

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ALLAN LIBANIO PELISSARI

GEOESTATÍSTICA APLICADA AO MANEJO DE POVOAMENTOS DE
Tectona grandis L. f.

CURITIBA

2015

ALLAN LIBANIO PELISSARI

GEOESTATÍSTICA APLICADA AO MANEJO DE POVOAMENTOS DE
Tectona grandis L. f.

Tese apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Doutor em Engenharia Florestal, no Curso de Engenharia Florestal, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Coorientador: Prof. Dr. Sidney Fernando Caldeira
Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

CURITIBA

2015

Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR
Ficha catalográfica elaborada por Denis Uezu – CRB 1720/PR

Pelissari, Allan Libanio

Geoestatística aplicada ao manejo de povoamentos de *Tectona grandis* L. f./
Allan Libanio Pelissari. – 2015
119 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Coorientadoras: Prof. Dr. Sidney Fernando Caldeira

Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

Tese (doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 27/01/2015.

Área de concentração: Manejo Florestal

1. Manejo florestal. 2. Manejo florestal – Métodos estatísticos. 3. Teca (Árvore). 4. Teses. I. Figueiredo Filho, Afonso. II. Caldeira, Sidney Fernando. III. Machado, Sebastião do Amaral. IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.6

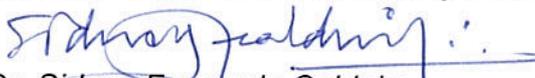


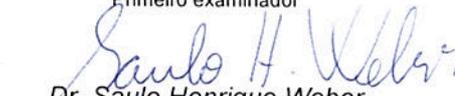
Universidade Federal do Paraná
Setor de Ciências Agrárias - Centro de Ciências Florestais e da Madeira
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal

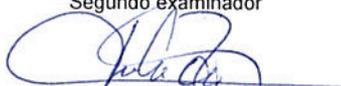
PARECER

Defesa nº. 1072

A banca examinadora, instituída pelo colegiado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, após arguir o(a) doutorando(a) *Allan Libanio Pelissari* em relação ao seu trabalho de tese intitulado "**GEOESTATÍSTICA APLICADA AO MANEJO DE POVOAMENTOS DE *Tectona grandis* L. f.**", é de parecer favorável à **APROVAÇÃO** do(a) acadêmico(a), habilitando-o(a) ao título de *Doutor* em Engenharia Florestal, área de concentração em MANEJO FLORESTAL.


Dr. Sidney Fernando Caldeira
Universidade Federal de Mato Grosso
Primeiro examinador


Dr. Saulo Henrique Weber
PUC/PR
Segundo examinador


Dr. Julio Eduardo Arce
Universidade Federal do Paraná
Terceiro examinador


Dr. Ana Paula Dalla Corte
Universidade Federal do Paraná
Quarto examinador


Dr. Afonso Figueiredo Filho
Universidade Federal do Paraná
Orientador e presidente da banca examinadora



Curitiba, 27 de janeiro de 2015.


Antonio Carlos Batista
Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal

*À minha família,
Dedico.*

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal do Paraná;

Ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal;

Aos professores Dr. Afonso Figueiredo Filho, Dr. Sebastião do Amaral Machado e Dr. Sidney Fernando Caldeira pela oportunidade, orientação e amizade;

Ao professor Dr. Sylvio Péllico Netto, pela amizade e convívio diário;

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pela concessão da bolsa de estudo;

À empresa Teca do Brasil Ltda., em especial ao engenheiro Joilson Onofre Pereira dos Santos, pelo apoio;

Aos professores Julio Eduardo Arce, Ana Paula Dalla Corte, Saulo Henrique Weber e Maria Augusta Doetzer Rosot, pela participação na banca examinadora; e

Aos amigos e colegas de graduação e de pós-graduação da Universidade Federal do Paraná, pela convivência e amizade.

*“O sucesso não é o final, falhar não é fatal;
É a coragem para continuar que conta.”*

Winston Churchill

RESUMO

Com destacada importância no setor florestal mundial e perspectiva de retorno dos investimentos em curto e médio prazo, os plantios de teca no Brasil carecem de informações que visem orientar o manejo da cultura às condicionantes locais. Contudo, a aparente homogeneidade espacial da estrutura dos povoamentos é um aspecto que, frequentemente, dificulta observar as significativas variações existentes ao longo das áreas florestadas. Com isso, por meio das análises geoestatísticas, estratos homogêneos podem ser definidos desde as primeiras avaliações dos plantios, o que possibilita recomendar intervenções direcionadas para a maximização da produção, redução dos custos de condução e aumento da precisão dos inventários florestais. Dessa forma, este trabalho teve como objetivo aplicar análises geoestatísticas para modelar e mapear a variabilidade espacial da produção de povoamentos de teca no estado de Mato Grosso. Mediante um inventário florestal contínuo com 273 parcelas permanentes alocadas em 1.260 ha de plantios de teca, foram aplicadas a krigagem e a cokrigagem ordinárias para a estimativa da relação hipsométrica aos dois anos de idade e ao sexto ano, após o primeiro desbaste seletivo. Além disso, aplicou-se krigagem e cokrigagem ordinárias e krigagem indicatriz para a estimativa da altura dominante e mapeamento de classes de índice de sítio e de probabilidades da capacidade produtiva local; e krigagem e cokrigagem ordinárias para a estimativa do volume dos povoamentos ao quinto e ao oitavo ano de idade, anteriores ao primeiro e ao segundo desbaste seletivo. A avaliação e validação das análises foi baseada na soma de quadrados dos desvios ponderados, no coeficiente de determinação e na validação cruzada, além das análises de erros médios absoluto e relativo, raiz quadrada do erro médio quadrático, índice de concordância de Willmott e teste qui-quadrado. Com as análises geoestatísticas foi possível identificar as correlações espaciais existentes entre as variáveis dendrométricas e, desse modo, descrever e modelar a variabilidade espacial da relação hipsométrica, da capacidade produtiva do sítio florestal e do volume dos plantios de teca, para suas estimativas estatisticamente precisas na confecção de mapas temáticos. A coestimativa espacial da relação entre a altura total e o diâmetro a 1,3 m do solo viabilizou, estatisticamente, a estimativa da altura e o seu mapeamento nos povoamentos. Além disso, por meio da cokrigagem ordinária, aplicada às alturas dominantes e totais dos povoamentos de teca, os limites espaciais das classes de índice de sítio foram identificados e mapeados, ao passo que, com a krigagem indicatriz da altura dominante, foram delimitados os locais com a probabilidade maior de obter sítios mais produtivos. Ademais, a modelagem e o mapeamento da variabilidade espacial do volume e da área basal, como apoio aos inventários florestais tradicionais, possibilitaram recomendar práticas silviculturais e de ordenamento, as quais visam maximizar a produção volumétrica e a qualidade estrutural dos povoamentos.

Palavras-chave: Relação altura/diâmetro. Classes de produtividade. Volume do povoamento. Variabilidade espacial. Krigagem. Cokrigagem. Krigagem indicatriz.

ABSTRACT

Due to outstanding importance of the global forest sector and its perspective of return on investment in the short and medium term, teak stands in Brazil need information to guide the management of the crop for local conditions. However, the apparent homogeneity of the spatial structure of forest stands is an aspect that, often, makes it difficult to observe the significant variations along forested areas. Thus, basing on geostatistical analysis, homogeneous strata are defined from the first evaluations of the plantations, allowing to indicate interventions directed toward maximizing production, reducing cost of cropping and increase precision of forest inventories. Therefore, this study aimed to apply geostatistical analyses to model and to map spatial variabilities of the production of teak stands in Mato Grosso State. Through a continuous forest inventory with 273 permanent plots allocated in 1,260 ha of teak stands, allowed to apply ordinary kriging and cokriging to estimate the hypsometric relationship in two-year-old stands and in six-year-old stands, after the first selective thinning. Ordinary kriging and cokriging and indicator kriging were also applied to estimate dominant height and mapping site index classes and probability of local productive capacity; and ordinary kriging and cokriging were used to estimate stand volumes at the fifth and eighth years, before the first and second selective thinnings. The evaluation and validation of the analysis were based on the weighted sum of squares of deviations, coefficient of determination and cross-validation, in addition to the absolute and relative average errors, root mean square error, Willmott concordance index and chi-square. The geostatistical analyses identified the spatial correlations between dendrometric variables and, thus, they described and modeled the spatial variability of the hypsometric relationship, of the site productivity and volume of the teak stands for their statically precise estimates to make thematic maps. The spatial coestimation between total height and diameter at 1.3 m above the ground enabled, statistically, height estimating and its mapping in the stands. Moreover, by ordinary cokriging applied to dominant and total heights of teak stands, the spatial limits of the site index classes were identified and mapped, while, with the indicator kriging of dominant height, were delimited locals with highest probability of obtaining more productive sites. Furthermore, the modeling and mapping of volume and basal area spatial variabilities, as support for traditional forest inventories, made it possible to recommend silvicultural and management practices, which aim to maximize production volumetric and structural quality of the forest stands.

Keywords: Height/diameter relationship. Productivity classes. Stand volume. Spatial variability. Kriging. Cokriging. Indicator kriging.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 –	REPRESENTAÇÃO DAS ESTRUTURAS MORFOLÓGICAS DA TECA: TRONCO E GALHOS (A), INFLORESCÊNCIA (B), FOLHA (C) E CASCA (D).....	23
FIGURA 2 –	DISTRIBUIÇÃO NATURAL DA TECA NO CONTINENTE ASIÁTICO.....	24
FIGURA 3 –	PLANTIOS DE TECA NO ESTADO DE MATO GROSSO, BRASIL.....	24
FIGURA 4 –	MOVELARIA DE MADEIRA DE TECA.....	27
FIGURA 5 –	DEPENDÊNCIA ESPACIAL DOS PONTOS AMOSTRAIS DE UM FENÔMENO NO ESPAÇO.....	34
FIGURA 6 –	RELAÇÃO ENTRE AS FUNÇÕES SEMIVARIOGRAMA E COVARIÂNCIA.....	36
FIGURA 7 –	SEMIVARIOGRAMA COM PATAMAR LIMITADO (A) E NÃO LIMITADO (B).....	38
FIGURA 8 –	MODO DE COLETA DE DADOS (A) PARA A CONSTRUÇÃO GRÁFICA DE UM SEMIVARIOGRAMA EXPERIMENTAL (B)..	39
FIGURA 9 –	ESQUEMAS DE DISTRIBUIÇÃO REGULAR (A) E IRREGULAR (B) DOS PONTOS AMOSTRAIS.....	40
FIGURA 10 –	COMPONENTES DE UM SEMIVARIOGRAMA.....	40
FIGURA 11 –	COMPORTAMENTO DE UM SEMIVARIOGRAMA COM EFEITO PEPITA PURO.....	41
FIGURA 12 –	REPRESENTAÇÃO GRÁFICA E MATEMÁTICA DOS SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS: ESFÉRICO (A), EXPONENCIAL (B) E GAUSSIANO (C). EM QUE: $\gamma(h)$ = SEMIVARIÂNCIA DA VARIÁVEL $Z(x_i)$; h = DISTÂNCIA; C_0 = EFEITO PEPITA; C = VARIÂNCIA a priori DOS DADOS; $C_0 + C$ = PATAMAR; E A = ALCANCE.....	42

FIGURA 13 –	SEMIVARIOGRAMA CRUZADO COM EFEITO NEGATIVO.....	43
FIGURA 14 –	SEMIVARIOGRAMAS COM DADOS ORIGINAIS, COM A SUPERFÍCIE PARABÓLICA E COM OS RESÍDUOS DA REMOÇÃO DE TENDÊNCIA.....	44
FIGURA 15 –	EXEMPLIFICAÇÃO DOS EFEITOS ISOTRÓPICO (A) E ANISOTRÓPICO (B).....	46
FIGURA 16 –	REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DA ANISOTROPIA GEOMÉTRICA (A), ZONAL (B) E MISTA (C).....	46
FIGURA 17 –	EFEITO DE SUAVIZAÇÃO DA KRIGAGEM.....	49
FIGURA 18 –	COMPONENTES DA VALIDAÇÃO CRUZADA.....	53
FIGURA 19 –	LOCALIZAÇÃO DOS POVOAMENTOS DE TECA AVALIADOS NO ESTADO DE MATO GROSSO, BRASIL.....	54
FIGURA 20 –	LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DAS UNIDADES AMOSTRAIS NOS TALHÕES DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	55
FIGURA 21 –	DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS (A - B) E CURVAS HIPNOMÉTRICAS (C) ESTIMADAS PELOS MODELOS DE RELAÇÃO HIPNOMÉTRICA AJUSTADOS AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	69
FIGURA 22 –	SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS AJUSTADOS PARA A ALTURA TOTAL (A - B), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (C - D) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (E - F) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	72
FIGURA 23 –	SEMIVARIOGRAMAS DIRECIONAIS ESCALONADOS DA ALTURA TOTAL (A - B), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (C - D) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (E - F) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	73

FIGURA 24 –	DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA TOTAL, PELOS MÉTODOS DE MODELAGEM TRADICIONAL (A - D) E GEOESTATÍSTICA (B - C - E - F), AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	75
FIGURA 25 –	MAPAS TEMÁTICOS DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA ALTURA TOTAL (A - B) E DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (C - D) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	76
FIGURA 26 –	DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS (A) E CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO (B) OBTIDAS PELO MODELO CHAPMAN-RICHARDS NOS POVOAMENTOS DE TECA.....	79
FIGURA 27 –	SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS AJUSTADOS E DIRECIONAIS ESCALONADOS DA ALTURA DOMINANTE (A), ALTURA TOTAL (B) E RELAÇÃO ALTURA DOMINANTE E ALTURA TOTAL (C), PARA OS POVOAMENTOS DE TECA	81
FIGURA 28 –	DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA DOMINANTE, PELOS MÉTODOS DE MODELAGEM GEOESTATÍSTICA (A – B), PARA OS POVOAMENTOS DE TECA.....	83
FIGURA 29 –	SEMIVARIOGRAMAS INDICATIVO (A) E DIRECIONAIS (B) AJUSTADOS PARA OS DADOS BINÁRIOS DA ALTURA DOMINANTE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	84
FIGURA 30 –	MAPAS TEMÁTICOS DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS CLASSES DE ÍNDICE DE SÍTIO (A) E DAS PROBABILIDADES DE SÍTIOS MAIS PRODUTIVOS (B) NOS POVOAMENTOS DE TECA.....	84
FIGURA 31 –	DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS (A - B) E RELAÇÕES VOLUME E ÁREA BASAL (C) ESTIMADAS PELO MODELO SPURR, AJUSTADOS AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	88

FIGURA 32 –	SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS AJUSTADOS PARA O VOLUME POR HECTARE (A - B), ÁREA BASAL (C - D) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (E - F), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	91
FIGURA 33 –	SEMIVARIOGRAMAS DIRECIONAIS ESCALONADOS DO VOLUME POR HECTARE (A - B), ÁREA BASAL (C - D) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (E - F), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	92
FIGURA 34 –	DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DO VOLUME POR HECTARE PELOS MÉTODOS TRADICIONAL (A – D) E GEOESTATÍSTICOS (B - C - E - F), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	93
FIGURA 35 –	MAPAS TEMÁTICOS DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO VOLUME POR HECTARE (A - B) E DA ÁREA BASAL (C - D), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	95

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 –	MODELOS DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA AJUSTADOS AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	57
TABELA 2 –	EXEMPLIFICAÇÃO DA MATRIZ DAS SEMIVARIÂNCIAS MÉDIAS CALCULADAS EM UM PLANO ESPACIAL.....	58
TABELA 3 –	MODELOS DE ALTURA DOMINANTE AJUSTADOS EM FUNÇÃO DA IDADE PARA OS POVOAMENTOS DE TECA....	62
TABELA 4 –	MODELOS DE VOLUME POR HECTARE AJUSTADOS AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	64
TABELA 5 –	ANÁLISE ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA ALTURA TOTAL (H) E DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (DAP) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	67
TABELA 6 –	PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DOS MODELOS DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA AJUSTADOS AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA	68
TABELA 7 –	PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS AJUSTADOS PARA A ALTURA TOTAL (H), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (DAP) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (H x DAP) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	70
TABELA 8 –	PARÂMETROS DA VALIDAÇÃO CRUZADA DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS SELECIONADOS PARA A ALTURA TOTAL (H), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (DAP) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS (H x DAP) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	71

TABELA 9 –	ANÁLISES ESTATÍSTICAS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA TOTAL, PELOS MÉTODOS DE MODELAGEM TRADICIONAL E GEOESTATÍSTICA, AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	74
TABELA 10 –	ANÁLISE ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA ALTURA DOMINANTE (H_{dom}) NOS POVOAMENTOS DE TECA.....	78
TABELA 11 –	PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DOS MODELOS DE ALTURA DOMINANTE AJUSTADOS PARA OS POVOAMENTOS DE TECA.....	79
TABELA 12 –	PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS AJUSTADOS PARA A ALTURA DOMINANTE (H_{dom}), ALTURA TOTAL (H) E RELAÇÃO ALTURA DOMINANTE E ALTURA TOTAL ($H_{dom} \times H$) PARA OS POVOAMENTOS DE TECA.....	80
TABELA 13 –	PARÂMETROS DA VALIDAÇÃO CRUZADA DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS SELECIONADOS PARA A ALTURA DOMINANTE (H_{dom}), ALTURA TOTAL (H) E RELAÇÃO ALTURA DOMINANTE E ALTURA TOTAL ($H_{dom} \times H$) PARA OS POVOAMENTOS DE TECA.....	80
TABELA 14 –	ANÁLISES ESTATÍSTICAS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA DOMINANTE, PELAS MODELAGENS GEOESTATÍSTICAS, PARA OS POVOAMENTOS DE TECA.....	82
TABELA 15 –	PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS INDICATIVOS AJUSTADOS PARA OS DADOS BINÁRIOS DE ALTURA DOMINANTE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	83
TABELA 16 –	ANÁLISE ESTATÍSTICA DESCRITIVA DO VOLUME POR HECTARE (V) E DA ÁREA BASAL (G), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	86
TABELA 17 –	PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DOS MODELOS DE VOLUME POR HECTARE AJUSTADOS AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	87

TABELA 18 –	PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS AJUSTADOS PARA O VOLUME POR HECTARE (V), ÁREA BASAL (G) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (V x G), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	89
TABELA 19 –	PARÂMETROS DA VALIDAÇÃO CRUZADA DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS SELECIONADOS PARA O VOLUME POR HECTARE (V), ÁREA BASAL (G) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (V x G), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	90
TABELA 20 –	ANÁLISES ESTATÍSTICAS DAS ESTIMATIVAS DO VOLUME POR HECTARE PELOS MÉTODOS TRADICIONAL E GEOESTATÍSTICOS, AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA.....	93

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	19
1.1 OBJETIVOS	21
1.1.1 Objetivo geral	21
1.1.2 Objetivos específicos.....	21
2 REVISÃO DE LITERATURA	22
2.1 <i>Tectona grandis</i>	22
2.1.1 Característica botânica da espécie	22
2.1.2 Distribuição geográfica mundial	23
2.1.3 Condicionantes edafoclimáticas	25
2.1.4 Produtos e usos madeireiros e não madeireiros	27
2.1.5 Características silviculturais dos plantios	28
2.1.6 Modelagens aplicadas ao manejo da teca	30
2.2 GEOESTATÍSTICA	31
2.2.1 Contextualização.....	31
2.2.2 Conceitos teóricos aplicados na geoestatística.....	34
2.2.3 Conceito e estrutura do semivariograma.....	38
2.2.4 Remoção de tendências de semivariogramas.....	44
2.2.5 Avaliação anisotrópica.....	45
2.2.6 Interpolação espacial	46
2.2.6.1 Krigagens simples e ordinária	49
2.2.6.2 Cokrigagem ordinária	50
2.2.6.3 Krigagem indicatriz	51
2.2.7 Validação cruzada.....	52

3 MATERIAL E MÉTODOS	54
3.1 LOCAL DE ESTUDO E COLETA DE DADOS	54
3.2 MODELAGENS PARA A RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA.....	57
3.3 MODELAGENS PARA A CAPACIDADE PRODUTIVA DO SÍTIO FLORESTAL	62
3.4 MODELAGENS PARA O VOLUME DOS POVOAMENTOS.....	64
3.5 AVALIAÇÃO E SELEÇÃO DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS	65
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	67
4.1 KRIGAGEM E COKRIGAGEM ORDINÁRIAS PARA A RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA.....	67
4.1.1 Análise estatística descritiva dos dados.....	67
4.1.2 Modelagem tradicional da relação hipsométrica	68
4.1.3 Modelagem geoestatística da relação hipsométrica.....	70
4.2 KRIGAGEM E COKRIGAGEM ORDINÁRIAS E KRIGAGEM INDICATRIZ PARA A CAPACIDADE PRODUTIVA DO SÍTIO FLORESTAL	78
4.2.1 Análise estatística descritiva dos dados.....	78
4.2.2 Modelagem tradicional da altura dominante e das classes de índice de sítio ..	78
4.2.3 Modelagem geoestatística da capacidade produtiva do sítio	79
4.3 KRIGAGEM E COKRIGAGEM ORDINÁRIAS PARA O VOLUME DOS POVOAMENTOS	86
4.3.1 Análise estatística descritiva dos dados.....	86
4.3.2 Modelagem tradicional do volume dos povoamentos.....	86
4.3.3 Modelagem geoestatística do volume dos povoamentos.....	88
5 CONCLUSÕES	97
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	98
REFERÊNCIAS	99

1 INTRODUÇÃO

A teca (*Tectona grandis* L. f. - Lamiaceae) é uma espécie arbórea nativa do continente asiático, cultivada em diversas regiões da Ásia, África e das Américas do Sul e Central (PANDEY e BROWN, 2000; BERMEJO *et al.*, 2004; NOCETTI *et al.*, 2011). Sua madeira é considerada uma alternativa àquelas de elevado valor comercial (COSTA *et al.*, 2007; FERMINO JUNIOR *et al.*, 2009), sobretudo devido às características de qualidade e durabilidade (TSUKAMOTO FILHO *et al.*, 2003; MORA e HERNÁNDEZ, 2007), cujo principal destino são os móveis de luxo e a construção naval (FIGUEIREDO *et al.*, 2005b).

A apreciação da madeira de teca no mercado internacional torna os seus plantios importantes fontes de renda e investimentos lucrativos aos seus produtores (ÂNGELO *et al.*, 2009; NEWBY *et al.*, 2012), uma vez que, além da possibilidade de comercialização de produtos desde os primeiros desbastes, voltados principalmente para a energia (GONZÁLEZ, 2004), também existe o potencial para o mercado de sequestro de carbono (ENTERS, 2000).

Com isso, nas últimas décadas, os plantios de teca têm alcançado destaque no setor florestal brasileiro com a perspectiva de retorno dos investimentos em curto e médio prazo (SHIMIZU *et al.*, 2007). Entretanto, o manejo da espécie é, por vezes, baseado em conhecimentos insuficientes e inadequados (ENTERS, 2000), visto que a teca apresenta, em geral, crescimento superior nas regiões tropicais do continente americano, o que dificulta estabelecer comparações entre os regimes de manejo praticados no mundo e as respostas dos tratos culturais e silviculturais em locais com características edafoclimáticas distintas (PÉREZ e KANNINEN, 2005b; PELISSARI *et al.*, 2013a).

A aparente homogeneidade espacial da estrutura dos povoamentos florestais é uma característica que, frequentemente, dificulta observar as significativas variações existentes ao longo das áreas florestadas, as quais são ocasionadas por fatores abióticos climáticos, litófitos ou topográficos, fatores bióticos das interações benéficas ou prejudiciais com outros seres vivos, e por fatores relacionados às práticas silviculturais. O conhecimento espacial dessas variabilidades torna-se um importante subsídio para a eficiência do manejo florestal (MELLO *et al.*, 2005a; ORTIZ *et al.*, 2006; RUFINO *et al.*, 2006).

Atualmente, com os avanços tecnológicos da silvicultura de precisão, é possível mensurar e identificar as relações espaciais dos fatores que limitam a produção e a produtividade dos povoamentos florestais, principalmente por meio dos métodos geoestatísticos baseados em funções espaciais de variáveis regionalizadas no espaço e que permitem prever valores em locais não amostrados e a aplicação em mapeamentos (ANDRIOTTI, 2003; GOMES *et al.*, 2007; BORSSOI *et al.*, 2011).

A geoestatística é fundamentada na Teoria das Variáveis Regionalizadas (MATHERON, 1971), que define a variável regionalizada como uma função espacial numérica de um fenômeno estruturado no espaço, tendo a semivariância como a sua medida estatística básica, por meio da qual é mensurada a estrutura espacial e as relações estatísticas existentes entre pontos amostrais separados por sucessivas distâncias (CARVALHO e VIEIRA, 2001; DAVIS, 2002; ABREU *et al.*, 2003).

Embora a geoestatística seja amplamente aplicada na geologia e na ciência do solo, ela possui potencial para descrever o comportamento espacial de variáveis dendrométricas de espécies florestais. Para isso, os autores Nanos *et al.* (2004a), Mello *et al.* (2005a), Rufino *et al.* (2006), Pereira *et al.* (2011), Rosa Filho *et al.* (2011) e Pelissari *et al.* (2012a) mostraram que a estrutura espacial é uma característica presente nessas variáveis, algo que, com a estatística clássica, não é possível identificar, o que pode acarretar, por conseguinte, perda de informação (NANOS *et al.*, 2005; AMARAL *et al.*, 2010; LEAL *et al.*, 2011).

Assim, por meio da geoestatística, um conjunto de ferramentas possibilita o estudo das estruturas espaciais das florestas e, como produtos, são elaborados os mapas temáticos, nos quais é possível definir estratos homogêneos desde as primeiras avaliações dos povoamentos, além de proporcionar o controle da variação espacial nos sucessivos inventários, uma vez que as unidades amostrais não são tratadas de forma estatisticamente independente (MELLO *et al.*, 2005a; KANEGAE JUNIOR *et al.*, 2007).

Contudo, até o momento, os estudos têm se limitado a aplicação e a avaliação de técnicas geoestatísticas básicas e que, insuficientemente, não exploram as alternativas inovadoras das análises espaciais para o manejo florestal, tal como os métodos multivariados de krigagem, fundamentados em coestimativas de variáveis primárias e secundárias, e as krigagens não paramétricas, como alternativas aos interpoladores tradicionais aplicados ao mapeamento de variáveis regionalizadas.

Dessa forma, como hipótese ao estudo, por meio do conhecimento técnico-científico das características espaciais das florestas é possível recomendar intervenções localizadas e tratamentos culturais e silviculturais direcionados para as diferentes condições locais, o que permite a maximização da produção, a redução dos custos de condução e a estratificação das florestas para o aumento da precisão dos inventários (VETTORAZZI e FERRAZ, 2000; NANOS *et al.*, 2004b; KANEGAE JÚNIOR *et al.*, 2006; BRANDELERO *et al.*, 2007; PELISSARI *et al.*, 2012a).

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Objetivo geral

Aplicar e avaliar o desempenho das análises geoestatísticas para modelar e mapear a variabilidade espacial da produção de povoamentos de *Tectona grandis* no estado de Mato Grosso.

1.1.2 Objetivos específicos

- a) Aplicar e avaliar o desempenho das modelagens tradicionais e das krigagem e cokrigagem ordinárias para a estimativa da relação hipsométrica em povoamentos com dois anos de idade e ao sexto ano após o primeiro desbaste seletivo;
- b) Aplicar e avaliar o desempenho das krigagem e cokrigagem ordinárias e da krigagem indicatriz para a estimativa da altura dominante e o mapeamento de classes de índice de sítio e de probabilidades da capacidade produtiva local; e
- c) Aplicar e avaliar o desempenho das modelagens tradicionais e das krigagem e cokrigagem ordinárias para a estimativa do volume dos povoamentos ao quinto e ao oitavo ano de idade, respectivamente anteriores ao primeiro e ao segundo desbaste seletivo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 *Tectona grandis*

2.1.1 Característica botânica da espécie

O gênero *Tectona*, pertencente à família Lamiaceae, anteriormente Verbenaceae, é composto pelas espécies *Tectona grandis* L. f.; *Tectona hamiltoniana* Wall.; *Tectona philippinensis* Benth. & Hook.; *Tectona ternifolia* Buch.-Ham. ex Wall.; e *Tectona theka* Lour (TROPICOS, 2013). Dentre essas, somente a *Tectona grandis*, popularmente conhecida como teca, teak, teck, ojati, may sak ou tiek (FIGUEIREDO *et al.*, 2005a), alcançou destaque mundial, devido à madeira de qualidade voltada, principalmente, para usos nobres (CRUZ, 2005; COSTA *et al.*, 2007).

Em ambientes naturais, a teca apresenta tronco retilíneo, com casca áspera e fina, de aproximadamente 1,2 cm, que se desprende em placas (CHAVES e FONSECA, 1991). É uma espécie com grau alto de deciduidade foliar, com folhas opostas, elípticas, coriáceas, pecíolos curtos ou ausentes, e ápices e bases agudas (FIGURA 1). Nos indivíduos adultos, as folhas possuem, em média, de 30 a 40 cm de comprimento por 25 cm de largura, porém, nos indivíduos mais jovens, com até três anos de idade, as folhas podem atingir o dobro dessas dimensões (FIGUEIREDO *et al.*, 2005a; COSTA *et al.*, 2007).

A inflorescência da teca é composta por cachos, na forma de panículas, com 700 a 3.500 flores brancas e pequenas (FIGURA 1). Desse total, apenas 1% a 2% se desenvolvem em frutos, os quais são constituídos por uma membrana fina que reveste uma estrutura esférica de 5 a 20 mm de diâmetro. O fruto da teca é do tipo drupa subglobosa e tetralocular, contendo de uma até, mais raramente, quatro sementes por lóculo. Essas sementes são pequenas, delicadas e oleaginosas, com 5 a 6 mm de comprimento (CALDEIRA *et al.*, 2000; BEZERRA, 2009).

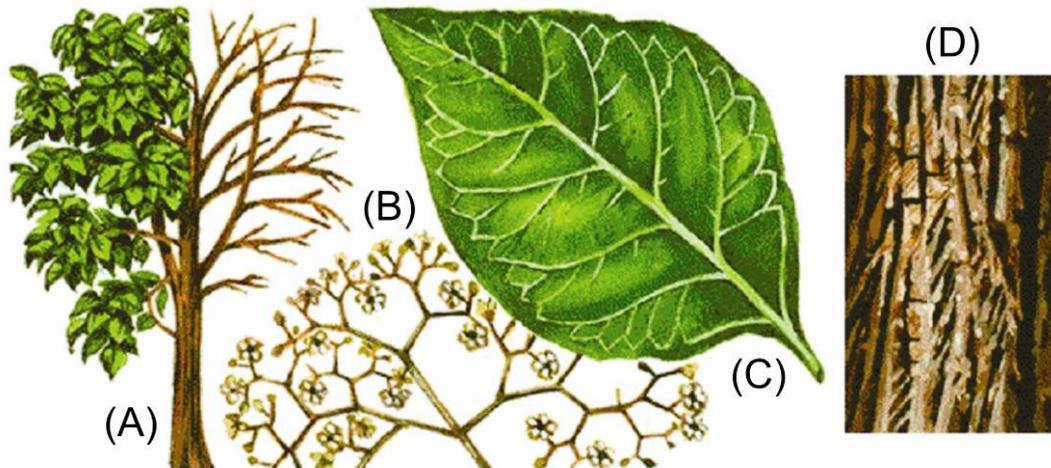


FIGURA 1 – REPRESENTAÇÃO DAS ESTRUTURAS MORFOLÓGICAS DA TECA: TRONCO E GALHOS (A), INFLORESCÊNCIA (B), FOLHA (C) E CASCA (D)

FONTE: Adaptado de Caldeira (2004)

2.1.2 Distribuição geográfica

A teca é uma espécie originária do sul e sudeste do continente asiático, com distribuição natural descontínua na Índia, Mianmar, Tailândia e Laos, entre os paralelos 9° e 25° de latitude norte (FIGURA 2), e introduzida, há centenas de anos, na Indonésia e Sri Lanka. Atualmente, apresenta uma distribuição relativamente ampla, sendo cultivada em diversas regiões da África e das Américas do Sul e Central, ocupando espaço de destaque no mercado entre as principais espécies produtoras de madeira tropical (CATIE, 1986; TANAKA *et al.*, 1998; KRISHNAPILLAY, 2000; PANDEY e BROWN, 2000; BERMEJO *et al.*, 2004; RUGMINI e JAYARAMAN, 2009; NOCETTI *et al.*, 2011).

As florestas naturais de teca representam uma área relativamente limitada e de participação baixa na produção de madeira (KRISHNAPILLAY, 2000; MITTELMAN, 2000; NAIR e SOUVANNAVONG, 2000). Entretanto, somente a partir da proibição da exploração das florestas nativas dos principais fornecedores, como a Índia em 1986 e Laos e Tailândia em 1989, os povoamentos de teca alcançaram destaque como importante fonte de madeira e com potencial para suprir a demanda mundial (KRISHNAPILLAY, 2000; MITTELMAN, 2000; PANDEY e BROWN, 2000), principalmente nos trópicos, devido ao maior potencial de crescimento e produção (VAIDES *et al.*, 2005).

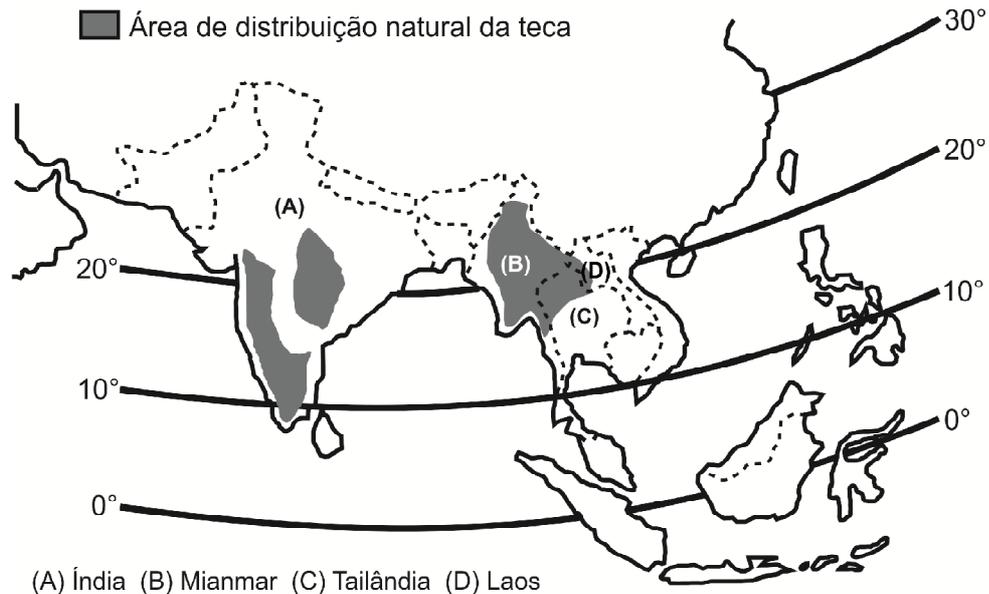


FIGURA 2 – DISTRIBUIÇÃO NATURAL DA TECA NO CONTINENTE ASIÁTICO

FONTE: Adaptado de Kaosa-Ard (1981) e Tanaka *et al.* (1998)

Estima-se que, aproximadamente, há 4,3 milhões de hectares cultivados com teca, sendo 83% concentrados na Ásia, 11% na África e 6% na América tropical (CAMINO e MORALES, 2013). A Índia e a Indonésia destacam-se, respectivamente, com 44% e 31% da área plantada com a espécie no continente asiático (SHUKLA *et al.*, 2011), enquanto Mianmar ainda depende de florestas naturais para a produção de madeira de teca (NAIR e SOUVANNAVONG, 2000). No Brasil o interesse pela espécie, como alternativa aos plantios florestais tradicionais (FIGURA 3), atualmente cresce nas regiões Centro-Oeste e Norte do país (FIGUEIREDO *et al.*, 2005b; LIMA *et al.*, 2009; SCHUHLLI e PALUDZYSZYN FILHO, 2010), principalmente no estado de Mato Grosso, que já apresentava 64.828 ha cultivados em 2012 (FAMATO, 2013).



FIGURA 3 – PLANTIOS DE TECA NO ESTADO DE MATO GROSSO, BRASIL

FONTE: Teca do Brasil (2013)

2.1.3 Condicionantes edafoclimáticas

A área de ocorrência natural da teca restringe-se às regiões com clima de monção (LAMPRECHT, 1990), entretanto, o seu crescimento varia de acordo com as condições edáficas e climáticas locais, principalmente a precipitação, umidade relativa do ar e temperatura (SINHA *et al.*, 2011). A espécie apresenta maior taxa de crescimento em localidades com precipitação anual de 1.250 a 3.750 mm, associada a um período de três a cinco meses de seca, com temperaturas mínimas de 13°C a 17°C e máximas de 39°C a 43°C e altitudes desde o nível do mar até cerca de 1.000 m (CATIE, 1986; CHAVES e FONSECA, 1991; FLOORS, 1997; KAOSA-ARD, 1998; PANDEY e BROWN, 2000). É uma espécie exigente em luz e sensível à geada (SALAZAR e ALBERTIN, 1974; KAOSA-ARD, 1998; CATIE, 1986; UPADHYAY *et al.*, 2005) e aos ventos fortes (VÁSQUEZ e UGALDE, 1995; ALVARADO, 2006).

