

Modelagem geoestatística do volume comercial e sortimentos em povoamentos de *Pinus taeda* L.

Rafael Grazeke de Oliveira^{1*} Allan Libanio Pelissari¹ Vinicius Costa Cysneiros¹
Julio Eduardo Arce¹

¹Universidade Federal do Paraná, Av. Prof. Lothário Meissner, 632, Jardim Botânico, Campus III, Curitiba, PR, Brasil

Original Article

*Corresponding author:
rafael.grazeke@gmail.com

Keywords:

Spatial dependence

Ordinary kriging

Production ordering

Palavras-chave:

Dependência espacial

Krigagem ordinária

Ordenamento da produção

Received in

2022/03/04

Accepted on

2023/03/20

Published in

2023/06/30



DOI:

<http://dx.doi.org/10.34062/af.s.v10i2.13499>

RESUMO: Para aumentar a precisão dos resultados dos inventários florestais, se faz necessário o uso de ferramentas além das tradicionais. Com isso, o presente trabalho objetivou a modelagem espacial do volume comercial e dos sortimentos de *Pinus taeda* L. com geoestatística. Essa técnica parte do pressuposto que as unidades amostrais mais próximas no espaço geográfico são mais semelhantes. A área de estudo é um projeto silvicultural da espécie *Pinus taeda* com 145,3 ha, implantado no ano de 2002, com espaçamento de 3 m x 2,5 m. Neste projeto, foi realizado um primeiro desbaste misto aos 9 anos, no qual a densidade de indivíduos foi reduzida em 50% e um segundo desbaste seletivo aos 14 anos, retirando 50% dos indivíduos remanescentes. Os dados foram coletados em 2020, sendo mensuradas 30 unidades amostrais circulares com área de 600 m² cada. Para modelagem da altura em diferentes diâmetros e dos sortimentos, foram cubadas 30 árvores selecionadas no povoamento. Foram testados seis modelos de relação altura-diâmetro, sendo os de Stoffels, Trorey, Curtis, Campos e Leite, Azevedo e Henriksen. Para a estimativa dos sortimentos, foi utilizado o Polinômio de 5^o Grau. As semivariâncias foram calculadas, com objetivo de verificar a dependência espacial das variáveis analisadas. Os resultados demonstraram que foi possível modelar e espacializar o volume comercial e os sortimentos de *P. taeda* por meio da geoestatística. O mapeamento espacial dos sortimentos permite aprimorar o planejamento das atividades de colheita, fornecendo maior exatidão às estimativas por meio da localização geográfica das classes de volume.

Geostatistical modeling of commercial volume and assortments in *Pinus taeda* L. stands

ABSTRACT: To increase the accuracy of the results, it is necessary to use tools in addition to the traditional ones. Thus, the present work aimed to model the commercial volume and assortments of *Pinus taeda* L. using geostatistics. Geostatistics assumes that closer sampling units in geographic space are more similar. The study area is a silvicultural project of the *Pinus taeda* L. species with 145.3 ha, implemented in 2002, with a spacing of 3 m x 2.5 m. In this project, a first mixed thinning was carried out at 9 years old, in which the density of individuals was reduced by 50% and a second selective thinning at 14 years old, removing 50% of the remaining individuals. Data were collected in 2020, and 30 sampling units were measured in the field with a circular shape with an area of 600 m². For modeling height at different diameters and assortments, 30 trees in the stand were scaling. Six models of height-diameter relation were tested, being the models of Stoffels, Trorey, Curtis, Campos and Leite, Azevedo and Henriksen. To estimate the assortments, the 5th Degree Polynomial was used. The semivariances were calculated in order to verify the spatial dependence of the variables. The geostatistical modeling of commercial volume and assortments of *Pinus taeda* L. was possible. The spatial mapping of assortments allows for better planning of harvesting activities, with greater accuracy of the geographic location of larger volumes.

Introdução

O Brasil detém uma das maiores áreas de florestas plantadas do mundo, totalizando 9,93 milhões de hectares em 2021, sendo 7,53 milhões ha⁻¹ de *Eucalyptus* spp., 1,93 milhões ha⁻¹ de *Pinus* spp. e 475 mil hectares divididos em outros gêneros (IBÁ 2022). As regiões Sul e Sudeste possuem as maiores áreas plantadas do Brasil, com 27,68% e 41,53%, respectivamente, devido as características estruturais de logística e mercado consumidor favorável, bem como aos fatores edafoclimáticos que beneficiam o crescimento das espécies. O estado do Paraná é o maior produtor de florestas do gênero *Pinus* spp., com total de 710 mil hectares plantados (IBÁ 2022), empregando aproximadamente 100 mil pessoas (APRE 2020).

Informações precisas e confiáveis são úteis para a mensurar e quantificar os recursos florestais, considerando que a decisão de manejo será tomada a partir desses dados. Dessa forma, torna-se necessária a utilização de ferramentas que subsidiem as decisões de manejo (Sanquetta et al. 2014).

A geoestatística parte do pressuposto que as unidades amostrais mais próximas no espaço geográfico são mais semelhantes entre si, possibilitando o estudo da dependência espacial de variáveis. Com isso, é possível avaliar o comportamento espacial dos atributos das florestas, estimando valores para locais não amostrados a partir dos dados observados em locais próximos (Yamamoto e Landim 2013). Na área florestal, a geoestatística é usada para estudar a distribuição espacial do volume de espécies comerciais em projetos silviculturais, aprimorando a tomada de decisão e o manejo praticado nas áreas (Pelissari et al. 2014; Pelissari et al. 2017; Calixto et al. 2017).

O presente estudo tem como objetivo mapear a distribuição espacial do volume comercial e dos sortimentos da espécie *Pinus taeda* L. em um projeto silvicultural localizado no Sul do estado do Paraná, por meio da modelagem geoestatística. Para isso, considerou-se a hipótese que é possível modelar espacialmente a variabilidade do volume e dos sortimentos analisados.

Material e métodos

A área de estudo está localizada no município de General Carneiro, Sul do estado do Paraná, entre as coordenadas UTM de 445788,9 e 7085035,5. O clima da região segundo classificação de Köppen é do tipo Cfb – subtropical úmido mesotérmico, o qual apresenta verões frescos e geadas frequentes durante o inverno. Segundo o Instituto Nacional de Meteorologia (INMET 2022), a região possui a temperatura média anual de 16,4 °C e precipitação média anual de 1.690 mm.

