

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

VINICIUS MORAIS COUTINHO

DEFINIÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DE UNIDADES DE MANEJO PARA
POVOAMENTOS DE TECA (*Tectona grandis* L. f.)

CURITIBA

2023

VINICIUS MORAIS COUTINHO

DEFINIÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DE UNIDADES DE MANEJO PARA
POVOAMENTOS DE TECA (*Tectona grandis* L. f.)

Tese apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Engenharia Florestal, no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Área de concentração de Manejo Florestal, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná.

Orientador:
Prof. Ph.D. Sebastião do Amaral Machado

Co-orientadores:
Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari
Prof. Dr. Sidney Fernando Caldeira

CURITIBA

2023

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

Coutinho, Vinícius Morais

Definição espaço-temporal de unidades de manejo para povoamentos
de teca (*Tectona grandis* L. f.) / Vinícius Morais Coutinho. - Curitiba, 2023.

1 recurso on-line : PDF.

Orientador: Prof. Ph.D. Sebastião do Amaral Machado

Coorientadores: Prof. Dr. Alan Libânio Pelissari

Prof. Dr. Sidney Fernando Caldeira

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências
Agrárias. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa:
Curitiba, 03/04/2023.

1. Teca (Árvore) - Cultivo. 2. Teca (Árvore) - Cultivo - Mato Grosso.
3. Florestas - Manejo. 4. Levantamentos florestais - Métodos estatísticos.
5. Krigagem. 6. Sistemas silviculturais. 7. Povoamento florestal. 8. Solos
florestais - Qualidade. 9. Agricultura de precisão. I. Machado, Sebastião
do Amaral. II. Pelissari, Alan Libânio. III. Caldeira, Sidney Fernando. IV.
Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD - 634.9

CDU - 634.0.22

634.0.524

Bibliotecária: Marlene do Rocio Veiga – CRB9/424



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO ENGENHARIA
FLORESTAL - 40001016015P0

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **VINÍCIUS MORAIS COUTINHO** intitulada: **DEFINIÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DE UNIDADES DE MANEJO PARA POVOAMENTOS DE TECA (*Tectona grandis* L. f.)**, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 03 de Abril de 2023.

Assinatura Eletrônica
04/04/2023 09:23:50.0
ALLAN LIBANIO PELISSARI
Presidente da Banca Examinadora

Assinatura Eletrônica
05/04/2023 07:58:41.0
JONATHAN WILLIAM TRAUTENMÜLLER
Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA)

Assinatura Eletrônica
04/04/2023 09:57:55.0
MYRCIA MINATTI
Avaliador Externo (SUZANO)

Assinatura Eletrônica
06/04/2023 08:11:45.0
AURÉLIO LOURENÇO RODRIGUES
Avaliador Externo (COMPANHIA DE SANEAMENTO DO PARANÁ)

Assinatura Eletrônica
05/04/2023 08:43:26.0
ALEXANDRE BEHLING
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

Ao meu marido, Kelvin Rodrigues,
Aos meus pais, Fátima e Francisco,
Às minhas irmãs, Karina e Fernanda,
Aos meus avós, Dejair, Iracema (*in memorian*) e Raul (*in memorian*).
Dedico.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida e pelas imensuráveis bênçãos.

À minha família pelo incentivo, amor e por me mostrarem a cada dia o quanto sou abençoado por tê-los em minha vida.

Ao amor da minha vida, meu amado marido Kelvin Rodrigues, por todo o amor, carinho, companheirismo, incentivo, paciência e por todo o apoio nos momentos difíceis.

Ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, pela possibilidade de cursar o doutorado.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado, pelo incentivo à carreira acadêmica e pelos ensinamentos a mim transmitidos.

Aos meus co-orientadores, Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari e Prof. Dr. Sidney Fernando Caldeira, por todas as contribuições para a execução e elaboração deste trabalho.

Aos pesquisadores Prof. Dr. Alessandro Camargo Ângelo, Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari, Prof^a. Dr^a. Ana Paula Dalla Corte, Prof. Dr. Carlos Roberto Sanquetta, Prof^a. Dr^a. Daniela Biondi Batista, Prof. Dr. Nelson Yoshihiro Nakajima, Prof. Dr. Paulo Justiniano Ribeiro, Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado e ao Prof. Dr. Renato Marques por todo o conhecimento adquirido em suas disciplinas.

Aos professores Dr. Alessandro Camargo Ângelo, Dr. Carlos Eduardo Camargo de Albuquerque e Dr. José Henrique Pedrosa Macedo pela grande amizade construída ao longo desses anos.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de estudos.

À empresa TECA DO BRASIL FLORESTAL LTDA, que nos forneceu todo o banco de dados para a elaboração de nosso trabalho.

Aos colegas de pós-graduação, pelo companheirismo durante estes quatro anos de convívio.

Aos meus amigos, por tornarem mais leves os momentos difíceis.

E, a todos que me incentivaram para a realização deste curso de Pós-Graduação.

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi mapear a distribuição espaço-temporal das variáveis dendrométricas e definir Unidades de Manejo em plantios comerciais de teca, por meio da geoestatística espaço-temporal e da krigagem com deriva externa, considerando os atributos químicos do solo. Para isso, o presente estudo foi conduzido em plantio comercial de teca situado no município de Nossa Senhora do Livramento, estado de Mato Grosso - Brasil, constituído por povoamento seminal implantado no ano de 1999, perfazendo o total de 223,16 hectares de efetivo plantio. Os dados foram coletados em 46 unidades amostrais, nas quais foram também coletadas as amostras de solo para caracterização química no 2º, 9º e 17º ano. A partir da análise do variograma espaço-temporal foi possível obter as estimativas do modelo produto-soma generalizado para as variáveis dendrométricas diâmetro à altura do peito (d), diâmetro dominante (Ddom), diâmetro quadrático médio (dg), altura média (h), altura dominante (Hdom), área basal (G) e volume (V), permitindo a visualização espacial de todas as variáveis dendrométricas ao longo dos anos de 2001 até 2024 (ano estabelecido como a rotação final da cultura). Apesar da possibilidade de definir as Unidades de Manejo utilizando qualquer variável dendrométrica, o presente trabalho buscou estabelecer as Unidades de Manejo em função do produto florestal desejado, ou seja, do volume (V) de toras com alta qualidade. Os resultados alcançados pela krigagem espaço-temporal permitiu visualizar o comportamento do volume (V) para o final do ciclo, aos 25 anos, possibilitando definir a espacialização de três Unidades de Manejo diferenciadas para teca, de acordo com as classes de volume (V). São elas: Classe I) 414,71 | 509,25; Classe II) 320,17 | 414,71 e Classe III) 225,63 | 320,17. Considerando os atributos químicos do solo, as Unidades de Manejo para teca podem ser aplicadas no estudo da relação entre o volume (V) e os atributos químicos do solo (potássio trocável – K^+ , cálcio trocável – Ca^{2+} e Alumínio trocável Al^{3+}) para os anos de 2008 e 2016. O estudo mostrou que há uma tendência em locais onde o teor de cálcio e alumínio trocáveis são maiores apresentarem maiores valores para o volume, esses locais são considerados locais mais uniformes, onde a floresta é mais homogênea, ou seja, árvores com volumes mais homogêneos.

Palavras-chave: teca, espaço-temporal, Unidades de Manejo.

ABSTRACT

The purpose of this paper was to map the space-time distribution of dendrometric variables and define management units in commercial teak plantations, through space-time geostatistic and kriging with external drift, considering the chemical attributes of the soil. This study was conducted in commercial teak plantation located in the city Nossa Senhora do Livramento, state of Mato Grosso – Brazil, consisting of seminal settlement implanted in 1999, making a total of 223.16 hectares of effective planting. The data were gathered in 46 sampling units, in which soil samples were also gathered for chemical characterization in 2^o, 9^o and 17^o year. It was possible to obtain the estimates of the generalized product-sum model for the dendrometric variables diameter at breast height, dominant diameter, mid squared diameter, average high, dominant high, basal area and volume from space-time variogram analysis, allowing the spatial visualization of all dendrometric variables through the years, from 2001 up to 2024 (year established as the final crop rotation). Despite the possibility of defining the Management Units using any dendrometric variable, the present work sought to establish the Management Units as a function of the desired forest product, that is, the volume of logs with high quality. It was possible to visualize the behavior of the volume to the end of the cycle, at age 25, with the results obtained by the space-time kriging, and define the spatialization of three differentiated teak Management Units, according with the volume sorts, in m³.ha⁻¹: Sort I) 414,71 | 509,25; Sort II) 320,17 | 414,71 and Sort III) 225,63 | 320,17. Considering the chemical attributes of the soil, the teak Management Units can be applied in the study of relationship between the volume and the chemical attributes of the soil (exchangeable potassium - K⁺, exchangeable calcium – Ca²⁺ e exchangeable aluminum – Al³⁺) to the years of 2008 and 2016. With the study it was observed the tendency in locations where the exchangeable calcium and aluminum content are higher present higher volume values, these locations are considered more uniform, where the forest is more homogeneous, that is, trees with more homogeneous volumes.

Keywords: Teak; space-time; Management Units.

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - DIMENSÃO DAS UNIDADES AMOSTRAIS.....	53
TABELA 2 - FATORES DE FORMA PARA ESTIMAR O VOLUME EM POVOAMENTOS COMERCIAIS DE TECA NO MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MATO GROSSO.....	55
TABELA 3 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA AS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS.....	63
TABELA 4 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA OS ATRIBUTOS DO SOLO.....	65
TABELA 5 - ESTIMATIVAS DO MODELO DE REGRESSÃO PARA AS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS.....	67
TABELA 6 - ESTATÍSTICA RMSE OBTIDA PELA COMPARAÇÃO DA NUVEM DE PONTOS DO VARIOGRAMA EMPÍRICO COM OS VALORES ESTIMADOS PELO MODELO TEÓRICO PRODUTO-SOMA GENERALIZADO.....	69
TABELA 7 - ESTIMATIVAS DO MODELO PRODUTO-SOMA GENERALIZADO	71
TABELA 8 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2001.....	83
TABELA 9 - ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE VARIOGRAMA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2001.....	84
TABELA 10 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2008.....	86
TABELA 11 - ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE VARIOGRAMA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2008.....	87
TABELA 12 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2016.....	88
TABELA 13 - ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE VARIOGRAMA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2016.....	89
TABELA 14 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO.....	94
TABELA 15 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO.....	95
TABELA 16 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO.....	96
TABELA 17 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE.....	99
TABELA 18 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE.....	100
TABELA 19 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE.....	101
TABELA 20 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO.....	103
TABELA 21 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO.....	104
TABELA 22 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO.....	104
TABELA 23 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ALTURA.....	107

TABELA 24 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ALTURA	108
TABELA 25 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A ALTURA.....	109
TABELA 26 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ALTURA DOMINANTE	111
TABELA 27 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ALTURA DOMINANTE	112
TABELA 28 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A ALTURA DOMINANTE	113
TABELA 29 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ALTURA DO LOREY	115
TABELA 30 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ALTURA DE LOREY.....	116
TABELA 31 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A VARIÁVEL "HL"	116
TABELA 32 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ÁREA BASAL	119
TABELA 33 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ÁREA BASAL	120
TABELA 34 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A ÁREA BASAL	120
TABELA 35 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O VOLUME.....	123
TABELA 36 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O VOLUME	124
TABELA 37 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O VOLUME	125

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DE UM VARIOGRAMA EXPERIMENTAL	37
FIGURA 2 - LOCALIZAÇÃO DO PLANTIO COMERCIAL DE <i>TECTONA GRANDIS</i> NA FAZENDA CAMPINA, MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MT	49
FIGURA 3 - DISTRIBUIÇÃO MÉDIA MENSAL DE PRECIPITAÇÃO, TEMPERATURA E UMIDADE RELATIVA NO MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MATO GROSSO.....	51
FIGURA 4 - FLUXOGRAMA DA TABULAÇÃO E DO PROCESSAMENTO DOS DADOS COLETADOS EM PARCELAS DE INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUAS EM PLANTIO COMERCIAL DE TECA, NO MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MATO GROSSO	57
FIGURA 5 - ESPACIALIZAÇÃO DO DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA	73
FIGURA 6 - ESPACIALIZAÇÃO DO DIÂMETRO DOMINANTE EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA.....	74
FIGURA 7 - ESPACIALIZAÇÃO DO DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA	75
FIGURA 8 - ESPACIALIZAÇÃO DA ALTURA MÉDIA EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA	76
FIGURA 9 - ESPACIALIZAÇÃO DA ALTURA DOMINANTE EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA.....	77
FIGURA 10 - ESPACIALIZAÇÃO DA ALTURA DE LOREY EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA.....	78
FIGURA 11 - ESPACIALIZAÇÃO DA ÁREA BASAL EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA	79
FIGURA 12 - ESPACIALIZAÇÃO DO VOLUME EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA	80
FIGURA 13 - VARIOGRAMAS E KRIGAGEM PARA OS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO ANALISADOS NO ANO DE 2001.....	85
FIGURA 14 - VARIOGRAMAS E KRIGAGEM PARA OS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO ANALISADOS NO ANO DE 2008.....	87
FIGURA 15 - VARIOGRAMAS E KRIGAGEM PARA OS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO ANALISADOS NO ANO DE 2016.....	90
FIGURA 16 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO	98
FIGURA 17 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE	102
FIGURA 18 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO	106
FIGURA 19 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ALTURA.....	110
FIGURA 20 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ALTURA DOMINANTE	114

FIGURA 21 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ALTURA DE LOREY.....	118
FIGURA 22 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ÁREA BASAL	122
FIGURA 23 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O VOLUME.....	126
FIGURA 24 - UNIDADES DE MANEJO PARA TECA PARA O ANO DE 2001	130
FIGURA 25 - UNIDADES DE MANEJO PARA TECA PARA O ANO DE 2008.....	131
FIGURA 26 - UNIDADES DE MANEJO PARA TECA PARA O ANO DE 2016.....	131

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	13
2	OBJETIVOS	16
2.1	OBJETIVO GERAL	16
2.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	16
3	REVISÃO DE LITERATURA.....	17
3.1	A CULTURA DA TECA.....	17
3.2	PRODUTIVIDADE FLORESTAL	18
3.2.1	Fatores que afetam a produtividade de plantações comerciais de teca	21
3.2.1.1	Fatores inerentes à espécie.....	21
3.2.1.2	Fatores ambientais.....	22
3.2.1.3	Manejo Silvicultural.....	24
3.3	AVALIAÇÃO DA CAPACIDADE PRODUTIVA DO SÍTIO FLORESTAL	28
3.4	UNIDADES DE MANEJO.....	31
3.5	GEOESTATÍSTICA	32
3.5.1	Variograma.....	35
3.5.2	Krigagem ordinária.....	39
3.5.3	Krigagem com deriva externa	40
3.6	MODELO ESPAÇO-TEMPORAL	41
3.7	GEOESTATÍSTICA ESPAÇO-TEMPO	43
3.7.1	Variograma espaço-temporal	44
3.7.2	Krigagem espaço-temporal por regressão.....	46
4	MATERIAL E MÉTODOS.....	48
4.1	DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO	48
4.1.1	Localização	48
4.1.2	Clima.....	50
4.1.3	Geomorfologia e Geologia.....	51
4.1.4	Solo.....	52
4.1.5	Vegetação original.....	52
4.1.6	Tratos culturais.....	53
4.2	ORIGEM DOS DADOS	53
4.2.1	Inventário Florestal	53

4.2.2	Análises químicas	54
4.2.3	Tabulação e processamento dos dados de inventário florestal	54
4.3	ANÁLISES GEOESTATÍSTICAS.....	58
4.3.1	Krigagem espaço-temporal das variáveis dendrométricas	58
4.3.2	Krigagem dos atributos químicos do solo	59
4.3.3	Krigagem das variáveis dendrométricas por deriva externa.....	60
4.3.4	Dependência espacial e temporal dos dados	61
4.3.5	Análise Computacional.....	61
4.4	UNIDADES DE MANEJO PARA TECA.....	61
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
5.1	INVENTÁRIO FLORESTAL	63
5.2	RESULTADOS DAS ANÁLISES DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO	65
5.3	KRIGAGEM ESPAÇO-TEMPORAL DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS	67
5.3.1	Unidades de Manejo para os anos 2012, 2018 e 2024	72
5.4	KRIGAGEM DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO.....	83
5.5	KRIGAGEM DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS POR DERIVA EXTERNA	94
5.5.1	Unidades de Manejo estabelecidas para os anos 2001, 2008 e 2016.....	126
6	CONCLUSÕES	135
7	CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES	136
8	REFERÊNCIAS.....	138
9	APÊNDICES	152

1 INTRODUÇÃO

A teca (*Tectona grandis* L. f.) é uma espécie florestal de grande importância econômica ao representar cerca de 12% do comércio anual global de madeira tropical, se tornando uma das espécies de árvores tropicais mais importantes do mundo (KOLLERT; WALOTEK, 2015). As propriedades da madeira de teca regem um intenso processo de domesticação e cultivo em regiões além de seu habitat natural, o que fez crescer o interesse na espécie como alternativa aos plantios florestais tradicionais, sobretudo no Brasil, onde a cultura da teca atingiu a área plantada de 93.957 ha no ano de 2019 (IBÁ, 2019).

Tradicionalmente, as terras de menor aptidão, como em solos com baixo nível de fertilidade, são destinadas ao estabelecimento dos povoamentos florestais. No entanto, em locais adequados, a combinação entre os nutrientes existentes no solo, os insumos atmosféricos, os processos biológicos e de intemperismo, quando alinhados com a utilização de boas práticas silviculturais, garantem o bom desenvolvimento e produtividade das plantações de teca nessas regiões (BOGNOLA, 2007).

O estabelecimento e a gestão dos plantios de teca não são uma tarefa isolada, pois muitas outras atividades devem ser cuidadosamente planejadas e executadas, considerando sua interdependência, tais como a seleção do local, o melhoramento genético (sementes, mudas e clones), sistemas de produção de mudas para garantir material de qualidade para o plantio, delimitação das áreas de plantio, realização de tratos culturais, planejamento de estradas para acesso aos talhões e operações de desbaste e colheita. Dessa forma, é necessário que sejam adotadas técnicas de manejo modernas para aumentar a produtividade das plantações e garantir o fornecimento de madeira de alta qualidade para satisfazer a crescente demanda do mercado.

Diversos trabalhos sobre manejo da teca têm sido desenvolvidos (PELISSARI, 2012; KOLLERT e CHERUBINI, 2012; UGALDE, 2013; CAMINO; MORALES, 2013; DEB *et al.*, 2017; NÖLTE, *et al.*, 2018). Com esses trabalhos foi alcançado um progresso substancial no estabelecimento e na gestão de plantações por meio da melhoria do material genético, a seleção do local, a preparação do solo, o plantio e o cultivo, o gerenciamento da densidade, as operações de colheita e a utilização da madeira.

Quanto aos fatores ambientais limitantes à produtividade florestal, a teoria da “Lei do Mínimo” predominou entre os silvicultores por muitos anos. Segundo essa teoria, o máximo crescimento de uma floresta é limitado pelo recurso do mais baixo fornecimento em relação aos requisitos da árvore. Contudo, de acordo com esses estudos, a produtividade florestal pode ser limitada não apenas por insuficiência de um único recurso importante, mas pela interação não linear simultânea de baixo (ou grande) de vários suprimentos e recursos (BINKLEY; FISHER, 2013). Todavia, há poucos trabalhos sobre a avaliação da qualidade do ambiente de maneira simultânea, fundamentais para a formulação de propostas de manejo florestal adequadas.

De acordo com Pritchett (1990), numa mesma região climática, o solo é a característica ambiental que mais influencia a produtividade florestal. Entretanto, na maioria dos casos, o estabelecimento de relações diretas entre os atributos do solo e o crescimento florestal não tem tido sucesso (SCHÖNAU; ALDWORTH, 1991). A dificuldade para se encontrar relações entre teores de nutrientes no solo e a produtividade florestal pode estar relacionada com as técnicas de análises da disponibilidade de nutrientes para as plantas calibradas para cultivos de ciclo curto, o que podem não ser totalmente aplicáveis para cultivos de ciclos longos, como as plantações florestais (MOCHIUTTI, 2007).

Vários pesquisadores tentaram estabelecer as necessidades de nutrientes e sua dinâmica com a idade para plantações de teca sob várias condições, como, por exemplo, Drechsel e Zech (1994) e Fernández-Moya *et al.* (2014). Essa é uma tarefa complexa devido às inter-relações dinâmicas entre os nutrientes do solo. Ademais, para uma melhor avaliação do potencial das predições da capacidade produtiva de um determinado sítio, é importante que se tenha conhecimento das variabilidades espacial e temporal dos fatores que afetam a produção e a produtividade dos povoamentos florestais. Com isso, é possível realizar intervenções precisas, para obter o máximo rendimento de acordo com as potencialidades do solo e dos demais fatores ambientais locais (BRANDELERO, 2007).

Diante da indiscutível importância socioeconômica exercida pela cultura da teca, do grande interesse acerca do conhecimento da variabilidade espaço-temporal da produtividade dos plantios florestais e da necessidade de informações que visem identificar e medir as relações espaciais dos fatores edáficos que limitam o desenvolvimento dos povoamentos de teca, este trabalho teve como objetivo fornecer subsídios para a tomada de decisão do silvicultor de teca, estimulando-o a adotar

técnicas de gestão e manejo florestal direcionadas a uma maior racionalização do uso dos recursos florestais. Para alcançar o objetivo, foi necessário mapear a distribuição espaço-temporal das variáveis dendrométricas e definir Unidades de Manejo em plantios comerciais de teca, por meio da geoestatística espaço-temporal e da krigagem com deriva externa, considerando os atributos químicos do solo. Com isso, almeja-se fornecer subsídios para o melhor conhecimento do potencial da espécie, possibilitando a adoção de técnicas de gestão e manejo mais modernas para aumentar a produtividade das plantações com o objetivo de garantir o fornecimento de madeira de alta qualidade para satisfazer a crescente demanda do mercado.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

Orientar a adoção de técnicas de gestão e manejo florestal mais modernas, visando a racionalização e otimização do uso dos recursos florestais em plantios comerciais de teca.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Definir Unidades de Manejo através da krigagem espaço-temporal por regressão;
- Definir Unidades de Manejo através da krigagem com deriva externa, considerando os atributos químicos do solo como variáveis externas.

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 A CULTURA DA TECA

A *Tectona grandis* L. f., conhecida popularmente como teca, é uma árvore de grande porte, pertencente à família Lamiaceae, natural das florestas tropicais de monção do sudeste da Ásia (Índia, Myanmar, Tailândia e Laos) (FIGUEIREDO; SÁ, 2015). A teca é considerada uma árvore de crescimento médio a rápido que pode atingir grandes dimensões. Em plantios florestais seminais, as árvores dominantes podem atingir, em média, 70 cm de diâmetro e 40 m de altura no prazo entre 50 e 80 anos. Aos 40 anos, as árvores raramente ultrapassam os 35 m de altura e 60 cm de diâmetro. Em seu habitat natural, a teca apresenta um tronco retilíneo, com dimensões e formas variadas, de acordo com o local e condições de crescimento, podendo atingir o diâmetro de 90 cm a 240 cm (FIGUEIREDO; SÁ, 2015).

A densidade básica da madeira seca da teca é considerada dura e pesada, variando entre $0,55 \text{ g.cm}^{-3}$ a $0,68 \text{ g.cm}^{-3}$, o que a torna muito utilizada na indústria da construção naval, devido a sua resistência às intempéries. Também é muito utilizada na fabricação de móveis, estruturas, pisos, peças torneadas, chapas, painéis, postes e dormentes. Ademais, suas propriedades físico-mecânicas caracterizam-se pela facilidade de secagem e estabilidade dimensional, possibilitando estabelecer a teca como um padrão para avaliar as madeiras de todas as outras espécies folhosas (CARDOSO, 1991; FINGER *et al.*, 2004).

A teca é a mais importante madeira nobre de origem tropical do mundo. Foi introduzida em Java no século XIV e em Sri Lanka em 1680, embora plantações em grande escala somente começaram a existir na Índia na primeira metade do século XIX, e foram introduzidos na África e na América um pouco antes do início do século XX (EVANS, 2009). Hoje a teca é plantada em mais de 60 países de clima tropical/subtropical. A cultura da teca é a terceira dentre as espécies de folhosas tropicais com maior área plantada do mundo, em relação as áreas de plantios com Eucalipto e Acácia (FIGUEIREDO; SÁ, 2015). Sua madeira é de alto valor agregado, com preços mais elevados que o do próprio mogno (*Swietenia macrophylla* King) (BEZERRA *et al.*, 2011).