Na América Central, o maior crescimento da teca é observado nos sítios com altitudes inferiores a 500 m, com uma estação seca de 4 a 6 meses ao ano, temperatura média entre 23°C e 27°C e precipitação média anual de 1.300 a 2.500 mm (CATIE, 1986; GONZÁLEZ, 2004). No Brasil, a espécie é cultivada em locais com precipitação média anual entre 1.500 a 2.750 mm, temperaturas máximas de 35°C a 40°C e mínimas de 15°C a 20°C, com três a quatro meses de período seco, o que são consideradas condições ideais ao seu desenvolvimento (OLIVEIRA, 2003; BEHLING, 2009).

A teca desenvolve-se em uma ampla variedade de solos e formações geológicas (TONINI *et al.*, 2009), porém tem preferência pelos solos de textura franco-arenosa a argilosa (CHAVES e FONSECA, 1991; OMBINA, 2008), além de profundos e com boa drenagem, somados aos terrenos planos ou pouco declivosos e férteis (VÁSQUEZ e UGALDE, 1995; CENTENO, 1997; KAOSA-ARD, 1998; TANAKA *et al.*, 1998; MONTERO *et al.*, 2001).

O pH é uma das mais importantes propriedades do solo para a teca (ZECH e DRECHSEL, 1991; PELISSARI *et al.*, 2012b). Entretanto, não há consenso entre os seus níveis ideais para o desenvolvimento da espécie, uma vez que os autores Kaosa-Ard (1998) e Tanaka *et al.* (1998) afirmaram haver preferência por pH ligeiramente ácido a alcalino, de 6,5 a 7,5. Enquanto Ombina (2008) determinou que o intervalo de pH de 6 a 8 é considerado como o melhor para os povoamentos da teca na Índia e Myanmar, ao passo que Mollinedo Garcia (2003) e González (2010)

estabeleceram que a teca não deve ser cultivada em sítios com pH inferior a 5,5, uma vez que o seu crescimento é limitado pela redução na disponibilidade de diversos elementos essenciais no solo.

A teca é eficiente na utilização do fósforo (MATA, 1999), com alto poder de assimilação (VALLEJOS BARRA, 1996) para o desenvolvimento do seu sistema radicular (BEHLING, 2009). Além desse elemento, a disponibilidade do potássio tende a influenciar o crescimento da espécie (CASTELLANOS, 2006), devido à sua relação com os processos metabólicos das plantas (MORAES *et al.*, 2008). Segundo Mollinedo Garcia (2003), níveis de potássio e fósforo, inferiores a aproximadamente $4,5 \text{ mg dm}^{-3}$ e $0,5 \text{ mg dm}^{-3}$, respectivamente, são críticos ao desenvolvimento da teca, sendo necessário incorporá-los ao solo com a aplicação de fertilizantes.

Ainda, é considerada uma espécie altamente exigente em cálcio (TANAKA *et al.*, 1998; GONZÁLEZ, 2004; PELISSARI *et al.*, 2012b), respondendo significativamente ao acréscimo desse elemento no solo (MATRICARDI, 1989). Em geral, os melhores sítios para a teca estão associados a um conteúdo de cálcio no solo superior a $10 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ nos primeiros horizontes (VÁSQUEZ e UGALDE, 1995; MOLLINEDO GARCIA, 2003), enquanto as concentrações baixas de magnésio no solo são suficientes para atender as exigências da teca (MATRICARDI, 1989). Contudo, os sítios com teores de magnésio inferiores a $5 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ podem limitar seu crescimento (MOLLINEDO GARCIA, 2003).

A espécie é sensível à acidez no solo sob a forma de elevadas concentrações de alumínio trocável (MATRICARDI, 1989; MOLLINEDO GARCIA, 2003; PELISSARI *et al.*, 2012b), uma vez que Vaides López (2004) destacou que a teca apresenta produtividade baixa em sítios com teores superiores a $1,3 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$. Isso pode causar deformidade na divisão celular, diminuição da respiração das raízes, interferência na captação e transporte de nutrientes (OMBINA, 2008) e, como consequência, taxa baixa de sobrevivência das plantas (SILVA *et al.*, 2011).

A matéria orgânica no solo possui um papel importante para o manejo do solo em plantios de teca, devido ao fornecimento de nutrientes e à manutenção do pH do solo (SUZUKI *et al.*, 2007). A sua presença em teores elevados promove respostas significativas ao crescimento da teca, sendo mais eficiente nas camadas superficiais do solo, onde grande parte do sistema radicular da teca está presente (MATRICARDI, 1989).

2.1.4 Produtos e usos madeireiros e não madeireiros

A teca é uma das espécies florestais de melhor aceitação no mercado internacional de produtos madeireiros, sobretudo pelas características de trabalhabilidade e durabilidade de sua madeira (MORA e HERNÁNDEZ, 2007). A densidade média da madeira é de, aproximadamente, $0,65 \text{ g cm}^{-3}$ e, apesar da leveza, apresenta propriedades físico-mecânicas semelhantes às do mogno brasileiro, tais como durabilidade, estabilidade, facilidade de pré-tratamento, resistência natural ao ataque de fungos, insetos, pragas e brocas (CHAVES e FONSECA, 1991; ABOD e SIDDIQUI, 2002; VIEIRA *et al.*, 2008; LUKMANDARU e TAKAHASHI, 2009; GOMES *et al.*, 2011).

Os maiores fabricantes de produtos industrializados à base de madeira de teca são a Indonésia, Tailândia, Índia e China (PANDEY e BROWN, 2000), voltados a, aproximadamente, 25 usos distintos, desde a construção completa de uma casa até postes e peças de marcenaria (ALVARADO, 2006). Entretanto, destaca-se a movelaria de luxo (FIGURA 4) e a construção naval (VRIEND, 1998; FIGUEIREDO *et al.*, 2005b; NIAMKÉ *et al.*, 2011), principalmente devido à elevada estabilidade dimensional, em associação com a estética agradável (MIRANDA *et al.*, 2011).

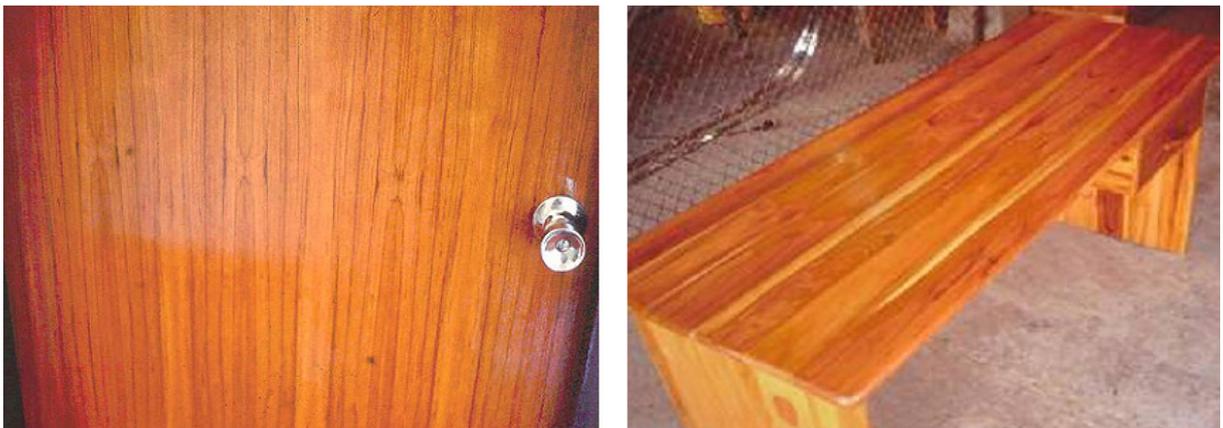


FIGURA 4 – MOVELARIA DE MADEIRA DE TECA
FONTE: Ladrach (2009)

Além disso, a madeira da espécie apresenta uma gama de finalidades, tais como a construção de bancos, cadeiras, pontes pequenas, teares, andaimes, produtos esculpidos para decoração e utensílios domésticos, enquanto o aproveitamento de resíduos constitui uma alternativa para a produção de energia (CATIE, 1986; VRIEND, 1998; MALDONADO e LOUPPE, 1999).

As árvores de teca também são úteis como cercas vivas (CATIE, 1986; MALDONADO e LOUPPE, 1999), enquanto as folhas são utilizadas como embalagens de açougue, extração de corantes para tingir seda e fármacos de combate à malária e anemia (CATIE, 1986; MALDONADO e LOUPPE, 1999; GOMES *et al.*, 2011). Em pesquisas recentes com extratos de flores foi apontado seu potencial antidiabético, antioxidante, anti-inflamatório, analgésico e de cicatrização de feridas (MAJUMDAR *et al.*, 2007; BHATIA *et al.*, 2011; RAMACHANDRAN *et al.*, 2011a; RAMACHANDRAN *et al.*, 2011b).

Atualmente, a madeira da teca é considerada uma alternativa às espécies de alto valor econômico, como *Swietenia macrophylla* King e *Amburana acreana* Ducke, para o suprimento sustentável das indústrias de base florestal (CALDEIRA *et al.*, 2000; TSUKAMOTO FILHO *et al.*, 2003; DRESCHER, 2004). Além da possibilidade de comercialização de produtos desde os primeiros desbastes (GONZÁLEZ, 2004; LADRACH, 2009), também existe o potencial para o mercado de sequestro de carbono (ENTERS, 2000), o que torna a teca um investimento lucrativo aos seus produtores (ÂNGELO *et al.*, 2009).

2.1.5 Características silviculturais dos plantios

Nos trópicos, os plantios de teca têm alcançado maior auge nas últimas décadas devido ao potencial de crescimento e produtividade (VAIDES *et al.*, 2005) e, atualmente, demonstram perspectiva alta de retorno de investimentos nos plantios intensivos (SHIMIZU *et al.*, 2007). Entretanto, o cultivo da espécie é, por vezes, baseado em conhecimentos insuficientes (ENTERS, 2000), visto que a teca apresenta, em geral, crescimento superior nas Américas Central e do Sul, o que dificulta estabelecer comparações entre os regimes de manejo e as respostas das práticas silviculturais em locais com características edafoclimáticas distintas (PÉREZ e KANNINEN, 2005b; PELISSARI *et al.*, 2013a).

Normalmente, a densidade inicial dos plantios de teca varia entre 1.000 a 2.000 árvores ha⁻¹, com o primeiro desbaste entre quatro e cinco anos de idade e remoção de 50% da densidade inicial para a obtenção de uma densidade final de 180 a 250 árvores ha⁻¹ após uma rotação igual ou superior a 20 anos (FLOORS, 1997; PANDEY e BROWN, 2000). Entretanto, na América Central, as densidades de 1.110 a 1.600 árvores ha⁻¹, com três a cinco desbastes, são mais produtivas do que

os espaçamentos mais amplos e com poucos desbastes (GONZÁLEZ, 2004).

No Brasil, geralmente os povoamentos de teca são implantados com 1.667 árvores ha⁻¹ no espaçamento de 3 m x 2 m e desbastes em torno de 5, 10, 15 e 20 anos, o que proporciona entre 200 a 250 árvores ha⁻¹ para o corte final (GARCIA, 2006). Atualmente, há a tendência de aumento dos espaçamentos para 3,5 m x 3 m ou 4 m x 2,5 m, principalmente com o advento de máquinas e implementos que exigem maior largura nas entrelinhas de plantio e, também, pela introdução de materiais clonais altamente produtivos implantados em menores densidades.

Nesses povoamentos implantados, a aplicação de desbastes e desramas, desde os estágios iniciais de desenvolvimento, tem um efeito positivo sobre a forma do tronco da espécie, originando árvores com diâmetro e altura em proporções desejadas, fustes livres de nós, aumento do conteúdo de cerne e a melhoria da qualidade sanitária dos plantios (CENTENO, 1997; KRISHNAPILLAY, 2000; SCHMINCKE, 2000; NOGUEIRA, 2003; PÉREZ, 2005; PÉREZ e KANNINEN, 2005a; PELISSARI *et al.*, 2013a).

A teca é fortemente afetada pela competição intraespecífica (HERNÁNDEZ *et al.*, 1993; CALDEIRA e OLIVEIRA, 2008; PELISSARI *et al.*, 2013a), o que resulta na necessidade da execução de uma série de desbastes em diferentes intensidade e periodicidade. Dessa forma, a estratégia usual dos empreendimentos é a manutenção dos povoamentos na densidade inicial de plantio até o quarto ou quinto ano de idade para a posterior execução de um desbaste seletivo com intensidades entre 40% a 60% do número de indivíduos por hectare (KRISHNAPILLAY, 2000; PANDEY e BROWN, 2000; PÉREZ e KANNINEN, 2003a; KANNINEN *et al.*, 2004; CRUZ, 2005; CALDEIRA e OLIVEIRA, 2008).

As desramas, em geral, são executadas a partir do segundo ano, com a retirada de galhos até $\frac{1}{3}$ da altura total das árvores nessa idade, até a $\frac{1}{2}$ da altura total no terceiro ano e até $\frac{2}{3}$ no quarto ano, e a manutenção da desrama, com a remoção de galhos em torno de 7 m de altura nas idades seguintes (SCHMINCKE, 2000; PÉREZ, 2005; PELISSARI, 2012).

A idade de rotação dos plantios de teca em sua área de distribuição natural varia entre 50 a 90 anos (PANDEY e BROWN, 2000), possibilitando uma produtividade entre 3 a 10 m³ ha⁻¹ ano⁻¹ (CENTENO, 1997). Em outros continentes a rotação tende a ser mais curta, como na África, onde a rotação é de 35 a 55 anos e produtividade varia entre 5 a 16 m³ ha⁻¹ ano⁻¹ (DUPUY e VERHAEGEN, 1993;

DUPUY *et al.*, 1999); nas Américas do Sul e Central, a expectativa é de 20 a 25 anos (BERMEJO *et al.*, 2004; BEZERRA, 2009; GONZÁLEZ, 2010) e a produtividade, de 10 a 20 m³ ha⁻¹ ano⁻¹ (CENTENO, 1997), havendo a possibilidade de valores maiores nos sítios de qualidade alta (MATA, 1999; DRESCHER, 2004; VAIDES *et al.*, 2005).

2.1.6 Modelagens aplicadas ao manejo da teca

A relação hipsométrica possibilita reduzir os custos dos inventários florestais ao estimar a altura (H) em função do diâmetro a 1,3 m do solo (DAP). Ajustes estatisticamente precisos foram obtidos por Drescher (2004) com a equação $\sqrt{H} = 1,390 - 0,063 \times DAP + 0,448 \times \ln(DAP)^2$ em povoamentos em Mato Grosso, e por Rossi *et al.* (2011) com $\frac{1}{H-1,3} = 0,173 + 2,211 \times \frac{1}{DAP} - 2,216 \times \frac{1}{DAP^2}$ em plantios da espécie no Pará. Por meio de modelos com efeitos mistos, Jayaraman e Lappi (2001) verificaram predições adequadas da relação altura-diâmetro da teca em sítios específicos na Índia.

O índice de sítio, determinado por meio da altura dominante (H_{dom}) em função do tempo (t) em uma determinada idade de referência, é uma ferramenta básica para a seleção de locais e de espécies no manejo de plantios florestais (TORRES *et al.*, 2012). No Brasil, Cruz *et al.* (2008) determinaram que a equação $H_{dom} = 21,528 \times (1 - e^{-0,025 \times t})^{1,322}$ foi adequada para povoamentos de teca em Mato Grosso, ao passo que Conceição *et al.* (2012) concluíram que a expressão $\ln(H_{dom}) = 3,259 - 7,097 \times \left(\frac{1}{t}\right) + 20,729 \times \left(\frac{1}{t}\right)^2 - 24,726 \times \left(\frac{1}{t}\right)^3$ foi apropriada para plantios no Pará. Ainda, Sajjaduzzaman *et al.* (2005) estabeleceram que a equação $H_{dom} = 27,960 \times (1 - e^{-0,037 \times t})^{1,081}$ foi satisfatória para a teca em Bangladesh, e Torres *et al.* (2012) verificaram que o ajuste $H_{dom} = 17,280 \times (1 - e^{-1,960 \times t})^{0,650}$ foi efetivo para a espécie na Colômbia.

A possibilidade de determinar o volume (v) com modelos matemáticos permite a predição das produções presente e futura dos povoamentos florestais. Com isso, estimativas precisas em plantios de teca foram obtidas por Pérez e Kaninen (2003b) na Costa Rica, com as equações $\sqrt{v} = -0,088 - 0,029 \times DAP$ e $v = 0,000073 \times DAP^{1,559} \times H^{1,210}$, e por Akossou *et al.* (2013) na África, com

$\ln(v) = -1,990 + 1,73 \times \ln(\text{DAP}) + 0,723 \times \ln(H)$. Além disso, Moret *et al.* (1998) na Venezuela e Garcés e Moret (2001) e Gómez e Mora (2003) na Costa Rica determinaram diversas equações para estimativas de volumes total, comercial, com e sem casca para povoamentos de teca.

A estimativa do volume por unidade de área é útil para a avaliação e o monitoramento do potencial comercial dos povoamentos de teca para a produção de madeira e lenha (ADEKUNLE *et al.*, 2013). Para isso, a predição do volume por área (V) em função da área basal (G) é uma das principais relações utilizadas nas equações do povoamento (CLUTTER *et al.*, 1983), tal como observado por Adekunle *et al.* (2013) com a equação $\ln(V) = 3,99 + 1,59 \times G$ em florestas naturais de teca na Índia.

Na medida em que cresce a necessidade por informações detalhadas dos plantios florestais, consolida-se a utilização da geoestatística para a estimativa de uma variável em locais não amostrados e a aplicação em mapeamentos (GOMES *et al.*, 2007; BORSSOI *et al.*, 2011), assim como verificado por Pelissari *et al.* (2012b). Esses autores, por meio de modelagens espaciais, estabeleceram as correlações espaciais entre o desenvolvimento da teca e os atributos químicos do solo, o que possibilitou recomendar intervenções silviculturais direcionadas para as diferentes condições edáficas, visando a maximização da produção ao longo do período de rotação da cultura.

2.2 GEOESTATÍSTICA

2.2.1 Contextualização

Um dos primordiais estudos que constataram a problemática acerca da variabilidade espacial foi o desenvolvido por Mercer e Hall (1911), que constataram que, no exame superficial dos resultados de um experimento de campo, as unidades amostrais tratadas como semelhantes resultaram em considerável diferença, mesmo quando o solo apresentava uniformidade e as condições do experimento foram cuidadosamente planejadas.

A partir desse estudo, diversos autores, como Montgomery (1913), Robinson e Lloyd (1915), Waynick (1918) e Pendleton (1919), demonstraram preocupação com a variabilidade espacial, com destaque ao trabalho de Youden e Mehlich

(1937), que analisaram uma escala de variação espacial de propriedades do solo em diferentes distâncias e observaram que pontos amostrais mais distantes apresentaram maior variação numérica do que pontos tomados mais próximos. Décadas após, essa análise foi complementada pelos trabalhos de Hammond *et al.* (1958) e Webster e Butler (1976).

No entanto, com o estabelecimento da estatística experimental e os conceitos de casualização e repetição na avaliação dos ensaios científicos, principalmente por meio dos trabalhos desenvolvidos pelo estatístico Ronald Fisher nas décadas posteriores a 1910, ocasionaram, indiretamente, a descontinuidade das pesquisas de variabilidade espacial (VIEIRA, 2000).

Somente na década de 1950 houve a retomada dos estudos de análises de dados espaciais, quando o engenheiro de minas Daniel Gerhardus Krige, nas minas de ouro de Rand, África do Sul, constatou que não havia sentido interpretativo das variâncias da concentração de ouro se não considerasse as distâncias entre os pontos amostrais no campo (HENLEY, 1981; VIEIRA, 2000; ANDRIOTTI, 2003).

Com base nessa conclusão, o matemático Georges François Paul Marie Matheron do *Centre de Géostatistique et de Morphologie Mathématique* da *École des Mines de Paris*, em Fontainebleau, França, desenvolveu a Teoria das Variáveis Regionalizadas (MATHERON, 1963; MATHERON, 1971), considerada a fundamentação teórica e a orientação matemática da geoestatística. Nesse estudo, foi definida como variável regionalizada a função espacial numérica de um fenômeno estruturado no espaço e a semivariância como a medida estatística básica, por meio da qual é mensurada a taxa de mudança da variável regionalizada ao longo de uma orientação específica do espaço (CARVALHO e VIEIRA, 2001; DAVIS, 2002; ABREU *et al.*, 2003).

Para Matheron (1971), a Teoria das Variáveis Regionalizadas permite a aplicação da geoestatística para dois propósitos distintos: 1) o teórico, para descrever as propriedades da estrutura espacial de um fenômeno regionalizado; e 2) o prático, para estimativa de uma variável regionalizada com base em dados de uma amostragem.

A partir do seu início na mineração, a geoestatística se expandiu para outras áreas de aplicação, primeiramente em engenharia de petróleo e, em seguida, para temas diversos, como hidrologia, meteorologia, cartografia, ciência do solo, agricultura de precisão, engenharia florestal, poluição e proteção ambiental (LIMA *et*

al., 2006; WEBSTER e OLIVER, 2007; YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Embora tenha havido inúmeros aperfeiçoamentos das técnicas geoestatísticas, os desenvolvimentos de Matheron (1963) continuam a ser a base teórica da prática atual.

As análises espaciais aplicadas às pesquisas em Engenharia Florestal ganharam ênfase com a obra *Spatial Variation* (MATÉRN, 1960) desenvolvida por Bertil Matérn, professor de matemática e estatística florestal na Universidade de Estocolmo, Suécia. Posteriormente, a sua principal contribuição na geoestatística esteve fundamentada no desenvolvimento do modelo de Matérn, considerada uma função de grande flexibilidade para modelar padrões espaciais (MINASNY e McBRATNEY, 2005; WEBSTER e OLIVER, 2007).

A partir disso, em alguns trabalhos foi demonstrada que a estrutura espacial é uma característica presente nas variáveis dendrométricas dos povoamentos e formações florestais, tal como para *Pinus* (HÖCK *et al.*, 1993; BIONDI *et al.*, 1994; KUULUVAINEN *et al.*, 1998; NANOS *et al.*, 2001; NANOS e MONTERO, 2002; NANOS *et al.*, 2004a; NANOS *et al.*, 2004b; LEE *et al.*, 2006; PALMER *et al.*, 2009; PALMER *et al.*, 2010; PEREIRA *et al.*, 2011).

A estrutura espacial de variáveis dendrométricas também foi verificada em estudo com *Eucalyptus* (ZHANG *et al.*, 2004; MELLO *et al.*, 2005a; MELLO *et al.*, 2005b; KANEGAE JÚNIOR *et al.*, 2006; MELLO *et al.*, 2006; ORTIZ *et al.*, 2006; RUFINO *et al.*, 2006; DINIZ, 2007; FOX *et al.*, 2007; KANEGAE JÚNIOR *et al.*, 2007; MELLO *et al.*, 2009; ROSA FILHO *et al.*, 2011), *Tectona grandis* (PELISSARI *et al.*, 2012a; PELISSARI *et al.*, 2012b; PITA, 2012; PELISSARI *et al.*, 2013b), florestas naturais (GUNNARSSON *et al.*, 1998; GOULDING *et al.*, 2000; WALLERMAN *et al.*, 2002; SALES *et al.*, 2007; ODA-SOUZA, 2009; AKHAVAN *et al.*, 2010; SANTOS *et al.*, 2011) e outras espécies (LIMA *et al.*, 2006; MARQUES, 2006; KLEIN *et al.*, 2007).

Por meio de modelos geoestatísticos ajustados e da interpolação por krigagem e cokrigagem, Bognola *et al.* (2008) elaboraram mapas do incremento médio volumétrico em povoamentos de *Pinus taeda* L. e constataram que as unidades amostrais dos inventários florestais não devem ser tratadas de forma espacialmente independentes. Ao passo que Carvalho *et al.* (2012) observaram que o diâmetro de copa e a densidade do solo, por apresentarem estreitas correlações com o volume de madeira, foram indicadores de zonas específicas de manejo

associadas à produção de madeira de *Eucalyptus camaldulensis* Dehn.

As técnicas geoestatísticas mostraram-se eficazes para a estratificação de maciços florestais e para o aumento da precisão do inventário e redução de seus custos, tal como observado por Mandallaz (2000), Mello *et al.* (2005a), Kanegae Júnior *et al.* (2006), Mello *et al.* (2006), Kanegae Júnior *et al.* (2007) e Mello *et al.* (2009), constando que as unidades amostrais não devem ser tratadas de forma independente no espaço.

As análises geoestatísticas também foram utilizadas no estudo das relações espaciais dos atributos do solo com o potencial produtivo dos povoamentos de eucaliptos (ORTIZ *et al.*, 2006; RUFINO *et al.*, 2006; ROSA FILHO *et al.*, 2011; CARVALHO *et al.*, 2012) e de teca (PELISSARI *et al.*, 2012a) e, também, para a análise espacial dos danos, tal como de incêndios, em florestas na Suíça (KÖHL e GERTNER, 1997), na Fino-Escandinávia (WALLENIUS *et al.*, 2002) e na Croácia (KLOBUCAR e PERNAR, 2012).

2.2.2 Conceitos teóricos aplicados na geoestatística

A geoestatística baseia-se no pressuposto de que há dependência espacial entre as observações no espaço e cada ponto amostral apresenta uma distribuição de probabilidade de ocorrência de valores (FIGURA 5) que caracterizam a estrutura de um fenômeno no espaço que, estatisticamente, corresponde à população da qual são extraídas as amostras representativas (DAVIS, 2002; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

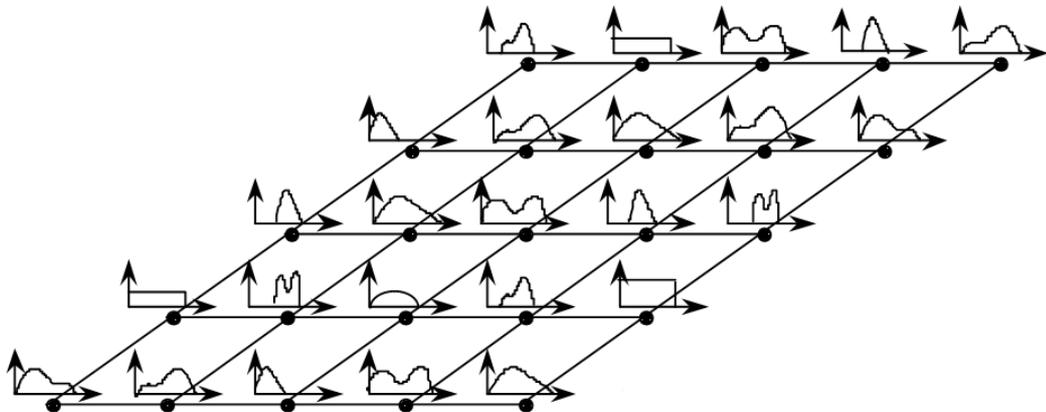


FIGURA 5 – DEPENDÊNCIA ESPACIAL DOS PONTOS AMOSTRAIS DE UM FENÔMENO NO ESPAÇO
 FONTE: Yu *et al.* (2007)

O estudo geoestatístico é fundamentado em funções e variáveis aleatórias (VIEIRA, 2000; ABREU *et al.*, 2003). Uma variável aleatória é aquela que pode assumir uma determinada quantidade de valores medidos $[z(x_i), i = 1, n]$, em que cada valor $[z(x_i)]$ é associado a uma dada probabilidade e x_i indica as coordenadas (x_i, y_i) de sua posição no espaço, ao passo que um conjunto infinito dessas variáveis aleatórias representa uma função aleatória $[Z(x_i)]$, ou processo estocástico, enquanto o conjunto de valores dados por uma única realização da função aleatória é denominado de variável regionalizada (VIEIRA, 2000; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

Assim, por ser contínua, a função aleatória pode ser submetida a uma gama de hipóteses, esperando-se satisfazê-las com pontos discretos de uma única amostragem. Entretanto, considerando que a função aleatória é obtida de apenas uma amostragem, para se estimar os valores nos locais não amostrados é necessário introduzir a restrição de que a variável regionalizada seja estatisticamente estacionária (VIEIRA, 2000).

A função aleatória estacionária é aquela cuja distribuição probabilística é invariante por translação, isto é, as propriedades da função não são alteradas ou agem de forma similar ao longo da área em estudo (ANDRIOTTI, 2003). Assim, para que a variável regionalizada seja estacionária, os momentos estatísticos da variável aleatória $Z(x_i+h)$ devem ser os mesmos para qualquer vetor h (VIEIRA, 2000).

Com isso, os valores esperados da função aleatória $[Z(x)]$ são dados por $E[Z(x)] = m(x)$ e $E[Z(x+h)] = m(x+h)$ e as variâncias por $\sigma^2[Z(x)]$ e $\sigma^2[Z(x+h)]$, sendo, respectivamente, para os locais x e $x+h$ separados por um vetor h . A covariância $C(x, x+h)$ entre $Z(x)$ e $Z(x+h)$ é definida por $C(x, x+h) = E[Z(x) Z(x+h)] - m(x) m(x+h)$ e o variograma $2\gamma(x, x+h)$ é designado por $2\gamma(x, x+h) = E[Z(x) - Z(x+h)]^2$ (VIEIRA, 2000).

Na literatura especializada em geoestatística, ocasionalmente os termos variograma e semivariograma são tratados como sinônimos, apesar de serem grandezas distintas, em que o variograma $[2\gamma(h)]$ equivale ao dobro do semivariograma $[\gamma(h)]$. Ainda assim, autores como Andriotti (2003), Kanevski e Maignan (2004) e Yamamoto e Landim (2013) insistem na equivalência das expressões.

Em casos onde apenas alguns momentos são invariantes por translação, admite-se somente a invariabilidade dos dois primeiros momentos, dados pela

média e pela covariância, e assim a hipótese de estacionariedade de segunda ordem é assumida (ANDRIOTTI, 2003). A função aleatória será estacionária de segunda ordem quando atender aos pressupostos (ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004):

$$m = E[Z(x)] \quad \text{Média} \quad (1)$$

$$\sigma^2[Z(x)] = E\{[Z(x) - m]^2\} = C(0) \quad \text{Variância} \quad (2)$$

$$C(h) = E\{[Z(x+h) - m][Z(x) - m]\} \quad \text{Covariância} \quad (3)$$

$$C(0) - C(h) = \gamma(h) = \frac{1}{2}E\{Z(x+h) - Z(x)\}^2 \quad \text{Função semivariograma} \quad (4)$$

Na estatística clássica a covariância indica a relação mútua entre duas variáveis aleatórias, ao passo que na Geoestatística, a covariância mede a relação entre valores de uma mesma variável, porém obtidos em pontos separados por uma distância h , conforme uma determinada direção (YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

A função semivariograma $[\gamma(h)]$ varia de zero, quando a distância (h) é igual a 0, até um valor aproximadamente igual à variância das observações, quando para um valor alto de h . Assim, em razão de $\gamma(h) = C(0) - C(h)$ e caso o vetor h seja infinitamente pequeno, será obtida a variância mínima e a covariância máxima (FIGURA 6). Existirá, também, um determinado valor de h em que a variância e a covariância serão aproximadamente iguais, contudo, à medida que h aumenta, a covariância diminuirá e a variância aumentará, devido ao avanço progressivo da independência entre os pontos amostrais para distância cada vez maiores (YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

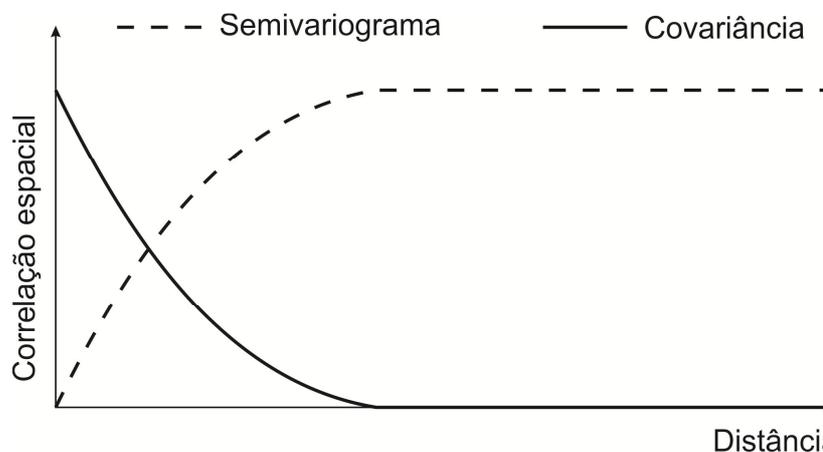


FIGURA 6 – RELAÇÃO ENTRE AS FUNÇÕES SEMIVARIOGRAMA E COVARIÂNCIA
 FONTE: Adaptado de Davis (2002), Webster e Oliver (2007) e Yamamoto e Landim (2013)

Portanto, na hipótese de estacionaridade de segunda ordem, a covariância $C(h)$ e o variograma $2\gamma(h)$ se equivalem na caracterização da dependência espacial e, além disso, a estacionaridade permite que um experimento seja repetido com amostras coletadas em pontos amostrais diferentes na área, pois as amostras serão consideradas pertencentes a populações com os mesmos momentos estatísticos (VIEIRA, 2000).

Entretanto, caso a covariância não exista e a variável apresente capacidade infinita de dispersão, assume-se somente o variograma como existente e estacionário. Com isso, a hipótese de estacionariedade de segunda ordem é substituída pela hipótese intrínseca (ANDRIOTTI, 2003).

Ao contrário da hipótese de estacionaridade de segunda ordem, a hipótese intrínseca não implica na existência de variância infinita dos valores medidos e, para todo vetor h , o acréscimo $[Z(x+h) - Z(x)]$ resulta em variância finita e dependente apenas do vetor h (VIEIRA, 2000; ANDRIOTTI, 2003), o que gera as seguintes relações:

$$m = E[Z(x) - Z(x+h)] \quad \text{Média} \quad (5)$$

$$\sigma^2[Z(x+h) - Z(x)] = E\{[Z(x+h) - Z(x)]^2\} \quad \text{Variância} \quad (6)$$

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x+h) - Z(x)]^2\} \quad \text{Função variograma} \quad (7)$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2}E\{[Z(x+h) - Z(x)]^2\} \quad \text{Função semivariograma} \quad (8)$$

Caso seja verificada a estacionaridade de segunda ordem, a hipótese intrínseca será, implicitamente, válida, não sendo o inverso verdadeiro, pois os semivariogramas de funções aleatórias estacionários de segunda ordem apresentam sempre alcance finito e limitado a uma distância h (FIGURA 7A), tais como os modelos de Matheron (Esférico), Gauss (Gaussiano) e de Formery (Exponencial), enquanto os semivariogramas da hipótese intrínseca são não limitados (FIGURA 7B), como os modelos de De Wijs (Logaritmo) e Linear (ANDRIOTTI, 2003).

O semivariograma não limitado (FIGURA 7B) pode indicar a existência de um fenômeno com capacidade infinita de dispersão, em que a máxima distância entre as amostras não representa a variância dos dados e, provavelmente, há tendências que devem ser eliminadas, tal como por meio de regressão múltipla, sendo que, dessa forma, o processo de análise espacial se dará com semivariogramas de resíduos (ALMEIDA, 2008).

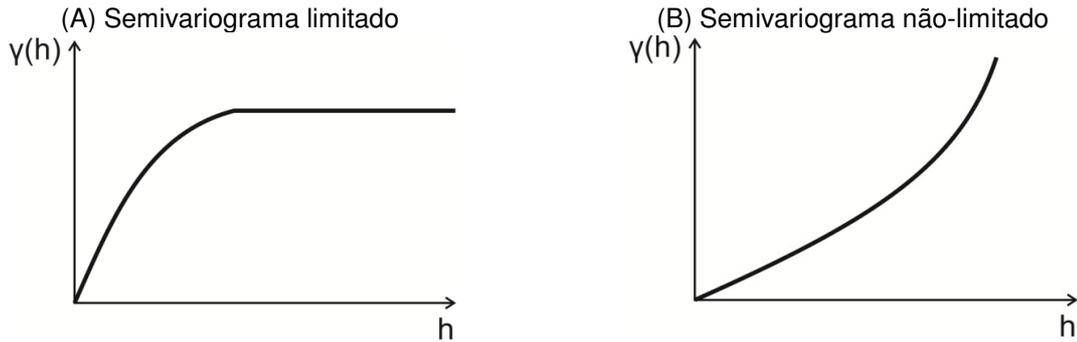


FIGURA 7 – SEMIVARIOGRAMA COM PATAMAR LIMITADO (A) E NÃO LIMITADO (B)
 FONTE: Adaptado de Andriotti (2003), Webster e Oliver (2007) e Sarma (2009)

Contudo, para que a função aleatória atenda a hipótese estacionária ou intrínseca é necessário que, além de atender às propriedades de um semivariograma, deve ser uma função do tipo positiva condicional, o que garante que os valores obtidos das variâncias sejam não negativos (ANDRIOTTI, 2003).

2.2.3 Conceito e estrutura do semivariograma

Basicamente, a análise da estrutura espacial de um fenômeno consiste de duas fases principais: (1) construção de semivariogramas experimentais para a interpretação da continuidade espacial dos dados; e (2) modelagem da estrutura espacial com o ajuste de semivariogramas teóricos (KANEVSKI e MAIGNAN, 2004).