A área possui um projeto silvicultural da espécie *Pinus taeda* com 145,3 ha, implantado no ano de 2002 com espaçamento de 3 m x 2,5 m. Neste

projeto, foi realizado um primeiro desbaste misto aos 9 anos, sendo retirado 50% da densidade total de árvores, enquanto um segundo desbaste seletivo foi efetuado aos 14 anos, removendo 50% da densidade total remanescente.

Os dados foram coletados no ano de 2020, sendo mensuradas 30 unidades amostrais em campo de formato circular, com área de 600 m² e 13,82 m de raio. Foram medidas as circunferências a 1,30 m do solo de todas as árvores presentes nas parcelas, enquanto as alturas foram coletadas em 20% dos indivíduos em cada parcela, com auxílio do clinômetro digital Haglof Vertex IV. As alturas dominantes foram obtidas pela média da altura das seis árvores com maiores diâmetros em cada parcela, baseando-se no método de Assmann (1970).

Para estimativa dos sortimentos, foi feita a cubagem rigorosa de 30 árvores, sendo selecionadas as com ausência de quebras, bifurcações, tortuosidades ou ataque de pragas, abrangendo a distribuição diamétrica de forma proporcional às frequências relativas de cada classe (Figura 1). As medidas foram efetuadas pelo método relativo de Hohenadl modificado, com 15 secções, sendo medidos os diâmetros seccionais a 0,5%, 1%, 5%, 10%, 15%, 20%, 25%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 95% da altura total.

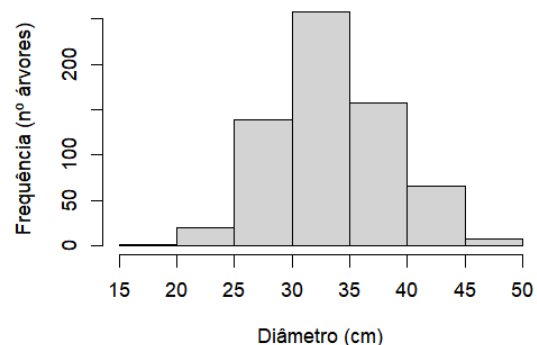


Figura 1. Distribuição diamétrica dos povoamentos de *Pinus taeda*.

A relação hipsométrica ou relação altura-diâmetro foi modelada para estimar a altura das árvores a partir do (diâmetro) (Husch et al. 2002). Para isso, foram testados seis modelos amplamente utilizados para *Pinus taeda* (Nicoletti et al. 2016; Atanazio et al. 2017), sendo os de Stoffels (1), Trorey (2), Curtis (3), Campos e Leite (4), Azevedo (5) e Henriksen (6). Para a seleção do melhor modelo, foram utilizados os critérios: maior coeficiente de determinação ajustado (R_{aj}^2), menor raiz quadrada do erro médio quadrático em porcentagem ($RMSE\%$), menor valor de Critério de Informação de Akaike (AIC), ausência de heterocedasticidade dos resíduos (análise gráfica) e normalidade dos resíduos (teste de Shapiro-Wilk (SW) ao nível de significância de 5% ($\alpha = 0,05$).

Stoffels: $\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \ln(\varepsilon_i)$ (1)

Trorey: $h = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon_i$ (2)

Curtis: $\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 1/d + \ln(\varepsilon_i)$ (3)

Campos e Leite: $\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 1/d + \beta_2 \ln(hdom) + \ln(\varepsilon_i)$ (4)

Azevedo: $\ln(h) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \beta_2 1/d + \ln(\varepsilon_i)$ (5)

Henriksen: $h = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \varepsilon_i$ (6)

d é o diâmetro a 1,3 m do solo (cm), h é a altura total (m), $hdom$ é a altura dominante (m), β_i são os coeficientes de regressão e ε_i é o erro aleatório.

Para o cálculo dos sortimentos, foi utilizado o Polinômio de 5º Grau (7), ajustado por meio da regressão linear múltipla (Schöepfer 1966). Os volumes de cada sortimentos foram calculados por meio da integração do Polinômio de 5º Grau (8).

$$\frac{d_i}{d} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{h_i}{h}\right) + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + \beta_4 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 + \beta_5 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$V = K * d^2 \left[c_0^2 h_i + c_1 c_0 h_i^2 + \left(\frac{2}{3} c_2 c_0 + \frac{1}{3} c_1^2\right) h_i^3 + \left(\frac{1}{2} c_3 c_0 + \frac{1}{2} c_2 c_1\right) h_i^4 + \left(\frac{2}{5} c_4 c_0 + \frac{2}{5} c_3 c_1 + \frac{1}{5} c_2^2\right) h_i^5 + \left(\frac{1}{3} c_4 c_1 + \frac{1}{3} c_5 c_0 + \frac{1}{3} c_3 c_2\right) h_i^6 + \left(\frac{2}{7} c_5 c_1 + \frac{2}{7} c_4 c_2 + \frac{1}{7} c_3^2\right) h_i^7 + \left(\frac{1}{4} c_5 c_2 + \frac{2}{7} c_4 c_3\right) h_i^8 + \left(\frac{2}{9} c_5 c_3 + \frac{1}{9} c_4^2\right) h_i^9 + \frac{1}{5} c_5 c_4 h_i^{10} + \frac{1}{11} c_5^2 h_i^{11} \right]_{h_2}^{h_1} + \varepsilon_i \quad (8)$$

d_i é diâmetro da seção i em h_i (cm), d é diâmetro a 1,3 m do solo (cm), h é altura total medida (m), h_i é a altura da seção i (m), β_i são os coeficientes de regressão, K é $\pi/40000$, c_0 é β_0 , c_1 é β_1/h , c_2 é $\beta_2/h^2, \dots, c_5$ é β_5/h^5 e ε_i é erro aleatório.

As medidas de sortimentos utilizadas para as estimativas foram fornecidas pela empresa detentora da área de estudo e estão apresentadas na Tabela 1. Para a análise exploratória dos dados (volume comercial e sortimentos), foram calculadas as medidas de desvio padrão (S_x), coeficiente de variação ($cv\%$), média aritmética (\bar{X}), valores mínimos (X_{min}) e máximos ($X_{máx}$). Também foram construídos histogramas de frequência para verificar a assimetria e curtose de cada variável. Para verificar

a normalidade das variáveis, foi aplicado o teste de Shapiro-Wilk (SW) com nível de significância de 5% ($\alpha = 0,05$).