No Brasil, o plantio de teca foi iniciado em 1971 pela Serraria Cáceres S.A., no sítio Castiçal do Jauru, Cáceres – Mato Grosso, com material genético da variedade *Tennasserim*, procedente de Myanmar. Os resultados iniciais de crescimento da espécie na região estimularam a ampliação das florestas de teca pelo país (MATRICARDI, 1989). Atualmente a cultura da teca no Brasil atinge a área plantada de 93.957 ha (IBÁ, 2019). Existem duas procedências de sementes de teca no Brasil, a primeira e mais importante é a procedência da variedade *Tennasserim*, de origem em Myanmar, com a maior área plantada no país, e a segunda é do Sri Lanka, inicialmente plantada no Panamá.

Para plantações de teca, IMA entre 15 e 20 m³. ha⁻¹. ano⁻¹ são considerados excelentes, enquanto IMA abaixo de 6 m³.ha⁻¹.ano⁻¹ está no limite inferior para plantações lucrativas (KOLLERT; CHERUBINI, 2012). Gava *et al.* (2021), estudando a produtividade em povoamentos clonais e seminais de teca, concluíram que o plantio clonal foi o tratamento com maior produtividade para teca aos seis anos de idade, com 173,89 m³. ha⁻¹, enquanto plantas seminais atingiram 97,47 m³.ha⁻¹. Esses resultados sugerem que os maiores números de produtividade são esperados em plantações clonais do que em povoamentos seminais. Portanto, os clones parecem ser a melhor opção de retorno dos investimentos no estabelecimento dos plantios, pois oferecem um produto final mais homogêneo, com aumento dos incrementos médios anuais e, conseqüentemente, redução no período de rotação (MIRANDA, 2013).

3.2 PRODUTIVIDADE FLORESTAL

Por muitos anos, a teoria conhecida como “Lei do mínimo” de Liebig predominou entre os silvicultores. De acordo com essa teoria, o máximo crescimento de uma floresta é limitado pelo recurso do mais baixo fornecimento em relação aos requisitos da árvore. Entretanto, em estudos recentes, há indicação de que a produtividade florestal pode ser limitada não apenas por insuficiência de um único recurso, mas pela interação não-linear simultânea de vários recursos (BINKLEY; FISCHER, 2013).

Na literatura existem inúmeras definições sobre produtividade florestal. De maneira mais ampla, a produtividade florestal pode ser definida como a resposta das árvores em função do clima, relevo, espécie, solo, idade e manejo (GESSEL, 1982),

ou então, como sendo a somatória dos fatores bióticos, dos abióticos e a interação entre eles, em que existem os fatores fixos, normalmente associados ao clima (fotoperíodo, insolação, temperaturas etc.) e aos fatores manejáveis pelo homem, como espécie, espaçamento, preparo do solo, tratos culturais etc (BALLONI, 1985).

De acordo com Binkley, Stape e Ryan (2004), a produtividade florestal depende principalmente das taxas fotossintéticas existentes na copa, as quais, por sua vez, são influenciadas por fatores internos e externos que podem limitar o rendimento assimilatório. Estas taxas estão intimamente relacionadas com o clima (radiação solar), absorção de CO₂, precipitação, temperatura e umidade do ar e com a disponibilidade de nutrientes no solo (LAMBERS; CHAPIN III; PONS, 2008). Em síntese, a produtividade florestal é resultado da interação do ambiente de produção em que o povoamento florestal está inserido, pela seleção e implantação de materiais genéticos superiores e pelo seu manejo silvicultural adequado (HAKAMADA *et al.*, 2015).

A determinação da produtividade florestal é um recurso básico quando o objetivo é aplicar um sistema integrado de manejo visando a racionalização e otimização do uso dos recursos florestais. Portanto, sempre que se pretende implantar um empreendimento florestal numa determinada região, é necessário ter um amplo conhecimento da espécie a ser introduzida, bem como do potencial produtivo do local (SELLE, 1993).

A evolução da produtividade florestal ocorrida nos últimos anos no Brasil reflete a implantação de práticas silviculturais adequadas e de materiais genéticos superiores adaptados às condições sítio-específicas de clima e solo (ABRAF, 2011; CAMPINHOS JR, 1999). De acordo com Stape, Binkley e Ryan (2008), a ecologia da produção florestal pode ser avaliada pelo crescimento, do suprimento e das taxas de utilização (eficiência) dos recursos naturais. Dessa forma, o manejo desses recursos envolve a adoção criteriosa de técnicas e práticas silviculturais que eliminem ou minimizem limitações ao crescimento e, conseqüentemente, elevem a produtividade florestal.

Primeiramente, para obter rendimentos quantitativos e qualitativos satisfatórios, é necessário utilizar espécies adequadas às diferentes regiões, de acordo com as condições potenciais do ambiente. Segundo Mochiutti (2007), a herança genética determina o potencial de crescimento, tamanho e longevidade, características do sistema radicular, forma do tronco, densidade da madeira,

tolerância à seca e inundação, resistência a doenças e pragas, entre outras. O ambiente (fatores climáticos, edáficos, topográficos, competição, etc.) determina a grandeza que o potencial de crescimento pode alcançar, ou seja, a produção de biomassa das árvores normalmente é menor que o potencial máximo de produção, devido às deficiências de água, nutrientes, luz e outros fatores (MOCHIUTTI, 2007).

Os programas de melhoramento genético são imprescindíveis para o aumento da produtividade, com a introdução de materiais superiores em termos de crescimento e qualidade da madeira, por serem mais adaptados às características edafoclimáticas da região na qual foram selecionados (CAMPINHOS JÚNIOR, 1999). No entanto, embora o melhoramento genético florestal tenha possibilitado ganhos de produtividade significativos nas últimas décadas, ganhos futuros dependerão muito mais de manipulações das variáveis ambientais, aliado a seleção de genótipos específicos para cada ambiente, com uso mais eficiente dos recursos ambientais (NAMBIAR; BROWN, 1997).

O manejo silvicultural interfere diretamente na produtividade florestal, pois maximiza a expressão da qualidade do material genético e do potencial intrínseco do sítio com o aumento da disponibilidade de recursos essenciais ao crescimento, principalmente água, luz e nutrientes (NILSSON; ALLEN, 2003; SCHÖNAU, 1984). No entanto, as práticas de manejo podem não atingir o objetivo de eliminar as restrições ao crescimento quando são recomendadas incorretamente ou quando não são realizadas de maneira uniforme (STAPE; DONATTI, 2011).

As práticas silviculturais, tais como densidade e época de plantio, desbaste, desrama, manejo de resíduos, subsolagem, fertilização, controle de ervas daninhas, pragas e doenças, dentre outras, têm sido cada vez mais aprimoradas de modo a evitar limitações ao crescimento e à produtividade florestal (JOKELA; MARTIN; VOGEL, 2010; ELESBÃO, 2008; ALBAUGH; ALLEN; FOX, 2006). Para Gonçalves *et al.* (2004), o manejo dos recursos (distribuição, captação e uso) com o uso de práticas silviculturais é o grande desafio da silvicultura, sendo possível identificar e atenuar os fatores limitantes do crescimento do povoamento ou das árvores individuais.

Apesar do significativo incremento em crescimento, considerando os materiais genéticos atuais, ainda há espaço para ganho de produtividade por meio de melhorias na qualidade silvicultural. Dessa forma, um sistema de monitoramento que permita identificar a qualidade das recomendações e da execução das operações silviculturais

em escala espacial e temporal mostra-se essencial para que o atual patamar de produtividade florestal seja mantido ou elevado.

3.2.1 Fatores que afetam a produtividade de plantações comerciais de teca

3.2.1.1 Fatores inerentes à espécie

Apesar da procedência do material genético influenciar diretamente no crescimento anual das árvores, na intensidade de ramos laterais, na resistência a pragas e doenças e na resistência a eventos climáticos, a característica mais importante é a influência do material genético sobre a floração das árvores, pois a emissão da floração do broto terminal indica o início da ramificação do fuste, alterando seu valor econômico (FIGUEIREDO; SÁ, 2015). Portanto, o conhecimento sobre a procedência e a influência do material genético é fundamental para o manejo de povoamentos de teca, uma vez que o manejo tem por finalidade a produção de “madeira limpa”, isto é, sem a presença de nós ou de outros defeitos, pois fornece matéria prima de alto valor agregado e é destinada às serrarias, laminação, faqueamento e movelarias de alto padrão.

Para o plantio da teca, o material vegetativo pode ser oriundo de sementes ou por meio da propagação vegetativa (clones). Entretanto, os maiores números de produtividade são esperados em plantações clonais do que em povoamentos seminiais. Segundo Goh e Monteuuis (2015), as mudas clonais de teca são uma excelente opção e de grande aceitação, pois o progresso na produção dessas mudas tem aumentado a qualidade geral das plantas, obtendo ganhos genéticos consideráveis na propagação clonal em tempo mais curto.

Ugalde (2013) revisou resultados do crescimento de clones em todo o mundo e relatou o IMA de $32 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$ em povoamentos clonais do México e do Brasil. No Mato Grosso, em povoamentos clonais de 10 anos foram registrados incrementos anuais de diâmetro de mais de $3 \text{ cm} \cdot \text{ano}^{-1}$. Ademais, o crescimento é excepcional em altura e em grandes volumes devido à maior homogeneidade do povoamento. Smit e Oestreich (2014) compararam o crescimento de povoamentos clonais e de mudas de até 9 anos e de uma plantação clonal de 17 anos em Tangará da Serra, Mato Grosso. Os autores concluíram que o diâmetro médio, volume individual e o índice de área

foliar de povoamentos clonais foram superiores aos povoamentos seminais em 64%, 146% e 10%, respectivamente. Ademais, as árvores do povoamento clonal foram mais resistentes à ferrugem da teca (*Olivea neotectonae*), com tendência de auto-poda e um sistema radicular superficial mais denso. Em plantações comerciais aos 12 anos da Floresteca, no Mato Grosso, os clones obtiveram crescimento de diâmetro superior em 14% e volume individual em 40% do que as plantações por sementes em condições de local semelhantes (JEREZ-RICO; COUTINHO, 2017).

Ainda que as mudas clonais de árvores de teca sejam uma excelente opção, são escassos os trabalhos de seleção e clonagem para a cultura da teca, principalmente em decorrência da longa duração da rotação dos povoamentos (cerca de 25 anos no Brasil). Portanto, a pesquisa com teca ainda deve trabalhar fortemente nas etapas de melhoramento genético, biotecnologia de cultura de tecidos e produção de sementes.

3.2.1.2 Fatores ambientais

A teca tolera grande variedade de climas, todavia, tem melhor crescimento em condições tropicais úmidas e quentes. Grande parte da área de distribuição natural da teca se caracteriza pelo clima de monção, com precipitação entre 1.300 e 2.500 mm.ano⁻¹ e uma estação seca de 3 a 5 meses. No entanto, a espécie tolera precipitações baixas de 500 mm.ano⁻¹ a altas intensidades pluviométricas de até 5.100 mm.ano⁻¹ (FIGUEIREDO, 2005). Para Pandey e Brown (2000), a espécie se desenvolve melhor em regiões onde a precipitação anual fica entre 1.250 e 3.750 mm, com temperatura mínima de 13 a 17 °C e máxima entre 39 e 43 °C. Segundo Balagopan e Rugmini (2006), a faixa de temperatura ótima para o bom crescimento de plantações de teca está entre 22 e 27 °C, com precipitações entre 1.200 e 2.500 mm. Os plantios de teca se desenvolvem bem em regiões com altitudes entre 0 e 900 m, com declividade entre 0 e 25 % e topografia plana a ondulada (ALVARADO, 2013). Em regiões de relevo acidentado, solos com problemas de drenagem e altitudes maiores que 1000 m há influência negativa no desempenho da espécie (WEAVER, 1993).

A espécie pode crescer em diversos solos e formações geológicas (CHAVES; FONSECA, 1991). Geralmente, os plantios de teca se desenvolvem bem em solos de

origem aluvial, basáltico, calcárea, arenítica, quartzítica e xisto (KAOSA-ARD, 1989; BALAGOPAGAN; RUGMINI, 2006), nas classes de solo como cambissolos, gleissolos e luvisolos (JEREZ *et al.*, 2015; KOLLERT; CHERUBINI, 2012; ALVARADO, 2012a; ALVARADO, 2012b), e em solos com os horizontes O, A e B bem estruturados (ALVARADO, 2013). Quanto as propriedades físicas do solo, os plantios de teca desenvolvem-se bem em solos de textura média argilosa (KRISHNAPILLAY *et al.*, 2005), em solos com profundidade entre 90 cm e 200 cm (ALVARADO, 2013; KRISHNAPILLAY, 2000), com alta capacidade de retenção de água e não compactados e de baixa densidade aparente, com alta drenagem e aeração (MAHMUD, 2014; ALVARADO, 2013; MATRICARDI, 1989; DRECHSEL; ZECH, 1994). O pH ótimo do solo é entre 6,5 e 7,5, a disponibilidade de cálcio também é um fator limitante, visto que a deficiência desse elemento se traduz em raquitismo das árvores (KRISHNAPILLAY, 2000). Ademais, a teca é exigente em luz e não tolera sombreamento em qualquer fase do ciclo de vida, ou seja, para um adequado desenvolvimento, é imprescindível que não ocorra impedimento de luz sobre sua copa em qualquer fase de crescimento (PANDEY; BROWN, 2000; KHANDURI, 2012).

Embora a teca tenha alto crescimento em muitos locais com condições climáticas e tipo de solo diversos, as propriedades químicas de muitos solos podem ser favoráveis ou limitantes para o crescimento da teca. Normalmente, em locais adequados, os nutrientes já existentes no solo, os insumos atmosféricos, processos biológicos e processos de intemperismo permitem alto desenvolvimento de plantações de teca. No entanto, maximizar o crescimento da teca para que o retorno financeiro seja maior exige um genótipo de qualidade e planos específicos de fertilização com base em experimentação de campo (GONÇALVES *et al.*, 2014).

Segundo Figueiredo (2015), os fatores limitantes ao desenvolvimento dos povoamentos de teca e que devem ser considerados no momento da seleção da área são:

- Estação seca superior a 5 e inferior a 3 meses;
- Precipitação anual inferior a 1.200 mm – (embora a teca tolere precipitações anuais mais baixas, este fator reduz o incremento volumétrico e impossibilita o manejo econômico da espécie). (SINHA *et al.*, 2011);
- Temperatura média mensal dos meses mais frios inferior a 13 °C – uma estação fria prolongada diminui o ritmo de crescimento do povoamento de forma substancial, aumentando a rotação;

- Ocorrência de geadas;
- Solos rasos, compactados, de baixa drenagem e baixa capacidade de retenção de água;
- pH baixo, inferior a 6 – o pH ótimo é de 6,5 a 7,5 (FAVARE; GUERRINI; BACKES, 2012);
- Baixa disponibilidade de Ca – sendo um dos principais fatores de raquitismo das plantas na fase inicial do desenvolvimento de teca (SINHA *et al.*, 2011);
- Solos com presença de laterita;
- Altitudes superiores a 1000 m;
- Áreas acidentadas – influenciando de maneira negativa a qualidade final da madeira em decorrência das tensões de crescimento no tronco e encarecendo os custos com tratamentos silviculturais.

3.2.1.3 Manejo Silvicultural

O manejo de povoamentos de teca tem por finalidade a produção de toras com qualidade para a obtenção de “madeira limpa”, ou seja, sem a presença de nós ou outros defeitos. Essa matéria prima é destinada, geralmente, a serrarias, laminação, faqueadoras, movelarias de alto padrão ou para indústrias que utilizam matéria prima florestal de alto valor agregado. De acordo com Jerez-Rico e Coutinho (2017), o estabelecimento e a gestão das plantações de teca não são uma tarefa isolada, pois muitas outras atividades devem ser cuidadosamente planejadas e executadas antes do estabelecimento das plantações, considerando sua interdependência, tais como: i) escolha da procedência do material genético; ii) seleção do local e dimensionamento dos talhões; iii) espaçamento inicial; iv) preparo do solo; v) época de plantio; vi) tratamentos silviculturais (desbastes para gerenciamento da densidade e desramas para produção de madeira limpa); e vii) operações florestais de colheita. Portanto, quando são estudados os índices de produtividade de povoamentos florestais, é sempre importante que os dados estejam acompanhados do regime de manejo aplicado (integrando a silvicultura, manejo florestal e as operações florestais).

O talhonamento é uma importante estratégia para a administração do empreendimento florestal. Para o correto dimensionamento dos talhões é necessário

que se leve em consideração as classes de solos existentes na propriedade, a espécie e/ou clone plantado, características do relevo, tamanho da área para facilitação da colheita, classes de sítio e a presença de cursos hídricos ou outros limites naturais. Além disso, a implantação dos talhões é uma das melhores estratégias para prevenir e controlar os incêndios florestais (FIGUEIREDO, 2015). Nesse sentido, a definição da largura das estradas e aceiros entre talhões é de suma importância durante o talhonamento, pois a largura deve ser definida em função da altura das árvores. O ideal é que a largura das estradas e aceiros entre talhões tenham pelo menos o dobro da altura das árvores, diminuindo os riscos de propagação de incêndios, ou seja, considerando que a teca atinge até 30 m de altura até o ponto de colheita, considerando rotação de 25 anos, as estradas deveriam ser construídas com uma largura mínima entre 50 e 60 m (FIGUEIREDO, 2015). No entanto, isso representa uma perda substancial de área produtiva e elevaria demasiadamente os custos com manutenção, o que poderia tornar uma prática antieconômica.

A escolha do espaçamento interfere diretamente no número de roçadas a serem realizadas nas entrelinhas, no número de desbastes, no número de desramas, no número de fertilizações de cobertura e na forma do fuste dos indivíduos. O espaçamento de plantio sempre se dá em função do sítio florestal selecionado e, como os plantios de teca visam fundamentalmente a produção de madeira de alta qualidade, geralmente são utilizados espaçamentos em menores densidades. Nas principais regiões produtoras de teca no Brasil, empregam-se principalmente o espaçamento 3 m x 2 m (1.667 ind.ha⁻¹) e 3 m X 3 m (1.111 ind. ha⁻¹) (FIGUEIREDO, 2015).

A identificação e o combate às formigas devem ser realizados antes mesmo da instalação do empreendimento, pois são grandes os prejuízos causados pelas formigas em povoamentos jovens de teca (FIGUEIREDO, 2005). As formigas do gênero *Atta* são as responsáveis pelos maiores danos aos plantios de teca. Para o seu controle, a prática mais usual em plantios de teca se dá por meio de iscas granuladas, estas aplicadas ao longo dos carreiros (GALLO *et al.*, 1988).

Para o adequado preparo do solo, diversas atividades devem ser realizadas. Algumas operações são gerais para todos os tipos de sítios, enquanto outras são específicas para condições do local ou do genótipo. A preparação adequada do solo deve ser realizada para fornecer condições físicas com o objetivo de melhorar as disponibilidades de água e de nutrientes para o melhor crescimento da raiz no solo. A preparação do solo vai desde o cultivo mínimo até métodos que implicam na

modificação de algumas propriedades do solo por meio de procedimentos mecânicos, químicos ou biológicos. Geralmente, o preparo do solo é utilizado para diminuir a compactação do solo e melhorar a superfície de drenagem. Para isso, a atividade de subsolar é realizada para quebrar camadas do horizonte rígido e melhorar a estrutura dos solos (aeração, diminuição de possibilidade de pequenas enchentes).

Quanto aos métodos de plantio, as plantações de teca podem ser estabelecidas por plantio manual (em pequenas áreas, terrenos acidentados e em áreas com muitos tocos), plantio semimecanizado (povoamentos de maior extensão e em solos de estrutura leve) e plantio mecanizado (povoamentos extensos que utilizam equipamentos de alta tecnologia) (FIGUEIREDO, 2015). A época mais adequada para o plantio é no início do período chuvoso, quando o solo já estiver preparado. A realização do plantio em época não recomendada, muito cedo ou muito tarde, pode resultar em baixa taxa de sobrevivência e a reduções no crescimento inicial das árvores. Na Amazônia Ocidental, a melhor época de plantio pode oscilar entre novembro e janeiro. Já o replantio, deve-se iniciar decorridos no máximo 20 dias após o plantio, substituindo as mudas mortas, fracas ou defeituosas (FIGUEIREDO, 2005). De acordo com Sturion e Bellote (2000), o replantio deve ser realizado sempre que o percentual de falha for superior a 10%. Nas mudas do tipo teco, na fase inicial elas geralmente apresentam múltiplos brotos, dentre os quais existe uma tendência de apenas um broto predominar e desenvolver. Portanto, deve haver intervenção para selecionar o broto desejável e eliminar os outros.

Preliminarmente às atividades de correção e adubação do solo, o silvicultor deve se certificar de que a região selecionada atende às demandas edafoclimáticas para o pleno desenvolvimento da teca. Portanto, se faz necessário que sejam tomadas amostras de solos para a realização de análises físico-químicas do solo. Com as análises, poderão ser indicadas ou não o uso de corretivos e a fertilização adequada. Geralmente, os programas de fertilização de povoamentos de teca contemplam a fertilização de base e a fertilização de cobertura durante os 4 primeiros anos do povoamento. De acordo com Favare, Guerrini e Backes (2012), para a teca, a fertilização de base (logo após o plantio) deve contemplar, no mínimo, 15 kg de N.ha⁻¹, 75 kg de P.ha⁻¹ (P₂O₅), 15 kg de K.ha⁻¹, 0,75 kg de Z.ha⁻¹ e 0,75 kg de Cu.ha⁻¹. Na fertilização de cobertura, realizada entre o segundo e o quarto ano, devem ser incorporados ao solo, principalmente, nitrogênio e potássio, intercalando com os micronutrientes como boro, zinco e cobre. A quantidade de fertilizantes deve ser

programada sempre de acordo com o resultado da análise do solo, devendo alcançar, no mínimo, 25 kg de N.ha⁻¹, 25 kg de K.ha⁻¹ e 0,75 kg de B.ha⁻¹ (FIGUEIREDO, 2015). Ademais, é extremamente importante monitorar as quantidades de cálcio (Ca) e magnésio (Mg) nos solos, pois estes nutrientes devem estar presentes e não ser restritivos nos resultados das análises (BEHLING, 2009).

O controle de plantas invasoras é uma importante intervenção em plantios de teca, uma vez que essas plantas diminuem a disponibilidade de água e nutrientes ao povoamento florestal, além de abrigar pragas e doenças e dificultar a aplicação de defensivos. Por isso, é importante a realização das capinas para eliminar os prejuízos ocasionados pelas ervas. Em grandes empreendimentos florestais de teca a capina é comumente realizada por capina mecanizada ou capina química. Um bom plano de monitoramento de fogo e pragas é essencial para garantir a execução adequada das atividades para o cumprimento das metas de crescimento e rendimento esperadas (MARCHI *et al.*, 1995).

Para garantir o máximo rendimento de “madeira limpa”, a execução da desrama, torna-se uma das principais atividades silviculturais em plantios de teca. Essa operação, além de evitar a proliferação de pragas e doenças, de melhorar o arejamento e a luminosidade da copa, permite obter uma madeira livre de nó (*clearwood*) (DELGADO *et al.*, 2008). Embora a espécie tenha a característica de sofrer desrama natural, as brotações epicórmicas são persistentes. De acordo com Figueiredo (2005), a frequência das desramas depende do material genético selecionado, da densidade de plantio, da estratégia de manejo adotada e das condições climáticas. A ausência dessas atividades ocasiona o estresse da floresta e a obtenção de madeiras de baixa qualidade (SCOLFORO; MAESTRI, 1998). Segundo Figueiredo (2015), a primeira desrama deve ser realizada até o segundo ano do estabelecimento do plantio. Após a operação, deverá ser executada sempre no início do período chuvoso, quando se inicia a emissão das brotações, sendo repetida ao menos cinco vezes, com intervalos de 2 a 3 anos. O ideal é que as desramas ocorram antes dos desbastes, pois, dessa forma, é facilitada a operação do operador na seleção das árvores a serem desbastadas.