O semivariograma é uma função que reflete a estrutura espacial de um fenômeno, medindo as relações estatísticas, ou seja, as covariâncias que existem entre pontos amostrais separados por sucessivos valores de h . É uma função crescente com h até um determinado valor de h , denominado de amplitude (DAVIS, 2002; ANDRIOTTI, 2003).

Matematicamente, o semivariograma representa o valor médio do quadrado das diferenças entre todos os pares de pontos amostrais tomados em uma distância h uns dos outros (ANDRIOTTI, 2003), sendo expresso por:

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

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância da variável $Z(x_i)$; h = distância; e $N(h)$ = número de pares de pontos medidos $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separados por uma distância h .

Dessa forma, o semivariograma é uma função que mede a variância entre

pontos separados por uma distância em distintas direções, geralmente em 0° , 45° , 90° e 135° no plano espacial (FIGURA 8A). Para pontos próximos, a diferença e a variância são pequenas, ao passo que, com o aumento da distância, a variabilidade entre os pontos amostrais eleva-se e, conseqüentemente, a variância aumenta até a estabilização em torno da variância máxima dos dados em uma determinada distância (YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

Por convenção, as semivariâncias calculadas para diferentes valores de h são graficamente representadas em forma de um semivariograma experimental (DAVIS, 2002), onde os valores de $\gamma(h)$ são plotados sobre o eixo das ordenadas, ao passo que, no eixo das abscissas, são alocados os valores de h (FIGURA 8B) que, geralmente, caracterizam o espaçamento mínimo médio de uma malha de amostragem, denominado de passo (d).

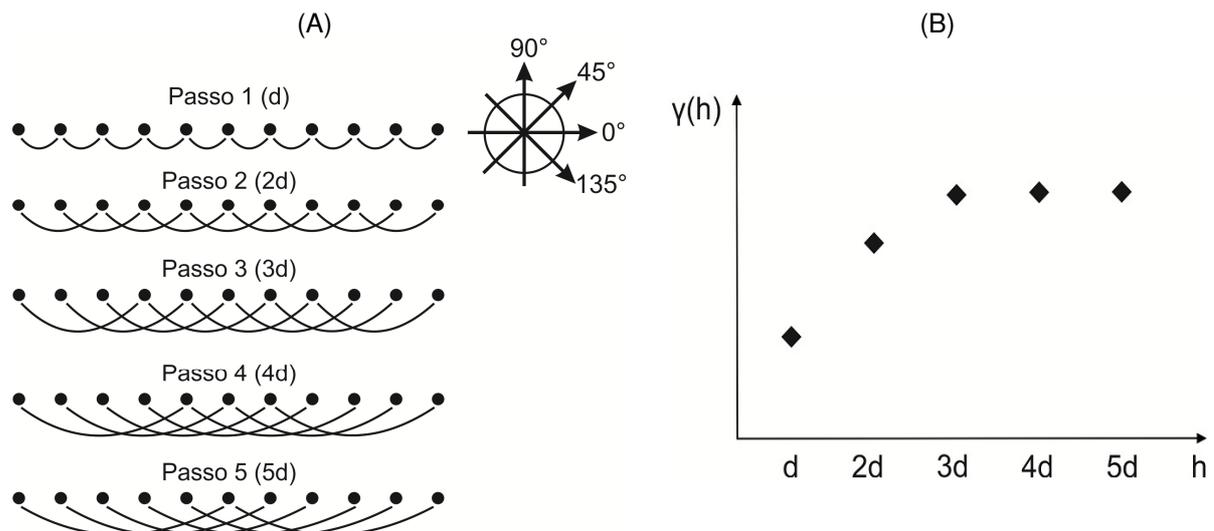


FIGURA 8 – MODO DE COLETA DE DADOS (A) PARA A CONSTRUÇÃO GRÁFICA DE UM SEMIVARIOGRAMA EXPERIMENTAL (B)
 FONTE: Adaptado de Andriotti (2003) e Webster e Oliver (2007)

Esse cálculo é sensível à distribuição dos pontos amostrais. Quando são regulares, o semivariograma é calculado diretamente, onde os pares de pontos para uma determinada distância e direção são usados para gerar as diferenças quadráticas (FIGURA 9A). Contudo, para distribuições irregulares, há a necessidade de regularização da malha (FIGURA 9B), por meio da definição de uma tolerância angular em uma determinada direção, dentro da qual pode haver um ou mais pontos ou nenhum. Em seguida, uma largura máxima é estabelecida, visando limitar a distância da tolerância angular, dentro da qual o tamanho e a tolerância do passo definirão a localização regular dos pontos amostrais (YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

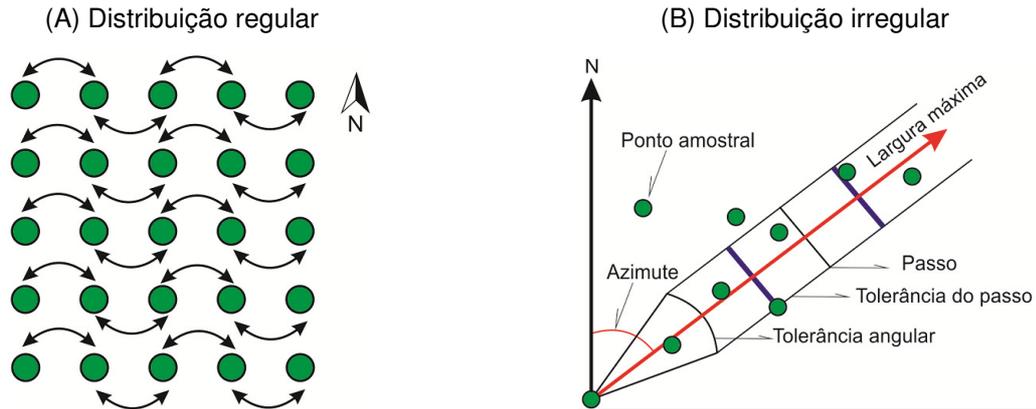


FIGURA 9 – ESQUEMAS DE DISTRIBUIÇÃO REGULAR (A) E IRREGULAR (B) DOS PONTOS AMOSTRAIS

FONTE: Adaptado de Andriotti (2003) e Yamamoto e Landim (2003)

A estrutura de um semivariograma (FIGURA 10) é composta pelo efeito pepita (C_0), ou *nugget effect*, que corresponde ao valor da semivariância para a distância zero e indica a variação ao acaso ou erros de amostragem em razão de sua escala; o patamar ($C_0 + C$), ou soleira, ou *sill*, que representa a estabilização dos valores do semivariograma aproximadamente igual à variância *a priori* dos dados; a contribuição ou variância espacial (C), que é dada pela diferença entre o patamar e o efeito pepita (C_0) e; o alcance (A), ou amplitude, ou *range*, que é definido pela distância onde o semivariograma alcança o patamar e indica o limite onde dois pontos amostrais passam a ser independentes e sem correlação espacial (VIEIRA, 2000; DAVIS, 2002; ANDRIOTTI, 2003; AMARO FILHO *et al.*, 2007; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

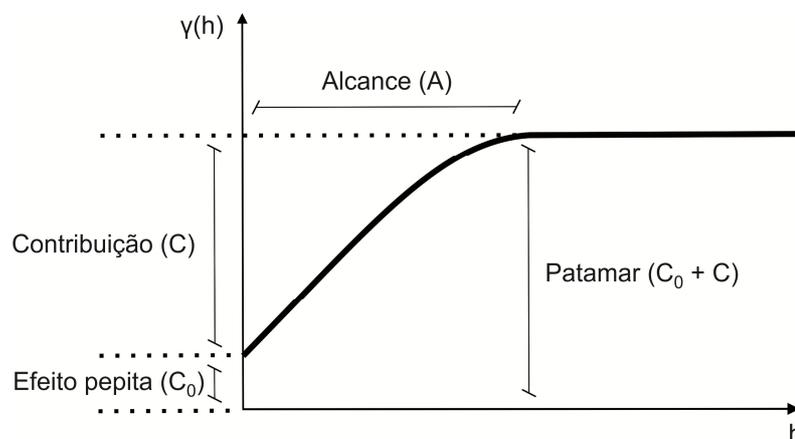


FIGURA 10 – COMPONENTES DE UM SEMIVARIOGRAMA

FONTE: Adaptado de Davis (2002), Webster e Oliver (2007) e Pelissari (2012)

Teoricamente, o valor do efeito pepita (C_0) deve ser igual a zero, visto que

duas amostras coletadas em um mesmo ponto ($h = 0$) devem ter os mesmos valores (ANDRIOTTI, 2003). No entanto, é impossível quantificar se erros de medição, ou erros de posicionamento geográfico, ou a variabilidade devido a uma escala menor da amostragem contribuem em maior peso para o valor de C_0 (VIEIRA, 2000; DAVIS, 2002; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004). Porém, quanto maior o seu valor, maior será a variabilidade e, conseqüentemente, a amostragem utilizada será insuficiente para representar as características espaciais do fenômeno (YAMAMOTO e LANDIM, 2013). De modo geral, valores de C_0 superiores a 30% do patamar são considerados elevados (ANDRIOTTI, 2003).

Como o semivariograma é uma função crescente do módulo do vetor h ($|h|$), à medida que aumenta o $|h|$, a variação média entre os pares de pontos amostrais tende a elevar-se até uma determinada distância, denominada de alcance (A), que representa o limite da dependência espacial entre as amostras, e também a um determinado valor de $\gamma(h)$ estabilizado, denominado de patamar ($C_0 + C$), sendo esse aproximadamente igual à variância dos dados. O conhecimento dessas estruturas no semivariograma permite identificar a área de influência de uma observação no espaço (VIEIRA, 2000; ANDRIOTTI, 2003; SILVA *et al.*, 2007).

Quando há ausência completa de correlação espacial entre os pontos amostrados, o efeito pepita puro, ou *pure nugget*, estará presente (FIGURA 11) e, assim, o semivariograma oscilará em torno da variância *a priori* dos dados que refletirá a ausência de estrutura espacial do fenômeno estudado na escala de amostragem utilizada. Com isso, esquemas de amostragens com pontos mais próximos ou maior número de repetições são indicados (ABREU *et al.*, 2003; ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004; WEBSTER e OLIVER, 2007; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

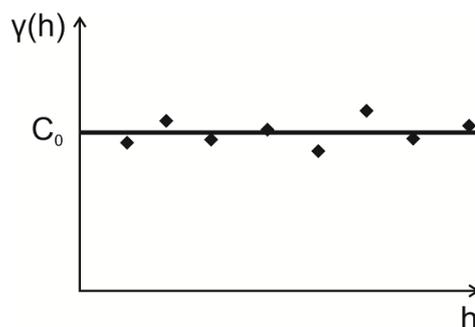


FIGURA 11 – COMPORTAMENTO DE UM SEMIVARIOGRAMA COM EFEITO PEPITA PURO
 FONTE: Adaptado de Andriotti (2003), Webster e Oliver (2007) e Yamamoto e Landim (2013)

Com base no conhecimento dos componentes que compõem o semivariograma experimental é possível ajustar modelos teóricos que permitem determinar o valor da correlação espacial para qualquer distância dentro do espaço amostral (DAVIS, 2002; YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Em geral, os semivariogramas com patamar limitado são os mais usuais (FIGURA 12).

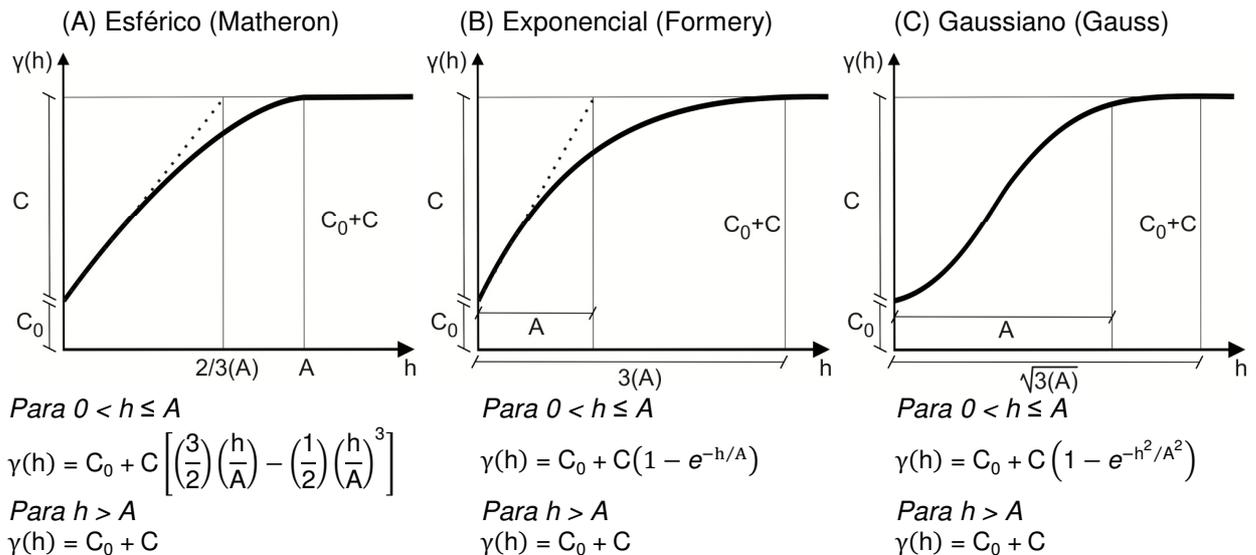


FIGURA 12 - REPRESENTAÇÃO GRÁFICA E MATEMÁTICA DOS SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS: ESFÉRICO (A), EXPONENCIAL (B) E GAUSSIANO (C). EM QUE: $\gamma(h)$ = SEMIVARIÂNCIA DA VARIÁVEL $Z(x_i)$; h = DISTÂNCIA; C_0 = EFEITO PEPITA; C = VARIÂNCIA *a priori* DOS DADOS; $C_0 + C$ = PATAMAR; E A = ALCANCE

FONTE: Adaptado de Andriotti (2003), Webster e Oliver (2007) e Sarma (2009)

O modelo esférico (FIGURA 12A) é usualmente descrito como aquele que representa a forma ideal de um semivariograma (DAVIS, 2002). Na sua origem, o crescimento é acelerado e linear, com o patamar definido por $C_0 + C$. A inclinação da tangente à origem ($|h| = 0$) é igual a $3C/2A$, a qual corta o patamar no ponto em que $h = 2/3A$ (ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004; WEBSTER e OLIVER, 2007).

O modelo exponencial (FIGURA 12B) também é frequentemente utilizado, em que os valores da semivariância são inferiores aos obtidos pelo modelo esférico para todos os valores de h inferiores ao alcance. Contudo, nesse modelo, o alcance tem significado puramente analítico, pois o patamar só é alcançado assintoticamente e quando, teoricamente, $h \rightarrow \infty$, porém, na prática, utiliza-se o alcance sendo igual a $3A$ (DAVIS, 2002; ANDRIOTTI, 2003; WEBSTER e OLIVER, 2007; SARMA, 2009).

O modelo gaussiano (FIGURA 12C) é aquele que mais reflete a regularidade

da variável estudada, pois apresenta comportamento parabólico nas vizinhanças da origem e reflete uma grande continuidade da variável estudada em distâncias curtas. Nesse modelo, o alcance é definido como sendo $\sqrt{3A}$ e o efeito pepita (C_0) usualmente indica a presença de erros de mensuração dos dados (DAVIS, 2002; ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004).

Nos fenômenos onde exista a correlação espacial entre duas variáveis, a estimativa de uma pode ser realizada com informações de ambas nas posições geográficas coincidentes, por meio da aplicação do semivariograma cruzado (VIEIRA, 2000; VIEIRA *et al.*, 2002), sendo expresso por:

$$\gamma_{1,2}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(x_{1i} + h) - Z_1(x_{1i})] [Z_2(x_{2i} + h) - Z_2(x_{2i})] \quad (10)$$

Em que: $\gamma_{1,2}(h)$ = semivariância das variáveis Z_1 e Z_2 ; h = distância; e $N(h)$ = número de pares de pontos medidos de Z_1 e Z_2 , separados por uma distância h .

No semivariograma cruzado, o alcance representa a distância máxima de dependência espacial entre as variáveis, ao passo que o patamar apresenta valor próximo à covariância das duas variáveis. O semivariograma para uma única variável possui sempre valor positivo; entretanto, o semivariograma cruzado pode assumir valor negativo (FIGURA 13), o que, nesse caso, indica que o crescimento positivo de uma variável corresponde, em média, ao decréscimo da outra, ou seja, as variáveis apresentam correlação inversa (VIEIRA, 2000; ANDRIOTTI, 2003; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

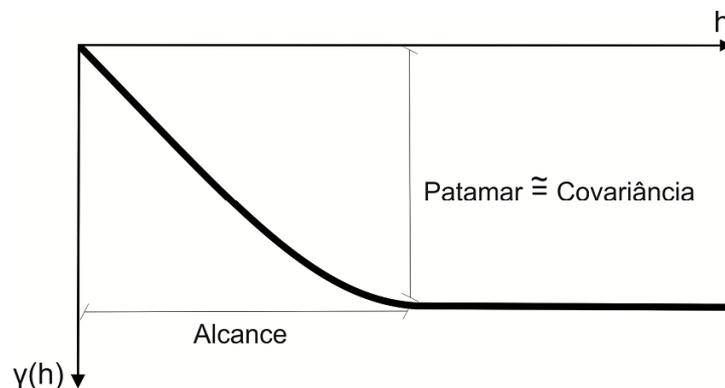


FIGURA 13 – SEMIVARIOGRAMA CRUZADO COM EFEITO NEGATIVO
 FONTE: Adaptado de Webster e Oliver (2007)

De modo geral, o processo de ajuste dos semivariogramas teóricos é iterativo, sendo divididos em dois grupos: 1) ajuste de modelos matemáticos ao semivariograma experimental, tais como os métodos dos quadrados mínimos ordinários e dos quadrados mínimos ponderados; e 2) ajuste de modelo direto aos dados, como o método da máxima verossimilhança (CAMARGO, 1997; MELLO *et al.*, 2005b; ALMEIDA, 2008; SANTOS *et al.*, 2011).

2.2.4 Remoção de tendências de semivariogramas

A condição de aparente falta de estacionaridade é identificada quando os semivariogramas aumentam continuamente sem apresentar um valor máximo. Nesse caso, a tendência observada pode ser removida com o ajuste de polinômios de primeiro ou segundo grau e, dessa forma, determina-se a diferença entre os valores das semivariâncias originais e das estimadas pelas superfícies de tendência, das quais resultam nos resíduos (FIGURA 14) para o cálculo dos semivariogramas com patamares definidos (VIEIRA, 2000; VIEIRA *et al.*, 2002; ALMEIDA, 2008).

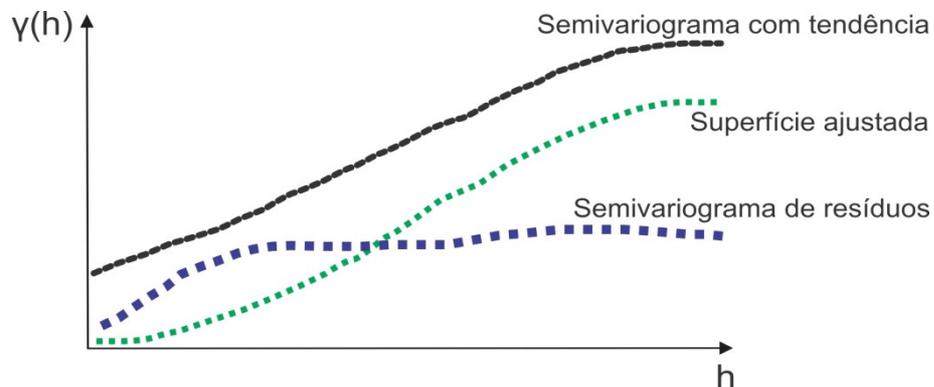


FIGURA 14 – SEMIVARIOGRAMAS COM DADOS ORIGINAIS, COM A SUPERFÍCIE PARABÓLICA E COM OS RESÍDUOS DA REMOÇÃO DE TENDÊNCIA
 FONTE: Adaptado de Vieira *et al.* (2002)

De modo geral, são ajustados polinômios de segundo grau, pelo método dos quadrados mínimos, para o cálculo das superfícies parabólicas de tendências, por meio da expressão (VIEIRA, 2000; GONÇALVES *et al.*, 2001; DAVIS, 2002):

$$Z_{\text{est}}(x, y) = \beta_0 + \beta_1x + \beta_2y + \beta_3x^2 + \beta_4y^2 + \beta_5xy \quad (11)$$

Em que: $Z_{\text{est}}(x, y)$ = semivariância estimada pela superfície parabólica; β_i = coeficientes de regressão; e x e y = coordenadas geográficas.

Com isso, os semivariogramas do resíduo, $Z_{\text{res}}(x, y) = Z(x, y) - Z_{\text{est}}(x, y)$, apresentam patamar indicando que o procedimento de remoção da tendência foi efetivo. No entanto, caso não seja identificada a dependência espacial, por meio do semivariograma dos resíduos, a superfície de tendência encontrada será a melhor representação espacial do fenômeno estudado (VIEIRA, 2000).

O procedimento de remoção de tendências por meio do ajuste de polinômios pelo método dos mínimos quadrados é considerado razoável, porém ainda não há um método conclusivo de abordagem desse problema (GONÇALVES *et al.*, 2001).

Autores como Hamlett *et al.* (1986), Silva *et al.* (2003), Reichert *et al.* (2008) e Rosa Filho *et al.* (2011) propuseram, como modo de remoção de tendências, o método de refinamento de dados pela mediana, que consiste em: a) dispor os dados de acordo com sua posição na malha amostral; b) calcular a mediana de cada linha e coluna; c) subtrair, de cada valor amostrado, o valor da mediana da linha e da coluna em que se encontra; e d) adicionar, para cada valor amostrado, o valor da mediana de todo o conjunto de dados. Os valores remanescentes representam os resíduos. Tal procedimento é repetido até que a convergência seja observada.

2.2.5 Avaliação anisotrópica

Os fenômenos espaciais apresentam anisotropias quando os semivariogramas apresentam diferentes estruturas para distintas direções, ao passo que, quando há comportamentos semelhantes, o fenômeno estudado é isotrópico (ANDRIOTTI, 2003; ALMEIDA, 2008; GUEDES *et al.*, 2008; YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Para a verificação de anisotropias, Camargo (1997), Vieira (2000) e Mello *et al.* (2005a) aconselham examinar os semivariogramas em direções distintas, tais como 0° na direção do eixo X; 90° na direção do eixo Y; e 45° e 135° nas diagonais (FIGURA 15).

A literatura geoestatística elenca até três tipos de anisotropias: geométrica; zonal; e mista (GUEDES *et al.*, 2008; YAMAMOTO e LANDIM, 2013). A anisotropia geométrica, ou elíptica, é caracterizada por apresentar semivariogramas com os mesmos patamares e efeitos pepitas, mas com alcances diferentes (FIGURA 16A). A direção em que o alcance for menor representa a direção de maior variabilidade do fenômeno em estudo. A simples transformação linear de coordenadas é suficiente para restabelecer a isotropia (ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN,

2004; WEBSTER e OLIVER, 2007; GUEDES *et al.*, 2008; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

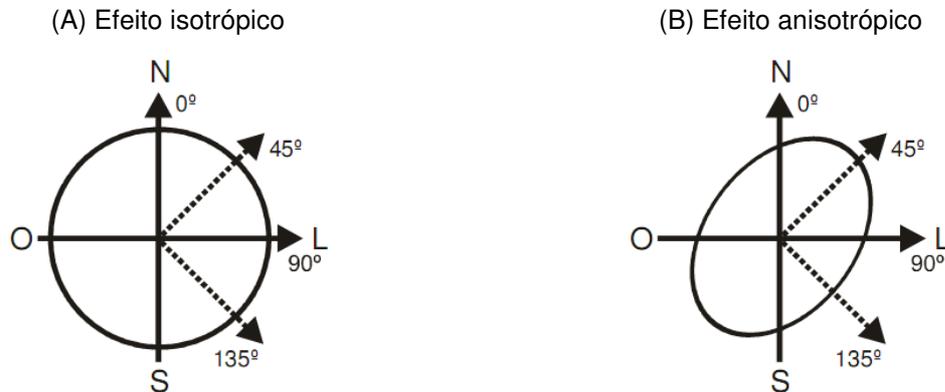


FIGURA 15 – EXEMPLIFICAÇÃO DOS EFEITOS ISOTRÓPICO (A) E ANISOTRÓPICO (B)
 FONTE: Adaptado de Pelissari (2012) e Yamamoto e Landim (2013)

A anisotropia zonal é caracterizada por apresentar semivariogramas com patamares diferentes, porém sob um mesmo alcance (FIGURA 16B). Pode ocorrer em função da mistura de populações com diferentes variâncias *a priori* e associada à anisotropia geométrica. Enquanto na anisotropia mista, ou combinada, o alcance e o patamar variam conforme a direção (FIGURA 16C), resultando em duas estruturas distintas (ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004; GUEDES *et al.*, 2008; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

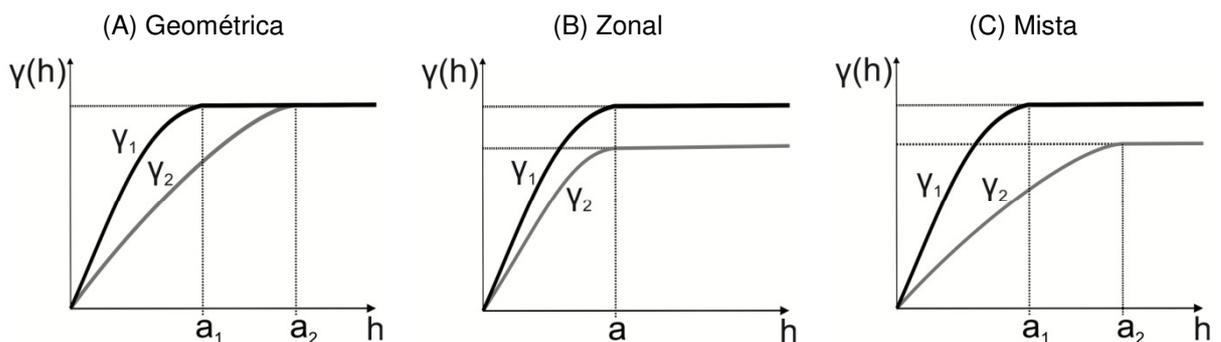


FIGURA 16 – REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DA ANISOTROPIA GEOMÉTRICA (A), ZONAL (B) E MISTA (C)
 FONTE: Adaptado de Camargo (1997), Kanevski e Maignan (2004) e Yamamoto e Landim (2013)

2.2.6 Interpolação espacial

A interpolação é o procedimento de reprodução das características de um fenômeno espacial, pelo qual se estimam, por meio de funções matemáticas, os

valores em locais não amostrados e os representam em mapas (ANDRIOTTI, 2003; BEDREGAL, 2008; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

Cada método de interpolação possui características próprias para a geração de mapas de superfícies. Alguns reproduzem exatamente os valores disponíveis nos pontos de amostragem e outros buscam suavizar as superfícies geradas. Isso acarreta a elaboração de mapeamentos diferentes para representar uma mesma situação e exige, preteritamente, o conhecimento da variável estudada (ANDRIOTTI, 2003; BEDREGAL, 2008).

Esses métodos podem ser classificados em estocásticos e determinísticos. De modo geral, as estimativas geoestatísticas são realisticamente superiores aos demais métodos de interpolação tradicionais. Entretanto, na ausência de um modelo de correlação espacial, os métodos determinísticos podem ser úteis para o estudo de um fenômeno no espaço (KANEVSKI e MAIGNAN, 2004; ALVES *et al.*, 2008; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

Os métodos determinísticos têm por base critérios geométricos que não fornecem medidas de incerteza (YAMAMOTO e LANDIM, 2013). São de simples aplicação, porém não consideram a estrutura espacial dos dados. Entre os principais, se destacam as funções de inverso da distância, que tendem a formar contornos concêntricos ao redor dos pontos de amostragem. A sua principal desvantagem centra-se nos critérios que levam à escolha dos pesos (λ_i), que, por vezes, são determinados sem justificativa técnico-científica (ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004; WEBSTER e OLIVER, 2007). A estimativa em locais não amostrados é realizada por meio da aplicação das expressões:

$$Z^*(x_0) = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \quad (12)$$

$$\lambda_i(x, y) = \frac{1}{d_i^p} \quad (13)$$

Em que: $Z^*(x_0)$ = estimativa em local não amostrado; $Z(x_i)$ = pontos amostrados vizinhos; λ_i = peso; n = número de pontos usados para a estimativa; d_i = distância entre os pontos sob estimativa; e p = potência.

Nos métodos de interpolação estocásticos os valores amostrados são interpretados como provenientes de processos aleatórios capazes de quantificar as

incertezas associadas aos estimadores (YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Na análise geoestatística, o interpolador estocástico que utiliza o semivariograma é denominado krigagem (DAVIS, 2002; ANDRIOTTI, 2003; WEBSTER e OLIVER, 2007).

A krigagem visa determinar os pesos das amostras envolvidas na estimativa nos locais não amostrados, de forma a minimizar a variância de estimação, e respeitando a condição de não tendenciosidade e de variância mínima (HÖCK *et al.*, 1993; ANDRIOTTI, 2003; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

O estimador de krigagem é do tipo *Best Linear Unbiased Estimator* (HENLEY, 1981; ANDRIOTTI, 2003; AKHAVAN *et al.*, 2010), caracterizado por ser formado pela combinação linear dos dados: $Z_K^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$; não apresentar viés: $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$; ser exato: $E(Z - Z_K^*) = 0$; e com variância mínima: $\sigma_K^2 = E(Z - Z_K^*)^2 =$ mínima. Em que: Z_K^* = estimador de krigagem; λ_i = peso; $Z(x_i)$ = dados experimentais; n = número de dados; e σ_K^2 = variância da krigagem.

Os pesos (λ_i) na krigagem são modificáveis de acordo com a distância entre o ponto a ser estimado e os valores dos vizinhos envolvidos em sua estimativa, sendo, assim, um estimador de médias móveis ponderadas (HENLEY, 1981; VIEIRA, 2000). Essa condição de não enviesamento assegura que a krigagem seja um interpolador exato, com valores estimados iguais aos observados quando a locação krigada coincidir com a locação observada (ANDRIOTTI, 2003). A condição de variância mínima indica que, embora possa existir diferença entre os valores estimados e observados, essa deve ser mínima (VIEIRA, 2000).

Entretanto, para que a estimativa seja não tendenciosa, a soma dos pesos (λ_i) das amostras deve ser igual a um e, para a minimização da variância de estimação, respeitada a condição de $\sum \lambda_i = 1$, utiliza-se a técnica de multiplicadores de Lagrange para a solução do sistema de krigagem (VIEIRA, 2000; VIEIRA *et al.*, 2002; ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004):

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_i - x_j) + \mu = \gamma(x_i - x_0), \quad \forall i = 1, \dots, n \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \end{array} \right. \quad (14)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_i - x_j) + \mu = \gamma(x_i - x_0), \quad \forall i = 1, \dots, n \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \end{array} \right. \quad (15)$$

Em que: λ_i = peso; γ = função semivariograma; e μ = multiplicador de Lagrange.

A krigagem promove a suavização das dispersões (FIGURA 17), passando sempre pelos pontos amostrados. É, também, aditiva, de modo que pode ser executada de forma parcial na área para, posteriormente, compor os mapas. Essa interpolação pode ser pontual ou em blocos, sendo que os valores atribuídos a um bloco correspondem à média aritmética dos infinitos valores pontuais que existem dentro dele. Dessa forma, são gerados mapas mais suavizados para o estudo de padrões regionais, ao passo que os mapas de krigagem pontual são desejáveis para avaliação de feições locais (ATKINSON e TATE, 2000; DAVIS, 2002; ANDRIOTTI, 2003; KANEVSKI e MAIGNAN, 2004).

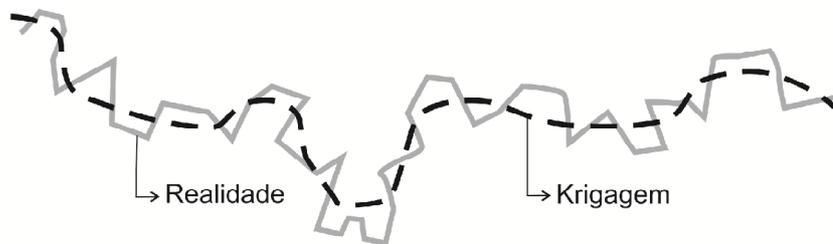


FIGURA 17 – EFEITO DE SUAUIZAÇÃO DA KRIGAGEM
 FONTE: Adaptado de Andriotti (2003)

É indicado que sejam adotadas, como vizinhança de krigagem, as distâncias menores ou iguais ao alcance obtido por meio do semivariograma. De modo geral, o número de amostras vizinhas requeridas para uma estimacão por krigagem depende da configuracão de locacões amostradas e do grau de anisotropia. Em geral, emprega-se entre 7 a 25 amostras para malhas regulares e 10 para amostragens com espaçamentos irregulares (ANDRIOTTI, 2003).

2.2.6.1 Krigagens simples e ordinária

Ao considerar um local não amostrado (x_0) e valores de n pontos próximos, as estimativas lineares ponderadas obtidas pelas krigagens simples (KS) e ordinárias (KO) são descritas, respectivamente, nas expressões (16) e (17). Com isso, a krigagem simples (KS) exige o conhecimento da média, sendo empregada, geralmente, quando há muitas informacões em campo, ao passo que a krigagem ordinária (KO) é a mais aplicada por considerar a média como desconhecida, além de estimar os valores em qualquer lugar no espaço, exceto nos

locais em que se dispõe de observações, onde são reproduzidos os valores medidos (DAVIS, 2002; ANDRIOTTI, 2003; YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

$$Z_{KS}^*(x_0) = m_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(x_i) - m_i] \quad \text{Krigagem simples} \quad (16)$$

$$Z_{KO}^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(x_i)] \quad \text{Krigagem ordinária} \quad (17)$$

Em que: m_0 = média no ponto x_0 ; m_i = média conhecida de x_i ; e λ_i = pesos ou ponderadores associados aos n dados.

2.2.6.2 Cokrigagens ordinária e colocada

A cokrigagem é uma ferramenta de coestimativas de variáveis primárias e secundárias (YAMAMOTO e LANDIM, 2013) utilizada quando as informações da variável estudada são insuficientes e quando há correlação espacial entre ela e as demais variáveis associadas (ANDRIOTTI, 2003; WEBSTER e OLIVER, 2007). Contudo, para a sua aplicação, duas condições devem ser rigorosamente satisfeitas para a variável estimada, tal como a exatidão: $E(Z_2^* - Z_2) = 0$; e a variância mínima: $\sigma^2 = E(Z_2^* - Z_2)^2 = \text{mínima}$ (VIEIRA, 2000).

A cokrigagem ordinária é um procedimento que requer o cálculo e a modelagem em conjunto de semivariogramas experimentais diretos e cruzados (YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Por meio dela, é possível estimar uma variável primária (Z_1) a partir das informações dela própria e, também, de outra variável secundária (Z_2) correlacionada espacialmente (ANDRIOTTI, 2003). Dessa forma, a estimativa de Z_1 é dada pela combinação linear de Z_1 e Z_2 , com pesos λ_1 e λ_2 distribuídos conforme a dependência espacial de cada variável e da correlação cruzada entre elas (VIEIRA, 2000).

$$Z_1^*(x_0) = \sum_{i=1}^{n_1} \lambda_{1i} Z_1(x_{1i}) + \sum_{i=1}^{n_2} \lambda_{2i} Z_2(x_{2i}) \quad \text{Cokrigagem ordinária} \quad (18)$$

Em que: $Z_1^*(x_0)$ = estimativa da variável primária no ponto x_0 ; Z_1 e Z_2 = variáveis primária e secundária, respectivamente; n = números de vizinhos; e λ_i = peso.

A cokrigagem colocada é uma técnica que simplifica o procedimento da coestimativa, pois não requer o cálculo do semivariograma cruzado, e é utilizada quando a variável secundária é amostrada em intensidade mais elevada que a variável primária. Isto é, quando a variável secundária é conhecida não só nos pontos de amostragem da variável primária como também em quaisquer outros pontos, o que elimina a informação secundária redundante em torno do ponto que se quer estimar (WATANABE, 2008; ROCHA *et al.*, 2012; YAMAMOTO e LANDIN, 2013).

$$Z_1^*(x_0) - m_1 = \sum_{\alpha=1}^{n_1} \lambda_{\alpha} [Z_1(x_{\alpha}) - m_1] + \lambda_2 [Z_2(x_0) - m_2] \quad \text{Cokrigagem colocada} \quad (19)$$

Em que: $Z_1^*(x_0)$ = estimativa da variável primária no ponto x_0 ; $Z_1(x_{\alpha})$ $\{\alpha = 1, n_1\}$ = são os n_1 dados primários; $Z_2(x_0)$ = variável secundária conhecida no ponto x_0 ; λ = peso; e m_1 e m_2 = médias das variáveis primária e secundária, respectivamente.