Tabela 1. Medidas de sortimentos para os povoamentos de *Pinus taeda* analisados

| Diâmetros da seção (cm) | Comprimento da seção (m) |
|-------------------------|--------------------------|
| 8 – 13 | 2,40 |
| 13 – 18 | 2,65 |
| 18 – 23 | 2,65 |
| 23 – 33 | 2,65 |
| >33 | 3,05 |

Com os resultados de volume comercial e sortimentos obtidos para cada unidade amostral, foram calculadas as semivariâncias (9), com objetivo de verificar a dependência espacial das variáveis analisadas, o posicionamento geográfico central de cada unidade amostral (x, y) e o posterior cômputo das distâncias (h) e das diferenças numéricas das variáveis (Z) na malha de pontos.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \left\{ \left[\frac{Z(x_i) - Z(x_i + h)}{Z(x_i + h)} \right]^2 \right\} \quad (9)$$

$\gamma(h)$ é a semivariância de $Z(x_i)$, h é a distância (m), $N(h)$ é o número de pares de pontos medidos, $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ são separados por uma distância h .

As semivariâncias foram determinadas entre os pontos amostrais equidistantes, cujo processo foi repetido em quatro direções no plano espacial: 0°, 45°, 90° e 135°, das quais foi obtida a matriz das semivariâncias médias entre as distâncias equivalentes. A modelagem geoestatística dos dados foi realizada por meio do ajuste dos modelos Esférico (10), Exponencial (11), Gaussiano (12) e Cúbico (13), com o auxílio do pacote geoR (Ribeiro Junior e Diggle 2001) do programa computacional R (R Core Team 2021).

A estrutura dos modelos de semivariograma foi composta pelo efeito pepita (C_0), que correspondeu ao valor da semivariância para a distância zero, pelo patamar ($C_0 + C$), que representou a estabilização dos valores do semivariograma aproximadamente igual à variância dos dados e pela variância *a priori* (C), dada pela diferença entre o patamar e o efeito pepita; e o alcance (a), definido pela distância onde o semivariograma alcança o patamar (Webster e Oliver 2007). A avaliação e a seleção dos melhores ajustes foram baseadas nos menores valores dos critérios da raiz quadrada do erro médio quadrático em porcentagem ($RMSE\%$) e do Critério de Informação de Akaike (AIC).

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[\left(\frac{3}{2}\right) \left(\frac{h}{a}\right) - \left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{h}{a}\right)^3 \right] & \text{se } h < a \\ C_0 + C & \text{se } h \geq a \end{cases} \quad (10)$$

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C(1 - e^{-h/a}) & \text{se } h < a \\ C_0 + C & \text{se } h \geq a \end{cases} \quad (11)$$

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C(1 - e^{-h^2/a^2}) & \text{se } h < a \\ C_0 + C & \text{se } h \geq a \end{cases} \quad (12)$$

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[7 \left(\frac{h}{a}\right)^2 - \frac{35}{4} \left(\frac{h}{a}\right)^3 + \frac{7}{2} \left(\frac{h}{a}\right)^5 - \frac{3}{4} \left(\frac{h}{a}\right)^7 \right] & \text{se } h < a \\ C_0 + C & \text{se } h \geq a \end{cases} \quad (13)$$

$\gamma(h)$ é a semivariância de $Z(x_i)$, h é a distância (m), C_0 é o efeito pepita, C é variância *a priori* dos dados, $C_0 + C$ é o patamar e a é o alcance (m).

Para interpolação espacial via krigagem ordinária (14), foram utilizadas as coordenadas geográficas e os valores do sortimento obtido para cada unidade amostral (X_i), com objetivo de gerar estimativas para os locais não amostrados (X_0) em toda área de estudo. Para a construção dos mapas temáticos e posterior interpretação dos padrões espaciais de cada sortimento, foram considerados o melhor modelo de semivariograma selecionado e o peso de cada unidade amostral nas estimativas em locais não amostrados (λ_i).

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(x_i)] \quad (14)$$

Z^* é o estimador de krigagem ordinária, λ_i : peso, n é o número de dados e $Z(x_i)$ são os dados experimentais.

O interpolador determinístico *Inverse Distance Weighted* (IDW) foi utilizado para compreender a variação espacial das variáveis que não apresentaram dependência espacial. O IDW (15) que locais mais próximos possuem maior influência geográfica sob as áreas circundantes, do que locais mais distantes (Kanegae Júnior et al. 2007).

$$\hat{Z}(x) = \frac{\sum_{i=1}^n Z(x_i) W_i}{\sum_{i=1}^n W_i} \quad (15)$$

$\hat{Z}(x)$ é o estimador para locais não amostrados, W_i é o peso e $Z(x_i)$ é o valor observado de cada unidade amostral.

Resultados e discussão

De acordo com os critérios de seleção utilizados, o melhor modelo para estimativa da altura foi o de Campos e Leite (Tabela 2). No entanto, a normalidade dos resíduos não foi atestada para este modelo, sendo excluído das análises. Assim, o modelo de Henriksen foi o escolhido para as modelagens subsequentes, por apresentar maior coeficiente de determinação ajustado (R_{aj}^2), baixo erro dado pela raiz quadrada do erro médio quadrático ($RMSE\%$), menor valor do Critério de Informação de Akaike (AIC), ausência de heterocedasticidade e normalidade dos resíduos (Tabela 2 e Figura 2).

Os baixos valores de R_{aj}^2 obtidos, corroboram com a fraca correlação entre as variáveis ($r = 0,475$). Estes resultados dizem sobre a perda da capacidade explicativa dos diâmetros para estimarem as alturas, sendo consequência do efeito dos desbastes na área. Segundo Barros et al. (2002), com o avanço da idade do povoamento e a aplicação de desbastes, ocorre a redução da correlação linear entre a altura e o diâmetro, devido a homogeneização da distribuição das alturas, ao passo que o crescimento em altura alcança o ponto assintótico primeiramente em relação ao diâmetro.

A normalidade dos resíduos foi verificada apenas para os modelos de Trorey e Henriksen pelo teste de Shapiro-Wilk ($p < 0,05$). As curvas de ajuste mostram que os modelos resultaram em comportamento adequado para descrever a relação altura-diâmetro, visto que sua distribuição se estabeleceu ao centro dos valores observados, sem heterocedasticidade aparente (Figura 2).