Os desbastes favorecem o crescimento dos indivíduos fenotipicamente superiores, possibilitando a produção de matéria prima para diferentes mercados finais. Uma vez que a teca não tolera competição por luz, água e nutrientes, a realização de desbastes são prescrições necessárias para reduzir a competição entre

árvores e descartar árvores de baixa qualidade e desrama para melhorar a qualidade do fuste das árvores remanescentes.

Ultimamente, diversos trabalhos sobre manejo da teca foram desenvolvidos: NÖLTE *et al.*, 2018; DEB *et al.* 2017; CAMINO e MORALES, 2013; UGALDE, 2013; KOLLERT e CHERUBINI, 2012; PELISSARI, 2012, dentre outros. Com estes trabalhos houve progresso substancial no estabelecimento e na gestão de plantações por meio da melhoria do material genético, seleção do local, preparação do solo, plantio e cultivo, gerenciamento da densidade e operações de colheita. Entretanto, é necessário adotar técnicas de gestão e manejo mais modernas para aumentar a produtividade das plantações com o objetivo de garantir o fornecimento de madeira de alta qualidade para satisfazer a crescente demanda do mercado.

3.3 AVALIAÇÃO DA CAPACIDADE PRODUTIVA DO SÍTIO FLORESTAL

A expressão sítio é utilizada para designar uma unidade de área indivisível em termos de produtividade florestal, sendo um reflexo da interação de todas as variáveis biológicas e ambientais que afetam o crescimento. De acordo com Skovsgaard e Vanclay (2008), o potencial para produção de biomassa vegetal abrange dois conceitos: o potencial do sítio e a produtividade do sítio. O potencial do sítio é a capacidade do sítio para produzir biomassa vegetal, independente de quanto desse potencial é utilizado pela vegetação. O termo produtividade do sítio refere-se à parte do potencial do local que é ou se espera que seja utilizada pelas árvores para a produção de biomassa. Nesse sentido, a produtividade do sítio florestal é definida como a produção que pode ser obtida em um determinado sítio com um determinado genótipo e em um regime de manejo específico.

De acordo com Campos e Leite (2013), para o correto gerenciamento das florestas é necessário compreender os processos de crescimento e de produção, uma vez que as decisões a serem tomadas serão baseadas na previsão da produção a partir de informações correntes. Para isso, os manejadores buscam modelos estatísticos para fazer estas previsões. A classificação e o mapeamento dos sítios se tornam neste caso uma das principais etapas do processo de planejamento florestal, sendo considerada como um dos três elementos do manejo, junto com a prognose da produção e a prescrição de tratamentos silviculturais. Considerando a necessidade de

se obter um modelo para prognose do volume dos povoamentos ao longo do tempo, a classificação da capacidade produtiva por meio de índices locais é uma ferramenta essencial. A construção dos regimes de manejo é feita a partir de estimativas do volume em função da idade, área basal e Índice de Sitio. Assim, grande parte das decisões tomadas, no meio florestal, depende de atividades como o mapeamento das unidades de produção, definidos através do Índices de Sitio. No Brasil, são poucos os estudos relacionados, e apenas algumas empresas possuem suas áreas mapeadas, em termos de capacidade de produção.

A classificação da capacidade produtiva também é importante para estimar a produção para longos prazos, pois a atividade florestal apresenta longo ciclo de produção e as empresas necessitam dessas informações previamente para realizar análises econômicas e planejar as operações florestais. Essas estimativas são feitas utilizando modelos de crescimento e produção que comumente requerem uma medida da capacidade produtiva como variável independente (OLIVEIRA, 1998). Para a classificação da capacidade produtiva de um determinado sítio, é importante considerar que a qualidade do sítio é dinâmica e, frequentemente, alguns fatores do sítio podem ser influenciados pelo manejo ao longo do tempo por meio do melhoramento de alguns fatores como nutrientes e densidade do solo, dentre outros (CALDEIRA *et al.*, 1996). Portanto, o conhecimento da qualidade do sítio auxilia o manejador a determinar as prescrições mais adequadas às condições de cada unidade de manejo. Assim, até mesmo os custos de produção podem variar segundo a qualidade do local (SCHNEIDER; SCHNEIDER, 2008).

A capacidade de um determinado sítio florestal pode ser avaliada de duas formas: por meio da medição de fatores intrínsecos e extrínsecos à biomassa florestal. Como fatores intrínsecos, pode-se avaliar a altura dominante ou média, o crescimento máximo e o volume total ao final da rotação. Os fatores extrínsecos podem ser do biótipo (edafologia, clima, litologia e a morfologia) ou da biocenose (espécies indicadoras e associações indicadoras) (ORTEGA; MONTEIRO, 1988). Portanto, além dos fatores inerentes à espécie, a capacidade produtiva depende, essencialmente, da determinação dos fatores ambientais limitantes ao crescimento da plantação. Todavia, há poucos trabalhos sobre a avaliação da qualidade do ambiente, fundamentais para a formulação de propostas de manejo florestal adequadas.

Em nível de povoamento, as restrições de densidade impõem limites ao máximo tamanho e número de árvores que um sítio pode suportar, por exemplo, em

um povoamento comercial a área basal pode atingir no máximo cerca de 55 m².ha⁻¹(JEREZ-RICO; COUTINHO, 2017). Incrementos médios anuais entre 15 e 20 m³.ha.ano⁻¹ são considerados excelentes, enquanto incrementos médios anuais abaixo de 6 m³. ha.ano⁻¹ estão no limite inferior para plantações lucrativas (KOLLERT; CHERUBINI, 2012). Entretanto, nas plantações de teca, o incremento médio anual em volume deve ser interpretado com cuidado e ser acompanhado de informações adicionais, como o dap médio e idade, já que os rendimentos de volume são afetados pela densidade do povoamento. Um alto valor de IMA pode estar associado as árvores de pequenos diâmetros, ou seja, incrementos de alto volume por hectare são fáceis para obter em plantações não desbastadas.

Tradicionalmente, para se conhecer a capacidade produtiva do local e o crescimento do plantio florestal em diferentes sítios são utilizados conceitos como o Índice de Sítio (IS), o Incremento Corrente Anual (ICA) e o Incremento Médio Anual (IMA), os quais são estimados utilizando dados de inventário florestais oriundos de parcelas permanentes ou temporárias, medidas em anos distintos. Destes, o índice mais utilizado para subdividir áreas de produtividade semelhantes é o Índice de Sítio. Dessa forma, uma altura maior na idade base implica em melhor qualidade do local e maior produtividade. Nesse sentido, curvas de sítio foram desenvolvidas para plantações de teca em muitos países, servindo como ferramenta básica para comparar a produtividade de teca no mundo.

Segundo Rigatto, Dedecek e Mattos (2005), a avaliação das potencialidades e dos fatores limitantes para predições da capacidade produtiva do sítio florestal, com base na determinação da qualidade do ambiente, não se apoia somente em atributos isolados, mas em um conjunto de qualidades e limitações do ecossistema. Portanto, ao invés de utilizar apenas os atributos isolados, busca-se interpretar a influência desses e de outras propriedades identificadoras de ambientes em termos de qualidade ou de previsão de potencialidade dos sítios florestais em locais distintos e sob diferentes práticas de manejo. A utilização de técnicas estatísticas multivariadas e geoespaciais avançadas podem ajudar na determinação dos fatores do ambiente limitantes ao crescimento florestal e viabilizar alternativas para superação dessas limitações.

Embora a modelagem do crescimento e da produção florestal tenha avançado no Brasil, nota-se a necessidade de estudos sobre o crescimento de povoamentos comerciais, visando o aprimoramento da modelagem do crescimento e da produção

florestal, para proporcionar aos manejadores informações precisas sobre a época correta de colheita ou de intervenções como desbastes. Nesse sentido, diversos trabalhos avaliaram com êxito a inclusão de diferentes dados de entrada para determinação da capacidade produtiva do sítio, garantindo muitas vezes, uma melhor interpretação da dinâmica e do potencial produtivo das plantações florestais. No Brasil, foram realizados vários estudos com o objetivo de modelar o crescimento e a produção florestal para determinação da capacidade produtiva com base no comportamento de variáveis de povoamento que expressam o potencial produtivo, tais como área basal, volume, altura média, diâmetro médio, diâmetro médio quadrático e número de árvores por hectare (NOGUEIRA, 2003; DIAS *et al.*, 2005; DEMOLINARI *et al.*, 2007).

3.4 UNIDADES DE MANEJO

As unidades de manejo são compostas por frações de área indivisíveis organizados por características semelhantes de propriedades do solo e dos próprios plantios, visando maximizar a rentabilidade econômica. Assim, cada unidade de manejo requer um manejo específico, que envolve diferentes regimes de adubação, regimes de desrama, desbastes de diferentes tipos, intensidades e épocas de aplicação, e variações na idade da colheita final. A escolha do melhor regime de manejo varia em função do objetivo industrial da produção, qualidade do local, material genético, espaçamento e densidade do povoamento (OLIVEIRA; CARDOSO; FRANCISCON, 2014). De acordo com Alemdag (1991), para o desenvolvimento de planos de manejo, é necessário verificar o potencial produtivo de cada povoamento dentro de uma unidade de manejo, de maneira que o crescimento e a produção florestal possam ser prognosticados.

As unidades de manejo podem ser definidas por meio da estruturação do banco de dados do meio físico, capaz de integrar as informações numéricas e espaciais, mediante o uso de técnicas estatísticas multivariadas e geoestatísticas, fornecendo subsídios para um melhor conhecimento do potencial da espécie e para o uso sustentado das terras. O conhecimento da variabilidade espacial das variáveis que expressam o potencial produtivo permite o estabelecimento de unidades de manejo. A utilização de ferramentas geoestatísticas resulta em mapas que expressam

a distribuição espacial dos valores da variável de interesse, tornando-a uma ferramenta de suporte à decisão, quando o objetivo é definir a prática silvicultural a ser adotada para cada unidade de manejo. A partir disso, foi estabelecido o termo “Agricultura de Precisão” que objetiva dar tratamento diferenciado em áreas dentro de um mesmo talhão, considerando o potencial produtivo das culturas nessas áreas, ou seja, a agricultura de precisão surge como ferramenta que auxilia na tomada de decisão frente à variabilidade espacial existente (COUTINHO, 2018).

De acordo com Coutinho (2018), o mapa de produtividade florestal é a informação mais completa para se visualizar a variabilidade espacial dos plantios florestais. No entanto, o mapa de produtividade é apenas uma etapa de todo o processo que envolve a agricultura de precisão, pois representa o efeito combinado de diversas fontes de variabilidade espacial e temporal. Uma parte dessa variabilidade pode ser atribuída a fatores que são constantes ou que variam lentamente, enquanto outros fatores são transitórios, mudando em sua importância e distribuição espacial e temporal de uma colheita para outra (CAPELLI, 2004).

O emprego do geoprocessamento no gerenciamento de unidades de produção florestal possibilita a geração de um banco de dados, no formato vetorial ou raster, georreferenciado, de acordo com uma única base cartográfica, o que permite efetuar avaliações, análises espaciais e simulações em função de variáveis como pedologia, declividade, geologia, fertilidade, irrigação, produtividade etc., que subsidiam tomadas de decisão técnicas, administrativas, de viabilidade, implantação, condução, colheita, manejo, exploração e monitoramento florestal a serem implementadas (ORTIZ, 2003). Portanto, a capacidade de modelagem de um SIG permite ao usuário gerar decisões bastante complexas em relação ao povoamento florestal e seu efeito na lucratividade e meio ambiente, de forma a se proceder o manejo mais eficiente dos talhões.

3.5 GEOESTATÍSTICA

Diferentemente da estatística clássica, em que as amostras são independentes, ou seja, têm igual probabilidade de ocorrência, a geoestatística está fundamentada na hipótese de dependência espacial (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989), isto é, as amostras são dependentes da posição espacial. Portanto, não têm igual

probabilidade de ocorrência. Assim, as principais razões para justificar a utilização de técnicas geoestatísticas estão na obtenção do padrão da continuidade espacial do fenômeno estudado. De acordo com Yamamoto e Landim (2013), a geoestatística tem por objetivo a caracterização espacial de uma variável de interesse por meio do estudo de sua distribuição e variabilidade espaciais, com determinação das incertezas associadas.

Inicialmente, a geoestatística era restrita ao ambiente da mineração, ganhando status acadêmico na Escola de Minas de Paris e em seguida no Centro de Geoestatística de Fontainebleau, dirigido por Matheron (MATHERON, 1971). A disciplina evoluiu com os projetos, cursos de especialização, dissertações de mestrado e teses de doutorado, tornando-se conhecida mundialmente (OLEA, 1991). A diversificação dos métodos geoestatísticos e suas múltiplas aplicações nas Ciências da Terra tornaram o seu estudo obrigatório nos cursos de Engenharia de Minas, Geologia, Engenharia do Petróleo, Geografia, Hidrogeologia e Pedologia, entre outros. O avanço tecnológico da computação potencializou ainda mais a utilização da Geoestatística, estando hoje presente nos principais sistemas computacionais de avaliação de recursos minerais (BRAGA, 2014).

Na ciência florestal, geralmente os métodos usados para análise de inventários florestais não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais. Nesse contexto, os métodos geoestatísticos podem avaliar melhor as estruturas de dependência espacial entre as características dendrométricas de uma espécie e as variáveis do seu meio físico, de forma a obter resultados que sejam capazes de explorar adequadamente as relações espaciais existentes entre os dados (BOGNOLA, 2007). Recentemente, a geoestatística tem sido bastante aplicada nas ciências florestais, principalmente no manejo florestal, sendo aplicada com o objetivo de explorar aspectos dendrométricos de espécies para plantio, na estimativa de índices de sítio, na estimativa de volume total de madeira, na classificação de unidades de manejo produtivas, entre outros (MELLO *et al.*, 2006; BOGNOLA, 2007; PEREIRA *et al.*, 2011; PELISSARI, 2012; COUTINHO, 2018).

Na geoestatística, os valores observados de um determinado atributo de interesse são apresentados em locais (coordenadas geográficas) que são amostrados no estudo. Assim, tem-se o interesse na interpolação deste atributo em locais em que não ocorreu o registro da informação, empregando-se técnicas estatísticas de interpolação que consideram a dependência espacial entre as observações

amostradas (MEDEIROS *et al.*, 2019). A amostragem é feita com base em um planejamento, que deve definir a coleta das unidades de amostragem de forma aleatória simples, aleatória estratificada ou sistemática (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Os métodos geoestatísticos estão fundamentados na Teoria das Variáveis Regionalizadas, desenvolvida por Daniel G. Krige e formalizada por Matheron, em que a variância espacial dos dados depende da distância entre amostragens (LOURENÇO; LANDIM, 2005). De acordo com Matheron (1971), a teoria das variáveis regionalizadas permite a aplicação da geoestatística para dois propósitos diferentes, sendo eles: o teórico, para descrever as propriedades da estrutura espacial de um fenômeno regionalizado; e o prático, para estimativa de uma variável regionalizada com base em dados de uma amostragem. Segundo Bubenicek e Haas (1969), citado por Bognola (2007), as características qualitativas de variáveis regionalizadas são: localização, suporte, continuidade, anisotropia e fenômenos de transição.

Com a localização é possível demonstrar que os valores de uma variável regionalizada são dependentes de suas funções espaciais relativas dentro do campo geométrico, e estes valores, por sua vez, são dependentes do tamanho da amostra, forma e orientação. O suporte refere-se à unidade amostral básica sobre a qual a variável é medida, podendo ser um ponto, uma área, volume etc. A continuidade diz respeito a variação espacial de uma variável regionalizada, em que pode ser, dependendo do fenômeno, grande ou pequena, mas sempre deverá existir continuidade ponto a ponto, formando um gradiente. A anisotropia refere-se aos contrastes quanto às variações graduais numa direção e rápida ou irregular em outra. Os fenômenos de transição referem-se à rede de descontinuidade nas bordas das lentes (no campo da variável, em formações sedimentares, as estruturas são frequentemente encontradas consistindo em lentes superpostas).

De acordo com Bagnara, Prietto e Timbola (2012), a modelagem geoestatística abrange três etapas, sendo elas: i) análise variográfica, para descrever a estrutura de dependência espacial do fenômeno em estudo; ii) análise inferencial ou krigagem, para interpolar os valores de uma variável espacial em locais não amostrados; e iii) simulação estocástica, para construir cenários equiprováveis do fenômeno espacial em estudo.

3.5.1 Variograma

Para entender a variação espacial de um fenômeno, deve-se levar em consideração a possibilidade de que o valor de cada ponto no espaço está relacionado, de algum modo, com valores obtidos de pontos situados a certa distância (SOARES, 2006). Essa variabilidade espacial pode ser estimada com o uso do variograma, ferramenta para avaliar a dependência espacial de uma característica em função da distância entre pontos amostrados, utilizando para isso uma função numérica denominada semivariância. No variograma são consideradas as coordenadas geográficas dos pontos amostrados. Dessa forma, quanto mais próximos estão dois pontos, menor a probabilidade de variância entre os seus respectivos valores (ASSUMPÇÃO *et al.*, 2007). De acordo com Guimarães (2000), o valor entre as amostras apresenta continuidade até determinada distância, a partir desse ponto as amostras não exercem influência sobre a outra, pois não apresentam dependência espacial.

Segundo Journel e Huijbregts (1978), aplicando-se as definições da função covariância e função variograma, verifica-se que elas dependem apenas de dois pontos x_1 e x_2 , situados a uma distância $h = x_1 - x_2$, então cada par de pontos é considerado uma realização diferente, o que torna possível a inferência estatística dessas funções. Logo, para a determinação do modelo de correlação espacial da variável regionalizada, calcula-se experimentalmente essa correlação usando os pontos amostrais e, em seguida, ajusta-se um modelo teórico. Esse modelo permite determinar o valor da correlação espacial para qualquer distância dentro do espaço amostrado (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Em geoestatística, a covariância mede a relação entre valores da mesma variável, obtidos em pontos separados por uma distância h , conforme uma determinada direção. Isso significa que, ao alterar a direção, a covariância também pode se alterar e, nesse caso, há indicação de presença de fenômeno espacial anisotrópico. Em outros casos a covariância é a mesma em qualquer direção e, por isso, o fenômeno espacial é isotrópico.

De acordo com Burrough, Bouma e Yates (1994), a teoria das variáveis regionalizadas pressupõe que a variação de uma variável pode ser expressa pela soma de três componentes, são eles: componente estrutural, associada a um valor médio constante ou a uma tendência constante; componente aleatória, espacialmente correlacionada; e um ruído aleatório ou erro residual. O nível de dependência espacial

entre duas variáveis regionalizadas (X e Y) é representado pelo variograma $\gamma(h)$, sendo esse definido como a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados pelo vetor distância h (CAMARGO, 1998). Os valores de semivariância são encontrados pela seguinte Equação (1):

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

Em que:

$\gamma(h)$ = variograma;

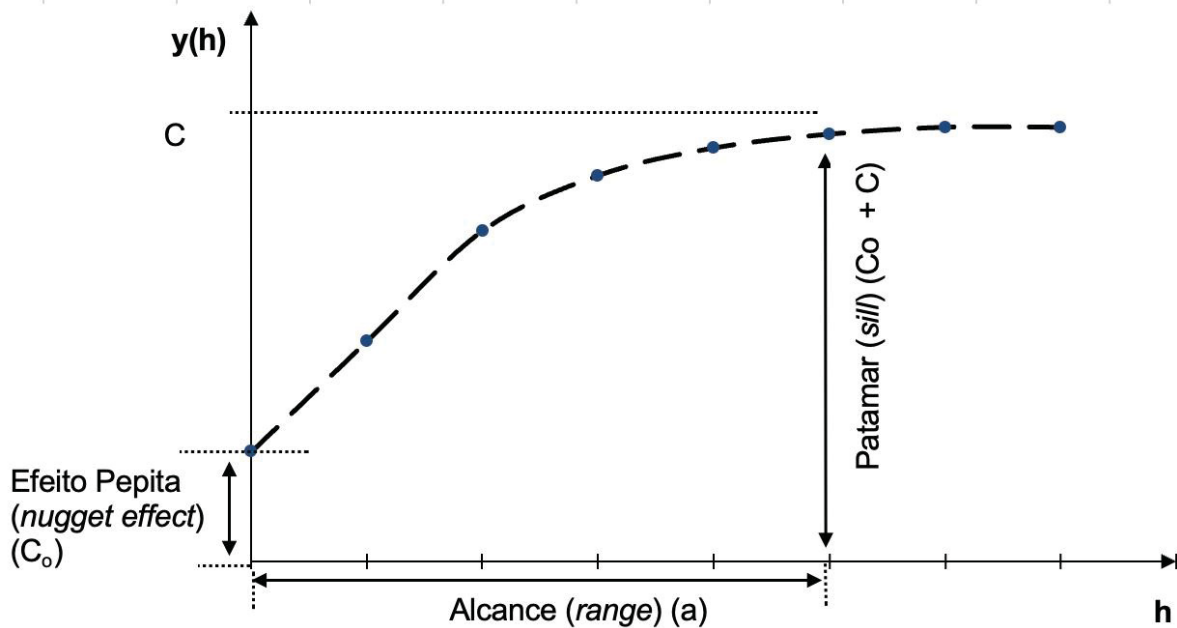
$N(h)$ = número de pares experimentais separados por uma distância h ;

$Z(x_i)$ = valor determinado em cada ponto amostrado;

$Z(x_i+h)$ = valor medido em um ponto mais uma distância h .

A dependência de um atributo em função da distância entre dois pontos é demonstrada com maior clareza a partir dos gráficos denominados variogramas, esses gráficos são gerados a partir dos dados de semivariância (GUIMARÃES, 2000). De acordo com Vieira (2000), os parâmetros que possuem a função de descrever a variabilidade espacial dos dados dentro de um variograma são: alcance (*range*), patamar (*sill*) e efeito pepita (*nugget effect*). A representação gráfica de um variograma pode ser observada na FIGURA 1.

FIGURA 1 - REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DE UM VARIOGRAMA EXPERIMENTAL



O alcance ou amplitude (*range*) controla o crescimento de y (μ) e corresponde ao conceito da zona de influência ou de dependência espacial de uma amostra, marcando a distância a partir da qual as unidades amostrais tornam-se independentes (GUERRA, 1988). Esse parâmetro representa a distância dentro da qual os valores de um determinado atributo são iguais entre si. Desse modo, valores de um atributo, localizados dentro da área cujo raio é igual ao seu valor, possuem entre si extrema semelhança em magnitude (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1985).

O patamar ou soleira (*sill*) representa o valor do variograma correspondente ao seu alcance. Desse ponto em diante, toda a variância da amostra é de influência aleatória, correspondendo à variância total obtida pela estatística clássica (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1985). Considera-se, então, que não existe mais dependência espacial entre as unidades amostrais, pois a variância da diferença entre seus pares torna-se invariante com a distância (CAMARGO, 2011). O patamar permite a determinação da distância limite (alcance) entre dependência e independência entre unidades amostrais. Para grandes valores de h , o modelo pode ser classificado como modelos com patamar (esférico, exponencial e gaussiano) ou como modelos sem patamar (modelos com capacidade infinita de dispersão, não tem variância finita e a covariância não pode ser definida).

O efeito pepita (*nugget effect*) é causado pela variância aleatória e reflete a incerteza em pequenas distâncias, principalmente pela falta de conhecimento da

distribuição espacial da variável em estudo. Portanto, quanto maior o efeito pepita, maior a variabilidade e, conseqüentemente, a amostragem se torna insuficiente para esse nível de variabilidade espacial (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Por outro lado, quanto menor for o valor do efeito pepita do variograma, menor será a variância da estimativa, ou seja, quanto menor for o efeito pepita para o patamar do variograma, maior a continuidade do fenômeno e maior a confiança que se pode ter na estimativa (GUIMARÃES, 2000).

Na FIGURA 1 nota-se que o variograma é crescente e dependente de h , o que é indicativo da dependência espacial. No entanto, se o variograma for constante e igual ao patamar para qualquer valor de h , têm-se o efeito pepita puro, em que há ausência total de dependência espacial e caracteriza a distribuição espacial completamente aleatória. De acordo com Cambardella et al. (1994), a dependência espacial pode ser classificada como fraca ($< 25\%$), moderada ($25\% < \text{proporção} \leq 75\%$) e forte ($> 75\%$). Portanto, se o valor da proporção for igual a zero, significa a presença de efeito pepita puro. A proporção pode ser obtida por meio da Equação (2):

$$\{[1 - (C_0/C)] * 100\} \quad (2)$$

Em que:

C_0 = efeito pepita;

C = patamar menos o efeito pepita.