2.2.6.3 Krigagem indicatriz

A krigagem indicatriz, ou indicativa, ou indicadora, ou, também, por indicação, é uma krigagem não paramétrica que utiliza a posição e os valores dos dados dicotômicos para produzir uma distribuição local da probabilidade das propriedades espaciais de um fenômeno estudado, com a vantagem de não sofrer os efeitos de valores discrepantes (MOTOMIYA *et al.*, 2006; PAZ-FERREIRO *et al.*, 2010).

Esse método baseia-se na transformação binária dos dados, os quais, geralmente, são codificados em zero ou um se estiverem acima ou abaixo, respectivamente, de um determinado valor de corte (*cut-off*) estabelecido de acordo com o objetivo da análise. Essa transformação resulta em um conjunto de dados composto de zero e um, o qual é submetido às análises semivariográficas, obtendo-se, dessa maneira, o semivariograma indicador do modelo de continuidade espacial para o valor de corte estabelecido (BÖNISCH *et al.*, 2004; MOTOMIYA *et al.*, 2006; ASSUMPÇÃO *et al.*, 2007; PAZ-FERREIRO *et al.*, 2010).

O semivariograma indicador, ou indicativo, é matematicamente expresso por:

$$\gamma(h, v_c) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{[Z(x_i + h, v_c) - Z(x_i, v_c)]^2\} \quad (20)$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância da variável $Z(x_i)$; h = distância; $N(h)$ = número de pares de pontos medidos $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separados por uma distância h ; e v_c = valor de corte.

Por meio do semivariograma indicador, objetiva-se definir as áreas com maior ou menor probabilidade de ocorrência de um determinado evento. Assim, por meio da krigagem indicatriz, são gerados os mapas temáticos de probabilidade, que correspondem às medidas espaciais de incerteza acima ou abaixo do corte pré-estabelecido (MOTOMIYA *et al.*, 2006; ASSUMPÇÃO *et al.*, 2007; OLIVEIRA e ROCHA, 2011).

$$I^*(Z) = \sum_{i=1}^n \lambda_i 1_{Z(x_0) < Z} \quad (21)$$

Em que: $I^*(Z)$ = indicador; n = números de vizinhos; λ_i = peso; e $1_{Z(x_0) < Z}$ = dado transformado em um indicador.

2.2.7 Validação cruzada

A validação cruzada é uma maneira de conferir as suposições sobre o modelo usado na krigagem. Por meio dela, comparam-se os valores observados com os estimados de cada ponto amostrado, dos quais as diferenças resultam nos resíduos da validação cruzada (ANDRIOTTI, 2003; ROQUE, 2007; WEBSTER e OLIVER, 2007).

A validação cruzada consiste em estimar o valor de cada unidade amostrada, por meio do semivariograma ajustado, e, em seguida, plotar os valores observados (Z_i) em função dos estimados (Z_i^*) e, posteriormente, ajustar a equação da reta ($Z_i^* = a + b \cdot Z_i$). Para um ajuste ideal (FIGURA 18), tem-se o coeficiente linear (a) igual a zero; o coeficiente angular (b) igual a um; e o coeficiente de determinação da validação cruzada (R^2_{vc}) igual a um (VIEIRA, 2000; ROQUE, 2007).

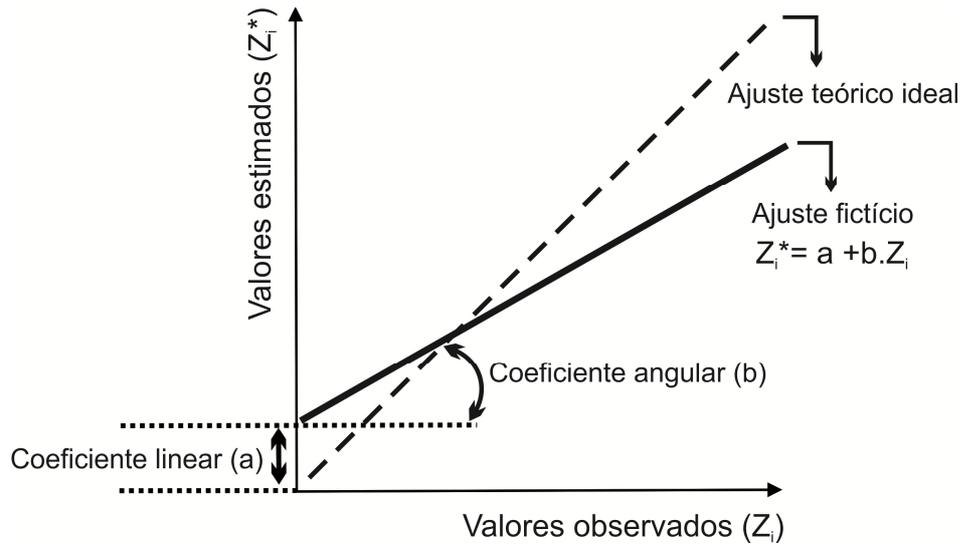


FIGURA 18 – COMPONENTES DA VALIDAÇÃO CRUZADA
 FONTE: Adaptado de Leuangthong *et al.* (2004) e Pelissari (2012)

Se os resultados da validação cruzada apresentarem dispersão pequena dos pontos em torno da reta de regressão, é admitida a existência de uma estimativa adequada. Caso contrário, um ajuste inadequado pode indicar a presença de viés. No entanto, é aceito que validação cruzada não prova que um modelo de semivariograma esteja correto, apenas que esse não é, necessariamente, incorreto, sendo uma técnica adequada para identificar erros ou problemas na base de dados (ANDRIOTTI, 2003; LEUANGTHONG *et al.*, 2004).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 LOCAL DE ESTUDO E COLETA DE DADOS

O estudo foi desenvolvido em quatro povoamentos seminais de teca implantados nos anos de 1999, 2000, 2002 e 2003, com, respectivamente, 308; 290; 242; e 420 hectares, totalizando 1.260 hectares no espaçamento 3 m x 3 m localizados no município de Nossa Senhora do Livramento, estado de Mato Grosso, sob a delimitação das coordenadas geográficas 16°13'30" S a 16°13'50" S e 56°22'30" W a 56°24'30" W (FIGURA 19).

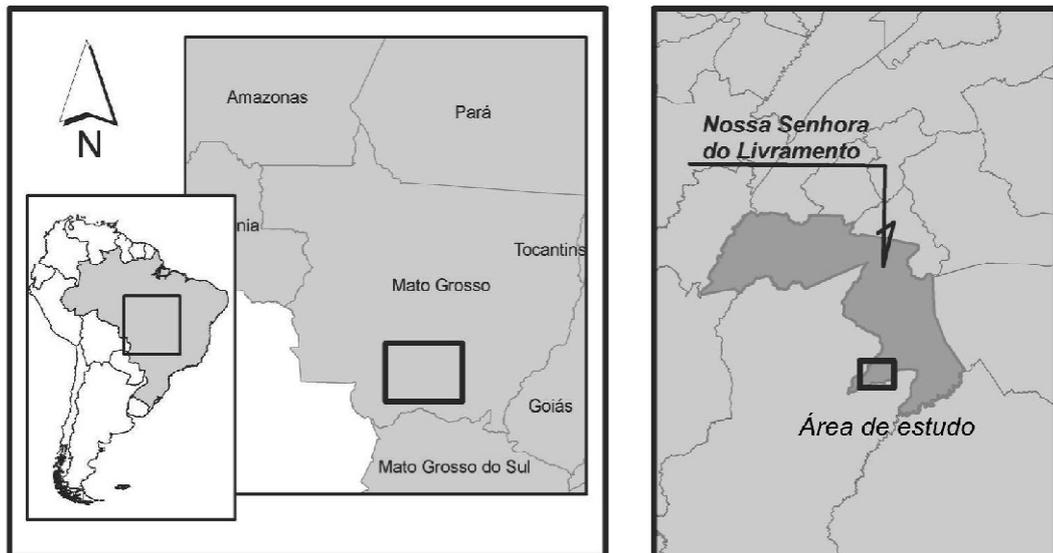


FIGURA 19 – LOCALIZAÇÃO DOS POVOAMENTOS DE TECA AVALIADOS NO ESTADO DE MATO GROSSO, BRASIL

FONTE: Adaptado de Pelissari (2012)

O clima da região é classificado como Aw (Köppen), com precipitação média de 1.300 a 1.600 mm ano⁻¹ e temperatura média anual de 24°C a 26°C (ALVARES *et al.*, 2013). O relevo é suavemente ondulado e o solo é identificado como Planossolo Háptico Eutrófico de textura franco-argilo-arenosa (EMBRAPA, 2006), com a ausência de adubação no preparo do solo.

Os desbastes seletivos foram executados após a medição do quinto e ao oitavo ano, com a remoção de até 40% e 33%, respectivamente, do número de árvores por hectare, cuja ordem dos critérios para a seleção das árvores a serem desbastadas foram, conforme Caldeira e Oliveira (2008), o estado fitossanitário, a

forma e a qualidade do fuste, e as árvores com os menores diâmetros e alturas.

Foram utilizados dados provenientes de um inventário florestal contínuo, com idades entre dois a doze anos, de 273 parcelas permanentes georreferenciadas de 15 m x 30 m (FIGURA 20). Nessas unidades amostrais foram obtidos os valores médios do diâmetro do fuste com casca a 1,3 m de altura do solo (DAP) e a altura total (H) das árvores, além do volume com casca ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) e da altura dominante (H_{dom}) pelo método proposto por Assmann (1970).

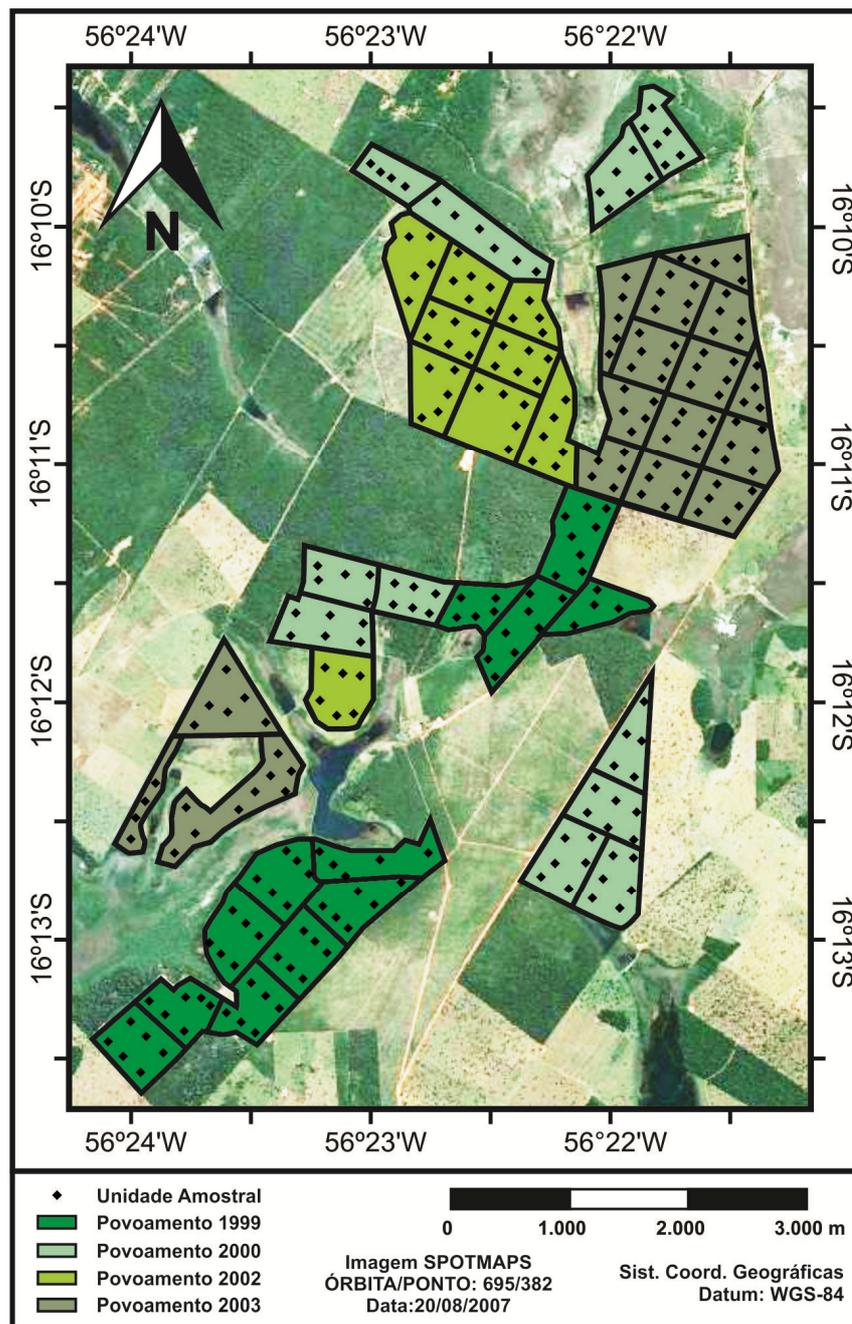


FIGURA 20 – LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DAS UNIDADES AMOSTRAIS NOS TALHÕES DOS POVOAMENTOS DE TEÇA
 FONTE: O autor (2014)

Previamente ao processamento, as idades dos povoamentos foram padronizadas e os valores médios das unidades amostrais foram submetidos à análise estatística descritiva, para a determinação dos mínimos, médios, máximos e dos desvios padrões e coeficientes de variação. Além disso, para a detecção de possíveis valores discrepantes (*outliers*), foi aplicado o teste Grubbs (T) por meio da determinação da relação entre a diferença de um provável *outlier* e da média aritmética da amostra, com a posterior divisão pelo respectivo desvio padrão (GRUBBS, 1969):

$$T = \frac{\max|\bar{Y} - Y_i|}{\sigma} \quad (22)$$

Em que: T = valor do teste Grubbs; \bar{Y} = média aritmética da amostra; Y_i = provável valor discrepante; e σ = desvio padrão da amostra.

Os valores T foram determinados para aqueles máximos das amostras e, posteriormente, comparados com os valores críticos, ao nível de 5% de probabilidade, considerando as hipóteses:

H_0 = não há *outliers* na amostra; e

H_1 = o máximo valor da amostra é um *outlier*, ao nível de 5% de probabilidade.

Ademais, os dados foram submetidos ao teste de aderência proposto por Kolmogorov (1933) e Smirnov (1948), ao nível de 5% de significância, para a constatação da normalidade, ao comparar a distribuição observada dos dados com a normal teórica em conjuntos amostrais superiores a 100 unidades. O teste Kolmogorov-Smirnov (KS) foi fundamentado na diferença máxima absoluta das frequências observadas e esperadas e do número de observações:

$$KS = \frac{d_{\max}}{n} \quad (23)$$

Em que: d_{\max} = máxima diferença absoluta entre as frequências observadas e as esperadas; e n = número de observações.

Os resultados (KS) foram confrontados com os valores tabelares para atestar uma das hipóteses:

H_0 = a amostra segue distribuição normal; e

H_1 = a amostra não segue distribuição normal, ao nível de 5% de probabilidade.

3.2 MODELAGENS PARA A RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA

Foram ajustados quatro modelos tradicionais de relação hipsométrica (TABELA 1) para os valores médios das unidades amostrais de duas idades dos povoamentos de teca: 1) com dois anos de idade, e 2) ao sexto ano, após um desbaste seletivo de remoção de 40% do número de árvores por hectare, uma vez que nesses períodos podem ser verificadas as influências dos fatores idade e densidade na qualidade das modelagens.

TABELA 1 – MODELOS DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA AJUSTADOS AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Denominação	Modelo	
Trorey (1932)	$H = \beta_0 + \beta_1 DAP + \beta_2 DAP^2$	(24)
Henricksen (1950)	$H = \beta_0 + \beta_1 \ln(DAP)$	(25)
Stoffels e van Soest (1953)	$\ln(H) = \beta_0 + \beta_1 \ln(DAP)$	(26)
Curtis (1967)	$\ln(H) = \beta_0 + \beta_1 (1/DAP)$	(27)

Em que: H = altura total (m); DAP = diâmetro a 1,3 m do solo (cm); β = coeficiente de regressão; e ln = logaritmo neperiano.

O critério de avaliação e seleção dos ajustes obedeceu ao maior coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) e ao menor erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$). Também foram avaliadas a significância dos coeficientes de regressão (β_i) e a análise gráfica dos resíduos plotados em função do diâmetro a 1,3 m do solo (DAP).

Nos modelos logarítmicos de Stoffels e van Soest (26) e Curtis (27), a discrepância logarítmica na estimativa da variável dependente, ao se efetuar a operação inversa para a obtenção da variável de interesse, foi corrigida multiplicando-se a altura estimada por um Fator de Correção (SPRUGEL, 1983):

$$FC = e^{0,5(S_{yx})^2} \quad (28)$$

Em que: FC = fator de correção; e = exponencial; e S_{yx} = erro padrão da estimativa.

A análise geoestatística foi utilizada para modelar os padrões espaciais da altura total, por meio da determinação das semivariâncias (29), considerando o posicionamento geográfico das unidades amostrais no campo (x, y) e o posterior cômputo das distâncias (h) e das diferenças numéricas da variável (Z) na malha de pontos.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{[Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2\} \quad (29)$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância da variável $Z(x_i)$; h = distância; e $N(h)$ = número de pares de pontos medidos $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separados por uma distância h .

As semivariâncias foram determinadas entre os pontos amostrais equidistantes, com a regularização da malha amostral por meio de uma tolerância angular de 22,5°, passo de 300 m e largura máxima de 3.000 m (FIGURA 9B), de modo a obter semivariogramas com maior número de pares de dados e mais suavizados (YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Esse processo foi repetido em quatro direções no plano espacial, 0° (S-N); 45° (SO-NE); 90° (O-L); e 135° (NO-SE), dos quais foi obtida a matriz das semivariâncias médias entre as distâncias equivalentes, além da quantificação dos pares de unidades amostrais computadas (TABELA 2).

TABELA 2 – EXEMPLIFICAÇÃO DA MATRIZ DAS SEMIVARIÂNCIAS MÉDIAS CALCULADAS EM UM PLANO ESPACIAL

Distância	Semivariância	Pares de pontos amostrais
d_1	$\gamma(d_1)$	N_1
d_2	$\gamma(d_2)$	N_2
d_3	$\gamma(d_3)$	N_3
d_4	$\gamma(d_4)$	N_4
d_n	$\gamma(d_n)$	N_n

Em que: d_i = distância (m) entre pares de pontos amostrais; e $\gamma(d_i)$ = semivariância média para uma distância d_i

Além disso, devido à existência de correlação entre a altura total e o diâmetro a 1,3 m do solo da teca, as estimativas da altura foram determinadas considerando as informações de ambas variáveis em posições geográficas coincidentes, por meio do semivariograma cruzado (30):

$$\gamma_{1,2}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(x_{1i} + h) - Z_1(x_{1i})] [Z_2(x_{2i} + h) - Z_2(x_{2i})] \quad (30)$$

Em que: $\gamma_{1,2}(h)$ = semivariância das variáveis Z_1 e Z_2 ; h = distância entre pontos medidos; e $N(h)$ = número de pares de pontos medidos de Z_1 e Z_2 , separados por uma distância h .

Para as estimativas das semivariâncias em quaisquer distâncias entre as amostras, foram ajustados os modelos de semivariogramas teóricos: esférico (31),

exponencial (32) e gaussiano (33), com o auxílio do programa computacional GEOEST (VIEIRA *et al.*, 2002) e de planilhas eletrônicas.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[\left(\frac{3}{2}\right) \left(\frac{h}{A}\right) - \left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{h}{A}\right)^3 \right] & \text{para } h \leq A \\ C_0 + C & \text{para } h > A \end{cases} \quad (31)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C(1 - e^{-h/A}) \quad (32)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C(1 - e^{-h^2/A^2}) \quad (33)$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância da variável $Z(x_i)$; h = distância; C_0 = efeito pepita; C = variância *a priori*; e A = alcance.

A estrutura do semivariograma teórico (FIGURA 10) foi composta pelo efeito pepita (C_0), que corresponde ao valor da semivariância para a distância zero e indica a variação ao acaso; o patamar ($C_0 + C$), que representa a estabilização dos valores do semivariograma aproximadamente igual à variância dos dados; a variância *a priori* (C), que é dada pela diferença entre o patamar ($C_0 + C$) e o efeito pepita (C_0); e o alcance (A), que é definido pela distância onde o semivariograma atinge o patamar e indica o limite em que as unidades amostrais estão correlacionadas entre si (VIEIRA, 2000).

Para os ajustes, foi utilizado o método dos mínimos quadrados ponderados (MELLO *et al.*, 2005b; AZEVEDO *et al.*, 2012), que visa minimizar a soma de quadrados dos desvios ponderados (SQDP), onde as diferenças quadráticas entre as semivariâncias observadas e as estimadas foram ponderadas de acordo com o número de pares de pontos utilizados para o cálculo médio das semivariâncias observadas em cada distância que compõe o semivariograma.

A interpolação e a espacialização da altura total da teca foi realizada por meio da krigagem, a qual considera a dependência espacial e estima sem tendência e com variância mínima para a confecção de mapas temáticos (ANDRIOTTI, 2003; YAMAMOTO e LANDIM, 2013), sendo esses elaborados com o programa SURFER 9.0 versão demonstração (GOLDEN SOFTWARE, 2002), utilizando a média aritmética \pm o respectivo desvio padrão como o centro das classes.

O estimador de krigagem é caracterizado por ser formado pela combinação linear dos dados: $Z_K^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$; não apresenta viés: $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$; é exato:

$E(Z - Z_K^*) = 0$; e a variância mínima: $\sigma_K^2 = E(Z - Z_K^*)^2 = \text{mínimo}$. Em que: Z_K^* = estimador de krigagem; λ_i = peso; $Z(x_i)$ = dados experimentais; n = número de dados; e σ_K^2 = variância da krigagem (ANDRIOTTI, 2003; AKHAVAN *et al.*, 2010).

Mais precisamente, foi utilizada a krigagem ordinária pontual com a geração de uma grade virtual de pontos amostrais regularmente espaçados em 50 m x 50 m. Dessa forma, com os parâmetros obtidos dos ajustes dos semivariogramas e com os valores observados das unidades amostrais vizinhas, a altura total foi estimada nos pontos não amostrados na área florestada, por meio da formulação (34):

$$Z_{KO}^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(x_i)] \quad (34)$$

Em que: Z_{KO}^* = estimador de krigagem; λ_i = peso; $Z(x_i)$ = dados experimentais; e n = número de dados.

Foi utilizada a técnica de multiplicadores de Lagrange (35) para a determinação dos valores dos pesos (λ_i) nas estimativas dos locais não amostrados (VIEIRA, 2000; WEBSTER e OLIVER, 2007), uma vez que, em razão das diferentes distâncias no plano espacial, cada unidade amostral observada contribui em distintos percentuais nas estimativas dos pontos não amostrados.

$$\begin{matrix} & \text{[A]} & & \text{[}\lambda\text{]} & & \text{[B]} \\ \begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_1) & \gamma(x_1, x_2) & \cdots & \gamma(x_1, x_n) & 1 \\ \gamma(x_2, x_1) & \gamma(x_2, x_2) & \cdots & \gamma(x_2, x_n) & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \gamma(x_n, x_1) & \gamma(x_n, x_2) & \cdots & \gamma(x_n, x_n) & 1 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 \end{bmatrix} & \times & \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \mu(x_0) \end{bmatrix} & = & \begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_0) \\ \gamma(x_2, x_0) \\ \vdots \\ \gamma(x_n, x_0) \\ 1 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (35)$$

Em que: $\gamma(x_n, x_n)$ = semivariâncias estimadas entre os pontos amostrais observados; λ_n = peso; $\mu(x_0)$ = valor estimado da variável de interesse no ponto não amostrado (x_0); e $\gamma(x_n, x_0)$ = semivariâncias estimadas entre os pontos amostrais observados e os locais não amostrados (x_0).

Para isso, foram determinadas as semivariâncias entre os pontos amostrais próximos a cada local a ser estimado, tomando a distância entre as amostras observadas como variável independente no semivariograma teórico previamente ajustado para a obtenção da matriz A, além das distâncias entre as unidades

3.3 MODELAGENS PARA A CAPACIDADE PRODUTIVA DO SÍTIO FLORESTAL

Foram ajustados três modelos matemáticos (TABELA 3) para a estimativa da altura dominante em função da idade, com avaliações do segundo ao décimo segundo ano de idade dos povoamentos.

TABELA 3 – MODELOS DE ALTURA DOMINANTE AJUSTADOS EM FUNÇÃO DA IDADE PARA OS POVOAMENTOS DE TECA

Denominação	Modelo
Schumacher (1939)	$\ln(H_{dom}) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{t}\right)$ (38)
Backman (1943)	$\ln(H_{dom}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(t) + \beta_2 \ln(t)^2$ (39)
Chapman (1961) e Richards (1959)	$H_{dom} = \beta_0 (1 - e^{-\beta_1 t})^{\beta_2}$ (40)

Em que: H_{dom} = altura dominante; t = idade; \ln = logaritmo natural; e = exponencial; e β_i = coeficiente de regressão

O critério de avaliação e de seleção obedeceu ao maior coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) e ao menor erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$) recalculado para a variável de interesse (H_{dom}). Também foi avaliada a significância dos coeficientes de regressão (β_i), ao nível de 5% de probabilidade, e a análise gráfica dos resíduos plotados em função da altura dominante estimada.

Nos modelos logarítmicos de Schumacher (38) e Backman (39), a discrepância logarítmica na estimativa da variável dependente, ao se efetuar a operação inversa para a obtenção da variável de interesse, foi corrigida multiplicando a altura dominante estimada pelo Fator de Correção (28).

O modelo não linear Chapman-Richards (40) foi ajustado, com o auxílio o programa computacional SAS (SAS INSTITUTE, 2008), por meio do algoritmo Levenberg–Marquardt para a minimização da soma de quadrados residuais não lineares. Esse foi fundamentado na combinação dos métodos Gradiente e Gauss-Newton, uma vez que o algoritmo atua como o método Gradiente quando os parâmetros da regressão estão distantes dos ideais, alterando os seus valores para a maximização da redução dos mínimos quadrados e, ao passo que os parâmetros assumem valores próximos ao ótimo global, opera como o método de Gauss-Newton, assumindo uma função quadrática dos mínimos quadrados e determinando o seu mínimo (MARQUARDT, 1963).

Com base no modelo de altura dominante com o melhor ajuste, foram

construídas curvas anamórficas de índice de sítio, pelo método da curva guia, conforme apresentado por Scolforo (2006). Foi determinado como idade de referência (I_{REF}) o décimo segundo ano dos povoamentos, correspondente ao período mais próximo à rotação técnica da cultura com observações coletadas.

Para as modelagens geoestatísticas foram calculados os semivariogramas experimentais (29) e ajustados os teóricos (31 a 33) para a altura dominante na idade de cinco anos dos povoamentos, correspondente ao período com a maior correlação linear de Pearson, igual a 0,84, observada entre H_{dom} e H . Além disso, para a correlação espacial da altura dominante (variável primária) com a altura total (variável secundária), foram processados os semivariogramas cruzados (30), enquanto a interpolação e a espacialização foram determinadas pelos métodos de krigagem e cokrigagem ordinária pontual, considerando os valores das alturas dominantes nos índices de sítio como os limites das classes nos mapas temáticos.

Adicionalmente, procedeu-se a análise do semivariograma indicativo e a aplicação da krigagem indicativa para a confecção do mapa da probabilidade de ocorrência de sítios mais produtivos ao longo da área florestada. Para isso, procedeu-se a transformação em zero ou em um dos valores de H_{dom} , sendo respectivamente acima ou abaixo do valor de corte estabelecido como o centro de classe do sítio de qualidade média. Essa transformação resultou em um conjunto de dados binários, submetido às análises semivariográficas, obtendo-se, dessa maneira, o semivariograma indicador (41) do modelo de continuidade espacial:

$$\gamma(h, v_c) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{[Z(x_i + h, v_c) - Z(x_i, v_c)]^2\} \quad (41)$$

Em que: $\gamma(h)$ = semivariância da variável $Z(x_i)$; h = distância; $N(h)$ = número de pares de pontos medidos $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separados por uma distância h ; e v_c = valor de corte.

Com isso, por meio da krigagem indicatriz (42), foram gerados os mapas temáticos da probabilidade da capacidade produtiva do sítio e, assim, definidas as áreas com a maior ou menor incerteza espacial da ocorrência de sítios mais produtivos.

$$I^*(Z) = \sum_{i=1}^n \lambda_i 1_{Z(x_0) < Z} \quad (42)$$

Em que: $I^*(Z)$ = indicador; n = números de vizinhos; λ_i = peso; e $1_{Z(x_0) < Z}$ = dado transformado em um indicador.

3.4 MODELAGENS PARA O VOLUME DOS POVOAMENTOS

Foram ajustados três modelos de volume por hectare (TABELA 4), determinados para as parcelas alocadas ao quinto e ao oitavo ano de idade dos povoamentos de teca, correspondentes aos períodos anteriores ao primeiro e ao segundo desbaste seletivo e necessários à avaliação dos estoques volumétricos, em que, para o modelo sugerido por Figueiredo Filho (45) foi aplicada a correção logarítmica (28).

TABELA 4 – MODELOS DE VOLUME POR HECTARE AJUSTADOS AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Denominação	Modelo	
Spurr (1952)	$V = \beta_0 + \beta_1 G$	(43)
Machado (1973)	$V = \beta_0 + \beta_1 G + \beta_2 G^2$	(44)
Figueiredo Filho (1983)	$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 \ln(G)$	(45)

Em que: V = volume total ($m^3 \text{ ha}^{-1}$); G = área basal ($m^2 \text{ ha}^{-1}$); β = coeficiente de regressão; e \ln = logaritmo neperiano

A avaliação dos ajustes das equações de volume por hectare dos povoamentos fundamentou-se no coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$), no erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$), na significância dos coeficientes de regressão (β_i) e na análise gráfica residual do volume em função da área basal (G).

Para as análises geoestatísticas, foram calculados os semivariogramas experimentais (29) e ajustados os teóricos (31 a 33) para volume por hectare e área basal aos cinco e oito anos dos povoamentos. Adicionalmente, para a correlação espacial do volume (variável primária) com a área basal (variável secundária), foram processados os semivariogramas cruzados (30), ao passo que a interpolação e a espacialização, para a confecção dos mapas temáticos, foram realizadas pela krigagem e cokrigagem ordinária pontual, tomando os valores médios e os desvios padrões na determinação das classes nos mapeamentos do volume e da área basal.

3.5 AVALIAÇÃO E SELEÇÃO DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS

A avaliação e a seleção dos melhores ajustes dos semivariogramas teóricos foram baseadas na menor soma de quadrados dos desvios ponderados (SQDP), no maior coeficiente de determinação (R^2) e na validação cruzada (FIGURA 18), a qual, quando ideal, fornece o coeficiente linear igual a zero e os coeficientes angular e de determinação da validação cruzada (R^2_{vc}) iguais a um.

Além disso, a fim de verificar a presença de anisotropia e a necessidade de possíveis correções, os semivariogramas foram executados na direção de 0° do eixo X, 90° do eixo Y e 45° e 135° nas diagonais (VIEIRA, 2000; MELLO *et al.*, 2005a; MOTOMIYA *et al.*, 2006; WOJCIECHOWSKI *et al.*, 2009), ao passo que, visando padronizar a comparação visual dos semivariogramas direcionais entre as variáveis modeladas, esses foram escalonados conforme Vieira *et al.* (1997) por meio da expressão (46):

$$\gamma_{SC}(h) = \frac{\gamma(h)}{\sigma^2(Z)} \quad (46)$$

Em que: $\gamma_{SC}(h)$ = semivariância escalonada; $\gamma(h)$ = semivariância original; e $\sigma^2(Z)$ = variância dos dados.

Também foram avaliadas as vizinhanças de 4, 8, 12, 16 e 20 pontos amostrais (VENDRUSCULO, 2001) para a estimativa nos locais não amostrados vizinhos a eles. Ao final, foram calculados os graus de dependência espacial (GD), conforme Cambardella *et al.* (1994), e classificados em forte, se $GD \leq 25\%$; moderado, entre $25\% < GD \leq 75\%$; e fraco, se $GD > 75\%$, com a aplicação da formulação (47):

$$GD = \frac{C_0}{C_0 + C} \times 100 \quad (47)$$

Em que: GD = grau de dependência espacial; C_0 = efeito pepita; e $C_0 + C$ = patamar.

A fim de comparar os resultados das estimativas das modelagens geoestatísticas, foram utilizadas as análises estatísticas de erros médios absoluto (48) e relativo (49) e raiz quadrada do erro médio quadrático (50), conforme Cunha

et al. (2013). Também foi calculado o índice de concordância de Willmott (51) proposto por Willmott *et al.* (1985), correspondente ao grau de associação entre as medidas estimadas e as reais, com variação de zero até um. Além disso, as estimativas obtidas pelas modelagens foram submetidas ao teste qui-quadrado (52), com o objetivo de verificar sua aderência dessas aos dados reais, cuja significância, ao nível de 5% de probabilidade, caracteriza a dissimilaridade entre as distribuições.

$$E_{\text{abs}} = \sum |y_i - \hat{y}_i|/n \quad (48)$$

$$E_r = E_{\text{abs}} \times 100/\bar{y} \quad (49)$$

$$\text{REMQ} = \sqrt{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2/n} \quad (50)$$

$$d = 1 - \left\{ \frac{\sum (\hat{y}_i - y_i)^2}{\sum [|\hat{y}_i - \bar{y}_i| + |y_i - \bar{y}_i|]^2} \right\} \quad (51)$$

$$\chi^2 = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2/\hat{y}_i \quad (52)$$

Em que: E_{abs} = erro médio absoluto; E_r = erro médio relativo; REMQ = raiz quadrada do erro médio quadrático; d = índice de concordância de Willmott; χ^2 = teste qui-quadrado; y_i = valor observado; \hat{y}_i = valor estimado; \bar{y} = média aritmética; e n = número de observações.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 KRIGAGEM E COKRIGAGEM ORDINÁRIAS PARA A RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA

4.1.1 Análise estatística descritiva dos dados

Na TABELA 5 estão presentes os valores mínimos, médios, máximos e os respectivos desvios padrões e coeficientes de variação das variáveis altura total (H) e diâmetro a 1,3 m do solo (DAP) das unidades amostrais, além dos testes Grubbs e KS, para o segundo e oitavo ano de idade dos povoamentos de teca.

TABELA 5 – ANÁLISE ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA ALTURA TOTAL (H) E DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (DAP) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	Coeficiente de variação (%)	Teste Grubbs	Teste KS
2º ano							
H (m)	2,41	4,64	6,85	1,02	21,91	2,190 ^{NS}	0,049 ^{NS}
DAP (cm)	2,89	5,19	7,65	1,02	19,58	2,415 ^{NS}	0,058 ^{NS}
6º ano							
H (m)	11,80	13,88	15,91	0,85	6,15	2,448 ^{NS}	0,053 ^{NS}
DAP (cm)	13,36	16,85	20,08	1,37	8,11	2,570 ^{NS}	0,069 ^{NS}

Para teste Grubbs: ^{NS} = não há valores *outliers* na série de dados; e
Para teste Kolmogorov-Smirnov (KS): ^{NS} = há distribuição normal

A maior variabilidade numérica observada no segundo ano dos povoamentos, expressa por meio do coeficiente de variação para as variáveis altura total e diâmetro a 1,3 m do solo (TABELA 5), evidenciou a heterogeneidade dendrométrica dos indivíduos, resultante da mortalidade inicial e do posterior replantio. Ao passo que a estrutura dos povoamentos foi expressivamente mais homogênea ao sexto ano, em decorrência da regularização da densidade após a aplicação dos desbastes seletivos no quinto ano de idade.

Não foram observados valores discrepantes nas séries de dados (TABELA 5), acarretando na não rejeição da hipótese de nulidade (H_0) pelo teste de detecção de *outliers* desenvolvido por Grubbs (1969), ao passo que, por meio do teste Kolmogorov-Smirnov (KS), foi constatada a normalidade da distribuição numérica das variáveis.

4.1.2 Modelagem tradicional da relação hipsométrica

De modo geral, com os modelos tradicionais de relação hipsométrica foram obtidos ajustes estatisticamente semelhantes (TABELA 6) nas duas ocasiões de avaliação dos povoamentos de teca, com coeficientes de regressão (β_i) significativos, ao nível de 5% de probabilidade, exceto para o intercepto (β_0) do modelo de Trorey (5) no sexto ano. O coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) resultou em valores em torno de 0,81 aos dois anos de idade e de 0,52 no sexto ano, ao passo que o erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$) apresentou valores entre 9,34% e 9,47% e entre 4,23% e 4,25%, respectivamente ao segundo e ao sexto ano.