Tabela 2. Resultados do ajuste e seleção de modelos para descrever a relação altura-diâmetro nos povoamentos de *Pinus taeda*.

| Modelos | β_0 | β_1 | β_2 | R_{aj}^2 .% | $RMSE\%$ | AIC | SW |
|----------------|-----------|-----------|-----------|---------------|----------|---------|------|
| Stoffels | 2,4482 | 0,2068 | - | 22,5 | 5,9 | 1864,38 | * |
| Trorey | 16,0103 | 0,3236 | -0,0026 | 22,4 | 5,9 | 1173,91 | ns |
| Curtis | 3,3775 | -6,7011 | - | 22,1 | 5,9 | 1867,54 | * |
| Campos e Leite | 0,6206 | -5,8261 | 0,8521 | 55,4 | 4,5 | 1506,82 | * |
| Azevedo | 2,188 | 0,2645 | 1,9056 | 22,3 | 5,9 | 1866,42 | * |
| Henriksen | 6,6853 | 4,9225 | - | 22,5 | 5,9 | 1172,59 | ns |

β_i são os coeficientes de regressão dos modelos ajustados, R_{aj}^2 .% é o coeficiente de determinação ajustado em porcentagem, $RMSE\%$ é a raiz quadrada do erro médio quadrático; AIC é o Critério de Informação de Akaike, SW é o teste de Shapiro-Wilk; * é o valor significativo ao nível de significância de 5%, ns é o valor não significativo

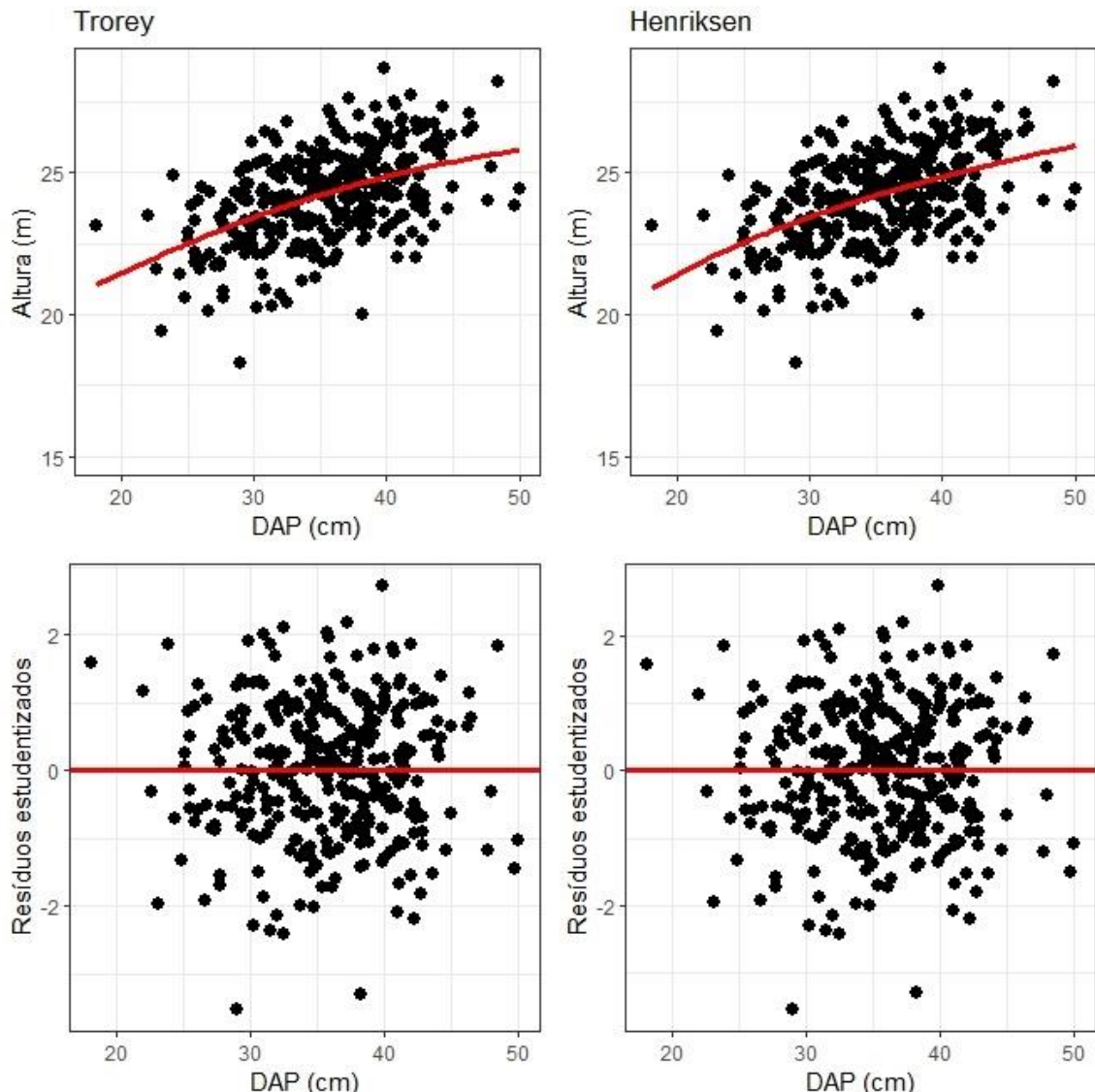


Figura 2. Análise gráfica do ajuste (gráficos superiores) e distribuição dos resíduos (gráficos inferiores) para os modelos selecionados para a modelagem da relação altura-diâmetro nos povoamentos de *Pinus taeda*.

O polinômio de 5° grau resultou em bom ajuste ($R_{aj}^2 = 0,98$ e $RMSE\% = 6,13\%$). Os coeficientes de regressão foram estatisticamente significativos ($p < 0,05$) com valores de: $\beta_0 = 1,1615$; $\beta_1 = -3,4051$; $\beta_2 = 13,5478$; $\beta_3 = -27,9565$; $\beta_4 = 25,4301$; e $\beta_5 = -8,8000$. Os resíduos apresentaram heterocedasticidade, com maiores erros para os maiores valores de h_i/h (Figura 3A).

O perfil do fuste mostra que a forma das árvores pode ser representada pela linha ajustada à média dos diâmetros seccionais (Figura 3B). O número de árvores suficientes para a cubagem foi atendido com 30 árvores, com o nível de probabilidade de 87% e limite de erro de 10%.

