE); v) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S) e vi) Contato Floresta Ombrófila/Savana (FO/S).

A altitude, o clima (precipitação anual, sazonalidade de precipitação, temperatura média anual) (FICK; HIJMANS, 2017) e o solo da área de estudo variam em gradientes espaciais. A altitude varia de 88 a 588 m (Figura 2a), com ocorrência das menores elevações (E) na região Noroeste. A precipitação anual (PA) e a sazonalidade da precipitação (SP) variam, respectivamente, de 1.670 a 2.368 mm (Figura 2b) e de 64,0 a 86,8 % (Figura 2c), com gradientes espaciais opostos: valores inferiores na região Sudeste para PA e superiores para SP, e valores superiores nas regiões Norte-Noroeste para PA e inferiores para SP. A sazonalidade da precipitação expressa a variação percentual dos totais mensais de precipitação ao longo do ano (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012). A temperatura média anual (TMA) varia entre 23,0 e 26,9°C, com ocorrência de temperaturas mais elevadas para as regiões Norte-Nordeste (Figura 2d). As classes de solo predominantes na área de estudo são Latossolos (49%), Argissolos (31,7%), Neossolos Litólicos, Quartzarênicos e Flúvicos (13,9%), e em menor abrangência, de Gleissolos, Plintossolos, Nitossolos e Cambissolos (5,4%) (Figura 2e) (IUSS WORKING GROUP WRB, 2015; SANTOS et al., 2011). Segundo a classificação de Köppen, o clima é

majoritariamente tropical de monção (Am), com uma pequena área no extremo Sul da região apresentando clima tropical com invernos secos (Aw) (Figura 2f) (ALVARES et al., 2013).

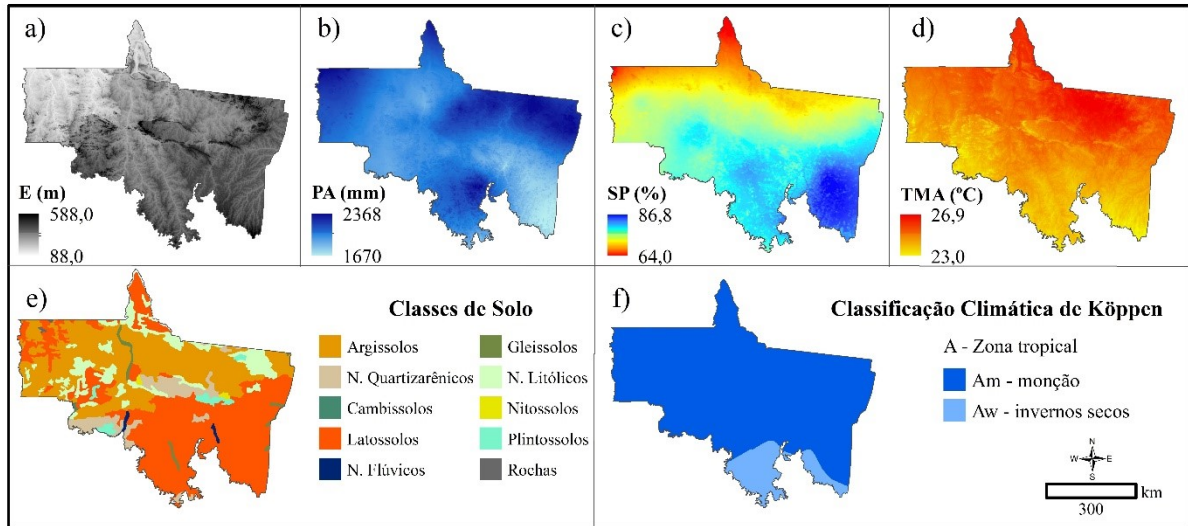


Figura 2. Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual - PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al., 2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013).

A Floresta Ombrófila Aberta, Floresta Ombrófila Densa e Floresta Estacional/Savana ocorrem em áreas de menor elevação e sazonalidade de precipitação média, em relação às outras fitofisionomias (Tabela 1). As áreas onde a vegetação foi classificada como ombrófila, ocorrem em locais de em áreas de precipitação média anual acima de 2.000 mm, associadas a uma temperatura média anual de aproximadamente 25°. Floresta Estacional Sempre-Verde ocorre em regiões de menor média na precipitação anual (PA \cong 1.890 mm) e a maior sazonalidade de precipitação (SP \cong 83%). Floresta Ombrófila/Floresta Estacional e Floresta Estacional/Savana estão localizadas em áreas que apresentam valores próximos para precipitação anual, sazonalidade de precipitação e temperatura média anual. A Floresta Ombrófila Densa e Floresta Ombrófila/Savana apresentam valores próximos para elevação, precipitação anual média e temperatura média anual.

Tabela 1. Número de Unidades de Produção Anual (UPA's) e estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias avaliadas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Vegetação	UPA's	Área (km ²)	Estatísticas	E (m)	PA (mm)	SP (%)	TMA (°C)
Floresta Ombrófila Aberta (FOA)	34	100.971	Min.	104,00	1.913,00	67,68	24,45
			Média	195,25	2.035,53	74,80	25,19
			Máx.	375,00	2.281,00	79,45	26,12
			CV%	30,99	4,99	3,91	1,42
Floresta Ombrófila Densa (FOD)	26	51.162	Min.	153,00	1.768,00	69,37	24,24
			Média	283,46	2.022,76	74,31	25,49
			Máx.	455,00	2.186,00	86,55	26,48
			CV%	21,32	4,42	4,02	1,52
Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV)	31	76.642	Min.	269,00	1.744,00	77,17	24,05
			Média	356,16	1.890,41	82,57	24,89
			Máx.	430,00	2.300,00	86,67	25,85
			CV%	6,67	7,22	3,32	1,58
Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE)	16	34.711	Min.	270,00	1.897,00	77,10	24,25
			Média	336,37	1.995,46	79,35	24,90
			Máx.	423,00	2.121,00	81,43	25,53
			CV%	10,81	2,67	1,60	1,29
Floresta Estacional/Savana (FE/S)	11	45.971	Min.	128,00	1.953,00	70,32	24,17
			Média	227,21	1.993,96	72,49	25,50
			Máx.	474,00	2.061,00	79,59	25,95
			CV%	60,87	1,50	4,39	2,48
Floresta Ombrófila/Savana (FO/S)	2	14.457	Min.	228,00	1.839,00	75,90	24,02
			Média	299,78	2.019,96	77,69	25,28
			Máx.	439,00	2.146,00	79,32	25,74
			CV%	13,63	3,71	1,16	1,19

Mín. = mínimo; Máx. = máximo; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

Para a realização deste estudo foram obtidos dados de 120 unidades de produção anual (UPA's), oriundas de planos de manejo florestal licenciados pela Secretaria de Estado de Meio Ambiente/Mato Grosso (SEMA/MT) (Figura 1). Em cada UPA foi realizado o censo florestal das árvores com diâmetro à 1,30 m acima do solo (DAP) ≥ 30 cm, conforme o decreto publicado em Mato Grosso (2022), que regulamenta a gestão florestal do estado de Mato Grosso. Além disso, as coordenadas geográficas de cada árvore foram obtidas. As árvores mensuradas foram identificadas botanicamente em nível de família, gênero e espécie (APG III, 2009).

2.2. Riqueza e Índices de Diversidade

Para cada uma das UPA's, foram calculadas as seguintes informações: i) riqueza de espécies (S – Equação 1), ii) diversidade de Shannon-Wiener (H' – Equação 2), iii) dominância de Simpson (S' – Equação 3) e, vi) equabilidade de Pielou (J' – Equação 4).

$$S = \sum sp_i \quad (1)$$

$$H' = \sum_{i=1}^S \frac{n_i}{N} \ln \frac{n_i}{N} \quad (2)$$

$$S' = \sum_{i=1}^S \frac{n_i(n_i - 1)}{N(N - 1)} \quad (3)$$

$$J' = \sum_{i=1}^S \frac{H_i}{H_{\text{máx.}}} \quad (4)$$

n_i = número de árvores amostradas da i -ésima espécie; N = número total de árvores amostrados na UPA; sp_i = i -ésima espécie madeireira identificada na UPA. $H_{\text{máx.}} = \ln(S)$.

Para a riqueza e todos os índices de diversidade foram obtidos os valores de média aritmética, mínimo e máximo, desvio padrão e coeficiente de variação. O teste de Shapiro-Wilk foi aplicado para avaliar a hipótese de normalidade dos índices ($\alpha = 0,05$). Os cálculos foram realizados no R (R CORE TEAM, 2015), utilizando o pacote Vegan (OKSANEN et al., 2013).

2.3. Análise Espacial

2.3.1. Krigagem ordinária

A análise geoestatística da riqueza e dos índices de diversidade foi realizada a partir da extração das coordenadas geográficas correspondentes ao centroide de cada UPA. A análise exploratória, o ajuste dos modelos de semivariância e a krigagem ordinária foram realizadas utilizando o pacote Gstat (PEBESMA, 2004) do R (R CORE TEAM, 2015), na projeção South America Albers Equal Area Conic.

A dependência espacial dos índices de vegetação foi descrita e caracterizada pelo semivariograma experimental (Equação 5) (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Semivariogramas direcionais (0, 45, 90 e 135°) também foram calculados para avaliação da anisotropia, os quais confirmaram o efeito isotrópico dos índices estudados. A partir dos parâmetros iniciais efeito pepita (τ^2), contribuição (σ^2) e alcance (φ), obtidos do semivariograma experimental, foi possível avaliar os modelos esférico (Equação 6), exponencial (Equação 7) e gaussiano (Equação 8), ajustados pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

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

Em que $\gamma(h)$ = semivariância estimada entre pares de pontos; $N(h)$ = número de pares de valores medidos $z(x_i)$, $z(x_i + h)$, separados pela distância h .

$$\begin{aligned} \text{Esférico: } \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \left[1,5 \frac{h}{\varphi} - 0,5 \left(\frac{h}{\varphi} \right)^3 \right] \text{ para } h < \varphi \\ \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \text{ para } h \geq \varphi \end{aligned} \quad (6)$$

$$\text{Exponencial: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{-\left(\frac{h}{\varphi}\right)} \right] \quad (7)$$

$$\text{Gaussiano: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{-\left(\frac{h}{\varphi}\right)^2} \right] \quad (8)$$

Em que: τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; φ = alcance, em m.

A seleção do melhor modelo foi realizada por meio da raiz quadrada do erro médio (RQEM – Equação 9), do bias/viés (B – Equação 10) e do coeficiente de determinação (R^2 –

Equação 11) obtido a partir dos valores estimados em função dos observados em cada UPA, na validação cruzada. A RQEM avalia a diferença média entre as estimativas e as observações nos pontos amostrados (SILVEIRA et al., 2019a). O critério bias/viés (B) indica o nível de viés associado ao modelo. O R² representa a precisão do modelo nas estimativas espaciais, indicando o quanto os valores observados e estimados são próximos entre si. Utilizando os parâmetros dos modelos ajustados, foi estimado o índice de dependência espacial em porcentagem (IDE – Equação 12).

$$RQEM = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m (y_i - \hat{y}_i)^2}{m}} \quad (9)$$

$$B = \frac{\sum_{i=1}^m (y_i - \hat{y}_i)}{m} \quad (10)$$

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2} \quad (11)$$

$$IDE\% = \frac{\sigma^2}{(\tau^2 + \sigma^2)} 100 \quad (12)$$

Em que: RQEM = raiz quadrada do erro médio; B = bias/viés; R² = coeficiente de determinação; IDE = índice de dependência espacial em porcentagem; y_i = valor observado da i-ésima UPA; \hat{y}_i = valor estimado da i-ésima UPA; m = número total de UPA's; \bar{y} = valor observado médio na i-ésima UPA.

A krigagem ordinária (Equação 13) foi aplicada para obter as estimativas espaciais da riqueza de espécies (S), diversidade de Shannon-Wiener (H'), dominância de Simpson (S') e equabilidade de Pielou (J'). As estimativas foram obtidas considerando células com dimensões de 345 x 345 m (aproximadamente 12 ha), que corresponde a distância mínima entre as UPA's. Foram utilizados os dez vizinhos mais próximos na composição da estimativa dos pontos não amostrados. Os pesos ótimos foram obtidos pela mínima variância do erro sob condição de não viés, conforme restrição imposta pela equação 14 (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (13)$$

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (14)$$

Em que: Z(x₀) = estimativa no ponto não amostrado; Z(x_i) = valor observado no i-ésimo ponto amostral; n = número de pontos amostrados; λ_i = peso associado aos i-ésimos pontos amostrados (i = 1,2,3,...,n).

2.3.2. Krigagem indicatriz

A krigagem indicatriz (Equação 16) foi utilizada na estimativa espacial da probabilidade de ocorrência de áreas com valores acima da média da riqueza e dos índices de diversidade

obtidos (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Essa técnica viabilizou espacializar a probabilidade de ocorrência de áreas mais diversas, e de maior riqueza de espécies madeireiras, a partir da transformação binária dos valores de cada índice calculado em cada UPA. Valores acima da média de cada índice (valor de corte) foram transformados em 1 e valores abaixo, em 0. Por último, foi construído o semivariograma indicador na avaliação da estrutura de dependência espacial do novo conjunto de dados (MOTOMIYA et al., 2006).

$$F(u; Z_x | n) \cong [i(u; Z_x)]^* = \sum_{j=1}^n \lambda_j(u; Z_x) i(u; Z_x) \quad (16)$$

Em que $F(u; Z_x | n)$ = valor estimado no local u para o valor de corte Z_x baseado em n amostras vizinhas de u ; Z_x = valor de corte; $i(u; Z_x)$ = estimador da probabilidade de que a variável Z na localização j seja maior ou menor que Z_x ; λ_j = peso associado a variável primária nos j -ésimos pontos amostrados ($j = 1, 2, 3, \dots, n$).

2.4. Análise de Componentes Principais

Por fim, a análise de componentes principais (PCA) foi aplicada visando dimensionar a estrutura de variância e covariância do vetor aleatório das variáveis originais, em combinações lineares não correlacionadas entre si, denominadas componentes principais (HOTELLING, 1933). Tais componentes auxiliam na explicação da variação total dos dados e em verificar quais são as variáveis mais importantes para a variação espacial da riqueza e dos índices de diversidade. A partir da decomposição espectral da matriz de correlação, foram extraídos seus respectivos autovalores e autovetores (MINGOTTI, 2005), permitindo verificar quais variáveis foram as mais importantes para explicar a variação total dos dados.

O teste de esfericidade de Bartlett foi aplicado para avaliar a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade, ou seja, as variáveis analisadas não são correlacionadas entre si ($\alpha = 0,05$). Em caso de rejeição dessa hipótese, existem evidências que as correlações são significativas e permitem uma PCA elucidativa (COSTA et al., 2017). Além disso, o teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) também foi aplicado para verificar se as componentes principais podem ser consideradas causas comuns latentes para o comportamento geral das variáveis originais (COSTA et al., 2017). As variáveis de entrada foram altitude (m), precipitação anual (mm), sazonalidade de precipitação (%), temperatura média anual (°C), a riqueza (S) e os índices de diversidade calculados para cada UPA. As variáveis foram padronizadas para a variância unitária na análise.

Em adição à PCA, foi avaliada a correlação de Spearman e sua significância ($\alpha = 0,05$) entre os índices de vegetação e as variáveis ambientais. As análises foram realizadas em ambiente R, utilizando os pacotes FactoMineR (LE et al., 2008) e Vegan (OKSANEN et al., 2013).

3. RESULTADOS

A variabilidade média dos índices de vegetação, considerando as seis fitofisionomias na Amazônia Norte mato-grossense, foi de aproximadamente 35%. A dominância de Simpson (S') apresentou a maior heterogeneidade (69%) e a equabilidade de Pielou (J'), a maior homogeneidade (10%) (Tabela 2).

Tabela 2. Estatísticas descritivas da riqueza de espécies (S), diversidade de Shannon-Wiener (H'), dominância de Simpson (S') e equabilidade de Pielou (J) para espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense e suas principais fitofisionomias, Brasil.

Vegetação	Estatísticas	S	H'	S'	J'
Amazônia Norte mato-grossense (seis fitofisionomias)	Mín.	7,00	0,89	0,03	0,29
	Média	41,37	2,86	0,11	0,79
	Máx.	109,00	3,76	0,66	0,93
	CV%	42,82	17,21	69,41	10,43
Floresta Ombrófila Aberta (FOA)	Mín.	23,00	2,30	0,03	0,60
	Média	49,94	3,14	0,08	0,82
	Máx.	109,00	3,76	0,24	0,93
	CV%	35,93	11,36	67,88	8,52
Floresta Ombrófila Densa (FOD)	Mín.	14,00	2,18	0,04	0,60
	Média	48,46	3,08	0,09	0,81
	Máx.	86,00	3,54	0,26	0,93
	CV%	33,57	11,47	52,49	8,22
Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV)	Mín.	7,00	0,89	0,05	0,29
	Média	30,32	2,42	0,15	0,75
	Máx.	63,00	3,27	0,66	0,89
	CV%	51,72	21,82	69,41	15,08
Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE)	Mín.	15,00	2,14	0,05	0,69
	Média	33,56	2,75	0,10	0,80
	Máx.	68,00	3,34	0,20	0,87
	CV%	39,38	13,03	47,07	7,16
Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S)	Mín.	24,00	2,33	0,06	0,71
	Média	40,00	2,80	0,11	0,77
	Máx.	59,00	3,16	0,16	0,85
	CV%	30,29	10,24	34,24	6,13
Contato Floresta Ombrófila/Savana (FO/S)	Mín.	41,00	2,85	0,09	0,77
	Média	44,50	2,95	0,09	0,78
	Máx.	48,00	3,05	0,09	0,79
	CV%	11,12	4,74	2,16	1,80

Mín. = mínimo; Máx. = máximo; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

Foram identificadas 690 espécies arbóreas nas seis fitofisionomias, com riqueza média (S) de aproximadamente 41 espécies por UPA. A diversidade média (H') para o bioma foi de 2,86 nats.ind⁻¹, variando de 0,89 a 3,76 nats.ind⁻¹. O índice de Simpson indicou uma dominância média entre espécies de 0,11, variando de 0,03 a 0,66. O índice de Pielou indicou uma equabilidade média de 0,79, com mínimo e máximo de 0,29 e 0,93, respectivamente.

Foram observadas variações para a riqueza e índices de diversidade entre as fitofisionomias avaliadas. A Floresta Ombrófila Aberta apresentou a maior riqueza média de espécies (S = 50) e a Floresta Estacional Sempre-Verde, a menor (S = 30). As fitofisionomias que apresentaram a maior diversidade média de espécies foram a Floresta Ombrófila Aberta (H' = 3,14 nats.ind⁻¹) e Floresta Ombrófila Densa (H' = 3,08 nats.ind⁻¹). Consequentemente, essas fitofisionomias apresentaram, considerando valores médios, a maior riqueza (S ≥ 48), a

menor dominância ($S' \leq 0,086$), e equabilidade média ($J' \geq 0,812$) entre as espécies. A Floresta Estacional Sempre-Verde apresentou a menor diversidade ($H' = 2,42 \text{ nats.ind}^{-1}$) e riqueza ($S = 30$), e consequentemente, a maior dominância entre espécies ($S' = 0,15$).

A riqueza de espécies e a equabilidade de Pielou seguiram à distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk (valor $p \geq 0,05$). Os índices de Shannon-Wiener e Simpson não atenderam esta pressuposição (valor $p < 0,05$). As tendências espaciais indicaram dependência espacial para a riqueza e todos os índices de diversidade (Figura 3).

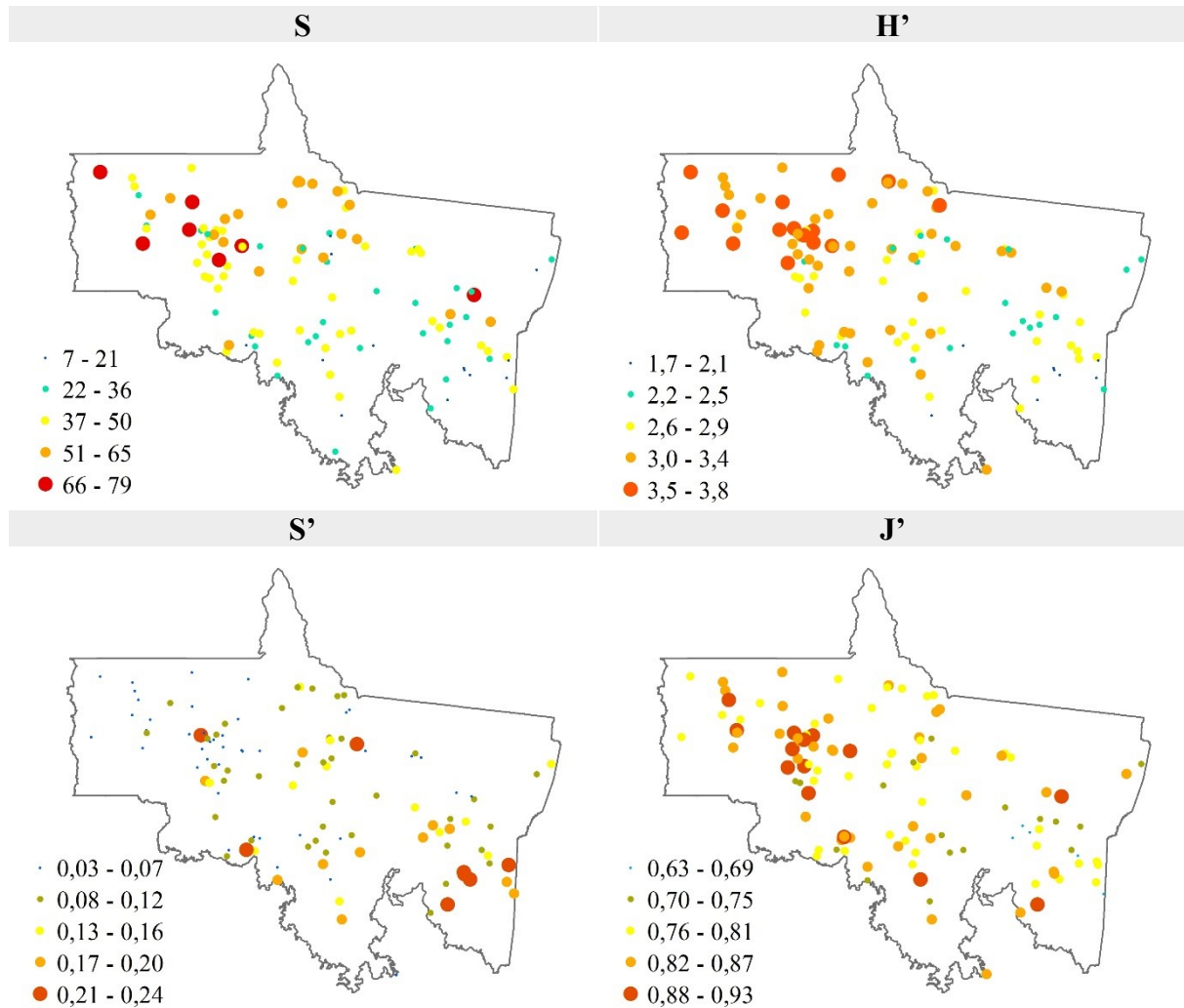


Figura 3. Distribuição espacial da riqueza de espécies (S), índice de diversidade de Shannon-Wiener (H'), dominância de Simpson (S'), equabilidade de Pielou (J') obtidos para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

O modelo esférico apresentou o melhor desempenho dentre os modelos de semivariância avaliados (Tabela 3). Considerando S, H' , S' e J' , o alcance médio foi de 30,6 km, representando cerca de 3,7% da máxima distância entre UPA's. A estatística bias (B) indicou baixo nível de viés associado as estimativas para todos os índices avaliados. A riqueza de espécies apresentou a maior dependência espacial (43,9 %), e o índice de Shannon-Weaver, menor dependência espacial (10,5 %).

Tabela 3. Parâmetros, estatística de ajuste e índice de dependência espacial para o modelo de semivariância esférico para a riqueza de espécies (S), diversidade de Shannon-Wiener (H'), dominância de Simpson (S') e equabilidade de Pielou (J') obtidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Índice	Modelo	τ^2	σ^2	ϕ (m)	RQEM	B	R ²	IDE%
S	Esférico	95,6584	74,7538	31.651,2	13,7646	0,0746	0,2331	43,9
H'	Esférico	0,0985	0,0116	30.366,7	0,4144	0,0007	0,3497	10,5
S'	Esférico	0,0015	0,0005	30.238,1	0,0440	0,0001	0,2401	25,0
J'	Esférico	0,0027	0,0008	30.372,9	0,0608	0,0012	0,0902	23,3

τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; ϕ (m) = alcance em metros; RQEM = raiz quadrada do erro médio; B = bias; R² = coeficiente de determinação; IDE% = índice de dependência espacial; DE = dependência espacial.

Variando de 8,2 a 63,9 espécies, o mapa de riqueza de espécies (Figura 4a) indicou um gradiente espacial crescente do número de espécies na direção Sudeste-Noroeste. Observou-se também que nessa direção a probabilidade (P%) dos valores de riqueza excederem a sua média (Figura 4b), cerca de 41 espécies, são maiores. A Floresta Ombrófila Densa (Figura 4c) e Floresta Ombrófila Aberta (Figura 4d) apresentaram a maior riqueza dentre as fitofisionomias avaliadas, com florestas ao Norte e Noroeste das fitofisionomias atingindo até 64 espécies. Floresta Ombrófila/Savana apresentou a terceira maior riqueza, com até 62 espécies estimadas para a região Norte. A Floresta Estacional Sempre-Verde (Figura 4e) apresentou a menor estimativa espacial de riqueza de espécies dentre as fitofisionomias, com riqueza de espécies mais alta ao Norte da fitofisionomia (cerca de 55 espécies). As regiões de contato entre tipos de vegetação, caracterizada como áreas de tensão ecológica (FO/FE; FE/S), apresentaram valores intermediários de riqueza de espécies em relação as demais fitofisionomias, preservando a tendência de aumento do número de espécies na direção Sudeste-Noroeste.

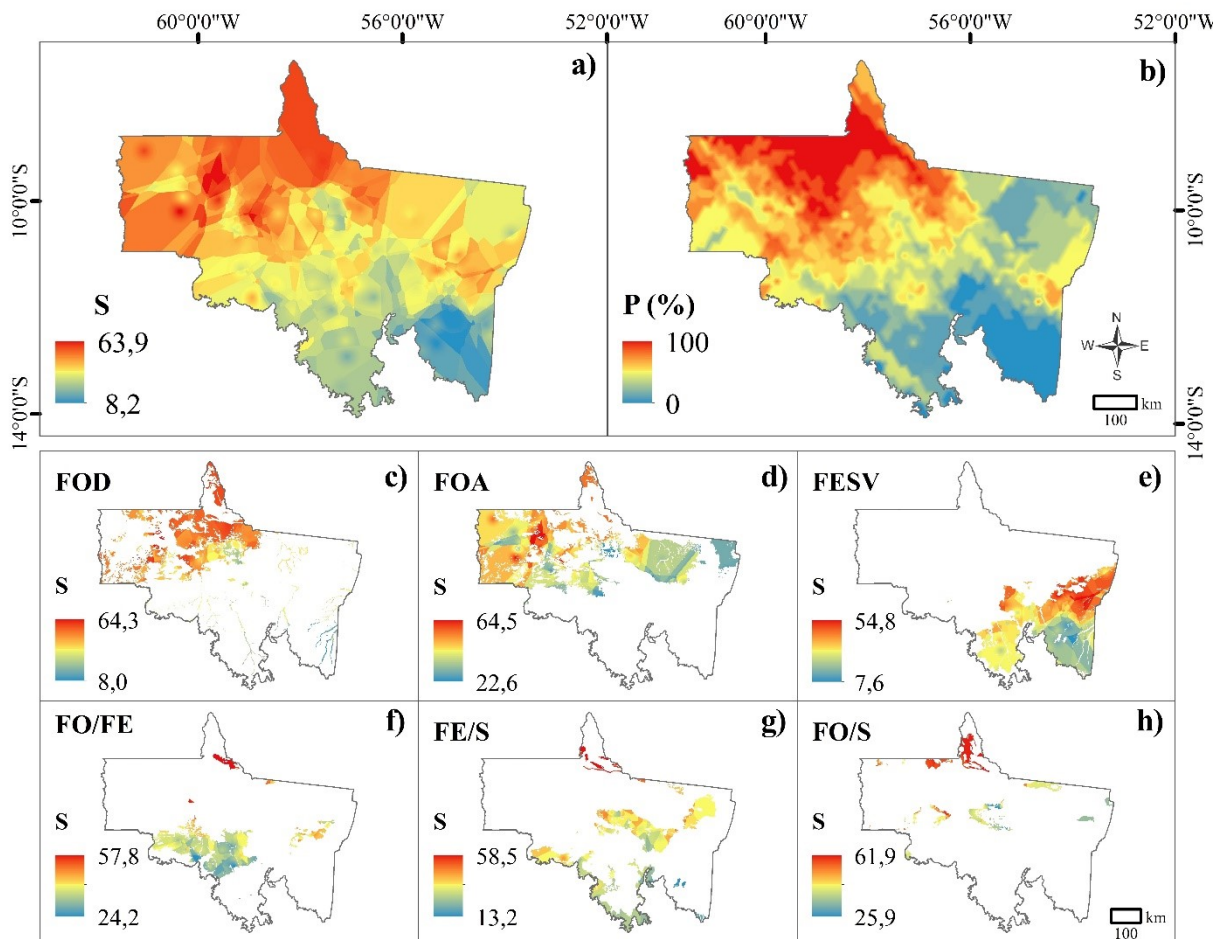


Figura 4. Espacialização da riqueza de espécies (S) para Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades (P%) de S exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

O mapa da diversidade de Shannon-Wiener indicou que a diversidade de espécies variou de 2,11 a 3,38 nats.ind^{-1} , com gradiente crescente na direção Sudeste-Noroeste na área de estudo (Figura 5a), onde também ocorrem as maiores probabilidades (P%) dos valores de diversidade de espécies acima de 2,86 nats.ind^{-1} (Figura 5b). As fitofisionomias Floresta Ombrófila Densa (Figura 5c) e Floresta Ombrófila Aberta (Figura 5d), que também apresentaram a maior riqueza de espécies, exibiram os maiores valores de diversidade (até 3,38 nats.ind^{-1}), que abrangeram a maior parte de suas áreas. A Floresta Estacional Sempre-Verde (Figura 5e) apresentou os menores valores de diversidade de Shannon-Wiener. As fitofisionomias em tensão ecológica (FO/FE; FE/S; FO/S) apresentaram os valores intermediários entre os encontrados para as florestas ombrófilas e estacional.

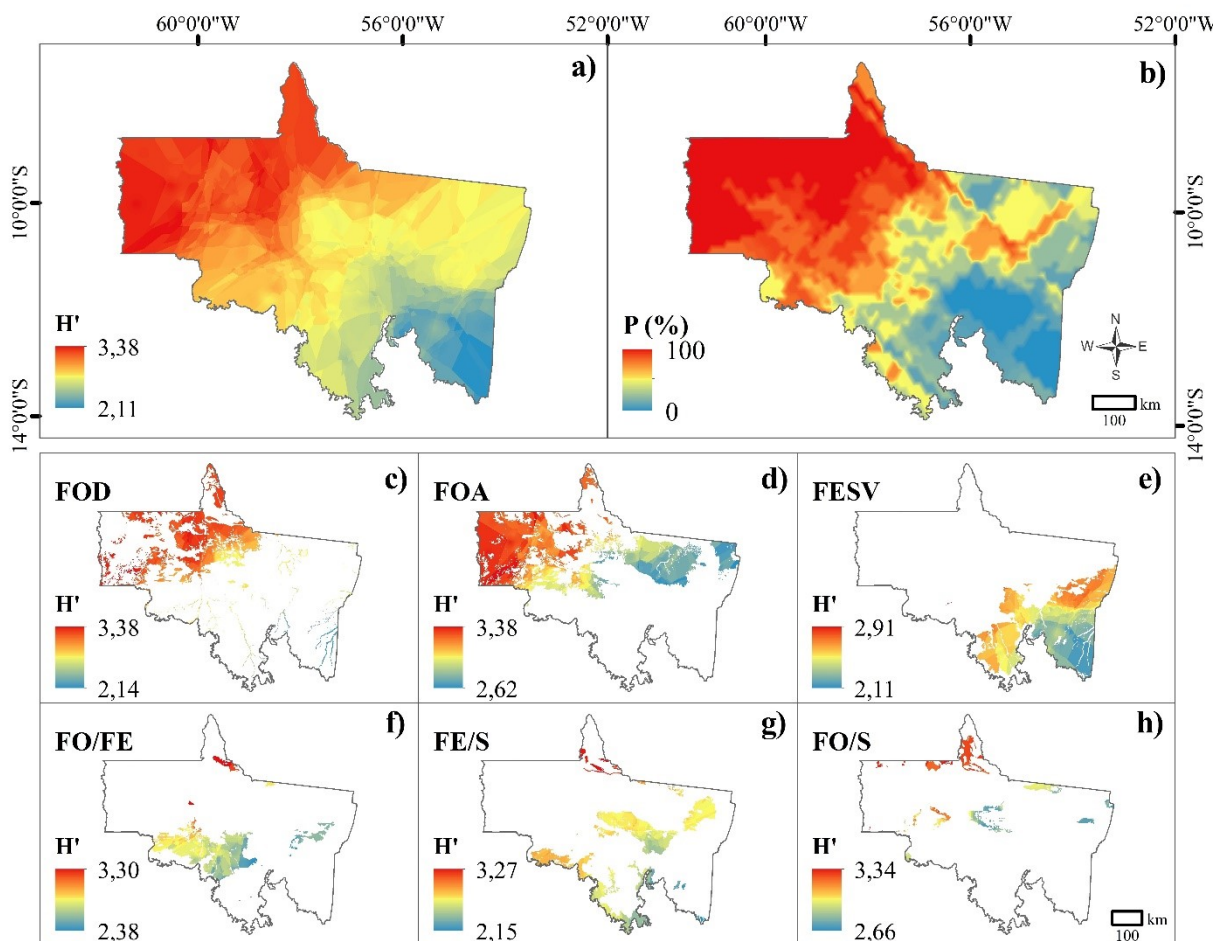


Figura 5. Espacialização da diversidade de Shannon-Wiener (H') de espécies para Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades ($P\%$) de H' exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

A distribuição espacial da dominância de Simpson (Figura 6a) é complementar ao gradiente espacial observado nos mapas de diversidade e riqueza. A dominância indica um gradiente espacial crescente na direção Noroeste-Sudeste, inverso ao mapa de diversidade de espécies. Esse padrão também foi observado para a probabilidade ($P\%$) dos valores de dominância de espécies exceder a sua média, de 0,11 (Figura 6b), com maiores probabilidades associadas à região Sudeste. A Floresta Ombrófila Densa (Figura 6c) e Floresta Ombrófila Aberta (Figura 6d) apresentaram predominantemente, baixa dominância de espécies, sobretudo nas regiões Norte e Noroeste dessas fitofisionomias. A Floresta Estacional Sempre-Verde (Figura 6e) apresentou a região de maior dominância de espécies ($S' = 0,18$), ao Sudeste da fitofisionomia. Floresta Ombrófila/Floresta Estacional apresentou amplitude de S' semelhante à Floresta Ombrófila Aberta.

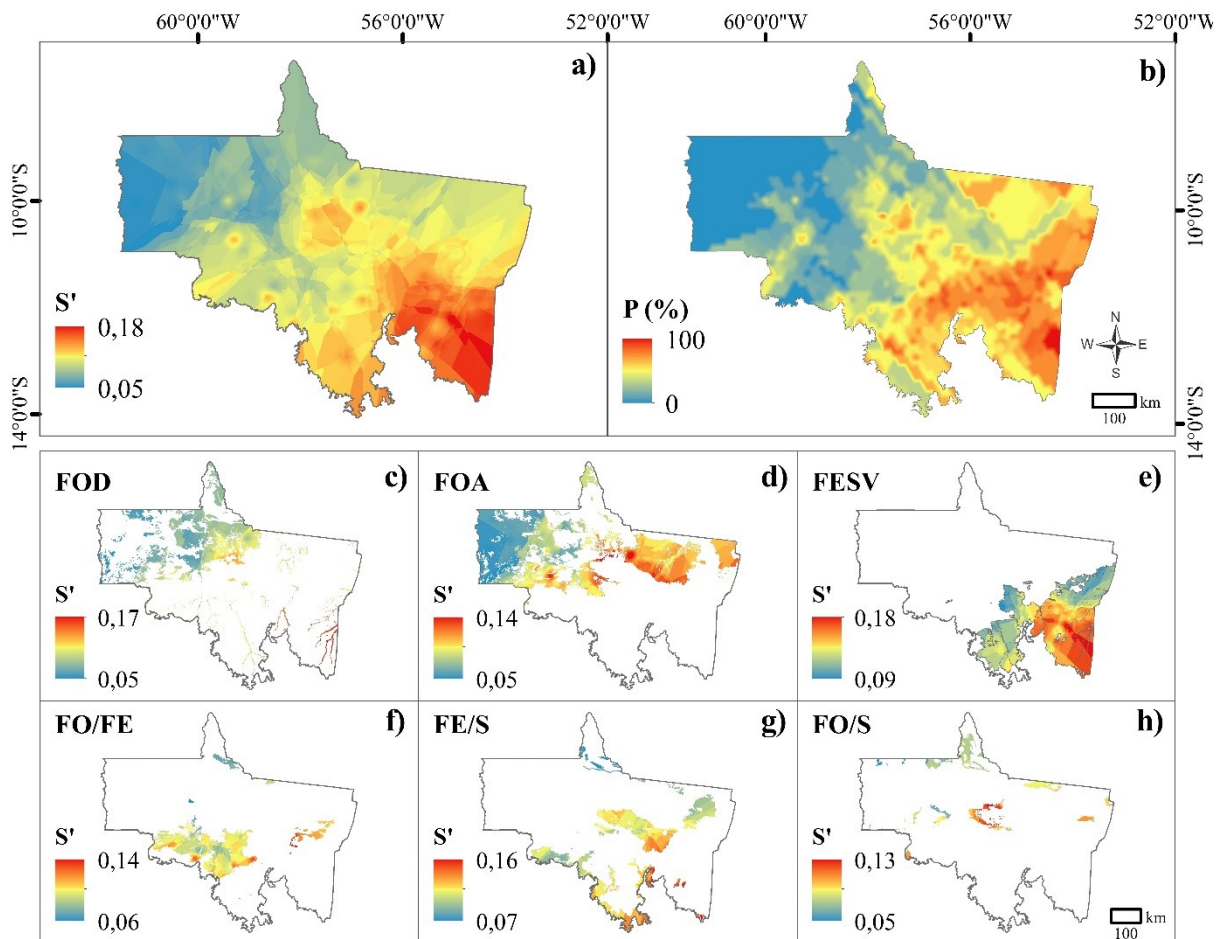


Figura 6. Espacialização da dominância de Simpson (S') de espécies para Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades ($P\%$) de S' exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

A distribuição mais equilibrada do número de árvores entre as espécies, expressa pela equabilidade de Pielou, variou de 0,71 a 0,87, seguindo o mesmo gradiente de S e H' , com aumento na direção Sudeste-Noroeste na área de estudo (Figura 7a), onde também ocorrem as maiores probabilidades ($P\%$) dos valores de equabilidade excederem sua média, de 0,79 (Figura 7b). A maior equabilidade foi observada para Floresta Ombrófila Densa (Figura 6c), Floresta Ombrófila Aberta (Figura 6d) e para Contato Floresta Ombrófila/Savana (Figura 6h), que foram as fitofisionomias com maior riqueza de espécies.

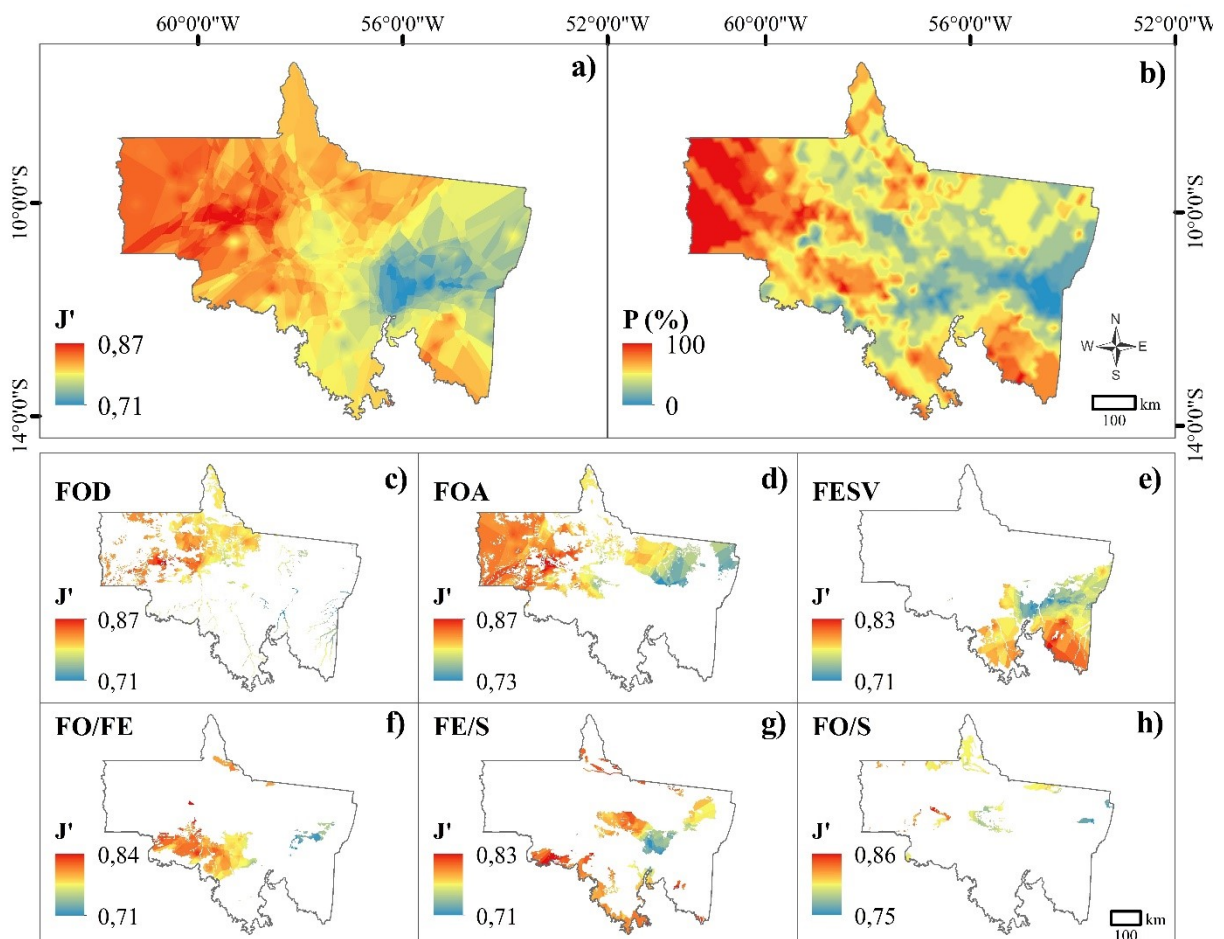


Figura 7. Espacialização da equabilidade de Pielou (J') de espécies na Amazônia Norte mato-grossense (a) e as fitofisionomias: c) Floresta Ombrófila Densa (FOD), d) Floresta Ombrófila Aberta (FOA), e) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), f) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), g) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S), h) Floresta Ombrófila/Savana (FO/S). Krigagem indicatriz (b) das probabilidades ($P\%$) de J' exceder o seu valor médio para a Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

A hipótese nula do teste de esfericidade de Bartlett foi rejeitada (valor $p \leq 0,05$), confirmado a existência de correlações significativas entre a riqueza e índices de diversidade com as variáveis ambientais, permitindo assim, a aplicação da PCA. O valor do teste KMO foi 0,7, indicando que as componentes principais podem ser consideradas fatores latentes para o comportamento geral das variáveis originais. A PCA1 e PCA2 expressaram 48,70% e 20,47% da variância total dos dados, respectivamente, indicando que cerca de 70% da variabilidade total das UPA's é explicada por essas componentes (Tabela 4).