TABELA 6 – PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DOS MODELOS DE RELAÇÃO HIPSONÉTRICA AJUSTADOS AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Modelo	β_0	β_1	β_2	$R^2_{aj.}$	$S_{yx}\%$
2º ano						
1	Trorey	-0,9763*	1,2833*	-0,0374*	0,818	9,34
2	Henricksen	-2,4847*	4,3807*		0,813	9,47
3	Stoffels e van Soest	-0,1733*	1,0340*		0,817	9,40
4	Curtis	2,4633*	-4,7465*		0,813	9,47
6º ano						
5	Trorey	7,9762 ^{NS}	0,2421*	0,0064*	0,527	4,23
6	Henricksen	-7,2019*	7,4744*		0,525	4,24
7	Stoffels e van Soest	1,0834*	0,5478*		0,529	4,23
8	Curtis	3,1613*	-8,9120*		0,523	4,25

Em que: β = coeficiente de regressão; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $S_{yx}\%$ = erro padrão da estimativa em porcentagem; ^{NS} = não significativo; e * = significância a 5% pelo teste t

Os maiores valores de erro padrão da estimativa ($S_{yx}\%$) obtidos no segundo ano (TABELA 6) são decorrentes da alta variabilidade do crescimento em altura de povoamentos florestais jovens, assim como observado por Bartoszeck *et al.* (2004) para bracinga e por Donadoni *et al.* (2010) para *Pinus* tropicais, enquanto os menores coeficientes de determinação ($R^2_{aj.}$) ao sexto ano (TABELA 6) evidenciaram a redução da correlação entre a altura e o diâmetro após a aplicação do desbaste, tal como constatado por Barros *et al.* (2002) em plantios de *Pinus oocarpa* Schiede, os quais afirmaram que os desbastes seletivos, em diversas periodicidades, alteram a estrutura da floresta e homogeneizam as alturas. Com isso, árvores com diferentes diâmetros apresentam alturas semelhantes e, nesse caso, as estimativas tendem à

média aritmética.

Pela análise gráfica residual das estimativas da altura total, obtidas pelos ajustes dos modelos de Trorey (1) ao segundo ano (FIGURA 21A) e Stoffels e van Soest (7) no sexto ano (FIGURA 21B), foi visualizada a distribuição homogênea dos resíduos em função do diâmetro a 1,3 m do solo. Enquanto na curva hipsométrica estimada ao segundo ano (FIGURA 21C) foi evidenciado o comportamento ascendente e os graus de inclinação e de concavidade característicos de povoamentos jovens. O achatamento da curva ao sexto ano (FIGURA 21C) e o seu deslocamento para as classes diamétricas maiores, corroborou com o efeito dinâmico da relação hipsométrica ao longo do tempo (BARTOSZECK *et al.*, 2004; FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010; ARAÚJO *et al.*, 2012).

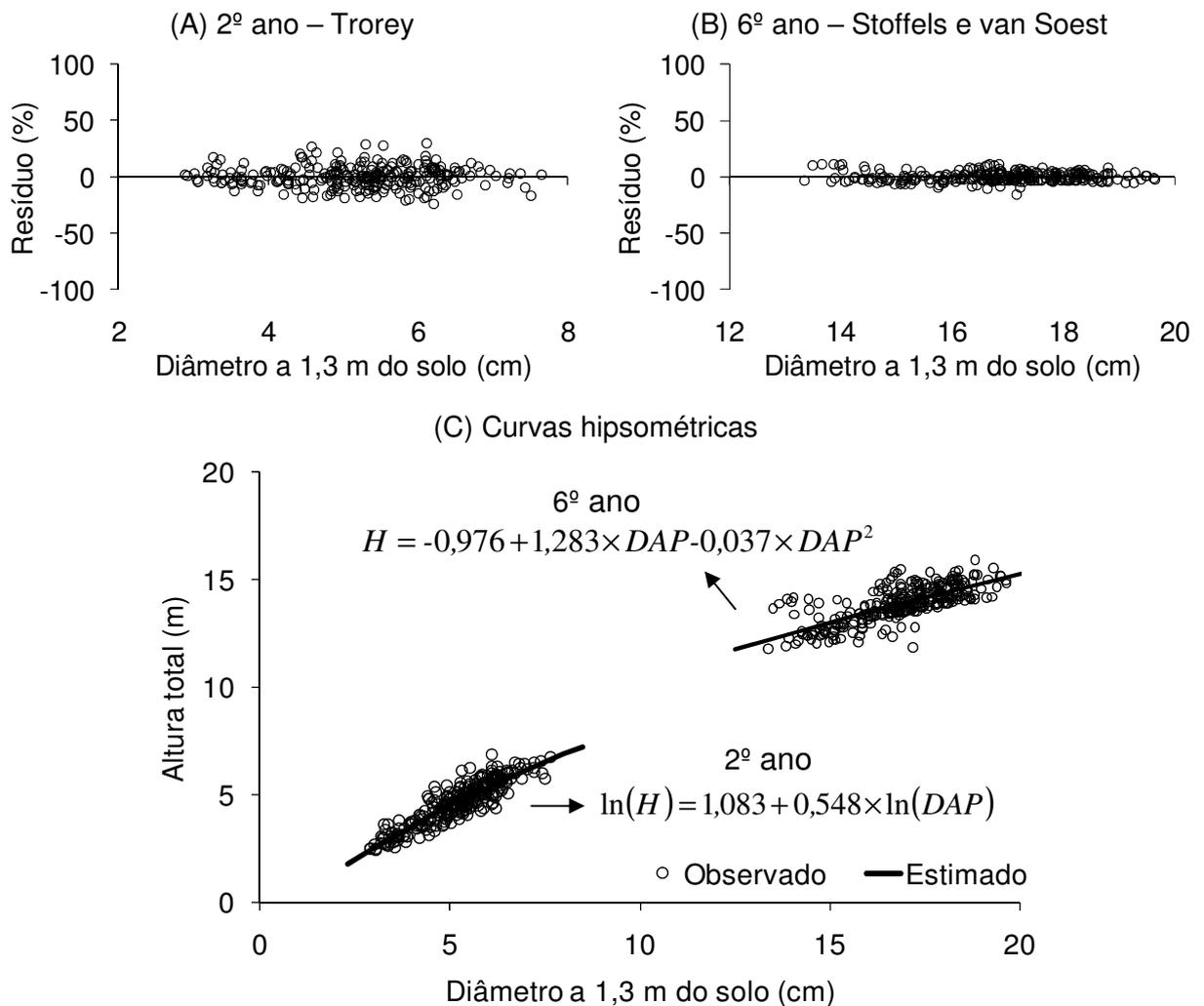


FIGURA 21 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS (A - B) E CURVAS HIPSONÉTRICAS (C) ESTIMADAS PELOS MODELOS DE RELAÇÃO HIPSONÉTRICA AJUSTADOS AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

4.1.3 Modelagem geoestatística da relação hipsométrica

Com os ajustes dos semivariogramas (TABELA 7) para a altura total (H) e para o diâmetro a 1,3 m do solo (DAP), além dos semivariogramas cruzados para H x DAP, foi verificada a presença de dependência espacial para essas variáveis nos períodos de avaliação, o que permitiu a aplicação das modelagens geoestatísticas.

TABELA 7 – PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS AJUSTADOS PARA A ALTURA TOTAL (H), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (DAP) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (H x DAP) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Variável	Modelo	C ₀	C	A (m)	GD (%)	R ²	SQDP
2º ano								
1	H	Esférico	0,399	0,644	2.035	38,2	0,986	0,0005
2		Exponencial	0,249	0,831	2.312	23,1	0,984	0,0006
3		Gaussiano	0,510	0,538	1.792	48,7	0,980	0,0006
4	DAP	Esférico	0,431	0,534	1.401	44,7	0,946	0,0012
5		Exponencial	0,473	0,538	2.312	46,8	0,955	0,0018
6		Gaussiano	0,518	0,448	1.198	53,6	0,946	0,0012
7	H x DAP	Esférico	0,401	0,641	2.035	38,5	0,986	0,0005
8		Exponencial	0,261	0,813	2.312	24,3	0,979	0,0007
9		Gaussiano	0,512	0,534	1.792	48,9	0,980	0,0005
6º ano								
10	H	Esférico	0,313	0,387	1.421	44,8	0,872	0,0016
11		Exponencial	0,359	0,369	2.311	49,3	0,787	0,0024
12		Gaussiano	0,378	0,323	1.208	53,9	0,861	0,0017
13	DAP	Esférico	0,833	0,682	1.326	23,1	0,822	0,0045
14		Exponencial	0,769	0,793	1.838	49,2	0,911	0,0034
15		Gaussiano	0,941	0,575	1.132	62,1	0,892	0,0044
16	H x DAP	Esférico	0,410	0,323	1.243	23,1	0,822	0,0026
17		Exponencial	0,089	0,642	837	12,1	0,771	0,0025
18		Gaussiano	0,433	0,297	932	59,4	0,737	0,0027

Em que: C₀ = efeito pepita; C = variância *a priori*; A = alcance; GD = grau de dependência espacial; R² = coeficiente de determinação; e SQDP = soma de quadrados dos desvios ponderados

Com o efeito pepita (C₀), que representa a variância ocasionada por erros ou variações não identificadas (VIEIRA, 2000), foram verificados valores baixos e inferiores a uma unidade (TABELA 7). Os alcances (A), com variação de 1.198 m a 2.312 m no segundo ano dos povoamentos e mínimo de 837 m e máximo de 2.311 m ao sexto ano (TABELA 7), foram indicadores de heterogeneidade espacial elevada e representaram as distâncias limites onde os pares de unidades amostrais são espacialmente correlacionados (VIEIRA, 2000).

De maneira geral, com os ajustes foram obtidos graus moderados de dependência espacial (GD), com valores superiores a 25%, exceto com o modelo exponencial para a altura total (H) no segundo ano e para a relação altura total e diâmetro a 1,3 m do solo (H x DAP) nos dois períodos, além do diâmetro a 1,3 m do solo (DAP) com a função esférica ao sexto ano. Isso implicou na necessidade de uma análise específica da dependência espacial das variáveis em cada período de avaliação dos povoamentos.

Os valores dos coeficientes de determinação (R^2) dos semivariogramas foram maiores que 0,94 aos dois anos de idade nos povoamentos de teca (TABELA 7), além de superiores aos observados no sexto ano, esses com R^2 de 0,737 a 0,911, enquanto nessa idade as somas de quadrados dos desvios ponderados (SQDP) foram maiores, entre 0,0016 a 0,0045, em comparação com 0,0005 a 0,0018 do segundo ano de avaliação (TABELA 7). Assim, as alterações da estrutura dendrométrica dos povoamentos tende a modificar suas características espaciais.

Para a validação cruzada (TABELA 8) foi observada a prevalência de ajustes com o modelo esférico no segundo ano de idade dos povoamentos, tal como para a variável altura total (H) ao sexto ano, ao passo que o modelo exponencial foi o mais representativo para os demais casos, além da tendência do uso de quatro e oito vizinhos nas estimativas.

TABELA 8 – PARÂMETROS DA VALIDAÇÃO CRUZADA DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS SELECIONADOS PARA A ALTURA TOTAL (H), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (DAP) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS (H x DAP) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECa

Nº	Variável	Modelo selecionado	Número de vizinhos	Coeficiente		R^2_{vc}	$S_{yx}\%$
				Linear	Angular		
2º ano							
1	H	Esférico	8	2,226	0,522	0,537	14,94
2	DAP	Esférico	4	2,476	0,526	0,493	13,96
3	H x DAP	Esférico	4 (H) e 8 (DAP)	0,087	0,979	0,908	6,87
6º ano							
4	H	Esférico	8	7,458	0,464	0,480	4,45
5	DAP	Exponencial	20	9,438	0,441	0,453	5,97
6	H x DAP	Exponencial	4 (H) e 4 (DAP)	0,982	0,929	0,630	4,41

Em que: R^2_{vc} = coeficiente de determinação da validação cruzada; e $S_{yx}\%$ = erro padrão da estimativa em porcentagem

Os ajustes selecionados resultaram em coeficientes lineares de 0,087 a 9,438; coeficientes angulares entre 0,441 e 0,979; coeficientes de determinação da validação cruzada (R^2_{vc}) de 0,453 a 0,908; e erros padrão de estimativa ($S_{yx}\%$) de

4,41% a 14,94%. Dessa forma, foi observada a obtenção de ajustes estaticamente apropriados dos semivariogramas para as estimativas da altura total da teca em locais não amostrados, principalmente quando do uso de semivariogramas cruzados da relação H x DAP, que resultaram nos parâmetros da validação cruzada mais próximos aos ideais teóricos.

Com esses semivariogramas selecionados, foi constatado o espalhamento reduzido dos valores observados em torno da linha média estimada, com as características adequadas que resultaram nos ajustes satisfatórios para as estimativas espaciais da altura total e do diâmetro a 1,3 m do solo nas duas idades dos povoamentos de teca (FIGURA 22).

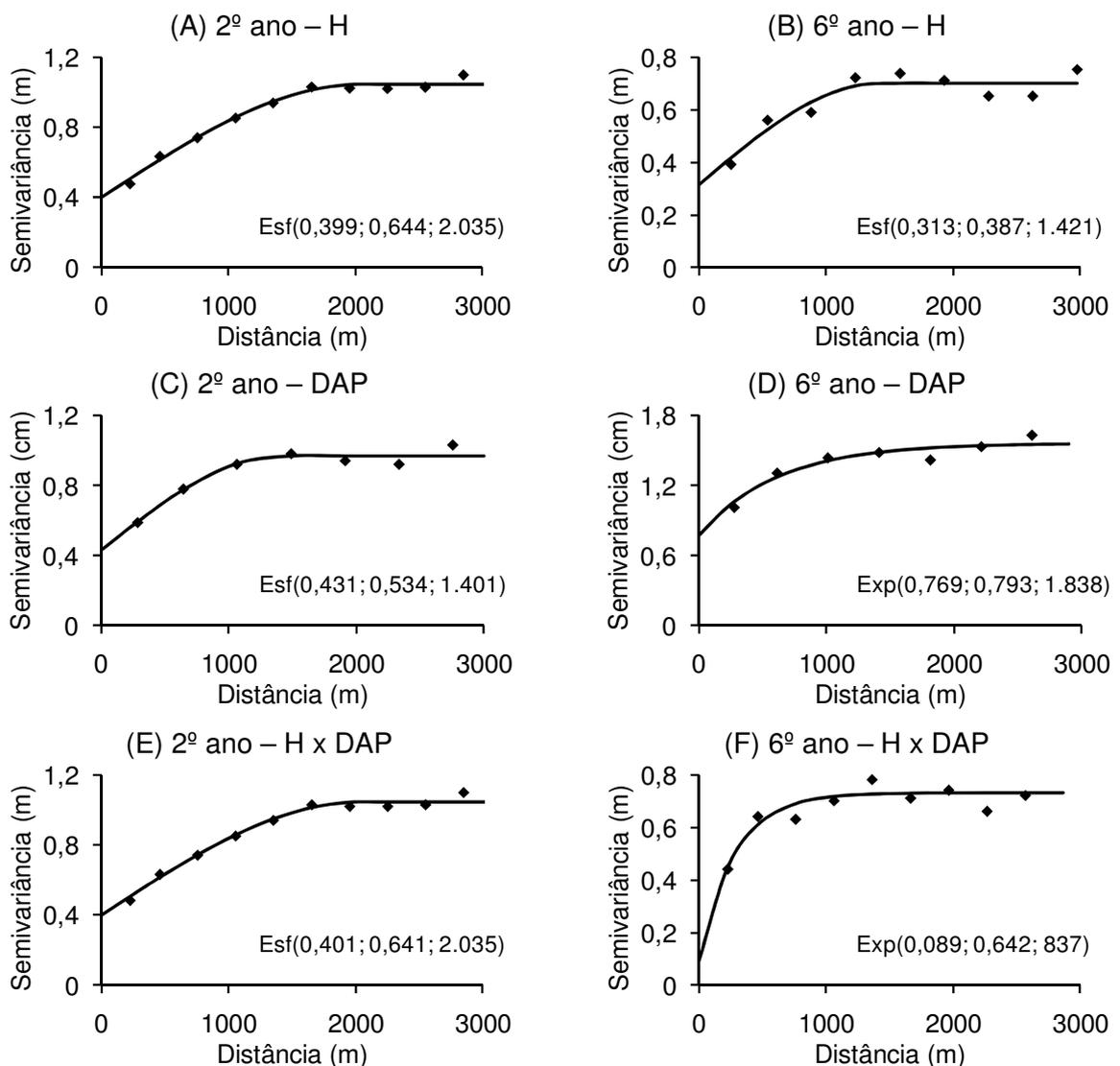


FIGURA 22 – SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS AJUSTADOS PARA A ALTURA TOTAL (A - B), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (C - D) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (E - F) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Além disso, com as análises anisotrópicas (FIGURA 23) foram identificadas maiores diferenciações do comportamento das semivariâncias apenas para a altura total e para o diâmetro a 1,3 m do solo no segundo ano de idade dos povoamentos de teca (FIGURAS 23A e 23C). Contudo, esses apresentaram tendências semelhantes ao longo da distância, o que não caracterizaram como efeito anisotrópico, assim como para os demais ajustes para a altura total e para o diâmetro a 1,3 m do solo no sexto ano (FIGURA 23B) e para a relação H x DAP nas duas idades dos plantios (FIGURAS 23E e 23F).

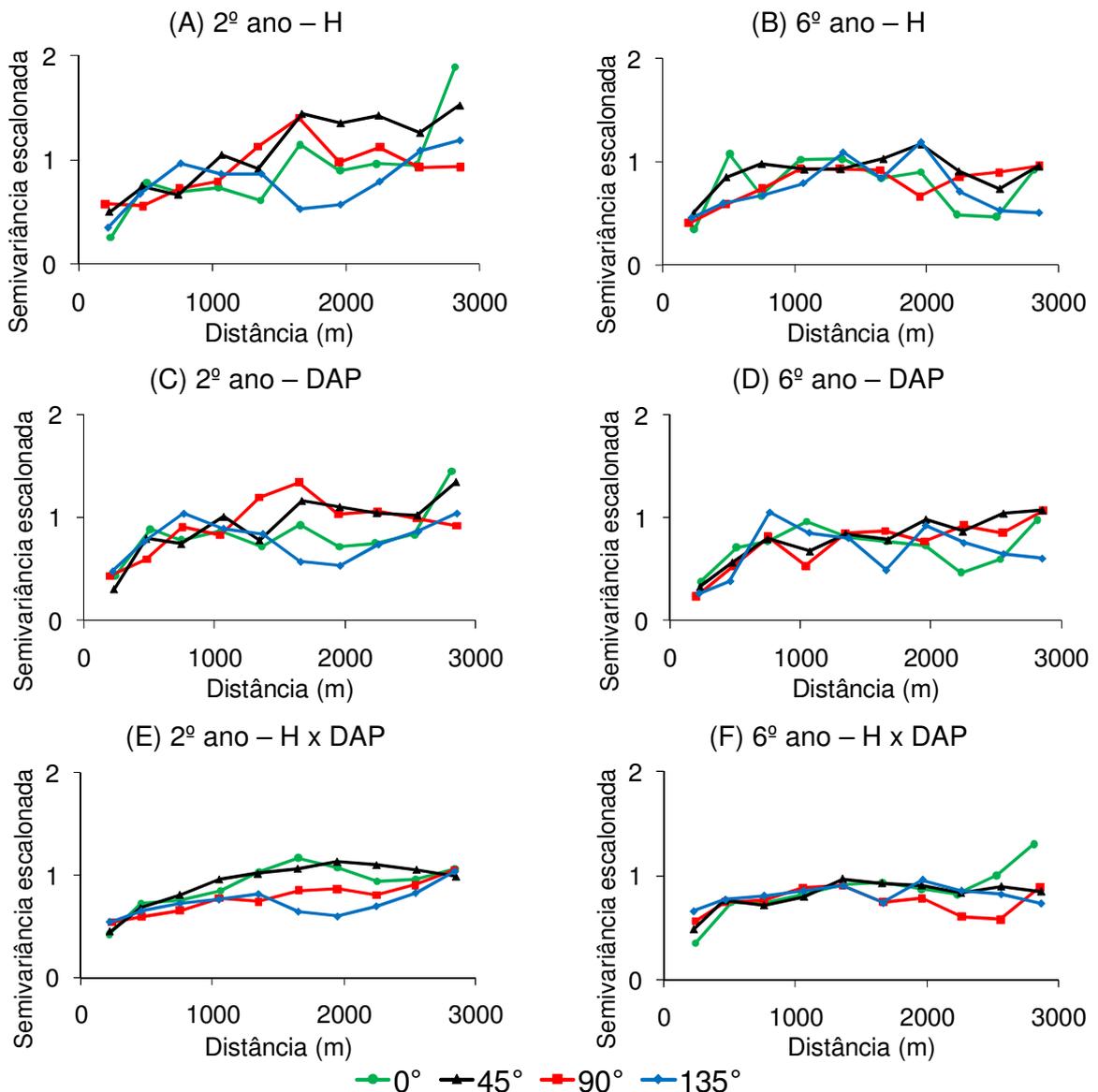


FIGURA 23 – SEMIVARIOGRAMAS DIRECIONAIS ESCALONADOS DA ALTURA TOTAL (A - B), DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (C - D) E RELAÇÃO ALTURA TOTAL E DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (E - F) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Ao avaliar a metodologia tradicional de relação hipsométrica com as técnicas

geoestatísticas para a estimativa da altura total nos povoamentos de teca (TABELA 9), foi verificada a superioridade dos modelos hipsométricos tradicionais em relação à análise geoestatística simples da altura total (H). No entanto, ao correlacionar espacialmente a altura com o diâmetro a 1,3 m do solo (H x DAP), as estimativas foram mais acuradas.

TABELA 9 – ANÁLISES ESTATÍSTICAS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA TOTAL, PELOS MÉTODOS DE MODELAGEM TRADICIONAL E GEOESTATÍSTICA, AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Modelagem		E _{abs} (m)	E _r (%)	REMQ (m)	d	χ ²
2º ano							
1	Tradicional	Trorey	0,33	7,19	0,43	0,95	10,97 ^{NS}
2	Geoestatística	H	0,55	11,75	0,69	0,83	32,66 ^{NS}
3	Geoestatística	H x DAP	0,24	5,26	0,32	0,98	5,77 ^{NS}
6º ano							
4	Tradicional	Stoffels	0,46	3,34	0,58	0,82	6,76 ^{NS}
5	Geoestatística	H	0,47	3,36	0,62	0,79	7,60 ^{NS}
6	Geoestatística	H x DAP	0,45	3,26	0,61	0,88	7,36 ^{NS}

Em que: E_{abs} = erro médio absoluto; E_r = erro médio relativo; REMQ = raiz quadrada dos erros médios quadráticos; d = índice de concordância de Willmott; χ² = teste qui-quadrado; e ^{NS} = não existe diferença significativa entre a distribuição estimada e a real, ao nível de 5% pelo teste χ²

De modo geral, foram observados valores menores dos erros médios absolutos (E_{abs}) e relativos (E_r) e da raiz quadrada dos erros médios quadráticos (REMQ) para a modelagem geoestatística H x DAP nas duas ocasiões de avaliação dos povoamentos (TABELA 9). Além do mais, pelo comportamento semelhante obtido pelo índice de concordância de Willmott (d), ficou evidenciado o maior grau de associação das estimativas aos valores reais de altura total por meio dessa modelagem. Como foi obtida ausência de significância pelo teste χ², os desvios entre os valores reais e os estimados pelos métodos de modelagem não foram significativos e, assim, foi admitida a igualdade estatística entre as distribuições.

Esses resultados adequados das análises geoestatísticas corroboram a afirmação de Pereira *et al.* (2011), em que a suposição de independência dos erros nas modelagens estatísticas clássicas não é sempre apropriada, pois presume-se que as medidas obtidas em pontos amostrais próximos tendem a apresentar valores mais semelhantes e, conforme a distância aumenta, a semivariância se aproxima de um valor constante e as observações se tornam mais independentes.

Desse modo, ao plotar os resíduos das estimativas em função da altura total estimada (FIGURA 24) foi observada a maior dispersão residual pela modelagem

geoestatística simples (FIGURAS 24B e 24E), o que justificou os seus valores inferiores nos cálculos estatísticos (TABELA 9). Ao passo que, com a análise geoestatística de H x DAP foram obtidas estimativas ao longo da amplitude das classes de altura total, além da menor variabilidade dos desvios (FIGURAS 24C e 24F), evidenciando que a correlação espacial é uma característica dessas variáveis dendrométricas (NANOS *et al.*, 2004a; MENG *et al.*, 2009; PEREIRA *et al.*, 2011) que proporciona melhores estimativas (FIGURAS 24A e 24D).

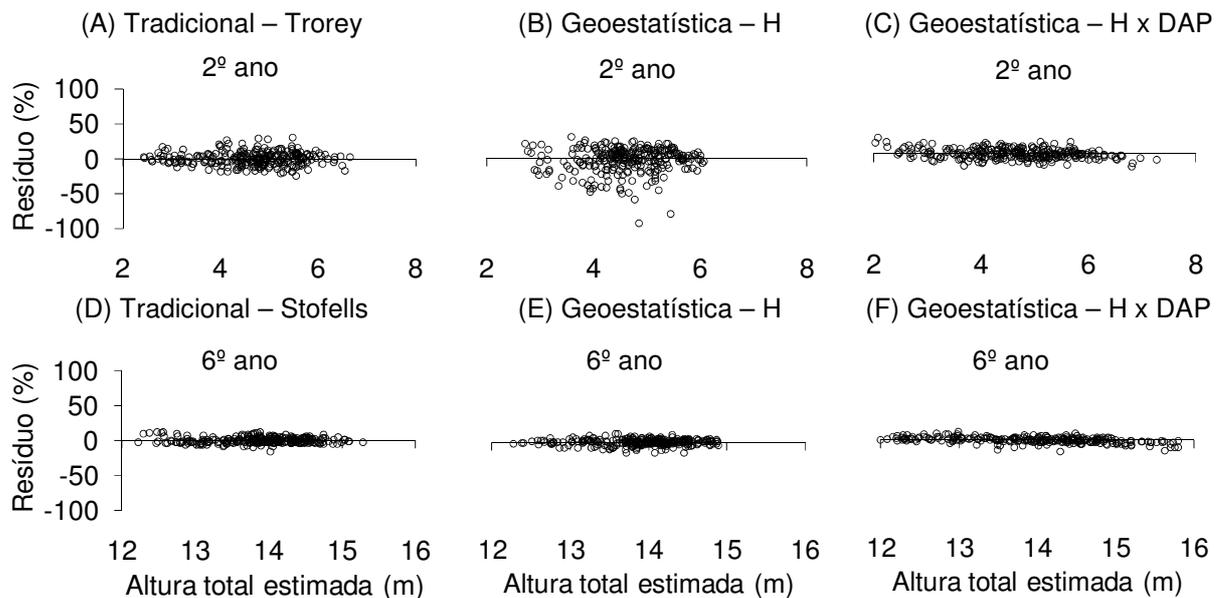


FIGURA 24 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA TOTAL, PELOS MÉTODOS DE MODELAGEM TRADICIONAL (A - D) E GEOESTATÍSTICA (B - C - E - F), AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Assim, ao adotar a análise espacial e uma modelagem mais eficiente, os aspectos de competição entre as árvores e de interação com o meio são considerados (MENG *et al.*, 2009). Com isso, há melhoras na precisão das estimativas da altura total em povoamentos florestais e, conseqüentemente, erros menores serão gerados durante as predições volumétricas dos inventários, além de proporcionar o mapeamento e a definição de zonas homogêneas para o manejo da cultura.

Dessa forma, após a seleção dos ajustes (TABELA 8), constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais (FIGURA 22) e a ausência de anisotropia (FIGURA 23), procedeu-se a interpolação espacial por meio da cokrigagem ordinária pontual, visando o mapeamento da altura total da teca espacialmente correlacionada com o diâmetro a 1,3 m do solo no segundo e sexto ano de idade dos povoamentos (FIGURAS 25A e 25B), e pela krigagem ordinária

para o diâmetro a 1,3 m do solo nas idades avaliadas (FIGURAS 25C e 25D).

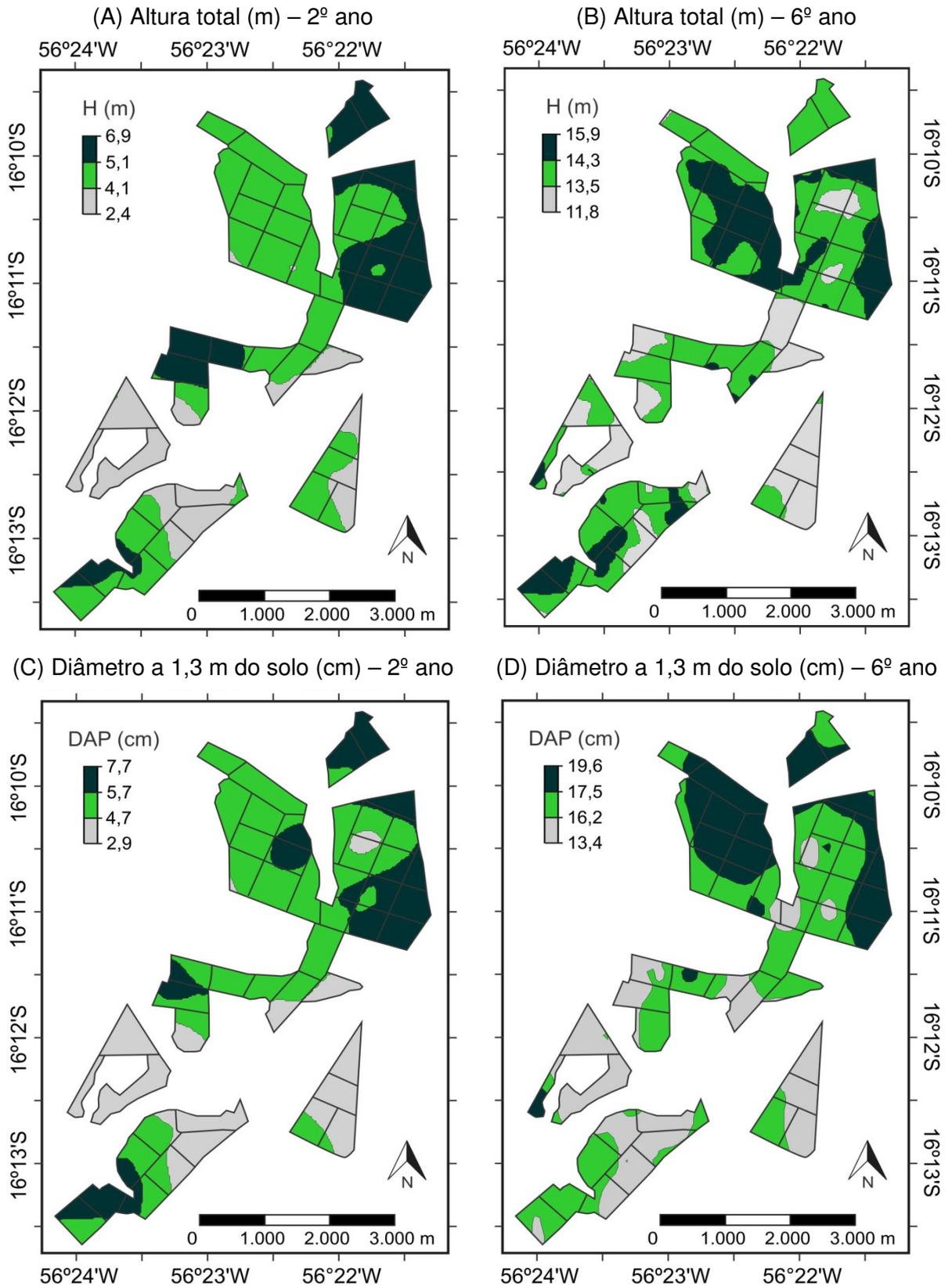


FIGURA 25 – MAPAS TEMÁTICOS DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA ALTURA TOTAL (A - B) E DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (C - D) AO SEGUNDO E AO SEXTO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nesses mapas temáticos foi observada a heterogeneidade elevada da altura total ao longo da área florestada (FIGURAS 25A e 25B) e constatada a alteração da continuidade espacial dessa variável, bem como a diminuição da similaridade com o diâmetro a 1,3 m do solo com o envelhecimento dos povoamentos (FIGURA 25D). Além disso, o avanço da idade dos plantios e a variabilidade da capacidade produtiva do sítio são fatores que tendem a afetar a relação hipsométrica nos povoamentos florestais homogêneos (BARROS *et al.*, 2002; BARTOSZECK *et al.*, 2004; MACHADO *et al.*, 2008).

Esses fatores são os responsáveis por deteriorar a correlação linear da altura total com o diâmetro a 1,3 m do solo e, assim, dificultar a obtenção de ajustes estatisticamente adequados da relação hipsométrica nos povoamentos florestais puros (BARROS *et al.*, 2002; SCOLFORO, 2005). Somado a isso, a estratificação das séries de dados por meio do agrupamento pela razão altura/diâmetro ou por classes diamétricas são, por vezes, pouco efetivas. Com isso, a modelagem geoestatística, com o uso da cokrigagem ordinária da relação altura total e diâmetro a 1,3 m do solo, representa uma alternativa viável para a estimativa de altura em parcelas amostrais ou povoamentos para, posteriormente, determinar os volumes por unidade de área.

Além disso, com os mapeamentos (FIGURAS 25A e 25B) foi atestada a eficácia da coestimativa espacial da altura total em função do diâmetro a 1,3 m do solo, sendo, também, possível aplicá-la quando a variável principal apresenta densidade amostral inferior à variável secundária. Para isso, a cokrigagem colocada é o interpolador geoestatístico mais adequado, uma vez que é utilizado quando a variável secundária é amostrada em uma intensidade superior aos pontos amostrais da variável primária (YAMAMOTO e LANDIN, 2013).

Portanto, caso a intensidade amostral do inventário florestal não permita a adequada modelagem geoestatística da altura total, é cabível a instalação de parcelas temporárias de área fixa ou o uso de métodos de amostragem de superfície variável, como os proporcionais ao tamanho ou à distância, respectivamente aos exemplos dos pontos de Bitterlich e de Prodan, e, com isso, determinar a variável secundária, diâmetro a 1,3 m do solo, de forma rápida e em intensidades amostrais elevadas para a estimativa da altura nos povoamentos florestais.

4.2 KRIGAGEM E COKRIGAGEM ORDINÁRIAS E KRIGAGEM INDICATRIZ PARA A CAPACIDADE PRODUTIVA DO SÍTIO FLORESTAL

4.2.1 Análise estatística descritiva dos dados

As medidas de posição e de variabilidade dos valores de altura dominante da teca, do segundo ao décimo segundo ano de idade, além dos testes de identificação de valores discrepantes (Grubbs) e de normalidade (KS), estão apresentados na TABELA 10.

TABELA 10 – ANÁLISE ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA ALTURA DOMINANTE (H_{dom}) NOS POVOAMENTOS DE TECA

Idade (ano)	Mínimo	Média	Máximo (m)	Desvio padrão	Coeficiente de variação (%)	Teste Grubbs	Teste KS
2	3,13	5,57	7,88	0,99	17,81	2,467 ^{NS}	0,049 ^{NS}
3	5,65	9,43	12,23	1,48	15,69	2,556 ^{NS}	0,083 ^{NS}
4	6,73	11,31	13,45	1,18	10,41	2,897 ^{NS}	0,032 ^{NS}
5	10,63	12,92	15,05	0,92	7,13	2,491 ^{NS}	0,031 ^{NS}
6	10,90	14,52	17,28	1,01	6,92	2,747 ^{NS}	0,092 ^{NS}
7	14,00	16,63	19,97	0,91	5,50	2,881 ^{NS}	0,094 ^{NS}
8	15,43	18,31	21,55	1,08	5,88	3,003 ^{NS}	0,091 ^{NS}
9	16,76	19,00	20,53	0,62	3,24	2,641 ^{NS}	0,085 ^{NS}
10	17,22	20,00	21,85	0,70	3,50	2,444 ^{NS}	0,087 ^{NS}
11	18,65	22,00	24,16	0,89	4,06	2,448 ^{NS}	0,084 ^{NS}
12	20,73	22,52	24,19	0,75	3,35	2,374 ^{NS}	0,083 ^{NS}

Para teste Grubbs: ^{NS} = não há valores *outliers* na série de dados; e
 Para teste Kolmogorov-Smirnov (KS): ^{NS} = há distribuição normal

Com o coeficiente de variação foi observada a redução da variabilidade da altura dominante ao longo do tempo (TABELA 10), uma vez que o desenvolvimento inicial da teca foi estritamente condicionado aos tratos culturais e à disponibilidade de espaço aéreo e radicular e, após o pleno estabelecimento, a variabilidade foi regulada pelas características do sítio (KANEKA JÚNIOR *et al.*, 2007; CALDEIRA e OLIVEIRA, 2008; PELISSARI *et al.*, 2012b). Além disso, foi verificada a ausência de valores discrepantes e a presença de normalidade dos dados.

4.2.2 Modelagem tradicional da altura dominante e das classes de índice de sítio

De modo geral, com os ajustes dos modelos de altura dominante, foram obtidos coeficientes de regressão (β_i) significativos ao nível de 5% de probabilidade (TABELA 11), além de coeficientes de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) superiores a 0,92 e erros ($S_{yx}\%$) inferiores a 9,5%.