Os sortimentos 8-13 cm e > 33 cm resultaram nos menores valores mínimos (X_{min}). Os volumes aumentaram conforme o aumento do sortimento,

resultando no maior valor médio (\bar{x}) e máximo (X_{max}) para o sortimento 23-33 cm. A maior variação foi observada no maior sortimento (> 33 cm), evidenciado pelo $cv\%$ de 52,2 (Tabela 3).

As variáveis analisadas apresentaram normalidade, com a não significância ao nível de 5% pelo teste de Shapiro-Wilk (SW). Segundo Pelissari et al. (2014), mesmo a normalidade não sendo um fator para aplicação da geoestatística, a transformação logarítmica dos dados pode ser uma alternativa para evitar a influência dos poucos valores elevados nos estimadores lineares da Krigagem.

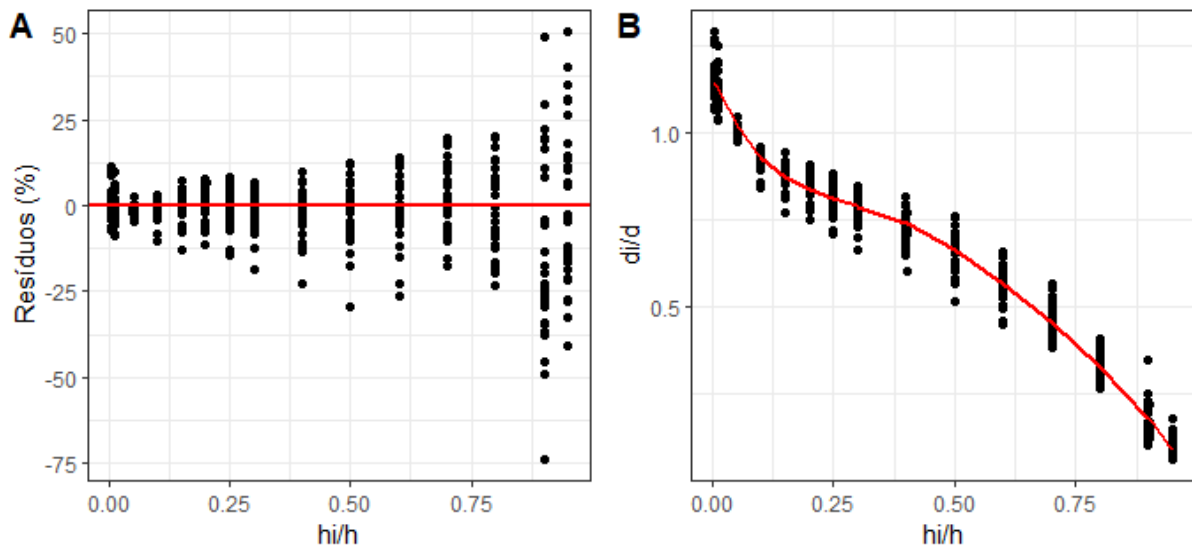


Figura 3. Distribuição dos resíduos (A) e perfil do fuste (B) para o Polinômio de 5º Grau ajustado para os povoamentos de *Pinus taeda*.

Tabela 3. Análise exploratória do volume comercial por sortimento nos povoamentos de *Pinus taeda*.

| | X_{min} | \bar{X} | X_{max} | $cv\%$ | SW |
|-----------------------------|-----------|-----------|-------------------|--------|------|
| Variáveis ($m^3 ha^{-1}$) | | | ($m^3 ha^{-1}$) | | |
| Volume comercial | 192,6 | 355,6 | 525,8 | 23,8 | ns |
| 8-13 cm | 8,1 | 14,3 | 21,3 | 20,6 | ns |
| 13-18 cm | 16 | 29 | 38,4 | 17,8 | ns |
| 18-23 cm | 40,4 | 63,2 | 88,2 | 18,6 | ns |
| 23-33 cm | 90,3 | 197,4 | 295,5 | 27,3 | ns |
| > 33 cm | 6,5 | 51,7 | 110,9 | 52,2 | ns |

X_{min} é o valor mínimo, \bar{X} é a média, X_{max} é o valor máximo, $cv\%$ é o coeficiente de variação, SW é o teste de Shapiro-Wilk ao nível de significância de 5% e * é o valor significativo ao nível de significância de 5%.

A análise da anisotropia mostra que as variáveis apresentaram comportamento semelhante para as semivariâncias em todas as distâncias analisadas (Figura 4). Com isso, não foi constatado efeito anisotrópico. Pelissari et al. (2014) encontraram resultados semelhantes para um plantio

de *Tectona grandis* L. f. para as variáveis de volume ($m^3 ha^{-1}$) e área basal ($m^2 ha^{-1}$), sugerindo comportamento semelhante dessas variáveis com o volume comercial e os sortimentos analisados.