Tabela 4. Autovalor, variância (%) e variância acumulada (%) associados às componentes principais (PCA) na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Estatística	PCA1	PCA2	PCA3	PCA4	PCA5	PCA6	PCA7	PCA8
Autovalor	3,90	1,64	0,99	0,69	0,42	0,26	0,07	0,04
Variância (%)	48,70	20,47	12,38	8,61	5,26	3,21	0,88	0,50
Variância Acumulada (%)	48,70	69,17	81,55	90,15	95,42	98,63	99,51	100

A correlação de Spearman demonstrou que a maioria das correlações entre a riqueza, os índices de diversidade e as variáveis ambientais foram significativas (Figura 8a). Correlação

não-significativas foram observadas para riqueza de espécies (S) em relação à precipitação anual (PA) e para equabilidade de Pielou (J') em relação à temperatura média anual (TMA) e precipitação anual (PA). Das correlações positivas, pode-se destacar o índice de dominância de Simpson (S') em relação a elevação (E) e sazonalidade de precipitação (SP). Para a riqueza de espécies (S) e índice de Shannon-Wiener (H'), destaca-se a maior correlação positiva com a temperatura média anual (TMA). É importante destacar que a riqueza (S) e diversidade de espécies (H') apresentam alta correlação negativa com a sazonalidade de precipitação (SP) e a elevação (E).

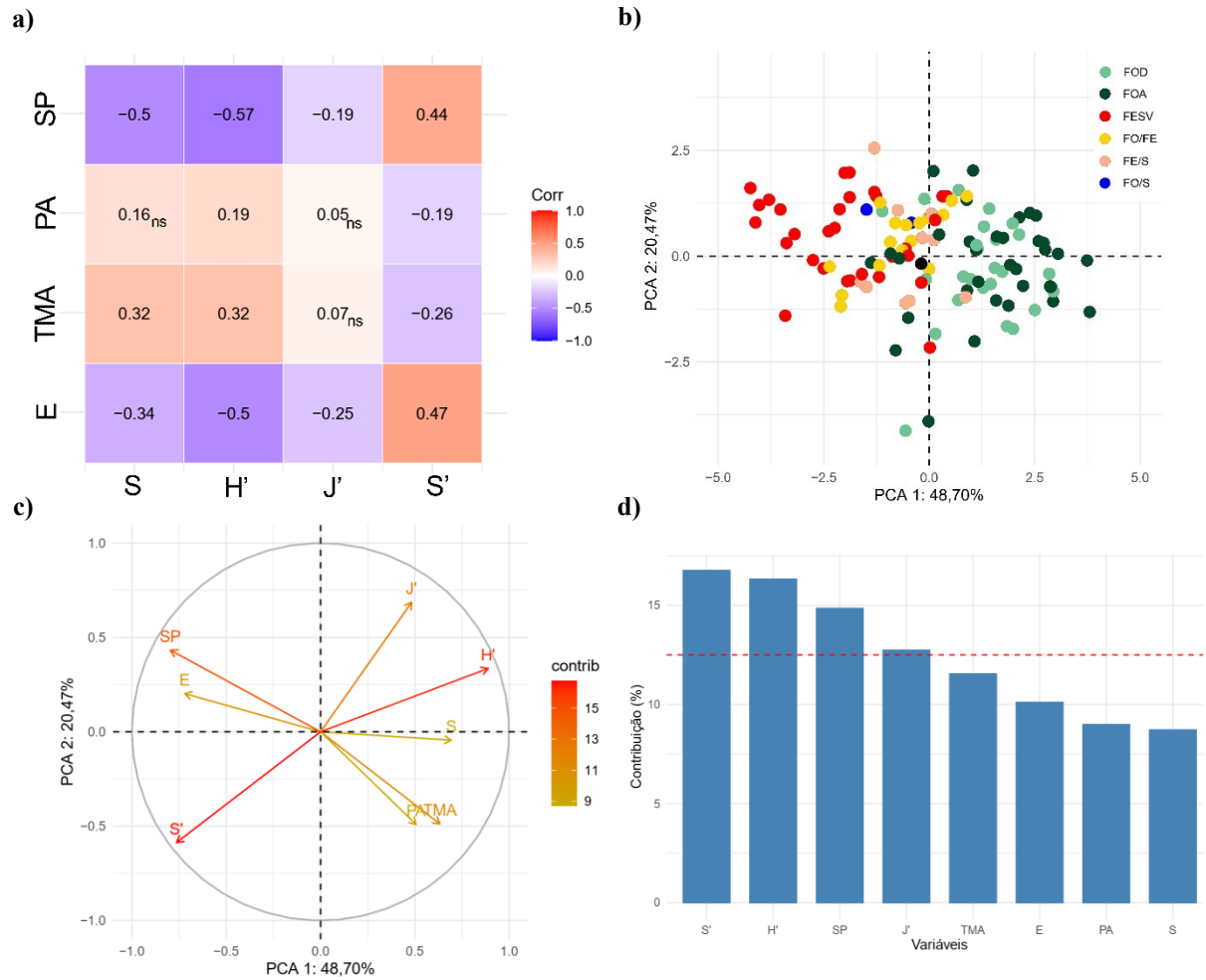


Figura 8. (a) Correlação de Spearman entre a riqueza de espécies (S), diversidade de Shannon-Wiener (H'), equabilidade de Pielou (J') e dominância de Simpson (S') e a elevação (E), temperatura média anual (TMA), precipitação anual (PA) e sazonalidade de precipitação (SP); (b) gráfico dos escores relacionados a cada UPA e (c) gráfico das variáveis; (d) contribuição relativa das variáveis para as componentes 1 e 2. A linha vermelha em "d" indica a contribuição média.

Como pode ser observado na Figura 8b, a primeira componente principal (PCA1) contrapôs UPA's pertencentes à Floresta Ombrófila Aberta e Floresta Ombrófila Densa (caracterizadas por escores positivos no eixo) à UPA's localizadas na Floresta Ombrófila/Floresta Estacional e na Floresta Estacional Sempre-Verde (à esquerda do gráfico, caracterizados por escores negativos na PCA1). UPA's localizadas na Floresta Ombrófila Aberta e Floresta Ombrófila Densa compartilham, entre si, valores altos para riqueza, diversidade, temperatura média anual e precipitação anual, e os menores valores de

sazonalidade de precipitação, dominância e elevação (Figura 8c). As UPA's localizadas na Floresta Ombrófila/Floresta Estacional e na Floresta Estacional Sempre-Verde compartilharam valores altos para sazonalidade de precipitação, dominância e elevação, associados aos menores índices de precipitação anual, temperatura média anual, riqueza e diversidade. A segunda componente principal não discrimina de maneira tão evidente as fitofisionomias. De maneira geral, os escores positivos na componente para Floresta Ombrófila/Savana demonstraram que UPA's nessa fitofisionomia compartilham valores altos para equabilidade de espécies e baixos para dominância.

Ao considerar as duas componentes principais simultaneamente (Figura 8d), é evidente que a diversidade e dominância apresentaram uma importância relevante na variação de 70% dos dados (parte da variação explicada pelas duas componentes principais). A sazonalidade de precipitação se destacou dentre as variáveis ambientais, com contribuições acima de 13% (linha de referência no gráfico), evidenciando ser a variável ambiental mais importante na explicação da maior parte da variabilidade dos dados.

4. DISCUSSÃO

Com a avaliação da estrutura espacial em uma ampla extensão da Amazônia Brasileira, esse estudo permitiu identificar as variáveis ambientais mais correlacionadas aos gradientes espaciais de riqueza e diversidade de espécies madeireiras em seis fitofisionomias do bioma. Os resultados permitiram concluir que a riqueza, diversidade e equabilidade das espécies apresentam gradientes espaciais decrescente no sentido Noroeste-Sudeste na área de estudo, sendo opostos à dominância, que aumentou em direção ao Sudeste do bioma. Tais gradientes espaciais refletiram em resultados distintos entre as fitofisionomias, com a maior riqueza e diversidade de espécies observada para as Florestas Ombrófila Densa e Ombrófila Aberta. A Floresta Estacional Sempre-Verde apresentou os menores valores de diversidade e riqueza de espécies na região. As análises indicaram que a sazonalidade de precipitação é a variável ambiental que mais contribui para explicar a variação espacial da riqueza e dos índices de diversidade na Amazônia Norte mato-grossense, em que os níveis mais baixos dessa variável climática estão associados, especialmente, às regiões de maior diversidade e riqueza, como o encontrado nas Florestas Ombrófila Aberta e Ombrófila Densa.

4.1. Gradiente Espacial dos Índices de Vegetação

A diversidade encontrada para a Amazônia Norte mato-grossense, entre 0,89 e 3,76 nats.ind⁻¹, apresentou amplitude maior à encontrada por Rocha et al. (2017), em estudo avaliando um fragmento florestal manejado seletivamente em floresta da Amazônia ao Norte do estado de Mato Grosso, com diversidade entre 2,23 e 3,06 nats.ind⁻¹. Silva et al. (2021) encontraram diversidade média de 3,82 nats.ind⁻¹ para fragmentos florestais da Amazônia Ocidental que tiveram intervenção antrópica entre os anos de 1960 e 1980. Maiores valores de diversidade para o bioma foram observados para florestas localizadas em unidades de conservação, como os encontrados por Andrade et al. (2015) e Carim et al. (2015), de 4,46 nats.ind⁻¹ e 4,16 nats.ind⁻¹, respectivamente. Nesses trabalhos, os dados foram provenientes de inventário florestal por unidade amostral, em que todos as árvores com DAP maior ou igual a 10 cm e, não apenas as comerciais, foram avaliadas.

A amplitude relacionada a diversidade de Shannon-Wiener (2,87), dominância de Simpson (0,63) e equabilidade de Pielou (0,64), evidenciaram alta variabilidade da diversidade na Amazônia Norte mato-grossense, indicando a ocorrência de florestas com alta e baixa diversidade, dominância e equabilidade de espécies madeireiras. A heterogeneidade ambiental, como a observada na área de estudo, é um dos fatores que influenciam nos indicadores de diversidade (VAN DER BERG; OLIVEIRA-FILHO, 2000), contribuindo para formações florestais com elevada diversidade de espécies arbóreas nos biomas tropicais.

Os resultados desse estudo confirmam a hipótese de que a riqueza e índices de diversidade de espécies madeireiras apresentam estrutura de continuidade espacial aparente, pois foi possível identificar e modelar os gradientes espaciais existentes para a riqueza de espécies, diversidade de Shannon-Wiener, dominância de Simpson e equabilidade de Pielou, ao longo das seis fitofisionomias avaliadas. Quando as variáveis são correlacionadas espacialmente, a geoestatística deve ser utilizada, pois garante estimativas espaciais mais precisas e exatas em relação a métodos determinísticos (ATAÍDE et al., 2020), que desconsideram a estrutura de dependência espacial na modelagem.

A superioridade do modelo esférico também foi observada por Batista et al. (2016) para a riqueza de espécie e diversidade de Shannon-Wiener em Savana Arbustiva, e por Amaral et al. (2013) avaliando a diversidade de Shannon-Wiener em Floresta Ombrófila Mista. Por outro lado, Araújo et al. (2019) observaram que o modelo exponencial foi superior em modelar a distribuição espacial do índice de Shannon-Wiener e riqueza de espécies em florestas do bioma

Cerrado e Mata Atlântica, em Minas Gerais (Cerrado, Floresta Estacional Semidecidual, Floresta Estacional Decidual, Campo Cerrado e Floresta Ombrófila). A escolha de um modelo de semivariância é inerente a estrutura de dependência espacial da variável regionalizada, pois vários fatores podem influenciar a semivariância (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

A extensa área das fitofisionomias, em especial da Floresta Ombrófila Densa (15% da área de estudo), Floresta Ombrófila Aberta (30%) e Floresta Estacional Sempre-Verde (23%) resultou em dependência espacial na escala regional, para a riqueza de espécies e todos os índices de diversidade. O parâmetro alcance dos modelos de semivariância selecionados indicou que a estrutura de dependência espacial entre as florestas, para todos os indicadores da vegetação avaliados, apresenta um raio médio de 33 km. Nesse contexto, é possível afirmar que as espécies florestais ocupam o ambiente de forma estruturada espacialmente, como também encontrado por Araújo et al. (2019), Amaral et al. (2013) e Pelissari et al. (2017), em formações florestais brasileiras. Por isso, planos de manejo florestal sustentável, com foco na exploração madeireira, podem considerar o aspecto espacial como alternativa metodológica em suas análises, para delimitar os potenciais de manejo relacionados a ocorrência de espécies madeireiras na área e permitir incrementar a sustentabilidade no manejo realizado.

Os padrões espaciais observados para a riqueza e índices de diversidade indicaram variações ecológicas e do potencial de manejo de espécies comerciais nas diferentes fitofisionomias florestais da Amazônia Norte mato-grossense. A alta diversidade de Shannon-Wiener encontrada na Floresta Ombrófila Aberta e Floresta Ombrófila Densa, associada a alta equabilidade de Pielou, indicam maior equilíbrio na relação espécie/indivíduos (CARIM et al., 2015). Por isso, espera-se menor impacto na estrutura da vegetação em cenários de extração balanceada de espécies madeireiras, sobretudo na região Noroeste da Amazônia Norte mato-grossense. Por outro lado, as áreas de Floresta Estacional Sempre-Verde, com baixos valores de diversidade e equabilidade, estão mais suscetíveis a distúrbios na estrutura da vegetação e limitações em seu manejo, caso espécies de baixa abundância sejam intensivamente exploradas. Naves et al. (2020) verificaram que apesar do manejo florestal de impacto reduzido não alterar a estrutura de diversidade de florestas da Amazônia, a composição de espécies tende a se alterar no longo prazo. Desse modo, o manejo sustentável nesta fitofisionomia deveria priorizar a extração seletiva de espécies comerciais de maior ocorrência, se o objetivo for aumentar a equabilidade. No entanto, é fundamental que outros fatores relacionados a cada espécie devam ser considerados, como estrutura diamétrica, densidade, crescimento, mortalidade e a regeneração das espécies (SEYDACK et al., 1995; BICK et al., 1998).

4.2. Índices de Vegetação e Variáveis Ambientais

A heterogeneidade ambiental é um dos fatores determinantes da diversidade e riqueza de espécies florestais (VAN DER BERG; OLIVEIRA-FILHO, 2000), e foi confirmada pela alta variabilidade no gradiente ambiental observado ao longo das fitofisionomias (Figura 9). A Floresta Estacional Sempre-Verde é relacionada principalmente com elevados valores de sazonalidade de precipitação e, em menor intensidade, com a elevação da região. A Floresta Ombrófila Aberta e Floresta Ombrófila Densa estão relacionadas a áreas com maior precipitação e temperatura média anual. As zonas de contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional, Floresta Estacional/Savana e Floresta Ombrófila/Savana relacionam-se mais com áreas de elevadas altitudes e precipitação anual de intermediária a elevada. Oliveira et al. (2022) salientam que regiões com maior diversidade vegetal demonstram uma menor susceptibilidade à variação de temperatura em escalas interanuais e sazonais. No entanto, os autores também enfatizam que, mesmo apresentando menor sensibilidade à variação interanual da precipitação, essas áreas são altamente sensíveis à sazonalidade das chuvas.

A maior diversidade e riqueza de espécies madeireiras foi encontrada para a Floresta Ombrófila Densa e Floresta Ombrófila Aberta, possivelmente por influência dos fatores edafoclimáticos mais propícios ao desenvolvimento de espécies florestais que incidem sobre estas fitofisionomias. Valores altos de temperatura média anual e precipitação anual, e baixos para a sazonalidade de precipitação, associados a solos mais férteis e com maior capacidade de retenção de umidade (argissolos), podem ter impulsionado o gradiente espacial para este tipo de vegetação. Desse modo, a umidade mais constante ao longo da Amazônia Norte mato-grossense, associada a maiores valores de temperatura média anual e precipitação anual garantem a característica ombrotérmica para a presença de florestas ombrófilas (IBGE, 2012), que apresentam maior diversidade e riqueza de espécies. Silveira et al. (2019b), avaliando a distribuição espacial do volume de madeira em savanas brasileiras, concluíram que a sazonalidade da precipitação e temperatura foram fatores que determinaram a alta variabilidade espacial do volume na área de estudo. O clima e o solo também são os fatores determinantes da variação espacial das formações florestais, em que a sazonalidade da precipitação e umidade do solo determinam a disponibilidade de água para a vegetação (TERRA et al., 2018). Além disso, a maior variação de solos sob as Florestas Ombrófila Aberta e Ombrófila Densa, associadas as variações do ambiente, contribuem para a heterogeneidade local, que fornece mais nichos para espécies raras (TERRA et al., 2020).

A grande extensão territorial encontrada pela Floresta Estacional Sempre-Verde ao Sudeste da área de estudo, cujo clima predominante na área é o tropical de savana (invernos secos e verões chuvosos), pode estar relacionada a predominância dos latossolos que estão sob essa fitofisionomia. Mesmo com pouca disponibilidade hídrica na superfície, facilitam o enraizamento para a absorção de água em profundidade (IBGE, 2012, IVANAUSKAS et al., 2008). Desse modo, a perenidade dessa fitofisionomia se mantém mesmo no período de estiagem.

5. CONCLUSÕES

A riqueza, diversidade, dominância e equabilidade das espécies apresentam estrutura de continuidade espacial em florestas da Amazônia Norte mato-grossense. Isso permite a aplicação de técnicas geoestatísticas na análise espacial e estimativas em locais não amostrados, auxiliando na tomada de decisão para ações de conservação, preservação e manejo de espécies.

A riqueza, diversidade, e equabilidade de espécies apresentam gradiente de variação ecológica, com aumento na direção Sudeste-Noroeste da Amazônia Norte mato-grossense. A dominância de espécies apresenta gradiente oposto, com aumento em direção ao Sudeste do bioma. Os gradientes espaciais entre as fitofisionomias são distintos, em que a maior diversidade de espécies é observada nas Florestas Ombrófila Densa e Ombrófila Aberta, que também apresentam a maior riqueza. A Floresta Estacional Sempre-Verde apresenta os menores valores de diversidade e riqueza e as fitofisionomias em áreas de tensão ecológica apresentam valores intermediários.

A sazonalidade de precipitação é a variável ambiental que mais tem mais influência na riqueza e diversidade de espécies, apresentando correlação negativa e indicando que as florestas com maior riqueza e diversidade de espécies ocorrem em regiões de menor sazonalidade. Ainda, florestas localizadas em regiões com maior temperatura média anual e precipitação anual, apresentam maior diversidade de espécies na Amazônia Norte mato-grossense.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, A. P. et al. Spatial statistical analysis of land-use determinants in the Brazilian Amazonia: Exploring intra-regional heterogeneity. **Ecological Modelling**, v. 209, p. 169-188, 2007. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2007.06.019>
- ALVARES, C. A. et al. Koppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013. https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507_0941-2948/2013/0507
- AMARAL, L. D. P. et al. Variabilidade espacial do Índice de Diversidade de Shannon-Wiener em Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Forestalis**, v. 41, n. 97, p. 83-93, 2013.
- ANDRADE, V. H. F. et al. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 438, n. 1, p. 215-223, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.02.030>
- APG III. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG III. **Botanical Journal of the Linnean Society**, v.161, p.105-121, 2009.
- ARAÚJO, E. J. G. et al. Spatialization of tree species diversity in the state of Minas Gerais. **Floresta e Ambiente**, v. 26, n. 1, p. 1-13, 2019. <https://doi.org/10.1590/2179-8087.020615>
- ATAÍDE, D. H. S. et al. Métodos geoestatísticos e determinísticos na espacialização da altura dominante em povoamento de eucalipto. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 43, n. 1, p. 98-108, 2020. <https://doi.org/10.19084/rca.18347>
- BATISTA, A. P. B. et al. Species richness and diversity in shrub savanna using ordinary kriging. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 51, n. 8, p. 958-966, 2016. <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2016000800008>
- BARROS-ROSA, L. et al. Fire probability mapping and prediction from environmental data: What a comprehensive savanna-forest transition can tell us. **Forest Ecology and Management**, v. 520, 120354, 2022. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2022.120354>
- BRASIL. Resolução CONAMA nº 406, de 02 de fevereiro de 2009. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, n. 26, 2009.
- CARIM, M. J. V. et al. Composition, structure and floristic diversity in dense rain forest in the Eastern Amazon, Amapá, Brazil. **Acta Scientiarum. Biological Sciences**, v. 37, n. 4, p. 419-426, 2015. <https://doi.org/10.4025/actascibiolsoci.v37i4.27536>
- COSTA, G. G. O. **Análise multivariada light**. 1 ed., Rio de Janeiro: Editora Ciência Moderna Ltda., 2017, 471 p.
- DORMANN, C. F. Effects of incorporating spatial autocorrelation in the analyses of species distribution data. **Global Ecology and biogeography**, v. 16, n. 2, p. 129-138, 2007.

FICK, S. E.; HIJMANS, R. J. WorldClim 2: new 1km spatial resolution climate surfaces for global land areas. **International Journal of Climatology**, v. 37, n. 12, p. 4302-4315, 2017.

GOMIDE, L. R. et al. Análise da diversidade e similaridade de fragmentos florestais na bacia do rio São Francisco, em Minas Gerais. **Ciência Florestal**, v. 16, n. 2, p. 127-144, 2006.
<https://doi.org/10.5902/198050981894>

HOTELLING, H. Analysis of a complex of statistical variables into principal components. **Journal of Education Psychology**, v. 24, n. 6, p. 417-441, 1933.
<https://doi.org/10.1037/h0071325>

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2 ed. Rio de Janeiro, 2012. 271 p.

IUSS WORKING GROUP WRB. **World Reference Base for Soil Resources 2014, update 2015 International soil classification system for naming soils and creating legends for soil maps, World Soil Resources Reports**. Roma: FAO, 2015, 203 p.

IVANAUSKAS, N. M. et al. Classificação fitogeográfica das florestas do Alto Rio Xingu. **Acta Amazônica**, v. 38, n. 3, p. 387-402, 2008.

KAZAMA, V. S. et al. Global review on forest road optimization planning: Support for sustainable forest management in Amazonia. **Forest Ecology and Management**, v. 492, n.1, p. 1-14, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2021.119159>

LE, S; JOSSE, J.; HUSSON, F. FactoMineR: An R package for multivariate analyses. **Journal of Statistical Software**, v. 25, p. 1-18, 2008.

MATO GROSSO. Decreto nº 1313, de 11 de março de 2022. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 11 mar. 2022. Seção 1, p. 1. Disponível em:
<https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=429880>. Acesso em: 9 ago. 2023.

MINGOTTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005. 295 p.

MOTOMIYA, A.V.A et al. Uso da krigagem indicatriz na avaliação de indicadores de fertilidade do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 30, n. 3, p. 485-496, 2006.
<http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832006000300010>

NAVES, R. P. et al. Tropical forest management altered abundances of individual tree species but not diversity. **Forest Ecology and Management**, v. 475, n. March, p. 118399, 2020.
<https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118399>

O'DONNELL, M. S.; IGNIZIO, D. A. Bioclimatic predictors for supporting ecological applications in the conterminous United States. **US Geological Survey Data Series**, v. 691, n. 10, p. 1-11, 2012.

OKSANEN, J. et al. Vegan: Community Ecology Package. **R package version**, v. 2, 2013.

OLIVEIRA, F. B. et al. Biodiversity mediates ecosystem sensitivity to climate variability. **Communications Biology**, v. 628, 2022. <https://doi.org/10.1038/s42003-022-03573-9>

PEBESMA, E. J. Multivariable geostatistics in S: the gstat package. **Computers & Geosciences**, v. 30, p. 683-691, 2004.

PELLISSARI, A. L. et al. Geostatistical modeling applied to spatiotemporal dynamics of successional tree species groups in a natural Mixed Tropical Forest. **Ecological Indicators**, v. 78, p. 1-7, 2017. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolind.2017.02.044>

PIELOU, E. D. **Ecological diversity**. New York: John Wiley; 1975, 325 p.

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

ROCHA, K. J. et al. Effect of selective logging on floristic and structural composition in a forest fragment from Amazon Biome. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 39, n. 2, p. 191-199, 2017. <https://doi.org/10.4025/actasciagron.v39i2.32543>

SANTOS, H. G. et al. **O novo mapa de solos do Brasil**. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 1 ed., 2011, 67 p.

SEYDACK, A. H. W. et al. An unconventional approach to timber yield regulation for multi-aged, multispecies forests. II. Application to a South African Forest. **Forest Ecology and Management**, v. 77, n. 1-3, p. 155-168, 1995.

SHANLEY, P.; GAIA, R. G. Equitable ecology: Collaborative learning for local benefit in Amazonia. **Agricultural Systems**, v. 73, n. 1, p. 83-97, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0308-521X\(01\)00101-9](https://doi.org/10.1016/S0308-521X(01)00101-9)

SHANNON, C. E.; WIENER, W. **The mathematical theory of communication**. Urbana: University of Illinois Press, 1949.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (Complete Samples). **Biometrika**, v. 52, n. 4, p. 591-611, 1965.

SILVA, S. P. et al. Phytosociology and diversity in forest fragments with different intervention histories in the Western Amazon. **Ciência Florestal**, v. 31, n. 1, p. 233-251, 2021. <https://doi.org/10.5902/1980509839027>

SILVA JÚNIOR, L. A. S. et al. Fire dynamics in extreme climatic events in western amazon. **Environmental Development**, v. 32, 100450, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.envdev.2019.06.005>

SILVEIRA, E. M. O. et al. Pre-stratified modelling plus residuals kriging reduces the uncertainty of aboveground biomass estimation and spatial distribution in heterogeneous savannas and forest environments. **Forest Ecology and Management**, v. 445, n. 1, p. 96-109, 2019a. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.05.016>

SILVEIRA, E. M. O. et al. Spatial distribution of wood volume in Brazilian savannas. **Anais**

da Academia Brasileira de Ciências, v. 91, n. 4, p. 1-12, 2019b.
<http://doi.org/10.1590/0001-3765201920180666>

SIMPSON, E. H. Measurement of diversity. **Nature**, v. 163, p. 688, 1949.

TERRA, M. C. N. S. et al. Water availability drives gradients of tree diversity, structure and functional traits in the Atlantic-Cerrado-Caatinga transition, Brazil. **Journal of Plant Ecology**, v. 11, n. 6, p. 803-814, 2018. <http://doi.org/10.1093/jpe/rty017>

TERRA, M. C. N. S. et al. Unseen rare tree species in southeast Brazilian forests: a species abundance distribution approach. **Community Ecology**, v. 21, n. 3, p. 229–238, 2020.
<https://doi.org/10.1007/s42974-020-00025-4>

ULRICH, B. et al. Assessment and measurement of forestry key parameters for the evaluation of tropical forest management. **Plant research and development**, p. 38-61, 1998.

VAN DER BERG, E.; OLIVEIRA-FILHO, A. T. Composição florística e estrutura fitossociológica de uma floresta ripária em Itutinga, MG, e comparação com outras áreas. **Revista Brasil Botânica**, v. 23, n. 3, p. 231-253, 2000.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. 1. ed. São Paulo: Oficina de textos, 2013, 215 p.

CAPÍTULO II

Influência de fatores ambientais na distribuição espacial do volume de espécies madeireiras na Amazônia

Influence of environmental factors on the spatial distribution of the timber species volume in the Amazon

RESUMO

A heterogeneidade do volume de madeira nas florestas amazônicas representa um desafio na modelagem e espacialização do estoque potencial em escala regional. Este estudo teve como objetivos analisar os fatores edafoclimáticos que influenciam a distribuição espacial do volume de espécies madeireiras nas florestas da Amazônia Norte mato-grossense e desenvolver um modelo preciso para estimar o volume potencial de madeira. Para isso, foram utilizadas 3.722 unidades amostrais (ua) de 100 x 100 m, distribuídas de forma sistemática desencontrada, com intensidade de uma ua para cada 10 hectares. O volume de madeira com casca de todas as árvores nas ua's foi estimado com base no modelo ajustado de Schumacher & Hall linearizado. Foram coletadas variáveis bioclimáticas, edáficas, topográficas e geográficas para cada unidade amostral, e um modelo determinístico foi construído por meio da regressão Stepwise via critério de informação de Akaike (AIC), selecionando as variáveis ambientais estatisticamente significativas para a estimativa do volume de madeira. O modelo foi calibrado dividindo-se o banco de dados aleatoriamente da seguinte maneira: 70% dos dados para ajuste e 30% para validação preditiva. Após selecionar o modelo com melhor desempenho e obter o mapa determinístico, foi realizada uma análise geoestatística dos resíduos obtidos em cada unidade amostral, avaliando os modelos de semivariância esférico, exponencial e gaussiano. A krigagem ordinária foi aplicada para espacializar os resíduos, obtendo-se um mapa de resíduos para cada modelo. Por fim, os mapas corrigidos pela krigagem com regressão foram obtidos somando-se o mapa determinístico ao mapa de resíduos para cada modelo de semivariância analisado. A acurácia do mapa do volume de madeira foi avaliada por meio da Raiz Quadrada do Erro Médio (RQEM), Bias (B) e Erro Médio Absoluto em porcentagem % (EMA%). Além disso, foram analisados os parâmetros β_0 , β_1 e o coeficiente de determinação do volume estimado em relação ao observado para as unidades utilizadas na validação preditiva. A distribuição espacial do volume de madeira é influenciada pela sazonalidade climática (considerando isotermalidade, temperatura média do trimestre mais quente e precipitação do mês mais seco) e pelas características do solo, como teor de argila, densidade aparente e capacidade de troca catiônica. Foi viável desenvolver um modelo volumétrico utilizando os fatores ambientais como variáveis preditoras, e a aplicação da krigagem com regressão do resíduo resultou em um significativo aumento da precisão e exatidão das estimativas espaciais do volume de madeira de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense.

Palavras-chave: Variáveis Ambientais. Manejo Florestal. Krigagem.

ABSTRACT

The heterogeneity of timber volume in Amazonian forests poses a challenge in modeling and spatializing the potential stock at a regional scale. This study aimed to analyze the edaphoclimatic factors influencing the spatial distribution of timber volume in Northern Mato Grosso Amazon forests and develop an accurate model for estimating potential timber volume. For this purpose, 3,722 sample units (SUs) of 100 x 100 meters were systematically dispersed, with one SU for every 10 hectares. The timber volume with bark of all trees in the SUs was estimated based on the linearized Schumacher & Hall model. Bioclimatic, edaphic, topographic, and geographic variables were collected for each sample unit, and a deterministic model was built using Stepwise regression via the Akaike Information Criterion (AIC), selecting statistically significant environmental variables for timber volume estimation. The model was calibrated by randomly splitting the dataset: 70% for fitting and 30% for predictive validation. After selecting the best-performing model and obtaining the deterministic map, a geostatistical analysis of the residuals obtained in each sample unit was performed, evaluating spherical, exponential, and gaussian semivariance models. Ordinary kriging was applied to spatialize the residuals, resulting in a residual map for each semivariance model. Finally, the kriging-with-regression-corrected maps were obtained by adding the deterministic map to the residual map for each analyzed semivariance model. The accuracy of the timber volume map was evaluated using the Root Mean Square Error (RMSE), Bias (B), and Mean Absolute Error in percentage (MAE%). Additionally, parameters β_0 , β_1 , and the coefficient of determination of the estimated volume versus the observed volume were analyzed for the units used in predictive validation. The spatial distribution of timber volume is influenced by climatic seasonality (considering isothermality, average temperature of the warmest quarter, and precipitation of the driest month) and soil characteristics, such as clay content, bulk density, and cation exchange capacity. It was feasible to develop a volumetric model using environmental factors as predictor variables, and the application of kriging with regression of residuals resulted in a significant improvement in the precision and accuracy of spatial estimates of timber volume for timber species in Northern Mato Grosso Amazon.

Keywords: Environmental Variables. Forest management. Kriging.

1. INTRODUÇÃO

A Floresta Amazônica é reconhecida como a floresta mais rica em diversidade do mundo, abrigando aproximadamente 6,7 mil espécies florestais com diâmetro a altura do peito igual ou maior que 10 cm (CARDOSO et al., 2017). O bioma abrange oito países, incluindo Brasil, Bolívia, Colômbia, Equador, Guiana, Peru, Venezuela e Suriname, além da Guiana Francesa (departamento ultramarino francês), sendo a maior área localizada no Brasil, que possui 60% do bioma (ARAGÓN, 2018). O Brasil se destaca pela maior diversidade e endemismo de espécies florestais no mundo (BEECH et al., 2017), com a Amazônia Brasileira sendo a maior extensão contígua remanescente de florestas tropicais (PHILLIPS et al., 2004, SHANLEY, GAIA, 2002).

No entanto, a Amazônia Brasileira enfrenta intensa pressão antrópica, resultado da expansão do agronegócio, mineração em áreas florestais, demanda por produtos madeireiros, atividades exploratórias ilegais, entre outros (DAVIDSON et al., 2012; KAZAMA et al., 2021). Entre 1985 e 2021, ocorreu uma redução significativa de 441,6 mil km² de formações florestais e savânicas na Amazônia Brasileira (MAPBIOMAS, 2022), com as florestas do estado de Mato Grosso, localizadas no “Arco do Desmatamento”, consideradas particularmente vulneráveis (BARROS-ROSA et al., 2022).

Nesse contexto, é um desafio fundamental na gestão da Amazônia Brasileira conciliar a demanda por produtos florestais da sociedade com a conservação das espécies florestais, o que pode ser alcançado por meio do manejo florestal sustentável. Conforme a legislação brasileira, o manejo florestal sustentável na Amazônia deve garantir benefícios econômicos, sociais e ambientais, assegurando a manutenção dos processos ecossistêmicos da floresta (BRASIL, 2009; KAZAMA et al., 2021). Assim, para atender de forma sustentável a demanda por madeira pela sociedade, é importante que se estime de forma precisa e exata o estoque comercial de madeira.

Os planos de manejo florestal sustentável madeireiro de espécies florestais comerciais da Amazônia, visam a exploração de árvores com diâmetro mínimo de corte (DMC) maior ou igual a 50 cm (quando não há DMC específico estabelecido), em ciclos de exploração que variam de 10 a 35 anos (BRASIL, 2022). A estimativa do estoque comercial disponível para manejo é definida com base em inventário florestal da unidade de manejo, considerando árvores comerciais aquelas com diâmetro mínimo acima de 30 cm (MATO GROSSO, 2022). Nesses inventários, a estimativa volumétrica das árvores pode ser feita por fator de forma, e principalmente por modelos de regressão, que possuem como variáveis independentes, na maioria das vezes, o diâmetro e a altura das árvores (ANDRADE et al., 2019; CYSNEIROS et al., 2017; LEÃO et al., 2021).

Entretanto, poucos estudos utilizam modelos volumétricos em escalas regionais (SILVA et al., 2022; VIBRANS et al., 2015), ainda mais com a proposta de estimar o volume com base em fatores do ambiente (SILVEIRA et al., 2019a). Além disso, os inventários são analisados utilizando medidas de posição e dispersão, como a média aritmética e o desvio padrão, sem levar em consideração o possível aspecto espacial do volume de madeira. A dependência espacial de atributos relacionados a florestas inequidêneas foi confirmada por diversos estudos (BÔAS et al., 2014; MORAIS et al., 2020; SCOLFORO et al., 2016).

Apesar de resultados consistentes obtidos com a aplicação da krigagem ordinária, em áreas heterogêneas é necessário empregar técnicas mais sofisticadas na espacialização de variáveis (SILVEIRA et al., 2019b). A Amazônia Brasileira abriga diversas formações florestais (IBGE, 2012), que são resultado de gradientes espaciais dos fatores físico-químicos, climáticos e biológicos. Por essa razão, é importante realizar estudos sobre a viabilidade de estimar o volume com base em variáveis do ambiente, e que combinem métodos da estatística clássica e geoestatísticos, como a krigagem com regressão. Essa abordagem tem o potencial de

viabilizar estimativas precisas e acuradas do estoque comercial de madeira em escala geográfica, por meio da espacialização do volume de madeira disponível. Isso possibilitaria uma melhor compreensão e gestão dos recursos florestais.

A krigagem com regressão pode ser descrita como um modelo matemático em que os termos determinísticos e estocásticos são calculados separadamente, e somados posteriormente (ODEH et al., 1995; 1994). Essa técnica envolve a aplicação de um modelo de regressão para estimar valores de uma variável de interesse em locais onde não foram coletados dados. No entanto, como a estimativa obtida pelo modelo de regressão não captura adequadamente as variações espaciais, é necessário obter um mapa corrigido por meio da aplicação da krigagem nos resíduos da regressão. Estudos recentes sobre florestas equiâneas e inequiâneas demonstram que a combinação do mapa da variável de interesse com o mapa dos resíduos resulta em estimativas finais mais precisas (BOLAT et al., 2020; SCOLFORO et al., 2016; SILVEIRA et al., 2019a; SILVEIRA et al., 2019b).

Desse modo, foram levantados os seguintes questionamentos: i) Quais os fatores do ambiente que influenciam o volume de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense? ii) É possível construir um modelo para a predição do estoque comercial disponível para manejo em função de variáveis ambientais? iii) A krigagem com regressão aumenta a precisão e exatidão das estimativas de volume para auxiliar nos planos de manejo florestal? Para responder a tais questionamentos, foram objetivos deste estudo: i) Analisar e identificar os fatores edafoclimáticos determinantes na distribuição espacial do volume; ii) Desenvolver um modelo matemático eficiente para estimar o estoque de volume utilizando variáveis do ambiente como preditoras; e iii) Aplicar a krigagem com regressão na estimativa espacial do volume de espécies madeireiras em florestas da Amazônia Norte mato-grossense.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Caracterização da Área de Estudo

O estado de Mato Grosso (MT), localizado na região Centro-Oeste do Brasil, possui três biomas em seu território: Amazônia, que abrange 53,6% da área do estado (480.215 Km²), Cerrado com 39,6% (354.823 km²) e Pantanal com 6,8% (60.885 km²). Esse estudo foi realizado em área representada exclusivamente pela Amazônia localizada na região Norte de MT (Figura 1), com cerca de 331.372 km² (69% do bioma no estado).

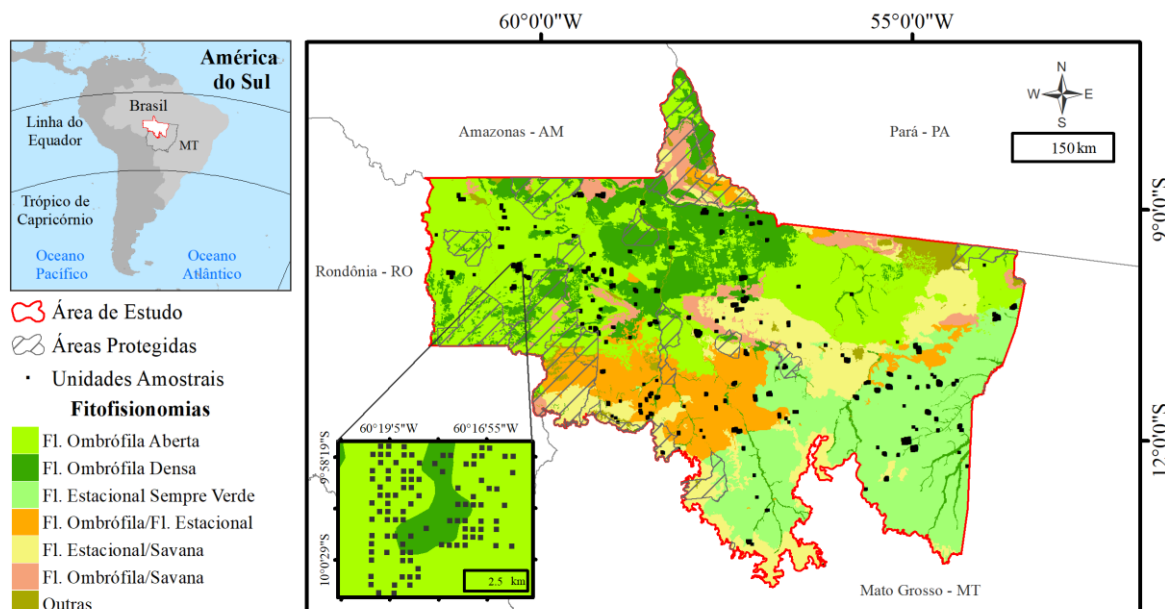


Figura 1. Localização geográfica das unidades amostrais, fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Foram avaliadas as seguintes fitofisionomias, conforme descrito por IBGE (2012): i) Floresta Ombrófila Aberta (FOA); ii) Floresta Ombrófila Densa (FOD); iii) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV); iv) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE); v) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S) e vi) Contato Floresta Ombrófila/Savana (FO/S).

A altitude, o clima (precipitação anual, sazonalidade de precipitação, temperatura média anual) (FICK; HIJMANS, 2017) e o solo da área de estudo variam em gradientes espaciais. A altitude varia de 88 a 588 m (Figura 2a), com ocorrência das menores elevações (E) na região Noroeste. A precipitação anual (PA) e a sazonalidade da precipitação (SP) variam, respectivamente, de 1.670 a 2.368 mm (Figura 2b) e de 64,0 a 86,8 % (Figura 2c), com gradientes espaciais opostos: valores inferiores na região Sudeste para PA e superiores para SP, e valores superiores nas regiões Norte-Noroeste para PA e inferiores para SP. A sazonalidade da precipitação expressa a variação percentual dos totais mensais de precipitação ao longo do ano (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012). A temperatura média anual (TMA) varia entre 23,0 e 26,9°C, com ocorrência de temperaturas mais elevadas para as regiões Norte-Nordeste (Figura 2d). As classes de solo predominantes na área de estudo são Latossolos (49%), Argissolos (31,7%), Neossolos Litólicos, Quartzarênicos e Flúvicos (13,9%), e em menor abrangência, de Gleissolos, Plintossolos, Nitossolos e Cambissolos (5,4%) (Figura 2e) (IUSS WORKING GROUP WRB, 2015; SANTOS et al., 2011). Segundo a classificação de Köppen, o clima é majoritariamente tropical de monção (Am), com uma pequena área no extremo Sul da região apresentando clima tropical com invernos secos (Aw) (Figura 2f) (ALVARES et al., 2013).