Durante o processo de interpolação, são necessários que os variogramas estejam devidamente ajustados, nos quais são estimados dados em toda a superfície (GREGO; VIEIRA, 2005). Por isso, a escolha do modelo de variograma é de extrema importância na geoestatística, pois todos os cálculos dependem do modelo de variograma ajustado. O processo de ajuste do variograma não é direto e automático, pois ele deve ser interativo, em que o pesquisador deve verificar a adequação do modelo ao variograma experimental (CAMARGO, 1998). Existem diversos modelos que podem ser ajustados aos variogramas, com os quais é possível visualizar a natureza da variação espacial das variáveis estudadas. Os modelos esférico, exponencial e gaussiano sobressaem-se dentre os demais modelos existentes, sobretudo para os estudos de variáveis de interesse ambiental, como planta e solo (VIEIRA, 2000). Uma vez conhecido o variograma da variável, e havendo dependência espacial entre as unidades amostrais, podem ser interpolados valores em qualquer

posição na área de estudo, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000; CAMARGO, 1998). Dentre os métodos para avaliar a qualidade de ajuste dos variogramas, destacam-se o Método dos Quadrados Mínimos Ordinários, Método dos Quadrados Mínimos Ponderados e Método da Máxima Verossimilhança (MELLO, 2004).

3.5.2 Krigagem ordinária

A krigagem é um processo geoestatístico de estimativa de valores de variáveis distribuídas no espaço e/ou tempo, com base em valores adjacentes quando considerados interdependentes pela análise variográfica. A estimativa geoestatística tem por objetivo a modelagem do fenômeno espacial em estudo, ou seja, determinar a distribuição e variabilidade espaciais da variável de interesse (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). De acordo com os mesmos autores, as variáveis regionalizadas podem ser contínuas ou discretas, em que as variáveis contínuas podem apresentar comportamentos distintos revelados pela forma do histograma. Se a distribuição tiver assimetria positiva, há necessidade de transformação dos dados para evitar a influência de poucos valores altos na estimativa de pontos de vizinhança, caracterizada por valores baixos. Geralmente, as transformações utilizadas são: gaussiana, logarítmica e indicadora. Para as variáveis regionalizadas discretas, há a necessidade de se fazer a codificação binária, e cada tipo que compõe a variável discreta é interpolado usando as equações multiquadráticas (YAMAMOTO *et al.*, 2012).

A krigagem ordinária (KO) nada mais é que a krigagem simples com a média local calculada pela krigagem da média. É a técnica da interpolação mais utilizada na geoestatística devido a sua simplicidade algébrica e pelo resultado que proporciona. A krigagem ordinária é um método local de estimativa e, dessa forma, a estimativa em um ponto não amostrado resulta da combinação linear dos valores encontrados na vizinhança próxima. Na krigagem ordinária, o valor interpolado do atributo (\hat{Z}) para um dado ponto (x_0) é dado pela seguinte Equação (3):

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (3)$$

Na Equação (3), N corresponde a quantidade de pontos que foram amostradas. Para obtenção dos pesos, λ_i , tem a necessidade de resolução de um sistema de equações lineares: $A\lambda = b$ (WEBSTER; OLIVER, 2007). Neste sistema o vetor de pesos λ é obtido por meio do ajuste de um modelo teórico de variograma, destacando-se os modelos gaussiano, exponencial e esférico.

3.5.3 Krigagem com deriva externa

De acordo com Wackernagel (1995), a krigagem com deriva externa (KDE), uma das formas mais simples da krigagem universal (KU), é um método que possibilita estimar uma variável considerando as informações de uma covariável conhecida em todo o espaço.

Considerando $Z_1(x)$ como a variável primária e $Z_2(x)$ como a covariável, pode-se descrever essa correlação por meio de uma relação linear (EQUAÇÃO 4), indicando que a variabilidade espacial da variável secundária $Z_2(x)$ está relacionada às tendências locais de $Z_1(x)$.

$$E[Z_1(x)] = \beta_0 + \beta Z_2(x) + \hat{\varepsilon} \quad (4)$$

Na krigagem com deriva externa, o componente fixo $\beta_0 + \beta Z_2(x)$ é separado do componente aleatório $\hat{\varepsilon}$. Com isso, considera-se que a tendência na variável principal é uma função das coordenadas espaciais em uma classe de modelos lineares mistos. Deste modo, essas coordenadas são substituídas pelos valores de uma ou mais covariáveis $Z_2(x)$, ou seja, são substituídos pelas variáveis externas, nos locais onde a variável principal $Z_1(x)$ será estimada, bastando, portanto, determinar os parâmetros β . O Estimador (EQUAÇÃO 5) da krigagem com deriva externa $Z_{KDE}(x_0)$ é dado por (WEBSTER; OLIVER, 2007):

$$Z_{KDE}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (5)$$

3.6 MODELO ESPAÇO-TEMPORAL

A análise de dados espaço-temporais ainda tem sido realizada sob duas perspectivas: fixando a variável espacial e estudando o seu comportamento ao longo do tempo ou fixando o tempo e estudando o espaço. No entanto, recentemente surgiu o interesse em estudar conjuntamente a dinâmica espaço-temporal de uma dada variável de interesse. Nos últimos anos, aumentou a visibilidade da modelagem espaço-temporal, dado que fenômenos indexados tanto no espaço quanto no tempo precisam ser compreendidos. Portanto, o interesse em analisar a dinâmica espaço-temporal tem proporcionado o desenvolvimento de modelos espaço-temporais para análise de dados em áreas como epidemiologia, demografia, ciências ambientais, hidrologia, entre outros (MEDEIROS *et al.*, 2019). Segundo Ribeiro Júnior (1995), com a geoestatística, é possível que as estimativas sejam efetuadas dentro de um contexto regido por um fenômeno natural com distribuição do espaço ou no tempo e, desse modo, supor que os valores das variáveis são correlacionados no espaço ou no tempo.

Segundo Isaaks e Srivastava (1989), uma vez identificado que o fenômeno em estudo apresenta uma variabilidade espacial e temporal, o uso de modelos que consideram a relação espaço-tempo apresentam resultados melhores por considerar em sua estrutura os componentes espaciais, temporais e espaço-temporais. De acordo com os mesmos autores, a geoestatística fundamenta-se na esperança de que, na média, as amostras mais próximas, no tempo e no espaço, sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes. Tratando-se de uma ferramenta de análise espacial que possui como finalidade estimar valores não-amostrados, utilizando modelos probabilísticos associados à localização espacial dos pontos amostrados, possibilitando, desta forma, uma análise da variabilidade entre os valores observados (ALMEIDA *et al.*, 2011).

Na ciência florestal, a silvicultura de precisão representa uma nova forma de produção e administração das florestas devido haver a necessidade de acompanhamento e gerenciamento de volume significativo de dados e das informações necessárias que irão variar com o espaço e o tempo (BRANDELEIRO, 2007). Essa silvicultura de precisão representa um modelo de gerenciamento fundamentado na coleta e análise de dados geoespaciais e no conhecimento da variabilidade espacial e temporal da produção e da produtividade das florestas, o que permite ao silvicultor distinguir e visualizar, conjuntamente, características distintas da

floresta (BRANDELEIRO, 2007; RIBEIRO, 2014). Pelissari (2012) concluiu que ferramentas como a geoestatística possibilitam o estudo dos efeitos dos atributos químicos do solo no desenvolvimento de *Tectona grandis*, e que os conhecimentos das variabilidades espaciais e temporais são importantes para realizar intervenções precisas e obter o máximo de rendimento florestal.

Portanto, o estudo da distribuição espacial, com a estruturação de um banco de dados do meio físico, capaz de integrar as informações numéricas e espaciais, por meio do conhecimento espacial e temporal dos fatores que afetam a estrutura da floresta, é de suma importância, pois, com esse tipo de estudo, é possível realizar intervenções precisas e, assim, conhecer o máximo das potencialidades da floresta e aplicar o tratamento silvicultural e de manejo mais adequado. De acordo com Pelissari (2012), a análise temporal e espacial com o uso de mapas leva à compreensão dos principais fatores que afetam a produção, e que, de posse desses dados, torna-se mais fácil orientar a otimização de recursos para o máximo desenvolvimento das plantas com melhor eficácia da produtividade.

Na geoestatística espaço-temporal, os fenômenos indexados no espaço-tempo podem ser decompostos em dois componentes, o de tendência e o de resíduo estocástico. Os resíduos podem ser modelados por funções de covariâncias que englobam estruturas espaciais, temporais e da interação, inclusive com funções que sejam capazes de modelar a anisotropia geométrica (KILIBARDA *et al.*, 2015; PALMA; POSA, 2015).

A grande dificuldade no ajuste destas funções de covariâncias consiste em determinar as estimativas relacionadas à grande quantidade de parâmetros presentes nestes modelos. Por outro lado, o componente de tendência é, na maioria dos trabalhos, ajustado por meio de uma regressão linear normal (KILIBARDA *et al.*, 2014). Em estudos recentes, os autores têm levado em consideração que a variável resposta pode apresentar um comportamento de não-normalidade, propondo então a utilização de um modelo linear generalizado (MENEZES *et al.*, 2015).

Ao analisar conjuntamente um fenômeno indexado no espaço-tempo, existe a vantagem de estudar a dinâmica do atributo de interesse no espaço e no tempo, sendo possível a modelagem da variabilidade espaço-temporal. Um processo meramente espacial (por exemplo, geoestatística) consiste em analisar apenas a distribuição espacial do atributo em um tempo fixo. Por outro lado, tem-se um processo meramente temporal, por exemplo, nas séries temporais, ao analisar um local ao

longo do tempo (IACO; PALMA; POSA, 2015). Seja em um processo espaço-tempo $\{Z(\mathbf{s}, t): (\mathbf{s}, t) \in D \subseteq \mathbb{R}^d \times \mathbb{R}\}$ em que $\mathbf{s} \in \mathbb{R}^d$ representa o espaço e $t \in \mathbb{R}$ representa o tempo (CRESSIE; WIKLE, 2015); seja a variável Z observada na coordenada espaço-tempo (s_i, t_j) , $i = 1, \dots, n$ e $j = 1, \dots, m$. Em geral, o principal objetivo na análise espaço-temporal consiste na predição da variável Z para um local e tempo não amostrado (JOVEIN; HOSSEINI, 2017).

3.7 GEOESTATÍSTICA ESPAÇO-TEMPO

Embora na geoestatística o objetivo principal seja a interpolação espacial do atributo, na modelagem geoestatística espaço-temporal também é possível obter a predição temporal. Os modelos espaço-temporais são modelos mais recentes e constituem uma área com grande potencial para a pesquisa científica, com vários exemplos de aplicação prática na modelagem de fenômenos climáticos, efeitos da poluição atmosférica, em medicina no estudo de evolução de doenças ao longo do tempo e em áreas geográficas distintas e no estudo da qualidade de solos (RIBEIRO; MINGOTI, 2007).

Os modelos em geral são construídos de forma a representar probabilisticamente o comportamento dos dados coletados em várias localizações no espaço, sendo que em cada localização, estes também apresentam uma dependência temporal (RIBEIRO; MINGOTI, 2007). A variação espaço-temporal de Z pode ser descrita pela seguinte Equação (6):

$$Z(\mathbf{s}, t) = m(\mathbf{s}, t) + \varepsilon(\mathbf{s}, t) \quad (6)$$

Na Equação 6 tem-se que o termo $Z(\mathbf{s}, t)$ é decomposto pelo componente de tendência $m(\mathbf{s}, t)$ e pelo componente residual (HEUVELINK, 2012).

O componente de tendência $m(\mathbf{s}, t)$, expresso na Equação 6, é frequentemente modelado pelo método da regressão linear múltipla utilizando o índice temporal e as coordenadas geográficas como variáveis independentes no modelo. Na literatura, destacam-se diversos trabalhos que fizeram uso da regressão linear múltipla na modelagem da tendência na geoestatística espaço-temporal (GRÄLER *et al.*, 2012; IACO, PALMA e POSA, 2015; HU *et al.*, 2017).

Para efetuar previsões espaciais para tempos não amostrados previamente, sugere-se a seguinte alternativa: primeiramente para cada localização fixa ajusta-se um modelo de séries temporais fazendo-se previsões para os tempos futuros nos quais a variável $Z(\cdot)$ não foi amostrada. Posteriormente, utiliza-se o modelo espaço-temporal como descrito neste trabalho como se as previsões de $Z(\cdot)$ para os tempos futuros fossem dados reais, obtendo-se, assim, as previsões espaciais (RIBEIRO; MINGOTI, 2007).

3.7.1 Variograma espaço-temporal

Após ajustado o componente de tendência, obtendo as estimativas dos parâmetros, pode-se então subtrair este do componente Z , resultando então no componente residual $\varepsilon(\mathbf{s}, t)$. A principal vantagem ao considerar, inicialmente, a modelagem da tendência, consiste no fato de eliminar dos resíduos componentes que levariam a grandes variações do erro à krigagem. (HEUVELINK; GRIFFITH, 2010).

O processo $\varepsilon(\mathbf{s}, t)$ é considerado ser intrinsecamente estacionário, se tem esperança constante e seu variograma é estacionário. Se $\varepsilon(\mathbf{s}, t)$ for estacionário de segunda ordem com função de covariâncias estacionárias, $C(\mathbf{h}_s, h_t)$, então, como no ajuste puramente espacial, $\varepsilon(\mathbf{s}, t)$ é intrinsecamente estacionário com variograma dado pela expressão, $\gamma(\mathbf{h}_s, h_t) = C(\mathbf{0}, 0) - C(\mathbf{h}_s, h_t)$. Assim, as covariâncias podem ser descritas por meio de um variograma espaço-temporal $\gamma(\mathbf{h}_s, h_t)$, que consiste na diferença entre as observações separadas no espaço-temporal usando o vetor distâncias. Baseado no método dos momentos, o variograma empírico (amostral) é expresso da seguinte forma (EQUAÇÃO 7):

$$\hat{\gamma}(\mathbf{r}_s, r_t) = (2|L(\mathbf{r}_s, r_t)|)^{-1} \sum_{L(\mathbf{r}_s, r_t)} [\hat{\varepsilon}(\mathbf{s} + \mathbf{h}_s, t + h_t) - \hat{\varepsilon}(\mathbf{s}, t)]^2 \quad (7)$$

Na Equação 7, $|L(\mathbf{r}_s, r_t)|$ é a cardinalidade do conjunto $L(\mathbf{r}_s, r_t) = \{(\mathbf{s} + \mathbf{h}_s, t + h_t) \in A, (\mathbf{s}, t) \in A: \mathbf{h}_s \in \text{Tol}(\mathbf{r}_s) \text{ e } h_t \in \text{Tol}(r_t)\}$, em que $\text{Tol}(\mathbf{r}_s)$ e $\text{Tol}(r_t)$ são os vetores das defasagens espaciais e temporais de \mathbf{r}_s and r_t , respectivamente (MEDEIROS *et al.*, 2019).

As observações entre as posições tendem a apresentar um decréscimo nas covariâncias à medida que se aumentam as distâncias entre estas posições. Diante

disso, tem-se a necessidade de utilizar funções de covariâncias que tendem a zero à medida que suas coordenadas espaço-temporais se afastam. Nos últimos anos foram apresentadas algumas classes de modelos de covariâncias espaço-tempo que visam ajustar estruturas para os dados amostrais (IACO; PALMA; POSA, 2015; KILIBARDA *et al.*, 2015).

Sabe-se que no caso puramente espacial, a discussão se concentra na escolha de um variograma teórico para modelagem da variabilidade espacial por meio do variograma empírico. Adicionalmente, na geoestatística espaço-temporal, inicialmente, tem-se a necessidade de propor uma estrutura de covariância, que a partir daí, segue-se para modelagem dos pseudo-dados gerados no variograma empírico (MONTERO *et al.*, 2015). Assim, na modelagem espaço-tempo existem duas classes de modelos de covariância: modelos separáveis e os não separáveis.

Nos modelos separáveis, assumem-se a não correlação entre os processos espacial e temporal, sendo então os variogramas espacial e temporal modelados separadamente. Por outro lado, os modelos não separáveis pressupõem que existe uma dependência conjunta do atributo no espaço e no tempo, sendo incluída na modelagem a interação espaço-tempo. Diante disso, os modelos não separáveis são vastamente mais utilizados na literatura, por considerar no modelo o efeito da interação espaço-tempo (MONTERO *et al.*, 2015; CRESSIE; WIKLE, 2015).

Na literatura existe diversos modelos de covariâncias da classe não separável, sendo o modelo Produto -Soma Generalizado, um dos mais utilizados (IACO; PALMA; POSA, 2015; HU *et al.*, 2017; MEDEIROS *et al.*, 2019). Diante disso, é apresentado a seguir o modelo de covariância não separável Produto-Soma Generalizado (EQUAÇÃO 8):

$$C_{st}(\mathbf{h}_s, h_t) = kC_s(\mathbf{h}_s)C_t(h_t) + C_s(\mathbf{h}_s) + C_t(h_t) \quad (8)$$

Na Equação 8, C_s e C_t representam as covariâncias espacial e temporal, respectivamente. Assim, o variograma espaço-temporal Produto-Soma Generalizado é expresso da seguinte forma (EQUAÇÃO 9):

$$\gamma(\mathbf{h}_s, h_t) = \gamma(\mathbf{h}_s, 0) + \gamma(\mathbf{0}, h_t) - k\gamma(\mathbf{h}_s, 0)\gamma_{st}(\mathbf{0}, h_t) \quad (9)$$

Na Equação 9, $\gamma(\mathbf{h}_s, 0)$ e $\gamma(\mathbf{0}, h_t)$ representam os variogramas marginais espacial e temporal, respectivamente, em que se pode utilizar, por exemplo, os modelos esférico, gaussiano e exponencial. O parâmetro k representa o efeito patamar (“sill”) global, $sill_{st} = k \cdot sill_s \cdot sill_t + sill_s + sill_t$.

3.7.2 Krigagem espaço-temporal por regressão

No método da krigagem por regressão (KR), diferentemente da krigagem ordinária, é possível dissociar a componente probabilística da componente determinística, tornando possível uma análise mais acurada, principalmente para dados que apresentem uma tendência (HENGL, 2009). Para o autor, a krigagem por regressão é de maior versatilidade e robustez dentre as metodologias geoestatísticas e que engloba outros tipos de krigagem, como, por exemplo, a krigagem ordinária. Além da componente probabilística (krigagem ordinária dos resíduos), permite uma modelagem determinística (regressões lineares múltiplas), as quais são preditas separadamente.

Após modelada a tendência, seguindo do ajuste do variograma espaço-temporal sobre os resíduos, a análise agora consiste na interpolação por meio da krigagem espaço-temporal por regressão, que combina as estimativas da tendência com a krigagem ordinária espaço-temporal nos resíduos (HEUVELINK, 2012; MEDEIROS *et al.*, 2019). Assim, o preditor linear na krigagem ordinária espaço-temporal é expressa pela seguinte equação (EQUAÇÃO 10):

$$\hat{\varepsilon}(\mathbf{s}_0, t_0) = \mathbf{c}_0^T \mathbf{C}_n^{-1} \bar{\varepsilon} \quad (10)$$

Na Equação 10, \mathbf{C}_n representa a matriz de covariâncias dos resíduos nos n pontos amostrados e de dimensão $n \times n$, sendo obtida a partir do variograma espaço-temporal. O termo \mathbf{c}_0 é o vetor de covariâncias entre os resíduos e os pontos observados. O vetor $\bar{\varepsilon}$ representa os resíduos nos n pontos observados. O preditor final, $\hat{z}(\mathbf{s}_0, t_0)$, da variável Z no local \mathbf{s}_0 e no tempo t_0 é obtido pela Equação 11:

$$\hat{z}(\mathbf{s}_0, t_0) = \hat{m}(\mathbf{s}_0, t_0) + \hat{\varepsilon}(\mathbf{s}_0, t_0) \quad (11)$$

Em que, $\hat{m}(\mathbf{s}_0, t_0)$ é obtido pelo ajuste da tendência e $\hat{\varepsilon}(\mathbf{s}_0, t_0)$ pela krigagem nos resíduos.

A Equação 11 é conhecida como o preditor da krigagem espaço-temporal por regressão.

4 MATERIAL E MÉTODOS

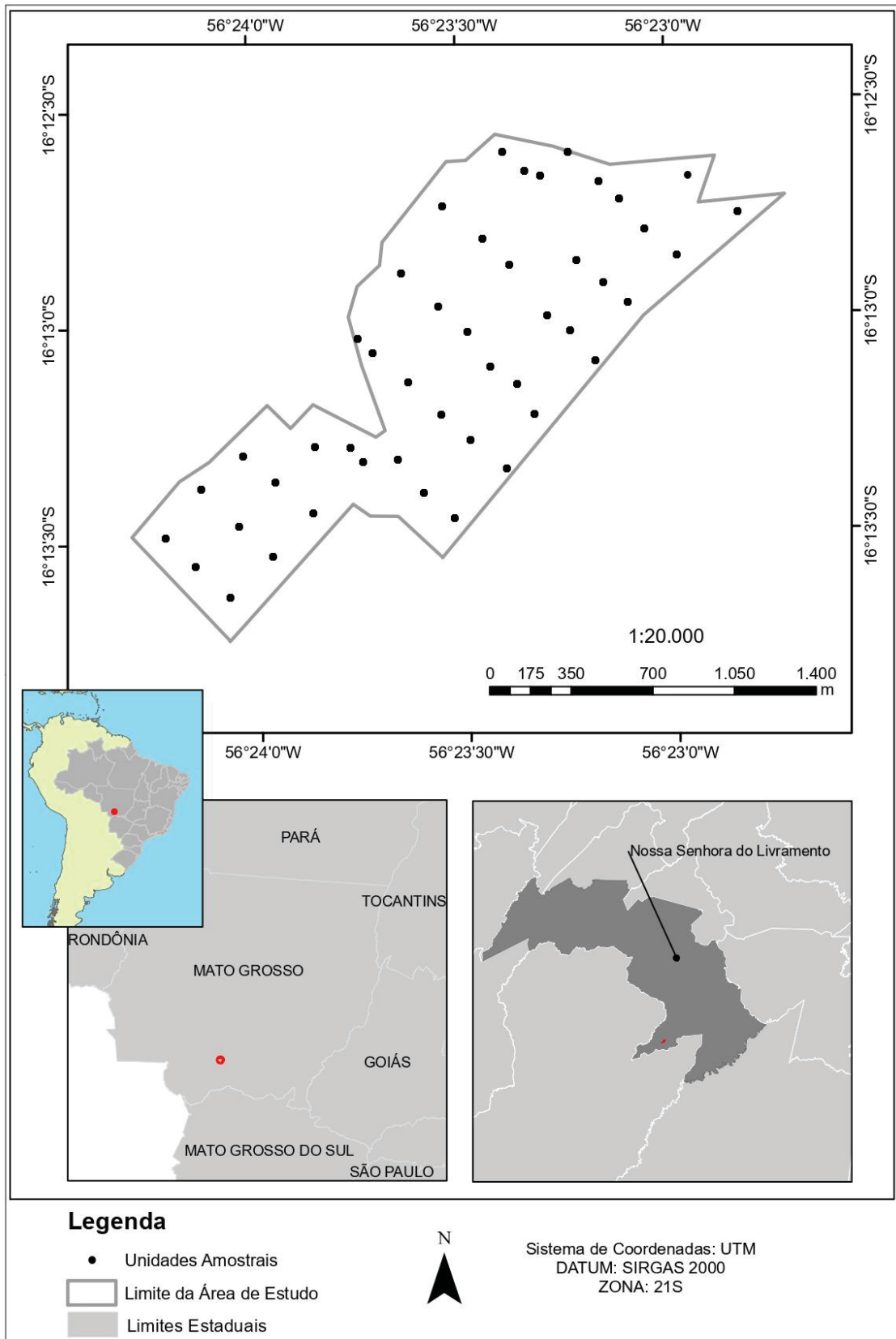
Para o desenvolvimento do presente trabalho, foi avaliado um plantio comercial equiâneo de teca (*Tectona grandis* L. f.) situado no município de Nossa Senhora do Livramento, estado do Mato Grosso. O estudo foi idealizado com o objetivo de realizar uma análise espaço-temporal das variáveis que expressam o potencial produtivo para a definição de Unidades de Manejo. Ademais, o estudo avaliou a necessidade de estabelecer relação entre as características químicas do solo e o potencial produtivo da teca em diferentes sítios, para posterior definição de Unidades de Manejo.