TABELA 11 – PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DOS MODELOS DE ALTURA DOMINANTE AJUSTADOS PARA OS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Modelo	β_0	β_1	β_2	β_3	$R^2_{aj.}$	$S_{yx}\%$
1	Schumacher	3,2730*	-3,1903*			0,923	9,48
2	Backman	0,9321*	1,3122*	-0,1780*		0,949	7,73
3	Chapman-Richards	30,7515*	0,1074*	0,9716*		0,950	7,67

Em que: β = coeficiente de regressão; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $S_{yx}\%$ = erro padrão da estimativa em porcentagem; e * = significância a 5% pelo teste t

Os melhores índices de qualidade dos ajustes (TABELA 11), com a ausência de tendências na análise residual (FIGURA 26A), foram obtidos com o modelo Chapman-Richards (3), demonstrando, por meio de suas características que permitem descrever o crescimento biológico, valor assintótico (β_0) superior aos obtidos em diversos plantios de teca, tais como 28 m em Bangladesh (SAJJADUZZAMAN *et al.*, 2005); 22,7 m em Monte Dourado – PA (CONCEIÇÃO *et al.*, 2012); e 17,3 m na Colômbia (TORRES *et al.*, 2012), indicando o potencial produtivo superior do local de estudo ao desenvolvimento da espécie.

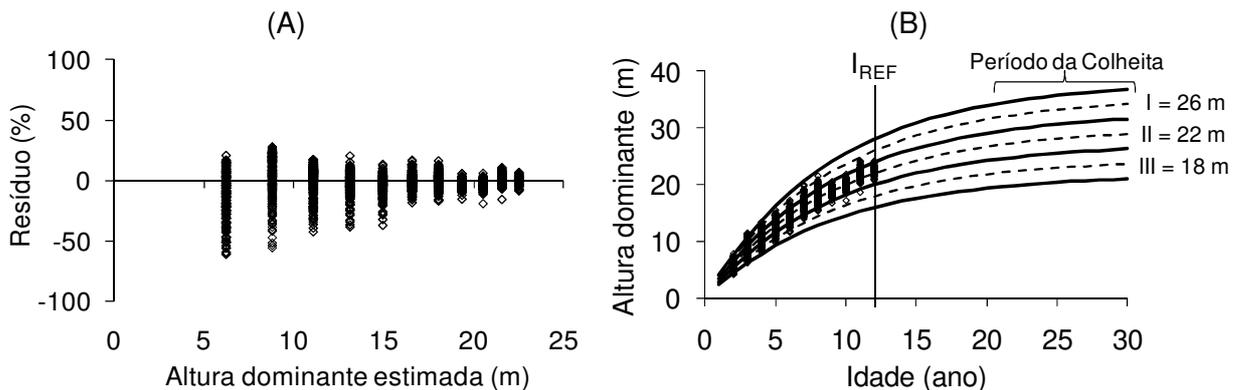


FIGURA 26 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS (A) E CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO (B) OBTIDAS PELO MODELO CHAPMAN-RICHARDS NOS POVOAMENTOS DE TECA

Assim, foram construídas as curvas de índice de sítio (FIGURA 26B), com três classes de quatro metros de amplitude na idade de referência de 12 anos. Dessa forma, constatou-se a estabilidade das curvas por meio da permanência dos valores observados dentro da mesma classe de sítio ao longo do tempo. No entanto, existe a possibilidade de alterações no comportamento das curvas conforme sejam providas com observações próximas ao período de colheita esperado nos plantios.

4.2.3 Modelagem geoestatística da capacidade produtiva do sítio

Por meio do efeito pepita (C_0), que representou a variância não identificada nos semivariogramas das alturas dominante (H_{dom}) e total (H), foram verificados

valores inferiores a uma unidade (TABELA 12), enquanto os valores de alcance (A), com variação de 2.506 m a 2.896 m, representaram as distâncias em que as análises conduziram às estimativas com precisão maior (VIEIRA, 2000; CHIG *et al.*, 2008).

TABELA 12 – PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS AJUSTADOS PARA A ALTURA DOMINANTE (H_{dom}), ALTURA TOTAL (H) E RELAÇÃO ALTURA DOMINANTE E ALTURA TOTAL ($H_{dom} \times H$) PARA OS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Variável	Modelo	C_0	C	A (m)	GD (%)	R^2	SQDP
1	H_{dom}	Esférico	0,517	0,338	2.896	60,4	0,953	0,0004
2		Exponencial	0,381	0,473	2.506	44,6	0,958	0,0005
3		Gaussiano	0,572	0,287	2.518	66,6	0,925	0,0005
4	H	Esférico	0,465	0,347	2.896	57,3	0,945	0,0004
5		Exponencial	0,326	0,486	2.506	40,1	0,937	0,0008
6		Gaussiano	0,520	0,294	2.518	63,9	0,922	0,0005
7	$H_{dom} \times H$	Esférico	0,409	0,313	2.896	56,7	0,949	0,0002
8		Exponencial	0,285	0,436	2.506	39,5	0,956	0,0005
9		Gaussiano	0,459	0,266	2.518	63,4	0,919	0,0003

Em que: C_0 = efeito pepita; C = variância *a priori*; A = alcance; GD(%) = grau de dependência espacial; R^2 = coeficiente de determinação; e SQDP = soma de quadrados dos desvios ponderados

De maneira geral, foram observados graus moderados de dependência espacial (GD), o que implicou na análise específica da distribuição espacial dessas variáveis. Além disso, como os valores dos coeficientes de determinação (R^2) foram superiores a 0,91 e as somas de quadrados dos desvios ponderados (SQDP) variaram entre 0,0002 a 0,0008 (TABELA 12), foi constatada a eficácia das modelagens geoestatísticas para descrever os padrões espaciais dessas variáveis.

Em seguida, na validação cruzada (TABELA 13) foi observada a predominância de ajustes com o modelo esférico, além da tendência do uso de oito vizinhos nas estimativas isoladas das variáveis H_{dom} e H e de 20 vizinhos para a modelagem com semivariograma cruzado de $H_{dom} \times H$.

TABELA 13 – PARÂMETROS DA VALIDAÇÃO CRUZADA DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS SELECIONADOS PARA A ALTURA DOMINANTE (H_{dom}), ALTURA TOTAL (H) E RELAÇÃO ALTURA DOMINANTE E ALTURA TOTAL ($H_{dom} \times H$) PARA OS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Variável	Modelo selecionado	Número de vizinhos	Coeficiente		R^2_{vc}	$S_{yx}\%$
				Linear	Angular		
1	H_{dom}	Esférico	8	8,117	0,373	0,344	5,80
2	H	Esférico	8	7,591	0,387	0,375	5,67
3	$H_{dom} \times H$	Esférico	20 (H_{dom}) e 20 (H)	1,629	0,873	0,796	3,28

Em que: R^2_{vc} = coeficiente de determinação da validação cruzada; e $S_{yx}\%$ = erro padrão da estimativa em porcentagem

Com os ajustes selecionados para as modelagens espaciais de H_{dom} e H , foram observados coeficientes lineares elevados, além de coeficientes angulares e coeficientes de determinação da validação cruzada (R^2_{vc}) baixos, com erros padrões de estimativas ($S_{yx}\%$) inferiores a 5,8% (TABELA 13).

Todavia, os melhores índices de qualidade de ajustamento foram obtidos por meio do semivariograma cruzado de $H_{dom} \times H$, com coeficiente linear próximo a 1,6 e coeficiente angular aproximado de 0,87, além de R^2_{vc} superior a 0,7 e $S_{yx}\%$ de 3,3% (TABELA 13), resultando, dessa forma, em parâmetros da validação cruzada mais similares aos ideais. Visualmente, com esses semivariogramas escolhidos, foi observado o espalhamento reduzido dos valores observados em torno das estimativas (FIGURA 27).

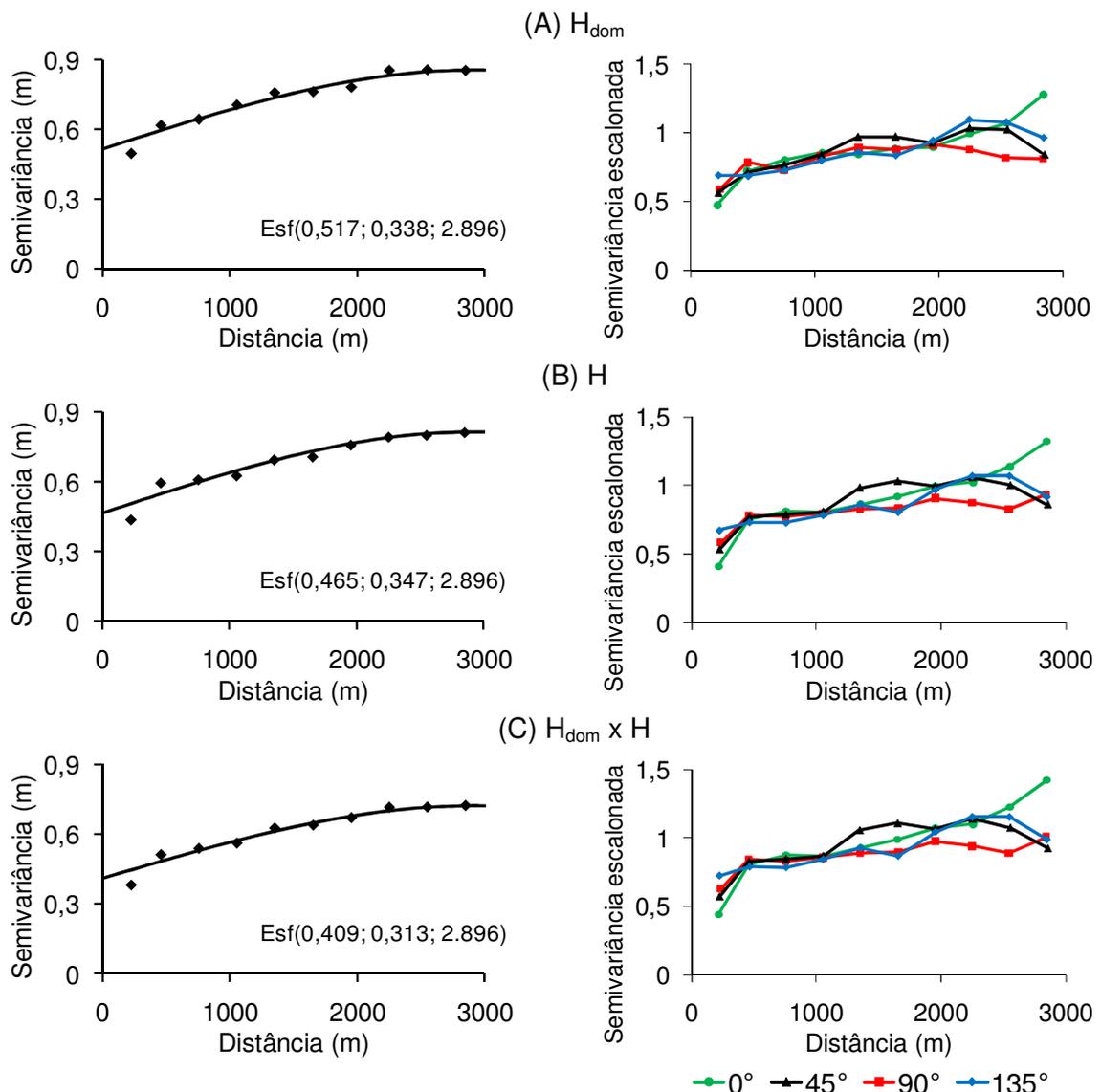


FIGURA 27 – SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS AJUSTADOS E DIRECIONAIS ESCALONADOS DA ALTURA DOMINANTE (A), ALTURA TOTAL (B) E RELAÇÃO ALTURA DOMINANTE E ALTURA TOTAL (C), PARA OS POVOAMENTOS DE TECA.

Adicionalmente, foram avaliadas as direções de 0°, 45°, 90° e 135° no plano espacial, por meio da análise anisotrópica, a partir da qual foi possível identificar a ausência de diferenças estruturais significativas dos semivariogramas direcionais (FIGURA 27), admitindo, com isso, a existência de comportamento isotrópico nos ajustes selecionados.

Contudo, ao comparar as metodologias geoestatísticas para a estimativa da altura dominante nos povoamentos de teca (TABELA 14), foi verificada a acuracidade maior pela correlação espacial da altura dominante com a altura total ($H_{dom} \times H$), mostrando ser, dessa forma, estatisticamente superior à técnica básica de geoestatística.

TABELA 14 – ANÁLISES ESTATÍSTICAS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA DOMINANTE, PELAS MODELAGENS GEOESTATÍSTICAS, PARA OS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Modelagem		E_{abs} (m)	E_r (%)	REMQ (m)	d	χ^2
1	Geoestatística	H_{dom}	0,61	4,74	0,75	0,72	11,80 ^{NS}
2	Geoestatística	$H_{dom} \times H$	0,32	2,51	0,42	0,94	3,75 ^{NS}

Em que: E_{abs} = erro médio absoluto; E_r = erro médio relativo; REMQ = raiz quadrada dos erros médios quadráticos; d = índice de concordância de Willmott; χ^2 = teste qui-quadrado; e ^{NS} = não existe diferença significativa entre a distribuição estimada e a real, ao nível de 5% pelo teste χ^2

Esse fato foi também corroborado pelos valores inferiores dos erros médios absolutos (E_{abs}) e relativos (E_r) e da raiz quadrada dos erros médios quadráticos (REMQ) para a modelagem geoestatística de $H_{dom} \times H$ (TABELA 14), com comportamento semelhante obtido pelo índice de concordância de Willmott (d). Isso tornou evidente o grau maior de associação das estimativas por meio dessa modelagem aos valores reais de altura dominante, enquanto a ausência de significância do teste χ^2 indicou que os desvios entre os valores reais e os estimados pelos métodos de modelagem geoestatística foram não significativos, admitindo, portanto, a igualdade estatística entre as distribuições.

Assim, ao gerar os gráficos dos resíduos percentuais das estimativas em função da altura dominante estimada (FIGURA 28), foi observada a maior dispersão residual pela modelagem geoestatística básica de H_{dom} (FIGURA 28A), o que justificou os seus valores inferiores nos cálculos estatísticos (TABELA 14), ao passo que, com a análise geoestatística de $H_{dom} \times H$ foram obtidas estimativas ao longo da amplitude observada das classes de altura dominante com menor variabilidade dos desvios (FIGURA 28B), indicando a presença de correlação espacial entre essas variáveis dendrométricas.

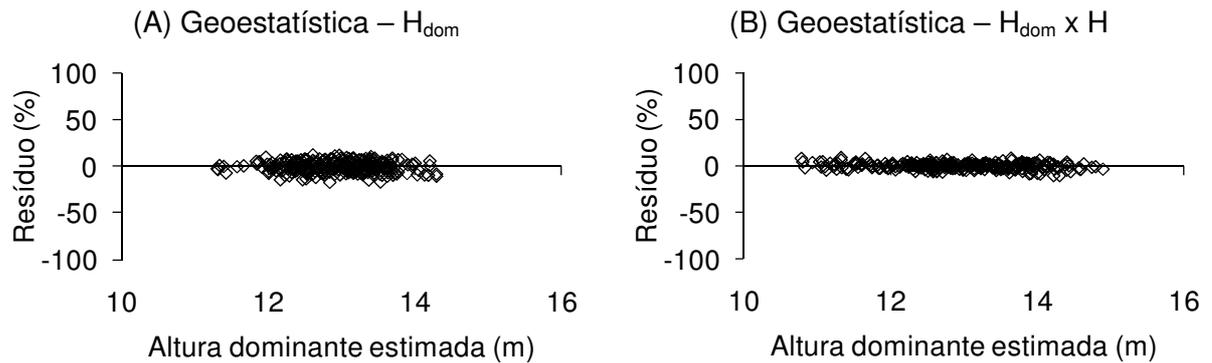


FIGURA 28 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA DOMINANTE, PELOS MÉTODOS DE MODELAGEM GEOESTATÍSTICA (A – B), PARA OS POVOAMENTOS DE TECA

Ademais, com os valores de altura dominante (H_{dom}) das unidades amostrais, procedeu-se a transformação dos dados em um ou zero, considerando o valor de corte de H_{dom} igual a 22 m na idade de referência de 12 anos, que correspondeu ao centro de classe do sítio de qualidade média. Dessa forma, procedeu-se o ajuste dos modelos de semivariogramas indicativos para os dados binários da altura dominante nos povoamentos de teca (TABELA 15).

TABELA 15 – PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS INDICATIVOS AJUSTADOS PARA OS DADOS BINÁRIOS DE ALTURA DOMINANTE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Modelo	C_0	C	A (m)	GD (%)	R^2	SQDP
1	Esférico	0,189	0,052	1.200	78,5	0,850	$2,9 \times 10^{-5}$
2	Exponencial	0,157	0,084	1.000	44,6	0,878	$2,7 \times 10^{-5}$
3	Gaussiano	0,188	0,053	800	78,2	0,839	$3,4 \times 10^{-5}$

Em que: C_0 = efeito pepita; C = variância *a priori*; A = alcance; GD(%) = grau de dependência espacial; R^2 = coeficiente de determinação; e SQDP = soma de quadrados dos desvios ponderados

Com base na menor soma de quadrados dos desvios ponderados (SQDP) e no maior coeficiente de determinação (R^2), o modelo exponencial selecionado, com R^2 superior a 0,8 e SQDP inferior a $3,0 \times 10^{-5}$ (TABELA 15), apresentou estrutura semivariográfica adequada (FIGURA 29A), com o início crescente das semivariâncias estimadas em função da distância e a posterior estabilização, além da dispersão baixa dos valores observados em torno das estimativas. Além disso, a característica isotrópica da modelagem foi corroborada pela semelhança estrutural dos semivariogramas direcionais ao longo da distância (FIGURA 29B).

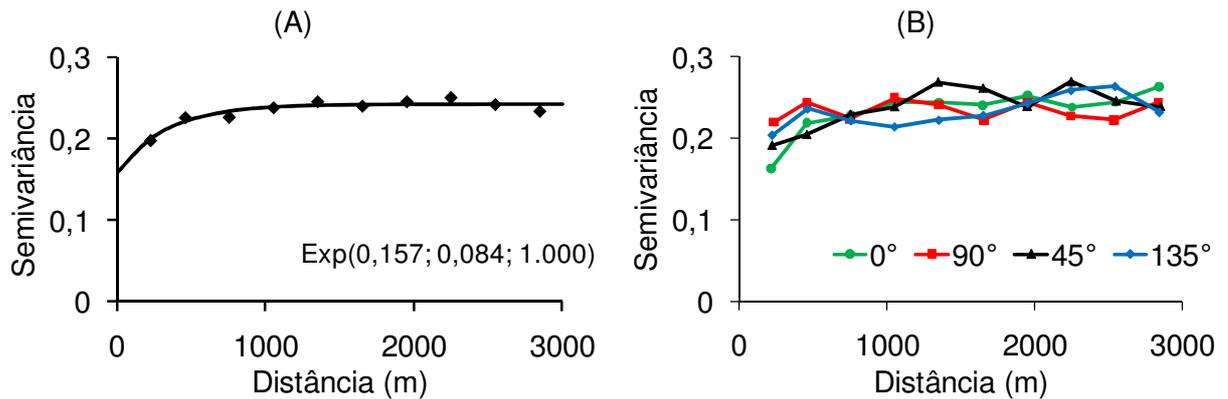


FIGURA 29 – SEMIVARIOGRAMAS INDICATIVO (A) E DIRECIONAIS (B) AJUSTADOS PARA OS DADOS BINÁRIOS DA ALTURA DOMINANTE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Com isso, após a seleção dos ajustes (TABELAS 13 e 15) e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais e a ausência de anisotropia (FIGURAS 27 e 29), procedeu-se a interpolação e o mapeamento das classes de índices de sítio (FIGURA 30A) e de probabilidades de sítios mais produtivos nos povoamentos de teca (FIGURA 30B), respectivamente mediante a cokrigagem ordinária pontual e a krigagem indicatriz.

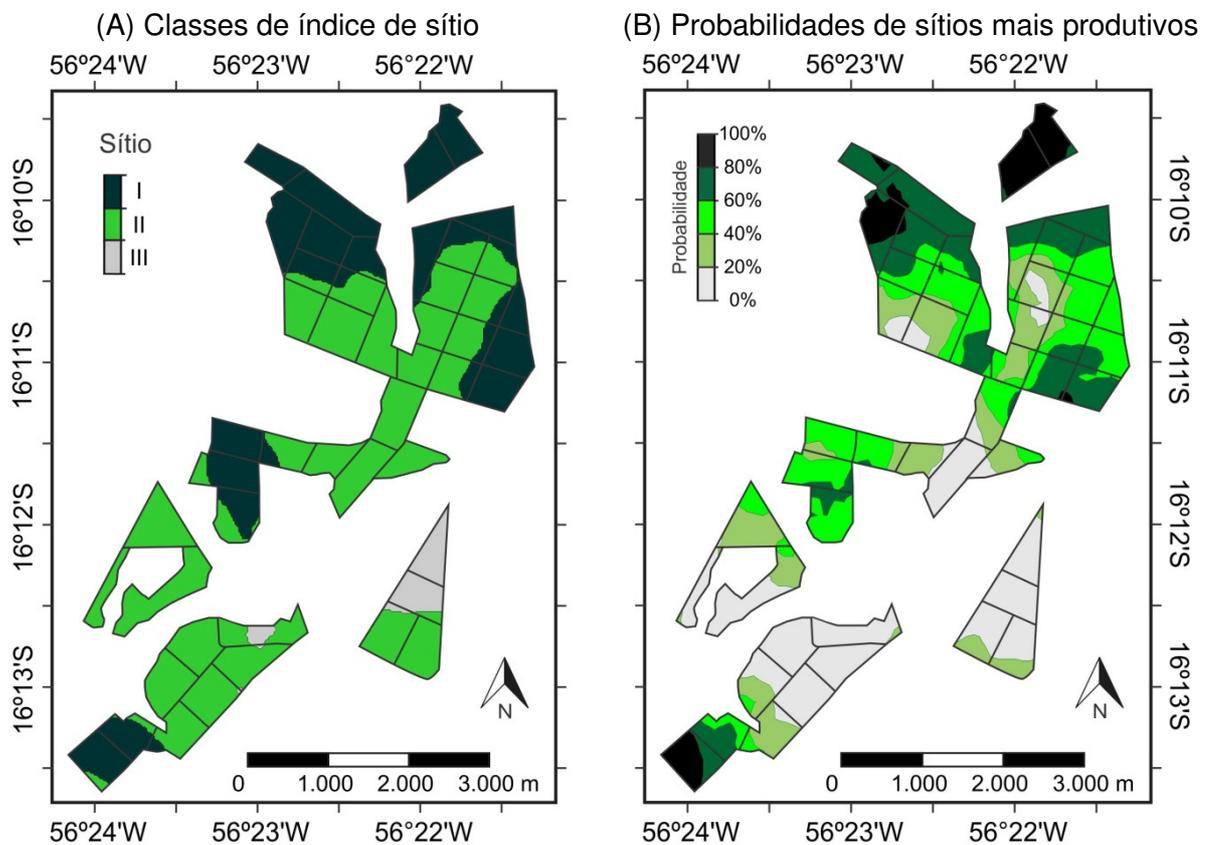


FIGURA 30 – MAPAS TEMÁTICOS DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS CLASSES DE ÍNDICE DE SÍTIO (A) E DAS PROBABILIDADES DE SÍTIOS MAIS PRODUTIVOS (B) NOS POVOAMENTOS DE TECA

Por meio do mapeamento do índice de sítio (FIGURA 30A) foram observadas delimitações espaciais definidas das classes de produtividade, com áreas aproximadas de 501; 700; e 59 hectares para os sítios de classes I, II e III, respectivamente. Dessa forma, foi constatada a eficácia da modelagem geoestatística para o zoneamento da capacidade produtiva do local, o que possibilita buscar evidências de características do meio que possam restringir o desenvolvimento da teca, tal como as limitações das propriedades físico-químicas do solo para a espécie, a fim de indicar tratos culturais adequados para o manejo desses povoamentos.

Além disso, por meio dos valores das probabilidades (FIGURA 30B) foram delimitadas as áreas com a possibilidade de obter sítios mais produtivos, o que propicia, planejar a estrutura e a condução dos plantios, uma vez que os desbastes poderão apresentar maiores frequências ou intensidades nas áreas de qualidade alta, em decorrência do desenvolvimento superior dos indivíduos. Enquanto nos locais de produtividade inferior, a densidade inicial dos plantios poderá ser menor, de modo a assegurar a produção sustentada e a mitigação de impactos negativos no meio, principalmente sobre as reservas minerais do solo.

Ainda, ao considerar o conceito de qualidade de um sítio florestal como a soma das interações dos fatores bióticos, edáficos e climáticos que limitam a produtividade de um local (SPURR, 1951; CLUTTER *et al.*, 1983), com o emprego da análise espacial, os aspectos das associações desses fatores do meio e das relações entre as unidades amostrais não foram ignoradas. Desse modo, houve precisão estatística nas estimativas da altura dominante nos povoamentos florestais e, conseqüentemente, erros menores foram ocasionados na composição dos mapeamentos das classes de sítio.

4.3 KRIGAGEM E COKRIGAGEM ORDINÁRIAS PARA O VOLUME DOS POVOAMENTOS

4.3.1 Análise estatística descritiva dos dados

Os valores mínimos, médios e máximos e os desvios padrões e coeficientes de variação do volume por hectare (V) e da área basal (G) da teca, em suas unidades amostrais ao quinto e ao oitavo ano de idade, estão apresentados na TABELA 16, incluindo, ainda, os resultados dos testes Grubbs e KS.

TABELA 16 – ANÁLISE ESTATÍSTICA DESCRITIVA DO VOLUME POR HECTARE (V) E DA ÁREA BASAL (G), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	Coeficiente de variação (%)	Teste Grubbs	Teste KS
5º ano							
V (m ³ ha ⁻¹)	40,78	95,78	135,32	20,25	21,14	2,716 ^{NS}	0,072 ^{NS}
G (m ² ha ⁻¹)	7,33	16,01	21,82	2,90	18,12	2,993 ^{NS}	0,062 ^{NS}
8º ano							
V (m ³ ha ⁻¹)	80,14	156,40	214,97	28,35	18,13	2,690 ^{NS}	0,068 ^{NS}
G (m ² ha ⁻¹)	10,22	19,19	25,93	3,22	16,79	2,787 ^{NS}	0,069 ^{NS}

Para teste Grubbs: ^{NS} = não há valores *outliers* na série de dados; e
 Para teste Kolmogorov-Smirnov (KS): ^{NS} = há distribuição normal

Pelos valores dos coeficientes de variação próximos a 20% (TABELA 16), foi observada que a heterogeneidade numérica do volume do povoamento (V) foi superior à da área basal (G), uma vez que sua variabilidade está associada ao somatório dos volumes individuais e esses, por sua vez, resultantes da combinação de variáveis dendrométricas, tal como o diâmetro a 1,3 m do solo, a altura e a forma. Além disso, por meio do teste Grubbs não foi constatada a presença de *outliers* na base de dados, e pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) foi confirmada a normalidade da distribuição das variáveis.

4.3.2 Modelagem tradicional do volume dos povoamentos

Foram obtidos ajustes estatisticamente similares com os modelos tradicionais de volume por hectare em uma mesma idade de avaliação dos povoamentos (TABELA 17), uma vez que os coeficientes de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) foram superiores a 0,9 e os erros padrões da estimativa em porcentagem

($S_{yx}\%$) em torno de 5,24% e 5,25% e entre 1,38% e 1,39%, respectivamente ao quinto e ao oitavo ano. Contudo, com a ausência de significância do coeficiente de regressão β_2 associado a variável G^2 do modelo Machado (2), foi evidenciado que a relação entre o volume e a área basal da teca foi expressa por um comportamento linear.

TABELA 17 – PARÂMETROS ESTATÍSTICOS DOS MODELOS DE VOLUME POR HECTARE AJUSTADOS AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Modelo	β_0	β_1	β_2	$R^2_{aj.}$	$S_{yx}\%$
5º ano						
1	Spurr	-12,5032*	6,7618*		0,938	5,24
2	Machado	-11,9050*	6,6788*	0,0028 ^{NS}	0,938	5,25
3	Figueiredo Filho	1,3630*	1,1519*		0,938	5,25
8º ano						
4	Spurr	-11,9928*	8,7731*		0,994	1,38
5	Machado	-3,8145*	7,8598*	0,0247 ^{NS}	0,994	1,39
6	Figueiredo Filho	1,8571*	1,0810*		0,994	1,39

Em que: β = coeficiente de regressão; $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $S_{yx}\%$ = erro padrão da estimativa em porcentagem; ^{NS} = não significativo; e * = significância a 5% pelo teste t

Por meio da análise gráfica dos resíduos da estimativa do volume por hectare ao quinto (FIGURA 31A) e oitavo ano (FIGURA 31B), em função da área basal da teca, foi observada a homogeneidade da dispersão residual auferida pelo ajuste do modelo Spurr. Com a relação volume e área basal (FIGURA 31C), foi evidenciada a correlação linear elevada entre as variáveis correlatas, sendo superior a 0,9 pelo coeficiente de correlação de Pearson, e corroborada com Spurr (1952), Clutter *et al.* (1983) e Daniels e Burkhart (1988), os quais afirmaram que a predição do volume por unidade de área associada à área basal é uma das principais relações para a obtenção de equações de volume do povoamento.

Nesse caso, por meio das equações de volume dos povoamentos, a quantificação da produção florestal da teca foi obtida por hectare, o que permite avaliar o potencial comercial dos plantios para a colheita de madeira. Com isso, além da precisão estatística, há ainda a vantagem de descartar a mensuração da altura das árvores das parcelas permanentes nos inventários futuros, enquanto a correlação entre o volume e a área basal mensurada permanecer significativa, e, dessa maneira, potencializar as operações em campo, conjuntamente com a redução dos custos dessas atividades (BROOKS e WIANT, 2004; SCOLFORO,

2005; ADEKUNLE *et al.*, 2013).

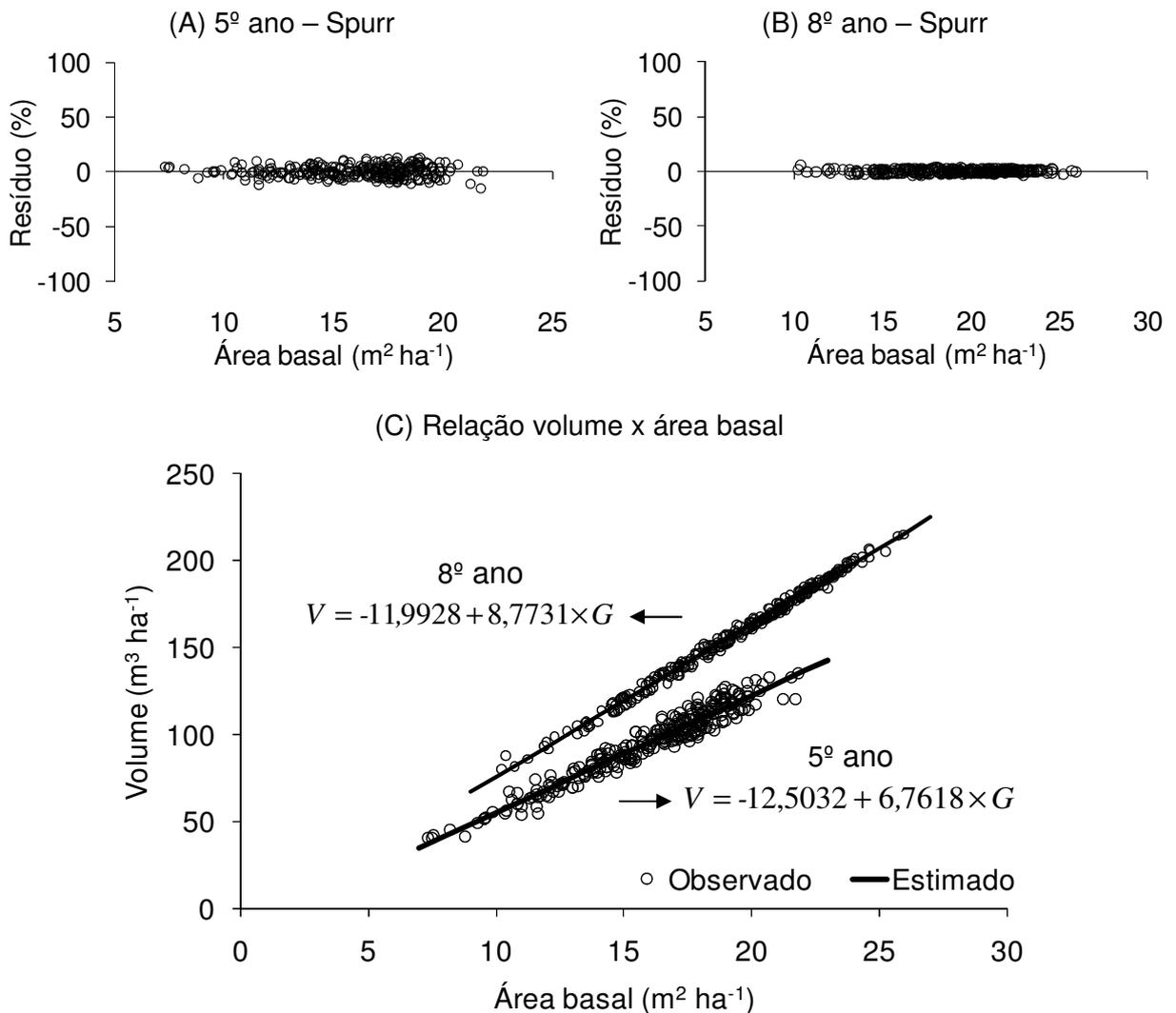


FIGURA 31 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS (A - B) E RELAÇÕES VOLUME E ÁREA BASAL (C) ESTIMADAS PELO MODELO SPURR, AJUSTADOS AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

4.3.3 Modelagem geostatística do volume dos povoamentos

A dependência espacial das variáveis volume por hectare (V) e área basal (G) da teca foi confirmada pela possibilidade de ajuste de modelos de semivariogramas teóricos, assim como, por meio dos semivariogramas cruzados para a relação V x G, ao quinto e ao oitavo ano de idade dos povoamentos de teca (TABELA 18).

TABELA 18 – PARÂMETROS DOS SEMIVARIOGRAMAS AJUSTADOS PARA O VOLUME POR HECTARE (V), ÁREA BASAL (G) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (V x G), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Variável	Modelo	C ₀	C	A (m)	GD (%)	R ²	SQDP
5º ano								
1		Esférico	214,992	160,162	1.699	57,3	0,918	157,058
2	V	Exponencial	180,351	205,204	2.007	46,8	0,940	142,856
3		Gaussiano	244,834	131,896	1.529	65,0	0,897	157,028
4		Esférico	4,337	3,155	1.580	57,9	0,921	0,059
5	G	Exponencial	3,495	4,156	1.757	45,7	0,951	0,047
6		Gaussiano	4,908	2,604	1.400	65,3	0,903	0,061
7		Esférico	29,019	21,917	1.563	57,0	0,923	2,475
8	V x G	Exponencial	22,629	29,267	1.680	43,6	0,953	2,056
9		Gaussiano	33,089	17,987	1.392	64,8	0,901	2,635
8º ano								
10		Esférico	193,887	571,289	1.121	25,3	0,968	632,713
11	V	Exponencial	166,391	606,009	1.226	21,5	0,910	1.434,067
12		Gaussiano	291,729	474,235	966	38,1	0,965	689,256
13		Esférico	2,503	7,540	1.136	24,9	0,951	0,175
14	G	Exponencial	2,560	7,563	1.259	25,3	0,894	0,358
15		Gaussiano	3,724	6,320	968	37,1	0,947	0,188
16		Esférico	21,836	65,566	1.127	25,0	0,960	10,442
17	V x G	Exponencial	25,111	63,111	1.297	28,5	0,876	24,362
18		Gaussiano	33,035	54,451	970	37,8	0,957	11,307

Em que: C₀ = efeito pepita; C = variância *a priori*; A = alcance; GD(%) = grau de dependência espacial; R² = coeficiente de determinação; e SQDP = soma de quadrados dos desvios ponderados

Por meio do efeito pepita (C₀), verificou-se que a variância dos dados nas distâncias inferiores à amostrada (AMARO FILHO *et al.*, 2007) foi elevada para o volume por hectare (V), com os valores de C₀ entre 180 m³ ha⁻¹ a 245 m³ ha⁻¹ ao quinto ano e entre 194 m³ ha⁻¹ a 292 m³ ha⁻¹ ao oitavo ano (TABELA 18). Desse modo, com a aplicação de amostragens mais intensivas, uma continuidade espacial mais detalhada do volume possivelmente seria detectada. Para tanto, o emprego de processos de amostragem em dois estágios permitiria obter os valores de semivariâncias em diversas escalas de distância entre as unidades amostrais na área florestada.

Com o alcance (A) foi determinada a distância máxima em que dois pontos amostrais correlacionam-se espacialmente (REICHERT *et al.*, 2008), correspondendo ao raio das áreas onde os valores de amostras vizinhas são mais semelhantes para estimar em quaisquer locais entre elas. Enquanto as determinações em distâncias superiores ao alcance apresentam independência

entre si (WEBSTER e OLIVER, 2007), podendo, dessa forma, o alcance ser um potencial parâmetro para a definição da intensidade amostral nos inventários florestais em múltiplas ocasiões ou após amostragens pilotos.