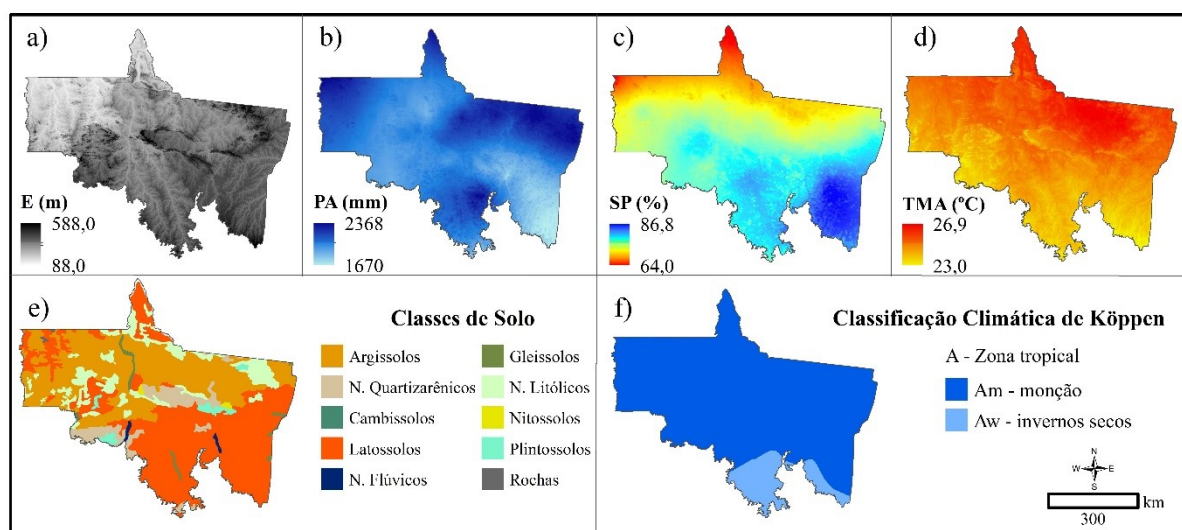


Figura 2. Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual – PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al., 2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013).

A Floresta Ombrófila Aberta, Floresta Ombrófila Densa e Floresta Estacional/Savana ocorrem em áreas de menor elevação e sazonalidade de precipitação média, em relação às outras fitofisionomias (Tabela 1). As áreas onde a vegetação foi classificada como ombrófila, ocorrem em locais de em áreas de precipitação média anual acima de 2.000 mm, associadas a uma temperatura média anual de aproximadamente 25°. Floresta Estacional Sempre-Verde ocorre em regiões de menor média na precipitação anual (PA \cong 1.890 mm) e a maior sazonalidade de precipitação (SP \cong 83%). Floresta Ombrófila/Floresta Estacional e Floresta Estacional/Savana estão localizadas em áreas que apresentam valores próximos para precipitação anual, sazonalidade de precipitação e temperatura média anual. A Floresta Ombrófila Densa e Floresta Ombrófila/Savana apresentam valores próximos para elevação, precipitação anual média e temperatura média anual.

Tabela 1. Estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias localizadas no bioma Amazônico Norte mato-grossense, Brasil.

Vegetação	Área (km ²)	Estatísticas	E (m)	PA (mm)	SP (%)	TMA (°C)
Floresta Ombrófila Aberta (FOA)	100.971	Min.	104,00	1.913,00	67,68	24,45
		Média	195,25	2.035,53	74,80	25,19
		Máx.	375,00	2.281,00	79,45	26,12
		CV%	30,99	4,99	3,91	1,42
Floresta Ombrófila Densa (FOD)	51.162	Min.	153,00	1.768,00	69,37	24,24
		Média	283,46	2.022,76	74,31	25,49
		Máx.	455,00	2.186,00	86,55	26,48
		CV%	21,32	4,42	4,02	1,52
Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV)	76.642	Min.	269,00	1.744,00	77,17	24,05
		Média	356,16	1.890,41	82,57	24,89
		Máx.	430,00	2.300,00	86,67	25,85
		CV%	6,67	7,22	3,32	1,58

Tabela 1. Continuação...

Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE)	34.711	Min.	270,00	1.897,00	77,10	24,25
		Média	336,37	1.995,46	79,35	24,90
		Máx.	423,00	2.121,00	81,43	25,53
		CV%	10,81	2,67	1,60	1,29
Floresta Estacional/Savana (FE/S)	45.971	Min.	128,00	1.953,00	70,32	24,17
		Média	227,21	1.993,96	72,49	25,50
		Máx.	474,00	2.061,00	79,59	25,95
		CV%	60,87	1,50	4,39	2,48
Floresta Ombrófila/Savana (FO/S)	14.457	Min.	228,00	1.839,00	75,90	24,02
		Média	299,78	2.019,96	77,69	25,28
		Máx.	439,00	2.146,00	79,32	25,74
		CV%	13,63	3,71	1,16	1,19

Mín. = mínimo; Máx. = máximo; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

2.2. Banco de Dados

Os dados deste estudo são provenientes da Secretaria de Estado de Meio Ambiente/Mato Grosso (SEMA/MT), referentes a áreas aprovadas e licenciadas para o manejo florestal sustentável com a finalidade de exploração de madeira. Na composição desse banco de dados, foi realizado o censo florestal das árvores, medindo-se o diâmetro à 1,30 m acima do solo (DAP) e a altura comercial (HC), correspondente à altura do fuste até o início da primeira bifurcação, das árvores com DAP \geq 30 cm (MATO GROSSO, 2022). Além disso, foram obtidas as coordenadas geográficas de cada árvore e a identificação botânica em nível de família, gênero e espécie (APG III, 2009).

A partir do censo das árvores e com o objetivo de obter o volume de madeira por unidade de área fixa, foram distribuídas 3.722 unidades amostrais de 100 x 100 m pelo processo de amostragem sistemático desenhado (COCHRAN, 1977), com intervalo de amostragem médio (K) de 316 m e intensidade amostral de 1:10 ha.

O volume individual de madeira com casca (V_{cc} , m³) foi estimado utilizando a equação 1, ajustada por Oliveira (2022), considerando 13 espécies comerciais da Amazônia. O erro padrão da estimativa (S_{yx} %) e média do erro absoluto \bar{E}_i %, associados à equação, foram de 13,77 e 0,66%, respectivamente.

$$\ln(\hat{v}_i) = -8,59 + 1,89\ln(DAP_i) + 0,72\ln(HC_i) \quad (1)$$

Em que: ln = logaritmo neperiano; v_i = volume do fuste da i -ésima árvore, em m³; DAP_i = diâmetro a altura do peito da i -ésima árvore, em cm; HC_i = altura comercial da i -ésima árvore, em m, correspondente à altura do fuste até o início da primeira bifurcação.

2.3. Variáveis Ambientais Espaciais

Para a construção do modelo de regressão foram avaliadas variáveis bioclimáticas, edáficas, topográficas e geográficas, descritas na tabela 2. As variáveis bioclimáticas foram obtidas a partir de dados espaciais históricos do clima (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012), disponibilizados pelo WorldClim (FICK; HIJMANS, 2017), com resolução espacial de 1.000 m. Foram utilizadas 19 variáveis bioclimáticas que são provenientes dos valores mensais de precipitação e temperatura, calculadas a fim de gerar variáveis biologicamente mais significativas. Estas variáveis representam tendências anuais (ex: temperatura média anual, precipitação anual), sazonalidade (ex: variação anual de temperatura e precipitação) e fatores

ambientais extremos ou limitantes (ex: temperatura do mês mais frio e mais quente, precipitação do mês úmido, dentre outras) (FICK; HIJMANS, 2017).

Foram avaliadas nove variáveis edáficas, obtidas em mapas disponíveis na plataforma GeoInfo (90 m de resolução espacial), desenvolvida pela Embrapa Solos. Os valores avaliados na construção do modelo foram resultados da média ponderada nas profundidades 0-5, 5-15 e 15-30 cm, exceto para ECO, resultado da soma dos valores nas profundidades 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 cm do solo.

Além dessas variáveis espaciais, também foram avaliadas as variáveis topográficas: declividade, elevação (FICK; HIJMANS, 2017); e as coordenadas geográficas: latitude e longitude, associadas a cada unidade amostral.

Tabela 2. Variáveis ambientais (bioclimáticas, edáficas, topográficas e de localização geográfica) extraídas para o ponto central de cada unidade amostral avaliada.

Variáveis	Descrição	Unidade	Fonte
BIO1	Temperatura média anual	°C	
BIO2	Amplitude diurna média anual de temperatura	°C	
BIO3	Isotermalidade	%	
BIO4	Sazonalidade de temperatura	°C	
BIO5	Temperatura máxima do mês mais quente	°C	
BIO6	Temperatura mínima do mês mais frio	°C	
BIO7	Amplitude térmica anual	°C	
BIO8	Temperatura média do trimestre mais chuvoso	°C	
BIO9	Temperatura média do trimestre mais seco	°C	
BIO10	Temperatura média do trimestre mais quente	°C	Fick; Hijmans (2017)
BIO11	Temperatura média do trimestre mais frio	°C	
BIO12	Precipitação anual	mm	
BIO13	Precipitação do mês mais chuvoso	mm	
BIO14	Precipitação do mês mais seco	mm	
BIO15	Sazonalidade de precipitação	%	
BIO16	Precipitação do trimestre mais chuvoso	mm	
BIO17	Precipitação do trimestre mais seco	mm	
BIO18	Precipitação do trimestre mais quente	mm	
BIO 19	Precipitação do trimestre mais frio	mm	
ECO	Estoque de carbono orgânico	Mg.ha ⁻¹	Vasques et al. (2021a)
TCO	Teor de carbono orgânico	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021b)
pH	Acidez do solo	-	Vasques et al. (2021c)
CTC	Capacidade de troca catiônica	cmol.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021d)
TAG	Teor de argila	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
TS	Teor de silte	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
TAR	Teor de areia	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
CAD	Conteúdo de água disponível	mm.cm ⁻¹	Vasques et al. (2021f)
DA	Densidade aparente	Mg.m ⁻³	Vasques et al. (2021g)
DV	Declividade	%	
ELEV	Elevação	m	Fick; Hijmans (2017)
x	Longitude	m	
y	Latitude	m	

2.4. Modelagem do Volume de Madeira

O volume de madeira por hectare foi estimado em função das variáveis ambientais, utilizando o algoritmo Stepwise via Critério de Informação de Akaike (AIC), conforme descrito por Silva et al. (2009), para construir o modelo de regressão. Os coeficientes do modelo selecionado foram obtidos pelo método dos mínimos quadrados ordinários, avaliando a significância do ajuste pelo teste F da análise de variância, e dos coeficientes pelo teste t, ambos com 95% de probabilidade.

Para a calibração do modelo, o banco de dados foi dividido aleatoriamente, em que 70% dos dados foram utilizados no ajuste do modelo (2.606 ua) e 30% na validação preditiva (1.116 ua). Visando evitar multicolinearidade excessiva associada ao modelo final, foi obtido o fator de inflação de variação (VIF) de cada variável. Quando o VIF foi maior que cinco, o modelo foi reajustado sucessivamente, extraindo-se em cada ocasião as variáveis redundantes (SILESHI, 2014).

A obtenção da equação mais adequada foi realizada considerando as suposições acerca dos erros da regressão linear, conforme descrito por Schneider et al. (2009). Para checar a normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, foram aplicados os testes de Shapiro-Wilk e White, respectivamente, ao nível de 95% de probabilidade. A presença de valores discrepantes foi verificada pelo teste de Bonferroni (95% de probabilidade).

Para obter o mapa determinístico do volume de madeira, foram delimitados pixels com dimensões de 316 x 316 m (aproximadamente 10 ha), que corresponde a distância mínima entre as unidades amostrais. Após extrair os valores das variáveis selecionadas para cada pixel da área de estudo, foi aplicado o modelo de regressão linear, obtendo-se então o mapa determinístico do volume de madeira (m^3ha^{-1}).

2.5. Krigagem com Regressão

O volume de madeira espacializado pelo modelo determinístico na área de estudo foi corrigido a partir da análise de Krigagem com Regressão. A Krigagem com Regressão é um interpolador espacial misto, que combina um interpolador global (modelo de regressão linear ajustado com variáveis do ambiente), a um interpolador geoestatístico, o qual caracteriza o processo estocástico no mapeamento da variável de interesse (MELLO et al., 2013; SCOLFORO et al., 2016).

O resíduo observado em cada unidade amostral, obtido pela subtração entre o valor observado do volume de madeira na unidade amostral e estimado pela regressão, foi avaliado quanto à sua estrutura de dependência espacial (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). A estrutura de dependência espacial dos resíduos foi descrita e caracterizada pelo semivariograma experimental (Equação 2) (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Semivariogramas direcionais (0, 45, 90 e 135°) foram calculados para avaliação da anisotropia, os quais confirmaram o efeito isotrópico dos resíduos. A partir dos parâmetros iniciais efeito pepita (τ^2), contribuição (σ^2) e alcance (ϕ), obtidos do semivariograma experimental, foi possível avaliar os modelos esférico (Equação 3), exponencial (Equação 4) e gaussiano (Equação 5), ajustados pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

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

Em que $\gamma(h)$ = semivariância estimada entre pares de pontos; $N(h)$ = número de pares de valores medidos $z(x_i)$, $z(x_i + h)$, separados pela distância h .

$$\begin{aligned} \text{Esférico: } \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \left[1,5 \frac{h}{\phi} - 0,5 \left(\frac{h}{\phi} \right)^3 \right] \text{ para } h < \phi \\ \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \text{ para } h \geq \phi \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{Exponencial: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{-\left(\frac{h}{\phi}\right)} \right] \quad (4)$$

$$\text{Gaussiano: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{\left(\frac{-h}{\phi}\right)^2} \right] \quad (5)$$

Em que: τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; ϕ = alcance, em m.

A seleção do melhor modelo foi com base na raiz quadrada do erro médio (RQEM - Equação 6), bias/viés (B - Equação 7) e erro médio absoluto em porcentagem (EMA% - Equação 8), obtidos a partir da validação preditiva. A RQEM avalia a diferença média entre as estimativas do modelo e as observações nos pontos amostrados (SILVEIRA et al., 2019b), enquanto EMA(%) é uma medida do erro médio em porcentagem (SCOLFORO et al., 2016). O critério bias/viés (B) indica o nível de viés associado ao modelo.

Utilizando os parâmetros dos modelos ajustados, foi estimado o índice de dependência espacial (Equação 9), classificando a dependência espacial como baixa ($IDE \leq 0,25$), moderada ($0,25 < IDE \leq 0,75$) e forte ($IDE > 0,75$) (ZIMBACK, 2003).

$$\text{RQEM} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n}} \quad (6)$$

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

$$\text{EMA}(\%) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{\hat{y}_i - y_i}{y_i} \right| \times 100 \quad (8)$$

$$\text{IDE} = \frac{\sigma^2}{(\tau^2 + \sigma^2)} \quad (9)$$

Em que: RQEM = raiz quadrada do erro médio, em m^3ha^{-1} ; B = bias/viés, em m^3ha^{-1} ; EMA(%) = erro médio absoluto; IDE = índice de dependência espacial; y_i = valor observado da i -ésima unidade amostral; \hat{y}_i = valor estimado da i -ésima unidade amostral; n = número total de unidades amostrais.

A krigagem ordinária (Equação 10) foi aplicada para obter as estimativas espaciais do resíduo do modelo linear de regressão selecionado. As estimativas foram obtidas considerando células com dimensões de 316 x 316 m (aproximadamente 10 ha). Os pesos ótimos foram obtidos pela mínima variância do erro sob condição de não viés, conforme restrição imposta pela equação 11 (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (11)$$

Em que $Z(x_0)$ = estimativa no ponto não amostrado; $Z(x_i)$ = valor observado no i -ésimo ponto amostral; n = número de pontos amostrados; λ_i = peso associado aos i -ésimos pontos amostrados ($i = 1, 2, 3, \dots, n$).

Por fim, o mapa corrigido do volume de madeira, em m^3ha^{-1} , foi obtido pela soma entre o mapa determinístico do volume de madeira e o mapa de resíduo espacializado pela krigagem ordinária. A acurácia do mapa do volume de madeira foi realizada com base na RQEM (Equação 6), B (Equação 7) e EMA% (Equação 8). Os mapas finais foram apresentados considerando as áreas com formação florestal, obtidas em classificação de uso e cobertura da terra realizada por MAPBIOMAS (2022), referente ao ano de 2021.

Todas as análises foram realizadas em ambiente R (R CORE TEAM, 2015), e os mapas elaborados na projeção South America Albers Equal Area Conic, visando preservar as características e áreas dos polígonos em estudo (SILVEIRA et al., 2019b).

3. RESULTADOS

A média do volume de madeira foi de 57,54 m³ha⁻¹ (Tabela 3), em que o coeficiente de variação igual a 43,59% e amplitude, entre 13,39 e 274,41 m³ha⁻¹, retrataram alta variabilidade. A Floresta Ombrófila Aberta apresentou o maior volume médio de madeira (71,48 m³ha⁻¹) e maior variabilidade (44%), enquanto a Floresta Estacional Sempre-Verde e Floresta Ombrófila/Floresta Estacional apresentaram volume médio mais baixo, de 51,50 e 51,54 m³ha⁻¹, respectivamente, associado a uma menor variabilidade, de 37% para as duas fitofisionomias.

Tabela 3. Estatísticas descritivas do volume de madeira (V) para espécies madeireiras localizadas em seis fitofisionomias da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Vegetação	Estatísticas	V (m ³ ha ⁻¹)
Amazônia Norte mato-grossense (seis fitofisionomias)	Min.	13,39
	Média	57,54
	Máx.	274,41
	CV%	43,59
Floresta Ombrófila Aberta (FOA)	Min.	22,78
	Média	71,48
	Máx.	274,41
	CV%	44,18
Floresta Ombrófila Densa (FOD)	Min.	16,86
	Média	59,36
	Máx.	228,41
	CV%	41,41
Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV)	Min.	13,39
	Média	51,50
	Máx.	145,38
	CV%	37,27
Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE)	Min.	14,31
	Média	51,54
	Máx.	133,72
	CV%	37,82
Floresta Estacional/Savana (FE/S)	Min.	16,37
	Média	52,57
	Máx.	132,58
	CV%	40,63
Floresta Ombrófila/Savana (FO/S)	Min.	15,02
	Média	61,97
	Máx.	145,20
	CV%	42,46

Mín. = mínimo; Máx. = máximo; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

O modelo volumétrico, obtido a partir da técnica de regressão Stepwise via AIC, apresentou variáveis que contribuíram significativamente para estimativa do volume de madeira (valor-p ≤ 0,05) e com baixa multicolinearidade associada (VIF ≤ 5). Esse resultado indica que o modelo ajustado retrata com parcimônia a relação quantitativa entre o estoque de volume de madeira e as variáveis edafoclimáticas selecionadas (Tabela 4).

Tabela 4. Variáveis selecionadas para o modelo determinístico do volume de madeira (m^3ha^{-1}), significância estatística dos coeficientes (Valor-p), erro padrão (EP) e fator de inflação da variância (VIF) associados aos coeficientes da equação.

Parâmetro	Variável	Coefficiente	EP	Valor-p	VIF
$\hat{\beta}_0$	Intercepto	9,369	1,114	0,000	-
$\hat{\beta}_1$	BIO 3	-0,041	0,007	0,000	2,319
$\hat{\beta}_2$	BIO 10	-0,164	0,027	0,000	2,251
$\hat{\beta}_3$	BIO 14	0,024	0,003	0,000	1,657
$\hat{\beta}_4$	TAG	0,001	0,000	0,002	2,061
$\hat{\beta}_5$	CTC	0,038	0,013	0,003	2,588
$\hat{\beta}_6$	DA	0,893	0,277	0,001	2,579

β_n : parâmetros do modelo de regressão linear; BIO 3 = isothermalidade; BIO 10 = temperatura média do trimestre mais quente; BIO 14 = Precipitação do mês mais seco; TAG = teor de argila; CTC = capacidade de troca catiônica; DA = densidade aparente do solo.

Os resíduos da equação ajustada apresentaram distribuição normal significativa pelo teste de Shapiro-Wilk (valor-p = 0,709), porém, com variância heterocedástica pelo teste de White (valor-p = 0,017). O teste de Bonferroni indicou a presença de quatro resíduos discrepantes, que foram removidos do ajuste, pois possivelmente foram resultados de erros de medição. Após, a variância homocedástica na distribuição dos resíduos foi confirmada pelo teste de White (valor-p = 0,072), permitindo a validação do modelo de volume de madeira construído, quanto aos pressupostos da regressão linear (Figura 3). Em relação ao erro padrão da estimativa (Syx), raiz quadrada do erro médio (RQEM), erro médio absoluto (EMA%) e bias (B), o modelo final apresentou valores de $23,82 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$, $35,27\%$ e $-4,16 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$, respectivamente.

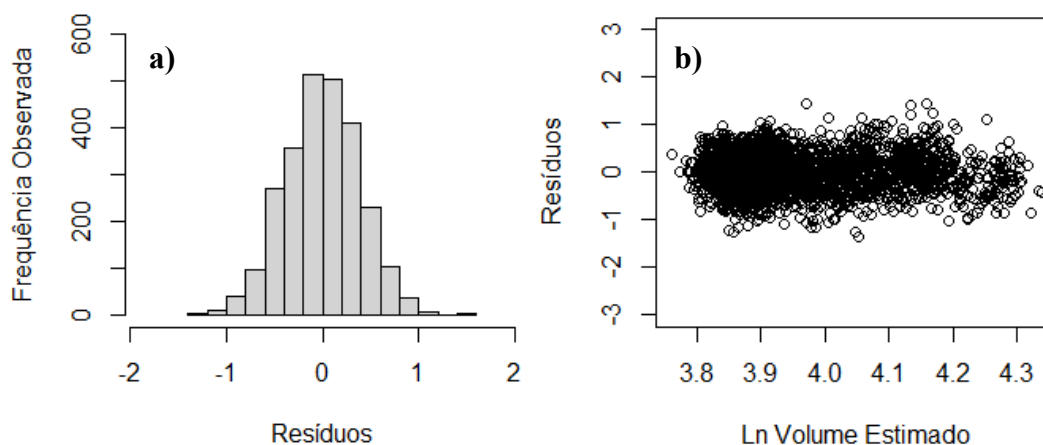


Figura 3. Distribuição gráfica dos resíduos obtidos do modelo de regressão linear múltiplo, ajustado para a estimativa do volume espécies madeireiras em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Os principais fatores que influenciaram na variação espacial do estoque de volume de espécies madeireiras em florestas da Amazônia Norte mato-grossense foram: sazonalidade do clima, relacionada a isothermalidade (BIO3), temperatura média do trimestre mais quente (BIO10), precipitação do mês mais seco (BIO14), e as variações de características do solo, como o teor de argila (TAG), capacidade de troca catiônica (CTC), e densidade aparente do solo (DA). Por isso são apresentados somente os mapas para estas variáveis (Figura 4).

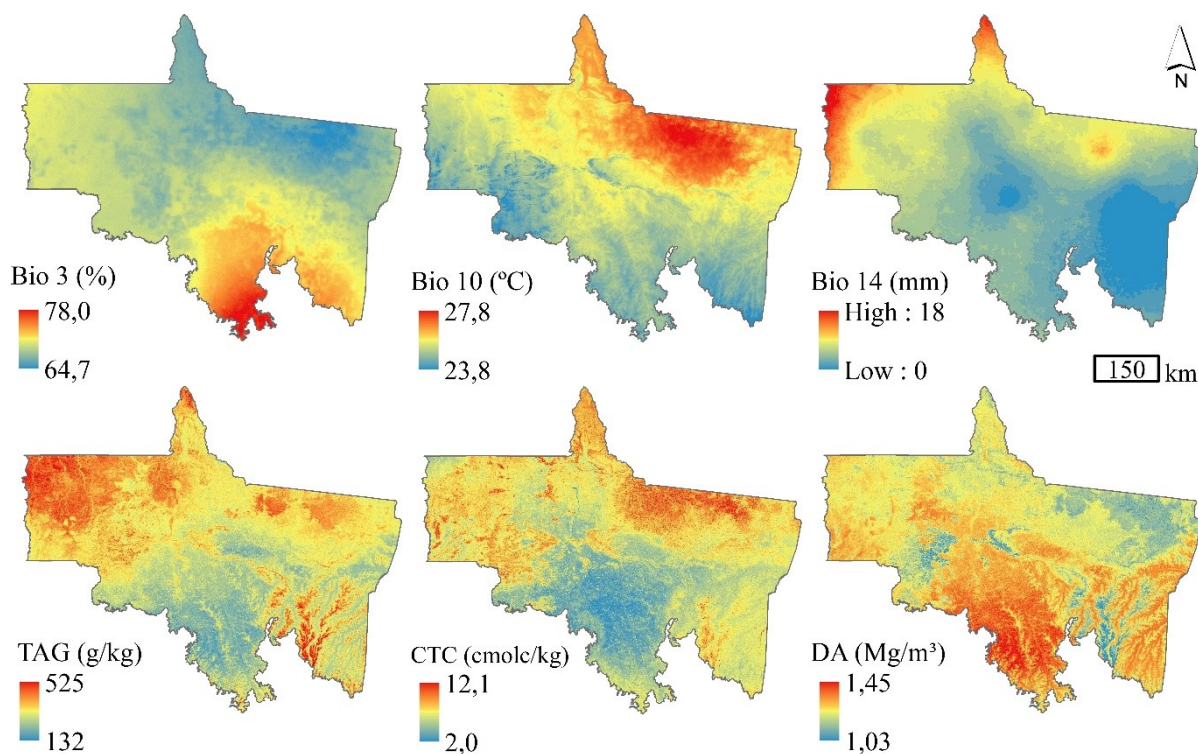


Figura 4. Mapas das variáveis edafoclimáticas isothermalidade (BIO3), temperatura média do trimestre mais quente (BIO10), precipitação do mês mais seco (BIO14), teor de argila do solo (TAG), CTC do solo (CTC) e densidade aparente do solo (DA), selecionadas para estimativa espacial do volume de madeira em florestas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

O estudo semivariográfico indicou que os resíduos do modelo apresentaram estrutura de dependência espacial para todos os modelos de semivariância teóricos avaliados, com grau de dependência espacial entre moderada e forte (Tabela 5). O modelo exponencial apresentou a maior dependência espacial (forte) e o melhor ajuste ao semivariograma experimental, observado pelo menor erro médio absoluto (EMA% = 30,71) e bias (B = 0,06). O raio médio, em que a estrutura de dependência espacial do resíduo pode ser considerada presente, foi de 3.027 m para o modelo exponencial.

Tabela 5. Modelos teóricos de semivariância, estatísticas de ajuste e dependência espacial do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear ajustado para estimativas do volume de madeira (m^3ha^{-1}) de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Modelo	τ^2	σ^2	ϕ (m)	RQEM	EMA%	B	IDE	DE
Esférico	385,77	142,49	23.846,34	20,44	30,96	-0,52	0,27	Moderada
Exponencial	80,54	447,69	3.026,90	21,08	30,71	-0,06	0,85	Forte
Gaussiano	380,00	140,00	5.000,02	20,43	30,95	-0,50	0,27	Moderada

τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; ϕ (m) = alcance em metros; RQEM = raiz quadrada do erro médio; B = bias/viés; IDE = índice de dependência espacial; DE = dependência espacial.

Os mapas dos resíduos obtidos do modelo determinístico (Figura 5) para estimativas do volume de madeira indicaram a mesma tendência na distribuição dos padrões espaciais para o modelo esférico (Figura 5a), exponencial (Figura 5b) e gaussiano (Figura 5c). Para os três modelos, foi notada similaridade na distribuição espacial de estratos com subestimativas e superestimativas, em que o modelo exponencial apresentou uma maior amplitude entre os valores de resíduo, e o modelo esférico, a menor. As regiões Nordeste e Sul apresentaram predominantemente uma tendência de superestimativa do modelo construído, enquanto

subestimativas foram mais frequentes na região Central e Noroeste, para todos os modelos teóricos de semivariância ajustados.

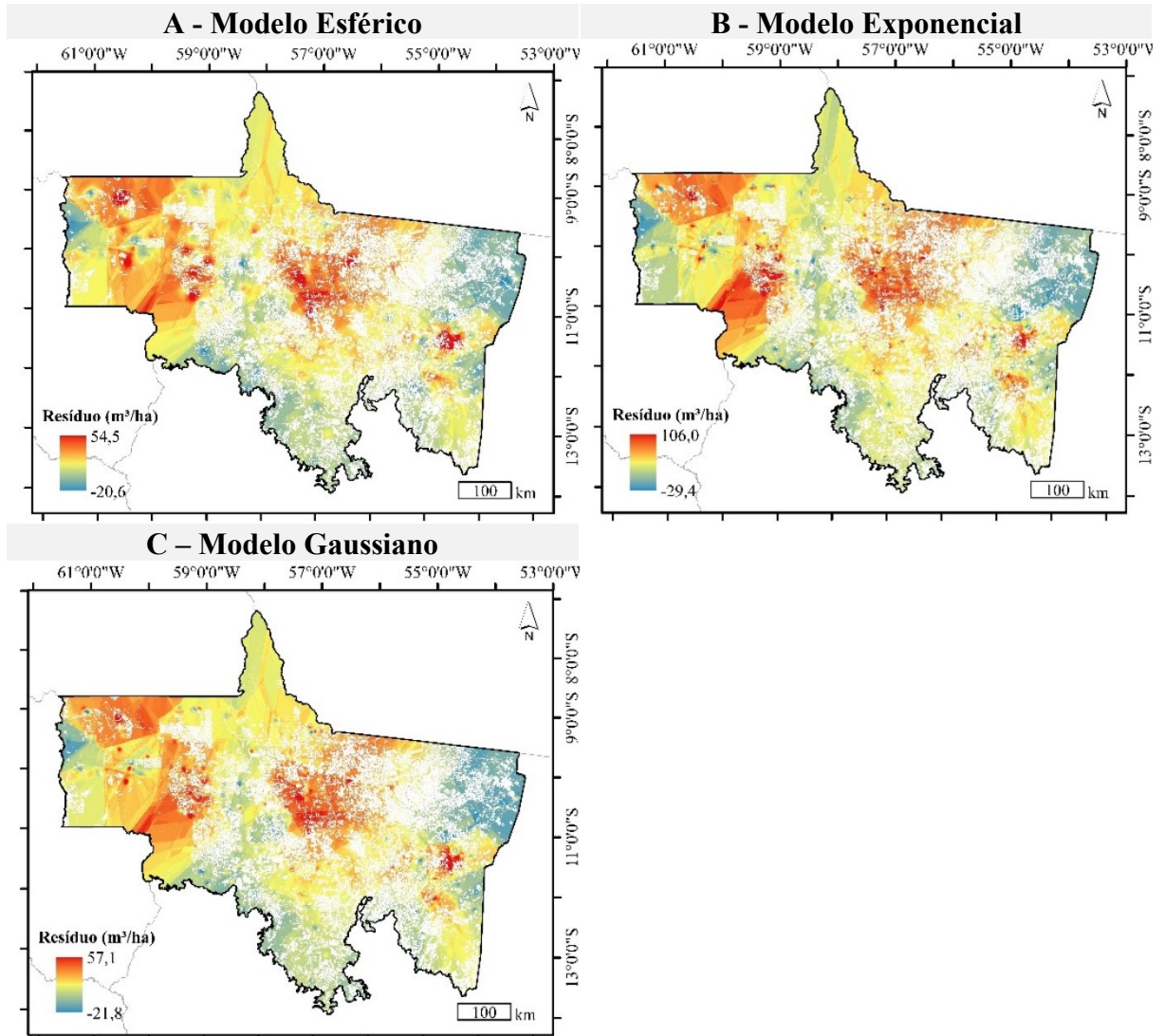


Figura 5. Krigagem ordinária dos resíduos obtidos a partir do modelo de regressão, a partir dos modelos de semivariância esférico (A), exponencial (B) e gaussiano (C), na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Os mapas obtidos para o modelo determinístico e corrigido pela krigagem dos resíduos estão ilustrados nas Figuras 6 e 7, respectivamente. O mapa determinístico apresentou estimativas espaciais estruturadas na área de estudo, com aumento do volume na direção Sudeste-Noroeste, variando de $37,9 m^3ha^{-1}$ a $96,7 m^3ha^{-1}$.

Os resultados obtidos a partir da validação preditiva do mapa determinístico, apontaram que o modelo erra, em média, $23,67 m^3ha^{-1}$ (RQEM) para cada estimativa espacial realizada, com EMA% de 32,16% e bias de -4,04. O mapa do volume de madeira corrigido pela krigagem do resíduo apresentou o mesmo gradiente espacial do mapa determinístico, com aumento das estimativas no sentido Sudeste-Noroeste. Porém, a amplitude dos valores estimados aumentou de $58,8 m^3ha^{-1}$ (Figura 6) para $148,4 m^3ha^{-1}$ (Figura 7).

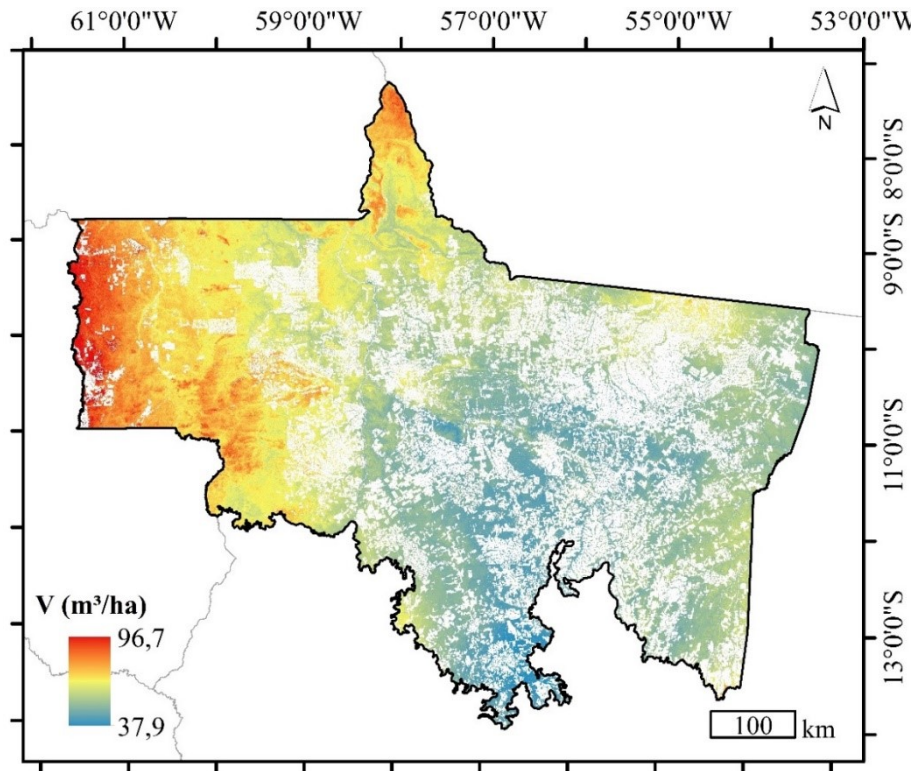


Figura 6. Modelo determinístico do volume de madeira (m^3ha^{-1}) para espécies madeireiras (m^3ha^{-1}) em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

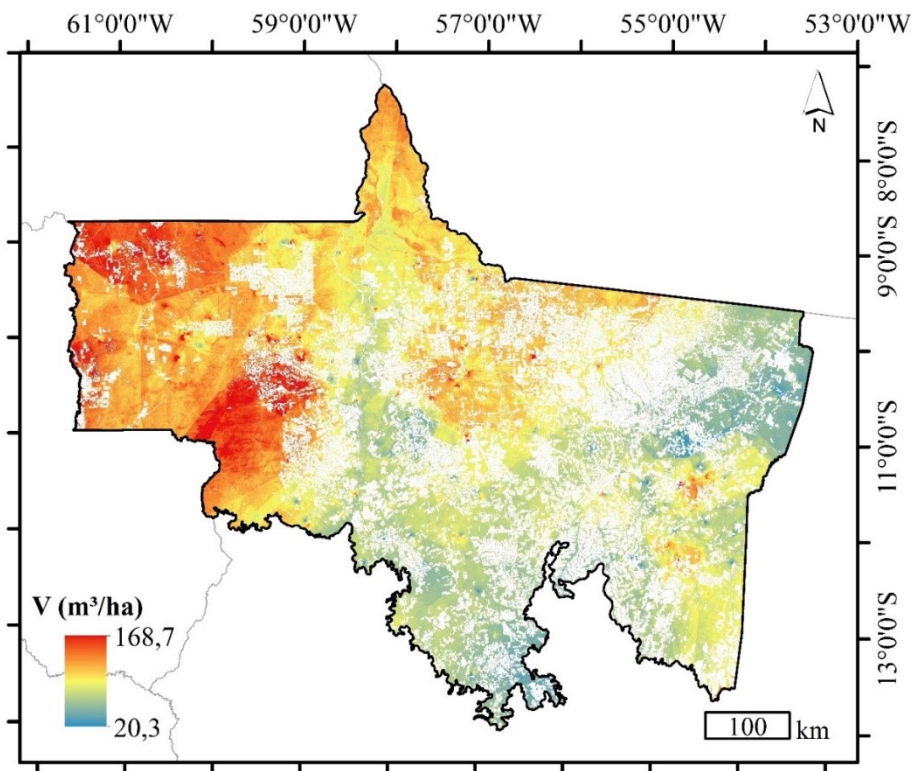


Figura 7. Krigagem com regressão do volume de madeira (m^3ha^{-1}) para espécies madeireiras (m^3ha^{-1}) em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

A krigagem com regressão aumentou a qualidade da estimativa espacial do volume de madeira. Foi observado aumento significativo da precisão e redução de viés associado às

estimativas, com redução do erro de 10,93% para RQEM (reduzindo de 23,67 m³ha⁻¹ para 21,08 m³ha⁻¹), e 4,52% para o EMA% (decréscimo de 32,16 para 30,71%). Em relação ao nível de viés associados às estimativas, a krigagem com regressão possibilitou uma melhoria de 98,43% (B de -4,03 para -0,063).

Os gráficos de dispersão do volume estimado em relação ao volume observado também apresentaram melhoria expressiva na qualidade das estimativas (Figura 8). A melhoria em termos de exatidão foi observada pela linha de regressão mais próxima à de referência, quando comparados o mapa determinístico (Figura 8a) e o mapa corrigido pela krigagem com regressão (Figura 8b). A precisão das estimativas aumentou em 259% pela aplicação do processo estocástico ao modelo determinístico, observada pela mudança no coeficiente de determinação (R²) de 0,08 para 0,30.

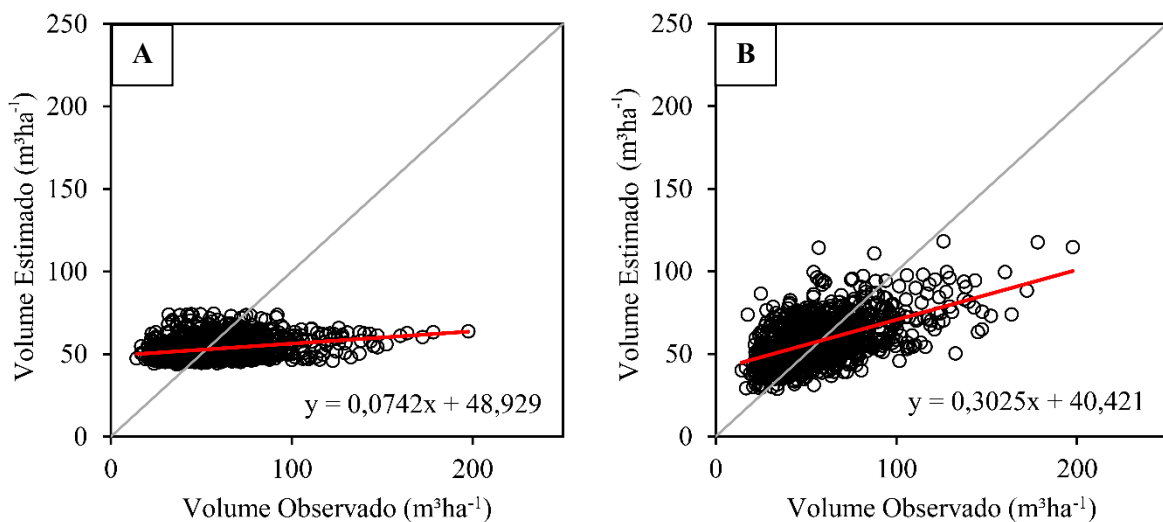


Figura 8. Gráfico de dispersão do volume estimado em função do observado na validação preditiva do mapa determinístico (A), e obtido a partir da krigagem com regressão (B), do volume de madeira em florestas da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Linha vermelha: regressão linear entre valores observados e estimados. Linha cinza: referência, em que $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$.

4. DISCUSSÃO

Este estudo analisou os fatores ambientais que exercem maior influência na variação espacial do volume de madeira na Amazônia Norte mato-grossense, a partir da proposta de um modelo de regressão para a estimativa do volume de madeira, por unidade de área, de espécies madeireiras da Amazônia Brasileira. Além disso, avaliou a estrutura espacial do volume em uma ampla extensão da Amazônia Brasileira, o que permitiu a compreensão sobre os impactos da krigagem ordinária residual na modelagem espacial do volume.

4.1. Fatores do Ambiente e Distribuição Espacial do Volume de Madeira

O estoque de madeira em florestas da Amazônia é influenciado por fatores ambientais relacionados ao clima e ao solo. Os altos valores de volume de madeira encontrados para região Noroeste e Norte, possuem correlação espacial principalmente com o maior nível de precipitação do mês mais seco (BIO10), variável com a maior significância dentre as selecionadas. Essa biovariável identifica maior disponibilidade hídrica no mês mais seco do ano, amenizando o período de estiagem em regiões com sazonalidade pluviométrica (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012). Por outro lado, a menor quantidade de chuvas nas regiões Central e Sudeste nos meses de estiagem, pode influenciar negativamente no crescimento das árvores.