4.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

4.1.1 Localização

O estudo foi conduzido em plantio seminal de teca situado no município de Nossa Senhora do Livramento, pertencente a empresa Teca do Brasil Ltda., na região Sul do estado do Mato Grosso, sob coordenadas centrais 16°12'19" S e 56°23'00" W (FIGURA 2). O povoamento foi implantado no ano de 1999, com área de 223,16 hectares sob espaçamento de 3 m x 3 m.

FIGURA 2 - LOCALIZAÇÃO DO PLANTIO COMERCIAL DE *Tectona grandis* na FAZENDA CAMPINA, MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MT

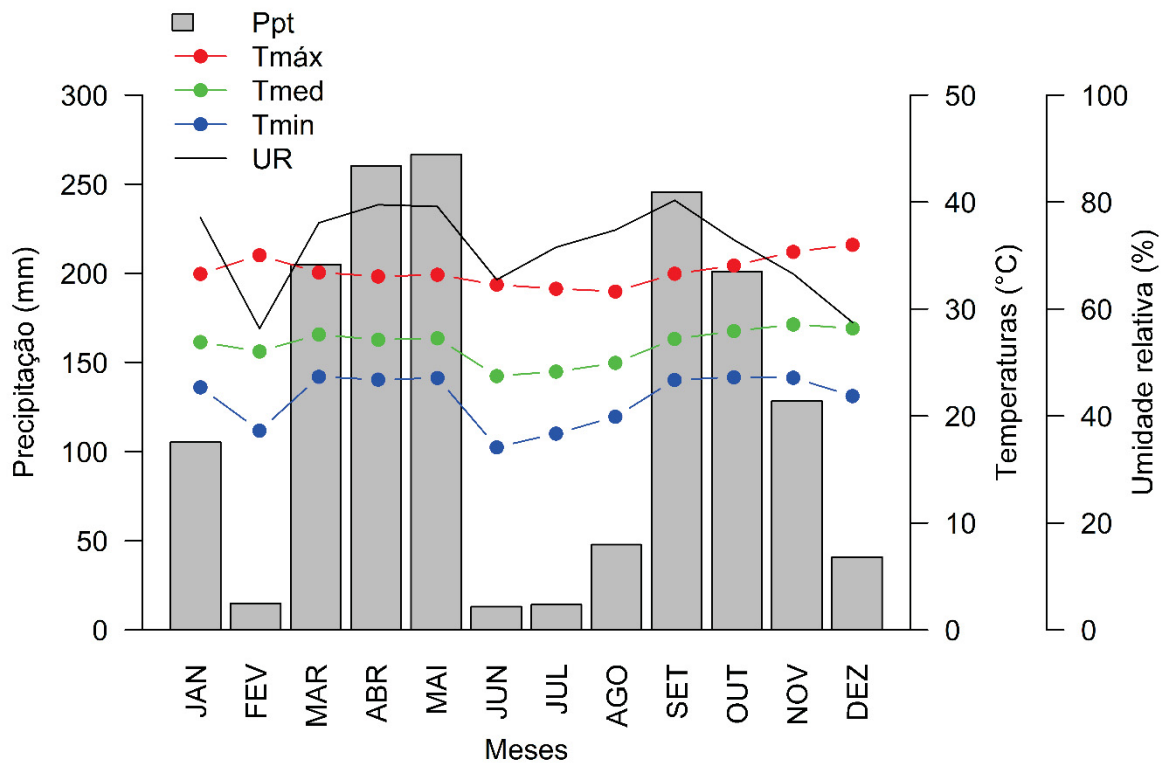


FONTE: O autor (2021).

4.1.2 Clima

Segundo a classificação de Köppen, o clima da região de estudo é do tipo tropical de savana (Aw), apresentando uma estação mais seca no inverno, em que o mês mais seco tem precipitação inferior a 60 mm (equivalente a menos de 4% da precipitação anual total). As principais características climáticas da região estudada são: i) temperatura média anual de 25 °C; ii) temperatura mínima absoluta de 20 °C; iii) temperatura máxima absoluta de 32 °C; iv) precipitação média anual de 1300 mm; v) evapotranspiração potencial de 4,1 mm.dia⁻¹; e vi) umidade relativa do ar entre 70 e 75%. Os dados meteorológicos, tais como: temperatura média máxima, média mínima e média do ar, umidade relativa do ar, precipitação, foram obtidos junto ao INMET (Instituto Nacional de Meteorologia) da Estação Climatológica do município de Cuiabá – MT, a mais próxima do local do estudo para o período em avaliação do povoamento (FIGURA 3). Os dados meteorológicos que originaram a FIGURA 3 abrangeram o período de ocorrência do inventário florestal contínuo até 2018, com o plantio de 19 anos.

FIGURA 3 - DISTRIBUIÇÃO MÉDIA MENSAL DE PRECIPITAÇÃO, TEMPERATURA E UMIDADE RELATIVA NO MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MATO GROSSO



FONTE: O autor (2021).

4.1.3 Geomorfologia e Geologia

A área de estudo está localizada no domínio morfoestrutural da Faixa de Dobramentos Paraguai – Araguaia, na região morfológica da Depressão Cuiabana, com a unidade morfológica caracterizada por formas de relevo com suave dissecação, pequena amplitude, baixa declividade, baixa densidade de drenagem e amplos interflúvios, denominada Depressão Pediplanada, sendo constituída por pedimentos em forma de rampas com a presença de raros inselbergs, sugerindo que a denudação da unidade deu-se em paleoclima árido (CASTRO-JÚNIOR; SALOMÃO; BORDEST, 2008).

A geologia local pertence ao Grupo Cuiabá (NP2cu), formado no ÉON Proterozóico, ERA Neoproterozóico do período Criogeniano. O Grupo Cuiabá é constituído por metamorfitos de baixo grau, facies xisto-verde, com predomínio de filitos, micaxistos e, subordinadamente, quartzitos e metagrauvas, mármore calcíticos e dolomíticos, calcários e metaconglomerados. Para o município de Nossa

Senhora do Livramento – MT, as seguintes unidades litoestratigráficas podem ser encontradas: filitos, filitos com veios de quartzo, filitos com intercalações de metarenitos, metarenitos, quartzitos e laterita (SANTOS, 2000).

4.1.4 Solo

A área de estudo é caracterizada pela presença de Planossolo Háplico Eutrófico (Sxe) de textura franco-argilo-arenosa. Esses solos apresentam saturação por bases $\geq 50\%$ na maior parte do horizonte B (inclusive BA ou BE) dentro de 150 cm a partir da sua superfície. Quando o horizonte B plânico ocorre abaixo de 150 cm de profundidade, deve-se considerar a maior parte desse dentro de 200 cm a partir da superfície do solo (EMBRAPA, 2018).

4.1.5 Vegetação original

A área de estudo está localizada no Pantanal mato-grossense, a vegetação original predominante na área de estudo apresenta claramente a influência de diferentes regiões fitogeográficas que se interpenetram, ocorrendo espécies vinculadas ao Cerrado, à Floresta Tropical Úmida e a Seca e Chaco (MACHADO *et al.*, 2012). De acordo com Adamoli (1986), a região do Pantanal é responsável pela conexão e transição entre Floresta Amazônica, os Cerrados, os Chacos e as Florestas Meridionais.

Os padrões e processos dos ecossistemas do Pantanal são regulados pela flutuação anual do nível da água. Esses padrões são gerados pelas diferenças locais do regime hidrológico e pelas variações da topografia e do solo que resultam no surgimento de zonas permanente e periodicamente alagadas e outras raramente alagadas. A hidrologia associada aos elementos macroclimáticos e massas de ar são responsáveis por determinar a intensidade da cheia, sendo esta proveniente das chuvas, extravasamento dos rios, da baixa declividade da planície e da baixa profundidade do lençol freático com rápida saturação dos solos, dificultando o escoamento das águas, causando inundação (ARIEIRA; CUNHA, 2006).

4.1.6 Tratos culturais

No momento do preparo do solo, fase que antecede a realização do plantio, o solo foi mecanicamente descompactado com uso de subsolador, posteriormente, foi arado e nivelado. Não houve adubação de arranque. No entanto, aos nove anos do plantio foram aplicados de 0,8 a 3,7 t.ha⁻¹ de calcário magnesiano (MgO), 60 Kg.ha⁻¹ de fosfato (PO₄⁻³) e 100 a 150 Kg.ha⁻¹ de cloreto de potássio (KCl).

Durante os dois primeiros anos de plantio, houve ocorrência de percevejos da soja (*Blissus* sp. – Blissinae) de forma localizada, sendo o combate realizado com a pulverização de inseticida na dosagem de 600 g.L⁻¹ de metamidofós. Ocorreram desramas a partir do segundo ano, com a retirada de galhos até 1/3 da altura total das árvores nessa idade, até a 1/2 da altura total no terceiro ano e até 2/3 da altura total no quarto ano, e a manutenção da desrama, com a remoção de galhos até 7,0 m de altura nas idades seguintes. Os desbastes, do tipo seletivo, em que não há alteração da estrutura do povoamento, foram executados aos seis anos de idade (remoção média de 35% do número de árvores por hectare), aos nove anos (remoção média de 17%), aos doze anos (remoção média de 11%), aos quatorze anos (remoção média de 5%), aos dezessete anos (remoção média de 9%) e aos dezenove anos (remoção média de 3%).

4.2 ORIGEM DOS DADOS

4.2.1 Inventário Florestal

Foram alocadas 46 unidades amostrais permanentes (parcelas de inventário florestal contínuo) (FIGURA 1). Na Tabela 1 é possível observar a dimensão adotada para as unidades amostrais ao longo do tempo, em que, a partir de 2012, houve alteração na dimensão em decorrência da redução do número de indivíduos após os desbastes.

TABELA 1 - DIMENSÃO DAS UNIDADES AMOSTRAIS

Período	Área	Dimensão	Densidade inicial
2001-2011	450 m ²	30 m x 15 m	50 árvores por parcela
2012-2018	900 m ²	30 m x 30 m	100 árvores por parcela

Durante o período de avaliação da condução do povoamento florestal (2001 a 2018), exceto para o ano de 2012, em que não houve medição, foram mensurados os diâmetros à altura do peito medido a 1,3 m do solo (d), em centímetros (cm), de todos os indivíduos das unidades amostrais, e as alturas totais (h), em metros (m), de parte dos indivíduos (entre 20 e 50%).

4.2.2 Análises químicas

A uniformização da metodologia analítica é essencial para a correta interpretação dos resultados. Diante disso, as amostras deformadas de solos foram coletadas no centro de cada uma das 46 unidades amostrais, na profundidade de 0-20 cm, no 2º (segundo), 9º (nono) e 17º (décimo sétimo) ano do plantio.

Em laboratório, foram determinados os seguintes atributos químicos: cálcio trocável (Ca^{2+}), alumínio trocável (Al^{3+}), MO (Matéria orgânica), potássio trocável (K^+), fósforo disponível (P), magnésio trocável (Mg^{2+}), pH (em H_2O). A partir dessas determinações, foram calculadas: i) Capacidade de Troca de Cátions (CTC), calculada pela soma dos cátions de reação básica e dos cátions ácidos; ii) soma de bases trocáveis (SB), calculado pela soma de cátions de reação básica (S); e iii) soma de cátions Ca + Mg. As determinações foram feitas seguindo o recomendado no Manual de métodos de análise de solos da Embrapa (EMBRAPA, 1997).

4.2.3 Tabulação e processamento dos dados de inventário florestal

Após a obtenção dos dados, estes foram tabulados para posterior processamento do inventário florestal (FIGURA 4). Com base nas medições de d e h, foi ajustado o seguinte modelo de relação hipsométrica (EQUAÇÃO 12):

$$h = b_0 + b_1 * \frac{1}{d} \quad (12)$$

Em que:

h= altura total (m);

b_n = coeficientes de regressão;

d= diâmetro à altura do peito (cm).

Foi possível também estabelecer a relação volumétrica para o povoamento florestal (EQUAÇÃO 13):

$$v = g * h * ff \quad (13)$$

Em que:

v= volume individual com casca (m³);

g= área transversal individual (m²);

h= altura total (m);

ff= fator de forma.

As relações hipsométrica e volumétrica, bem como os valores de fator de forma utilizados para estimar os volumes individuais das árvores (TABELA 2), foram os mesmos utilizados pela empresa Teca do Brasil Ltda.

TABELA 2 - FATORES DE FORMA PARA ESTIMAR O VOLUME EM POVOAMENTOS COMERCIAIS DE TECA NO MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MATO GROSSO

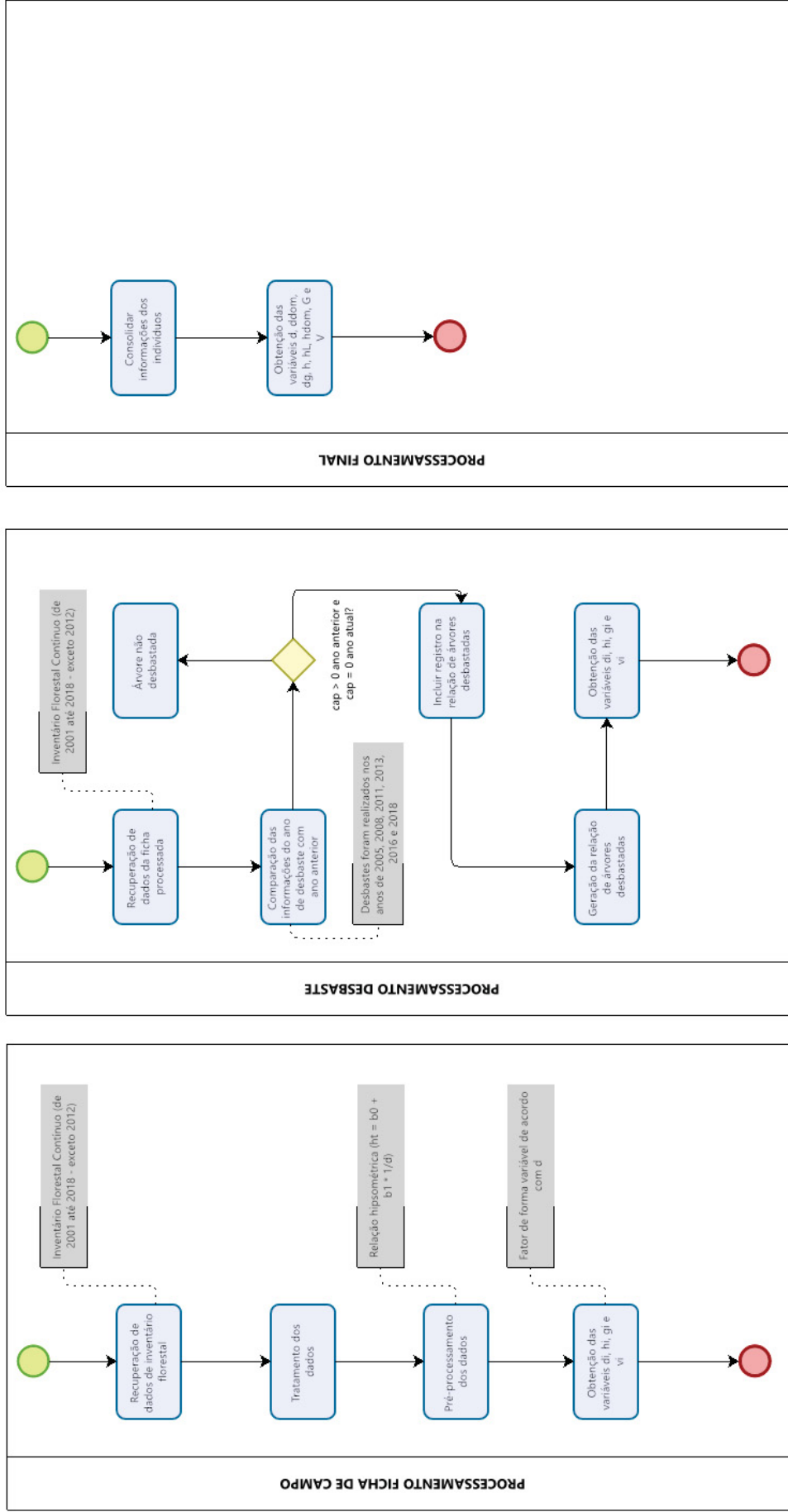
D	Fator de Forma
≤ 10 cm	0,680
≤ 15 cm	0,500
≤ 20 cm	0,470
≤ 25 cm	0,460
≤ 30 cm	0,440
≤ 35 cm	0,420
≤ 40 cm	0,400
≤ 45 cm	0,380
> 45 cm	0,350

A partir do processamento, foram obtidos os valores médios anuais por parcela do diâmetro a 1,3 m do solo (d) e da altura total (h), correspondentes as variáveis de obtenção direta no campo; além da determinação da altura dominante (Hdom) relacionada com a capacidade produtiva de sítios florestais, determinada pelo método de Assmann (1961) que considera a altura dominante como a média da altura das cem árvores de maior d em um hectare; da altura de Lorey (hL), definida como a

altura média ponderada com as áreas basais das classes de diâmetro (MACHADO; FIGUEIREDO FILHO, 2006); diâmetro dominante (D_{dom}), baseado no mesmo método de Assmann (1961), mas com a média do d das cem árvores mais grossas por hectare; diâmetro quadrático (dg), que representa o diâmetro da árvore com área transversal média dentre as árvores; da área basal (G), que expressa a área ocupada pelos fustes das árvores em um hectare do povoamento florestal; e do volume (V), expressando o volume das árvores por hectare do povoamento florestal. Os dados de inventário florestal foram tabulados e processados em Excel por meio do *Visual Basic for Application* (VBA).

Na FIGURA 4 é possível observar o fluxograma da tabulação e do processamento dos dados de inventário florestal, incluindo os efeitos dos desbastes realizados, para a obtenção dos valores anuais para as variáveis de interesse (d , dg , D_{dom} , h , H_{dom} , hL , G e V).

FIGURA 4 - FLUXOGRAMA DA TABULAÇÃO E DO PROCESSAMENTO DOS DADOS COLETADOS EM PARCELAS DE INVENTÁRIO FLORESTAL CONTÍNUAS EM PLANTIO COMERCIAL DE TECA, NO MUNICÍPIO DE NOSSA SENHORA DO LIVRAMENTO, MATO GROSSO



4.3 ANÁLISES GEOESTATÍSTICAS

O objetivo das análises geoestatísticas neste estudo foi a obtenção de mapas do comportamento espacial das variáveis dendrométricas (variáveis que expressam o potencial produtivo do povoamento florestal) por meio de predições em locais não amostrados para posterior definição de Unidades de Manejo.

4.3.1 Krigagem espaço-temporal das variáveis dendrométricas

A análise exploratória foi realizada através de gráficos de dispersão entre as variáveis dendrométricas e as variáveis independentes (longitude, latitude, densidade e idade). Ao serem analisados os gráficos de tendência, observou-se distribuição dos dados no espaço sem tendenciosidades na amostragem na latitude (Norte e Sul) e na longitude (Leste e Oeste), o que foi desconsiderado no ajuste de tendência. A densidade também foi desconsiderada das análises por apresentar alta correlação com a idade. Desse modo, o componente de tendência foi modelado por meio da regressão linear múltipla, considerando como variáveis independentes apenas os efeitos linear e quadrático da idade. Para verificar a significância dessas variáveis no modelo utilizou-se do teste t ao nível de 5% de significância.

Após removida a tendência da variável dendrométrica em análise, o ajuste do variograma espaço-temporal deu-se sobre os resíduos. Para o ajuste do variograma empírico foi utilizado o modelo Produto-Soma Generalizado (IACO; PALMA; POSA, 2015; HU *et al.*, 2017; MEDEIROS *et al.*, 2019). No modelo Produto-Soma Generalizado foram considerados nas componentes espacial e temporal os modelos de variogramas Gaussiano (Gau) (EQUAÇÃO 14), Exponencial (Exp) (EQUAÇÃO 15) e Esférico (Sph) (EQUAÇÃO 16), resultando então no ajuste de nove modelos a serem selecionados para krigagem espaço-temporal. Para seleção da melhor estrutura, optou-se pela estatística da Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio (RMSE) obtida pela comparação da nuvem de pontos do variograma empírico (valores observados) com os valores obtidos pelo ajuste do modelo teórico produto-soma generalizado (valores preditos).

$$y(h)=C_0+C_1 \left[1-\exp \left(-3 \frac{h}{a} \right) \right], 0 < h < d \quad (14)$$

$$y(h)=C_0+C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h^3}{a^3} \right) \right], 0 < h < a; \quad (15)$$

$$y(h)=C_0+C_1, h \geq a$$

$$y(h)=C_0+C_1 \left[1-\exp \left(-3 \frac{h^2}{a} \right) \right], 0 < h < d \quad (16)$$

Em que: d = máxima distância na qual o variograma é definido; a = alcance; C_0 = efeito pepita; $C_0 + C_1$ = patamar.

Para interpolação das variáveis dendrométricas analisadas foi utilizada a técnica da krigagem espaço-temporal por regressão (KR), combinando as estimativas da tendência com a krigagem ordinária espaço-temporal dos resíduos (HEUVELINK, 2012; MEDEIROS *et al.*, 2019). Adicionalmente, para verificar a qualidade da interpolação, foi realizada uma validação cruzada “*leave-one-out*”, sendo calculado a estatística coeficiente de determinação (R^2).

4.3.2 Krigagem dos atributos químicos do solo

A krigagem dos atributos químicos do solo foi realizada por meio da krigagem ordinária (KO), em que foram propostos os ajustes dos modelos teóricos de variograma Gaussiano, Esférico e Exponencial (EQUAÇÕES 14, 15 e 16, respectivamente). Para seleção do melhor modelo, foi realizada a validação cruzada “*leave-one-out*”, utilizando como métrica as medidas estatísticas Raiz Quadrada do Erro Quadrático Médio (RMSE), Erro Médio Absoluto (MAE) e o coeficiente de determinação (R^2). Essas medidas foram obtidas através da comparação entre os valores preditos na krigagem ordinária e os valores observados para cada atributo do solo. Na subsequência, os atributos químicos do solo foram utilizados como variáveis externas para a krigagem das variáveis dendrométricas.

4.3.3 Krigagem das variáveis dendrométricas por deriva externa

Nesta análise optou-se por utilizar a krigagem com deriva externa (KDE) (BOURENNANE; KING; COUTURIER, 2020; ZHANG *et al.*, 2020), em que os atributos químicos do solo foram considerados como variáveis externas para a krigagem das variáveis dendrométricas. As análises foram feitas para os anos 2001, 2008 e 2016, sendo estas as ocasiões em que foram efetuadas as análises químicas do solo.

Preliminarmente, foi realizada a krigagem ordinária (KO) das variáveis dendrométricas, em que foram propostos os ajustes dos modelos teóricos de variograma Gaussiano, Esférico e Exponencial (EQUAÇÕES 14, 15 e 16, respectivamente). Dessa forma, foi possível avaliar o efeito da krigagem por deriva externa sob as variáveis dendrométricas. Em seguida, para cada variável dendrométrica, foi realizada a regressão múltipla considerando as variáveis externas (atributos químicos do solo) como variáveis independentes no ajuste da regressão. Preliminarmente, a variável Mg foi excluída da análise inicial da regressão, por apresentar alta correlação com as demais variáveis independentes e baixa correlação com cada variável de interesse. Adicionalmente, devido as altas correlações entre as variáveis independentes, foi proposta também a análise de Multicolineariedade do modelo, utilizando a estatística Fator de Inflação de Variância (VIF - *Variance Inflation Factor*) e removendo as variáveis com VIF superiores a 10. Ainda na análise da regressão múltipla, devido ao alto número de variáveis independentes, foi realizada a seleção de variáveis utilizando o algoritmo *stepwise* com procedimento *backward* e a estatística Critério de Informação de Akaike (AIC) como seleção.

Após selecionadas as variáveis, a próxima etapa das análises consistiu na krigagem com deriva externa (KDE). Para a seleção do melhor modelo, foi realizada a validação cruzada "*leave-one-out*", utilizando como métrica as medidas estatísticas RMSE, MAE e R².