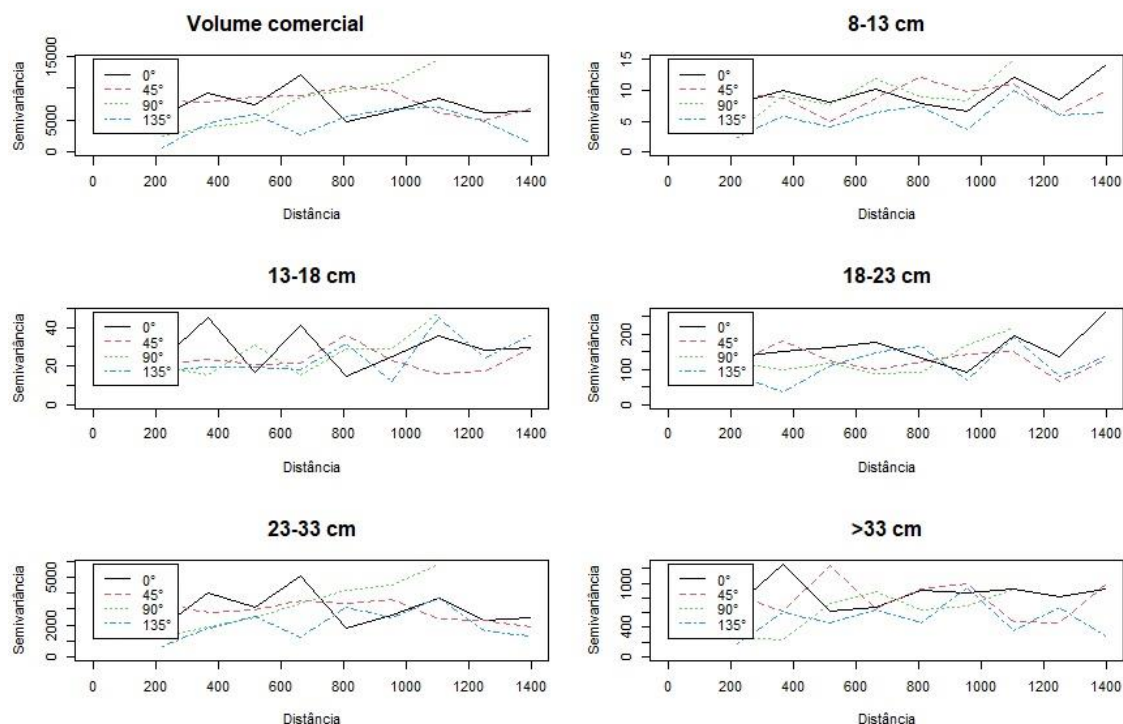


Figura 4. Análise da anisotropia por meio de semivariogramas direcionais para o povoamento de *Pinus taeda*.

O modelo Cúbico de semivariograma foi o melhor modelo ajustado para estimativa do volume comercial e dos sortimentos 13-18 cm e 18-23 cm (Tabela 4). O modelo Esférico obteve melhor performance para os sortimentos 23-33 cm e >33 cm. O sortimento 8-13 cm resultou no melhor ajuste com o modelo Gaussiano. O menor erro (*RMSE%*) foi obtido para o sortimento 13-18 cm, ao passo que o maior erro foi observado para a classe de > 33 cm. A maior variação do sortimento de > 33 cm, evidenciada pelo *cv%* de 52,2%, reflete em maiores erros das estimativas, devido à dificuldade dos modelos em representar a alta variabilidade da variável estimada.

Os semivariogramas ajustados apresentaram maior dependência espacial para o volume comercial e os sortimentos de 8-13 cm e 13-18 cm, devido ao menor espalhamento das semivariâncias (Figura 5). Calixto et al. (2017) também verificaram a dependência espacial para diferentes sortimentos em um plantio de *Pinus taeda*, enquanto Ribeiro (2014) registrou a dependência espacial para classes de sítios em área de silvicultura de *Pinus taeda* no centro-sul do Paraná.

Tabela 4. Parâmetros de semivariograma para o volume comercial e sortimentos.

| Variáveis ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) | Modelo | C_0 | C_0+C | C | a | <i>RMSE%</i> | <i>AIC</i> |
|---|-----------|-------|---------|-------|-------|--------------|------------|
| Volume comercial | Cúbico | 2 | 6214,2 | 350,5 | 513,8 | 14,9 | 349 |
| 8-13 cm | Gaussiano | 2 | 6,3 | 14,2 | 190,9 | 16,3 | 153 |
| 13-18 cm | Cúbico | 2 | 23,4 | 28,8 | 332,4 | 13,2 | 187,7 |
| 18-23 cm | Cúbico | 2 | 130,2 | 62,5 | 375,2 | 18,1 | 236,7 |
| 23-33 cm | Esférico | 2 | 2573,5 | 194,5 | 439,9 | 15,5 | 323,9 |
| > 33 cm | Esférico | 2 | 655,1 | 51,1 | 379,8 | 36,9 | 284,2 |

C_0 é o efeito pepita, $C_0 + C$ é o patamar, C é a variância *a priori*, a é o alcance (m), *RMSE%* é a raiz quadrada do erro médio quadrático e *AIC* é o Critério de Informação de Akaike.

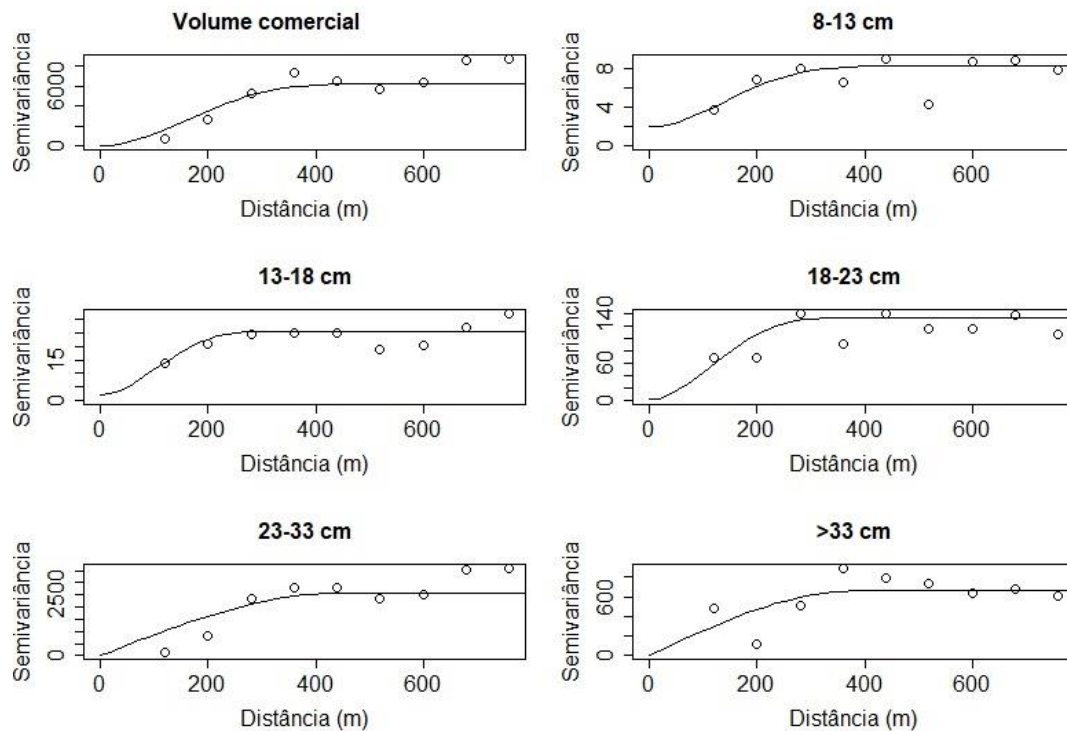


Figura 5. Semivariogramas ajustados para o volume comercial e sortimentos.

Nos mapas temáticos confeccionados, a variação espacial do volume é evidente, demonstrando que a geoestatística é adequada para identificar e espacializar a variabilidade e distribuição espacial do volume no espaço geográfico (Figura 6). A variação espacial do volume também foi identificada por outros autores que analisaram as estimativas de volume com krigagem ordinária, como Rufino et al. (2006), Rosa Filho et al. (2011), Calixto et al. (2017) e Pelissari et al. (2017).