A falta de chuva e, conseqüentemente, baixa disponibilidade de água no solo, podem limitar o crescimento das árvores (WAGNER et al., 2012). Em cenário em que a precipitação é recorrentemente menor que a evapotranspiração, ocorre uma diminuição gradual da umidade do solo, o que pode levar ao fechamento estomático, além de outras respostas fisiológicas (NEPSTAD et al., 2002), como por exemplo, o investimento em crescimento radicular e supressão do crescimento em altura (ABREU et al., 2022), além da abertura de copa. Com estômatos fechados, ocorre restrição na entrada de dióxido de carbono (CO₂) e de nutrientes na planta, dos quais a maior parte é absorvida junto com a água pelas raízes, reduzindo a capacidade fotossintética das plantas. É relatado que a precipitação anual está relacionada com a produtividade primária líquida da vegetação (TIAN et al., 1998), e que a menor umidade geral e maior sazonalidade climática tem impacto negativo no crescimento das plantas (ESQUIVEL-MUELBERT et al., 2017; SILVEIRA et al., 2019a; TERRA et al., 2018). Silveira et al. (2019a) avaliaram a distribuição espacial do volume de madeira em remanescentes do Cerrado *Stricto Sensu* de Minas Gerais e concluíram que a sazonalidade da precipitação, a temperatura média do trimestre mais quente e a isothermalidade foram fatores que contribuíram para o aumento do estresse ambiental. Isso resultou na limitação do crescimento das árvores, levando a baixos valores de volume de madeira devido à redução da disponibilidade de água.

Entretanto, os níveis de precipitação e a água disponível para a vegetação não podem ser unicamente correlacionados com o crescimento das plantas, uma vez que características das espécies e do solo também influenciam no conteúdo de água disponível no solo e na sua absorção pela planta. Nesse contexto, é importante considerar que o fósforo, identificado como o principal nutriente limitante para o crescimento de florestas tropicais úmidas (SOLLINS, 1998), é absorvido pelas plantas na forma de fosfato. Além disso, em latossolos amazônicos, o fósforo encontra-se associado ao carbono orgânico e aos óxidos de ferro e alumínio, que são mais abundantes em solos argilosos (LAURANCE et al., 1999). Essa interação entre a disponibilidade de água e nutrientes no solo é apresenta importância significativa no desenvolvimento da vegetação amazônica.

As áreas em que foram estimados o maior estoque de madeira, nas regiões Norte e Oeste, estão correlacionadas com solos com maior teor de argila e capacidade de troca catiônica (CTC). Laurance et al. (1999) constataram que o nitrogênio foi a variável mais importante para

o acúmulo de biomassa aérea em florestas da Amazônia Central. Seus resultados indicaram que a biomassa acima do solo aumentou em solos argilosos com maior teor de nitrogênio, matéria orgânica e bases trocáveis, enquanto diminuiu em solos arenosos com maior saturação de alumínio. Por outro lado, na região Norte de Mato Grosso, a disponibilidade limitada de água no solo, devido aos menores teores de argila, fertilidade do solo (CTC) e níveis de precipitação encontrados nas regiões Oeste e Sul, são fatores que restringiram os estoques de volume de madeira.

4.2. Krigagem com Regressão do Volume de Madeira

Os resultados demonstraram que a aplicação da modelagem híbrida, associando a análise de regressão à geoestatística, captou e inseriu o aspecto na espacialização do volume de madeira, resultando em aumento significativo na precisão e exatidão nas estimativas obtidas pelo modelo proposto.

A alta variabilidade do volume de madeira de espécies florestais madeireiras é observada em florestas das Amazônia no estado de Mato Grosso. Estudando o estoque do volume em unidades de manejo na porção Norte do bioma no estado, Lansanova et al. (2018) verificaram alta variabilidade do volume de madeira para cinco espécies florestais comerciais, com coeficiente de variação médio de 51%. A alta variação do volume comercial pode ser determinada pelos diferentes gradientes espaciais ambientais observados na Amazônia, que resultam em diferentes formações florestais no bioma (IBGE, 2012), com árvores individuais variando expressivamente em altura e diâmetro nesses remanescentes. Fatores como altura, diâmetro, forma e densidade de árvores são fontes de variação na determinação do estoque de madeira em florestas tropicais (LANSSANOVA et al., 2018; SCOLFORO et al., 2008; SILVEIRA et al., 2019a;).

As estatísticas do modelo de regressão obtido refletem a heterogeneidade na área de estudo para o volume de madeira de espécies florestais comerciais. Silveira et al. (2019a) construíram um modelo de regressão para o volume de madeira de árvores para o Cerrado Sensu Stricto (via Stepwise), o qual apresentou EMA de 34,5%, próximo ao aqui encontrado (EMA = 35,3%). Os autores verificaram que a imprecisão associada às estatísticas do modelo foi influenciada pela grande variação do volume de madeira na região. Em modelo de regressão ajustado para estimativa do estoque de carbono (C) em florestas localizadas no estado de Minas Gerais, Scolforo et al. (2015) encontraram EMA de 58,39%, também relacionado à ampla variação da variável de interesse na área.

Foi detectado o aspecto estocástico no resíduo proveniente da equação de volume, representado pela forte dependência espacial encontrada para o modelo exponencial. Desse modo, o IDE da variável indica que 85% das variações não explicadas pelo modelo de regressão foram explicadas pelo modelo geoestatístico. Silveira et al. (2019b) também observaram forte dependência espacial relacionada ao resíduo, apontando que 78% das variações não explicadas pela equação de volume de madeira, foram explicadas pelo modelo esférico. Scolforo et al. (2015), observaram que o modelo exponencial foi superior em descrever a dependência espacial dos resíduos relacionados a estimativas do estoque de C, em que 58,6% das variações não explicadas pelo modelo de regressão, apresentaram-se estruturados espacialmente. Silveira et al. (2019b) concluíram que a krigagem com regressão, associada a pré-estratificação em tipos de vegetação, incrementou notavelmente a acurácia das estimativas de biomassa arbórea em florestas do estado de Minas Gerais, em que o EMA reduziu de 82,69 para 54,73%.

5. CONCLUSÕES

Os fatores ambientais influenciam no estoque de volume das espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense. A sazonalidade climática, que leva em consideração a isotermalidade, a temperatura média do trimestre mais quente e a precipitação do mês mais seco, juntamente com as características do solo, como teor de argila, densidade aparente e capacidade de troca catiônica, são os principais fatores ambientais correlacionados e determinantes na distribuição espacial do estoque de madeira.

Foi viável desenvolver um modelo volumétrico utilizando os fatores ambientais como variáveis preditoras, e a aplicação da krigagem com regressão do resíduo resultou em um significativo aumento da precisão e exatidão das estimativas espaciais do volume de madeira de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense.

O volume de madeira de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense apresenta gradiente espacial crescente na direção Sudeste-Noroeste, com valores variando de 20,3 a 168,7 m³ha⁻¹.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, M.C. et al. Transpiration and growth responses by *Eucalyptus* species to progressive soil drying. **Journal of Forestry Research**, v. 33, p. 1529–1543, 2022. <https://doi.org/10.1007/s11676-021-01448-z>
- ALVARES, C. A. et al. Koppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013. https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507_0941-2948/2013/0507
- ANDRADE, V. H. F. et al. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 438, n. 1, p. 215-223, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.02.030>
- APG III. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG III. **Botanical Journal of the Linnean Society**, v.161, p.105-121, 2009.
- BARROS-ROSA, L. et al. Fire probability mapping and prediction from environmental data: What a comprehensive savanna-forest transition can tell us. **Forest Ecology and Management**, v. 520, 120354, 2022. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2022.120354>
- BOLAT, F. et al. Regression kriging to improve basal area and growing stock volume estimation based on remotely sensed data, terrain indices and forest inventory of black pine forests. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v. 50, p. 1-11, 2020. <https://doi.org/10.33494/nzjfs502020x49x>
- BEECH, E. et al. GlobalTreeSearch: The first complete global database of tree species and country distributions. **Journal of Sustainable Forestry**, v. 36, n. 5, p. 454-489, 2017. <https://doi.org/10.1080/10549811.2017.1310049>
- BÔAS, R. V. et al. Spatial analysis and quantification of carbon stock in the forest ecosystems in restoration process (Minas Gerais State, Brazil). **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 8, n. 13, p. 454-461, 2014.
- BRASIL. Resolução CONAMA nº 406, de 02 de fevereiro de 2009. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, n. 26, 2009. Disponível em: <https://www legisweb.com.br/legislacao/?id=111081>. Acesso em: 5 jan. 2022.
- CARDOSO, D. et al. Amazon plant diversity revealed by a taxonomically verified species list. **Biological Sciences**, v. 114, n. 40, p. 10695-10700, 2017. <https://doi.org/10.1073/pnas.1706756114>
- COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 2. ed. New York: Wiley, 1977.
- CYSNEIROS, V. C. et al. Modelos genéricos e específicos para estimativa do volume comercial em uma floresta sob concessão na Amazônia. **Scientia Forestalis**, v. 45, n. 114, p. 295-304, 2017. <https://doi.org/10.18671/scifor.v45n114.06>

- DAVIDSON, E. A. et al. The Amazon basin in transition. **Nature**, v. 481, n. 7381, p. 321-328, 2012. <https://doi.org/10.1038/nature10717>
- ESQUIVEL-MUELBERT, A. et al. Seasonal drought limits tree species across the Neotropics. **Ecography**, v. 40, n. 5, p. 618–629, 2017. <https://doi.org/10.1111/ecog.01904>
- FICK, S. E.; HIJMANS, R. J. WorldClim 2: new 1km spatial resolution climate surfaces for global land areas. **International Journal of Climatology**, v. 37, n. 12, p. 4302-4315, 2017.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2 ed. Rio de Janeiro, 2012. 271 p.
- IUSS WORKING GROUP WRB. **World Reference Base for Soil Resources 2014, update 2015 International soil classification system for naming soils and creating legends for soil maps, World Soil Resources Reports**. Roma: FAO, 2015, 203 p.
- KAZAMA, V. S. et al. Global review on forest road optimization planning: Support for sustainable forest management in Amazonia. **Forest Ecology and Management**, v. 492, n.1, p. 1-14, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2021.119159>
- LANSSANOVA, L. R. et al. Comparação entre diferentes métodos para estimativa volumétrica de espécies comerciais da Amazônia. **BIOFIX Scientific Journal**, v. 3, n. 1, p. 109-115, 2018. <https://doi.org/10.5380/biofix.v3i1.57489>
- LAURANCE, W. F. et al. Relationship between soils and Amazon forest biomass : a landscape-scale study. **Forest Ecology and Management**, v. 118, 1999.
- LEÃO, F. M. et al. How many trees are necessary to fit an accurate volume model for the Amazon forest? A site-dependent analysis. **Forest Ecology and Management**, v. 480, n. 1, p. 1-10, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118652>
- MAPBIOMAS. Coleção 7 da Série Anual de Mapas da Cobertura e Uso do Solo do Brasil. Acessado em 23 de novembro de 2022. Disponível em: <https://plataforma.brasil.mapbiomas.org/>
- MATO GROSSO. Decreto nº 1313, de 11 de março de 2022. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 11 mar. 2022. Seção 1, p. 1. Disponível em: <https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=429880>. Acesso em: 9 ago. 2023.
- MELLO et al. Multivariate models for annual rainfall erosivity in Brazil. **Geoderma**, v.202-203, p. 88-102, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2013.03.009>
- MORAIS, V. A. et al. Spatial distribution of soil carbon stocks in the Cerrado biome of Minas Gerais, Brazil. **Catena**, v. 185, n.1, p.1-11, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.catena.2019.104285>
- NEPSTAD, D. C. et al. The effects of partial throughfall exclusion on canopy processes, aboveground production, and biogeochemistry of an Amazon forest. **Journal of Geophysical Research**, v. 107, n. D20, p. 1–18, 2002. <https://doi.org/doi:10.1029/2001JD000360>

- ODEH, I. O. A. et al. Further reSults on prediction of soil properties from terrain attributes: heterotopic cokriging and regression-kriging. **Geoderma**, v. 67, n. 3-4, p. 215-226, 1995.
- ODEH, I. O. A et al. Spatial prediction of soil properties from landform attributes derived from a digital elevation model. **Geoderma**, v. 63, n. 3-4, p. 197-214, 1994.
- O'DONNELL, M. S.; IGNIZIO, D. A. Bioclimatic predictors for supporting ecological applications in the conterminous United States. **US Geological Survey Data Series**, v. 691, n. 10, p. 1-11, 2012.
- OLIVEIRA, S. R. R. S. **Modelagem do volume de espécies florestais da Amazônia: Comparação entre equações genéricas e específicas por espécie**. 2022. 80 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. Belém, 2022.
- PHILLIPS, P. D. et al. An individual-based spatially explicit simulation model for strategic forest management planning in the eastern Amazon. **Ecological Modelling**, v. 173, n. 4, p. 335-354, 2004. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2003.09.023>
- R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria. R Foundation for Statistical Computing, 2015.
- REIS, L. L. et al. Circulation of *Giardia duodenalis* in domestic and wild animals from Amazon region: A systematic review. **Acta Tropica**, v. 237, n. 1, 2023. <https://doi.org/10.1016/j.actatropica.2022.106708>
- SANTOS, H. G. et al. **O novo mapa de solos do Brasil**. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 1 ed., 2011, 67 p.
- SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. **Análise de regressão aplicada à Engenharia Florestal**. 2. ed. Santa Maria: Facos, 2009, 294 p.
- SCOLFORO, H. F. et al. Spatial interpolators for improving the mapping of carbon stock of the arboreal vegetation in Brazilian biomes of Atlantic forest and Savanna. **Forest Ecology and Management**, v. 376, n.1, p. 24-35, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2016.05.047>
- SCOLFORO, H. F. et al. Spatial distribution of aboveground carbon stock of the arboreal vegetation in Brazilian Biomes of Savanna, Atlantic Forest and Semi-arid woodland. **Plos One**, v. 10, n. 6, p. 1-20, 2015. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0128781>
- SCOLFORO, J. R. S. et al. **Inventário florestal de Minas Gerais: Cerrado, florística, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal**. Lavras: UFLA, 2008. 216 p.
- SHANLEY, P.; GAIA, R. G. Equitable ecology: Collaborative learning for local benefit in Amazonia. **Agricultural Systems**, v. 73, n. 1, p. 83-97, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0308-521X\(01\)00101-9](https://doi.org/10.1016/S0308-521X(01)00101-9)
- SILESHI, G. W. A critical review of forest biomass estimation models, common mistakes and corrective measures. **Forest Ecology and Management**, v. 1, n. 1, p. 329-237, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.06.026>

SILVA, I. C. O. et al. Equations and Form Factor By Species Increase the Precision and Accuracy for Estimating Tree Volume in the Amazon. **Floresta**, v. 52, p. 268-276, 2022. <https://doi.org/10.5380/ufv.v52i2.76559>

SILVA, V. L.; REIS, E. A.; AMARAL, G. D. Análise de Regressão Linear no Pacote R. **R**, p. 51, 2009.

SILVEIRA, E. M. O. et al. Spatial distribution of wood volume in Brazilian savannas. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 4, p. 1–12, 2019a. <https://doi.org/10.1590/0001-3765201920180666>

SILVEIRA, E. M. O. et al. Pre-stratified modelling plus residuals kriging reduces the uncertainty of aboveground biomass estimation and spatial distribution in heterogeneous savannas and forest environments. **Forest Ecology and Management**, v. 445, n. 1, p. 96-109, 2019b. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.05.016>

SOLLINS, P. Factors influencing species composition in tropical lowland rainforest: does soil matter? **Ecology**, v. 79, n. 1, p. 23–30, 1998. <https://doi.org/10.2307/176861>

TERRA, M. C. N. S. et al. Water availability drives gradients of tree diversity, structure and functional traits in the Atlantic-Cerrado-Caatinga transition, Brazil. **Journal of Plant Ecology**, v. 11, n. 6, p. 803-814, 2018. <http://dx.doi.org/10.1093/jpe/rty017>

TIAN, H. et al. Effect of interannual climate variability on carbon storage in Amazonian ecosystems. **Nature**, v. 396, n. 6712, p. 664–667, 1998. <https://doi.org/10.1038/25328>

VASQUES, G. M. et al. Soil organic carbon stock maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60- 100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021a.

VASQUES, G. M. et al. Soil organic carbon stock maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60- 100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021a.

VASQUES, G. M. et al. Soil organic carbon content maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021b.

VASQUES, G. M. et al. Soil acidity (pH) maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021c.

VASQUES, G. M. et al. Soil effective cation exchange capacity maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100- 200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021d.

VASQUES, G. M. et al. Soil clay, silt and sand content maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100- 200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021e.

VASQUES, G. M. et al. Soil available water maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021f.

VASQUES, G. M. et al. Soil bulk density maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021g.

VIBRANS, A. C. et al. Generic and specific stem volume models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Annals of Forest Science**, v. 72, n. 6, p. 865-874, 2015. <http://dx.doi.org/10.1007/s13595-015-0481-x>

WAGNER, F. et al. Water availability is the main climate driver of neotropical tree growth. **PLoS ONE**, v. 7, n. 4, p. 1-11, 2012. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0034074>

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. 1. ed. São Paulo: Oficina de textos, 2013, 215 p.

ZIMBACK, C. R. L. **Geoestatística**. Botucatu: UNESP, 1 ed., 2003, 25 p.

CAPÍTULO III

Estratificação e krigagem com regressão na estimativa espacial do volume de espécies madeireiras na Amazônia

Stratification and residual kriging in the spatial estimation timber species volume in the Amazon

RESUMO

A heterogeneidade do volume de madeira nas florestas da Amazônia Brasileira representa um desafio na modelagem e espacialização do estoque potencial em uma escala regional. Essa heterogeneidade é resultado da alta diversidade de espécies presentes em diferentes fitofisionomias, das variações edafoclimáticas e topográficas. Diante desse cenário, foram levantados os seguintes questionamentos: i) a estratificação dos dados por fitofisionomia e grupos pela análise de Cluster melhora a precisão e exatidão da modelagem de regressão volumétrica? ii) a estratificação dos dados implica em melhorias na espacialização do volume de madeira pela krigagem com regressão? iii) Quais fatores tem influência na formação do estoque de volume de madeira nas diferentes fitofisionomias da Amazônia Norte mato-grossense? Com intuito de responder essas perguntas, foram objetivos desse estudo avaliar a acurácia da modelagem de regressão associada à krigagem com regressão na estimativa do volume de madeira considerando dados estratificados por fitofisionomia e clusters, e avaliar a acurácia da modelagem de regressão associada à krigagem dos resíduos na estimativa do estoque de madeira. Os resultados obtidos revelaram que a estratificação dos dados por fitofisionomia e por grupos obtidos por análise de cluster reduz a heterogeneidade do volume de madeira de espécies madeireiras na região Norte de Mato Grosso, na Amazônia. Esse efeito de redução da heterogeneidade teve um impacto positivo na precisão e exatidão dos modelos de regressão construídos para cada estrato obtido. No entanto, foi observado que a estrutura de dependência espacial dos resíduos é influenciada pela segmentação dos dados em estratos homogêneos, o que inviabiliza melhorias expressivas nas estimativas de volume de madeira ao associar a modelagem de regressão com a krigagem dos resíduos. Assim, embora a estratificação dos dados por fitofisionomia ou análise de cluster tenha efeitos positivos na redução da heterogeneidade e na precisão dos modelos, essa abordagem não trouxe melhorias expressivas na modelagem espacial do volume de madeira de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense.

Palavras-chave: Manejo Florestal, Geoestatística, Análise de Cluster.

ABSTRACT

The heterogeneity of timber volume in Brazilian Amazon forests represents a challenge in modeling and spatializing the potential stock at a regional scale. This heterogeneity is a result of the high species diversity present in different phytophysiognomies, as well as edaphoclimatic and topographic variations. Given this scenario, the following questions were raised: i) Does stratification of data by phytophysiognomy and cluster analysis improve the precision and accuracy of volumetric regression modeling? ii) Does data stratification lead to improvements in the spatialization of timber volume through regression kriging? iii) Which factors influence the formation of timber volume stock in the different phytophysiognomies of Northern Mato Grosso, Amazon? To address these questions, the objectives of this study were to evaluate the accuracy of regression modeling associated with regression kriging in estimating timber volume considering data stratified by phytophysiognomy and clusters, and to assess the accuracy of regression modeling associated with residual kriging in estimating timber stock. The results revealed that stratifying data by phytophysiognomy and by groups obtained through cluster analysis reduces the heterogeneity of timber volume of species in Northern Mato Grosso, Amazon. This reduction in heterogeneity positively impacted the precision and accuracy of the regression models constructed for each obtained stratum. However, it was observed that the spatial dependency structure of the residuals is influenced by segmenting the data into homogeneous strata, which prevents significant improvements in timber volume estimates when associating regression modeling with residual kriging. Therefore, while stratification of data by phytophysiognomy or cluster analysis positively impacts heterogeneity reduction and model precision, this approach did not result in significant improvements in the spatial modeling of timber volume for species in Northern Mato Grosso, Amazon.

Keywords: Forest Management, Geostatistics, Cluster Analysis.

1. INTRODUÇÃO

A Amazônia abrange uma ampla variedade de fitofisionomias (IBGE, 2012), sendo extremamente diversa (CARDOSO et al., 2017) em relação à composição de espécies florestais (CARIM et al., 2015; ROCHA et al., 2017; SILVA JÚNIOR et al., 2019) e condições ambientais (FICK; HIJMANS, 2017; SANTOS et al., 2011). Os diferentes tipos de vegetação estão relacionados a uma grande variação edafoclimática (FICK; HIJMANS, 2017; SANTOS et al., 2011) e topográfica (FICK; HIJMANS, 2017) que o bioma abrange, resultando em alta variabilidade do volume de madeira (CYSNEIROS et al., 2017; LANSSANOVA et al., 2018; SILVEIRA et al., 2019a).

A Amazônia Brasileira apresenta elevado estoque comercial de madeira quando comparados aos demais biomas do país, o qual pode legalmente ser explorado a partir da elaboração de planos de manejo sustentável (BRASIL, 2009). O êxito do plano de manejo florestal sustentável está associado a utilização de ferramentas que propiciam informações confiáveis sobre o volume de madeira disponível para manejo (BARROS; SILVA JÚNIOR, 2009). Na elaboração desses planos, é necessário a utilização de modelos volumétricos ajustados para a estimativa do volume de madeira (BRASIL, 2022), fundamentais na tomada de decisão do manejo florestal. Equações volumétricas foram ajustadas a partir de dados de espécies florestais da Amazônia (BARRETO et al., 2014; COLPINI et al., 2009; CYSNEIROS et al., 2017; GIMENEZ et al., 2015; LEÃO et al., 2021), porém sua aplicabilidade é restrita a ambientes com as mesmas características florísticas e ambientais do local estudado.

Para contornar este problema, é possível construir modelos de regressão em escalas regionais considerando características ambientais. Porém, os modelos volumétricos em escalas regionais e globais ainda são escassos (VIBRANS et al., 2015), especialmente com a proposta de estimar o volume de madeira a partir de variáveis ambientais (SILVEIRA et al., 2019a). Entretanto, a heterogeneidade do volume nas florestas Amazônicas (LANSSANOVA et al., 2018) representa um desafio significativo na modelagem e espacialização do estoque de madeira em uma escala geográfica.

Uma estratégia, visando reduzir a incerteza associada a modelagem do volume, é a estratificação dos dados em grupos com características semelhantes (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997). Nesse sentido, realizar a estratificação dos dados em fitofisionomias pode viabilizar o agrupamento de dados mais homogêneos entre si. Como o volume de madeira pode variar amplamente entre as fitofisionomias por fatores como densidade da floresta, a diversidade de espécies, a idade das árvores e as condições do solo, estratificar por tipo de vegetação pode viabilizar modelos de regressão mais precisos e robustos. Isso ocorre porque os padrões e relações encontrados em cada fitofisionomia podem ser mais claros em relação aos dados por bioma.

Outra estratégia é utilizar ferramentas que podem criar estratos a partir de determinadas características. Nesse caso, a análise de cluster objetiva criar grupos com elementos homogêneos entre si, com base em várias características. Essa análise utiliza medidas de similaridade ou dissimilaridade para classificar os elementos em grupos, ajudando a capturar padrões que explicam variações entre os grupos (MINGOTTI, 2005), o que é importante para a modelagem do volume de madeira.

A disposição espacial dos grupos formados pode revelar padrões que não seriam considerados em caso de estratificação por fitofisionomias. A similaridade de indivíduos contidos em um mesmo grupo pode estar relacionada a diferentes processos ecológicos, como a dinâmica de regeneração da floresta ou mesmo pelo nível de perturbação e degradação da floresta, tipos climáticos, solo e outras variáveis. Ao considerar essas características nos grupos

formados pela análise de cluster, é possível obter informações adicionais relevantes para a modelagem do volume de madeira.

Desse modo, foram elaborados os seguintes questionamentos: i) A estratificação por fitofisionomia e/ou grupos obtidos pela análise de cluster aumenta a precisão e exatidão na modelagem de regressão volumétrica? ii) A estratificação por fitofisionomia e/ou grupos obtidos pela análise de Cluster aumenta a exatidão e precisão na modelagem volumétrica associada a krigagem com regressão? e iii) É possível identificar os fatores do ambiente influenciam no estoque de volume em fitofisionomias e/ou clusters? Visando responder essas perguntas, os objetivos deste estudo foram: i) Avaliar a precisão e exatidão de modelos de regressão na estimativa do volume de madeira, considerando a estratificação por fitofisionomia e grupos obtidos pela análise de Cluster; ii) Avaliar a precisão e exatidão da modelagem de regressão, associada a krigagem com regressão, na estimativa do volume de madeira considerando a estratificação por fitofisionomia e grupos obtidos pela análise de Cluster; iii) Para os dados estratificados, avaliar variáveis bioclimáticas, edáficas e topográfica na construção de modelos de regressão e sua relação com o volume de madeira de espécies madeireiras.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Caracterização da Área de Estudo

O estado de Mato Grosso (MT), localizado na região Centro-Oeste do Brasil, possui três biomas em seu território: Amazônia, que abrange 53,6% da área do estado (480.215 Km²), Cerrado com 39,6% (354.823 km²) e Pantanal com 6,8% (60.885 km²). Esse estudo foi realizado em área representada exclusivamente pela Amazônia localizada na região Norte de MT (Figura 1), com cerca de 331.372 km² (69% do bioma no estado).

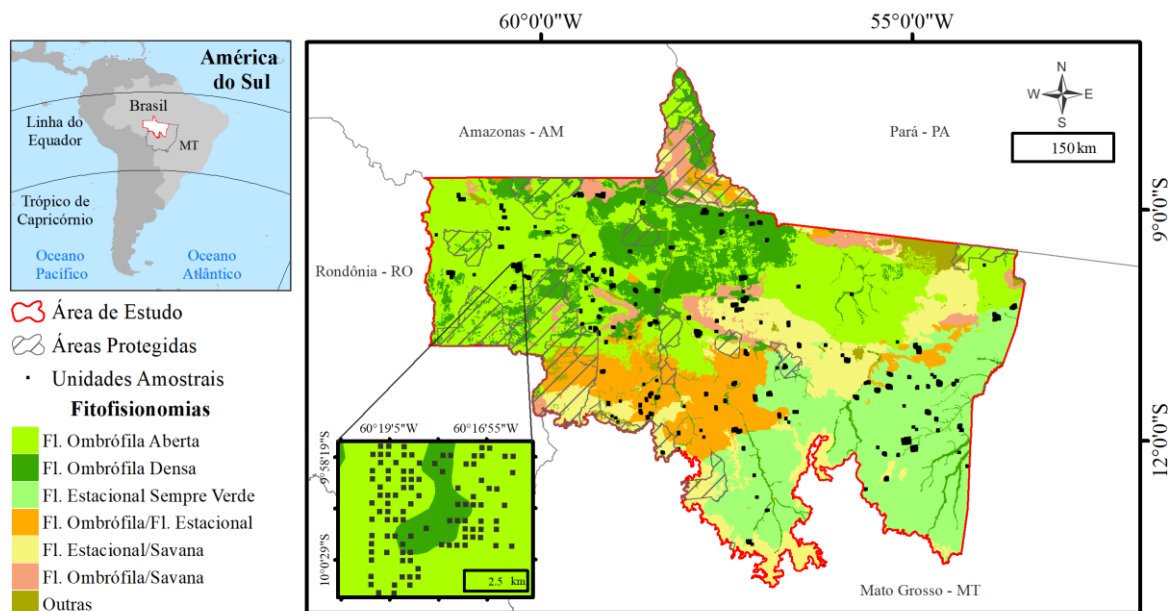


Figura 1. Localização geográfica das unidades amostrais, fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Foram avaliadas as seguintes fitofisionomias, conforme descrito por IBGE (2012): i) Floresta Ombrófila Aberta (FOA); ii) Floresta Ombrófila Densa (FOD); iii) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV); iv) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE); v) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S) e vi) Contato Floresta Ombrófila/Savana (FO/S).

A altitude, o clima (precipitação anual, sazonalidade de precipitação, temperatura média anual) (FICK; HIJMANS, 2017), e o solo da área de estudo variam em gradientes espaciais. A altitude varia de 88 a 588 m (Figura 2a), com ocorrência das menores elevações (E) na região Noroeste. A precipitação anual (PA) e a sazonalidade da precipitação (SP), variam, respectivamente, de 1.670 a 2.368 mm (Figura 2b) e de 64,0 a 86,8 % (Figura 2c), com gradientes espaciais opostos: valores inferiores na região Sudeste para PA e superiores para SP, e valores superiores nas regiões Norte-Noroeste para PA e inferiores para SP. A sazonalidade da precipitação expressa a variação percentual dos totais mensais de precipitação ao longo do ano (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012). A temperatura média anual (TMA) varia entre 23,0 e 26,9°C, com ocorrência de temperaturas mais elevadas para as regiões Norte-Nordeste (Figura 2d). As classes de solo predominantes na área de estudo são Latossolos (49%), Argissolos (31,7%), Neossolos Litólicos, Quartzarênicos e Flúvicos (13,9%), e em menor abrangência, de Gleissolos, Plintossolos, Nitossolos e Cambissolos (5,4%) (Figura 2e) (IUSS WORKING GROUP WRB, 2015; SANTOS et al., 2011). Segundo a classificação de Köppen, o clima é majoritariamente tropical de monção (Am), com uma pequena área no extremo Sul da região apresentando clima tropical com invernos secos (Aw) (Figura 2f) (ALVARES et al., 2013).

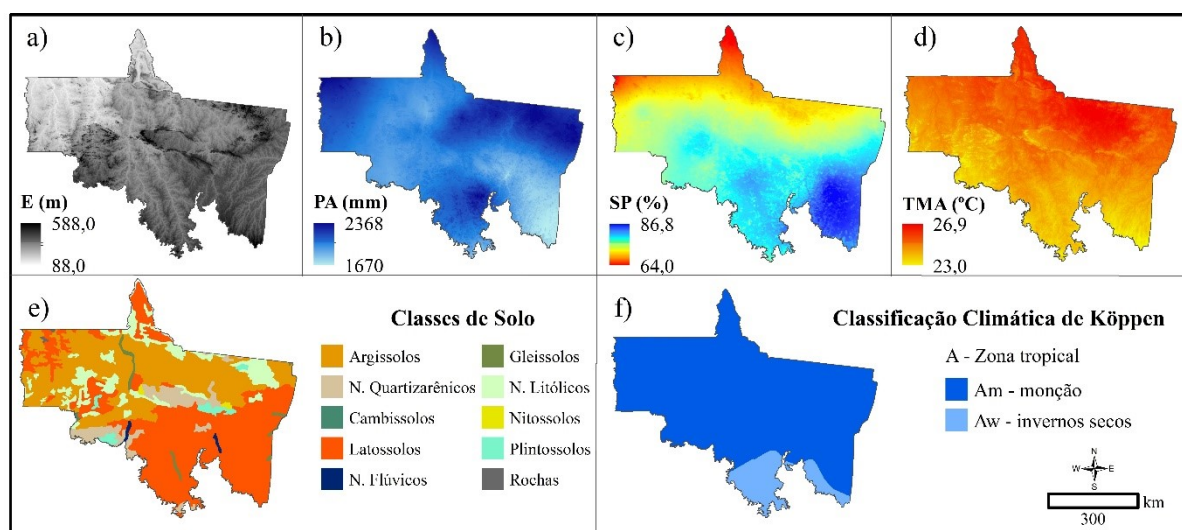


Figura 2. Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual - PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al., 2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013).

A Floresta Ombrófila Aberta, Floresta Ombrófila Densa e Floresta Estacional/Savana ocorrem em áreas de menor elevação e sazonalidade de precipitação média, em relação às outras fitofisionomias (Tabela 1). As áreas onde a vegetação foi classificada como ombrófila, ocorrem em locais de em áreas de precipitação média anual acima de 2.000 mm, associadas a uma temperatura média anual de aproximadamente 25°. Floresta Estacional Sempre-Verde ocorre em regiões de menor média na precipitação anual (PA \cong 1.890 mm) e a maior sazonalidade de precipitação (SP \cong 83%). Floresta Ombrófila/Floresta Estacional e Floresta Estacional/Savana estão localizadas em áreas que apresentam valores próximos para precipitação anual, sazonalidade de precipitação e temperatura média anual. A Floresta Ombrófila Densa e Floresta Ombrófila/Savana apresentam valores próximos para elevação, precipitação anual média e temperatura média anual.

Tabela 1. Estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias avaliadas no bioma Amazônico Norte mato-grossense, Brasil.

Vegetação	Área (km ²)	Estatísticas	E (m)	PA (mm)	SP (%)	TMA (°C)
Floresta Ombrófila Aberta	100.971	Min.	104,00	1.913,00	67,68	24,45
		Média	195,25	2.035,53	74,80	25,19
		Máx.	375,00	2.281,00	79,45	26,12
		CV%	30,99	4,99	3,91	1,42
Floresta Ombrófila Densa	51.162	Min.	153,00	1.768,00	69,37	24,24
		Média	283,46	2.022,76	74,31	25,49
		Máx.	455,00	2.186,00	86,55	26,48
		CV%	21,32	4,42	4,02	1,52
Floresta Estacional Sempre-Verde	76.642	Min.	269,00	1.744,00	77,17	24,05
		Média	356,16	1.890,41	82,57	24,89
		Máx.	430,00	2.300,00	86,67	25,85
		CV%	6,67	7,22	3,32	1,58

Tabela 1. Continuação...

Vegetação	Área (km ²)	Estatísticas	E (m)	PA (mm)	SP (%)	TMA (°C)
Floresta Ombrófila/Floresta Estacional	34.711	Min.	270,00	1.897,00	77,10	24,25
		Média	336,37	1.995,46	79,35	24,90
		Máx.	423,00	2.121,00	81,43	25,53
		CV%	10,81	2,67	1,60	1,29
Floresta Ombrófila/Savana	45.971	Min.	228,00	1.839,00	75,90	24,02
		Média	299,78	2.019,96	77,69	25,28
		Máx.	439,00	2.146,00	79,32	25,74
		CV%	13,63	3,71	1,16	1,19
Floresta Estacional/Savana	14.457	Min.	128,00	1.953,00	70,32	24,17
		Média	227,21	1.993,96	72,49	25,50
		Máx.	474,00	2.061,00	79,59	25,95
		CV%	60,87	1,50	4,39	2,48

Min. = mínimo; Máx. = máximo; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

2.2. Banco de Dados

Os dados deste estudo são provenientes da Secretaria de Estado de Meio Ambiente/Mato Grosso (SEMA/MT), referentes a áreas aprovadas e licenciadas para o manejo florestal sustentável com a finalidade de exploração de madeira. Na composição desse banco de dados, foi realizado o censo florestal das árvores, medindo-se o diâmetro à 1,30 m acima do solo (DAP) e a altura comercial (HC), correspondente à altura do fuste até o início da primeira bifurcação, das árvores com DAP ≥ 30 cm (MATO GROSSO, 2022). Além disso, foram obtidas as coordenadas geográficas de cada árvore e a identificação botânica em nível de família, gênero e espécie (APG III, 2009).

A partir do censo das árvores e com o objetivo de obter o volume de madeira por unidade de área fixa, foram distribuídas 3.722 unidades amostrais de 100 x 100 m pelo processo de amostragem sistemático desenhado (COCHRAN, 1977), com intervalo de amostragem médio (K) de 316 m e intensidade amostral de 1:10 ha.

O volume individual de madeira com casca (V_{cc} , m³) foi estimado utilizando a equação 1, ajustada por Oliveira (2022), considerando 13 espécies comerciais da Amazônia. O erro padrão da estimativa (S_{yx} %) e média do erro absoluto \bar{E}_i %, associados à equação, foram de 13,77 e 0,66%, respectivamente.

$$\ln(\hat{v}_i) = -8,59 + 1,89\ln(DAP_i) + 0,72\ln(HC_i) \quad (1)$$

Em que: ln = logaritmo neperiano; v_i = volume do fuste da i-ésima árvore, em m³; DAP_i = diâmetro a altura do peito da i-ésima árvore, em cm; HC_i = altura comercial da i-ésima árvore, em m, correspondente à altura do fuste até o início da primeira bifurcação.

2.3. Variáveis Ambientais Espaciais

Para a construção do modelo de regressão foram avaliadas variáveis bioclimáticas, edáficas, topográficas e geográficas. As variáveis bioclimáticas foram obtidas a partir de dados espaciais históricos do clima (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012), disponibilizados pelo WorldClim (FICK; HIJMANS, 2017), com resolução espacial de 1.000 m. Foram utilizadas 19 variáveis bioclimáticas (Tabela 2). As variáveis bioclimáticas são provenientes dos valores mensais de precipitação e temperatura, calculadas a fim de gerar variáveis biologicamente mais significativas. Estas variáveis representam tendências anuais (ex: temperatura média anual, precipitação anual), sazonalidade (ex: variação anual de temperatura e precipitação) e fatores

ambientais extremos ou limitantes (ex: temperatura do mês mais frio e mais quente, precipitação do mês úmido, dentre outras) (FICK; HIJMANS, 2017).

Foram avaliadas nove variáveis edáficas, obtidas em mapas disponíveis na plataforma GeoInfo (90 m de resolução espacial), desenvolvida pela Embrapa Solos. Os valores avaliados na construção do modelo foram resultados da média ponderada nas profundidades 0-5, 5-15 e 15-30 cm, exceto para ECO, resultado da soma dos valores nas profundidades 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 cm do solo.

Além dessas variáveis espaciais, também foram avaliadas as variáveis topográficas declividade, elevação (FICK; HIJMANS, 2017) e as coordenadas geográficas (latitude e longitude) associadas a cada unidade amostral.

Tabela 2. Variáveis ambientais (climáticas, edáficas, topográficas e de localização geográfica) extraídas para o ponto central de cada unidade amostral avaliada.

Variáveis	Descrição	Unidade	Fonte
BIO1	Temperatura média anual	°C	
BIO2	Amplitude diurna média anual de temperatura	°C	
BIO3	Isotermalidade	%	
BIO4	Sazonalidade de temperatura	°C	
BIO5	Temperatura máxima do mês mais quente	°C	
BIO6	Temperatura mínima do mês mais frio	°C	
BIO7	Amplitude térmica anual	°C	
BIO8	Temperatura média do trimestre mais chuvoso	°C	
BIO9	Temperatura média do trimestre mais seco	°C	
BIO10	Temperatura média do trimestre mais quente	°C	Fick; Hijmans (2017)
BIO11	Temperatura média do trimestre mais frio	°C	
BIO12	Precipitação anual	mm	
BIO13	Precipitação do mês mais chuvoso	mm	
BIO14	Precipitação do mês mais seco	mm	
BIO15	Sazonalidade de precipitação	%	
BIO16	Precipitação do trimestre mais chuvoso	mm	
BIO17	Precipitação do trimestre mais seco	mm	
BIO18	Precipitação do trimestre mais quente	mm	
BIO19	Precipitação do trimestre mais frio	mm	
ECO	Estoque de carbono orgânico	Mg.ha ⁻¹	Vasques et al. (2021a)
TCO	Teor de carbono orgânico	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021b)
pH	Acidez do solo	-	Vasques et al. (2021c)
CTC	Capacidade de troca catiônica	cmol.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021d)
TAG	Teor de argila	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
TS	Teor de silte	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
TAR	Teor de areia	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
CAD	Conteúdo de água disponível	mm.cm ⁻¹	Vasques et al. (2021f)
DA	Densidade aparente	Mg.m ⁻³	Vasques et al. (2021g)
DV	Declividade	%	
ELEV	Elevação	m	Fick; Hijmans (2017)
x	Longitude	m	
y	Latitude	m	

2.4. Estratificação dos Dados

Visando aumentar a precisão e exatidão do modelo de regressão linear e do modelo espacial corrigido pela krigagem com regressão, quatro procedimentos de estratificação dos dados foram avaliados nesse estudo. No primeiro procedimento, as unidades amostrais foram segmentadas em seis fitofisionomias na área de estudo (Figura 1), conforme a classificação

descrita em IBGE (2012): Floresta Ombrófila Aberta (FOA), Floresta Ombrófila Densa (FOD), Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV), Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE), Floresta Estacional/Savana (FE/S), Floresta Ombrófila/Savana (FO/S).

Os demais procedimentos de estratificação se basearam na análise de cluster, utilizando o método não-hierárquico conhecido como K-means (HARTIGAN; WONG, 1979). A análise de cluster é uma técnica de classificação não supervisionada usada para agrupar elementos em grupos (clusters) semelhantes, a partir da detecção automática de padrões presentes nos próprios dados (MINGOTTI, 2005). A distância Euclidiana é a mais utilizada em análises de agrupamento de variáveis ambientais (SOUZA et al., 2022), sendo um método consistente para medição de dissimilaridade entre objetos e é amplamente utilizado como base para aglomeração de elementos na análise de cluster.

K-means é uma das abordagens mais utilizadas na análise de cluster, a qual divide os dados em um número de clusters (K-clusters) de modo que elementos de um grupo sejam similares entre si e os grupos sejam os mais distantes entre eles (SOUZA et al., 2022). Os k-clusters podem ser obtidos por meio de métodos desenvolvidos para determinar o número ideal de grupos. Os três procedimentos de estratificação utilizados na determinação de k-cluster foram: a GAP Statistic (GAP), Silhouette Width (SW) e Within-Cluster Sum of Squares (WSS).

O método GAP compara a distribuição dos dados com uma distribuição aleatória de referência (TIBSHIRANI et al., 2001), a partir do cálculo da diferença entre a log-verossimilhança observada nos dados e a média esperada da log-verossimilhança sob a distribuição de referência. O número ideal de grupos é determinado quando a estatística atinge o valor máximo. O método SW é uma medida de quão bem cada unidade amostral se encaixa em seu próprio grupo em comparação com outros grupos. Da mesma forma que para GAP, o número ideal de grupos é selecionado quando o valor de SW é maximizado. O WSS é calculado a partir da soma dos quadrados das distâncias entre cada observação e o centro de seu grupo. WSS mede a coesão interna dos grupos. O número ideal de grupos é escolhido quando o WSS é minimizado, indicando que as observações dentro de cada grupo estão próximas umas das outras. Em síntese, a GAP compara a distribuição dos dados, SW mede o quão bem os dados estão agrupados e o WSS avalia a coesão interna dos grupos.

O volume de madeira (m^3ha^{-1}) e as variáveis do ambiente obtidas para cada unidade amostral (Tabela 2), foram utilizadas como variáveis de entrada na análise de cluster, realizada em ambiente R a partir do pacote FactoMineR (LE et al., 2008).

2.5. Modelagem do Volume de Madeira

Para cada estrato foi ajustado a partir do procedimento Stepwise via AIC (critério de informação de Akaike), conforme descrito por Silva et al. (2009), para selecionar variáveis ambientais que contribuíram significativamente com a estimativa do volume de madeira. Os coeficientes foram estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários. A significância dos coeficientes foi avaliada por meio do teste F e do teste t, ambos com 95% de significância.