As variáveis apresentaram classes moderadas de dependência espacial (GD%) ao quinto ano de idade, com valores entre 25% a 65%. Entretanto, no oitavo ano houve tendência de elevação da dependência espacial, com GD% entre 21% e 38%, enquanto os coeficientes de determinação (R^2) foram próximos a 0,9 nos dois períodos avaliados (TABELA 18). Assim, demonstra-se que a malha amostral foi eficiente para detectar as características espaciais do volume e da área basal dos povoamentos de teca, principalmente com os modelos exponencial e esférico, com os quais foram obtidos os menores valores da soma de quadrados dos desvios ponderados (SQDP), respectivamente ao quinto e ao oitavo ano de idade.

Assim, pela validação cruzada dos ajustes geoestatísticos (TABELA 19) foi confirmada a seleção dos modelos exponencial e esférico e a tendência no uso, de no máximo, 20 vizinhos para as estimativas em locais não amostrados, conforme recomendado por Webster e Oliver (2007). Além disso, com a modelagem da relação V x G foram obtidos os parâmetros mais adequados da avaliação, principalmente por meio do maior coeficiente de determinação da validação cruzada (R^2_{vc}) e do menor erro padrão da estimativa ($S_{yx}\%$). Isso, de acordo com Faraco *et al.* (2008), possibilita confeccionar os mapas temáticos com a maior acuracidade.

TABELA 19 – PARÂMETROS DA VALIDAÇÃO CRUZADA DOS AJUSTES GEOESTATÍSTICOS SELECIONADOS PARA O VOLUME POR HECTARE (V), ÁREA BASAL (G) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (V x G), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Variável	Modelo selecionado	Número de vizinhos	Coeficiente		R^2_{vc}	$S_{yx}\%$
				Linear	Angular		
5º ano							
1	V	Exponencial	20	61,430	0,362	0,363	16,90
2	G	Exponencial	20	10,090	0,373	0,370	14,42
3	V x G	Exponencial	8 (V) e 8 (G)	-16,670	1,173	0,916	8,38
8º ano							
4	V	Esférico	16	4,006	0,973	0,513	12,67
5	G	Esférico	16	0,594	0,968	0,508	11,80
6	V x G	Esférico	16 (V) e 16 (G)	2,873	0,855	0,528	11,48

Em que: R^2_{vc} = coeficiente de determinação da validação cruzada; e $S_{yx}\%$ = erro padrão da estimativa em porcentagem

Por meio dos semivariogramas selecionados (TABELA 19) para a estimativa da distribuição espacial do volume e da área basal dos povoamentos de teca

(FIGURA 32), foi observada a dispersão balanceada das observações em torno da média estimada, atestando a existência de correlação espacial, visto que as medições separadas pelas distâncias menores foram mais semelhantes que as maiores e, desse modo, com o aumento da distância a semivariância estimada elevou-se até um valor regular (CAVALCANTE *et al.*, 2007; PEREIRA *et al.*, 2011).

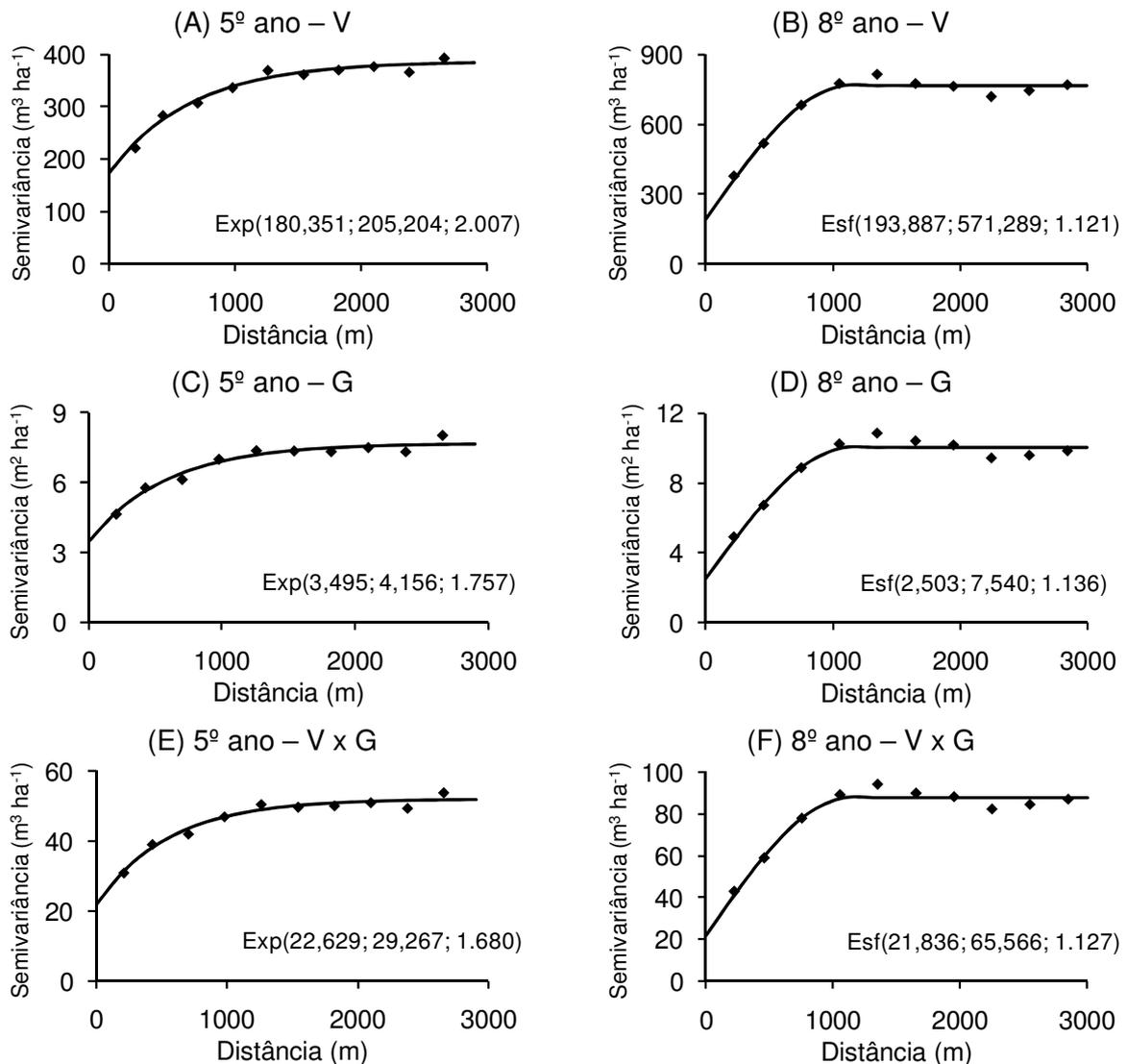


FIGURA 32 – SEMIVARIOGRAMAS TEÓRICOS AJUSTADOS PARA O VOLUME POR HECTARE (A - B), ÁREA BASAL (C - D) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (E - F), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Com a elaboração dos semivariogramas direcionais para 0° , 45° , 90° e 135° no plano espacial, foi analisada a possibilidade da existência de efeitos anisotrópicos para os ajustes selecionados (FIGURA 33). Contudo, não foram identificadas significativas diferenciações nas estruturas dos semivariogramas, apenas o maior espalhamento dos valores das semivariâncias para o volume e a área basal em

função da distância ao quinto ano (FIGURAS 33A e 33C). Entretanto, para os semivariogramas cruzados de V x G (FIGURAS 33E e 33F), o comportamento isotrópico foi confirmado.

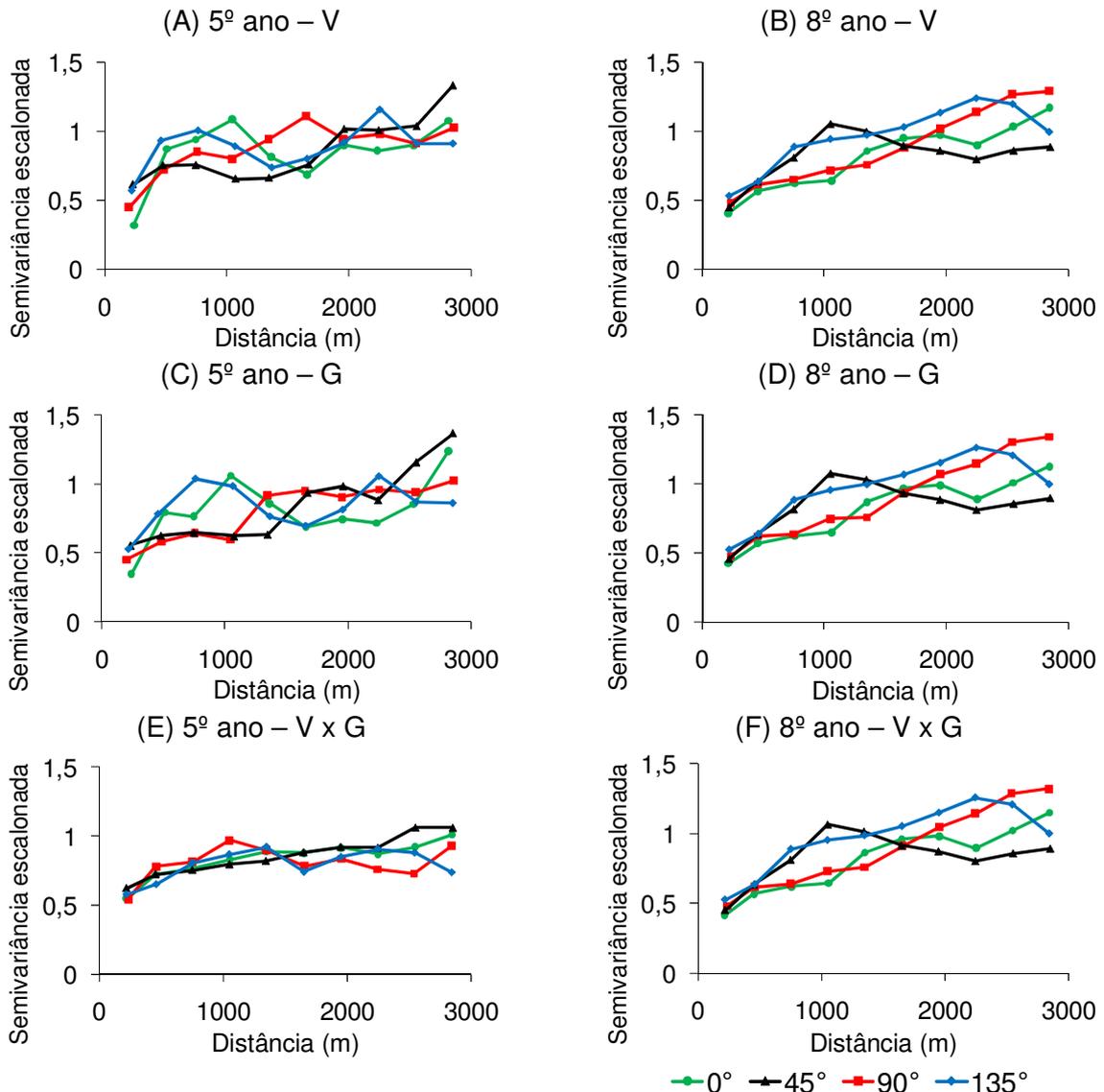


FIGURA 33 – SEMIVARIOGRAMAS DIRECIONAIS ESCALONADOS DO VOLUME POR HECTARE (A - B), ÁREA BASAL (C - D) E RELAÇÃO VOLUME E ÁREA BASAL (E - F), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Pelas análises estatísticas das estimativas do volume da teca (TABELA 20), observou-se que os valores dos erros médios absolutos (E_{abs}) e relativos (E_r) e da raiz quadrada dos erros médios quadráticos (REMQ) dos ajustes geoestatísticos de V x G foram os que apresentaram as melhores qualidades, após os obtidos pelo tradicional modelo Spurr, assim como pelo índice de Willmott (d), em que foi evidenciado o maior grau de associação dessas estimativas aos valores reais do volume. Enquanto, com a ausência de significância do teste χ^2 , a presumida

igualdade estatística das distribuições observadas e estimadas não foi rejeitada.

TABELA 20 – ANÁLISES ESTATÍSTICAS DAS ESTIMATIVAS DO VOLUME POR HECTARE PELOS MÉTODOS TRADICIONAL E GEOESTATÍSTICOS, AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nº	Modelagem		E_{abs} ($m^3 ha^{-1}$)	E_r (%)	REMQ ($m^3 ha^{-1}$)	d	χ^2
5º ano							
1	Tradicional	Spurr	4,06	4,24	5,00	0,99	10,18 ^{NS}
2	Geoestatística	V	12,30	12,84	16,13	0,72	114,49*
3	Geoestatística	V x G	5,90	6,16	7,59	0,97	13,18 ^{NS}
8º ano							
4	Tradicional	Spurr	1,78	1,14	2,18	0,99	3,08 ^{NS}
5	Geoestatística	V	15,11	9,66	19,76	0,82	60,23*
6	Geoestatística	V x G	14,06	8,99	17,54	0,88	24,71 ^{NS}

Em que: E_{abs} = erro médio absoluto; E_r = erro médio relativo; REMQ = raiz quadrada dos erros médios quadráticos; d = índice de concordância de Willmott; χ^2 = teste qui-quadrado; * e ^{NS} = existe e não existe, respectivamente, diferença significativa entre a distribuição estimada e a real, ao nível de 5% pelo teste χ^2

Ao comparar a distribuição residual das estimativas do volume dos povoamentos (FIGURA 34), foi verificada a dispersão tendenciosa dos resíduos pela modelagem espacial isolada da variável volume por hectare (FIGURAS 34B e 34E). Ao passo que pela análise geoestatística de V x G (FIGURAS 34C e 34F) foram observados os espalhamentos mais homogêneos, depois daqueles obtidos pelo método tradicional com o ajuste do modelo Spurr (FIGURAS 34A e 34D), o que possibilitou observar que, ao correlacionar espacialmente o volume com a área basal, as estimativas espaciais do volume tornaram-se mais acuradas.

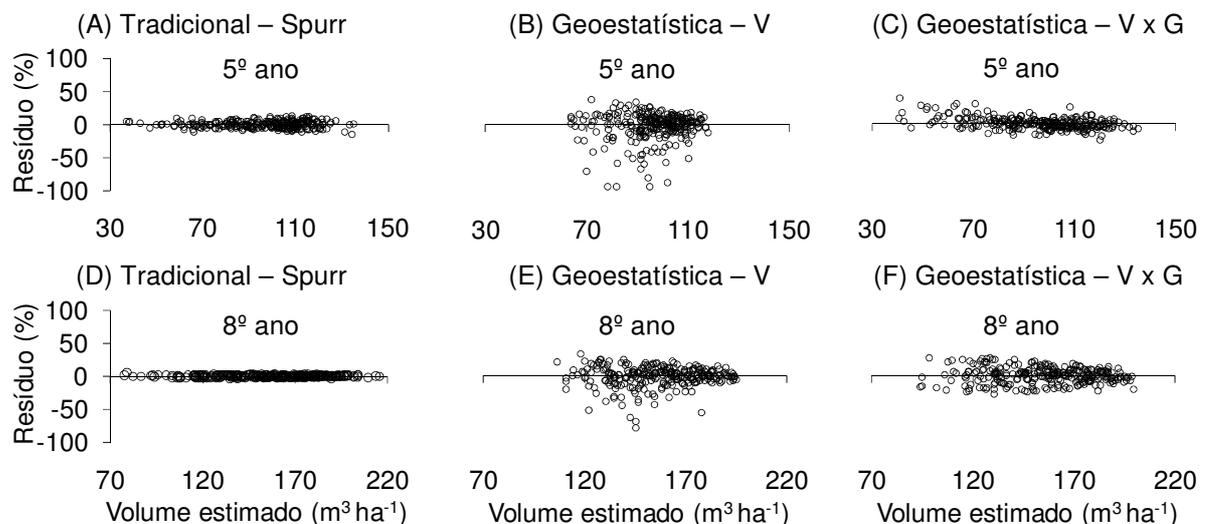


FIGURA 34 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DO VOLUME POR HECTARE PELOS MÉTODOS TRADICIONAL (A – D) E GEOESTATÍSTICOS (B - C - E - F), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Nessas modelagens geoestatísticas, a efetividade de um mapeamento é significativamente dependente da qualidade dos dados e das inferências dos modelos ajustados (BORSSOI *et al.*, 2011), uma vez que os parâmetros dos semivariogramas que definem a estrutura espacial são utilizados na estimativa de valores em locais não amostrados. Com isso, considerando a ausência de valores discrepantes (TABELA 16), a precisão estatística dos semivariogramas ajustados (TABELA 18) e a ausência de anisotropia (FIGURA 33), foram confeccionados os mapas temáticos do volume por hectare (FIGURAS 35A e 35B), pela cokrigagem ordinária pontual, e da área basal (FIGURAS 35C e 35D), por meio da krigagem ordinária, para os povoamentos de teca ao quinto e oitavo anos de idade.

A aparente homogeneidade dos plantios florestais foi contraposta pela visual heterogeneidade espacial das variáveis volume (FIGURAS 35A e 35B) e área basal (FIGURAS 35C e 35D) nos povoamentos de teca, resultantes, principalmente, da variabilidade espacial da qualidade do sítio florestal. Com isso, a habitual utilização de valores médios de amostras, por si só, não permite caracterizar a variabilidade da estrutura dendrométrica das áreas florestadas. Assim, a combinação da análise geoestatística com os dados dos inventários florestais permite fornecer imagens da estrutura espacial dos plantios (GOULDING *et al.*, 2000).

O conhecimento dessa variabilidade espacial (FIGURA 35) pode ser aplicado à concepção de um sistema de amostragem adequado para as futuras remedições dos povoamentos florestais nos inventários em múltiplas ocasiões, considerando a estratificação da floresta em subpopulações homogêneas da variável de interesse e a alocação de unidades amostrais em intensidades ideais para a obtenção de estimativas precisas e a custos reduzidos.

Ainda, com o mapeamento do volume (FIGURAS 35A e 35B), as estimativas por talhão em inventários pré-corte tornam-se viáveis, visto que, como as intensidades amostrais de parcelas permanentes, comumente utilizadas pelos empreendimentos florestais, por vezes em quantidade insuficiente para estimativas isoladas em cada talhão, por meio das estimativas geoestatísticas não serão necessárias unidades amostrais adicionais para a determinação precisa do volume por unidade de área.

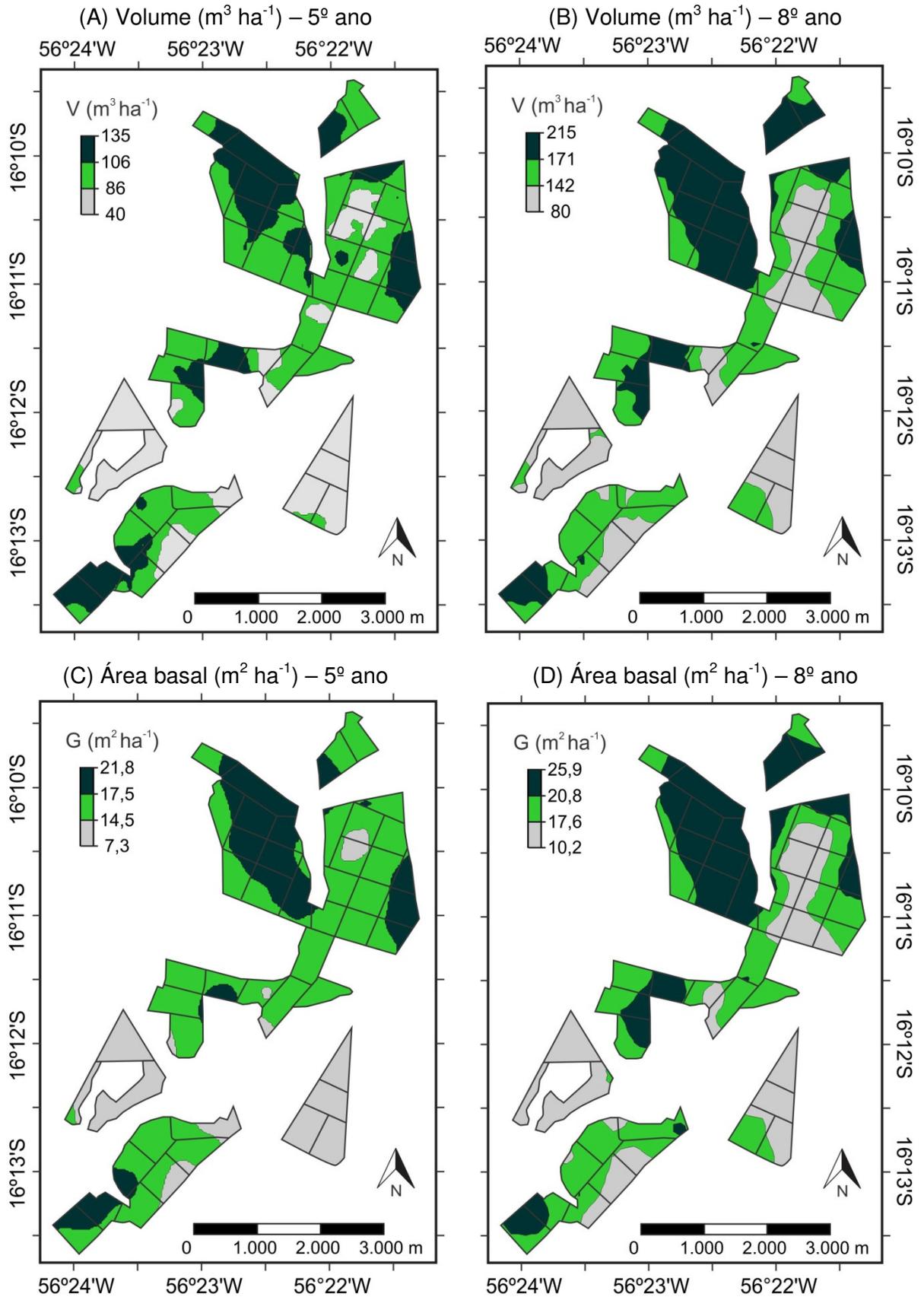


FIGURA 35 – MAPAS TEMÁTICOS DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO VOLUME POR HECTARE (A - B) E DA ÁREA BASAL (C - D), AO QUINTO E AO OITAVO ANO DE IDADE DOS POVOAMENTOS DE TECA

Com a semelhança espacial do volume por hectare da teca (FIGURAS 35A e 35B) e a sua área basal (FIGURAS 35C e 35D) é possível ratificar os ajustes geoestatísticos satisfatórios da relação $V \times G$ para a estimativa do volume dos povoamentos. Assim, com os mapas temáticos da variação espacial dessas variáveis, as características dos desbastes podem ser individualizadas para regiões específicas, visando regular a densidade dos plantios em benefício do crescimento dos melhores indivíduos e do aumento da qualidade da produção.

Além disso, uma vez que a teca é uma espécie exigente por luz e fortemente afetada pela competição intraespecífica (HERNÁNDEZ *et al.*, 1993; CALDEIRA e OLIVEIRA, 2008), os desbastes ao quarto ou quinto ano são essenciais para a aceleração do incremento volumétrico ao início da fase adulta dos indivíduos remanescentes (KANNINEN *et al.*, 2004; CALDEIRA e OLIVEIRA, 2008). Dessa forma, desbastes pesados poderão ser direcionados aos locais com valores maiores de área basal (FIGURAS 35C e 35D); por outro lado, nas regiões com crescimento inferior, os cortes parciais poderão ser leves durante o período de condução dos plantios, de modo a regular a produção volumétrica na área florestada.

5 CONCLUSÕES

A análise geoestatística identifica a correlação espacial existente entre as variáveis dendrométricas e, desse modo, permite descrever e modelar a variabilidade espacial da relação hipsométrica, da capacidade produtiva do sítio florestal e do volume dos plantios de teca, para suas estimativas estatisticamente precisas na confecção de mapas temáticos.

As alterações da estrutura espacial nos plantios florestais tendem a descaracterizar a continuidade espacial da altura total da teca e prejudicar o ajuste de modelos hipsométricos tradicionais. Contudo, a coestimativa espacial da relação entre a altura total e o diâmetro a 1,3 m do solo representa uma alternativa estatisticamente viável para a estimativa da altura total média e o seu mapeamento nos povoamentos florestais.

Por meio da cokrigagem ordinária aplicada às alturas dominantes e totais dos povoamentos de teca, os limites espaciais das classes de índice de sítio são identificados e mapeados ao longo da área florestada, ao passo que, com a krigagem indicatriz da altura dominante são delimitados os locais com a probabilidade maior de obter sítios mais produtivos para o planejamento da estrutura e condução dos plantios.

A modelagem geoestatística e o mapeamento da variabilidade espacial do volume e da área basal, como apoio aos inventários florestais tradicionais, possibilitam o planejamento das práticas silviculturais e de ordenamento nos plantios de teca, visando à maximização da produção volumétrica e a qualidade estrutural dos povoamentos.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Múltiplas dificuldades são constatadas no decurso das modelagens geoestatísticas de variáveis dendrométricas, uma vez que essas poderão apresentar padrões espaciais e intensidades amostrais diferenciados, não existindo, até o momento, técnicas exatas para a determinação de malhas mínimas de amostras. Havendo, com isso, a recomendação de amostragens mais intensas que as praticadas nos inventários florestais para a suficiência amostral de pares de unidades dispostas em distâncias equidistantes.

Somado a isso, faz-se necessário o conhecimento dos processos matemáticos e critérios estatísticos intrínsecos das etapas de uma modelagem geoestatística. Àquele que julgar apenas útil o conhecimento dos procedimentos computacionais de programas específicos poderá limitar as análises aos processos mais simples, não explorando técnicas com possíveis resultados estatisticamente superiores.

Atualmente, com a dificuldade em adquirir programas computacionais acessíveis e de desenvolvimento e assistência contínuos, a aplicação das análises geoestatísticas restringe-se, por vezes, às técnicas limitadas ou requerem o conhecimento e a habilidade no manuseio das linguagens de programação, demandando, geralmente, o uso adicional de programas de geoprocessamento para a conversão das matrizes de krigagem em imagens e a composição dos mapeamentos.

Por fim, as técnicas de validação dos resultados nos procedimentos geoestatísticos são, ainda, pouco eficazes, uma vez que, corriqueiramente, os parâmetros obtidos por uma validação cruzada são interpretados como pouco satisfatórios e não refletem a qualidade de um ajustamento. Ainda, como alternativa apresentada na literatura especializada, a técnica *jack-knifing* exige, para atestar o produto de uma análise espacial, um conjunto amostral complementar ao utilizado previamente em uma modelagem, o que acarreta em custo extra no planejamento e na execução da coleta de dados.

REFERÊNCIAS

- ABOD, S. A.; SIDDIQUI, M. T. Growth response of teak (*Tectona grandis* L.f.) seedlings to nitrogen, phosphorus and potassium fertilizers. **Pertanika Journal of Tropical Agricultural Science**, v. 25, n. 2, p. 107–113, 2002.
- ABREU, S. L. de; REICHERT, J. M.; SILVA, V. R. da; REINERT, D. J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, v. 33, n. 2, p. 275–282, 2003.
- ADEKUNLE, V. A. J.; NAIR, K. N.; SRIVASTAVA, A. K.; SINGH, N. K. Models and form factors for stand volume estimation in natural forest ecosystems: a case study of Katarniaghat Wildlife Sanctuary (KGWS), Bahraich District, India. **Journal of Forestry Research**, v. 24, n. 2, p. 217–226, 2013.
- AKHAVAN, R.; AMIRI, Z.; ZOBEIRI, M. Spatial variability of forest growing stock using geostatistics in the Caspian region of Iran. **Caspian Journal of Environmental Sciences**, v. 8, n. 1, p. 43–53, 2010.
- AKOSSOU, A. Y. J.; ARZOUMA, S.; ATTAKPA, E. Y.; FONTON, N. H.; KOKOU, K. Scaling of teak (*Tectona grandis*) logs by the xylometer technique: accuracy of volume equations and influence of the log length. **Diversity**, v. 5, p. 99–113, 2013.
- ALMEIDA, R. B. de. **Análise comparativa do uso da estatística clássica e a geoestatística na espacialização da região semi-árida**. 2008. 115 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Ambiental Urbana) – Universidade Federal da Bahia, Salvador.
- ALVARADO, A. Nutricion y fertilizacion de la teca. **Informaciones Agronomicas**, n. 61, p. 1–8, 2006.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. de M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v. 22, p. 1–18, 2013.
- ALVES, M. de C.; BOTELHO, S. A.; PINTO, L. V. A.; POZZA, E. A.; OLIVEIRA, M. S. de; FERREIRA, E.; ANDRADE, H. Variabilidade espacial de variáveis geobiofísicas nas nascentes da bacia hidrográfica do Ribeirão Santa Cruz. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 12, n. 5, p. 527–535, 2008.
- AMARAL, L. de P.; FERREIRA, R. A.; WATZLAWICK, L. F.; GENÚ, A. M. Análise da distribuição espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo em floresta ombrófila mista. **Ambiência**, v. 6, p. 103–114, 2010.

AMARO FILHO, J.; NEGREIROS, R. F. D. de; ASSIS JÚNIOR, R. N. de; MOTA, J. C. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, p. 415–422, 2007.

ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo: UNISINOS, 2003. 165 p.

ÂNGELO, H.; SILVA, V. S. de M.; SOUZA, Á. N. de; GATTO, A. C. Aspectos financeiros da produção de teca no Estado de Mato Grosso. **Floresta**, v. 39, n. 1, p. 23–32, 2009.

ARAUJO, E. J. G.; PELISSARI, A. L.; DAVID, H. C.; SCOLFORO, J. R. S.; PÉLLICO NETTO, S.; MORAIS, V. A. Relação hipsométrica para candeia (*Eremanthus erythropappus*) com diferentes espaçamentos de plantio em Minas Gerais, Brasil. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 32, p. 257–268, 2012.

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

ASSUMPÇÃO, R. A. B.; URIBE-OPAZO, M. A.; SOUZA, E. G. de; JOHANN, J. A. Uso da krigagem indicatriz na avaliação da probabilidade da produtividade de soja segundo os padrões regional, estadual e nacional. **Acta Scientiarum. Agronomy**, v. 29, n. 2, p. 165–171, 2007.

ATKINSON, P. M.; TATE, N. J. Spatial scale problems and geostatistical solutions: a review. **Professional Geographer**, v. 52, n. 4, p. 607–623, 2000.

AZEVEDO, C. A. V. de; PORDEUS, R. V.; DANTAS NETO, J.; AZEVEDO, M. R. Q. de A.; LIMA, V. L. A. de. Dependência espacial da qualidade da água subterrânea no perímetro irrigado de São Gonçalo, Paraíba. **Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável**, v. 7, n. 2, p. 129–136, 2012.

BACKMAN, G. **Wachstum und organische Zeit**. Leipzig: J.A. Barth, v. 15, 1943. 195 p.

BARROS, D. A.; MACHADO, S. A.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SCOLFORO, J. R. S. Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, n. 45, p. 3–28, 2002.

BARTOSZECK, A. C. de P. e S.; MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. Dinâmica da relação hipsométrica em função da idade, do sítio e da densidade inicial de povoamentos de bracatinga da região metropolitana de Curitiba, PR. **Revista Árvore**, v. 28, n. 4, p. 517–533, 2004.

BEDREGAL, M. A. P. **Análise estatística e geoestatística de dados geoquímicos de superfície aplicada a exploração de hidrocarbonetos**. 2008. 156 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Civil) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

BEHLING, M. **Nutrição, partição de biomassa e crescimento de povoamentos de teca em Tangará da Serra-MT**. 2009. 176 f. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

BERMEJO, I.; CAÑELLAS, I.; SAN MIGUEL, A. Growth and yield models for teak plantations in Costa Rica. **Forest Ecology and Management**, v. 189, p. 97–110, 2004.

BEZERRA, A. F. **Modelagem do crescimento e da produção de povoamentos de *Tectona grandis* submetidos a desbaste**. 2009. 73 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

BHATIA, V.; SRIVASTAVA, S. P.; SRIVASTAVA, R.; MISHRA, A.; NARENDER, T.; MAURYA, R.; SRIVASTAVA, A. K. Antihyperglycaemic and aldose reductase inhibitory potential of *Acacia catechu* hard wood and *Tectona grandis* leaves. **Medicinal Chemistry Research**, v. 20, p. 1724–1731, 2011.

BIONDI, F.; MYERS, D. E.; AVERY, C. C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 24, p. 1354–1368, 1994.

BOGNOLA, I. A.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; Alves da SILVA, E. A.; LINGNAU, C.; HIGA, A. R. Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* L. **Floresta**, v. 38, n. 2, p. 373–385, 2008.

BÖNISCH, S.; ASSAD, M. L. L.; MONTEIRO, A. M. V.; CÂMARA, G. Representação e propagação de incertezas em dados de solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 28, p. 33–47, 2004.

BORSSOI, J. A.; URIBE-OPAZO, M. A.; GALEA, M. Técnicas de diagnóstico de influência local na análise espacial da produtividade da soja. **Engenharia Agrícola**, v. 31, n. 2, p. 376–387, 2011.

BRANDELERO, C.; ANTUNES, M. U. F.; GIOTTO, E. Silvicultura de precisão: nova tecnologia para o desenvolvimento florestal. **Ambiência**, v. 3, n. 2, p. 269–281, 2007.

BROOKS, J. R.; WIANT, H. V. A simple technique for estimating cubic foot volume yields. **Forest Ecology and Management**, v. 203, p. 373–380, 2004.

CALDEIRA, B. R. P. P. **Caracterização das propriedades físico-mecânicas e determinação da percentagem de cerne da madeira de *Tectona grandis***. Lisboa: Universidade Técnica de Lisboa, 2004. 84 p.

CALDEIRA, S. F.; CALDEIRA, S. A. F.; MENDONÇA, E. A. F. de; DINIZ, N. N. Caracterização e avaliação da qualidade dos frutos de teca (*Tectona grandis* L.f.) produzidos no Mato Grosso. **Revista Brasileira de Sementes**, v. 22, n. 1, p. 216–224, 2000.

CALDEIRA, S. F.; OLIVEIRA, D. L. C. Desbaste seletivo em povoamentos de *Tectona grandis* com diferentes idades. **Acta Amazonica**, v. 38, n. 2, p. 223–228, 2008.

CAMARGO, E. C. G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (Krigagem) no Sistema de Processamento de Informações Georreferenciadas (SPRING)**. São José dos Campos: INPE, 1997. 146 p.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 58, n. 5, p. 1501–1511, 1994.

CAMINO, R. de; MORALES, J. P. **Las plantaciones de teca en América Latina: mitos y realidades**. Turrialba: CATIE, 2013. 392 p. (Série técnica: Informe técnico, 397).

CARVALHO, J. R. P. de.; VIEIRA, S. R. **Avaliação e comparação de estimadores de krigagem para variáveis agrônômicas – uma proposta**. Campinas: Embrapa Informática Agropecuária, 2001. 21 p.

CARVALHO, M. de P. e; MENDONÇA, V. Z. de; PEREIRA, F. C. B. L.; ARF, M. V.; KAPPES, C.; DALCHIAVON, F. C. Produtividade de madeira do eucalipto correlacionada com atributos do solo visando ao mapeamento de zonas específicas de manejo. **Ciência Rural**, v. 42, n. 10, p. 1797–1803, 2012.

CASTELLANOS, A. F. R. **Efecto del establecimiento de plantaciones forestales de Teca (*Tectona grandis* L.f.) en áreas de potrero sobre las características del suelo en Petén, Guatemala**. 2006. 105 f. Dissertação (Mestrado em Agroforestería Tropical) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba.

CATIE – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza. **Silvicultura de espécie promisorias para produção de lenha em América Central**: resultados de cinco años de investigación. Turrialba: CATIE, 1986. 228 p.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; SOUZA, Z. M. de; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, p. 1329–1339, 2007.

CENTENO, J. C. El manejo de las plantaciones de teca. **Actualidad Forestal Tropical**, v. 5, n. 2, p. 10–12, 1997.

CHAPMAN, D. G. Statistical problems in population dynamics. In: NEYMAN, J. (Org.) **Proceedings of the fourth Berkeley symposium on mathematical statistics and probability**. Berkeley: University of California Press, v. 4, p. 153–186, 1961.

CHAVES, E.; FONSECA, W. **Teca (*Tectona grandis* L.f.) árbol de uso múltiple em América Central**. Turrialba: CATIE, 1991. 47 p. (Série técnica: Informe técnico, 179).

CHIG, L. A.; COUTO, E. G.; NOVAES FILHO, J. P.; RODRIGUES, L. C. M.; JOHNSON, M. S.; WEBER, O. L. dos S. Distribuição espacial da granulometria, cor e carbono orgânico do solo ao longo de um transecto em microbacias na Amazônia meridional. **Acta Amazonica**, v. 38, n. 4, p. 715–722, 2008.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley & Sons, 1983. 333 p.

CONCEIÇÃO, F. X.; DRESCHER, R.; PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; FAVALESSA, C. M. C.; ROQUETTE, J. G. Capacidade produtiva local de *Tectona grandis* em Monte Dourado, Estado do Pará, Brasil. **Ciência Rural**, v. 42, n. 5, p. 822–827, 2012.

COSTA, R. B. da; RESENDE, M. D. V. de; SILVA, V. S. de M. e. Experimentação e seleção no melhoramento genético de teca (*Tectona grandis* L.f.). **Floresta e Ambiente**, v. 14, n. 1, p. 76–92, 2007.