4.3.4 Dependência espacial e temporal dos dados

Após o ajuste do variograma, foram calculadas as dependências espacial (DE%) e temporal (DT%) dos dados. Para o cálculo das dependências espacial e temporal, foi adotado a equação de Zimback (2001), adaptada de Cambardella *et al.* (1994) (EQUAÇÃO 17).

$$DE(\%) \text{ ou } DT(\%) = \frac{C_1 * 100}{C_1 + C_0} \quad (17)$$

Para avaliar o nível de dependência espacial e temporal dos dados, foram utilizados os intervalos propostos por Zimback (2001), sendo eles: i) dependência forte (DE ou DT > 75%); ii) dependência moderada (25% < DE ou DT < 75%); e dependência fraca (DE ou DT < 25%). Havendo dependência entre os dados, a interpolação (krigagem ordinária – KO, krigagem por regressão – KR ou krigagem com deriva externa - KDE) é recomendada para estimar os valores em locais não amostrados.

4.3.5 Análise Computacional

Todas as análises estatísticas foram conduzidas no *software* R (R Core Team, 2020). Além disso, foram utilizadas as bibliotecas *gstat* (PEBESMA, 2004) e *ggplot2* (WICKHAM, 2016).

4.4 UNIDADES DE MANEJO PARA TECA

A partir da espacialização das variáveis dendrométricas, foi possível estratificar o povoamento florestal e definir as Unidades de Manejo diferenciadas em termos de potencial produtivo. Para isso, foram utilizadas duas diferentes estratégias para o estabelecimento das Unidades de Manejo: i) krigagem espaço-temporal das variáveis dendrométricas; e ii) krigagem das variáveis dendrométricas, considerando os atributos químicos do solo.

Para as diferentes estratégias, arbitrou-se a divisão do povoamento florestal em três classes distintas, em que as Classes I e III são a mais e menos produtivas, respectivamente. Para a krigagem espaço-temporal das variáveis dendrométricas, as classes indicadoras de potencial produtivo foram estabelecidas em três momentos: i) ano de 2012 (13 anos), em que não houve medição; ii) ano de 2018 (19 anos), último inventário florestal realizado; e iii) ano de 2024 (25 anos), rotação final da cultura.

Para a krigagem das variáveis dendrométricas, considerando os atributos químicos do solo, as classes indicadoras de potencial produtivo foram estabelecidas em outras três ocasiões: i) ano de 2001 (2 anos), em que houve a primeira análise de solo; ii) ano de 2008 (9 anos), em que houve a segunda análise de solo; e iii) ano de 2016 (17 anos), em que houve a terceira e última análise de solo.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 INVENTÁRIO FLORESTAL

As estatísticas descritivas (média e desvio padrão) para as variáveis dendrométricas obtidas a partir do inventário florestal realizado durante o período de 2001 a 2018 podem ser visualizadas na TABELA 3. Nota-se que não há informação para o ano de 2012, pois não houve medição nesse ano.

TABELA 3 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA AS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

Ano	Estatística	d	d _{dom}	d _g	h	h _{dom}	h _L	G	V
2001	Média	5,31	6,72	5,39	4,57	5,42	4,78	2,5013	8,5376
	Mínimo	3,37	5,13	3,50	2,66	4,00	3,03	1,0247	2,1115
	Máximo	6,90	8,67	6,94	6,14	7,25	6,28	4,2020	16,6546
	Desvio	7,99	7,95	8,01	6,24	6,14	6,27	12,2133	126,8624
2002	Média	9,42	11,51	9,52	8,30	8,86	8,44	7,5921	37,8502
	Mínimo	7,53	9,51	7,67	6,06	6,88	6,32	3,2243	14,4378
	Máximo	10,96	13,37	11,04	10,72	10,85	10,90	10,2099	58,3608
	Desvio	7,96	7,94	8,00	6,24	6,13	6,27	12,2037	126,8138
2003	Média	12,17	14,76	12,29	10,68	11,30	10,82	12,5757	70,0905
	Mínimo	10,02	12,10	10,09	7,92	8,88	8,19	5,6006	26,3519
	Máximo	13,59	16,47	13,69	13,26	13,43	13,42	16,0887	105,7684
	Desvio	7,95	7,94	8,00	6,23	6,13	6,26	12,1956	126,7801
2004	Média	14,05	17,01	14,18	12,19	12,47	12,22	16,6518	100,5841
	Mínimo	11,24	13,45	11,37	9,24	9,60	9,23	8,8073	41,7936
	Máximo	15,92	18,94	16,04	13,59	14,00	13,62	20,6751	133,2488
	Desvio	7,95	7,94	8,00	6,23	6,13	6,26	12,1928	126,7553
2005	Média	16,16	18,83	16,26	13,81	14,37	13,89	19,9065	128,9904
	Mínimo	13,50	15,85	13,58	10,56	10,90	10,75	10,2666	51,9234
	Máximo	17,63	21,30	17,73	15,48	16,13	15,57	24,3576	169,9338
	Desvio	7,94	7,94	7,99	6,23	6,12	6,26	12,1904	126,7427
2006	Média	17,97	21,10	18,09	15,47	16,46	15,64	23,1342	161,7558
	Mínimo	15,00	17,55	15,10	14,28	15,43	14,47	11,8865	76,8101
	Máximo	19,39	23,83	19,53	15,96	17,07	16,15	27,9739	202,3625
	Desvio	7,95	7,94	7,99	6,23	6,12	6,26	12,1850	126,6862
2007	Média	18,86	22,36	18,99	17,04	18,23	17,24	24,8645	187,7049
	Mínimo	15,86	18,42	15,99	15,72	17,01	15,97	13,4445	95,4660
	Máximo	20,59	25,48	20,72	17,68	18,92	17,87	30,4574	239,3467
	Desvio	7,95	7,94	7,99	6,23	6,12	6,26	12,1811	126,6420

2008	Média	20,46	23,47	20,57	17,82	18,91	17,99	27,1628	210,7012
	Mínimo	17,57	19,89	17,68	16,52	17,67	16,75	14,4678	105,2705
	Máximo	22,48	27,45	22,73	18,50	19,85	18,81	33,6907	271,7275
	Desvio	7,96	7,94	7,99	6,23	6,12	6,26	12,1781	126,6088
2009	Média	21,71	24,96	21,84	18,79	19,97	18,99	29,0895	233,4727
	Mínimo	18,64	21,17	18,75	17,41	18,50	17,69	15,4709	116,6722
	Máximo	23,93	29,13	24,22	19,63	21,04	19,91	36,2484	303,5422
	Desvio	7,97	7,94	7,99	6,23	6,12	6,26	12,1757	126,5789
2010	Média	22,85	26,32	22,98	20,63	22,03	20,86	30,9437	264,5765
	Mínimo	19,16	22,08	19,26	18,73	20,37	19,05	15,7623	125,3971
	Máximo	25,55	30,90	25,86	21,67	23,34	22,07	38,3901	341,2463
	Desvio	7,97	7,94	7,99	6,23	6,12	6,26	12,1745	126,5654
2011	Média	24,32	27,47	24,46	21,30	22,55	21,52	32,6277	283,5427
	Mínimo	20,48	23,05	20,57	19,47	20,90	19,75	11,6952	92,0471
	Máximo	27,42	31,99	27,73	22,44	23,82	22,81	40,7070	367,7384
	Desvio	7,97	7,94	7,99	6,23	6,12	6,26	12,1739	126,5628
2013	Média	26,61	29,28	26,74	22,59	23,14	22,79	35,2701	314,8911
	Mínimo	22,46	24,62	22,56	20,62	21,66	20,85	17,1125	145,7316
	Máximo	29,99	33,42	30,23	23,85	24,21	24,13	43,7434	403,5928
	Desvio	7,97	7,94	7,99	6,23	6,13	6,26	12,1750	126,5801
2014	Média	27,86	30,64	27,99	23,07	23,53	23,28	36,7564	331,4499
	Mínimo	23,55	25,75	23,66	21,12	21,99	21,34	18,1697	157,2619
	Máximo	31,57	35,35	31,82	24,36	24,89	24,67	45,4603	424,0270
	Desvio	7,98	7,95	7,99	6,23	6,13	6,26	12,1777	126,6166
2015	Média	28,61	31,06	28,75	23,93	24,30	24,12	37,5217	343,7426
	Mínimo	23,79	24,95	23,84	22,06	22,62	22,16	18,8644	167,9491
	Máximo	32,41	36,76	32,68	25,09	25,42	25,36	46,5129	439,6137
	Desvio	7,98	7,95	8,00	6,23	6,13	6,26	12,1806	126,6591
2016	Média	29,97	31,65	30,10	24,56	24,78	24,78	38,6252	357,2113
	Mínimo	24,35	25,96	24,46	21,58	22,45	21,87	18,9393	167,9644
	Máximo	34,81	37,56	35,11	26,43	26,42	26,76	48,0158	458,4958
	Desvio	7,98	7,95	8,00	6,24	6,13	6,27	12,1847	126,7167
2017	Média	31,55	33,27	31,69	25,30	25,49	25,54	39,9305	373,0379
	Mínimo	25,63	27,55	25,75	22,14	23,04	22,46	19,7930	178,8471
	Máximo	36,92	39,89	37,25	27,31	27,31	27,73	49,5331	476,8120
	Desvio	7,99	7,96	8,01	6,24	6,14	6,27	12,1897	126,7880
2018	Média	33,10	33,98	33,25	25,85	25,79	26,09	41,0086	385,4512
	Mínimo	26,49	28,52	26,63	22,43	23,16	22,79	20,2751	184,0009
	Máximo	38,29	39,36	38,56	27,86	27,73	28,14	50,8001	491,6217
	Desvio	8,00	7,97	8,01	6,24	6,14	6,27	12,1959	126,8718

Em que: d = diâmetro médio à 1,3 m do solo, em cm; Ddom = diâmetro dominante, em cm; dg = diâmetro quadrático, em cm; h = altura total média, em m; Hdom = altura

dominante, em m; hL = altura de Lorey, em m; G = área basal, em m².ha⁻¹; e V = volume, em m³.ha⁻¹.

5.2 RESULTADOS DAS ANÁLISES DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

Na TABELA 4 é possível analisar os valores médios e os desvios padrão das análises químicas realizadas a partir de amostras coletadas no centro de cada uma das 46 unidades amostrais para os anos de 2001, 2008 e 2016.

TABELA 4 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA OS ATRIBUTOS DO SOLO

Ano	Estatística	pH	P	K ⁺	Ca+Mg	Ca ²⁺	Mg ²⁺	Al ⁺	M.O.	S	CTC
		H ₂ O	mg/dm ³			cmolc/dm ³			g/dm ³	cmolc/dm ³	
2001	Média	5,93	15,20	138,00	6,78	4,99	1,79	0,10	25,02	7,13	10,51
	Mínimo	4,70	3,50	76,00	1,30	0,70	0,60	0,00	13,00	1,50	5,50
	Máximo	6,90	55,00	277,00	10,50	8,10	3,70	1,40	43,00	11,10	16,10
	Desvio	0,47	12,81	40,70	2,52	1,98	0,79	0,29	7,62	2,60	2,78
2008	Média	6,07	5,51	84,35	6,15	4,35	1,80	0,03	23,22	6,37	8,78
	Mínimo	5,20	2,20	36,00	2,25	1,38	0,75	0,00	15,00	2,30	4,60
	Máximo	6,90	30,80	147,00	9,38	6,88	3,63	0,63	35,00	9,70	14,10
	Desvio	0,31	5,51	29,54	1,92	1,57	0,67	0,13	4,55	1,98	2,48
2016	Média	5,67	2,32	58,78	5,14	3,79	1,36	0,12	18,35	5,30	7,95
	Mínimo	4,60	0,80	16,00	1,06	0,58	0,38	0,00	8,00	1,10	4,00
	Máximo	6,60	23,20	125,00	9,36	7,06	3,11	1,25	36,00	9,70	14,00
	Desvio	0,46	3,28	30,62	2,09	1,67	0,69	0,28	6,48	2,14	2,48

Em que: P: fósforo disponível; K⁺ = potássio trocável; Ca+Mg = soma dos cátions cálcio e magnésio; Ca²⁺ = cálcio trocável; Mg²⁺ = magnésio trocável; Al⁺ = alumínio trocável; M.O. = matéria orgânica; SB = soma de bases trocáveis; CTC = capacidade de troca de cátions.

Os valores de pH (H₂O) obtidos foram inferiores a faixa de 6,5 a 7,5. Portanto, adequados ao desenvolvimento da teca (KAOSA-ARD, 1998; TANAKA *et al.*, 1998). De acordo com Costa e Zocche (2009), com o pH entre 5,6 e 6,2 a maioria dos nutrientes encontra-se na forma solúvel e passível de serem absorvidos pelas plantas. Para Drechsel e Zech (1994), o pH ideal para o desenvolvimento da teca está entre 5,5 e 8,0 e o pH limitante ao desenvolvimento está abaixo de 5,5 (pH muito ácido) ou acima de 8,5 (pH muito alcalino). Para Matricardi (1989), o pH ideal para o desenvolvimento da teca está entre 6,2 e 7,2, o pH aceitável está entre 5,5 e 6,1, pH marginal está entre 4,5 e 5,4 e o pH inadequado está abaixo de 4,5.

Os valores de fósforo disponível (P) obtidos foram superiores aos níveis críticos de $0,50 \text{ mg.dm}^{-3}$, estabelecidos para a teca por Mollinedo Garcia (2003). Segundo Drechsel e Zech (1994), o nível ideal de concentração de fósforo para o desenvolvimento da teca está acima de $5,00 \text{ mg.dm}^{-3}$. Para Matricardi (1989), o nível ideal está entre $5,00$ e $10,00 \text{ mg.dm}^{-3}$, a concentração considerada aceitável está entre $3,00$ e $4,99 \text{ mg.dm}^{-3}$, a marginal entre $1,00$ e $2,99 \text{ mg.dm}^{-3}$ e a inadequada abaixo de $0,99 \text{ mg.dm}^{-3}$. O potássio trocável (K^+) apresentou valores superiores aos níveis críticos de $4,50 \text{ mg.dm}^{-3}$ estabelecidos para a teca por Mollinedo Garcia (2003). Para Matricardi (1989), o nível de potássio ideal para o desenvolvimento da teca está acima de $120,00 \text{ mg.dm}^{-3}$, a concentração considerada aceitável está entre $40,00$ e $119,99 \text{ mg.dm}^{-3}$, a marginal entre $15,00$ e $39,99 \text{ mg.dm}^{-3}$ e a inadequada abaixo de 15 mg.dm^{-3} .

A concentração de cálcio trocável (Ca^{2+}) foi inferior à concentração ideal de $10,00 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ recomenda por Vásquez e Ugalde (1995) e Mollinedo Garcia (2003). No entanto, para as análises realizadas em 2001 e 2008, foi superior ao limite crítico de $4,00 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$. (MATA, 1999). A concentração de magnésio trocável (Mg^{2+}) foi inferior ao recomendado de $5,00 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ (MOLLINEDO GARCIA, 2003). De acordo com o autor, o nível ideal de magnésio para o desenvolvimento da teca está acima de $10,00 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$. Para Matricardi (1989), o nível ideal está entre $2,00$ e $4,00 \text{ mg.dm}^{-3}$, a concentração considerada aceitável está entre $1,00$ e $1,99 \text{ mg.dm}^{-3}$, a marginal entre $0,30$ e $0,99 \text{ mg.dm}^{-3}$ e a inadequada abaixo de $0,30 \text{ mg.dm}^{-3}$. A combinação Ca+Mg apresentou nível ideal de concentração nos anos de 2002 e 2018, com concentrações acima do considerado aceitável ($> 6,00 \text{ mg.dm}^{-3}$) por Matricardi (1989). Para o ano de 2016, a concentração foi considerada aceitável (entre $2,50$ e $5,99 \text{ mg.dm}^{-3}$), segundo o mesmo autor.

O alumínio trocável (Al^+) foi inferior ao valor máximo de $1,3 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ tolerável para o desenvolvimento da teca (VAIDES LÓPEZ, 2004). Para Matricardi (1989), o nível ótimo é de $0,00 \text{ mg.dm}^{-3}$, a concentração considerada aceitável está entre $0,00$ e $0,20 \text{ mg.dm}^{-3}$, a marginal entre $0,20$ e $1,00 \text{ mg.dm}^{-3}$ e a inadequada acima de $1,00 \text{ mg.dm}^{-3}$.

Os teores de matéria orgânica (MO) encontrados foram satisfatórios para o fornecimento de nutrientes e para a manutenção do valor do pH do solo (SUZUKI *et al.*, 2007). Para Matricardi (1989), o nível ótimo está acima de $40,00 \text{ mg.dm}^{-3}$, a

concentração considerada boa está entre 25,00 e 39,99 mg.dm⁻³, a marginal entre 8,00 e 24,99 mg.dm⁻³ e a inadequada abaixo de 8,00 mg.dm⁻³.

A capacidade de troca de cátions (CTC) encontrada foi considerada em nível ideal de concentração no ano de 2002, com concentrações acima do considerado ótimo (> 10,00 mg.dm⁻³) por Matricardi (1989). Para os anos de 2008 e 2016, as concentrações foram consideradas aceitáveis (entre 4,00 e 10,00 mg.dm⁻³), segundo o mesmo autor. Segundo Alves *et al.* (2014), a CTC é uma característica físico-química fundamental ao manejo adequado da fertilidade do solo, quanto maior a CTC do solo, maior o número de cátions que este solo pode reter.

5.3 KRIGAGEM ESPAÇO-TEMPORAL DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

A análise exploratória das variáveis dendrométricas por meio de gráficos de dispersão e a análise de tendência dessas variáveis com as covariáveis longitude, latitude, idade, desbaste e densidade podem ser observados nos Apêndices 1 e 2, respectivamente. Na TABELA 5 é possível observar as estimativas do modelo de regressão para as variáveis dendrométricas. O desbaste foi desconsiderado das análises por não apresentar significância com as variáveis de interesse, ao nível de 5% de probabilidade. Em todos os casos, o melhor modelo de regressão foi estimado com base nos efeitos linear e quadrático da idade, com coeficientes de determinação entre 86,05% para a área basal (G) e 97,15% para a altura dominante (Hdom), o que é indicativo da qualidade dos ajustes das variáveis dendrométricas.

TABELA 5 -ESTIMATIVAS DO MODELO DE REGRESSÃO PARA AS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

Variável	Parâmetros	Estimativa	Erro padrão	statistic t	p valor	R ²
d	(Intercepto)	2,6414	0,2825	9,3504	< 0,05	94,23%
	Idade	2,3549	0,0617	38,1795	< 0,05	
	(Idade ²)	-0,0428	0,0029	-15,0024	< 0,05	
Ddom	(Intercepto)	3,2289	0,3055	10,56874	< 0,05	93,16%
	Idade	2,9212	0,0667	43,7906	< 0,05	
	(Idade ²)	-0,0715	0,0031	-23,1845	< 0,05	
dg	(Intercepto)	2,6836	0,2775	9,6715	< 0,05	94,40%
	Idade	2,3751	0,0606	39,2021	< 0,05	

	(Idade ²)	-0,0436	0,0028	-15,5733	< 0,05	
h	(Intercepto)	1,3309	0,1618	8,2276	< 0,05	96,89%
	Idade	2,3936	0,0353	67,7706	< 0,05	
	(Idade ²)	-0,0599	0,0016	-36,7154	< 0,05	
Hdom	(Intercepto)	1,3422	0,1525	8,8007	< 0,05	97,15%
	Idade	2,6179	0,0333	78,6185	< 0,05	
	(Idade ²)	-0,0721	0,0015	-46,8546	< 0,05	
hL	(Intercepto)	1,4482	0,1595	9,0786	< 0,05	97,01%
	Idade	2,3990	0,0348	68,8756	< 0,05	
	(Idade ²)	-0,0599	0,0016	-37,1938	< 0,05	
G	(Intercepto)	-4,4713	0,6692	-6,6815	< 0,05	86,05%
	Idade	4,5852	0,1461	31,3803	< 0,05	
	(Idade ²)	-0,1193	0,0068	-17,6721	< 0,05	
V	(Intercepto)	-69,2708	6,4691	-10,7080	< 0,05	87,93%
	Idade	38,1999	1,4125	27,0444	< 0,05	
	(Idade ²)	-0,7600	0,0653	-11,6421	< 0,05	

Em que: d: diâmetro à altura do peito médio, em cm (1,30 m do solo); Ddom: diâmetro dominante, em cm; dg: diâmetro quadrático médio, em cm; h: altura total média, em m; Hdom: altura dominante, em m; hL: altura de Lorey, em m; G: área basal, em m².ha⁻¹; V: volume, em m³.ha⁻¹.

Na TABELA 6 é possível observar a estatística RMSE, utilizada para a seleção da melhor combinação de modelos para a predição das variáveis dendrométricas, em que a melhor combinação produziu o menor erro. Nota-se que para a variável Hdom, a melhor combinação de modelos foi a EE (exponencial para o espaço e tempo). Para as variáveis h e hL, a melhor combinação foi a SE (esférico para o espaço e exponencial para o tempo). Para as variáveis Ddom e V, a melhor combinação foi a GS (gaussiano para o espaço e esférico para o tempo). Para as variáveis d, dg e G, a melhor combinação foi a GE (gaussiano para o espaço e exponencial para o tempo).

Os variogramas empírico e teórico obtidos para cada variável de interesse pode ser visualizado no Apêndice 3. A validação cruzada “*leave-one-out*” para a verificação da qualidade do ajuste pode ser visualizada no Apêndice 4.

TABELA 6 - ESTATÍSTICA RMSE OBTIDA PELA COMPARAÇÃO DA NUVEM DE PONTOS DO VARIOGRAMA EMPÍRICO COM OS VALORES ESTIMADOS PELO MODELO TEÓRICO PRODUTO-SOMA GENERALIZADO

Variável	ES	EE	EG	SE	SS	SG	GE	GS	GG
d	0,3020	0,2970	0,3030	0,3170	0,3590	0,3220	2,9500	0,3100	0,3010
Ddom	0,4412	0,4464	0,4581	0,4667	0,4760	0,4814	0,4416	0,4380	0,4534
dg	0,3673	0,3634	0,3735	0,3871	0,4219	0,3973	0,3605	0,3751	0,3713
h	0,1342	0,1122	0,1196	0,1086	0,1496	0,1153	0,1160	0,1398	0,1255
Hdom	0,1256	0,1148	0,1220	0,1244	0,1367	0,1319	0,1184	0,1296	0,1255
hL	0,1415	0,1186	0,1277	0,1131	0,1557	0,1430	0,1239	0,1468	0,1338
G	2,6313	2,4902	2,5444	3,9971	3,9850	4,0144	2,3921	2,9041	2,4384
V	278,54	286,94	298,17	384,73	381,47	389,16	279,47	272,72	288,80

Em que: ES: modelo exponencial para o espaço e modelo esférico para o tempo; EE: modelo exponencial para o espaço e para o tempo; EG: modelo exponencial para o espaço e gaussiano para o tempo; SE: modelo esférico para o espaço e exponencial para o tempo; SS: modelo esférico para o espaço e para o tempo; SG: modelo esférico para o espaço e gaussiano para o tempo; GE: modelo gaussiano para o espaço e exponencial para o tempo; GS: modelo gaussiano para o espaço e esférico para o tempo; e GG: modelo gaussiano para o espaço e para o tempo.

Na TABELA 7 é possível observar as estimativas do modelo produto-soma generalizado para as variáveis dendrométricas. O alcance temporal ficou entre 738 dias, ou aproximadamente 2 anos para a variável Hdom (modelo exponencial), e 99.869 dias, ou aproximadamente 273 anos, para a variável G (modelo exponencial).

O alcance espacial apresentou valores entre 190 m para a variável V (modelo gaussiano) e 484 m para a variável Ddom (modelo gaussiano). Para distâncias superiores a esses valores, os dados devem ser tratados como independentes, ou seja, as parcelas de inventário florestal para serem abordadas de forma dependente espacialmente, podem ser distanciadas umas das outras até estas distâncias definidas. Analisando a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e dendrométricos em um plantio de *Tectona grandis*, Pereira *et al.* (2013) encontrou uma dependência espacial forte para o diâmetro à altura do peito (d) para um raio de alcance de 48 m. Resultados satisfatórios também foram encontrados por Bona (2014), em que avaliando a variabilidade espacial do diâmetro à altura do peito (d) do eucalipto, encontrou alcance espacial de 168 m para a estimativa da variável pelo variograma cruzado. De acordo com o mesmo autor, as estimativas feitas com interpolação por krigagem ordinária utilizando valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, e os mapas gerados são mais representativos.