Para a calibração do modelo, o banco de dados foi dividido aleatoriamente, em que 70% dos dados foram utilizados no ajuste do modelo (2.606 ua) e 30% na validação preditiva (1.116 ua). Para avaliar a multicolinearidade foi utilizado o fator de inflação de variação (VIF) de cada variável. Quando o VIF foi maior que cinco, o modelo foi reajustado sucessivamente, extraíndo-se em cada ocasião as variáveis redundantes (SILESHI, 2014).

A obtenção da equação mais adequada foi realizada considerando as suposições acerca dos erros da regressão linear, conforme descrito por Schneider et al. (2009). Para checar a normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, foram aplicados os testes de Shapiro-Wilk e White, respectivamente, ao nível de 95% de significância.

Para obter o mapa determinístico do volume de madeira, foram delimitados pixels com dimensões de 316 x 316 m (aproximadamente 10 ha), que corresponde a distância mínima entre

as unidades amostrais. Após extrair os valores das variáveis selecionadas para cada pixel da área de estudo, foi aplicado o modelo de regressão linear, obtendo-se então o mapa determinístico do volume de madeira (m^3ha^{-1}).

2.5.1. Estratégias na modelagem do volume

Ao todo, foram avaliadas cinco estratégias na modelagem do volume de madeira:

- i) Por fitofisionomia, em que foi aplicado o modelo de regressão construído para a Amazônia Norte mato-grossense, em cada fitofisionomia avaliada;
- ii) Por fitofisionomia, construindo um modelo de regressão pela técnica Stepwise para cada fitofisionomia avaliada;
- iii) Por cluster, utilizando o número de clusters obtidos pela estatística GAP;
- iv) Por cluster, utilizando o número de clusters obtidos pela estatística SW; e
- v) Por cluster, utilizando o número de clusters obtidos pela estatística WSS.

Para cada estratégia, após a determinação dos clusters e suas respectivas unidades amostrais, o polígono de cada cluster foi vetorizado considerando o vértice central entre as unidades amostrais fronteiriças, ou seja, aquelas que apresentavam vizinhos de grupos distintos.

2.6. Krigagem com Regressão

O volume de madeira espacializado pelo modelo determinístico nas cinco estratégias avaliadas foi corrigido a partir da análise de Krigagem com Regressão. A Krigagem com Regressão é um interpolador espacial misto, que combina um interpolador global (modelo de regressão linear ajustado com variáveis do ambiente), a um estimador geoestatístico, o qual caracteriza o processo estocástico no mapeamento da variável de interesse (MELLO et al., 2013; SCOLFARO et al., 2016).

O resíduo observado em cada unidade amostral, obtido pela subtração entre o valor observado do volume de madeira na unidade amostral e estimado pela regressão, foi avaliado quanto a sua estrutura de dependência espacial (YAMAMOTO, LANDIM, 2013). A estrutura de dependência espacial dos resíduos foi descrita e caracterizada pelo semivariograma experimental (Equação 2) (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Semivariogramas direcionais (0, 45, 90 e 135°) foram calculados para avaliação da anisotropia, os quais confirmaram o efeito isotrópico dos resíduos. A partir dos parâmetros iniciais efeito pepita (τ^2), contribuição (σ^2) e alcance (ϕ), obtidos do semivariograma experimental, foi possível avaliar os modelos esférico (Equação 3), exponencial (Equação 4) e gaussiano (Equação 5), ajustados pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

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

Em que $\gamma(h)$ = semivariância estimada entre pares de pontos; $N(h)$ = número de pares de valores medidos $z(x_i)$, $z(x_i + h)$, separados pela distância h .

$$\begin{aligned} \text{Esférico: } \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \left[1,5 \frac{h}{\phi} - 0,5 \left(\frac{h}{\phi} \right)^3 \right] \text{ para } h < \phi \\ \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \text{ para } h \geq \phi \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{Exponencial: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{\left(-\frac{h}{\phi} \right)} \right] \quad (4)$$

$$\text{Gaussiano: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{\left(-\frac{h}{\phi}\right)^2} \right] \quad (5)$$

Em que: τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; ϕ = alcance em metros.

A seleção do melhor modelo foi com base na raiz quadrada do erro médio (RQEM - Equação 6), bias/viés (B - Equação 7) e erro médio absoluto em porcentagem (EMA% - Equação 8), obtidos a partir da validação preditiva. A RQEM avalia a diferença média entre as estimativas do modelo e as observações nos pontos amostrados (SILVEIRA et al., 2019b), enquanto EMA(%) é uma medida do erro médio em porcentagem (SCOLFORO et al., 2016). O critério bias/viés (B) indica o nível de viés associado ao modelo.

Utilizando os parâmetros dos modelos ajustados, foi estimado o índice de dependência espacial (Equação 9), classificando a dependência espacial como baixa ($IDE \leq 0,25$), moderada ($0,25 < IDE \leq 0,75$) e forte ($IDE > 0,75$) (ZIMBACK, 2003).

$$\text{RQEM} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \hat{y}_i)^2}{n}} \quad (6)$$

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

$$\text{EMA}(\%) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right| \times 100 \quad (8)$$

$$\text{IDE} = \frac{\sigma^2}{(\tau^2 + \sigma^2)} \quad (9)$$

Em que: RQEM = raiz quadrada do erro médio; B = viés; EMA(%) = erro médio absoluto; IDE = índice de dependência espacial; y_i = valor observado da i -ésima unidade amostral; \hat{y}_i = valor estimado da i -ésima unidade amostral; n = número total de unidades amostrais.

A krigagem ordinária (Equação 10) foi aplicada para obter as estimativas espaciais do resíduo do modelo linear de regressão construído. As estimativas foram obtidas considerando células com dimensões de 316 x 316 m (aproximadamente 10 ha), que corresponde a distância mínima entre as unidades amostrais. Os pesos ótimos foram obtidos pela mínima variância do erro sob condição de não viés, conforme restrição imposta pela equação 11 (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (11)$$

Em que $Z(x_0)$ = estimativa no ponto não amostrado; $Z(x_i)$ = valor observado no i -ésimo ponto amostral; n = número de pontos amostrados; λ_i = peso associado aos i -ésimos pontos amostrados ($i = 1, 2, 3, \dots, n$).

Por fim, o mapa corrigido do volume de madeira em cada estratégia avaliada, foi obtido pela soma entre o mapa determinístico do volume de madeira e o mapa de resíduo da krigagem ordinária. A acurácia dos mapas do volume de madeira foi realizada com base na RQEM (Equação 6), B (Equação 7) e EMA% (Equação 8) por meio das unidades amostrais separadas para a validação preditiva. Os mapas finais foram ilustrados considerando as áreas apenas com formação florestal, obtidas em classificação de uso e cobertura da terra realizada por MAPBIOMAS (2022), referente ao ano de 2021.

Todas as análises foram realizadas em ambiente R (R CORE TEAM, 2015), e os mapas elaborados na projeção South America Albers Equal Area Conic, visando preservar as características e áreas dos polígonos em estudo (SILVEIRA et al., 2019b).

3. RESULTADOS

O número de clusters para o agrupamento das unidades amostrais variou de acordo com o método utilizado. O método GAP indicou que as unidades amostrais avaliadas na Amazônia Norte mato-grossense devem ser divididas em quatro grupos (Figura 3a), enquanto os métodos SW (Figura 3c) e WSS (Figura 3e), indicaram dois e cinco grupos, respectivamente.

Em termos espaciais, a estratificação utilizando GAP e WSS (Figura 3b e f) apresentou sobreposição para a maioria dos clusters formados. Entretanto, quando utilizado SW, a área de estudo foi dividida horizontalmente na sua latitude central, gerando um cluster ao Norte e outro ao Sul (Figura 3d).

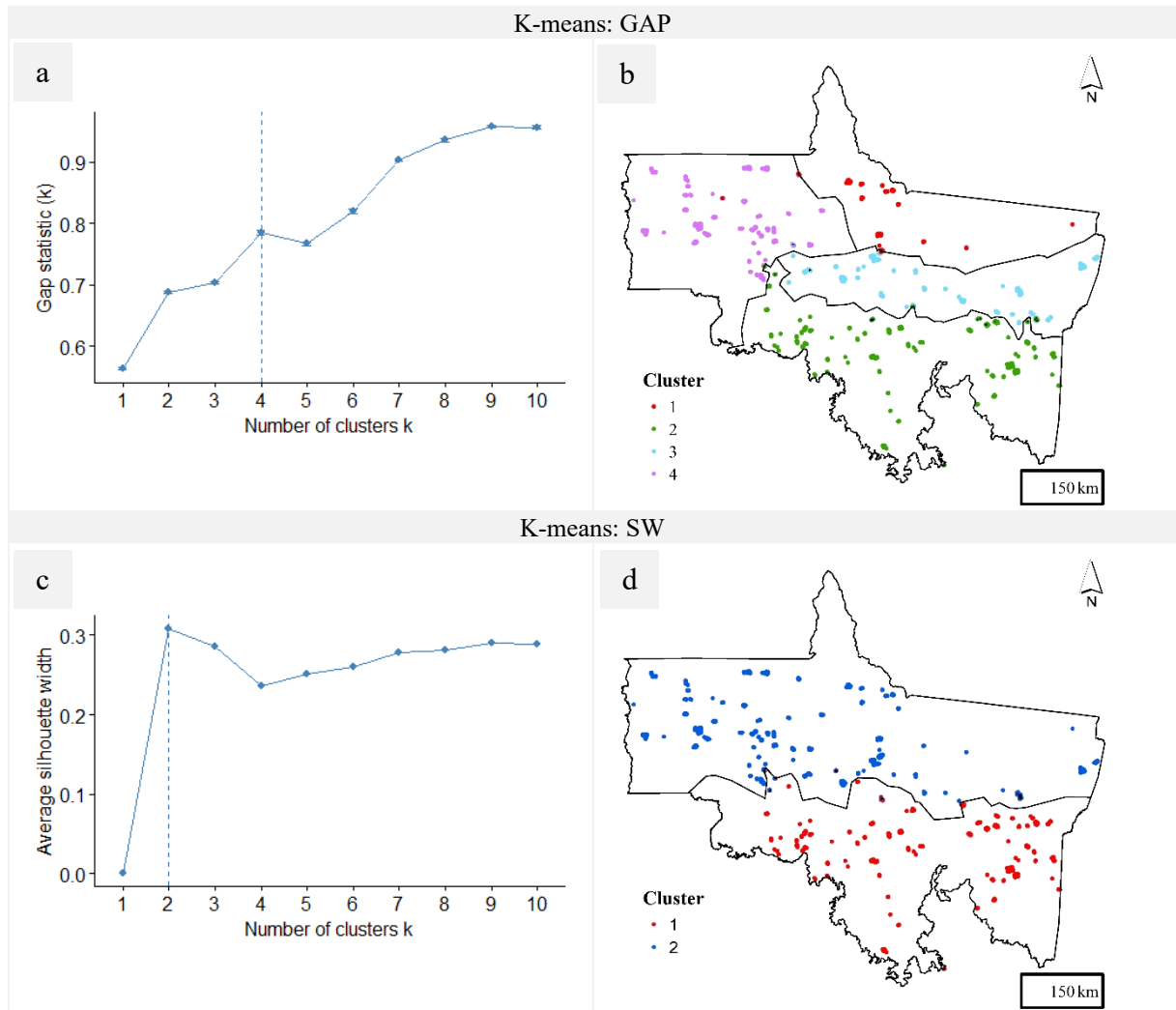


Figura 3. K-cluster ótimo (linha tracejada) para as estatísticas GAP (a), SW (c), WSS (e), e da respectiva distribuição espacial dos k-clusters ideais indicados por GAP (b), SW(d) e WSS (f), na análise de cluster via k-means para o volume de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense.

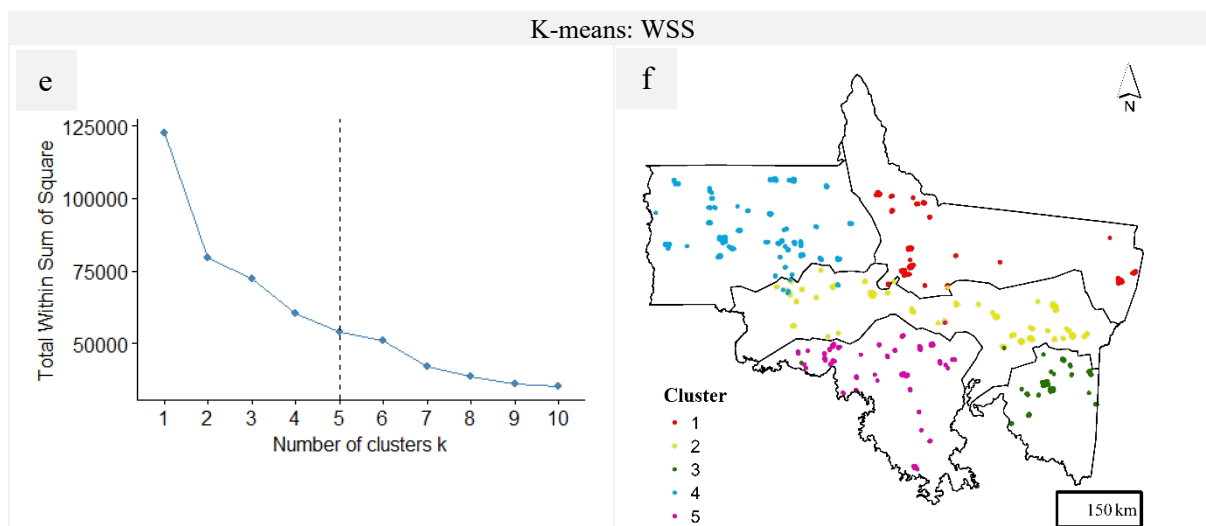


Figura 3. Continuação...

A média do volume de madeira na região da Amazônia Norte mato-grossense foi de $57,5 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$, coeficiente de variação igual a 43,59%, e amplitude de 13,39 a $274,41 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ (Tabela 3). Entre as fitofisionomias, a Floresta Ombrófila Aberta apresentou o maior volume médio de madeira ($71,48 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$), exibindo também a maior variabilidade (44,18%). Por outro lado, a Floresta Estacional Sempre-Verde e a Floresta Ombrófila/Floresta Estacional apresentaram valores mais baixos, de aproximadamente $51,51 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$, e menor variabilidade, em torno de 37% para as duas fitofisionomias. Floresta Ombrófila/Savana também apresentou valores médios baixos, de $52,57 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$, associados a 41% de variabilidade.

Dentre os clusters obtidos, os dois maiores volumes médios foram de $69,3 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ (K-means: GAP – Cluster 4) e $67,48 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ (K-means: WSS – Cluster 4), localizados ao Noroeste da área de estudo, sobrepondo-se parcialmente à FOA e FOD (Figura 3b e c, respectivamente), que são as fitofisionomias com os maiores volumes médios de madeira. O menor valor médio entre todos os clusters foi de $49,42 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$ (K-means: WSS – Cluster 5), localizado ao Sudeste e de elevada sobreposição com a FESV, a fitofisionomia com menor volume médio de madeira (Figura 3f). No caso de K-means: SW foi observado que o cluster 2, referente à região Norte, apresentou maior volume médio, de $61,76 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$, enquanto o cluster 1, referente à região Sul, apresentou volume médio 17% menor, de $52,78 \text{ m}^3\text{ha}^{-1}$.

Os quatro procedimentos de estratificação dos dados resultaram em uma redução média de 8,5% na variabilidade do volume de madeira em comparação aos dados de referência para a Amazônia Norte mato-grossense.

Tabela 3. Estatísticas descritivas do volume de madeira para espécies madeireiras da floresta Amazônica, e estratificado por fitofisionomia e clusters obtidos para as formações florestais localizadas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Vegetação/ Cluster	Banco de Dados		Volume de madeira (m^3ha^{-1})			
	Ajuste	Validação	Min.	Médio	Máx.	CV%
Amazônia Norte mato-grossense	2.606	1.116	13,39	57,54	274,41	43,59
Floresta Ombrófila Aberta	595	254	22,78	71,48	274,41	44,18
Floresta Ombrófila Densa	395	158	16,86	59,36	228,41	41,41
Floresta Estacional Sempre-Verde	991	420	13,39	51,50	145,38	37,27
Floresta Ombrófila/Floresta Estacional	291	131	14,31	51,54	133,72	37,82
Floresta Estacional/Savana	286	132	15,02	61,97	145,20	42,46
Floresta Ombrófila/Savana	48	21	16,37	52,57	132,58	40,63

Tabela 3. Continuação...

Vegetação/ Cluster	Banco de Dados		Volume de madeira (m ³ ha ⁻¹)			
	Ajuste	Validação	Min.	Médio	Máx.	CV%
K-means: GAP – Cluster 1	168	76	17,55	63,00	228,41	44,80
K-means: GAP – Cluster 2	965	404	16,37	50,98	145,38	34,11
K-means: GAP – Cluster 3	754	302	13,39	53,06	140,27	41,69
K-means: GAP – Cluster 4	718	335	15,02	69,29	274,41	44,15
K-means: SW – Cluster 1	1236	513	16,37	52,78	145,38	36,78
K-means: SW – Cluster 2	1369	604	13,39	61,76	274,41	46,22
K-means: WSS – Cluster 1	393	176	13,39	56,60	228,41	44,23
K-means: WSS – Cluster 2	800	318	14,31	55,99	176,91	44,26
K-means: WSS – Cluster 3	429	179	16,77	51,89	145,38	32,93
K-means: WSS – Cluster 4	658	299	15,02	67,48	274,41	43,94
K-means: WSS – Cluster 5	325	145	16,37	49,42	116,19	34,07

Mín. = mínimo; Máx. = máximo; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

K-means: WSS se destacou ao proporcionar a maior redução média de 11,3% na variabilidade dos dados. Esse resultado foi influenciado principalmente pelos baixos coeficientes de variação encontrados para os clusters 3 e 5 (32,9 e 34,07%, respectivamente). Entretanto, os clusters 1, 2 e 4 dessa estratégia apresentaram um incremento médio de 1,3% na variabilidade em relação à média geral. Porém, a estratificação do volume por fitofisionomia demonstrou ser a estratégia mais consistente na homogeneização dos dados, com uma redução média de 7,7% na variabilidade considerando todas as fitofisionomias, exceto para FOA, que apresentou aumento de 1,3%.

O cluster 2, da estratégia K-means: GAP, apresentou a terceira maior redução na variabilidade dos dados, alcançando 34%. Ainda para essa estratégia, foi observada uma redução de 4,6% para o cluster 3, ao contrário dos clusters 1 e 4, que apresentaram um aumento de 2,7% e 1,2%, respectivamente. No caso da estratégia K-means:SW, houve uma redução expressiva da variabilidade do volume para o cluster 1, mas também foi observado o maior aumento na variação dos dados em relação à referência, cerca de 5,6%, para o cluster 2.

Foram ajustados 23 modelos de regressão com base em fatores do ambiente (Apêndice A, Tabela 1), e as estatísticas de ajuste e de validação preditiva são apresentadas na Tabela 4.

Tabela 4. Estratégias (E) avaliadas e respectivas estatísticas de ajuste e validação preditiva de modelos volumétricos construídos por fitofisionomia e clusters obtidos para Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

E	Vegetação /Cluster	Variáveis do Modelo	Ajuste							Validação		
			SW (valor-p)	W	R ² _{aj}	F _{tab}	F _{calc}	Syx (m ³ ha ⁻¹)	Syx%	RQEM (m ³ ha ⁻¹)	EMA%	B
R	Amazônia	lnv = -BIO3 - BIO10 + BIO14 + CTC + TAG + DA	0,80	0,07	0,08	2,10	39,97	23,82	41,43	23,67	32,16	-4,03
	FOA	lnv = -BIO3 ^{ns} - BIO10 - BIO14 ^{ns} + CTC ^{ns} + TAG + DA ^{ns}	0,01	0,52	0,03	2,11	4,42	32,32	44,92	29,15	32,64	-3,91
	FOD	lnv = BIO3 ^{ns} + BIO10 ^{ns} + BIO14 - CTC ^{ns} - TAG ^{ns} - DA ^{ns}	0,85	0,70	0,01	2,12	1,99	25,68	43,29	22,68	30,70	-4,39
1	FESV	lnv = -BIO3 ^{ns} - BIO10 ^{ns} - BIO14 - CTC ^{ns} + TAG ^{ns} + DA	0,06	0,70	0,07	2,11	13,36	19,14	37,09	18,28	29,47	-2,64
	FO/FE	lnv = -BIO3 ^{ns} - BIO10 + BIO14 ^{ns} - CTC + TAG ^{ns} - DA ^{ns}	0,97	0,39	0,11	2,13	6,93	17,29	34,00	22,66	33,33	-5,23
	FE/S	lnv = -BIO3 ^{ns} + BIO10 ^{ns} - BIO14 ^{ns} + CTC - TAG - DA	0,63	0,36	0,12	2,13	7,69	20,67	38,52	20,37	34,34	1,64
	FO/S	lnv = -BIO3 ^{ns} -BIO10 ^{ns} + BIO14 ^{ns} + CTC ^{ns} + TAG ^{ns} + DA ^{ns}	0,45	0,21	-0,05	2,33	0,65	26,05	44,20	35,68	40,61	-12,7
	FOA	lnv = -BIO3 + BIO4 + TAG - x	0,01	0,28	0,06	2,11	9,83	32,07	44,58	28,77	31,51	-4,14
	FOD	lnv = - BIO4 + BIO14 - TS - TAG	0,98	0,87	0,07	2,12	7,93	25,09	42,29	23,34	31,18	-4,18
2	FESV	lnv = BIO7+ ECO + pH - ELEV - x	0,00	0,00	0,05	2,11	11,84	19,24	37,27	18,76	30,33	-2,43
	FO/FE	lnv = - BIO2 - BIO8 - CTC	0,97	0,22	0,13	2,13	14,91	17,21	33,83	22,57	34,00	-5,24
	FE/S	lnv = BIO16 + ECO + ELEV + x	0,29	0,85	0,24	2,13	22,89	19,38	36,12	19,78	33,41	1,34
	FO/S	lnv = -TS ^{ns}	0,34	0,64	0,04	4,08	2,73	24,98	42,37	32,65	34,04	-15,85
	Cluster 1	lnv = TAG ^{ns} - TS ^{ns}	0,89	0,44	0,02	3,05	2,52	30,63	47,96	23,55	34,66	-3,59
3	Cluster 2	lnv = - BIO2 - BIO3 + BIO18 - BIO19	0,01	0,00	0,06	2,38	15,11	17,38	33,80	16,67	27,60	-1,28
	Cluster 3	lnv = BIO3 - BIO10 - pH + CTC - TAG	0,66	0,72	0,13	2,23	24,23	21,52	40,65	21,30	32,67	-4,69
	Cluster 4	lnv = BIO18 - ECO + pH + CTC	0,39	0,61	0,06	2,38	13,3	31,02	44,10	28,55	33,10	-1,95
4	Cluster 1	lnv = - BIO2 - BIO3 + BIO18	0,03	0,68	0,05	2,61	23,62	19,30	36,41	18,94	29,62	-2,21
	Cluster 2	lnv = BIO3 - BIO11 + BIO14 + BIO19 + TS - pH + CTC	0,32	0,72	0,16	2,02	36,99	28,06	45,06	25,63	32,91	-2,85
	Cluster 1	lnv = - BIO7 - CTC	0,36	0,01	0,20	3,02	50,43	24,98	43,79	37,19	38,49	-4,32
	Cluster 2	lnv = - BIO3 - BIO8 + BIO14 + BIO18 + CTC - TS	0,17	0,16	0,18	2,11	29,73	22,75	40,69	22,62	32,50	-2,99
5	Cluster 3	lnv = - BIO2 + BIO18 + x	0,01	0,08	0,09	2,63	14,32	16,15	31,15	17,35	25,32	-2,82
	Cluster 4	lnv = CTC - TCO	0,25	0,23	0,04	3,01	15,49	30,42	44,46	27,79	32,73	-1,83
	Cluster 5	lnv = - BIO2 - pH	0,08	0,79	0,14	3,02	26,73	16,79	33,37	15,15	28,95	0,30

E: Estratégias; R: Modelo de referência; SW: valor-p do teste de Shapiro-Wilk; W: valor-p do teste de White; R²_{aj}: Coeficiente de determinação ajustado; F_{tab} e F_{calc}: estatística tabelada e calculada de Fisher (5% de probabilidade); Syx%: erro padrão da estimativa em porcentagem; RQEM: Raiz quadrada do erro médio; EMA%: Erro médio absoluto em porcentagem; B: viés; FOA: Floresta Ombrófila Aberta; FOD: Floresta Ombrófila Densa; FESV: Floresta Estacional Sempre-Verde; FO/FE: Floresta Ombrófila/Floresta Estacional; FE/S: Floresta Estacional/Savana; FO/S: Floresta Ombrófila/Savana; BIO2 = Amplitude diurna média anual de temperatura; BIO3 = isothermalidade; BIO4 = Sazonalidade de temperatura; BIO7 = Amplitude térmica anual; BIO8 = Temperatura média do trimestre mais chuvoso; BIO10 = Temperatura média do trimestre mais quente; BIO11 = Temperatura média do trimestre mais frio; BIO14 = Precipitação do mês mais seco; BIO16 = Precipitação do trimestre mais chuvoso; BIO18 = Precipitação do trimestre mais quente; BIO19 = Precipitação do trimestre mais frio; CTC = capacidade de troca catiônica; TAG = teor de argila; DA = densidade aparente; TS = teor de silte; pH = acidez do solo; ECO = estoque de carbono orgânico; TCO = teor de carbono orgânico; x = longitude; ELEV = Elevação. A simbologia “ns” denota variáveis não significativas pelo teste “t” ao nível de 5% de probabilidade.

Em quatro equações obtidas, verificou-se que a regressão ajustada não foi significativa pelo teste F. Esse resultado foi observado nas Estratégias 1 (FOD e FO/S), Estratégia 2 (FO/S) e Estratégia 3 (Cluster 1). Para a Estratégia 1, que consistiu na avaliação do ajuste do modelo completo em cada fitofisionomia, foi observado que aproximadamente 70% das variáveis independentes não foram significativas (valor-p > 0,05). Nos modelos construídos para FO/S da Estratégia 2 e K-means: GAP – Cluster 1 da Estratégia 3, foi observado que todas as variáveis independentes selecionadas não foram significativas (valor-p > 0,05).

A normalidade e a homocedasticidade dos resíduos foram observadas para a maior parte dos ajustes realizados. Entretanto, para FESV da Estratégia 2 e Cluster 2 da Estratégia 2, os modelos construídos não atenderam os pressupostos associados a regressão linear, observado pela falta de homogeneidade da variância (W: valor-p < 0,05) e normalidade dos resíduos (SW: valor-p < 0,05). Para FOA das Estratégias 1 e 2, Cluster 1 da Estratégia 4 e Cluster 3 da Estratégia 5, foi observada homocedasticidade (W: valor-p ≥ 0,05), mas rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos (SW: valor-p < 0,05). Por outro lado, os resíduos do modelo relacionado ao Cluster 1 da Estratégia 5, seguiram distribuição normal, porém com variância heterocedástica.

A estratificação do volume por fitofisionomia e grupos obtidos pela análise de clusters contribuiu para aumentar a acurácia dos modelos de regressão, com maior destaque para a Estratégia 5. Em relação as estatísticas de ajuste, observou-se que o coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}) considerando todos os modelos ajustados foi de 0,087, representando um aumento médio de 5,2% em relação ao R^2_{aj} de referência, igual a 0,082. Essa melhoria pode ser atribuída aos valores médios encontrados para Estratégia 5 ($R^2_{aj} = 0,129$; aumento de 56,0%), Estratégia 4 ($R^2_{aj} = 0,095$; aumento de 25,8%) e Estratégia 2 ($R^2_{aj} = 0,129$; aumento de 15,2%). No entanto, os valores de R^2_{aj} para a Estratégia 1 e Estratégia 3 influenciaram negativamente na média da variação percentual geral, apresentando uma redução média de 38,6% e 17,9% em relação ao R^2_{aj} para o modelo de referência, respectivamente.

O erro padrão da estimativa (Syx) médio para todas as estratégias avaliadas foi de 23,40 m^3ha^{-1} , indicando uma redução geral de 1,8% em relação ao Syx de referência, que foi de 23,82 m^3ha^{-1} . A Estratégia 5 apresentou a maior redução média do erro padrão da estimativa (Syx = 22,22 m^3ha^{-1} ; redução de 6,7%), seguida pela Estratégia 2 (Syx = 22,99 m^3ha^{-1} , redução de 3,5%). As Estratégias 1 e 4 apresentaram Syx médio de 23,53 m^3ha^{-1} e 23,68 m^3ha^{-1} , respectivamente, representando uma redução de 1,2 e 0,6% em relação ao Syx de referência. A Estratégia 3 foi a única que apresentou aumento médio no erro padrão da estimativa, com um aumento de 5,5% (25,14 m^3ha^{-1}).

Ao analisar as estatísticas obtidas a partir da validação preditiva dos modelos, a raiz quadrada do erro médio (RQEM) demonstrou um aumento médio de 0,9% em relação ao modelo geral de referência. As Estratégias 3 e 4 foram as únicas a apresentar redução em relação ao RQEM obtido para o modelo de referência (23,67 m^3ha^{-1}), com reduções de 4,9 (22,52 m^3ha^{-1}) e 5,9% (22,29 m^3ha^{-1}), respectivamente. A Estratégia 5 apresentou um aumento de 1,5% (24,02 m^3ha^{-1}), enquanto para as Estratégias 1 e 2 o aumento foi mais expressivo, de 2,7 (24,80 m^3ha^{-1}) e 4,8% (24,80 m^3ha^{-1}), respectivamente. Considerando o erro médio absoluto em porcentagem (EMA%), foi observado um aumento de 0,59% em relação ao de referência (32,16%). Dentre as estratégias, foi observado uma redução média para a Estratégia 3 (EMA% = 32,01%), Estratégia 4 (EMA% = 31,26%) e Estratégia 5 (EMA% = 31,6%), de 0,5%, 2,8% e 1,8%, respectivamente. Em relação ao viés (B), foi observada uma tendência em subestimativa do volume de madeira em todos os modelos ajustados, com valor médio geral de -3,74, reduzindo moderadamente a tendência observada pelo modelo de referência (B = -4,03). A Estratégia 5 apresentou a maior redução dessa tendência, apresentando o valor médio mais próximo de 0 (B = -2,33). A Estratégia 2 apresentou um aumento na tendência de subestimativa do volume (B = -5,08), seguida pela Estratégia 1 (B = -4,54).

Avaliando os modelos construídos para as fitofisionomias (Estratégia 2) e grupos formados pela análise de cluster (Estratégias 3, 4, 5), foi possível observar que variáveis edafoclimáticas, geográfica e topográfica foram significativas na estimativa do volume (Figura 4).

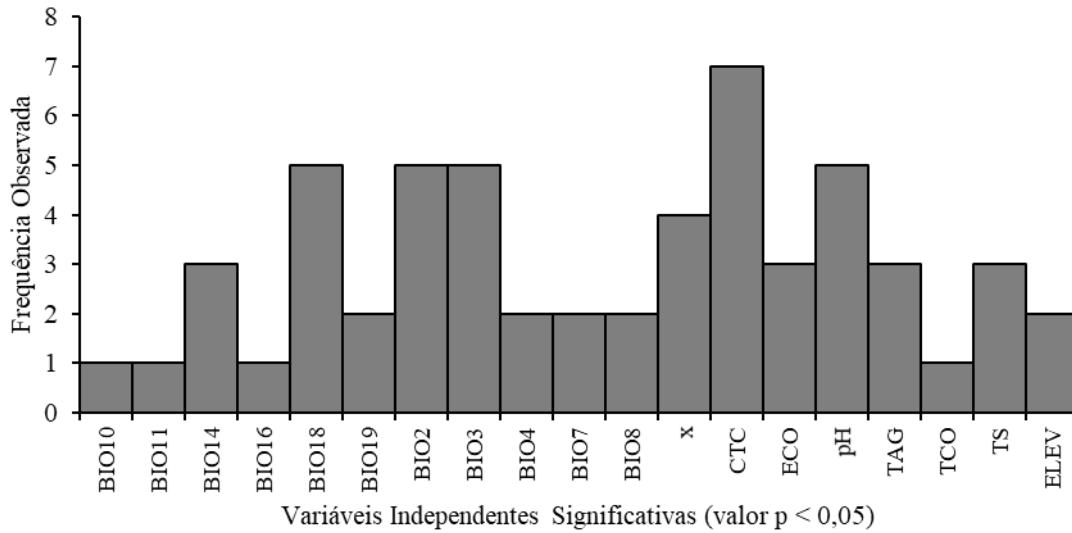


Figura 4. Frequência observada de variáveis significativas independentes selecionadas pelo método Stepwise em modelos de regressão de volume de madeira para diferentes estratégias de estratificação dos dados.

Das 19 variáveis bioclimáticas avaliadas, 11 foram significativas em pelo menos uma das estratégias analisadas. No caso das variáveis edáficas, seis das nove variáveis avaliadas foram significativas nas estratégias de estratificação utilizadas. A capacidade de troca catiônica (CTC) foi a variável independente mais frequente, demonstrando significância em sete modelos de regressão obtidos. A variação diurna média da temperatura (BIO 2), isothermalidade (BIO 3), precipitação do trimestre mais quente (BIO18), e pH foram também as mais recorrentes, escolhidas em cinco modelos para explicar as variações do volume de madeira nos estratos avaliados. Além das variáveis edafoclimáticas, a longitude (x) e elevação (ELEV) foram selecionadas quatro e duas vezes, respectivamente, para a modelagem de regressão do volume.

O estudo semivariográfico revelou que os resíduos apresentaram estrutura de dependência espacial para todos os modelos de semivariância ajustados (Tabela 5).

Tabela 5. Modelos teóricos de semivariância, parâmetros e dependência espacial do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear ajustado para estimativas do volume de madeira de espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

E	Vegetação/Cluster	Modelo	τ^2	σ^2	ϕ (m)	IDE%	DE	
R	Amazônia Norte MT	Exponencial	80,54	447,69	3.026,90	84,75	Forte	
	FOA	Exponencial	498,25	48,88	5.599,61	8,93	Fraca	
	FOD	Esférico	337,08	93,27	82.117,20	21,67	Fraca	
	1	FESV	Exponencial	108,75	220,12	4.393,58	66,93	Moderada
		FO/FE	Esférico	195,76	52,24	12.491,32	21,06	Fraca
		FE/S	Exponencial	252,36	114,00	21.035,00	31,12	Moderada
		FO/S	Gaussiano	271,54	6,72	5.243,35	2,42	Fraca
2	FOA	Esférico	511,30	62,32	21.572,62	10,86	Fraca	
	FOD	Exponencial	391,18	18,72	11.463,86	4,57	Fraca	
	FESV	Exponencial	190,48	140,10	8.305,00	42,38	Moderada	
	FO/FE	Exponencial	196,61	25,39	3.829,15	11,44	Fraca	

Tabela 5. Continuação...

E	Vegetação/Cluster	Modelo	τ^2	σ^2	ϕ (m)	IDE%	DE
2	FE/S	Exponencial	252,65	46,81	12.069,83	15,63	Fraca
	FO/S	Esférico	257,12	39,55	3.879,24	13,33	Fraca
3	GAP: Cluster 1	Exponencial	516,21	84,87	38.000,16	14,12	Fraca
	GAP: Cluster 2	Exponencial	175,41	99,70	3.147,30	36,24	Moderada
	GAP: Cluster 3	Exponencial	207,31	149,98	7.413,33	41,98	Moderada
	GAP: Cluster 4	Esférico	471,43	74,79	22.078,12	13,69	Fraca
4	SW: Cluster 1	Exponencial	246,59	58,29	11.009,14	19,12	Fraca
	SW: Cluster 2	Esférico	351,20	138,25	48.091,03	28,25	Moderada
5	WSS: Cluster 1	Exponencial	345,73	189,13	102.294,90	35,36	Moderada
	WSS: Cluster 2	Exponencial	245,87	123,79	8.661,91	33,49	Moderada
	WSS: Cluster 3	Exponencial	221,65	37,29	6.012,09	14,40	Fraca
	WSS: Cluster 4	Exponencial	324,04	188,08	2.576,97	36,73	Moderada
	WSS: Cluster 5	Exponencial	218,31	18,73	3.440,50	7,90	Fraca

τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; ϕ (m) = alcance em metros; IDE = índice de dependência espacial; DE = dependência espacial.

No entanto, é importante destacar que a estratificação dos dados em fitofisionomia e grupos formados pela análise de cluster influenciou a estrutura de dependência espacial relacionada ao resíduo do volume de madeira. A média do índice de dependência espacial (IDE%) do resíduo, considerando as cinco estratégias, foi de aproximadamente 23% (DE = Fraca). Isso representa uma redução de cerca de 73% em relação ao modelo de semivariância ajustado para a Amazônia Norte mato-grossense, que foi de 84,75% (DE = Forte). A Estratégia 2 apresentou a menor dependência espacial média (IDE = 16,37%; DE = Fraca), seguida pela Estratégia 4 (IDE = 23,7%; DE = Fraca). Por outro lado, as maiores médias foram observadas para as Estratégias 3 (IDE = 26,5%), 5 (IDE% = 25,6%) e 1 (IDE% = 25,4), todas com moderada dependência espacial do resíduo. É importante destacar que os valores de dependência espacial estão próximos ao limite entre as classes “Fraca” e “Moderada”, indicando baixa autocorrelação espacial do resíduo nessas estratégias.

A estratificação por fitofisionomia e grupos obtidos pela análise de cluster resultou em uma redução na exatidão e precisão da modelagem volumétrica associada a krigagem com regressão para a Amazônia Norte mato-grossense (Tabela 6).

Tabela 6. Comparação entre estatísticas de ajuste obtidas para a krigagem com regressão realizada a partir dos dados não estratificados (modelo geral), e por meio de dados estratificados, em cinco estratégias de modelagem do volume de madeira na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

E	Fitofisionomia /Cluster	Krigagem com Regressão Não Estratificada						Krigagem com Regressão Estratificada					
		β_0	β_1	R ²	RQEM	EMA%	B	β_0	β_1	R ²	RQEM	EMA%	B
1	FOA	51,95	0,27	0,20	27,14	33,80	0,86	60,54	0,12	0,16	27,58	32,53	-1,35
	FOD	48,41	0,14	0,05	23,68	32,66	-2,49	49,68	0,10	0,06	22,08	29,56	-4,07
	FESV	32,63	0,37	0,31	15,62	26,43	0,40	36,41	0,29	0,27	16,03	26,56	-0,20
	FO/FE	41,04	0,17	0,14	21,12	33,11	-2,88	42,17	0,13	0,17	20,97	32,54	-3,80
	FE/S	36,80	0,35	0,21	18,72	33,08	4,01	40,65	0,26	0,14	19,46	33,54	3,12
	FO/S	43,29	0,35	0,34	22,56	31,35	-1,67	58,57	-0,06	-0,04	35,60	40,76	-15,05
2	FOA	51,95	0,27	0,20	27,14	33,80	0,86	58,65	0,14	0,17	27,48	31,99	-1,73
	FOD	48,41	0,14	0,05	23,68	32,66	-2,49	51,55	0,08	0,03	22,58	30,59	-3,15
	FESV	32,63	0,37	0,31	15,62	26,43	0,40	38,27	0,26	0,26	16,13	27,71	0,40
	FO/FE	41,04	0,17	0,14	21,12	33,11	-2,88	43,18	0,12	0,15	21,16	33,72	-3,63
	FE/S	36,80	0,35	0,21	18,72	33,08	4,01	40,60	0,25	0,13	19,49	34,40	2,57
	FO/S	43,29	0,35	0,34	22,56	31,35	-1,67	52,23	0,00	-0,06	33,64	36,49	-17,03
3	GAP1	42,52	0,32	0,28	19,55	28,17	1,17	59,93	0,02	-0,01	23,55	36,76	0,24
	GAP2	29,96	0,40	0,47	12,46	20,48	0,12	43,14	0,15	0,12	15,91	27,80	0,50
	GAP3	22,88	0,57	0,59	13,73	20,82	0,12	36,58	0,27	0,27	18,60	28,81	-2,41
	GAP4	38,80	0,45	0,48	20,81	23,56	1,61	57,10	0,17	0,15	26,50	32,26	1,55
4	SW1	26,88	0,48	0,55	13,02	20,48	-0,10	42,98	0,17	0,17	17,38	28,81	-0,46
	SW2	31,32	0,50	0,51	18,51	23,33	1,26	46,65	0,24	0,21	23,66	32,22	0,79
5	WSS1	28,98	0,51	0,47	16,24	24,07	1,74	42,96	0,21	0,18	20,01	31,58	-1,08
	WSS2	25,69	0,55	0,55	16,13	21,71	0,19	36,83	0,32	0,29	20,15	29,01	-1,58
	WSS3	32,60	0,36	0,45	13,66	20,61	-0,73	43,70	0,14	0,16	16,74	25,70	-1,28
	WSS4	36,80	0,46	0,52	19,49	22,81	1,35	56,12	0,16	0,13	26,04	32,37	1,14
	WSS5	27,95	0,42	0,44	10,95	20,31	0,50	45,43	0,10	0,04	15,06	31,15	2,61

Em que: “E” = estratégias avaliadas; β_0 , β_1 , R² = intercepto, inclinação e coeficiente de determinação, respectivamente, do modelo de regressão simples entre o volume estimado e observado; RQEM = raiz quadrada do erro médio (m³ha⁻¹); EMA% = erro médio absoluto em porcentagem; B = bias/viés.

Os modelos de krigagem com regressão estratificados apresentaram redução na exatidão da estimativa do volume, quando considerada a inclinação de referência ($\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$), para a regressão linear ajustada entre os valores estimados e os observados. A média geral de β_0 aumentou, afastando-se de 0 (β_0 médio aumentou de 37,07 para 47,13), enquanto β_1 diminuiu, afastando-se de 1 (β_1 médio reduziu de 0,36 para 0,16). Esse resultado também foi observado para a precisão dos modelos, com aumento nas médias de RQEM (de 18,79 para 21,99 m³ha⁻¹) e EMA% (de 27,27 para 31,60%), e diminuição para R² (de 0,34 para 0,14). Além disso, a redução no desempenho dos modelos associados à krigagem com regressão também foi constatada pelo aumento médio do viés associado as estimativas (B médio de 0,16 para -1,91).

A exatidão na estimativa do volume teve uma redução mais significativa nas estratégias que avaliaram a utilização de clusters na estratificação. Considerando apenas as Estratégias 1 e 2 (por fitofisionomia), o aumento médio de β_0 foi menor em relação ao modelo não-estratificado, cerca de 13% de acréscimo. No entanto, para as Estratégias 3, 4 e 5 (clusters), o aumento médio em β_0 foi bem mais acentuado, atingindo aproximadamente 50% em relação ao modelo não estratificado. Para β_1 , a maior redução média em relação ao modelo não estratificado também foi observada para as Estratégias baseadas em Clusters, em cerca de 63%, enquanto para as baseadas por fitofisionomia, foi de aproximadamente 46%.