Com o mapeamento da variabilidade espacial, é possível planejar as atividades de colheita com maior exatidão, visto que indicam a localização dos maiores volumes comerciais e por sortimentos em locais específicos, podendo atender demandas de mercado com maior eficiência no uso dos recursos financeiros e humanos. Segundo Pelissari et al. (2017), a geoestatística, apoiada ao inventário tradicional, possibilita o melhor planejamento das atividades de manejo e colheita, visando a

maximização da produção florestal.

A variação volumétrica possui influência da declividade do terreno (Figura 7A) ao compararmos com os mapas de volume. Dessa forma, os locais mais declivosos superiores a 34° , comportam os maiores valores de volume comercial. Corroborando com os resultados apresentados, Souza e Fiorentin (2015) avaliaram o crescimento de *Pinus* spp. em terrenos declivosos na região de Nova Araçá (RS), concluindo que as variáveis dendrométricas foram ligeiramente superiores em locais com declividade acentuada, atribuindo os resultados à menor competição entre os indivíduos.

Ao centro da área de estudo, é evidenciado o menor volume para todas as estimativas, o que é explicado pela presença de ataque de *Sapajus nigritus* Kerr (macaco-prego) em alguns locais (Figura 7B). Segundo Liebsch et al. (2018), ataques de *Sapajus nigritus* em *Pinus taeda* podem gerar danos consideráveis, com redução de até 34,2% na produção volumétrica total.

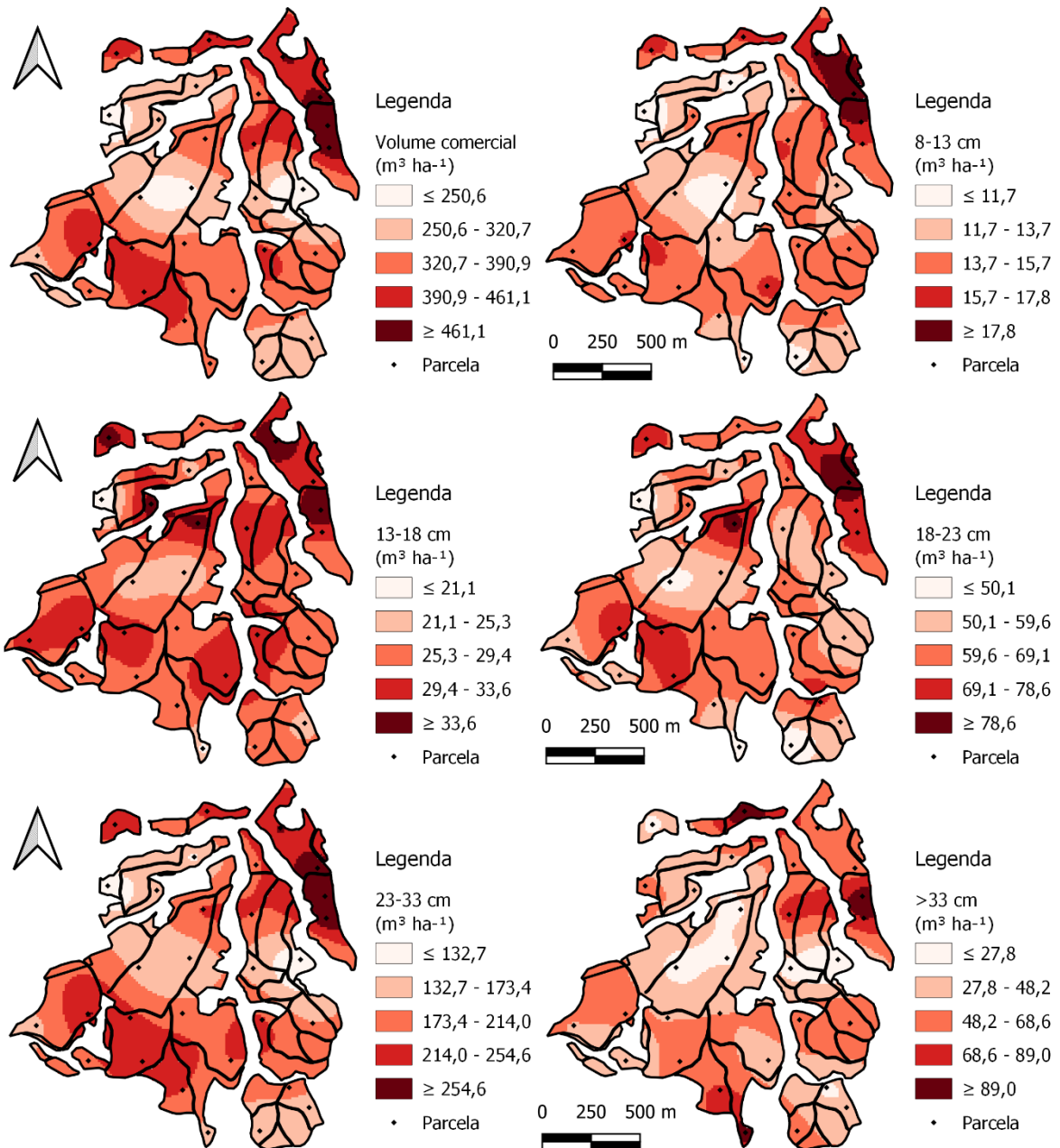


Figura 6. Mapas temáticos para volumes comercial e por sortimento em povoamento de *Pinus taeda*.

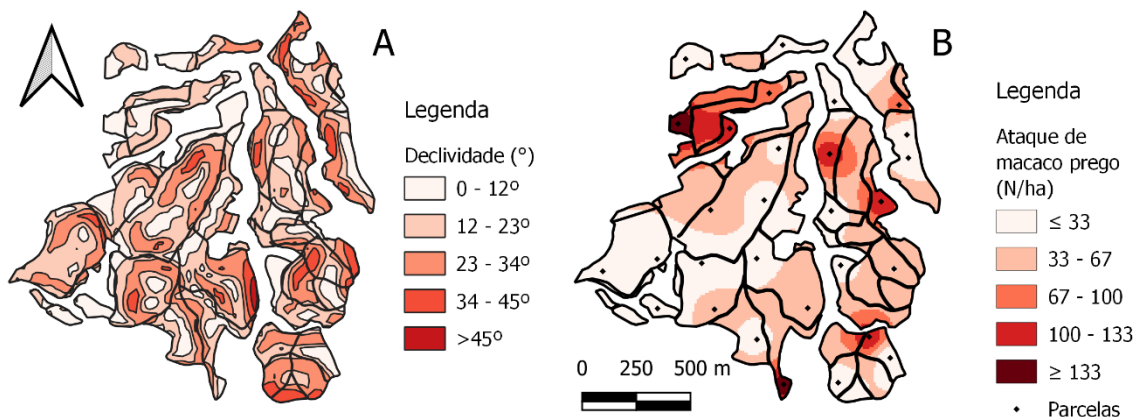


Figura 7 Espacialização da declividade (A) e do ataque de *Sapajus nigritus* (B) nos povoamentos de *Pinus taeda*.