CRUZ, J. P. da. **Crescimento e produção de *Tectona grandis* na região de Tangará da Serra – Mato Grosso**. 2005. 57 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

CRUZ, J. P.; LEITE, H. G., SOARES, C. P. B.; CAMPOS, J. C. C.; SMIT, L.; NOGUEIRA, G. S. Curvas de crescimento e de índice de local para povoamentos de *Tectona grandis* em Tangará da Serra, Mato Grosso. **Revista Árvore**, v. 32, n. 4, p. 679–685, 2008.

CUNHA, A. de M.; LANI, J. L.; SANTOS, G. R. dos; FERNANDES FILHO, E. I.; TRINDADE, F. S.; SOUZA, E. de. Espacialização da precipitação pluvial por meio de krigagem e cokrigagem. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 48, n. 9, p. 1179–1191, 2013.

CURTIS, R. O. Height–diameter and height–diameter–age equations for second-growth Douglas-fir. **Forest Science**, v. 13, n. 4, p. 365–375, 1967.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E. An integrated system of forest stand models. **Forest Ecology and Management**, v. 23, p. 159–177, 1988.

DAVIS, J. C. **Statistic and data analysis in geology**. 3ª ed. New York: John Wiley & Sons, 2002. 656 p.

DINIZ, F. S. **Métodos de amostragem e geoestatística aplicados ao inventário florestal**. 2007. 101 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

DONADONI, A. X. PELISSARI, A.; L.; DRESCHER, R.; ROSA, G. D. Relação hipsométrica para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e *Pinus tecunumanii* em povoamento homogêneo no Estado de Rondônia. **Ciência Rural**, v. 40, n. 12, p. 2499–2504, 2010.

DRESCHER, R. **Crescimento e produção de *Tectona grandis* Linn. F., em povoamentos jovens de duas regiões do Estado de Mato Grosso**. 2004. 133 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

DUPUY, B.; MAÎTRE, H.; KANGA, A. N. Table de production du teck (*Tectona grandis*): L'exemple de la Côte d'Ivoire. **Bois et Forêts des Tropiques**, v. 3, n. 261, p. 5–16, 1999.

DUPUY, B.; VERHAEGEN, D. Le teck de plantation (*Tectona grandis*) en Côte d'Ivoire. **Bois et Forêts des Tropiques**, n. 235, p. 9–24, 1993.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. 2. ed. Rio de Janeiro, 2006. 306 p.

ENTERS, T. Site, technology and productivity of teak plantations in Southeast Asia. **Unasyva**, v. 51, n. 201, p. 55–61, 2000.

FAMATO – Federação da Agricultura e Pecuária do Estado de Mato Grosso. **Diagnóstico de florestas plantadas do estado de Mato Grosso**. Cuiabá: Instituto Mato-Grossense de Economia Agropecuária, 2013. 106 p.

FARACO, M. A.; URIBE-OPAZO, M. A.; SILVA, E. A. A. da; JOHANN, J. A.; BORSSOI, J. A. Seleção de modelos de variabilidade espacial para elaboração de mapas temáticos de atributos físicos do solo e produtividade da soja. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 32, p. 463–476, 2008.

FERMINO JUNIOR, P. C. P.; NAGAO, E. O.; SCHERWINSKI-PEREIRA, J. E. Estabelecimento, germinação e multiplicação *in vitro* de teca (*Tectona grandis* L.f.) a partir de genótipos da Amazônia Sul-Occidental. **Scientia Forestalis**, v. 37, n. 84, p. 427–435, 2009.

FIGUEIREDO FILHO, A. **Estudos de modelos matemáticos para estimar o volume por unidade de área em uma floresta tropical úmida na Amazônia brasileira**. 1983. 150 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; KOHLER, S. V.; VERUSSA, A. A.; CHIQUETTO, A. L. Evolution of the hypsometric relationship in *Araucaria angustifolia* plantations in the mid-south region of Paraná State. **Cerne**, v. 16, n. 3, p. 347–357, 2010.

FIGUEIREDO, E. O.; OLIVEIRA, A. D. de; BARBOSA, L. K. F. **Teca (*Tectona grandis* L.f.): principais perguntas do futuro empreendedor florestal**. Rio Branco: Embrapa Acre, 2005a. 87 p.

FIGUEIREDO, E. O.; OLIVEIRA, A. D. de; SCOLFORO, J. R. S. Análise econômica de povoamentos não desbastados de *Tectona grandis* L.f., na microrregião do baixo Rio Acre. **Cerne**, v. 11, n. 4, p. 342–353, 2005b.

FLOORS, A. **Plantation forestry in Guanacaste, Costa Rica: A lust description of plantation forestry (teak and melina) in Guanacaste, Costa Rica**. Costa Rica: REPOSA, 1997. 49 p.

FOX, J. C.; BIC, H.; ADES, P. K. Spatial dependence and individual-tree growth models. **Forest Ecology and Management**, v. 245, p. 10–19, 2007.

GARCÉS, A. M.; MORET, A. Y. Evaluación de métodos de estimación para ajustar ecuaciones de volumen en plantaciones de teca (*Tectona grandis* L.). **Revista Florestal Venezolana**, v. 45, n. 2, p. 63–67. 2001.

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

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer: user's guide**. Colorado: Golden Software, 2002. 664 p.

GOMES, I. M. da S.; SANTOS JUNIOR, W. R. dos; ARRUDA, A. da S. Análise de soluções para extração de corante de folhas da teca em diferentes estágios de desenvolvimento. **Enciclopédia Biosfera**, v. 7, n. 12, p. 1–18, 2011.

GOMES, N. M.; SILVA, A. M. da; MELLO, C. R. de; FARIA, M. A. de; OLIVEIRA, P. M. de. Métodos de ajuste e modelos de semivariograma aplicados ao estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 31, p. 435–443, 2007.

GÓMEZ, Q, M.; MORA, F. A. **Comparación de modelos y unificación de ecuaciones de volumen para árboles individuales en plantaciones de Teca (*Tectona grandis* Linn) en Costa Rica**. Heredia: INISEFOR, 2003. 24 p.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. de D. V. da. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, v. 23, n. 5, p. 1149–1157, 2001.

GONZÁLEZ, S. A. S. **Relación del suelo con el crecimiento inicial y contenido foliar de teca (*Tectona grandis*), y adaptación de leguminosas para control de arvenses bajo un sistema fertirriego en Campeche, México**. 2010. 90 f. Dissertação (Mestrado em Agricultura Ecológica) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba.

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

GOULDING, C. J.; TROTTER, C. M.; HOCK, B. K.; HITCHCOCK, S. Determining the location of trees and their log products within a stand. **New Zealand Journal of Forestry**, v. 45, n. 1, p. 34–39, 2000.

GRUBBS, F. E. Procedures for detecting outlying observations in samples. **Technometrics**, v. 11, n. 1, p. 01–21, 1969.

GUEDES, L. P. C.; URIBE-OPAZO, M. A.; JOHANN, J. A.; SOUZA, E. G. de. Anisotropia no estudo da variabilidade espacial de algumas variáveis químicas do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 32, p. 2217–2226, 2008.

GUNNARSSON, F; HOLM, S.; HOLMGREN, P.; THURESSON, T. On the potential of Kriging for forest management planning. **Scandinavian Journal of Forest Research**, v. 13, p. 237–245, 1998.

HAMLETT, J. M.; HORTON, R.; CRESSIE, N. A. C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. **Soil Science Society of America Journal**, v. 50, p. 868–875, 1986.

HAMMOND, L. C.; PRITCHETT, W. L.; CHEW, V. Soil Sampling in relation to soil heterogeneity. **Soil Science Society of America Journal**, v. 22, n. 6, p. 548–552, 1958.

HENLEY, S. **Nonparametric geostatistics**. Essex: Springer, 1981. 164 p.

HENRIKSEN, H. A. Height–diameter curve with logarithmic diameter: brief report on a more reliable method of height determination from height curves, introduced by the State Forest Research Branch. **Dansk Skovforeningens Tidsskrift**, v. 35, p. 193–202, 1950.

HERNÁNDEZ, R.; TORRES, A.; MÁRQUEZ, O.; FRANCO, W. Contenido foliar de nutrimentos y crecimiento en plantaciones de teca en Ticoporo, Ven. **Turrialba**, v. 43, n. 1, p. 11–15, 1993.

HÖCK, B. K.; PAYN, T. W.; SHIRLEY, J. W. Using a geographic information system and geostatistics to estimate site index of *Pinus radiata* for Kaingaroa Forest, New Zealand. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v. 23, n. 3, p. 264–277, 1993.

JAYARAMANA, K.; LAPPI, J. Estimation of height-diameter curves through multilevel models with special reference to even-aged teak stands. **Forest Ecology and Management**, v. 142, p. 155–162, 2001.

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

KANEGAE JUNIOR, H.; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, A. D. de. Avaliação de interpoladores estatísticos e determinísticos como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Cerne**, v. 12, n. 2, p. 123–136, 2006.

KANEVSKI, M.; MAIGNAN, M. **Analysis and modelling of spatial environmental data**. Lausanne: EPFL Press, 2004. 288 p.

KANNINEN, M.; PÉREZ, D.; MONTERO, M.; VÍQUEZ, E. Intensity and timing of the first thinning of *Tectona grandis* plantations in Costa Rica: results of a thinning trial. **Forest Ecology and Management**, v. 203, p. 89–99, 2004.

KAOSA-ARD, A. Overview of problems in teak plantation establishment. In: REGIONAL SEMINAR ON TEAK, 2., 1998, Yangon. **Proceeding...** Bangkok: FAO, p. 49–59, 1998.

KAOSA-ARD, A. Teak (*Tectona grandis* Linn. F.) natural distribution and related factors. **Natural History Bulletin of the Siam Society**, v. 29, p. 55–74, 1981.

KLEIN, W. L.; SOUZA, E. G. de; URIBE-OPAZO, M. A.; NÓBREGA, L. H. P. Altura do ipê-roxo (*Tabebuia avellanedae*) nos manejos convencional e de precisão, analisada pela geoestatística. **Ciência Florestal**, v. 17, n. 4, p. 299–309, 2007.

KLOBUCAR, D.; PERNAR, R. Geostatistical approach to spatial analysis of forest damage. **Periodicum Biologorum**, v. 114, n. 1, p. 103–110, 2012.

KÖHL, M.; GERTNER, G. Geostatistics in evaluating forest damage surveys: considerations on methods for describing spatial distributions. **Forest Ecology and Management**, v. 95, p. 131–140, 1997.

KOLMOGOROV, A. Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione. **Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari**, v. 4, p. 83–91, 1933.

KRISHNAPILLAY, B. Silviculture and management of teak plantations. **Unasyva**, v. 51, n. 201, p. 14–21, 2000.

KUULUVAINEN, T.; JÄRVINEN, E.; HOKKANEN, T. J.; ROUVINEN, S.; HEIKKINEN, K. Structural heterogeneity and spatial autocorrelation in a natural mature *Pinus sylvestris* dominated forest. **Ecography**, v. 21, p. 159–174, 1998.

LADRACH, W. **Management of teak plantations for solid wood products**. Bethesda: ISTF, 2009. 25 p.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos**: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas. Rossdorf: TZ-Verlag-Ges, 1990. 343 p.

LEAL, F. A.; MIGUEL, E. P.; MATRICARDI, E. A. T. Mapeamento de unidades produtivas utilizando a interpolação geoespacial krigagem a partir do inventário florestal em um povoamento de *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake. **Enciclopédia Biosfera**, v. 7, n. 13, p. 727–745, 2011.

LEE, W. K.; BIGING, G. S.; SON, Y.; BYUN, W. H.; LEE, K. H.; SON, Y. M.; SEO, J. H. Geostatistical analysis of regional differences in stem taper form of *Pinus densiflora* in central Korea. **Ecological Research**, v. 21, p. 513–525, 2006.

LEUANGTHONG, O.; McLENNAN, J. A.; DEUTSCH, C. V. Minimum acceptance criteria for geostatistical realizations. **Natural Resources Research**, v. 13, n. 3, p. 131–141, 2004.

LIMA, I. L. de; FLORSHEIM, S. M. B.; LONGUI, E. L. Influência do espaçamento em algumas propriedades físicas da madeira de *Tectona grandis* Linn. **Cerne**, v. 15, n. 2, p. 244–250, 2009.

LIMA, J. S. de S.; SILVA, J. T. O. da; OLIVEIRA, R. B. de; ALMEIDA, V. S. de; VANZO, F. L. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da variabilidade espacial da dureza da madeira de paraju (*Manilkara* sp.). **Revista Árvore**, v. 30, n. 4, p. 651–657, 2006.

LUKMANDARU, G.; TAKAHASHI, K. Radial distribution of quinones in plantation teak (*Tectona grandis* L.f.). **Annals of Forest Science**, v. 66, p. 605–613, 2009.

MACHADO, S. A. Aplicabilidade de equações de regressão em inventários florestais. In: Congresso Florestal Brasileiro, 2., 1973, Curitiba. **Anais...** Curitiba. FIEP, p. 175–177, 1973.

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

MAJUMDAR, M.; NAYEEM, N.; KAMATH, J. V.; ASAD, M. Evaluation of *Tectona grandis* leaves for wound healing activity. **Pakistan Journal of Pharmaceutical Sciences**, v. 20, n. 2, p. 120–124, 2007.

MALDONADO, G.; LOUPPE, D. Les plantations villageoises de teck en Côte d'Ivoire. **Bois et Forêts des Tropiques**, n. 262, p. 9–30, 1999.

MANDALLAZ, D. Estimation of the spatial covariance in Universal Kriging: application to forest inventory. **Environmental and Ecological Statistics**, v. 7, p. 263–284, 2000.

MARQUARDT, D. An algorithm for least-squares estimation of nonlinear parameters. **Journal of the Society for Industrial and Applied Mathematics**, v. 11, n. 2, p. 431–441, 1963.

MARQUES, M. M. G. **Geoestatística aplicada na análise biométrica dos montados de sobreiro e azinheira**. 2006. 163 f. Dissertação (Mestrado em Georrecursos) – Universidade Técnica de Lisboa, Lisboa.

MATA, M. M. **Factores de sitio que influyen en el crecimiento de *Tectona grandis* L. f. y *Bombacopsis quinata* (Jacq.) Dugand, en Costa Rica**. 1999. 77 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidad Austral de Chile, Valdivia.

MATÉRN, B. **Spatial variation**. Estocolmo: Meddelanden fran Statens Skogsforsknings Institut, 1960. 144 p.

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

MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its applications**. Fontainebleau: École Nationale Supérieure des Mines de Paris, 1971. 211 p.

MATRICARDI, W. A. T. **Efeitos dos fatores de solo sobre o desenvolvimento da teca (*Tectona grandis* L. F.) cultivada na grande Cáceres - Mato Grosso**. 1989. 135 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade de São Paulo, Piracicaba.

MELLO, J. M. de; BATISTA, J. L. F.; OLIVEIRA, M. S. de.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, v. 11, n. 2, p. 113–126, 2005a.

MELLO, J. M. de; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; OLIVEIRA, M. S. de. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n. 69, p. 25–37, 2005b.

MELLO, J. M. de; DINIZ, F. S.; OLIVEIRA, A. D. de; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; THIERSCH, C. R. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Floresta**, v. 39, n. 1, p. 157–166, 2009.

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

MENG, Q.; CIESZEWSKI, J. C.; STRUB, M. R.; BORDERS, B. E. Spatial regression modeling of tree height-diameter relationships. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 39, n. 12, p. 2283–2293, 2009.

MERCER, W. B.; HALL, A. D. The experimental error of field trials. **The Journal of Agricultural Science**, v. 4, n. 2, p. 107–132, 1911.

MINASNY, B.; McBRATNEY, A. B. The Matérn function as a general model for soil variograms. **Geoderma**, v. 128, p. 192–207, 2005.

MIRANDA, I.; SOUSA, V.; PEREIRA, H. Wood properties of teak (*Tectona grandis*) from a mature unmanaged stand in East Timor. **Journal of Wood Science**, v. 57, p. 171–178, 2011.

MITTELMAN, A. Teak planting by smallholders in Nakhon Sawan, Thailand. **Unasylva**, v. 51, n. 201, p. 62–65, 2000.

MOLLINEDO GARCIA, M. S. **Relación suelo-planta, factores de sitio y respuesta a la fertilización, en plantaciones jóvenes de teca (*Tectona grandis* L. f.), en la zona Oeste, Cuenca del canal de Panamá.** 2003. 101 f. Dissertação (Mestrado em Agroforestería Tropical) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba.

MONTERO, M. M.; UGALDE, L.; KANNINEN, M. Relación del índice de sitio con los factores que influyen en el crecimiento de *Tectona grandis* L. F. y *Bombacopsis quinata* (Jacq.) Dugand, en Costa Rica. **Revista Forestal Centroamericana**, n. 35, p. 13–18, 2001.

MONTGOMERY, E. G. **Experiments in wheat breeding: experimental error in the nursery and variation in nitrogen and yield.** Washington: U.S. Department of Agriculture, 1913. 61 p.

MORA, F.; HERNÁNDEZ, W. Estimación del volumen comercial por producto para rodales de teca en el pacífico de Costa Rica. **Agronomía Costarricense**, v. 31, n. 1, p. 101–112, 2007.

MORAES, L. F. D. de; CAMPELLO, E. F. de C.; PEREIRA, M. G.; LOSS, A. Características do solo na restauração de áreas degradadas na Reserva Biológica de Poço das Antas, RJ. **Ciência Florestal**, v. 18, n. 2, p. 193–206, 2008.

MORET, A. Y.; JEREZ, M.; MORA, A. Determinación de ecuaciones de volumen para plantaciones de teca (*Tectona grandis* L.) en la unidad experimental de la Reserva Forestal Caparo, Estado Barinas – Venezuela. **Revista Florestal Venezolana**, v. 42, n. 1, p. 41–50, 1998.

MOTOMIYA, A. V. de A.; CORÁ, J. E.; PEREIRA, G. T. Uso da krigagem indicatriz na avaliação de indicadores de fertilidade do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 30, p. 485–496, 2006.

NAIR, C. T. S.; SOUVANNAVONG, O. Emerging research issues in the management of teak. **Unasyva**, v. 51, n. 201, p. 45–54, 2000.

NANOS, N.; CALAMA, R.; MONTERO, G.; GIL, L. Geostatistical prediction of height/diameter models. **Forest Ecology and Management**, v. 195, p. 221–235, 2004a.

NANOS, N.; GONZÁLEZ-MARTÍNEZ, S. C.; BRAVO, F. Studying within-stand structure and dynamics with geostatistical and molecular marker tools. **Forest Ecology and Management**, v. 189, p. 223–240, 2004b.

NANOS, N.; MONTERO, G. Spatial prediction of diameter distribution models. **Forest Ecology and Management**, v. 161, p. 147–158, 2002.

NANOS, N.; PARDO, F.; NAGER, J. A.; PARDOS, A. J.; GIL, L. Using multivariate factorial kriging for multiscale ordination: a case study. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 35, p. 2860–2874, 2005.

NANOS, N.; TADESSE, W.; MONTERO, G.; GIL, L.; ALIA, R. Spatial stochastic modeling of resin yield from pine stands. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 31, p. 1140–1147, 2001.

NEWBY, J. C.; CRAMB, R. A.; SAKANPHET, S.; MCNAMARA, S. Smallholder teak and agrarian change in Northern Laos. **Small-scale Forestry**, v. 11, p. 27–46, 2012.

NIAMKÉ, F. B.; AMUSANT, N.; CHARPENTIER, J.; CHAIX, G.; BAISSAC, Y.; BOUTAHAR, N.; ADIMA, A. A.; KATI-COULIBALY, S.; JAY-ALLEMAND, C. Relationships between biochemical attributes (non-structural carbohydrates and phenolics) and natural durability against fungi in dry teak wood (*Tectona grandis* L. f.). **Annals of Forest Science**, v. 68, p. 201–211, 2011.

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

NOGUEIRA, G. S. **Modelagem do crescimento e da produção de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e de *Tectona grandis* submetidos a desbaste**. 2003. 145 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

ODA-SOUZA, M. **Modelagem geoestatística em quatro formações florestais do Estado de São Paulo**. 2009. 99 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) – Universidade de São Paulo - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

OLIVEIRA, J. R. V. de. **Sistema para cálculo de balanço nutricional e recomendação de calagem e adubação de povoamentos de teca – Nutriteca**. 2003. 89 f. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

OLIVEIRA, S. B. de; ROCHA, M. M. de. Krigagem indicadora aplicada aos litotipos do depósito de Ni-Cu de Americano do Brasil, GO. **Revista do Instituto de Geociências**, v. 11, n. 2, p. 123–134, 2011.

OMBINA, C. A. **Soil characterization for teak (*Tectona grandis*) plantations in Nzara District of South Sudan**. 2008. 135 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Université des Sciences et Techniques de Masuku, Franceville.

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

PALMER, D. J.; HÖCK, B. K.; KIMBERLEY, M. O.; WATT, M. S.; LOWE, D. J.; PAYN, T. W. Comparison of spatial prediction techniques for developing *Pinus radiata* productivity surfaces across New Zealand. **Forest Ecology and Management**, v. 258, p. 2046–2055, 2009.

PALMER, D. J.; WATT, M. S.; KIMBERLEY, M. O.; HÖCK, B. K.; PAYN, T. W. LOWE, D. J.; Mapping and explaining the productivity of *Pinus radiata* in New Zealand. **Professional Paper**, v. 55, n. 1, p. 15–21, 2010.

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

PAZ-FERREIRO, J.; VÁZQUEZ, E. V.; VIEIRA, S. R. Geostatistical analysis of a geochemical dataset. **Bragantia**, v. 69, p. 121–129, 2010.

PELISSARI, A. L. **Silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de *Tectona grandis* L.f. na região Sul do estado de Mato Grosso**. 2012. 78 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá.

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

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; DRESCHER, R.; SANTOS, V. S dos. Modelagem geoestatística da dinâmica espacial da altura dominante de *Tectona grandis* L.f. (teca). **Enciclopédia Biosfera**, v. 8, n. 15, p. 1249–1260, 2012a.

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; EBLING, A. A.; BEHLING, A.; FIGUEIREDO FILHO, A. Modelagem geoestatística da dinâmica e distribuição espacial da área basal em povoamento de teca. **Enciclopédia Biosfera**, v. 9, n. 16, p. 1454–1464, 2013b.

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; SANTOS, V. S dos.; SANTOS, J. O. P. dos. Correlação espacial dos atributos químicos do solo com o desenvolvimento da teca em Mato Grosso. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 32, n. 71, p. 247–256, 2012b.

PENDLETON, R. L. Are soils mapped under a given type name by the bureau of soils method closely similar to one another? **Agricultural Sciences**, v. 3, n. 12, p. 369–498, 1919.

PEREIRA, J. C.; MOURÃO, D. A. C.; SCALET, V.; SOUZA, C. A. M. de. Comparação entre modelos de relação hipsométrica com e sem componente espacial para *Pinus* sp. na FLONA Ipanema – SP. **Scientia Forestalis**, v. 39, n. 89, p. 043–052, 2011.

PÉREZ, D. **Stand growth scenarios for *Tectona grandis* plantations in Costa Rica**. 2005. 77 f. Dissertação (Mestrado em Agricultura e Silvicultura) – Universidade de Helsinque, Helsinque, Finlândia.

PÉREZ, D.; KANNINEN, M. Effect of thinning on stem form and wood characteristics of teak (*Tectona grandis*) in a humid tropical site in Costa Rica. **Silva Fennica**, v. 39, n. 2, p. 217–225, 2005a.

PÉREZ, D.; KANNINEN, M. Provisional equations for estimating total and merchantable volume of *Tectona grandis* trees in Costa Rica. **Forests, Trees and Livelihoods**, v. 13, p. 345–359, 2003a.

PÉREZ, D.; KANNINEN, M. Stand growth scenarios for *Tectona grandis* plantations in Costa Rica. **Forest Ecology and Management**, v. 210, p. 25–441, 2005b.

PÉREZ, L. D.; KANNINEN, M. **Hacia el manejo intensivo de la Teca (*Tectona grandis*) en Centroamérica**. Heredia: INISEFOR, 2003b. 10 p.

PITA, J. D. **Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e dendrométricos em plantio de teca (*Tectona grandis* L. f. Lamiaceae) no município de Abaetetuba-PA**. 2012. 92 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia, Belém.

RAMACHANDRAN, S.; RAJASEKARAN, A.; KUMAR, K. M. Antidiabetic, antihyperlipidemic and antioxidant potential of methanol extract of *Tectona grandis* flowers in streptozotocin induced diabetic rats. **Asian Pacific Journal of Tropical Medicine**, p. 624–631, 2011.

RAMACHANDRAN, S.; RAJINI, K. B.; RAJASEKARAN, A.; KUMAR, K. M. Evaluation of anti-inflammatory and analgesic potential of methanol extract of *Tectona grandis* flowers. **Asian Pacific Journal of Tropical Biomedicine**, p. 155–158, 2011.

REICHERT, J. M.; DARIVA, T. A.; REINERT, D. J.; SILVA, V. R. da. Variabilidade espacial de Planossolo e produtividade de soja em várzea sistematizada: análise geoestatística e análise de regressão. **Ciência Rural**, v. 38, n. 4, p. 981–988, 2008.

RICHARDS, F. J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of Experimental Botany**, v. 10, p. 290–300, 1959.

ROBINSON, G. W.; LLOYD, W. E. On the probable error of sampling in soil surveys. **The Journal of Agricultural Science**, v. 7, n. 2, p. 144–153, 1915.

ROCHA, M. M.; YAMAMOTO, J. K.; WATANABE, J.; FONSECA, P. P. Studying the influence of a secondary variable in collocated cokriging estimates. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 84, n. 2, p. 335–346, 2012.

ROQUE, M. W. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo cultivado com feijão irrigado submetido a diferentes sistemas de preparo**. 2007. 225 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

ROSA FILHO, G.; CARVALHO, M. de P. e; MONTANARI, R.; SILVA, J. M. da; SIQUEIRA, G. M.; ZAMBIANCO, E. C. Variabilidade espacial de propriedades dendrométricas do eucalipto e de atributos físicos de um Latossolo Vermelho. **Bragantia**, v. 70, n. 2, p. 439–446, 2011.

ROSSI, A. S.; DRESCHER, R.; PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R. Relação hipsométrica e crescimento de *Tectona grandis* L.f. no município de Monte Dourado, Pará. **Scientia Forestalis**, v. 39, n. 91, p. 301–307, 2011.

RUFINO, T. M. C.; THIERSCH, C. R.; FERREIRA, S. O.; KANEGAE JUNIOR, H.; FAIS, D. Uso da Geoestatística no estudo da relação entre variáveis dentrométricas de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e atributos do solo. **Ambiência**, v. 2, n. 1, p. 83–93, 2006.

RUGMINI, P.; JAYARAMAN, K. Intrinsic units of growth for teak trees. **Trees**, v. 23, p. 51–58. 2009.

SAJJADUZZAMAN, M.; MOLLICK, A.; MITLOHNER, R.; MUHAMMED, N.; KAMAL, M. Site index for teak (*Tectona grandis* Linn. F.) in forest plantations of Bangladesh. **International Journal of Agriculture and Biology**, v. 7, n. 4, p. 547–549, 2005.

SALAZAR, R.; ALBERTIN, W. Requerimentos edaficos y climáticos para *Tectona grandis*. **Turrialba**, v. 1, n. 24, p. 66–71, 1974.

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

SANTOS, P. C. dos; SANTANA, A. C. de; BARROS, P. L. C. de; QUEIROZ, J. C. B.; VIEIRA, T. de O. O emprego da geoestatística na determinação do tamanho “ótimo” de amostras aleatórias com vistas à obtenção de estimativas dos volumes dos fustes de espécies forestais em Paragominas, estado do Pará. **Acta Amazonica**, v. 41, n. 2, p. 213–222, 2011.

SARMA, D. D. **Geostatistics with applications in earth sciences**. 2 ed. Hyderabad: Springer, 2009. 205 p.

SAS INSTITUTE. **SAS/STAT® 9.2 User’s Guide**. Cary: SAS Institute Inc. 2008. 64 p.

SCHMINCKE, K. H. Teak plantations in Costa Rica: precious woods’ experience. **Unasyva**, v. 51, n. 201, p. 29–35, 2000.

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

SCHUMACHER, F. X. A new growth curve and its application to timber-yield studies. **Journal of Forestry**, v. 37, p. 819–820, 1939.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal**: modelos de crescimento e produção florestal. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p.

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

SHIMIZU, J. Y.; KLEIN, H.; OLIVEIRA, J. R. V. **Diagnóstico das plantações florestais em Mato Grosso**. Cuiabá: Central de Texto, 2007. 63 p.

SHUKLA, P. K.; RAO, R. V.; SHASHIKALA, S.; KUMAR, P.; SHARMA, S. K. Wood quality variation in *Tectona grandis* (teak) clones from CSO raised at Maredumilli (Rajahmundry), Andhra Pradesh. **Journal of the Indian Academy of Wood Science**, v. 8, n. 2, p. 116–119, 2011.

SILVA, A. M. da; MORAES, M. L. T. de; BUZETTI, S. Propriedades químicas de solo sob reflorestamento ciliar após 20 anos de plantio em área de cerrado. **Revista Árvore**, v. 35, n. 1, p. 97–106, 2011.

SILVA, F. M. da; SOUZA, Z. M. de; FIGUEIREDO, C. A. P. de; MARQUES JÚNIOR, J.; MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, v. 37, n. 2, p. 401–407, 2007.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p. 1013–1020, 2003.

SINHA, S. K.; DEEPAK, M. S.; RAO, R. V.; BORGAONKAR, H. P. Dendroclimatic analysis of teak (*Tectona grandis* L. f.) annual rings from two locations of peninsular India. **Current Science**, v. 100, n. 1, p. 84–88, 2011.

SMIRNOV, N. Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 19, p. 279–281, 1948.

SPRUGEL, D. G. Correcting for bias in log-transformed allometric equations. **Ecology**, v. 64, n. 1, p. 209–210, 1983.

SPURR, S. H. **Forest inventory**. New York: The Ronald Press Company, 1952. 476 p.

STOFFELS, A.; van SOEST, J. The main problems in sample plots. **Nederlandsch Boschbouw Tijdschrift**, v. 25, p. 190–199, 1953.

SUZUKI, R.; TAKEDA, S.; THEIN, H. M. Chronosequence changes in soil properties of teak (*Tectona grandis*) plantations in the Bago Mountains, Myanmar. **Journal of Tropical Forest Science**, v. 19, n. 4, p. 207–217, 2007.

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

TECA DO BRASIL. **Galerias / A Floresta**. 2013. Disponível em: <<http://www.tecadobrasil.com.br/pt/galerias/galeria.asp?id=1>>. Acesso em: 24 jan. 2014.

TONINI, H.; COSTA, M. C. G. C.; SCHWENGBER, L. A. M. Crescimento da teca (*Tectona grandis*) em reflorestamento na Amazônia Setentrional. **Pesquisa Florestal Brasileira**, n. 59, p. 05–14, 2009.

TORRES, D. A.; VALLE, J. I.; RESTREPO, G. Site index for teak in Colombia. **Journal of Forestry Research**, v. 23, n. 3, p. 405–411, 2012.

TROPICOS. **Missouri botanical garden**. 2013. Disponível em: <<http://www.tropicos.org>>. Acesso em: 08 nov. 2013.

TROREY, L. G. A mathematical method for the construction of diameter height curves based on site. **The Forestry Chronicle**, v. 8, p. 121–132, 1932.

TSUKAMOTO FILHO, A. de A.; SILVA, M. L. da; COUTO, L.; MÜLLER, M. D. Análise econômica de um plantio de teca submetido a desbastes. **Revista Árvore**, v. 27, n. 4, p. 487–494, 2003.

UPADHYAY, A.; EID, T.; SANKHAYAN, P. L. Construction of site index equations for even aged stands of *Tectona grandis* (teak) from permanent plot data in India. **Forest Ecology and Management**, v. 212, p. 14–22, 2005.

VAIDES LÓPEZ, E. E. **Características de sitio que determinan el crecimiento y productividad de teca (*Tectona grandis* L.f.), en plantaciones forestales de diferentes regiones en Guatemala**. 2004. 81 f. Dissertação (Mestrado em Ciencias sobre Manejo y Conservación de Bosques Tropicales y Biodiversidad) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba.

VAIDES, E.; UGALDE, L.; GALLOWAY, G. Crecimiento y productividad de teca en plantaciones forestales jóvenes en Guatemala. **Recursos Naturales y Ambiente**, n. 46, p. 137–145, 2005.

VALLEJOS BARRA, O. S. **Productividad y relaciones del índice de sitio con variables fisiográficas, edafoclimáticas y foliares para *Tectona grandis* L.F., *Bombacopsis quinatum* (Jacq.) Dugand y *Gmelina arborea* Roxb. en Costa Rica**. 1996. 168 f. Dissertação (Mestrado em Ciencias Agrícolas y Recursos Naturales) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba.

VÁSQUEZ, W. C.; UGALDE, L. A. A. **Rendimiento y calidad de sitio para *Gmelina arborea*, *Tectona grandis*, *Bombacopsis quinatum* y *Pinus caribaea* en Guanacaste, Costa Rica**. Turrialba: CATIE, 1995. 40 p. (Serie técnica: Informe técnico, n. 256).

VENDRUSCULO, L. G. **Desenvolvimento de um sistema computacional para análise geo-estatística**. 2001. 87 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

VETTORAZZI, C. A.; FERRAZ, S. F. B. Silvicultura de precisão: uma nova perspectiva para o gerenciamento de atividades florestais. In: BORÉM, A.; GIÚDICE, M. P.; QUEIROZ, D. M. **Agricultura de precisão**. Viçosa: Editora UFV, 2000. p. 65–75.

VIEIRA, A. H.; ROCHA, R. B.; BENTES-GAMA, M. de M.; LOCATELLI, M. **Desempenho de teca (*Tectona grandis*) em plantio adensado no Estado de Rondônia**. Porto Velho: Embrapa Rondônia, 2008. 14 p. (Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento n. 56).

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

VIEIRA, S. R.; MILLETE, J.; TOPP, G. C.; REYNOLDS, W. D. Handbook of geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Org.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v. 2, p. 01–45, 2002.

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; TILLOTSON, P. M. The Scaling of semivariograms and the kriging estimation of field-measured properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 21, p. 525–533, 1997.

VRIEND, J. de. **Teak: an exploration of market prospects and the outlook for Costa Rican plantations based on indicative growth tables**. Turrialba: CATIE, 1998. 77 p.

WALLENIUS, T.; KUULUVAINEN, T.; HEIKKILÄ, R.; LINDHOLM, T. Spatial tree age structure and fire history in two old-growth forests in eastern Fennoscandia. **Silva Fennica**, v. 36, n. 1, p. 185–199, 2002.

WALLERMAN, J.; JOYCE, S.; VENCATASAWMY, C. P.; OLSSON, H. Prediction of forest stem volume using kriging adapted to detected edges. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 32, p. 509–518, 2002.

WATANABE, J. **Métodos geoestatísticos de co-estimativas: estudo do efeito da correlação entre variáveis na precisão dos resultados**. 2008. 89 f. Dissertação (Mestrado em Recursos Minerais e Hidrogeologia) – Universidade de São Paulo, Instituto de Geociências, São Paulo.

WAYNICK, D. D. Variability in soils and its significance to past and future soil investigations. I. Statistical study of nitrification in soils. **Agricultural Sciences**, v. 3, n. 9, p. 243–270, 1918.

WEBSTER, R.; BUTLER, B. E. Soil classification and survey studies at Ginninderra. **Australian Journal of Soil Research**, v. 14, n. 1, p. 1–24, 1976.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Geostatistics for environmental scientists**. 2. ed. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2007. 333 p.

WILLMOTT, C. J.; ACKLESON, S. G.; DAVIS, R. E.; FEDDEMA, J. J.; KLINK, K. M.; LEGATES, D. R.; O'DONNELL, J.; ROWE, C. M. Statistics for the evaluation and comparison of models. **Journal of Geophysical Research**, v. 90, n. 5, p. 8995–9005, 1985.

WOJCIECHOWSKI, J. C.; SCHUMACHER, M. V.; PIRES, Carlos A. da F.; MADRUGA, Pedro R. de A.; KILCA, R. de V.; BRUN, E. J.; SILVA, C. R. S. da; VACCARO, S.; RONDON NETO, R. M. Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, v. 19, n. 4, p. 383–391, 2009.

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

YOUNDEN, W. J.; MEHLICH, A. Selection of efficient methods for soil sampling. **Contributions from Boyce Thompson Institute**, v. 9, p. 59–70, 1937.

YU, H. L.; KOLOVOS, A.; CHRISTAKOS, G.; CHEN, J. C.; WARMERDAM, S.; DEV, B. Interactive spatiotemporal modeling of health systems: the SEKS–GUI framework. **Stochastic Environmental Research and Risk Assessment**, v. 21, n. 5, p. 555–572, 2007.

ZECH, W.; DRECHSEL, P. Relationships between growth, mineral nutrition and site factors of teak (*Tectona grandis*) plantations in the rainforest zone of Liberia. **Forest Ecology and Management**, v. 41, n. 3/4, p. 221–235, 1991.

ZHANG, L.; BIB, H.; CHENG, P.; DAVIS, C. J. Modeling spatial variation in tree diameter–height relationships. **Forest Ecology and Management**, v. 189, p. 317–329, 2004.