Essas tendências também foram encontradas na precisão da estimativa do volume. Em comparação com os dados não estratificados, a krigagem com regressão estratificada por fitofisionomia apresentou uma redução média de aproximadamente 28% no coeficiente de determinação (R²). Entretanto, nas estratégias de estratificação a partir de clusters, essa redução média foi mais acentuada, alcançando cerca de 69%. Quanto ao aumento médio para RQEM e EMA%, a estratificação por fitofisionomia apresentou aumento de 9 e 3%, respectivamente, enquanto os clusters apresentaram um aumento ainda mais pronunciado, de 30% para RQEM e 36% para EMA%.

Os mapas obtidos para Estratégia 1 (Figura 5), Estratégia 2 (Figura 6) e Estratégias 3, 4 e 5 (Figura 7) demonstram que o gradiente espacial apresentado pelo volume de madeira reduziu no sentido Noroeste-Sudeste, o mesmo gradiente espacial observado para o modelo de krigagem com regressão não estratificado. Em geral, a região Noroeste apresentou o maior estoque do volume de madeira, como pode ser observado para as fitofisionomias Floresta Ombrófila Aberta e Floresta Ombrófila Densa e para os Clusters 4 e 2, independente da estratégia avaliada. As áreas de menor valor foram observadas nas regiões Sul e Leste da área de estudo.

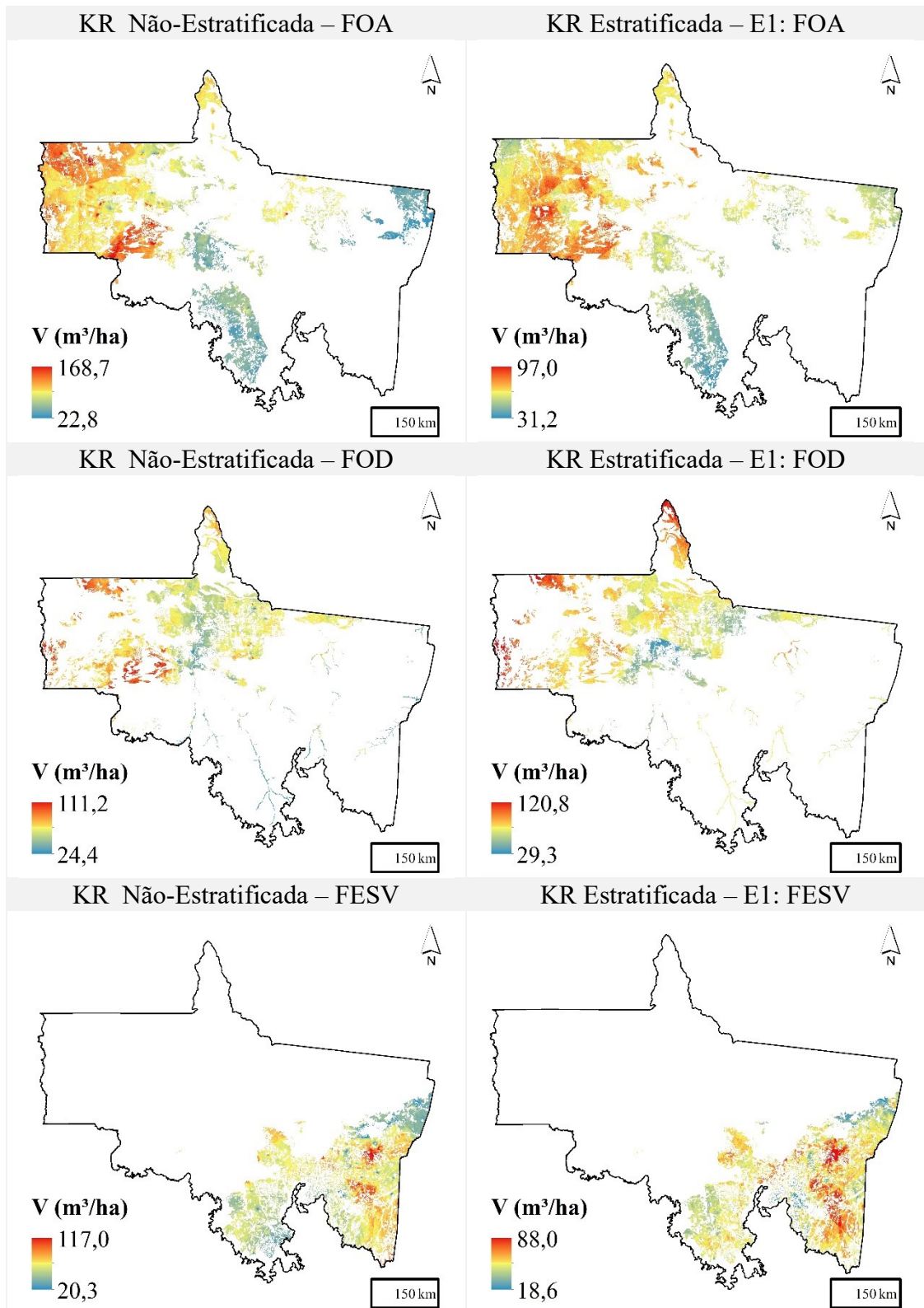


Figura 5. Estratégia 1 - Espacialização do volume de madeira corrigido pela krigagem com regressão para os dados totais e estratificados por fitofisionomia.

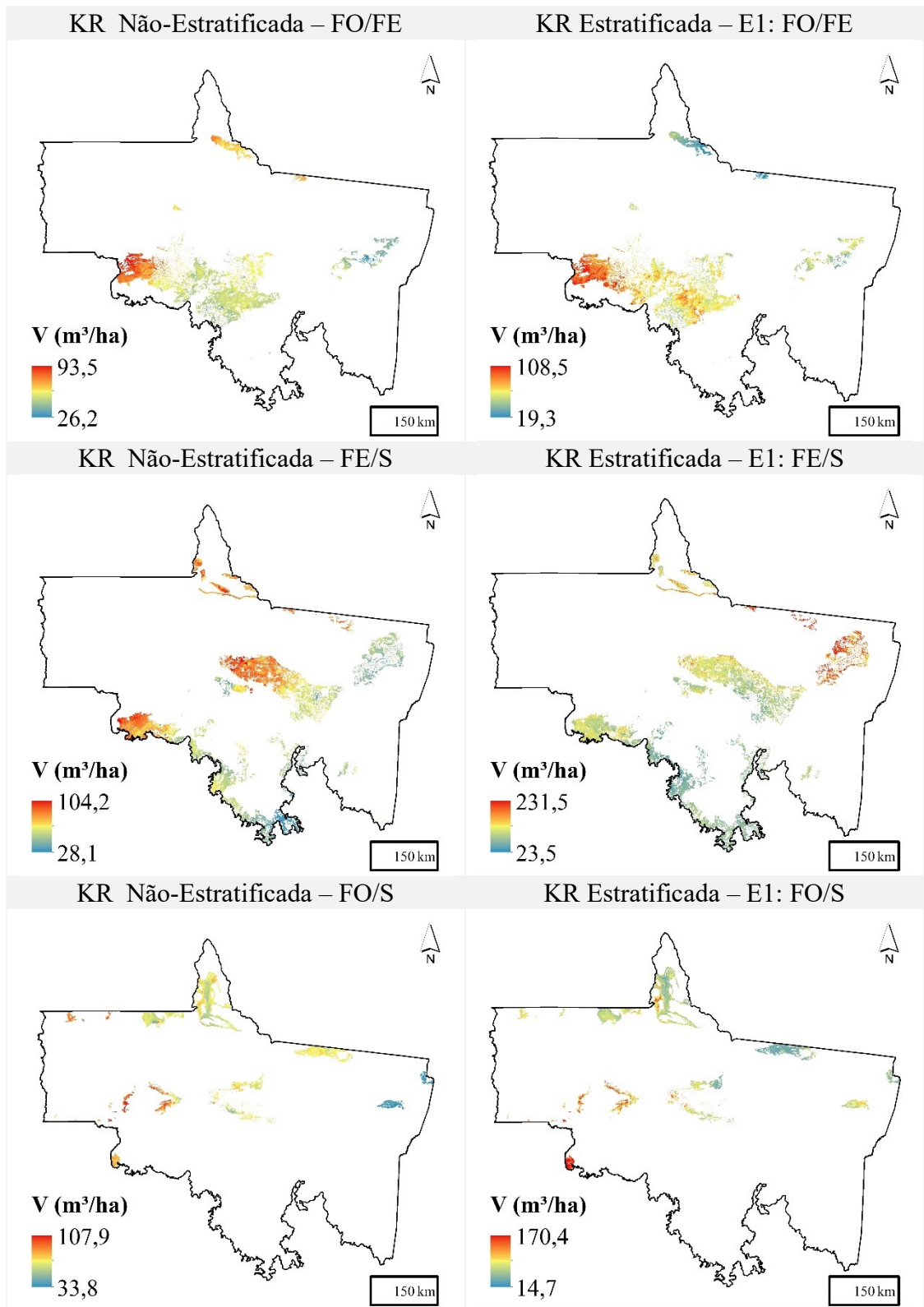


Figura 5. Continuação.

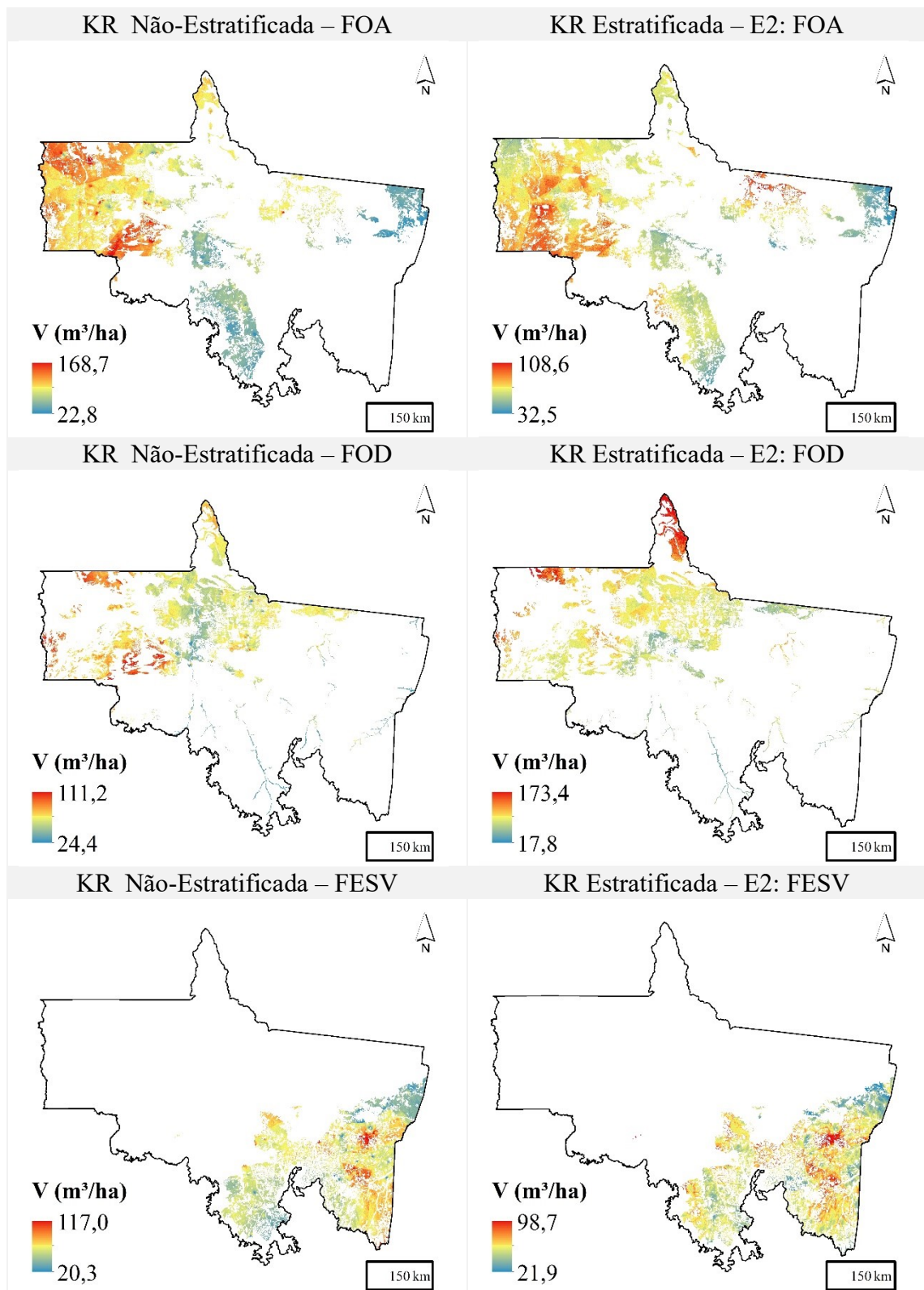


Figura 6. Estratégia 2 - Espacialização do volume de madeira corrigido pela krigagem com regressão para os dados totais e estratificados por fitofisionomia.

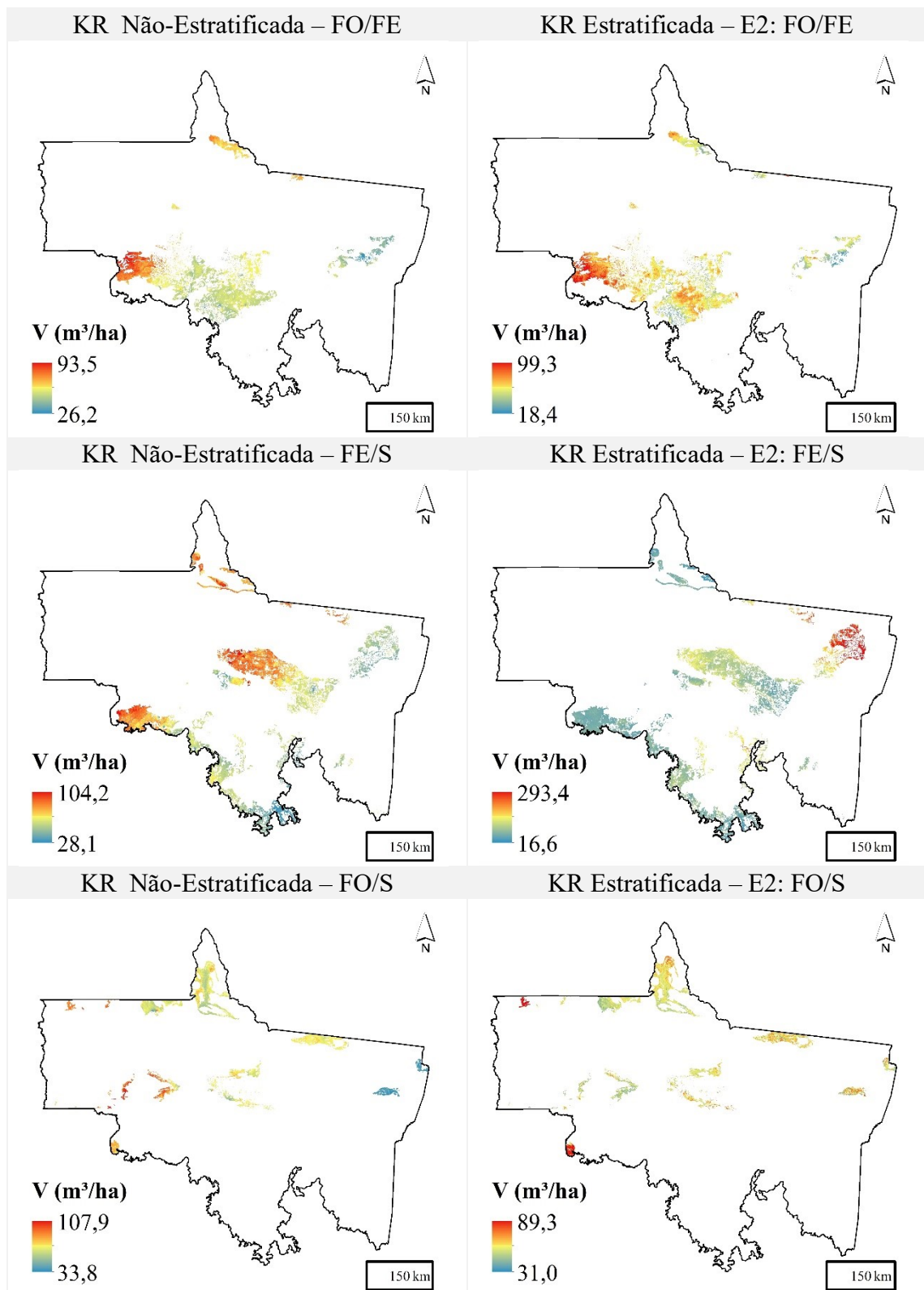


Figura 6. Continuação.

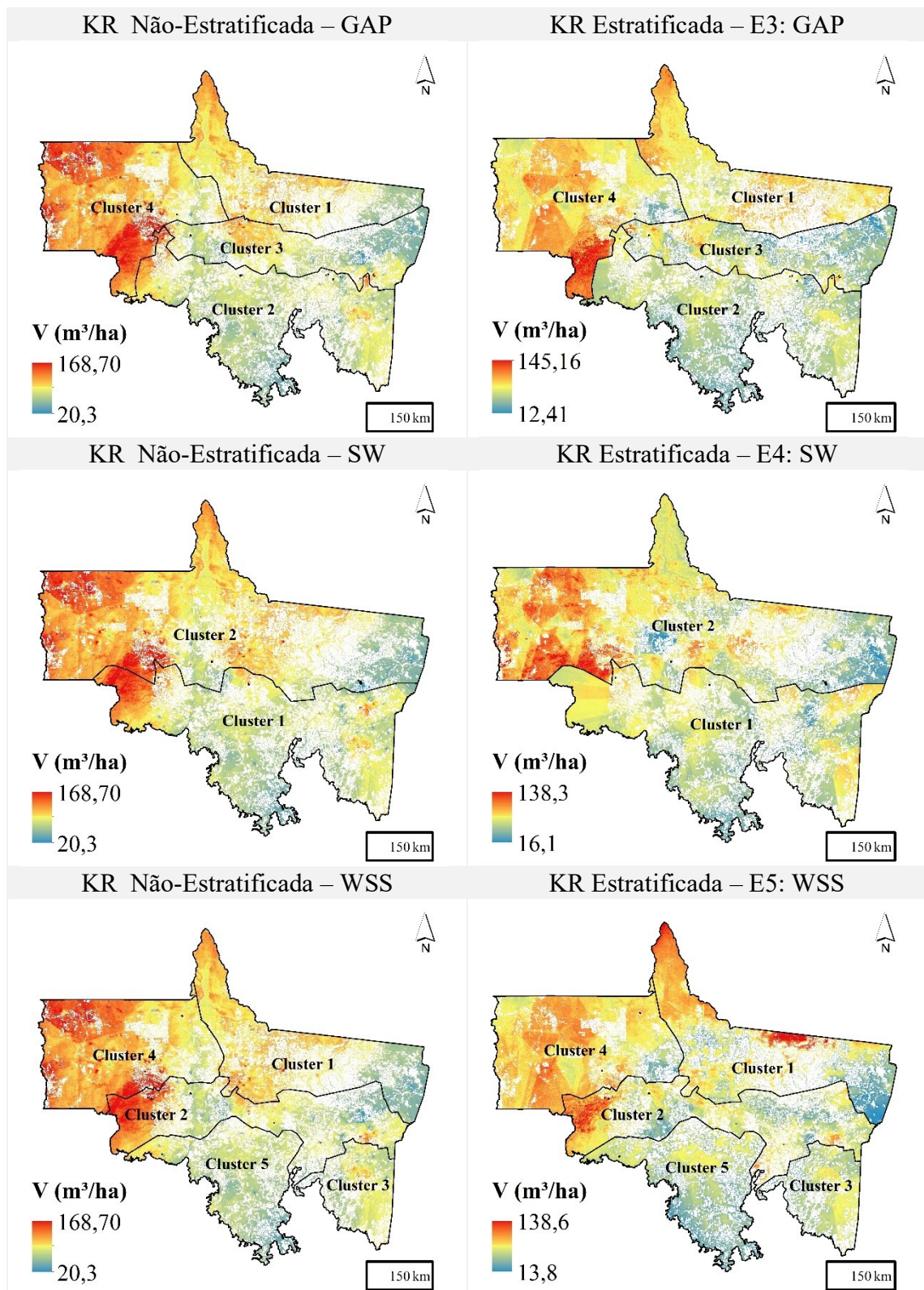


Figura 7. Estratégias 3,4 e 5 - Espacialização do volume de madeira corrigido pela krigagem com regressão para os dados totais e estratificados por grupos formados pela análise de cluster.

4. DISCUSSÃO

A estratificação do volume de madeira em fitofisionomias ou clusters reduziu a variabilidade do volume em florestas da Amazônia, porém, não resultou em melhorias na acurácia dos modelos volumétricos associados à krigagem residual. A estratificação por fitofisionomia para o ajuste de modelos de regressão volumétricos tem sido relatada como um método viável para reduzir a variabilidade de florestas heterogêneas (VIBRANS et al., 2015). Porém, foi constatada baixa redução média da variabilidade para os estratos formados, cerca de 8,5%, refletindo a alta variabilidade do volume em florestas da Amazônia ao Norte de Mato Grosso.

Os estratos formados que abrangem a região Sul e, principalmente, Sudeste da área de estudo, que abrangem principalmente a Floresta Estacional Sempre-Verde (K-means:GAP – Cluster 2, K-means: SW – Cluster 1, K-means:WSS – Cluster 3 e Cluster 5) apresentaram a maior redução na variabilidade do volume. Isso se associa a menor diversidade de espécies observada nestas regiões, predominantemente ocupadas pela Floresta Estacional Sempre-Verde, refletindo em árvores com volume mais homogêneo quando comparadas à região setentrional da área de estudo, de maior diversidade. No caso da Floresta Ombrófila Aberta, que apresenta alta diversidade, foi observado um aumento na variabilidade do volume quando comparada aos dados totais. A Floresta Ombrófila Densa, a Floresta Estacional/Savana e a Floresta Ombrófila/Savana também apresentam alta diversidade, o que influenciou na baixa redução da variabilidade do volume de madeira em relação aos dados totais. Essas variações no volume de madeira, relacionadas a florestas com composição de espécies mais diversas, em diferentes biomas, estão associadas a fontes de variação como altura, diâmetro e forma (LANSSANOVA et al., 2018; SCOLFORO et al., 2008; SILVEIRA et al., 2019a) que são mais intensas nesses ambientes.

Apesar de não terem sido observadas melhorias nos modelos volumétricos associados à krigagem residual, a estratificação do volume, tanto por fitofisionomia quanto por clusters, contribuiu para aumentar a acurácia dos modelos de regressão. O procedimento utilizado na formação dos clusters pode contribuir ainda mais, conforme observado quando se utilizou o WSS (estratégia 5). Contudo, é válido destacar que a obtenção dos modelos de regressão foi influenciada pela baixa intensidade amostral observada em alguns estratos. A baixa intensidade amostral observada para Floresta Ombrófila/Savana, a menor entre as fitofisionomias, como também observado para K-means:GAP – Cluster 1, pode ter inviabilizado construir um modelo de regressão significativo para esses estratos. Analisando o efeito da estratificação na modelagem matemática de biomassa aérea em florestas subtropicais, Gao et al (2018) verificaram que o agrupamento por fitofisionomia tem potencial de aumentar o desempenho dos modelos se houver número suficientes de unidades amostrais.

Como pode ser observado na Figura 3f, os grupos da Estratégia 2 apresentam alta sobreposição com as fitofisionomias (Figura 1). Nessa estratégia, foram formados cinco grupos com intensidade amostral representativa, que viabilizou o ajuste de modelos de regressão significativos para todos os grupos obtidos.

Em relação aos fatores ambientais, a variação do volume de madeira está associada principalmente a fatores edafoclimáticos dentro dos grupos formados. Dentre as variáveis do solo, a capacidade de troca catiônica (CTC) e pH foram variáveis mais selecionadas para explicar as variações do volume dentro dos estratos. A CTC é uma medida da capacidade do solo de reter e disponibilizar nutrientes como cálcio, magnésio, potássio, nutrientes, que além do fósforo, mais influenciam a composição de espécies em florestas tropicais (SOLLINS, 1998). Esse fator é especialmente importante na Amazônia, uma região com solos naturalmente pobres em nutrientes, principalmente em florestas de terra firme (FERREIRA et al., 2006; LAURANCE et al., 1999). O pH do solo influencia a disponibilidade de nutrientes para as

árvores. Solos ácidos podem apresentar problemas de disponibilidade de nutrientes, como deficiência de cálcio e magnésio (LAURANCE et al., 1999), o que pode afetar o crescimento das árvores e reduzir o estoque de volume florestal.

A precipitação do trimestre mais quente (BIO18) foi selecionada em cinco modelos de regressão desenvolvidos. A BIO18 indica relação significativa com o estoque de volume, que pode ser explicado pela disponibilidade de água para as plantas. As árvores da Amazônia Norte mato-grossense estão sob um regime sazonal de chuvas (ALVARES et al., 2013). Durante a estação chuvosa, as árvores têm acesso a mais água e nutrientes, o que estimula seu crescimento e aumenta o estoque de volume de madeira. A variação diurna média da temperatura (BIO 2) e isothermalidade (BIO 3), se referem a estabilidade térmica diária e ao longo do ano (O'DONEEL et al., 2012), respectivamente, que pode influenciar no crescimento e no metabolismo das árvores.

Os resultados demonstraram que a aplicação da modelagem híbrida, associando a modelagem estatística e geoestatística, foi comprometida pela falta de dependência espacial do resíduo obtido entre as unidades amostrais de cada estrato avaliado. O desempenho da análise geoestatística é condicionado a presença do aspecto estocástico na variável de interesse (YAMAMOTO; LANDIM, 2013), considerada como uma variável regionalizada nesse cenário. A ausência do aspecto estocástico nos resíduos proveniente das equações de volume refletiu em sua fraca dependência espacial média, considerando as cinco estratégias (IDE = 23%). A média do índice de dependência espacial do resíduo, indica que apenas 23% da variação não explicada pelos modelos de regressão ajustados, foi explicada pelo modelo geoestatístico.

A estratificação dos dados em fitofisionomias ou grupos formados pela análise de cluster reduziu a intensidade amostral, o que pode ter influenciado na quebra da dependência espacial dos modelos. A dependência espacial para o modelo de regressão construído para toda área de estudo foi de aproximadamente 85%, indicando que a maior parte das variações que a equação obtida não explicou, foi explicada pelo modelo geoestatístico. O sucesso da modelagem de regressão com krigagem residual na estratificação do volume em áreas heterogêneas está mais condicionada a dependência espacial dos resíduos, do que pela redução da variabilidade do volume em função de estratégias de estratificação dos dados. Silveira et al. (2019a) observaram forte dependência espacial relacionada ao resíduo, em que 78% das variações não explicadas pela equação de volume de madeira, foram explicadas pelo modelo geoestatístico. Os autores indicaram que a modelagem de regressão do volume associada a krigagem com regressão dos resíduos aumentou a predição do volume no Cerrado Sensu Stricto. Por outro lado, Silveira et al. (2019b) concluíram que a krigagem com regressão, associada a pré-estratificação em tipos de vegetação, incrementou notavelmente a acurácia das estimativas de biomassa arbórea em florestas do estado de Minas Gerais. Nessa pesquisa, os autores relataram dependência espacial dos resíduos obtidos pela equação de biomassa, o que viabilizou o aumento das estimativas espaciais obtidas.

5. CONCLUSÕES

A estratificação dos dados por fitofisionomia e grupos obtidos pela análise de Cluster reduz a heterogeneidade do volume de madeira e aumenta a acurácia de modelos de regressão volumétricos construídos para espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense. Entretanto, a estrutura de dependência espacial do resíduo é influenciada pela segmentação dos dados em estratos homogêneos, inviabilizando melhoras significativas nas estimativas de volume de madeira associando a modelagem de regressão e krigagem dos resíduos. Aplicar a estratificação dos dados por fitofisionomia ou clusters tem impacto negativo na modelagem do volume de madeira utilizando a técnica de krigagem com regressão do volume de madeira na Amazônia Norte mato-grossense.

Os fatores edafoclimáticos são os que mais influenciam no estoque de volume das espécies madeireiras nas fitofisionomias e clusters na Amazônia Norte mato-grossense. A capacidade de troca catiônica e a acidez do solo, em associação à sazonalidade climática, expressa pelas variáveis precipitação do trimestre mais quente, variação diurna da temperatura e isothermalidade, são os principais fatores ambientais correlacionados e determinantes na distribuição espacial do volume de espécies madeireiras.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVARES, C. A. et al. Koppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013. https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507_0941-2948/2013/0507
- APG III. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG III. **Botanical Journal of the Linnean Society**, v.161, p.105-121, 2009.
- BARRETO, W. F. et al. Equação de volume para apoio ao manejo comunitário de empreendimento florestal em Anapu, Pará. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 34, n. 80, p. 321-329, 2014. <https://doi.org/10.4336/2014.pfb.34.80.721>
- BARROS, P. L. C.; SILVA JÚNIOR, A. T. Equação de volume para árvores de uma Floresta Tropical Densa no município de Anapu, oeste do Estado do Pará, Amazônia Oriental. **Revista Ciências Agrárias**, v. 1, n. 51, p. 115-126, 2009.
- BRASIL. Resolução CONAMA nº 406, de 02 de fevereiro de 2009. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, n. 26, 2009. Disponível em: <https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=111081>. Acesso em: 5 jan. 2022.
- CARDOSO, D. et al. Amazon plant diversity revealed by a taxonomically verified species list. **Biological Sciences**, v. 114, n. 40, p. 10695-10700, 2017. <https://doi.org/10.1073/pnas.1706756114>
- CARIM, M. J. V. et al. Composition, structure and floristic diversity in dense rain forest in the Eastern Amazon, Amapá, Brazil. **Acta Scientiarum. Biological Sciences**, v. 37, n. 4, p. 419-426, 2015. <https://doi.org/10.4025/actasciobiolsci.v37i4.27536>
- COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 2. ed. New York: Wiley, 1977.
- COLPINI, C. et al. Determinação do volume, do fator de forma e da porcentagem de casca de árvores individuais em uma floresta ombrófila aberta na região noroeste de Mato Grosso. **Acta Amazonica**, v. 39, n. 1, p. 97-104, 2009. <https://doi.org/10.1590/S0044-59672009000100010>
- CYSNEIROS, V. C. et al. Modelos genéricos e específicos para estimativa do volume comercial em uma floresta sob concessão na Amazônia. **Scientia Forestalis**, v. 45, n. 114, p. 295-304, 2017. <https://doi.org/10.18671/scifor.v45n114.06>
- FERREIRA, S. J. F. et al. Nutrientes na solução do solo em floresta de terra firme na Amazônia Central submetida à extração seletiva de madeira. **Acta Amazonica**, v. 36, n. 1, p. 59-67, 2006. <https://doi.org/10.1590/s0044-59672006000100008>
- FICK, S. E.; HIJMANS, R. J. WorldClim 2: new 1km spatial resolution climate surfaces for global land areas. **International Journal of Climatology**, v. 37, n. 12, p. 4302-4315, 2017.
- GAO, Y. et al. Comparative analysis of modeling algorithms for forest aboveground biomass estimation in a subtropical region. **Remote Sensing**, v. 10, n. 4, 2018. <https://doi.org/10.3390/rs10040627>

GIMENEZ, B. O. et al. Equações volumétricas para espécies comerciais madeireiras do Sul do estado de Roraima. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 106, p. 291-301, 2015.

HARTIGAN, J. A.; WONG, M. A. A k-Means clustering algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 28, n. 1, p. 100-108, 1979.
INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2 ed. Rio de Janeiro, 2012. 271 p.

IUSS WORKING GROUP WRB. **World Reference Base for Soil Resources 2014, update 2015 International soil classification system for naming soils and creating legends for soil maps, World Soil Resources Reports**. Roma: FAO, 2015, 203 p.

LANSSANOVA, L. R. et al. Comparação entre diferentes métodos para estimativa volumétrica de espécies comerciais da Amazônia. **BIOFIX Scientific Journal**, v. 3, n. 1, p. 109-115, 2018. <https://doi.org/10.5380/biofix.v3i1.57489>

LAURANCE, W. F. et al. Relationship between soils and Amazon forest biomass : a landscape-scale study. **Forest Ecology and Management**, v. 118, 1999.

LEÃO, F. M. et al. How many trees are necessary to fit an accurate volume model for the Amazon forest? A site-dependent analysis. **Forest Ecology and Management**, v. 480, n. 1, p. 1-10, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118652>

LE, S; JOSSE, J.; HUSSON, F. FactoMineR: An R package for multivariate analyses. **Journal of Statistical Software**, v. 25, p. 1-18, 2008.

MAPBIOMAS. Coleção 7 da Série Anual de Mapas da Cobertura e Uso do Solo do Brasil. Acessado em 23 de novembro de 2022. Disponível em: <https://plataforma.brasil.mapbiomas.org/>

MATO GROSSO. Decreto nº 1313, de 11 de março de 2022. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 11 mar. 2022. Seção 1, p. 1. Disponível em: <https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=429880>. Acesso em: 9 ago. 2023.

MELLO et al. Multivariate models for annual rainfall erosivity in Brazil. **Geoderma**, v.202-203, p. 88-102, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2013.03.009>

MINGOTTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005. 295 p.

O'DONNELL, M. S.; IGNIZIO, D. A. Bioclimatic predictors for supporting ecological applications in the conterminous United States. **US Geological Survey Data Series**, v. 691, n. 10, p. 1-11, 2012.

OLIVEIRA, S. R. R. S. **Modelagem do volume de espécies florestais da Amazônia: Comparação entre equações genéricas e específicas por espécie**. 2022. 80 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. Belém, 2022.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. 1. ed. Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1997.

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

ROCHA, K. J. et al. Effect of selective logging on floristic and structural composition in a forest fragment from Amazon Biome. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 39, n. 2, p. 191-199, 2017. <https://doi.org/10.4025/actasciagron.v39i2.32543>

SANTOS, H. G. et al. **O novo mapa de solos do Brasil**. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 1 ed., 2011, 67 p.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. **Análise de regressão aplicada à Engenharia Florestal**. 2. ed. Santa Maria: Facos, 2009, 294 p.

SCOLFORO, H. F. et al. Spatial interpolators for improving the mapping of carbon stock of the arboreal vegetation in Brazilian biomes of Atlantic forest and Savanna. **Forest Ecology and Management**, v. 376, n.1, p. 24-35, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2016.05.047>

SCOLFORO, J. R. S. et al. **Inventário florestal de Minas Gerais: Cerrado, florística, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal**. Lavras: UFLA, 2008. 216 p.

SILESHI, G. W. A critical review of forest biomass estimation models, common mistakes and corrective measures. **Forest Ecology and Management**, v. 1, n. 1, p. 329-237, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.06.026>

SILVA, V. L.; REIS, E. A.; AMARAL, G. D. Análise de Regressão Linear no Pacote R. **R**, p. 51, 2009.

SILVA JÚNIOR, L. A. S. et al. Fire dynamics in extreme climatic events in western amazon. **Environmental Development**, v. 32, 100450, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.envdev.2019.06.005>

SILVEIRA, E. M. O. et al. Spatial distribution of wood volume in Brazilian savannas. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 4, p. 1–12, 2019a. <https://doi.org/10.1590/0001-3765201920180666>

SILVEIRA, E. M. O. et al. Pre-stratified modelling plus residuals kriging reduces the uncertainty of aboveground biomass estimation and spatial distribution in heterogeneous savannas and forest environments. **Forest Ecology and Management**, v. 445, n. May, p. 96–109, 2019b.

SOLLINS, P. Factors influencing species composition in tropical lowland rainforest: does soil matter? **Ecology**, v. 79, n. 1, p. 23–30, 1998. <https://doi.org/10.2307/176861>

SOUZA, A. et al. Climate regionalization in mato grosso do Sul: a combination of hierarchical and non-hierarchical clustering analyses based on precipitation and temperature. **Environmental Sciences**, v. 65, e22210331, 2022.

<https://doi.org/10.1590/1678-4324-2022210331>

TIBSHIRANI, R.; WALTHER, G.; HASTIE, T. Estimating the number of clusters in a data set via the gap statistic. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 63, n. 2, p. 411-423, 2001.

VIBRANS, A. C. et al. Generic and specific stem volume models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Annals of Forest Science**, v. 72, n. 6, p. 865-874, 2015.

<http://dx.doi.org/10.1007/s13595-015-0481-x>

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. 1. ed. São Paulo: Oficina de textos, 2013.

ZIMBACK, C. R. L. **Geoestatística**. Botucatu: UNESP, 1 ed., 2003, 25 p.

CAPÍTULO IV

Modelagem volumétrica de espécies madeireiras da Amazônia, combinando altura total de LiDAR-GEDI, variáveis ambientais e krigagem com regressão

Volumetric modeling of amazonian timber species combining total LiDAR-GEDI height, environmental variables, and regression kriging

RESUMO

A estimativa de características de florestas em ambientes heterogêneos requer informações auxiliares, como os dados tridimensionais da missão GEDI, que também mensura a altura das árvores. A hipótese desse estudo é que a altura total de LiDAR-GEDI na Amazônia tem estrutura espacial correlacionada com o volume de madeira, e sua inclusão em modelos de regressão com krigagem dos resíduos, melhora a precisão na estimativa do volume de espécies madeireiras em florestas amazônicas. O objetivo desse estudo foi avaliar o potencial da altura obtida por LiDAR-GEDI como variável preditora na modelagem de regressão, associada à krigagem dos resíduos, na estimativa de volume de madeira em florestas da Amazônia Norte mato-grossense. Para isso, foram utilizadas 3.722 unidades amostrais (ua) de 100 x 100 m, distribuídas de forma sistemática desencontrada (1 ua: 10 ha). O volume de madeira com casca de todas as árvores nas ua's foi estimado com base no modelo de Schumacher & Hall linearizado. A variável altura total medida pelo LiDAR-GEDI foi obtida para 137 unidades amostrais do inventário florestal. Ainda, foram coletadas variáveis bioclimáticas, edáficas, topográficas e geográficas para cada unidade amostral, e modelos volumétricos foram construídos por meio da regressão Stepwise via AIC. Foram avaliadas três estratégias na modelagem do volume a partir da inserção da altura total de LiDAR-GEDI: i) inserção da altura total no modelo geral obtido para a Amazônia Norte mato-grossense (modelo de referência), considerando as 137 ua's que apresentaram intersecção com a altura total; ii) Construção de um modelo de regressão volumétrico, considerando o mesmo banco de dados da primeira estratégia e; iii) a partir da krigagem ordinária da altura total (H), a construção de um modelo de regressão, considerando 3.722 ua's. Para viabilizar a Estratégia 3, foi realizada a análise geoestatística da altura total, avaliando os modelos de semivariância esférico, exponencial e gaussiano. A krigagem ordinária foi aplicada para espacializar a altura total. Para todas as estratégias avaliadas, os modelos foram calibrados dividindo-se o banco de dados aleatoriamente em: 70% dos dados para ajuste e 30% para validação preditiva. Após selecionar o modelo com melhor desempenho e obter o mapa determinístico de cada estratégia, a análise geoestatística dos resíduos foi realizada, obtendo-se um mapa de resíduo para cada modelo. Os mapas corrigidos pela krigagem dos resíduos foram obtidos somando-se o mapa determinístico ao mapa de resíduos. A acurácia dos mapas do volume de madeira foi avaliada por meio da Raiz Quadrada do Erro Médio (RQEM), Bias (B) e Erro Médio Absoluto em porcentagem % (EMA%). Além disso, foram analisados os parâmetros β_0 , β_1 e o coeficiente de determinação do volume estimado em relação ao observado para as unidades utilizadas na validação preditiva. Os resultados demonstraram moderada dependência espacial para altura total de LiDAR-GEDI. A altura total obtida por LiDAR-GEDI está relacionada ao volume de madeira de espécies madeireiras da Amazônia. Sua inclusão em modelos de regressão, associados à krigagem dos resíduos, melhora a precisão e exatidão das estimativas.

Palavras-chave: Laser, Geotecnologias, Regressão.

ABSTRACT

Estimating forest characteristics in heterogeneous environments requires auxiliary information, such as the three-dimensional data from the GEDI mission, which also measures tree height. The hypothesis of this study is that the total height measured by LiDAR-GEDI in the Amazon has a spatial structure correlated with timber volume, and its inclusion in regression models with residual kriging improves the precision of timber volume estimates for Amazonian forests. The objective of this study was to evaluate the potential of height obtained by LiDAR-GEDI as a predictor variable in regression modeling, associated with residual kriging, for estimating timber volume in the forests of Northern Mato Grosso, Amazon. To achieve this, 3,722 sample units (SUs) of 100 x 100 meters were systematically dispersed (1 SU per 10 hectares). The timber volume with bark of all trees in the SUs was estimated based on the linearized Schumacher & Hall model. The total height variable measured by LiDAR-GEDI was obtained for 137 sample units of the forest inventory. Additionally, bioclimatic, edaphic, topographic, and geographic variables were collected for each sample unit, and volumetric models were constructed using Stepwise regression via AIC. Three strategies were evaluated for modeling volume using the inclusion of total height from LiDAR-GEDI: i) Insertion of total height into the general model obtained for Northern Mato Grosso, considering the 137 SUs with height data; ii) Construction of a volumetric regression model using the same dataset from the first strategy; iii) Using ordinary kriging of the total height (H) to construct a regression model, considering all 3,722 SUs. For Strategy 3, geostatistical analysis of the total height was performed, evaluating spherical, exponential, and Gaussian semivariance models. Ordinary kriging was applied to spatialize the total height. For all strategies, the models were calibrated by randomly splitting the database into 70% for fitting and 30% for predictive validation. After selecting the best-performing model and obtaining the deterministic map for each strategy, geostatistical analysis of the residuals was conducted, resulting in a residual map for each model. The corrected maps through residual kriging were obtained by adding the deterministic map to the residual map. The accuracy of the timber volume maps was evaluated using the Root Mean Square Error (RMSE), Bias (B), and Mean Absolute Error percentage (MAE%). Additionally, parameters β_0 , β_1 , and the coefficient of determination of the estimated volume versus the observed volume were analyzed for the units used in predictive validation. The results demonstrated moderate spatial dependence for LiDAR-GEDI total height. The total height obtained by LiDAR-GEDI is related to the timber volume of Amazonian species. Its inclusion in regression models, associated with residual kriging, improves the precision and accuracy of the estimates.

Palavras-chave: GEDI, Geotechnologies, Regression.

1. INTRODUÇÃO

A estimativa de variáveis dendrométricas de florestas em escalas regionais necessita de informações auxiliares aos dados de inventário florestal, que podem ser obtidas a partir de sensoriamento remoto. Nesse cenário, a missão Global Ecosystem Dynamics Investigation – GEDI se destaca pois disponibiliza dados tridimensionais da floresta (DUBAYAH et al., 2020), viabilizando a obtenção direta da altura das árvores.