O cálculo das dependências espacial (DE %) e temporal (DT %) para as variáveis dendrométricas foi realizado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma. Nota-se que, para as variáveis d , D_{dom} e d_g a dependência espacial foi moderada ($25\% < DE < 75\%$), enquanto a dependência temporal foi considerada forte ($DT > 75\%$). Para as demais variáveis de interesse (h , H_{dom} , h_L , G e V), tanto a dependência espacial quanto a temporal foi considerada forte, com níveis superiores a 75% (TABELA 7). Quanto maior a dependência espacial da variável, melhor será a estrutura espacial e maior a precisão obtida na estimativa em locais não amostrados. Em outro caso, quando a dependência espacial é considerada fraca, a aplicação da geoestatística não é recomendada, pois, na análise geral do desempenho do variograma, a ocorrência da dependência espacial fraca ou nula caracteriza a aleatoriedade dos dados, e não justifica o uso da modelagem geoestatística (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Pereira *et al.* (2013), estudando a variabilidade espacial das variáveis dendrométricas em plantios de teca, concluíram que as variáveis diâmetro à altura do peito (d) e volume (V) apresentaram estrutura de dependência espacial forte, enquanto a altura (h) apresentou estrutura de dependência espacial moderada, indicativo de existir caráter de continuidade espacial, porém com menor precisão nas estimativas em relação às que possuem forte dependência espacial. Lundgren, Da Silva e Ferreira (2015), ao avaliar as estimativas de volume de madeira de eucalipto por cokrigagem, krigagem e regressão, confirmaram a existência de dependência espacial nos variogramas, tanto para o volume de madeira (V) quanto para o diâmetro à altura do peito (d). Álvares *et al.* (2009), em estudo da produtividade e qualidade de plantações de *Eucalyptus*, observaram forte dependência espacial para o incremento médio anual (IMA) em área basal e para altura dominante (H_{dom}). Resultados semelhantes para plantios de eucalipto foram obtidos por Lima (2018), Souza *et al.* (2015), Bona (2014), Silva *et al.* (2013), Lima *et al.* (2010) e Mello (2004).

Resultados satisfatórios também foram obtidos por Höck, Payn e Shirley (1998), quando os autores estudaram os Índices de Sítio para *Pinus radiata* na floresta de Kaingaroa na Nova Zelândia e concluíram que, para a altura dominante (H_{dom}), há forte correlação e indicativo do potencial da krigagem na classificação de sítio. Bognola (2007) também obteve boas estimativas durante a espacialização de valores preditos dos Índices de Sítio (IS) para *Pinus taeda* por meio da relação deste índice com os três primeiros componentes principais, em que pelo método da co-krigagem

multivariada via modelo exponencial, o autor obteve explicação de 72,2% da variância total dos dados.

TABELA 7 - ESTIMATIVAS DO MODELO PRODUTO-SOMA GENERALIZADO

Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	k	DE ou DT (%)
d	Espacial (gaussiano)	0,0920	0,1617	437 metros	24,00	63,74
	Temporal (exponencial)	0,0337	0,8584	4.345 dias		96,22
Ddom	Espacial (gaussiano)	1,0927	1,7386	484 metros	24,00	61,41
	Temporal (esférico)	0,0000	0,0653	3.555 dias		100,00
dg	Espacial (gaussiano)	0,0982	0,1693	387 metros	24,00	63,29
	Temporal (exponencial)	0,0176	0,7664	4.203 dias		97,76
h	Espacial (esférico)	0,0000	0,3617	312 metros	2,80	100,00
	Temporal (exponencial)	0,0500	0,4473	1.459 dias		89,95
Hdom	Espacial (exponencial)	0,0743	0,2992	394 metros	23,76	80,11
	Temporal (exponencial)	0,0000	0,1069	738 dias		100,00
hL	Espacial (esférico)	0,0000	0,3783	310 metros	2,43	100,00
	Temporal (exponencial)	0,0335	0,4471	1.326 dias		93,03
G	Espacial (gaussiano)	0,0000	0,0268	194 metros	23,96	100,00
	Temporal (exponencial)	1,7272	28,9301	99.869 dias		94,37
v	Espacial (gaussiano)	0,0000	10,4580	190 metros	19,86	100,00
	Temporal (esférico)	1,7303	9,0612	37.579 dias		83,97

Em que: Nugget: efeito pepita (τ^2); Sill: patamar ($\tau^2 + \sigma^2$); Range: alcance (ϕ); K: razão entre efeito pepita e patamar; DE (%): dependência espacial, em percentagem; DT (%): dependência temporal, em percentagem.

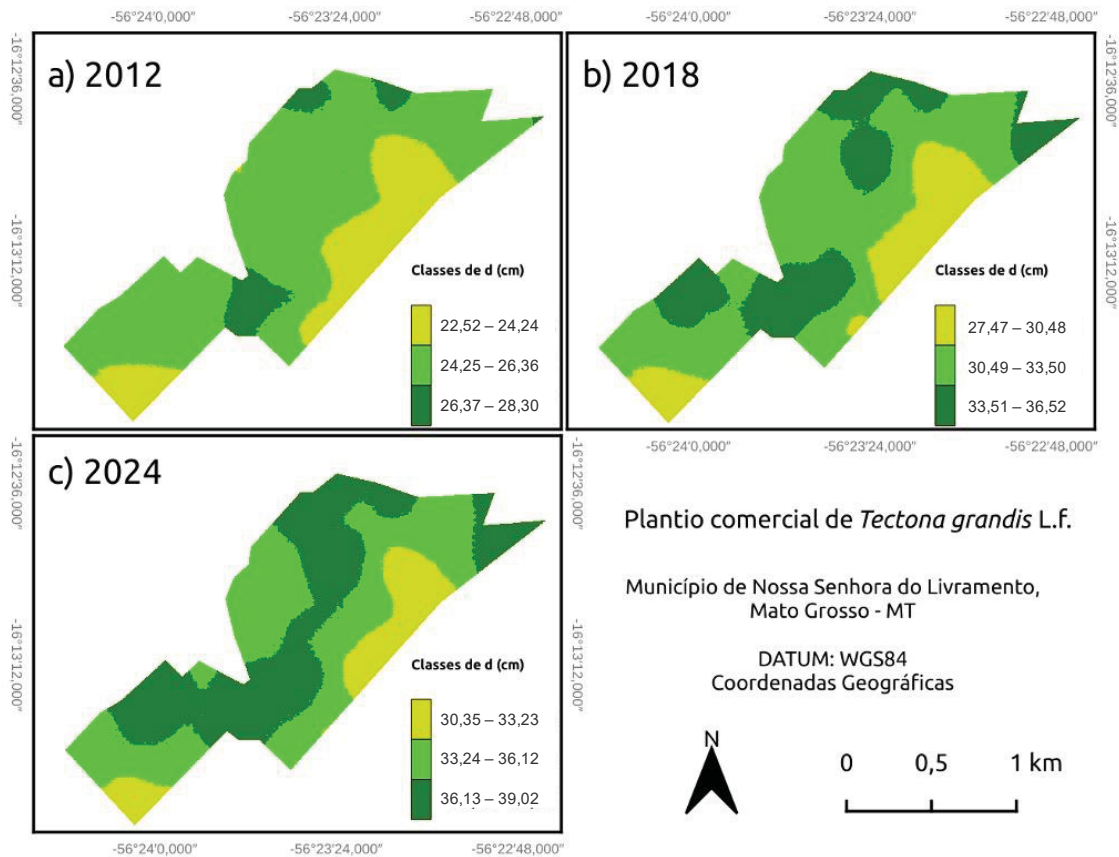
A interpolação por meio da krigagem espaço-temporal para cada variável de interesse pode ser visualizada a cada ano (2001 a 2024) no Apêndice 5. Da mesma forma, podem ser observados os erros de predição para cada variável de interesse no Apêndice 6.

5.3.1 Unidades de Manejo para os anos 2012, 2018 e 2024

A partir da análise do variograma espaço-temporal foi possível obter as estimativas do modelo produto-soma generalizado para todas as variáveis dendrométricas. Considerando os baixos valores de k (razão efeito pepita e patamar) e os altos valores de dependências espacial (DE %) e temporal (DT %) é possível estratificar o povoamento florestal em termos de potencial produtivo e definir as Unidades de Manejo utilizando qualquer variável dendrométrica.

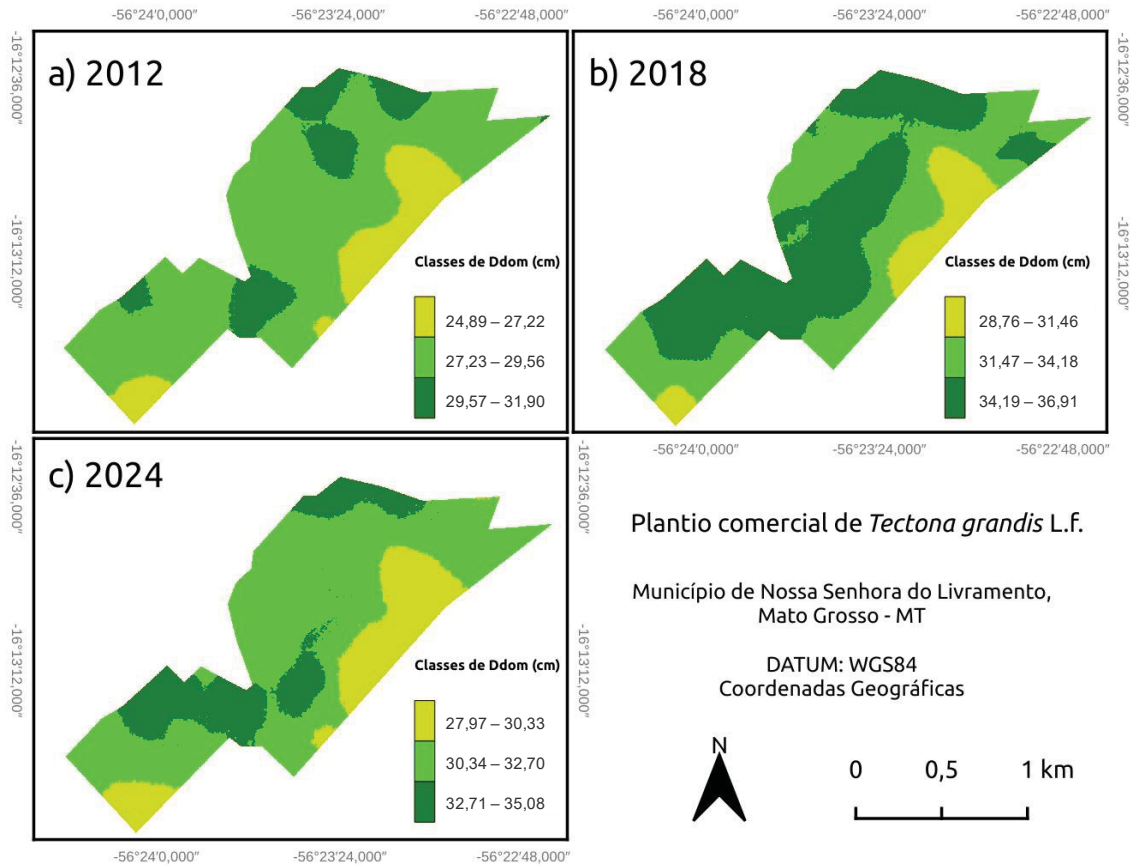
O mapa da espacialização do diâmetro à altura do peito (d) pode ser observado na FIGURA 5. As classes de d (cm) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 26,37 | 28,30; Classe II) 24,25 | 26,36 e Classe III) 22,52 | 24,24. As classes de d (cm) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 33,51 | 36,52; Classe II) 30,49 | 33,50 e Classe III) 27,47 | 30,48. As classes de d (cm) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 36,13 | 39,02; Classe II) 33,24 | 36,12 e Classe III) 30,35 | 33,23.

FIGURA 5 - ESPACIALIZAÇÃO DO DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



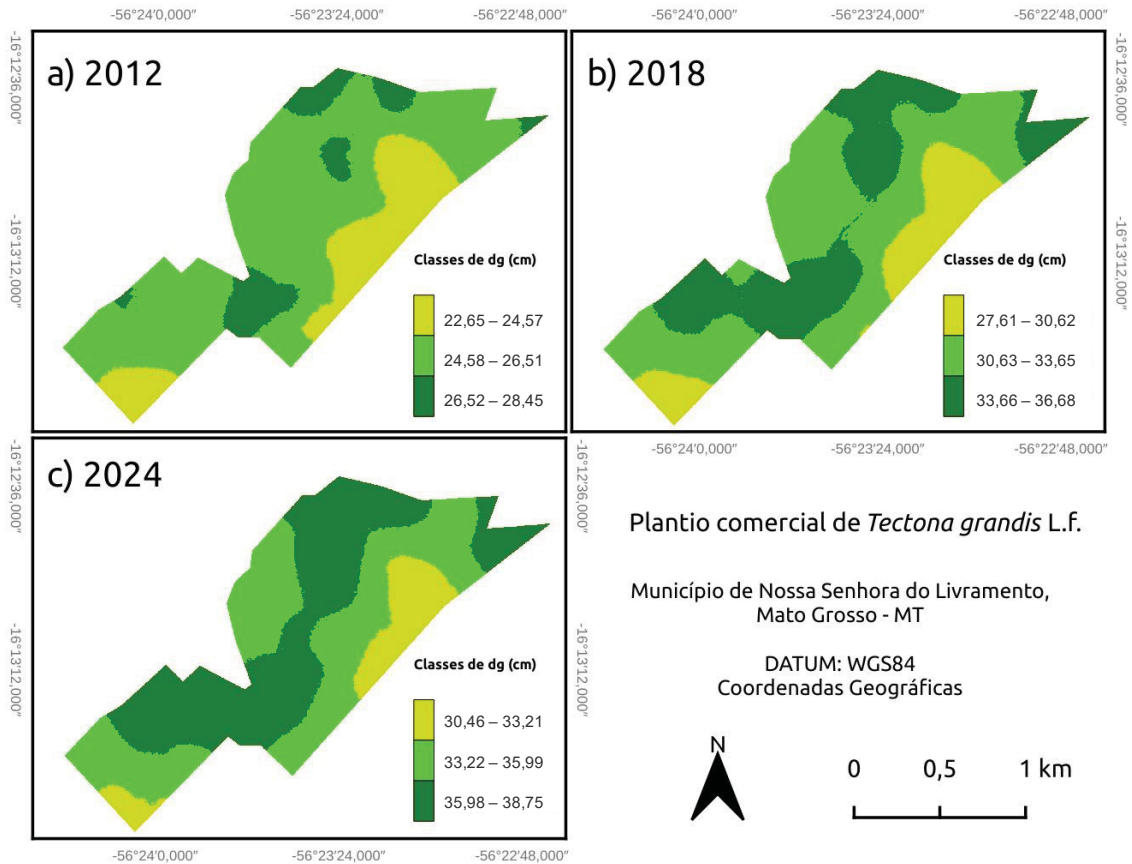
O mapa da espacialização do diâmetro dominante (Ddom) pode ser observado na FIGURA 6. As classes de Ddom (cm) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 29,57 | 31,90; Classe II) 27, 23 | 29,56 e Classe III) 24,89 | 27, 22. As classes de Ddom (cm) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 34, 19 | 36,91; Classe II) 31,47 | 34,18 e Classe III) 28,76 | 31,46. As classes de Ddom (cm) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 32,71 | 35,08; Classe II) 30,34 | 32,70 e Classe III) 27,97 | 30,33.

FIGURA 6 - ESPACIALIZAÇÃO DO DIÂMETRO DOMINANTE EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



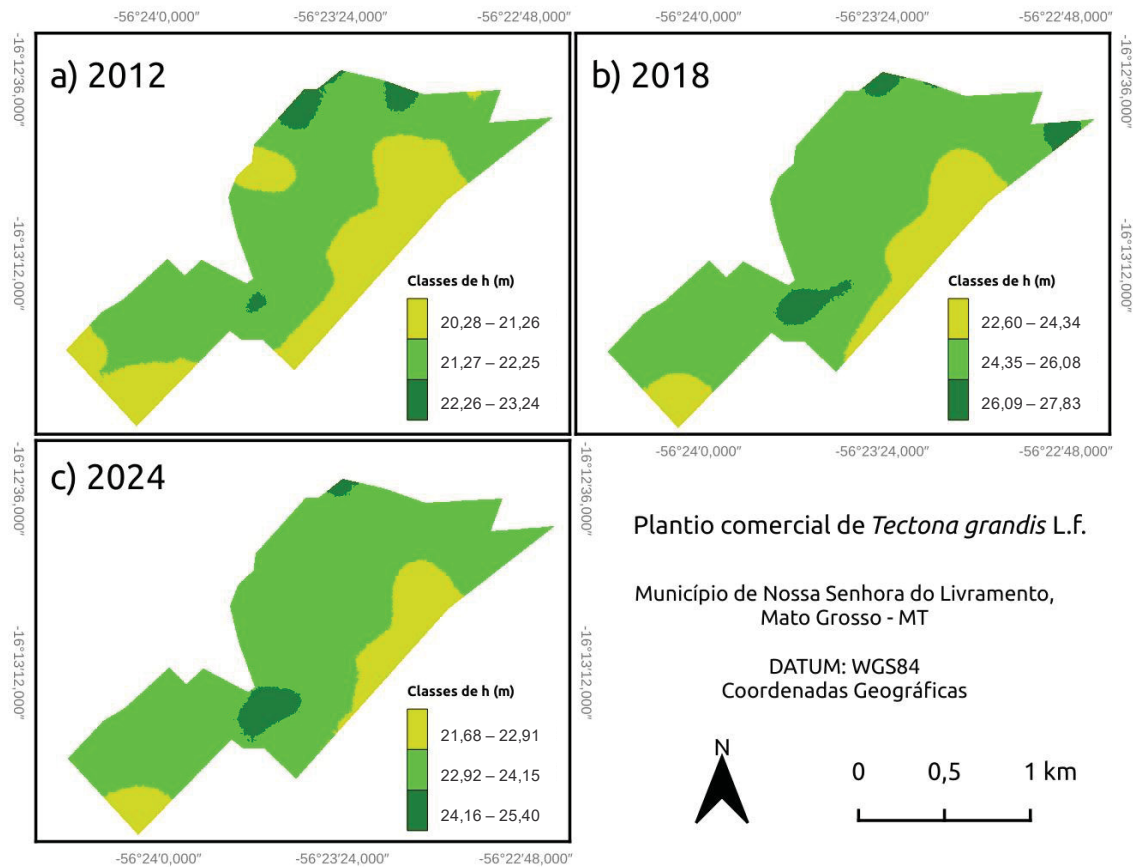
O mapa da espacialização do diâmetro quadrático médio (dg) pode ser observado na FIGURA 7. As classes de dg (cm) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 26,52 | 28,45; Classe II) 24,58 | 26,51 e Classe III) 22,65 | 24,57. As classes de dg (cm) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 33,66 | 36,68; Classe II) 30,63 | 33,65 e Classe III) 27,61 | 30,62. As classes de dg (cm) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 35,98 | 38,75; Classe II) 33,22 | 35,97 e Classe III) 30,46 | 33,21.

FIGURA 7 - ESPACIALIZAÇÃO DO DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



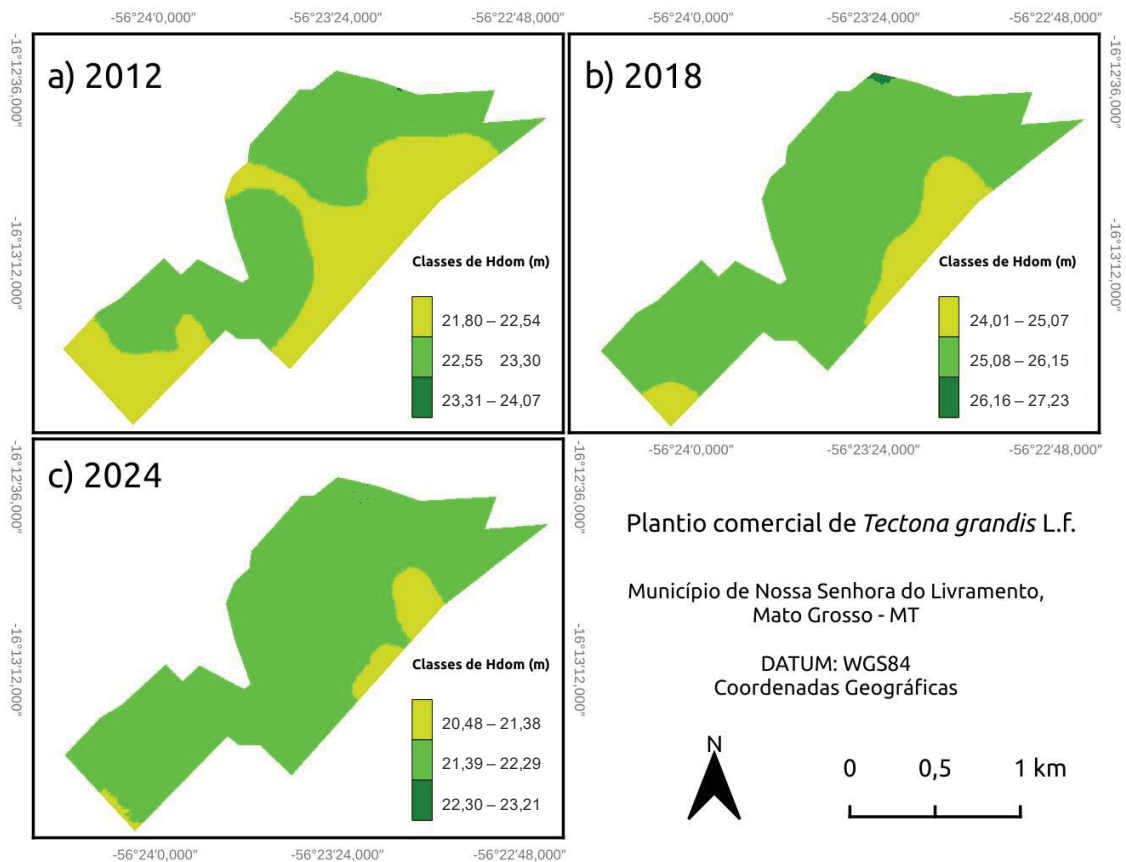
O mapa da espacialização da altura média (h) pode ser observado na FIGURA 8. As classes de h (m) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 22,26 | 23,24; Classe II) 21,27 | 22,25 e Classe III) 20,28 | 21,26. As classes de h (m) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 26,09 | 27,83; Classe II) 24,35 | 26,08 e Classe III) 22,60 | 24,34. As classes de h (m) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 24,16 | 25,40; Classe II) 22,92 | 24,15 e Classe III) 21,68 | 22,91.