Conclusões

Foi possível modelar a variabilidade espacial do volume comercial por sortimentos de *Pinus taeda* com geostatística. Os mapas mostram que a variação volumétrica no espaço geográfico é evidente. Com isso, os resultados do inventário tradicional não captam a variação espacial do volume, sendo necessário o uso de interpoladores espaciais para melhor quantificação dos estoques florestais.

A elevada variabilidade nos sortimentos com menor frequência de observações afeta a avaliação da dependência espacial.

Agradecimentos

Aos autores e a equipe de inventário florestal pelo tempo e esforço direcionado para construção deste trabalho.

Referências

APRE - Associação Paranaense de Empresas de Base Florestal. *Estudo Setorial de 2020*. 1º edição. Curitiba: Gráfica Comunicare, 22-62p.

Assmann E (1970) *The principles of forest yield study: studies in the organic production, structure, increment, and yield of forest stands*. Oxford: Pergamon Press. 506 p.

Atanzio KA, Krefta SM, Vuaden E, Klein DR, Oliveira GS, Silva, MTS (2017) Comparação de modelos de relação hipsométrica em floresta de *Pinus taeda* L. no município de Enéas Marques, Paraná. *Scientia Agraria Paranaensis*, 16(4): 535-541. doi: 10.18188/1983-1471/sap.v16n4p535-541.

Barros DA, Machado AS, Acerbi Júnior FW (2002) Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus occarpa* em diferentes tratamentos. *Embrapa Florestas*, 45: 3-38. doi: pfb.cnpf.embrapa.br/pfb/index.php/pfb/article/view/1747.

Calixto AZ, Pelissari AL, Roveda M, Nakajima NY (2017) Modelagem geostatística dos sortimentos volumétricos em povoamentos de *Pinus* spp. *Agrarian Academy*, (4)7: 335. doi: 10.18677/Agrarian_Academy_2017a33.

Husch B, Beers TW, Kershaw JA (2002) *Forest mensuration*. 4º edição. New York: J. Wiley. 456p.

IBÁ – Indústria Brasileira de Árvores (2020) *Relatório anual 2020*. 1º edição. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas. 18-24p.

INMET – Instituto Nacional de Meteorologia. Normais Climatológicas. Brasília - DF, 2022.

Kanegae Junior H, Mello JM, Scolforo JRS, Oliveira AD (2007) Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. *Revista Árvore*, 31(5): 859-866. doi: doi.org/10.1590/S0100-67622007000500010.

Liebsch D, Moreira JMMAP, Oliveira EB, Mikich SB (2018) Impacto do descascamento de árvores de *Pinus taeda* L. por macacos-prego na produção e receita em plantios com desbastes. *BIOFIX Scientific Journal*, 3(1): 48-55. doi: 10.5380/biofix.v3i1.56574

Nicoletti MF, Souza K, Silvestre R, França MC, Rolim FA (2016) Relação hipsométrica para *Pinus taeda* L. em diferentes fases do ciclo de corte. *Floram*, 23(1): 80-89. doi: 10.1590/2179-8087.051513.

Pelissari AL, Figueiredo Filho, A, Péllico Netto S, Ebling AA, Roveda M, Sanquetta CR (2017) Geostatistical modeling applied to spatiotemporal dynamics of successional tree species groups in a natural Mixed Tropical Forest. *Ecological Indicators*, 90(2): 1-7. doi: 10.1590/0001-3765201820170826.

Pelissari AL, Figueiredo Filho A, Caldeira SF, Machado AS (2014) Geoestatística aplicada ao manejo de povoamentos Florestais de Teca, em períodos pré-desbaste seletivo, no estado do Mato Grosso. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.32, n.3, p.430-444.

R Core Team (2021) *R: A language and environment for statistical computing*. Version 4.1.2. Vienna: R Foundation for Statistical Computing.

Rufino TMC, Thiersch CR, Ferreira SO, Kanegae Junior H, Fais D (2006) Uso da geostatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e atributos do solo. *Ambiência*, (2)1: 86-93.

Rosa Filho G, Carvalho MP, Montanari R, Silva JM, Siqueira GM, Zambianco EC (2011) Variabilidade espacial de propriedades dendrométricas do eucalipto e de atributos físicos de um Latossolo Vermelho. *Bragantia*, (70)2: 439-446. doi: 10.32404/rean.v4i1.1194.

Ribeiro Junior PJ, Diggle PJ (2001) *geoR: A package for geostatistical analysis*. R-NEWS, (1)2: 15-18, 2001. ISSN 1609-3631.

Ribeiro MS (2014) *Geoestatística utilizada no planejamento estratégico de florestas de produção de Pinus taeda* L. Dissertação, Universidade Federal do Paraná, Curitiba. 56p.

Sanquetta CR, Dalla Corte AP, Rodrigues AL, Watzlawick IF (2014) *Inventários Florestais: Planejamento e Execução*. 3º edição. Curitiba: Multi-Graphic Gráfico e Editora. 277p.

Schöpfer W (1966) *Automatisierung des Massen, Sorten und Wertberechnung stenender Waldbestände Schriftenreihe Bad.* [S.l.]: Wurt-Forstl, 1966. n.p.

Souza JT, Fiorentin ID (2015) *Crescimento de variáveis dendrométricas de Pinus spp. na região de Nova Araçá, RS*. Unoesc & Ciência – ACET, Edição Especial: 23-28.

Webster R, Oliver MA (2007) *Geostatistics for environmental scientists*. 2º edition. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd. 333p.

Yamamoto JK, Landim PMB (2013) *Geoestatística: conceitos e aplicações*. Editora Oficina de textos. 1º edição. 7 p.