O GEDI foi lançado em 2018 na Estação Espacial Internacional com objetivo de obter estimativas confiáveis de biomassa florestal acima do solo (DUNCANSON et al., 2022) a partir de dados da estrutura vertical de florestas tropicais e temperadas, compreendidas entre as latitudes 51,6 Norte e 51,6 Sul (DUBAYAH et al., 2020). Devido à sua alta intensidade amostral e cobertura espacial, o LiDAR-GEDI oferece uma oportunidade sem precedentes de obter informações em florestas que abrangem escalas regionais e globais (ZHANG et al., 2022).

A informação detalhada da estrutura vertical da vegetação pode contribuir para estimar o volume de madeira presente nas florestas de forma mais precisa e exata, pois a altura total apresenta alta correlação com o volume, sendo empregada como variável independente em modelos de regressão volumétricos de alta acurácia desenvolvidos para a Amazônia (BARRETO et al., 2014; COLPINI et al., 2009; CYSNEIROS et al., 2017; GIMENEZ et al., 2015; LEÃO et al., 2021).

A incorporação da altura total obtida por LiDAR-GEDI na modelagem do volume de madeira torna possível o acréscimo de informações dendrométricas em modelos ajustados com base no sensoriamento remoto. A caracterização da estrutura espacial da altura permite uma compreensão mais aprofundada dos padrões espaciais do volume de espécies madeireiras, e a identificação de áreas com maior estoque, maximizando as informações disponíveis ao planejamento da extração de espécies florestais madeireiras.

O principal questionamento que motivou o desenvolvimento dessa pesquisa foi: a inserção da altura total obtida a partir de LiDAR-GEDI viabiliza a melhoria de modelos de regressão para a estimativa do volume de espécies madeireiras em florestas na Amazônia Norte mato-grossense? Desse modo, foram formuladas as seguintes hipóteses: i) a variável altura total obtida por LiDAR-GEDI apresenta-se estruturada espacialmente e correlacionada como o volume de madeira em florestas da Amazônia; ii) a variável altura total obtida por LiDAR-GEDI aumenta a precisão e exatidão de modelos de regressão associados à krigagem dos resíduos, na estimativa do volume comercial em florestas da Amazônia. Para testar essas hipóteses, o objetivo desse estudo foi avaliar o potencial da altura obtida por LiDAR-GEDI como variável preditora na modelagem de regressão, associada à krigagem dos resíduos, na estimativa do volume de madeira em florestas da Amazônia Norte mato-grossense.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. Caracterização da Área de Estudo

O estado de Mato Grosso (MT), localizado na região Centro-Oeste do Brasil, possui três biomas em seu território: Amazônia, que abrange 53,6% da área do estado (480.215 Km²), Cerrado com 39,6% (354.823 km²) e Pantanal com 6,8% (60.885 km²). Esse estudo foi realizado em área representada exclusivamente pela Amazônia localizada na região Norte de MT (Figura 1), com cerca de 331.372 km² (69% do bioma no estado).

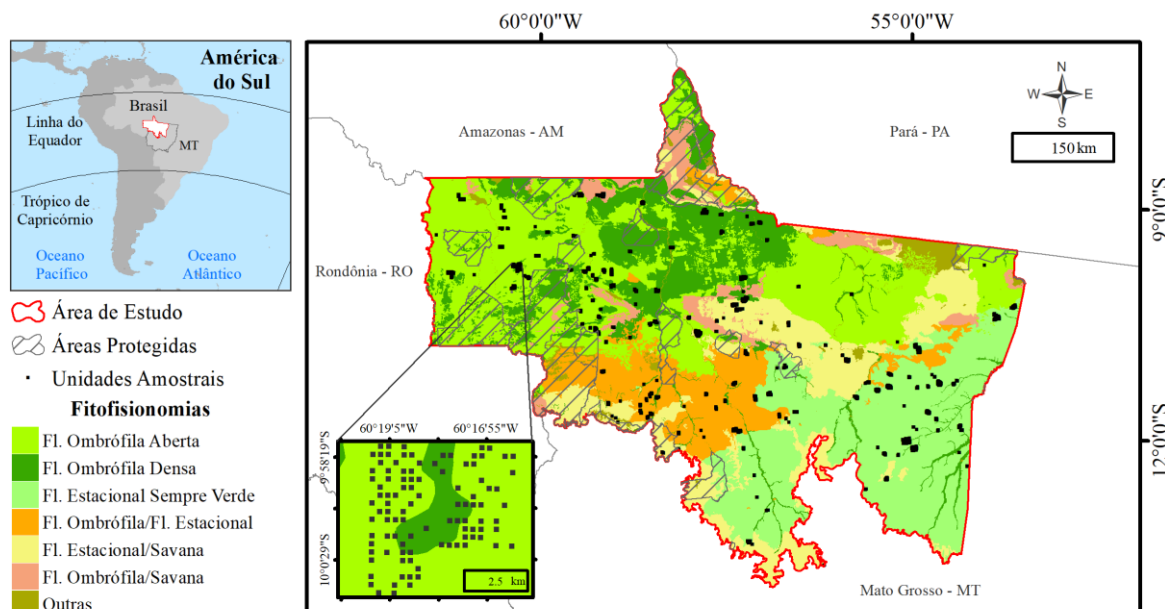


Figura 1. Localização geográfica das unidades amostrais, fitofisionomias e áreas protegidas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Foram avaliadas as seguintes fitofisionomias, conforme descrito por IBGE (2012): i) Floresta Ombrófila Aberta (FOA); ii) Floresta Ombrófila Densa (FOD); iii) Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV); iv) Contato Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE); v) Contato Floresta Estacional/Savana (FE/S) e vi) Contato Floresta Ombrófila/Savana (FO/S).

A altitude, o clima (precipitação anual, sazonalidade de precipitação, temperatura média anual) (FICK; HIJMANS, 2017), e o solo da área de estudo variam em gradientes espaciais. A altitude varia de 88 a 588 m (Figura 2a), com ocorrência das menores elevações (E) na região Noroeste. A precipitação anual (PA) e a sazonalidade da precipitação (SP), variam, respectivamente, de 1.670 a 2.368 mm (Figura 2b) e de 64,0 a 86,8 % (Figura 2c), com gradientes espaciais opostos: valores inferiores na região Sudeste para PA e superiores para SP, e valores superiores nas regiões Norte-Noroeste para PA e inferiores para SP. A sazonalidade da precipitação expressa a variação percentual dos totais mensais de precipitação ao longo do ano (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012). A temperatura média anual (TMA) varia entre 23,0 e 26,9°C, com ocorrência de temperaturas mais elevadas para as regiões Norte-Nordeste (Figura 2d). As classes de solo predominantes na área de estudo são Latossolos (49%), Argissolos (31,7%), Neossolos Litólicos, Quartzarênicos e Flúvicos (13,9%), e em menor abrangência, de Gleissolos, Plintossolos, Nitossolos e Cambissolos (5,4%) (Figura 2e) (IUSS WORKING GROUP WRB, 2015; SANTOS et al., 2011). Segundo a classificação de Köppen, o clima é majoritariamente tropical de monção (Am), com uma pequena área no extremo Sul da região apresentando clima tropical com invernos secos (Aw) (Figura 2f) (ALVARES et al., 2013).

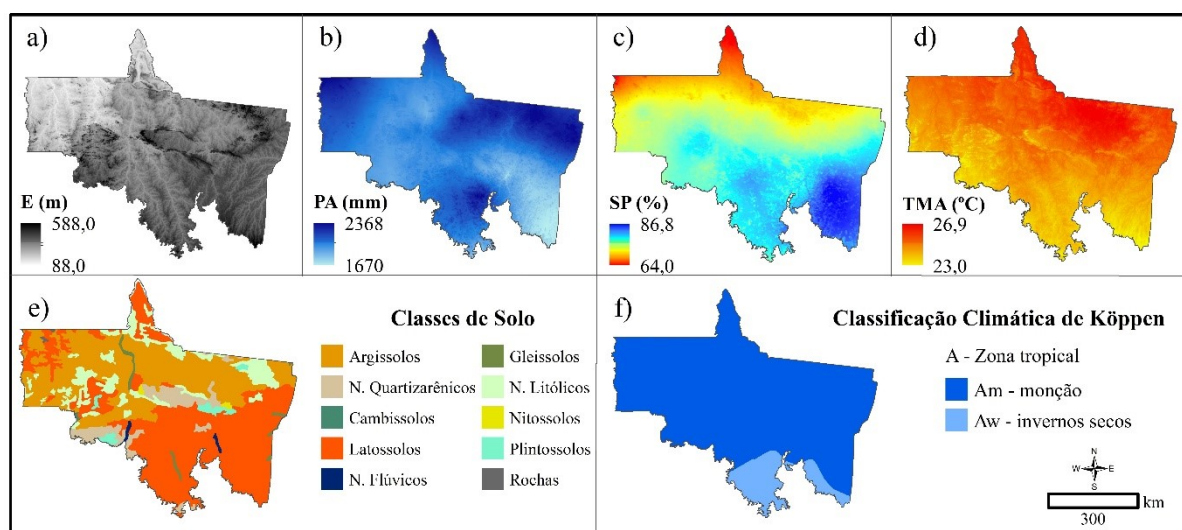


Figura 2. Variações topográficas e edafoclimáticas na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil. a) Elevação – E (m) (FICK; HIJMANS, 2017); b) Precipitação anual - PA (mm), c) Sazonalidade da precipitação – SP (%) e d) Temperatura média anual – TMA (°C) (FICK; HIJMANS, 2017); e) Classes de solo (SANTOS et al., 2011); f) Classificação climática de Köppen (ALVARES et al., 2013).

A Floresta Ombrófila Aberta, Floresta Ombrófila Densa e Floresta Estacional/Savana ocorrem em áreas de menor elevação e sazonalidade de precipitação média, em relação às outras fitofisionomias (Tabela 1). As áreas onde a vegetação foi classificada como ombrófila, ocorrem em locais de em áreas de precipitação média anual acima de 2.000 mm, associadas a uma temperatura média anual de aproximadamente 25°. Floresta Estacional Sempre-Verde ocorre em regiões de menor média na precipitação anual (PA \cong 1.890 mm) e a maior sazonalidade de precipitação (SP \cong 83%). Floresta Ombrófila/Floresta Estacional e Floresta Estacional/Savana estão localizadas em áreas que apresentam valores próximos para precipitação anual, sazonalidade de precipitação e temperatura média anual. A Floresta Ombrófila Densa e Floresta Ombrófila/Savana apresentam valores próximos para elevação, precipitação anual média e temperatura média anual.

Tabela 1. Estatísticas descritivas da elevação (E), precipitação anual (PA), sazonalidade de precipitação (SP) e temperatura média anual (TMA) para fitofisionomias avaliadas no bioma Amazônico Norte mato-grossense, Brasil.

Vegetação	Área (km ²)	Estatísticas	E (m)	PA (mm)	SP (%)	TMA (°C)
Floresta Ombrófila Aberta (FOA)	100.971	Min.	104,00	1.913,00	67,68	24,45
		Média	195,25	2.035,53	74,80	25,19
		Máx.	375,00	2.281,00	79,45	26,12
		CV%	30,99	4,99	3,91	1,42
Floresta Ombrófila Densa (FOD)	51.162	Min.	153,00	1.768,00	69,37	24,24
		Média	283,46	2.022,76	74,31	25,49
		Máx.	455,00	2.186,00	86,55	26,48
		CV%	21,32	4,42	4,02	1,52
Floresta Estacional Sempre-Verde (FESV)	76.642	Min.	269,00	1.744,00	77,17	24,05
		Média	356,16	1.890,41	82,57	24,89
		Máx.	430,00	2.300,00	86,67	25,85
		CV%	6,67	7,22	3,32	1,58

Tabela 1. Continuação...

Floresta Ombrófila/Floresta Estacional (FO/FE)	34.711	Min.	270,00	1.897,00	77,10	24,25
		Média	336,37	1.995,46	79,35	24,90
		Máx.	423,00	2.121,00	81,43	25,53
		CV%	10,81	2,67	1,60	1,29
Floresta Estacional/Savana (FE/S)	45.971	Min.	128,00	1.953,00	70,32	24,17
		Média	227,21	1.993,96	72,49	25,50
		Máx.	474,00	2.061,00	79,59	25,95
		CV%	60,87	1,50	4,39	2,48
Floresta Ombrófila/Savana (FO/S)	14.457	Min.	228,00	1.839,00	75,90	24,02
		Média	299,78	2.019,96	77,69	25,28
		Máx.	439,00	2.146,00	79,32	25,74
		CV%	13,63	3,71	1,16	1,19

Mín. = mínimo; Máx. = máximo; CV% = coeficiente de variação em porcentagem.

2.2. Dados de Inventário Florestal

Os dados deste estudo são provenientes da Secretaria de Estado de Meio Ambiente/Mato Grosso (SEMA/MT), referentes a áreas aprovadas e licenciadas para o manejo florestal sustentável com a finalidade de exploração de madeira. Na composição desse banco de dados, foi realizado o censo florestal das árvores, medindo-se o diâmetro à 1,30 m acima do solo (DAP) e a altura comercial (HC), correspondente à altura do fuste até o início da primeira bifurcação, das árvores com DAP \geq 30 cm (MATO GROSSO, 2022). Além disso, foram obtidas as coordenadas geográficas de cada árvore e a identificação botânica em nível de família, gênero e espécie (APG III, 2009).

A partir do censo das árvores e com o objetivo de obter o volume de madeira por unidade de área fixa, foram distribuídas 3.722 unidades amostrais de 100 x 100 m pelo processo de amostragem sistemático desenhado (COCHRAN, 1977), com intervalo de amostragem médio (K) de 316 m e intensidade amostral de 1:10 ha.

O volume individual de madeira com casca (V_{cc} , m³) foi estimado utilizando a equação 1, ajustada por Oliveira (2022), considerando 13 espécies comerciais da Amazônia. O erro padrão da estimativa (Syx%) e média do erro absoluto \bar{E}_i %, associados à equação, foram de 13,77 e 0,66%, respectivamente.

$$\ln(\hat{v}_i) = -8,59 + 1,89\ln(DAP_i) + 0,72\ln(HC_i) \quad (1)$$

Em que: ln = logaritmo neperiano; v_i = volume do fuste da i-ésima árvore, em m³; DAP_i = diâmetro a altura do peito da i-ésima árvore, em cm; HC_i = altura comercial da i-ésima árvore, em m, correspondente à altura do fuste até o início da primeira bifurcação.

2.3. Dados GEDI

A partir de 239 órbitas realizadas entre 17 de abril e 17 de dezembro de 2019, foram obtidos dados do produto GEDI Nível 2B, versão 2 (DUBAYAH et al., 2021), adquiridas do NASA Earthdata Search (<https://search.earthdata.nasa.gov/search>). Conforme descrito por Dubayah et al. (2020), o sistema é composto por três lasers, sendo um deles dividido em dois feixes de cobertura e os outros dois com potência total. Cada laser dispara 242 vezes por segundo, com 4 feixes de 25 m de diâmetro (footprint) incidindo no solo simultaneamente. Esses quatro feixes são movimentados a cada disparo para gerar oito faixas de dados separados

por cerca de 600 m ao longo da direção da órbita, dentro de uma área de aproximadamente 4,2 km. Os centros dos footprints são separados por 60 m ao longo das faixas (Figura 3).

Para composição do banco de dados, a partir de um total de 4.632.857 footprints obtidos para a área de estudo, foram selecionados 255 footprints que apresentaram intersecção com as ua's provenientes do inventário florestal. Para cada footprint, foram selecionadas a latitude, longitude e a métrica RH_{100} , que corresponde à altura máxima das árvores (H) (DUBAYAH et al., 2021). Além disso, para ua's que apresentaram mais de um footprint, a média da altura total foi calculada para a composição do banco de dados final. Por fim, o banco de dados final obteve 137 unidades amostrais com dados de inventário florestal e altura total oriunda de LiDAR-GEDI.

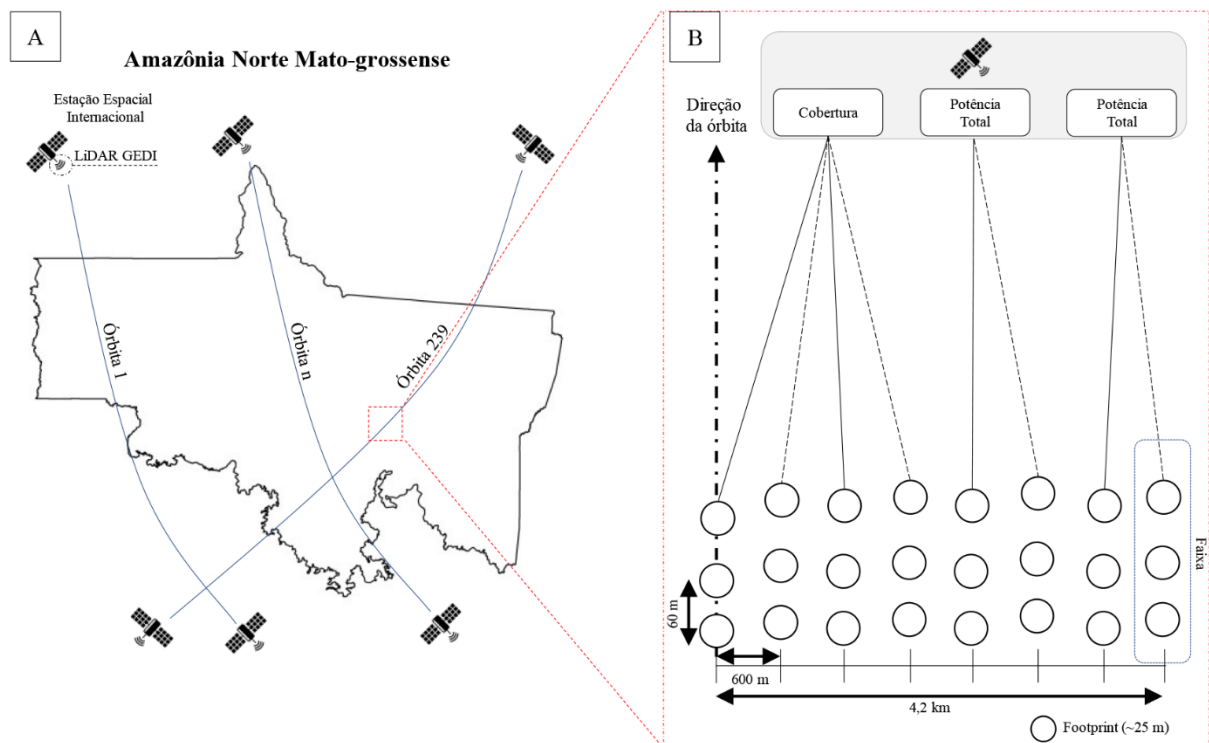


Figura 3. a) Esquema das órbitas ascendentes e descendentes do LiDAR-GEDI, acoplado na Estação Espacial Internacional, para Amazônia Norte mato-grossense; b) Sistema de obtenção de dados do LiDAR-GEDI.

Fonte: Adaptado de DUBAYAH et al. (2020)

2.4. Variáveis Ambientais Espaciais

Para a construção do modelo de regressão foram avaliadas variáveis bioclimáticas, edáficas, topográficas e geográficas. As variáveis bioclimáticas foram obtidas a partir de dados espaciais históricos do clima (O'DONNELL; IGNIZIO, 2012), disponibilizados pelo WorldClim (FICK; HIJMANS, 2017), com resolução espacial de 1.000 m. Foram utilizadas 19 variáveis bioclimáticas (Tabela 2). As variáveis bioclimáticas são provenientes dos valores mensais de precipitação e temperatura, calculadas a fim de gerar variáveis biologicamente mais significativas. Estas variáveis representam tendências anuais (ex: temperatura média anual, precipitação anual), sazonalidade (ex: variação anual de temperatura e precipitação) e fatores ambientais extremos ou limitantes (ex: temperatura do mês mais frio e mais quente, precipitação do mês úmido, dentre outras) (FICK; HIJMANS, 2017).

Foram avaliadas nove variáveis edáficas, obtidas em mapas disponíveis na plataforma GeoInfo (90 m de resolução espacial), desenvolvida pela Embrapa Solos. Os valores avaliados na construção do modelo foram resultados da média ponderada nas profundidades 0-5, 5-15 e 15-30 cm, exceto para ECO, resultado da soma dos valores nas profundidades 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 cm do solo.

Além dessas variáveis espaciais, também foram avaliadas as variáveis topográficas declividade, elevação (FICK; HIJMANS, 2017) e as coordenadas geográficas (latitude e longitude) associadas a cada unidade amostral.

Tabela 2. Variáveis ambientais (climáticas, edáficas, topográficas e de localização geográfica) extraídas para o ponto central de cada unidade amostral avaliada.

Variáveis	Descrição	Unidade	Fonte
BIO1	Temperatura média anual	°C	
BIO2	Amplitude diurna média anual de temperatura	°C	
BIO3	Isotermalidade	%	
BIO4	Sazonalidade de temperatura	°C	
BIO5	Temperatura máxima do mês mais quente	°C	
BIO6	Temperatura mínima do mês mais frio	°C	
BIO7	Amplitude térmica anual	°C	
BIO8	Temperatura média do trimestre mais chuvoso	°C	
BIO9	Temperatura média do trimestre mais seco	°C	
BIO10	Temperatura média do trimestre mais quente	°C	Fick; Hijmans (2017)
BIO11	Temperatura média do trimestre mais frio	°C	
BIO12	Precipitação anual	mm	
BIO13	Precipitação do mês mais chuvoso	mm	
BIO14	Precipitação do mês mais seco	mm	
BIO15	Sazonalidade de precipitação	%	
BIO16	Precipitação do trimestre mais chuvoso	mm	
BIO17	Precipitação do trimestre mais seco	mm	
BIO18	Precipitação do trimestre mais quente	mm	
BIO19	Precipitação do trimestre mais frio	mm	
ECO	Estoque de carbono orgânico	Mg.ha ⁻¹	Vasques et al. (2021a)
TCO	Teor de carbono orgânico	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021b)
pH	Acidez do solo	-	Vasques et al. (2021c)
CTC	Capacidade de troca catiônica	cmol.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021d)
TAG	Teor de argila	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
TS	Teor de silte	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
TAR	Teor de areia	g.kg ⁻¹	Vasques et al. (2021e)
CAD	Conteúdo de água disponível	mm.cm ⁻¹	Vasques et al. (2021f)
DA	Densidade aparente	Mg.m ⁻³	Vasques et al. (2021g)
DV	Declividade	%	
ELEV	Elevação	m	Fick; Hijmans (2017)
x	Longitude	m	
y	Latitude	m	

2.5. Estratégias Avaliadas na Modelagem do Volume de Madeira

Foram avaliadas três estratégias na modelagem do volume a partir da inserção da altura total de LiDAR-GEDI (H):

- i) A inserção da altura total (H) no modelo geral obtido para a Amazônia Norte mato-grossense ($\ln v = -\text{BIO3} - \text{BIO10} + \text{BIO14} + \text{CTC} + \text{TAG} + \text{DA}$) considerando as 137 ua's que apresentaram intersecção com a altura total (H) estimada a partir sensor;
- ii) A construção de um modelo de regressão volumétrico, considerando as 137 ua's que apresentaram intersecção com a altura total (H) estimada a partir do sensor;

- iii) Utilização da krigagem ordinária para estimar a altura total (H) nas localizações geográficas das unidades amostrais do inventário florestal, seguida da construção de um modelo de regressão volumétrico, considerando 3.722 ua's.

A consistência dos dados de altura total, obtidos pelo LiDAR-GEDI, foi avaliada por meio de estatística descritiva e da correlação linear de Pearson para as variáveis altura comercial (obtida em inventário florestal), altura total de LiDAR-GEDI e volume de madeira por hectare.

2.5.1. Análise geoestatística da altura total de LiDAR-GEDI

Para viabilizar a Estratégia 3, a estrutura de dependência espacial da altura total obtida foi descrita e caracterizada pelo semivariograma experimental (Equação 2) (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Semivariogramas direcionais (0, 45, 90 e 135°) foram calculados para avaliação da anisotropia, os quais confirmaram o efeito isotrópico da variável. A partir dos parâmetros iniciais efeito pepita (τ^2), contribuição (σ^2) e alcance (φ), obtidos do semivariograma experimental, foi possível avaliar os modelos esférico (Equação 3), exponencial (Equação 4) e gaussiano (Equação 5), ajustados pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

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

Em que $\gamma(h)$ = semivariância estimada entre pares de pontos; $N(h)$ = número de pares de valores medidos $z(x_i)$, $z(x_i + h)$, separados pela distância h .

$$\begin{aligned} \text{Esférico: } \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \left[1,5 \frac{h}{\varphi} - 0,5 \left(\frac{h}{\varphi} \right)^3 \right] \text{ para } h < \varphi \\ \gamma(h) &= \tau^2 + \sigma^2 \text{ para } h \geq \varphi \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{Exponencial: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{\left(-\frac{h}{\varphi} \right)} \right] \quad (4)$$

$$\text{Gaussiano: } \gamma(h) = \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{\left(-\frac{h}{\varphi} \right)^2} \right] \quad (5)$$

Em que: τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; φ = alcance em metros.

A seleção do melhor modelo foi com base na raiz quadrada do erro médio (RQEM - Equação 6), bias/viés (B - Equação 7) e erro médio absoluto em porcentagem (EMA% - Equação 8), obtidos a partir da validação preditiva. A RQEM avalia a diferença média entre as estimativas do modelo e as observações nos pontos amostrados (SILVEIRA et al., 2019a), enquanto EMA(%) é uma medida do erro médio em porcentagem (SCOLFORO et al., 2016). O critério bias/viés (B) indica o nível de viés associado ao modelo.

Utilizando os parâmetros dos modelos ajustados, foi estimado o índice de dependência espacial (Equação 9), classificando a dependência espacial como baixa ($IDE \leq 0,25$), moderada ($0,25 < IDE \leq 0,75$) e forte ($IDE > 0,75$) (ZIMBACK, 2003).

$$RQEM = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \hat{y}_i)^2}{n}} \quad (6)$$

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

$$EMA(\%) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right| \times 100 \quad (8)$$

$$IDE = \frac{\sigma^2}{(\tau^2 + \sigma^2)} \quad (9)$$

Em que: RQEM = raiz quadrada do erro médio; B = viés; EMA(%) = erro médio absoluto; IDE = índice de dependência espacial; y_i = valor observado da i -ésima unidade amostral; \hat{y}_i = valor estimado da i -ésima unidade amostral; n = número total de unidades amostrais.

A krigagem ordinária (Equação 10) foi aplicada para obter as estimativas espaciais da altura total (H). As estimativas foram obtidas considerando células com dimensões de 316 x 316 m (aproximadamente 10 ha), que corresponde a distância mínima entre as unidades amostrais. Os pesos ótimos foram obtidos pela mínima variância do erro sob condição de não viés, conforme restrição imposta pela equação 11 (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (11)$$

Em que $Z(x_0)$ = estimativa no ponto não amostrado; $Z(x_i)$ = valor observado no i -ésimo ponto amostral; n = número de pontos amostrados; λ_i = peso associado aos i -ésimos pontos amostrados ($i = 1, 2, 3, \dots, n$).

2.5.2. Modelagem de regressão volumétrica

Os modelos volumétricos foram construídos para as Estratégias 2 e 3 pela técnica de regressão Stepwise via AIC (critério de informação de Akaike), conforme descrito por Silva et al. (2009), selecionando variáveis que contribuíram significativamente com a estimativa do volume de madeira. Os coeficientes foram obtidos pelo método dos mínimos quadrados ordinários em cada modelo candidato ajustado, avaliando a significância do ajuste pelo teste F da análise de variância, e dos coeficientes pelo teste t, ambos com 95% de probabilidade.

Para a calibração do modelo, o banco de dados foi dividido aleatoriamente em todas as estratégias avaliadas, em que 70% dos dados foram utilizados no ajuste do modelo e 30% na validação preditiva. Visando evitar multicolinearidade excessiva associada ao modelo final, foi obtido o fator de inflação de variação (VIF) de cada variável. Quando o VIF foi maior que cinco, o modelo foi reajustado sucessivamente, extraindo-se em cada ocasião as variáveis redundantes (SILESHI, 2014). A obtenção da equação mais adequada foi realizada considerando as suposições acerca dos erros da regressão linear, conforme descrito por

Schneider et al. (2009). Para checar a normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, foram aplicados os testes de Shapiro-Wilk e White, respectivamente, ao nível de 95% de probabilidade.

Na estimativa dos mapas determinísticos do volume de madeira, foram delimitados pixels com dimensões de 316×316 m (aproximadamente 10 ha). Após extrair os valores das variáveis selecionadas para cada pixel da área de estudo, foi aplicado o modelo de regressão linear, obtendo-se então o mapa determinístico do volume de madeira (m^3ha^{-1}).

2.5.3. Krigagem com regressão

O volume de madeira espacializado pelo modelo determinístico nas três estratégias avaliadas foi corrigido a partir da análise de Krigagem com Regressão. A Krigagem com Regressão é um interpolador espacial misto, que combina um interpolador global (modelo de regressão linear ajustado com variáveis do ambiente), a um interpolador geoestatístico, o qual caracteriza o processo estocástico no mapeamento da variável de interesse (MELLO et al., 2013; SCOLFORO et al., 2016).

O resíduo observado em cada unidade amostral, obtido pela subtração entre o valor observado do volume de madeira na unidade amostral e estimado pela regressão, foi avaliado quanto a sua estrutura de dependência espacial (YAMAMOTO, LANDIM, 2013), seguindo a mesma metodologia aplicada na análise geoestatística da altura total (H).

O mapa corrigido do volume de madeira em cada estratégia avaliada, foi obtido pela soma entre o mapa determinístico do volume de madeira e o mapa de resíduo da krigagem ordinária. A acurácia dos mapas do volume de madeira foi realizada com base na RQEM (Equação 6), B (Equação 7) e EMA% (Equação 8) por meio das unidades amostrais separadas para a validação preditiva. Os mapas finais foram ilustrados considerando apenas as áreas com formação florestal, obtidas em classificação de uso e cobertura da terra realizada por MAPBIOMAS (2022), referente ao ano de 2021.

Todas as análises foram realizadas em ambiente R (R CORE TEAM, 2015). Os mapas foram elaborados na projeção South America Albers Equal Area Conic, visando preservar as características e áreas dos polígonos em estudo.

3. RESULTADOS

O volume de madeira apresentou alta variação (CV=44%) e amplitude de 13,39 a 274,41 m^3ha^{-1} ; a média e mediana foram de 57,54 e 52,76 m^3ha^{-1} , respectivamente, porém a distribuição foi assimétrica positiva (Figura 4a). A altura total (H) obtida a partir dos dados de LiDAR-GEDI, apresentou menor variabilidade, com coeficiente de variação de 26,56%; a amplitude variou de 11,5 e 43,07 m; a média e mediana foram de 26,14 m e 25,86 m, respectivamente, com simetria na distribuição dos dados de altura total (Figura 4b).

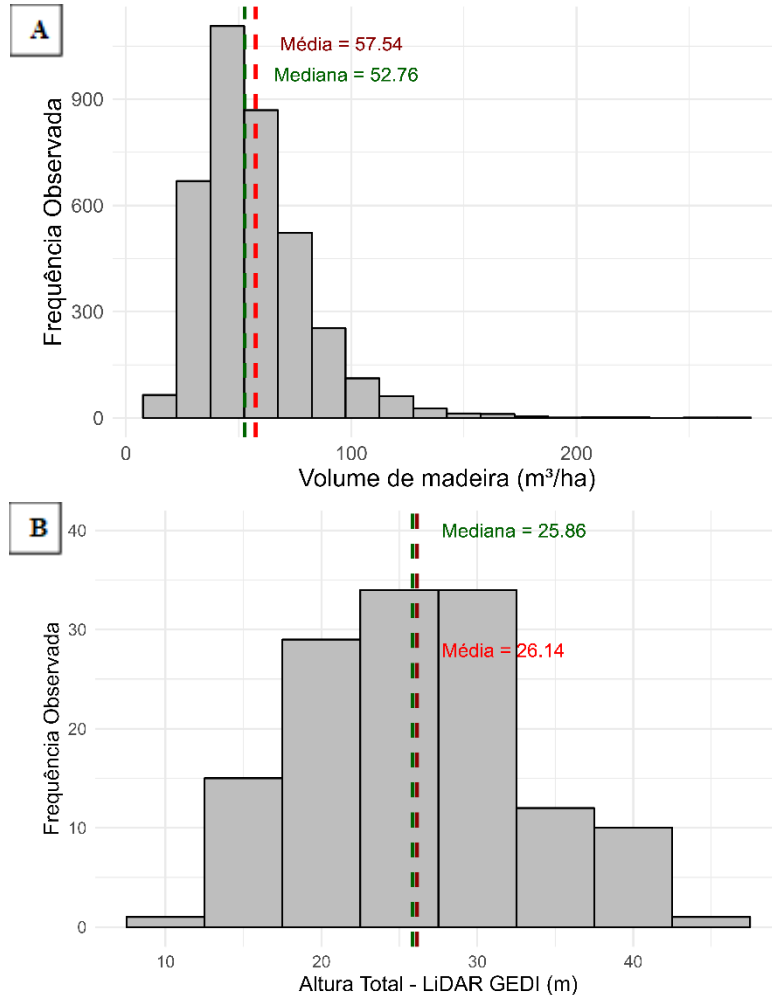


Figura 4. a) Distribuição do volume de madeira (m^3ha^{-1}) proveniente de inventário florestal; B) Distribuição da altura total (m) proveniente de LiDAR-GEDI.

A correlação linear de Pearson entre a altura comercial e a altura total foi de 0,52, representada na figura 5a. Por outro lado, a correlação linear entre o volume de madeira e altura total foi de 0,26, duas vezes menor que a correlação entre as variáveis altura comercial e total (Figura 5b).

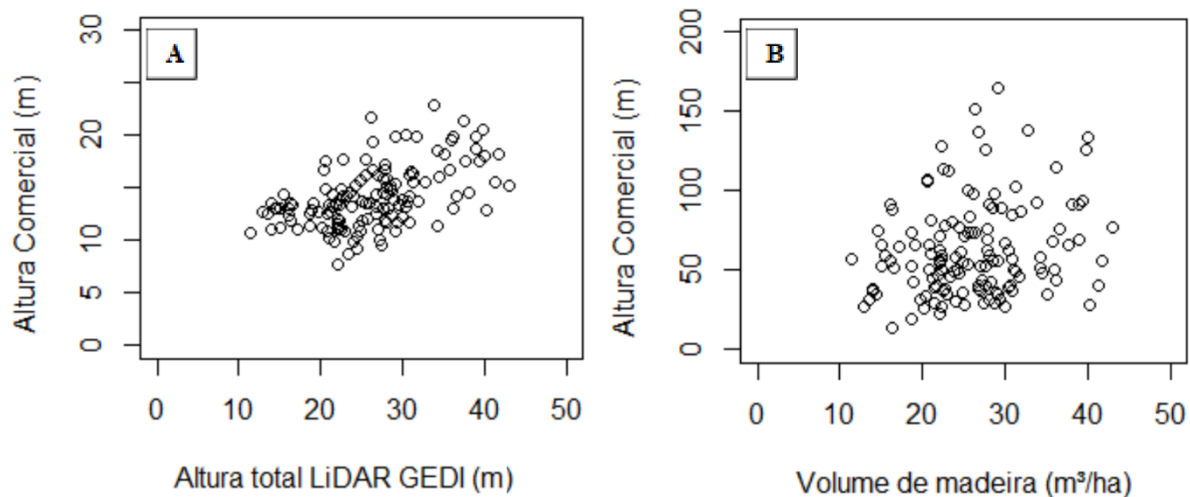


Figura 5. Dispersão gráfica da altura comercial em relação à altura total obtida por LiDAR-GEDI (a) e ao volume de madeira de espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense (b).

A variável altura total obtida por LiDAR - GEDI apresenta dependência espacial moderada, para todos os modelos de semivariância teóricos avaliados (Tabela 3). O modelo gaussiano apresentou o melhor ajuste ao semivariograma experimental, observado pela menor raiz quadrada do erro médio (RQEM = 5,78 m) e menor tendência (B = 0,70). O raio médio, em que a estrutura de dependência espacial da altura pode ser considerada presente, foi de 9.212,69 m para o modelo gaussiano.

Tabela 3. Modelos teóricos de semivariância, estatísticas de ajuste e dependência espacial da altura total (H) proveniente de LiDAR-GEDI de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Variável	Modelo	τ^2	σ^2	ϕ (m)	RQEM	EMA%	B	IDE%	DE
H (m)	Esférico	34,31	19,24	20.171,44	5,81	18,67	0,72	35,93	Moderada
	Exponencial	22,81	30,70	3.322,16	6,09	19,50	0,76	57,37	Moderada
	Gaussiano	36,50	17,03	9.212,69	5,78	18,71	0,70	31,81	Moderada

τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; ϕ (m) = alcance em metros; RQEM = raiz quadrada do erro médio; B = bias/viés; IDE% = índice de dependência espacial; DE = dependência espacial.

A espacialização da altura total pela krigagem ordinária (Figura 6) indicaram a mesma tendência para todos os modelos de semivariância, em que se observa um gradiente espacial crescente na direção Sudeste-Noroeste, com amplitude média da altura de 25,08 m, considerando os modelos de semivariância avaliados.

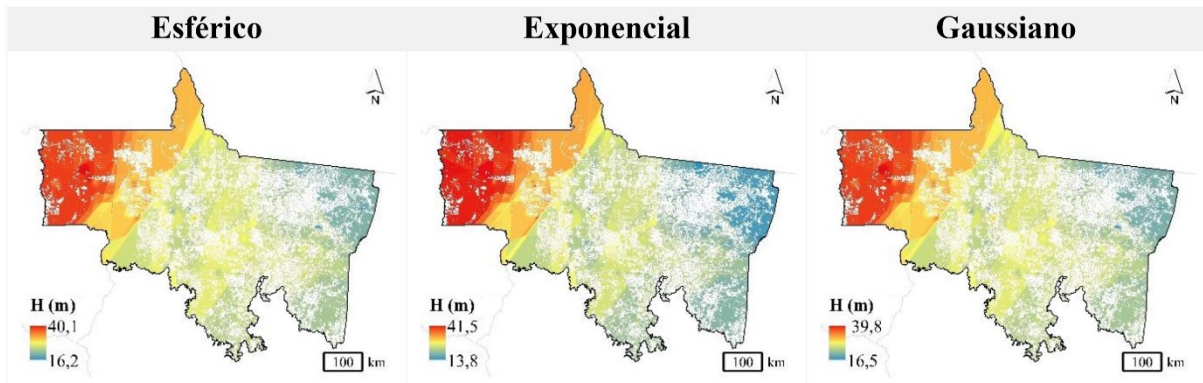


Figura 6. Krigagem ordinária da altura total (H) de LiDAR-GEDI a partir dos modelos esférico, exponencial e gaussiano em florestas da Amazônia Norte mato-grossense.

Os resíduos obtidos na modelagem do volume a partir da inserção da altura total (H) de LiDAR-GEDI apresentaram distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk ($p_1 = 0,30$, $p_2 = 0,24$; $p_3 = 0,45$), e variância homocedástica pelo teste de White, em todas as estratégias avaliadas ($p_1 = 0,89$; $p_2 = 0,53$; $p_3 = 0,07$), como pode ser visualizado também pela Figura 7.

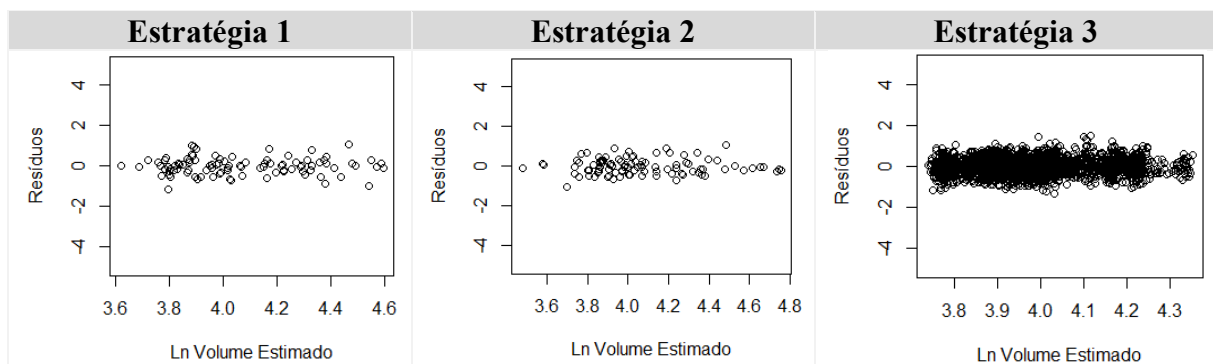


Figura 7. Distribuição gráfica dos resíduos obtidos para as Estratégias 1, 2 e 3, que consistiram na avaliação da inserção de altura total proveniente de LiDAR-GEDI na modelagem volumétrica em florestas da Amazônia Norte mato-grossense.

A altura total, obtida por meio de LiDAR-GEDI (H), foi selecionada como variável independente nas Estratégias 2 e 3, que representam modelos construídos a partir da técnica Stepwise via AIC (Tabela 4). Entretanto, para a Estratégia 2, a variável H foi não-significativa ao nível de 5% de probabilidade ($p = 0,16$). Considerando todas as variáveis independentes, a Estratégia 3 apresentou significância para todas as variáveis do modelo, enquanto para a Estratégia 1, apenas BIO14 (precipitação do mês mais seco) e H (altura total) foram significativas. Foram observadas variáveis climáticas, edáficas e de LiDAR-GEDI em todas as estratégias em que o modelo foi construído (E2 e E3). CTC foi a variável mais frequente nos modelos avaliados.

Tabela 4. Modelo completo (R) e estratégias avaliadas na estimativa do volume de madeira em florestas da Amazônia Norte mato-grossense.

Estratégia	Estrutura Matemática
R	$\ln v = -\text{BIO3} - \text{BIO10} + \text{BIO14} + \text{CTC} + \text{TAG} + \text{DA}$
1	$\ln v = -\text{BIO3}^{\text{ns}} - \text{BIO10}^{\text{ns}} + \text{BIO14} - \text{CTC}^{\text{ns}} + \text{TAG}^{\text{ns}} - \text{DA}^{\text{ns}} - \text{H}$
2	$\ln v = \text{BIO18} + \text{CTC} - \text{pH} + \text{H}^{\text{ns}}$
3	$\ln v = -\text{BIO3} - \text{BIO10} + \text{BIO19} + \text{CTC} + \text{H}$

R: Modelo de referência; BIO 3 = isothermalidade; BIO10 = Temperatura média do trimestre mais quente; BIO14 = Precipitação do mês mais seco; BIO18 = Precipitação do trimestre mais quente; BIO19 = Precipitação do trimestre mais frio; CTC = capacidade de troca catiônica; TAG = teor de argila; DA = densidade aparente; pH = acidez do solo; H = altura total (m). A simbologia “ns” denota variáveis não significativas pelo teste “t” ao nível de 5% de probabilidade.

A variável altura total obtida por LiDAR-GEDI aumentou a precisão de modelos volumétricos obtidos para a Amazônia Norte mato-grossense (Tabela 5). O coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) apresentou aumento médio de 142%, considerando todos as estratégias avaliadas. Entretanto, para o erro padrão da estimativa ($S_{yx}\%$), foi observado um aumento médio de 13%. Em relação a validação preditiva dos modelos, foi observado que a exatidão dos modelos aumentou, em que houve uma redução média de 14% para o β_0 , e aumento médio de 257% e 89% para β_1 e R^2 , respectivamente.

Tabela 5. Estatísticas de ajuste e validação preditiva obtidas para as Estratégias 1, 2 e 3, que avaliaram a inserção da variável altura total (H) de LiDAR-GEDI na modelagem volumétrica de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Estratégia	Ajuste					Validação Preditiva						
	ua	$R^2_{aj.}$	$F_{tab.}$	$F_{calc.}$	$S_{yx}\%$	ua	RQEM	EMA%	B	β_0	β_1	R^2
R	2606	0,08	2,10	39,97	41,43	1.116	23,67	32,16	-4,03	48,93	0,07	0,08
1	96	0,20	2,20	4,38	50,13	41	21,32	30,12	-1,14	43,00	0,24	0,13
2	96	0,30	2,20	10,98	48,40	41	26,40	37,64	2,53	34,69	0,46	0,23
3	2606	0,10	2,10	60,94	42,36	1116	23,34	31,77	-3,77	47,83	0,10	0,10

$R^2_{aj.}$: Coeficiente de determinação ajustado; F_{tab} e $F_{calc.}$: estatística tabelada e calculada de Fisher (5% de probabilidade); $S_{yx}\%$: erro padrão da estimativa em porcentagem; RQEM: Raiz quadrada do erro médio; EMA%: Erro médio absoluto em porcentagem; B: bias/viés; β_0 , β_1 , R^2 = intercepto, inclinação e coeficiente de determinação, respectivamente, do modelo de regressão simples entre o volume estimado e observado.

A Estratégia 2 apresentou o modelo com maior aumento de precisão considerando o coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.} = 0,30$, aumento de 259%), e exatidão, quando analisado os parâmetros da regressão linear do volume estimado em relação ao observado, proveniente da validação preditiva. A Estratégia 3, apesar de apresentar aumento de desempenho menos expressivo, apresentou melhorias para todos as estatísticas, e o menor aumento de R^2 em relação ao modelo de referência.

O estudo semivariográfico indicou que os resíduos apresentaram estrutura de dependência espacial para os modelos de semivariância selecionados em cada estratégia, com grau de dependência espacial entre fraca e moderada (Tabela 6). O modelo esférico foi selecionado para as Estratégias 1 e 2, indicando fraca dependência espacial para os resíduos dos modelos ajustados. Para a Estratégia 3, o modelo exponencial indicou moderada dependência espacial dos resíduos, se aproximando da dependência espacial de referência.

Tabela 6. Modelos teóricos de semivariância e dependência espacial do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear avaliados em três estratégias para estimativas do volume de madeira (m^3ha^{-1}) de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Estratégia	Modelo	τ^2	σ^2	ϕ (m)	IDE(%)	DE
R	Exponencial	80,54	447,69	3.026,90	84,75	Forte
1	Esférico	250,09	50,29	14.064,33	16,74	Fraca
2	Esférico	359,54	18,68	67.434,51	4,94	Fraca
3	Exponencial	319,42	241,63	6.678,081	43,07	Moderada

τ^2 = efeito pepita; σ^2 = contribuição; ϕ (m) = alcance em metros; IDE% = índice de dependência espacial; DE = dependência espacial.

Os mapas de resíduo obtidos para os modelos ajustados indicaram a mesma tendência na distribuição dos padrões espaciais para a Estratégia 1 e Estratégia 2, e tendência distinta para a Estratégia 3 (Figura 8). Para as Estratégias 1 e 2, a amplitude de valores foi próxima, em que a região Noroeste apresentou tendência em superestimativa do volume de madeira, e a Central, Norte e Leste, por sua vez, tendência em apresentar subestimativas. O mapa de resíduo obtido para a Estratégia 3 apresentou a maior amplitude de valores e maior equilíbrio espacial entre subestimativas e superestimativas. Apesar de apresentar tendência em superestimativas em alguns estratos localizados ao Noroeste, também foi observado estratos com tendência em subestimativas na região.

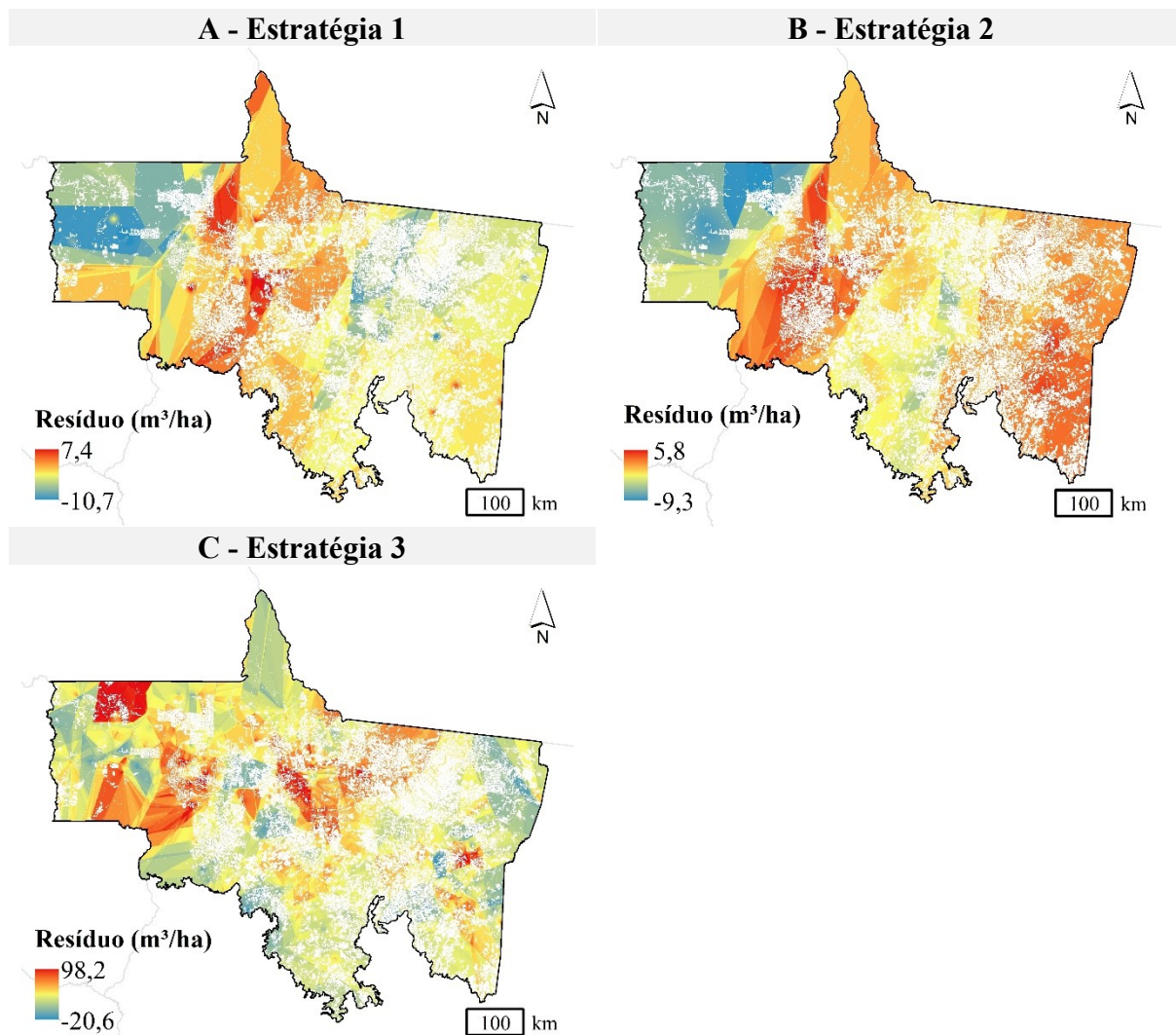


Figura 8. Espacialização do resíduo obtido a partir do modelo de regressão linear ajustado para a Estratégia 1 (A), Estratégia 2 (B) e Estratégia 3 (C), para estimativas do volume de madeira (m^3ha^{-1}) de espécies madeireiras da Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Como observado pelas estatísticas da validação preditiva (Tabela 7), a variável altura total obtida por LiDAR-GEDI aumentou a precisão e exatidão de modelos de regressão associados com krigagem com regressão. Em média, RQEM e o EMA% reduziram cerca de 4 e 6%, respectivamente. Também foi observada uma redução média em cerca de 16% para β_0 , e aumento de 46 e 6% para β_1 e R^2 . A Estratégia 2 foi a que apresentou as melhorias mais expressivas de desempenho, quando comparadas às demais. Entretanto, apresentou o maior

nível de viés, tendendo a superestimativa da variável. Por outro lado, a Estratégia 3 apresentou pouco aumento no desempenho do modelo, mas o menor nível de viés nas estimativas.

Tabela 7. Estatísticas obtidas a partir da krigagem com regressão do volume em três estratégias de inserção da variável altura total de LiDAR-GEDI na modelagem volumétrica de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

Estratégia	RQEM	EMA%	B	β_0	β_1	R²
R	21,08	30,71	-0,06	40,42	0,30	0,29
1	19,35	27,06	-0,51	37,72	0,34	0,25
2	20,65	28,93	5,27	25,83	0,64	0,37
3	20,44	30,49	0,48	38,75	0,33	0,30

RQEM: Raiz quadrada do erro médio; EMA%: Erro médio absoluto em porcentagem; B: viés; β_0 , β_1 , R² = intercepto, inclinação e coeficiente de determinação, respectivamente, do modelo de regressão simples entre o volume estimado e observado.

Os mapas obtidos para o modelo determinístico e corrigido pela krigagem com regressão dos resíduos estão ilustrados na Figura 9. Os mapas determinísticos e da krigagem com regressão obtidos para as três estratégias, apresentaram distribuição espacial similar, com gradiente crescente na direção Sudeste-Noroeste. A Estratégia 3 apresentou a maior diferença entre o mapa determinístico e da krigagem com regressão, resultado da maior amplitude dos resíduos espacializados. Por outro lado, para Estratégia 1 e Estratégia 2, foram observados valores próximos entre os mapas determinísticos e da krigagem com regressão, resultado da menor amplitude dos resíduos observada nas duas estratégias.

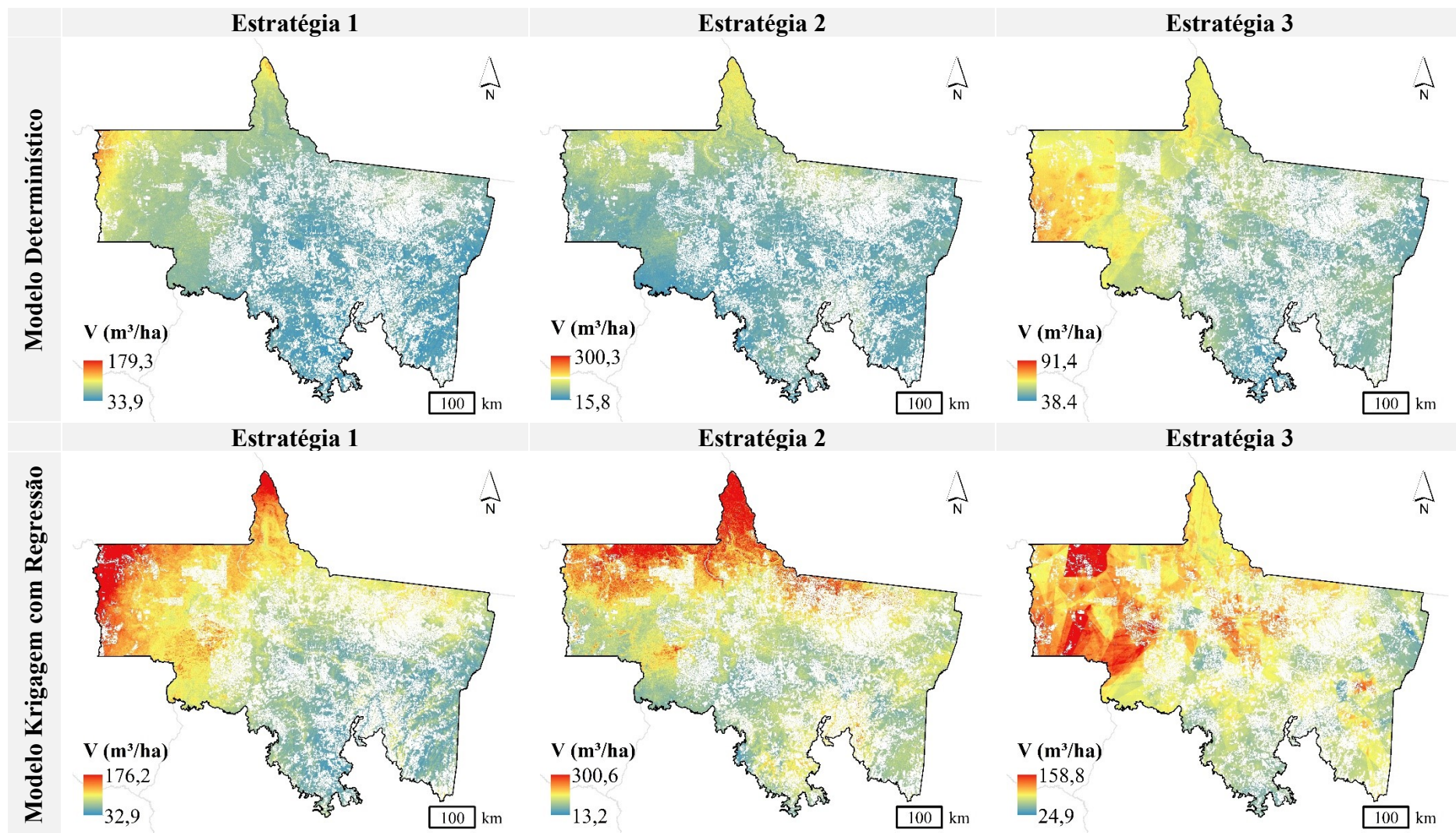


Figura 9. Mapas determinísticos e corrigidos pela krigagem com regressão, considerando três estratégias de inserção da altura total de LiDAR-GEDI na espacialização do volume de madeira de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

4. DISCUSSÃO

4.1. Variabilidade do Volume e Altura Total de LiDAR-GEDI

As estatísticas descritivas obtidas nessa pesquisa refletem a heterogeneidade de variáveis dendrométricas de espécies florestais da Amazônia. Nessas florestas, é frequente observar uma alta variabilidade no volume de madeira. Além disso, também é observada fraca correlação linear entre a altura total e o volume de madeira. Em Florestas Ombrófilas, variando entre Aberta e Densa, Cysneiros et al. (2017) relataram variabilidade em cerca de 69% para o volume comercial de 32 espécies comerciais em área de manejo sob concessão. Nessa pesquisa, os autores relataram correlação de 0,35 entre altura comercial e volume de madeira. Lansanova et al. (2018), verificaram variabilidade média de 51% para o volume de madeira e 20% para altura total para cinco espécies comerciais, em Floresta Estacional Sempre-Verde. A maior variabilidade do volume em relação à altura total, pode ser justificada pela forma como a variável é obtida. A variabilidade do volume de madeira, em nível de árvore individual, incorpora as variações do diâmetro a altura do peito e da altura total na sua estimativa (SCOLFORO, 2005).

Além disso, a Amazônia é caracterizada pela extrema riqueza e abundância de espécies florestais com dimensões variadas, as quais são resultados de distribuições diamétricas, alturas e idades heterogêneas (FIGUEIREDO FILHO, 1983; TER STEEGE et al., 2013). A alta variabilidade do volume, e sua correlação com outras variáveis dendrométricas, é relacionada a interação complexa entre uma série de fatores, como altura, diâmetro, forma, idade, densidade de árvores, entre outros (LANSSANOVA et al., 2018; SCOLFORO et al., 2008; SILVEIRA et al., 2019b;). Essa complexidade, por sua vez, dificulta a aplicação de fatores de forma ou de equações de volume (FIGUEIREDO FILHO, 1983).

4.2. Validação da Altura Total de LiDAR-GEDI

Os resultados encontrados indicam que a métrica RH_{100} proveniente de LiDAR-GEDI pode ser utilizada para representar a altura total, e conseqüentemente, ser empregada como variável preditora na modelagem volumétrica. A altura de LiDAR-GEDI apresentou valores correlacionados com a altura comercial do banco de dados, em que os valores obtidos pelo LiDAR foram superiores aos mensurados em inventário florestal.

Os valores encontrados para a altura total das árvores, variando entre 11,5 e 43,07 metros, são congruentes com as informações relatadas na literatura e observados em campo. De acordo com estudos em Floresta Ombrófila Densa da Amazônia, árvores podem exibir alturas totais entre 30 e 35 m, enquanto algumas árvores emergentes alcançam mais de 40 m (ANDRADE et al., 2019). Em relação a Floresta Estacional Sempre-Verde Aluvial da Amazônia, é observado que as árvores emergentes possuem altura média em torno de 25 m, ao passo que, na Floresta Estacional Sempre-Verde das Terras Baixas, as árvores de grande porte podem atingir alturas entre 35 e 40 m (IBGE, 2012). Em termos de validação dos dados de LiDAR-GEDI, Zhang et al. (2022) sugerem que a altura relativa obtida a ser considerada deve ser maior que 5 metros, a fim de evitar ruídos, como por exemplo, quando encostas são classificadas erroneamente como árvores.

4.3. Estrutura Espacial da Altura Total de LiDAR-GEDI

Para viabilizar a aplicação da Estratégia 3, foi necessário avaliar a estrutura de dependência espacial da altura total de LiDAR-GEDI. Os resultados obtidos demonstraram que foi possível modelar a estrutura de dependência espacial da altura total de LiDAR-GEDI em

uma escala regional. O modelo gaussiano, que apresentou as melhores estatísticas de ajuste, demonstrou moderada dependência espacial da variável, indicando que o fenômeno espacial associado à variável pode ser considerado como estacionário de segunda ordem, que indica um processo espacial com média e variância constantes e covariância dependente apenas da distância entre os pontos (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

A variável apresentou alcance médio em torno de 9,2 km, indicando que dois footprints apresentam correlação espacial em um raio médio de 9 km para altura total obtida por LiDAR-GEDI. A dependência espacial da altura total é observada em povoamentos equiâneos, principalmente quando considerada a altura dominante (LUNDGREN et al., 2017; PELISSARI et al., 2015; ZECH et al., 2018), entretanto, inexistem relatos para florestas inequiâneas, principalmente em grande escala.

4.4. Modelagem Volumétrica e Altura Total de LiDAR-GEDI

A variável altura total obtida por LiDAR-GEDI aumentou a precisão e exatidão de modelos volumétricos de regressão associados à krigagem com regressão. Ao contrário das variáveis edafoclimáticas, a altura total é uma variável dendrométrica, e apresentou moderada correlação positiva com o volume de madeira, justificando o aumento na precisão e exatidão das estimativas do volume. Em modelos volumétricos avaliados a nível individual em florestas da Amazônia, o aumento significativo de acurácia com a inclusão da variável altura é relatada por vários autores (BARRETO et al., 2014; COLPINI et al., 2009; CYSNEIROS et al., 2017; TONINI; BORGES, 2015). Essa melhoria pode ser atribuída à relação matemática utilizada para calcular o volume, na qual a altura e o diâmetro são variáveis fundamentais (SCOLFORO, 2005).

Cysneiros et al. (2017) recomendam cautela na mensuração e inserção da altura total nos modelos volumétricos, pois é uma variável de difícil obtenção e que pode prejudicar a estimativa do volume se não obtida de maneira adequada. Entretanto, a variável altura total de LiDAR-GEDI pode ser uma alternativa viável na construção de modelos volumétricos, principalmente em escalas regionais e globais, pela disponibilidade de dados, em termos espaciais e temporais (ZHANG et al., 2022).

A Estratégia 3 demonstrou que a análise geoestatística associada ao LiDAR-GEDI viabilizou o melhor desempenho da modelagem, uma vez que foi possível espacializar a altura total de LiDAR-GEDI para obter informações da variável em todas as unidades amostrais do inventário florestal. Utilizar essa metodologia viabilizou aumento na intensidade amostral dos pontos de LiDAR-GEDI, e conseqüentemente, detectar e modelar com mais detalhes a estrutura de dependência espacial dos resíduos obtidos no modelo de regressão. A alta intensidade amostral na análise geoestatística pode levar a resultados mais consistentes, com redução das incertezas, modelos de semivariância mais precisos e capacidade de capturar os padrões espaciais da variável regionalizada (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Além disso, a significância da altura obtida por LiDAR-GEDI foi observada no modelo obtido por essa metodologia, indicando que a associação entre o volume de madeira e de altura total é significativa em grandes escalas, contribuindo para explicar as variações na variável dependente. Em relação a krigagem com regressão, foram observadas estimativas de volume com menor nível de viés associado para a Estratégia 3, e estratos mais detalhados no mapa de volume corrigido pela krigagem com regressão.

5. CONCLUSÕES

A altura total obtida de LiDAR-GEDI pode ser utilizada para representar a altura total, e apresenta relação estatística significativa com o volume de madeira de espécies madeireiras em florestas da Amazônia Norte mato-grossense. A sua inclusão em modelos de regressão, associados à krigagem dos resíduos, aumenta a precisão e exatidão das estimativas para os modelos de regressão de volume por área.

A moderada estrutura de dependência espacial detectada e modelada para altura total obtida por LiDAR-GEDI permitiu a espacialização acurada da variável por meio da krigagem ordinária, que viabilizou a detecção e modelagem dos padrões espaciais dos resíduos. Além disso, o mapa da altura tornou viável a espacialização determinística do volume de madeira e posterior correção pela krigagem com regressão, indicando o potencial da altura obtida por LiDAR-GEDI em modelos volumétricos.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVARES, C. A. et al. Koppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013. https://doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507_0941-2948/2013/0507
- ANDRADE, V. H. F. et al. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. *Forest Ecology and Management*, v. 438, n. 1, p. 215-223, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.02.030>
- APG III. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG III. *Botanical Journal of the Linnean Society*, v.161, p.105-121, 2009.
- BARRETO, W. F. et al. Equação de volume para apoio ao manejo comunitário de empreendimento florestal em Anapu, Pará. *Pesquisa Florestal Brasileira*, v. 34, n. 80, p. 321-329, 2014. <https://doi.org/10.4336/2014.pfb.34.80.721>
- MATO GROSSO. Decreto nº 1313, de 11 de março de 2022. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 11 mar. 2022. Seção 1, p. 1. Disponível em: <https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=429880>. Acesso em: 9 ago. 2023.
- BRASIL. Resolução CONAMA nº 406, de 02 de fevereiro de 2009. *Diário Oficial da República Federativa do Brasil*, n. 26, 2009. Disponível em: <https://www.legisweb.com.br/legislacao/?id=111081>. Acesso em: 5 jan. 2022.
- COCHRAN, W. G. *Sampling techniques*. 2. ed. New York: Wiley, 1977.
- COLPINI, C. et al. Determinação do volume, do fator de forma e da porcentagem de casca de árvores individuais em uma floresta ombrófila aberta na região noroeste de Mato Grosso. *Acta Amazonica*, v. 39, n. 1, p. 97-104, 2009. <https://doi.org/10.1590/S0044-59672009000100010>
- CYSNEIROS, V. C. et al. Modelos genéricos e específicos para estimativa do volume comercial em uma floresta sob concessão na Amazônia. *Scientia Forestalis*, v. 45, n. 114, p. 295-304, 2017. <https://doi.org/10.18671/scifor.v45n114.06>
- DUBAYAH, R. et al. GEDI L2B Canopy Cover and Vertical Profile Metrics Data Global Footprint Level V002 [Data set]. NASA EOSDIS Land Processes Distributed Active Archive Center. 2021. Acessado em 2023-07-30. https://doi.org/10.5067/GEDI/GEDI02_B.002
- DUBAYAH, R. et al. The Global Ecosystem Dynamics Investigation: High-resolution laser ranging of the Earth's forests and topography. *Science of Remote Sensing*, v. 1, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.srs.2020.100002>
- DUNCANSON, L. et al. Aboveground biomass density models for NASA's Global Ecosystem Dynamics Investigation (GEDI) lidar mission. *Remote Sensing of Environment*, v. 270, 2022. <https://doi.org/10.1016/j.rse.2021.112845>

FICK, S. E.; HIJMANS, R. J. WorldClim 2: new 1km spatial resolution climate surfaces for global land areas. **International Journal of Climatology**, v. 37, n. 12, p. 4302-4315, 2017.

FIGUEIREDO FILHO, A. **Estudos de modelos matemáticos para estimar o volume por unidade de área em uma floresta tropical úmida na Amazônia brasileira**. 1983. 176 p. Dissertação (Mestrado em Ciências) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1983.

GIMENEZ, B. O. et al. Equações volumétricas para espécies comerciais madeireiras do Sul do estado de Roraima. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 106, p. 291-301, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2 ed. Rio de Janeiro, 2012. 271 p.

IUSS WORKING GROUP WRB. **World Reference Base for Soil Resources 2014, update 2015 International soil classification system for naming soils and creating legends for soil maps, World Soil Resources Reports**. Roma: FAO, 2015, 203 p.

LANSSANOVA, L. R. et al. Comparação entre diferentes métodos para estimativa volumétrica de espécies comerciais da Amazônia. **BIOFIX Scientific Journal**, v. 3, n. 1, p. 109-115, 2018. <https://doi.org/10.5380/biofix.v3i1.57489>

LEÃO, F. M. et al. How many trees are necessary to fit an accurate volume model for the Amazon forest? A site-dependent analysis. **Forest Ecology and Management**, v. 480, n. 1, p. 1-10, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118652>

LUNDGREN, J. C. W. et al. Estimação do volume de eucaliptos por krigagem e cokrigagem no semiárido pernambucano. **Floresta e Ambiente**, v. 24, n. 1, 2017. <https://doi.org/10.1590/2179-8087.140415>

MAPBIOMAS. Coleção 7 da Série Anual de Mapas da Cobertura e Uso do Solo do Brasil. Acessado em 23 de novembro de 2022. Disponível em: <https://plataforma.brasil.mapbiomas.org/>

MELLO et al. Multivariate models for annual rainfall erosivity in Brazil. **Geoderma**, v.202-203, p. 88-102, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2013.03.009>

O'DONNELL, M. S.; IGNIZIO, D. A. Bioclimatic predictors for supporting ecological applications in the conterminous United States. **US Geological Survey Data Series**, v. 691, n. 10, p. 1-11, 2012.

OLIVEIRA, S. R. R. S. **Modelagem do volume de espécies florestais da Amazônia: Comparação entre equações genéricas e específicas por espécie**. 2022. 80 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. Belém, 2022.

PELLISSARI, A. L. et al. Propostas de mapeamentos da capacidade produtiva de sítios florestais por meio de análises geoestatísticas. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 107, p. 601-608, 2015.

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

SANTOS, H. G. et al. **O novo mapa de solos do Brasil**. Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, 1 ed., 2011, 67 p.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P.; SOUZA, C. A. M. **Análise de regressão aplicada à Engenharia Florestal**. 2. ed. Santa Maria: Facos, 2009, 294 p.

SCOLFORO, J. R. S. et al. **Inventário florestal de Minas Gerais: Cerrado, florística, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal**. Lavras: UFLA, 2008. 216 p.

SCOLFORO, H. F. et al. Spatial interpolators for improving the mapping of carbon stock of the arboreal vegetation in Brazilian biomes of Atlantic forest and Savanna. **Forest Ecology and Management**, v. 376, n.1, p. 24-35, 2016. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2016.05.047>

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: parte I: modelos de regressão linear e não linear: parte II: modelos para relação hipsométrica, volume, afilamento e peso da matéria seca**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2005. 352 p.

SILESHI, G. W. A critical review of forest biomass estimation models, common mistakes and corrective measures. **Forest Ecology and Management**, v. 1, n. 1, p. 329-237, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.06.026>

SILVA, V. L.; REIS, E. A.; AMARAL, G. D. **Análise de Regressão Linear no Pacote R**. R, p. 51, 2009.

SILVEIRA, E. M. O. et al. Pre-stratified modelling plus residuals kriging reduces the uncertainty of aboveground biomass estimation and spatial distribution in heterogeneous savannas and forest environments. **Forest Ecology and Management**, v. 445, n. 1, p. 96-109, 2019a. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.05.016>

SILVEIRA, E. M. O. et al. Spatial distribution of wood volume in Brazilian savannas. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 4, p. 1-12, 2019b. <https://doi.org/10.1590/0001-3765201920180666>

TER STEEGE, H. et al. Hyperdominance in the Amazonian tree flora. **Science**, v. 342, n. 1, p. 325-334, 2013. <http://dx.doi.org/10.1126/science.1243092>

TONINI, H.; BORGES, R. A. Equação de volume para espécies comerciais em Floresta Ombrófila Densa no Sul de Roraima. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 35, n. 82, p. 111-118, 2015. <https://doi.org/10.4336/2015.pfb.35.82.738>

VASQUES, G. M. et al. Soil organic carbon stock maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60- 100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021a.

VASQUES, G. M. et al. Soil organic carbon stock maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60- 100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021a.

VASQUES, G. M. et al. Soil organic carbon content maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021b.

VASQUES, G. M. et al. Soil acidity (pH) maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021c.

VASQUES, G. M. et al. Soil effective cation exchange capacity maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100- 200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021d.

VASQUES, G. M. et al. Soil clay, silt and sand content maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100- 200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021e.

VASQUES, G. M. et al. Soil available water maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021f.

VASQUES, G. M. et al. Soil bulk density maps for Brazil at 0-5, 5-15, 15-30, 30-60, 60-100 and 100-200 cm depth intervals with 90 m spatial resolution. Version 2021. Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil, 2021g.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. 1. ed. São Paulo: Oficina de textos, 2013.

ZECH, D. F. et al. Uso de interpoladores espaciais na estratificação estatística de Pinus taeda. **Scientia Forestalis**, v. 46, n. 117, 2018. <https://doi.org/10.18671/scifor.v46n117.08>

ZHANG, S. et al. Modelling forest volume with small area estimation of forest inventory using GEDI footprints as auxiliary information. **International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation**, v. 114, 2022. <https://doi.org/10.1016/j.jag.2022.103072>

ZIMBACK, C. R. L. **Geoestatística**. Botucatu: UNESP, 1 ed., 2003, 25 p.

CONCLUSÕES GERAIS

Conclui-se que a diversidade, riqueza e equabilidade de espécies apresentam padrões estruturados no espaço, com gradiente espacial crescente na direção Sudeste-Noroeste. Em contraste, a dominância das espécies segue um gradiente oposto, aumentando em direção ao Sudeste da área estudada. As Florestas Ombrófila Densa e Ombrófila Aberta apresentam maior diversidade e riqueza, enquanto a Floresta Estacional Sempre-Verde, os menores valores. As fitofisionomias localizadas em áreas de tensão ecológica apresentam valores intermediários. As florestas com maior diversidade e riqueza estão associadas a regiões de menor sazonalidade de precipitação. Além disso, locais com maiores índices de temperatura média anual e precipitação anual viabilizam maior diversidade de espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense.

O estoque de volume de espécies madeireiras também é fortemente influenciado pelos fatores ambientais, com destaque para a sazonalidade climática e as propriedades do solo. A modelagem volumétrica baseada em variáveis ambientais foi eficaz, principalmente quando combinada com técnicas como krigagem com regressão de resíduos. Essas abordagens resultaram em estimativas mais precisas e acuradas do volume de madeira para a Amazônia Norte mato-grossense.

O uso de dados LiDAR-GEDI para a obtenção da altura total das árvores se mostrou uma alternativa viável como variável preditora na estimativa de volume de madeira por área. A dependência espacial da altura total, bem como a utilização dessa variável em conjunto com a krigagem de resíduos, indicou um potencial promissor para melhorar a precisão e exatidão das estimativas de volume de madeira em uma escala regional.

Em conjunto, essas conclusões fornecem uma compreensão mais abrangente das relações complexas entre fatores ambientais, distribuição espacial de espécies e estoque de volume de madeira espécies madeireiras na Amazônia Norte mato-grossense, gerando implicações significativas para o planejamento de ações de conservação, manejo sustentável e tomada de decisões relacionadas à exploração sustentável de recursos florestais na Amazônia Brasileira.

APÊNDICE A

Tabela 1. Coeficientes de equações volumétricas (β_n) obtidas em cinco estratégias avaliadas na modelagem do volume de espécies madeireiras a partir de dados estratificados por fitofisionomia e clusters na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

E	Vegetação/Cluster	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	$\hat{\beta}_6$	$\hat{\beta}_7$
1	FOA	11,658	-0,072	-0,143	-0,011	0,002	0,021	0,439	-
	FOD	2,790	0,023	0,005	0,063	-0,050	-0,001	-0,159	-
	FESV	2,286	-0,006	-0,007	-0,105	-0,039	0,000	1,905	-
	FO/FE	17,266	-0,015	-0,455	0,005	-0,094	0,002	-0,543	-
	FE/S	10,129	-0,028	0,054	-0,029	0,239	-0,006	-4,006	-
	FO/S	29,365	-0,228	-0,656	-0,020	-0,083	0,006	4,861	-
2	FOA	9,265	-0,090	0,014	0,002	0,000	-	-	-
	FOD	5,883	-0,015	0,062	-0,005	-0,002	-	-	-
	FESV	1,906	0,124	0,005	0,176	-0,004	0,000	-	-
	FO/FE	20,840	-0,231	-0,547	-0,085	-	-	-	-
	FE/S	-3,979	0,006	0,018	0,002	0,000	-	-	-
	FO/S	4,844	-0,004	-	-	-	-	-	-
3	Cluster 1	3,993	0,002	-0,002	-	-	-	-	-
	Cluster 2	11,350	-0,166	-0,077	0,001	-0,004	-	-	-
	Cluster 3	18,32	0,074	-0,611	-0,821	0,127	-0,002	-	-
	Cluster 4	2,290	0,002	-0,006	0,294	0,103	-	-	-
4	Cluster 1	10,879	-0,117	-0,084	0,001	-	-	-	-
	Cluster 2	4,772	0,081	-0,209	0,014	0,000	0,002	-0,434	0,064
5	Cluster 1	11,724	-0,427	-0,081	-	-	-	-	-
	Cluster 2	11,77	-0,055	-0,201	0,079	0,001	0,130	0,00	-
	Cluster 3	5,83	-0,272	0,001	0,000	-	-	-	-
	Cluster 4	3,99	0,119	-0,050	-	-	-	-	-
	Cluster 5	11,875	-0,482	-0,400	-	-	-	-	-

E: Estratégias; FOA: Floresta Ombrófila Aberta; FOD: Floresta Ombrófila Densa; FESV: Floresta Estacional Sempre-Verde; FO/FE: Floresta Ombrófila/Floresta Estacional; FE/S: Floresta Estacional/Savana; FO/S: Floresta Ombrófila/Savana; β_0 , β_1 , R^2 = intercepto, inclinação e coeficiente de determinação

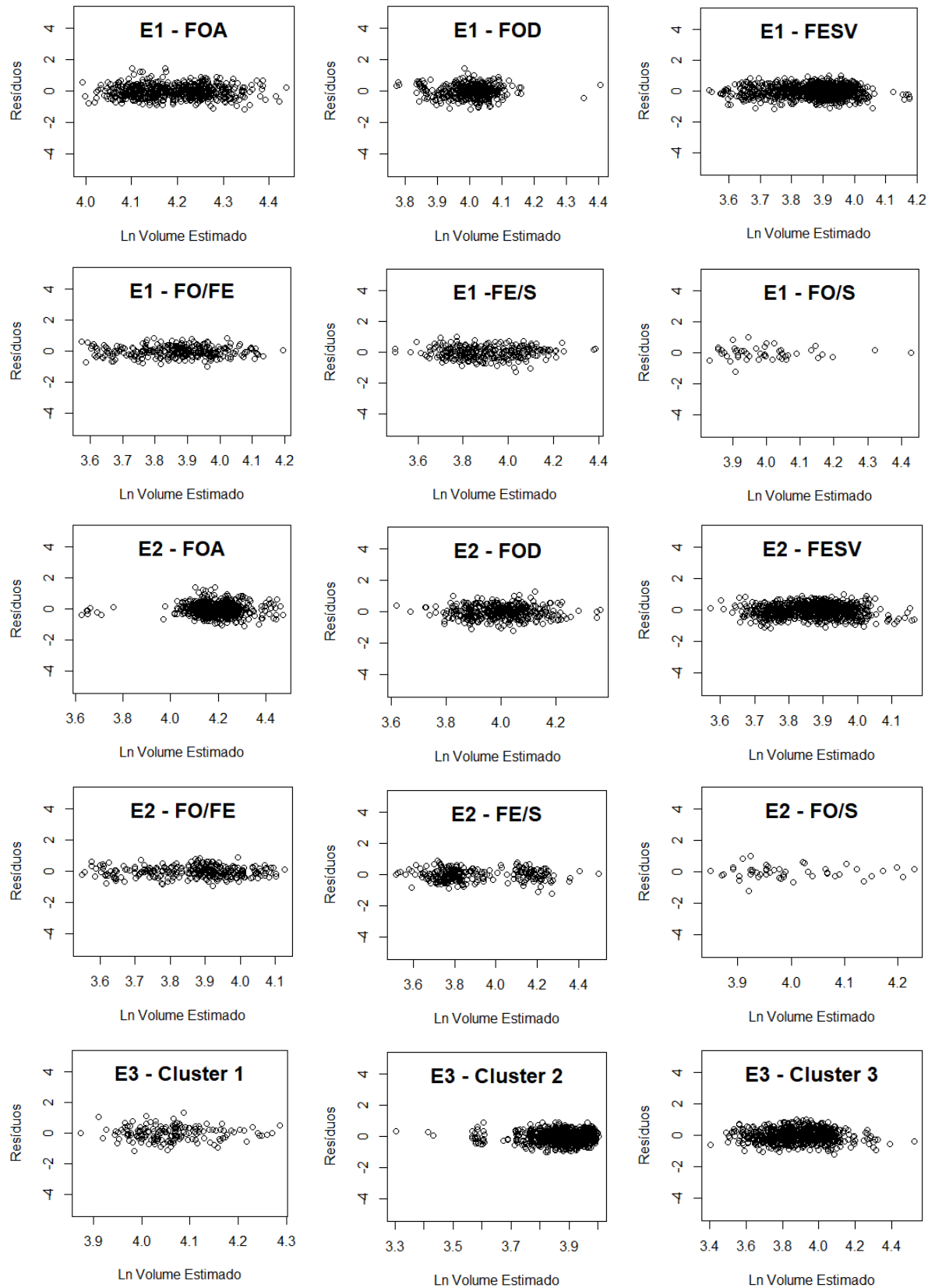


Figura 1. Distribuição gráfica dos resíduos obtidos em cinco estratégias avaliadas na modelagem do volume de espécies madeireiras a partir de dados estratificados por fitofisionomia e clusters na Amazônia Norte mato-grossense, Brasil.

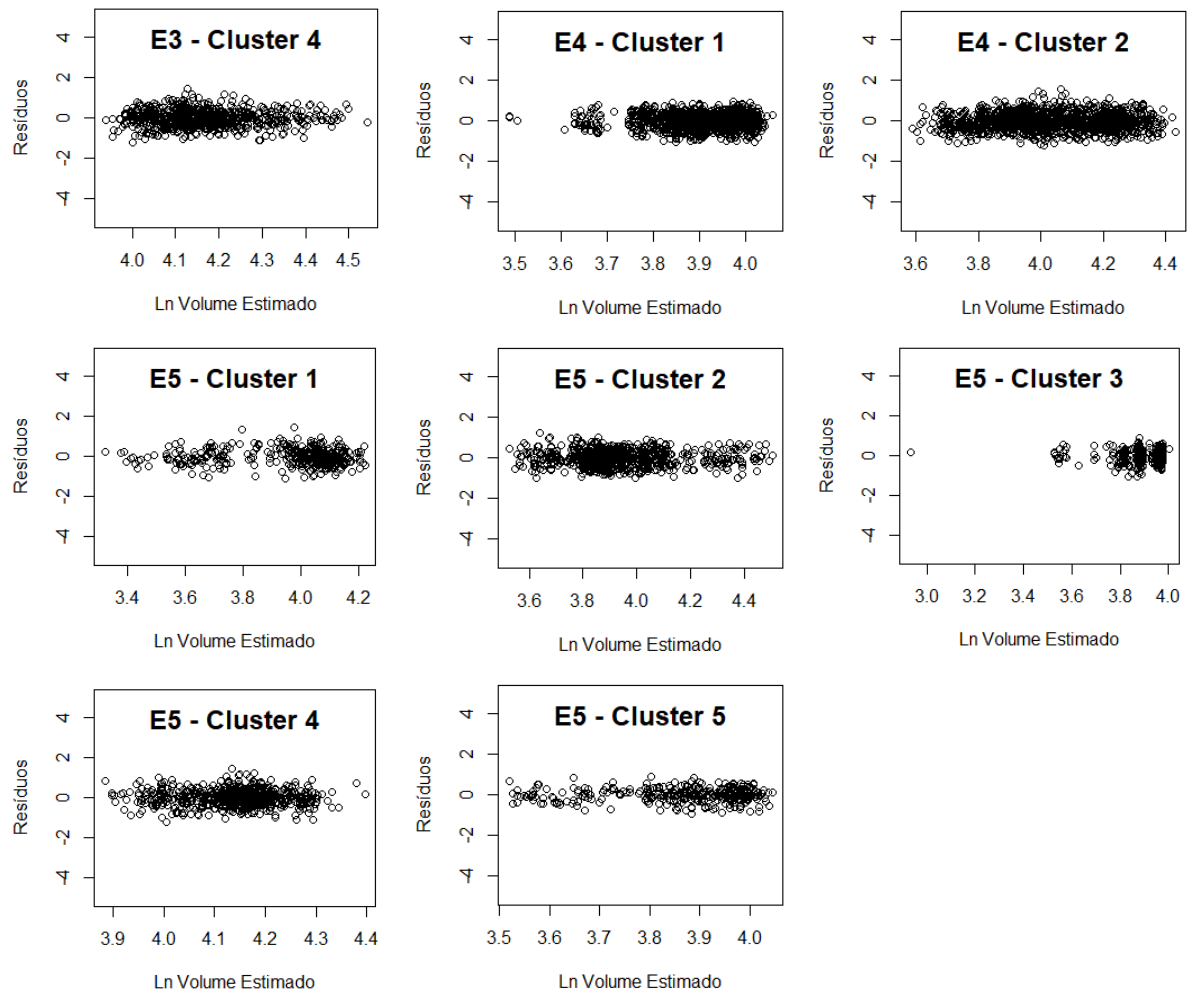


Figura 2. Continuação.