FIGURA 8 - ESPACIALIZAÇÃO DA ALTURA MÉDIA EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



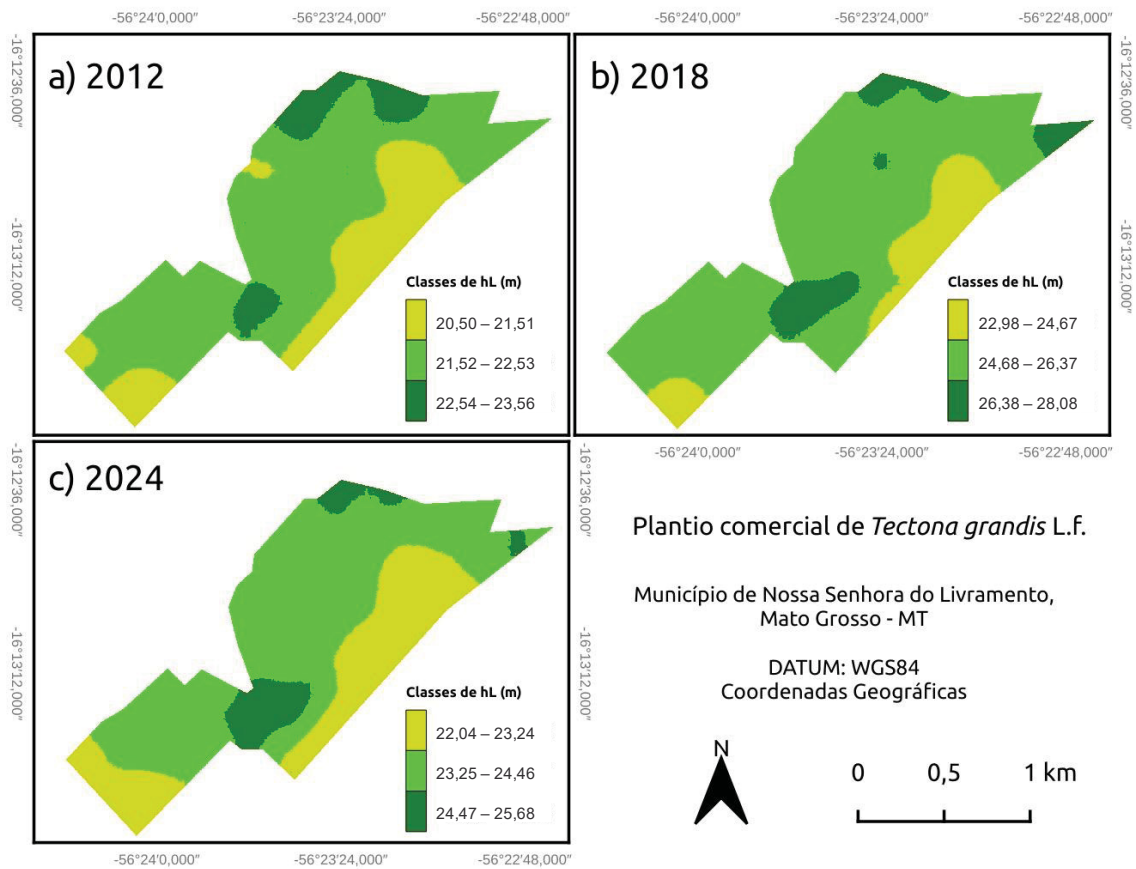
O mapa da espacialização da altura dominante (Hdom) pode ser observado na FIGURA 9. As classes de Hdom (m) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 23,31 | 24,07; Classe II) 22,55 | 23,30 e Classe III) 21,80 | 22,54. As classes de Hdom (m) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 26,16 | 27,23; Classe II) 25,08 | 26,15 e Classe III) 24,01 | 25,07. As classes de Hdom (m) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 22,30 | 23,21; Classe II) 21,39 | 22,29 e Classe III) 20,48 | 21,38.

FIGURA 9 - ESPACIALIZAÇÃO DA ALTURA DOMINANTE EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



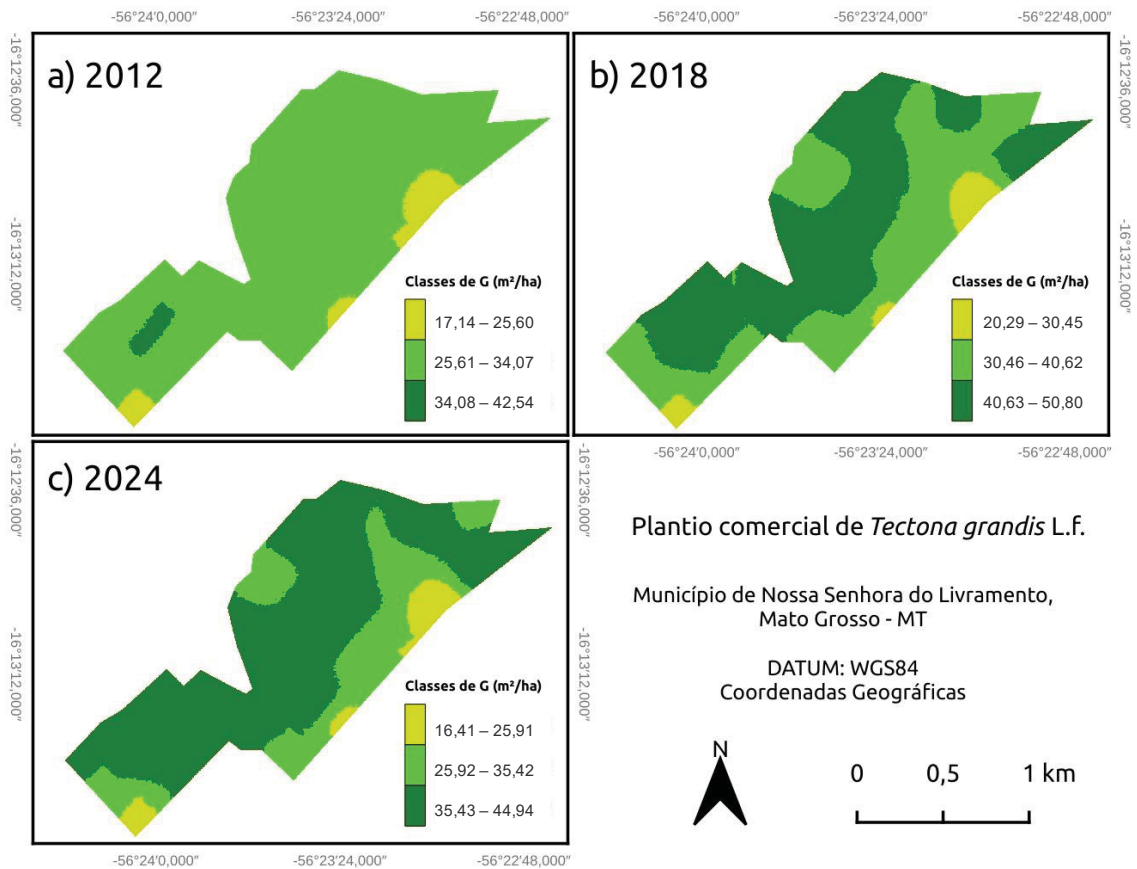
O mapa da espacialização da altura de Lorey (hL) pode ser observado na FIGURA 10. As classes de hL (m) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 22,54 | 23,56; Classe II) 21,52 | 22,53 e Classe III) 20,50 | 21,51. As classes de hL (m) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 26,38 | 28,08; Classe II) 24,68 | 26,37 e Classe III) 22,98 | 24,67. As classes de hL (m) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 24,47 | 25,68; Classe II) 23,25 | 24,46 e Classe III) 22,04 | 23,24.

FIGURA 10 - ESPACIALIZAÇÃO DA ALTURA DE LOREY EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



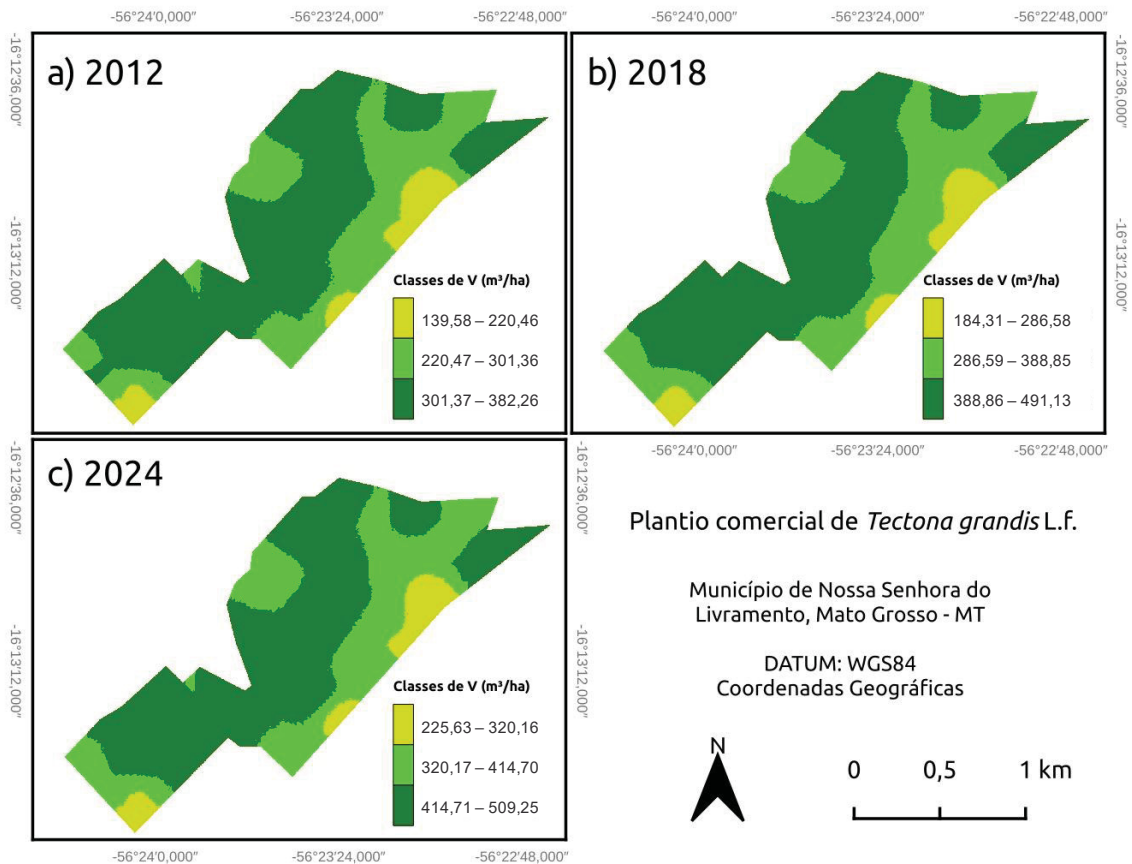
O mapa da espacialização da área basal (G) pode ser observado na FIGURA 11. As classes de G ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 34,08 | 42,54; Classe II) 25,61 | 34,07 e Classe III) 17,14 | 25,60. As classes de G ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 40,63 | 50,80; Classe II) 30,46 | 40,62 e Classe III) 20,29 | 30,45. As classes de G ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 35,43 | 44,94; Classe II) 25,92 | 35,42 e Classe III) 16,41 | 25,91.

FIGURA 11 - ESPACIALIZAÇÃO DA ÁREA BASAL EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



O mapa da espacialização do volume (V) pode ser observado na FIGURA 12. As classes de V ($m^3 \cdot ha^{-1}$) para o ano de 2012 (13 anos) foram: Classe I) 301,37 | 382,26 (134,32 ha); Classe II) 220,47 | 301,36 (74,36 ha) e Classe III) 139,58 | 220,46 (14,48 ha). As classes de V ($m^3 \cdot ha^{-1}$) para o ano de 2018 (19 anos) foram: Classe I) 388,86 | 491,13 (130,94 ha); Classe II) 286,59 | 388,85 (78,19 ha) e Classe III) 184,31 | 286,58 (14,03 ha). As classes de V ($m^3 \cdot ha^{-1}$) para o ano de 2024 (25 anos) foram: Classe I) 414,71 | 509,25 (131,10 ha); Classe II) 320,17 | 414,70 (77,97 ha) e Classe III) 225,63 | 320,16 (14,09 ha).

FIGURA 12 - ESPACIALIZAÇÃO DO VOLUME EM PLANTIOS COMERCIAIS DE TECA



Apesar da possibilidade de definir as Unidades de Manejo utilizando qualquer variável dendrométrica, com o presente trabalho se buscou estabelecê-las em função do produto florestal desejado, ou seja, pelo maior volume.

Ainda que o volume seja um parâmetro importante para avaliação do estoque de madeira e análise do potencial produtivo das florestas, em plantios de teca o manejo tem por finalidade a produção de “madeira limpa”, ou seja, sem a presença de nós ou de outros defeitos, pois fornece matéria prima de alto valor agregado, sendo destinada às serrarias, laminação, faqueadoras e movelarias de alto padrão (FIGUEIREDO; SÁ, 2015). Ademais, os desbastes favorecem o crescimento dos indivíduos fenotipicamente superiores, possibilitando a produção de matéria prima para diferentes mercados finais. Os desbastes são prescrições necessárias para reduzir a competição entre árvores e descartar árvores de baixa qualidade e desrama para melhorar a qualidade do fuste das árvores remanescentes (JEREZ-RICO; COUTINHO, 2017). Portanto, quando são estudados os índices de produtividade de povoamentos florestais, sobretudo para plantios de teca, é sempre importante que os dados estejam acompanhados do regime de manejo aplicado.

A aparente homogeneidade do plantio florestal foi contradita por meio da análise visual da heterogeneidade espacial das variáveis dendrométricas, sobretudo do diâmetro à altura do peito (d) (FIGURA 5) e volume (V) (FIGURA 12), resultantes da variabilidade espacial da qualidade do sítio. Por isso, a utilização de valores médios de amostras não permite caracterizar a variabilidade da estrutura dendrométrica das áreas plantadas. Desse modo, a combinação da análise geoestatística com os dados dos inventários florestais permite fornecer imagens da estrutura espacial dos plantios.

Considerando que árvores com maior crescimento em diâmetro resultam em maior produção de matéria seca individual, observou-se, por meio da análise gráfica dos mapas apresentados, que o diâmetro à altura do peito (d) apresentou comportamento semelhante ao volume (V), em que os maiores diâmetros e volumes concentraram-se na mesma faixa do talhão, evidenciando a correlação positiva entre essas variáveis para esta espécie (FIGURAS 5 e 12). Portanto, a semelhança espacial do volume (V) com o diâmetro à altura do peito (d) ratificou os ajustes geoestatísticos satisfatórios da relação $V \times d$ para a estimativa 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 (PELLISSARI *et al.*, 2014). Ademais, considerando que a teca é exigente por luz e fortemente afetada pela competição intraespecífica, os desbastes na fase juvenil do povoamento são essenciais para a aceleração do incremento volumétrico ao início da fase adulta dos indivíduos remanescentes (CALDEIRA; OLIVEIRA, 2008). Assim, os desbastes mais intensos poderão ser direcionados aos locais com valores maiores de área basal e nas regiões com crescimento inferior, os cortes parciais poderão ser menos intensos durante o período de condução dos plantios, com o intuito de regular a produção volumétrica na área de plantio.

O estudo realizado por Pftuz (2020), para a mesma área de pesquisa, corrobora com os resultados encontrados no presente estudo. A autora observou maior correlação entre o volume (V) e a área basal (G), e demonstrou a maior influência do diâmetro para determinação dos volumes. Sendo assim, é possível concluir que, nos locais onde a produção volumétrica é maior, estão presentes os maiores indivíduos, com maiores volumes médios individuais. Portanto, a análise das Unidades de Manejo por meio do volume (V) permite analisar o potencial produtivo do povoamento florestal.

Com os resultados alcançados pelo modelo geoestatístico exponencial foi possível visualizar o comportamento do volume (V) para o final do ciclo, aos 25 anos, possibilitando definir a espacialização de três Unidades de Manejo diferenciadas para a teca, de acordo com as classes de volume (V). São elas: Classe I) 414,71 ┆ 509,25 (131,10 ha); Classe II) 320,17 ┆ 414,70 (77,97 ha) e Classe III) 225,63 ┆ 320,16 (14,09 ha). Sob o ponto de vista do manejo florestal, sobretudo do inventário florestal, o estabelecimento das Unidades de Manejo por meio do volume fornece subsídios para o planejamento do inventário, pois a estratificação do povoamento florestal em subáreas homogêneas permite direcionar um determinado método ou processo de amostragem a ser empregado em futuras remedições (PELISSARI *et al.*, 2014). Portanto, com a espacialização do volume foi possível a estratificação da floresta em subpopulações homogêneas, permitindo que durante a futura alocação de unidades amostrais seja feita em intensidades ideais, obtenção de estimativas mais precisas a custos reduzidos.

Coutinho (2018), em estudo da capacidade produtiva em plantios comerciais de acácia-negra, concluiu que as Unidades de Manejo para a espécie podem ser aplicadas no estudo da relação entre o índice de uniformidade (baseado no PV50) e atributos do meio físico (altitude e matéria orgânica do solo). O autor observou que há uma tendência em locais onde a altitude e o teor de matéria orgânica são maiores apresentarem maiores valores para o PV50. Portanto, esses locais são considerados mais uniformes, onde a floresta é mais homogênea, ou seja, árvores com volumes mais homogêneos, com menores índices de mortalidade e menores percentagens de falhas de plantio. Bognola (2007), em estudo do potencial produtivo para *Pinus taeda*, a partir do Índice de Sítio, verificou que o uso da integração de geoprocessamento com técnicas geoestatísticas, por meio da co-krigagem ordinária multivariada, é possível definir com precisão as Unidades de Manejo para a espécie.

Leal *et al.* (2011), no trabalho sobre o mapeamento de unidades produtivas utilizando a interpolação geoespacial krigagem a partir de inventário florestal em plantio de *Eucalyptus urophylla*, concluíram que o método de interpolação krigagem ordinária é eficiente para estimar volume em unidades produtivas no povoamento florestal em estudo.

5.4 KRIGAGEM DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

Embora a normalidade dos dados não seja um pré-requisito à aplicação das análises geoestatísticas, a presença de assimetria pode ser prejudicial, devido ao peso de poucas observações no processo de estimação em locais não amostrados (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Deste modo, no presente estudo, após análise exploratória dos dados, observou-se um comportamento assimétrico para a variável fósforo disponível (P). Sendo assim, optou-se pela transformação logarítmica dessa variável, para reduzir a assimetria de sua distribuição.

Na TABELA 8 é possível observar os resultados da validação cruzada, utilizado para a seleção dos melhores modelos para a predição dos atributos químicos do solo em locais não amostrados para o ano de 2001 (2º ano). O modelo gaussiano foi o melhor para descrever a variabilidade espacial dos seguintes atributos químicos: cálcio trocável (Ca^{2+}), magnésio trocável (Mg^{2+}), combinação Ca+Mg, alumínio trocável (Al^+), matéria orgânica (MO), soma de bases trocáveis (SB) e capacidade de troca de cátions (CTC). O modelo exponencial foi o melhor para descrever a variabilidade espacial dos atributos pH (H_2O) e fósforo disponível (P). O modelo esférico foi considerado o melhor para descrever a variabilidade espacial do potássio trocável (K^+).

TABELA 8 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2001

Variável	MAE			RMSE			R ²		
	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
pH (H_2O)	0,3014	0,3021	0,0303	0,4111	0,4084	0,4125	25,22	26,16	24,72
P (Log)	9,2045	9,2607	9,4441	12,4347	12,3283	12,5447	7,53	8,52	6,27
K^+	22,3013	22,4857	21,8834	31,9073	31,5457	30,7149	41,39	41,19	44,58
Ca+Mg	1,2871	1,3737	1,3596	1,5867	1,6246	1,6161	60,37	58,46	58,90
Ca^{2+}	1,0411	1,1143	1,1019	1,2953	1,3648	1,3398	57,73	53,17	54,78
Mg^{2+}	0,4180	0,4345	0,4469	0,5164	0,5313	0,5429	57,80	55,32	53,75
Al^{3+}	0,1354	0,1356	0,1364	0,2707	0,2771	0,276	13,56	10,35	10,74
MO	3,9559	3,8918	3,9673	4,892	5,0767	5,0663	59,90	56,49	56,86
SB	1,3361	1,4273	1,4137	1,6371	1,6813	1,6729	60,52	58,37	58,78
CTC	1,4660	1,4097	1,4416	1,7715	1,7887	1,7895	59,44	58,51	58,61

Em que: MAE: Erro Médio Absoluto; RMSE: Erro Quadrático Médio; R²: Coeficiente de Determinação; Gau: modelo Gaussiano; Exp: modelo Exponencial; e Sph: modelo Esférico.

Na TABELA 9 é possível observar as estimativas dos parâmetros dos modelos de variograma para a análise de solo realizada em 2001. O alcance espacial variou entre 385,00 m para o cálcio trocável (Ca^{2+}), utilizando o modelo gaussiano, e 656,86 m para o potássio trocável (K^+), utilizando o modelo esférico.

A dependência espacial para cada atributo químico do solo para o ano de 2001 foi calculada com os parâmetros obtidos nos ajustes dos variogramas (FIGURA 13). A dependência espacial foi considerada moderada ($25\% < \text{DE} \leq 75\%$) para o fósforo disponível (P) e para o alumínio trocável (Al^+), com dependência espacial de 72,14% e 67,39%, respectivamente. Para os demais atributos químicos do solo a dependência espacial foi considerada forte ($\text{DE} > 75\%$), oscilando entre 76,61% para o pH (H_2O) e 99,55% para o potássio trocável (K^+).

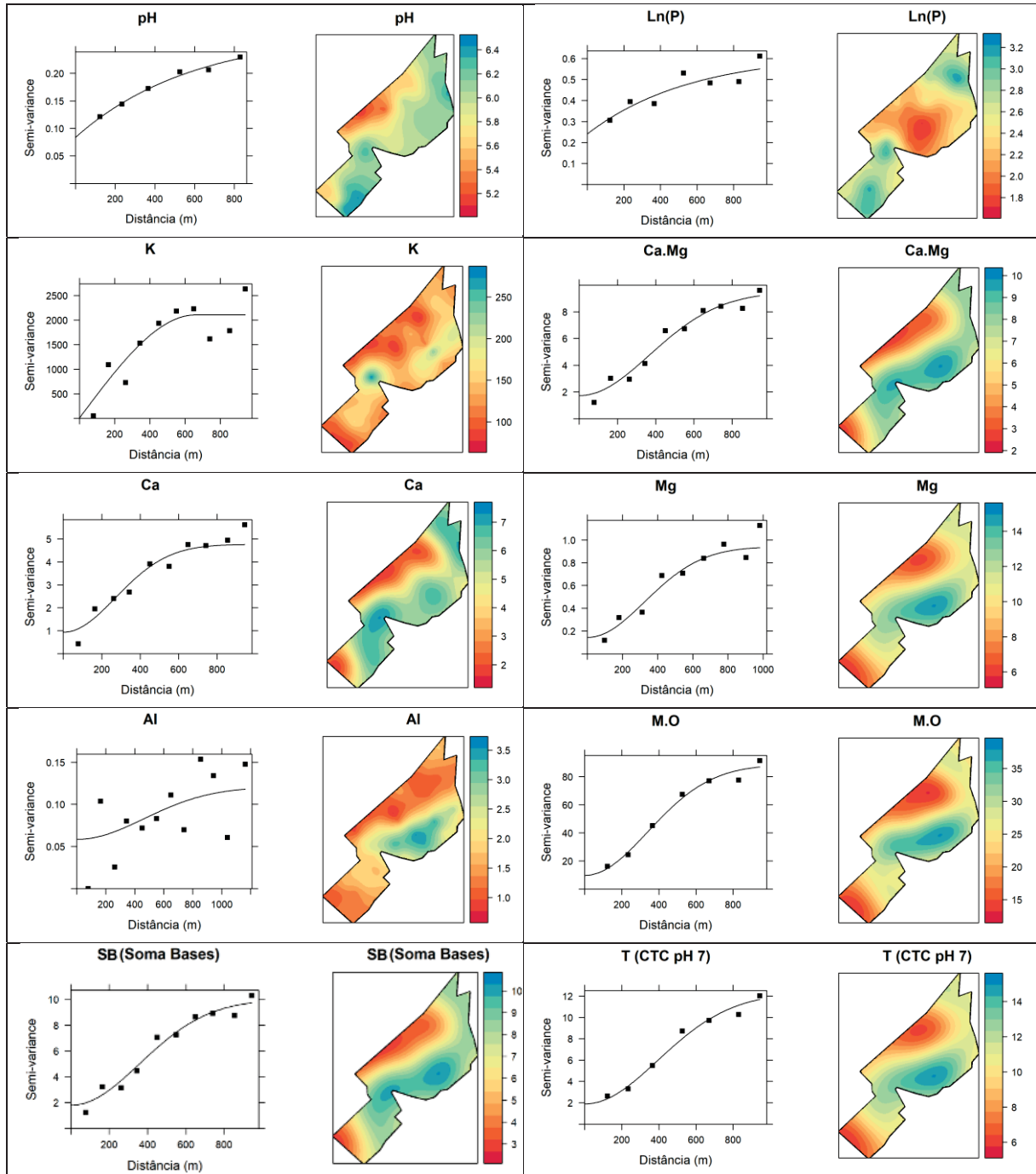
Os variogramas teóricos obtidos, assim como os mapas com a espacialização de cada atributo químico do solo para o ano de 2001, podem ser visualizados na FIGURA 13.

TABELA 9 - ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE VARIOGRAMA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2001

Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
pH (H_2O)	Exponencial	0,0836	0,2738	588,9315	76,61
P (Log)	Exponencial	0,2406	0,6229	564,6129	72,14
K^+	Esférico	9,4139	2104,1736	656,8609	99,55
Ca+Mg	Gaussiano	1,7207	9,4822	521,4674	84,64
Ca^{2+}	Gaussiano	0,9328	4,7716	385,0002	83,65
Mg^{2+}	Gaussiano	0,1435	0,9414	461,8940	86,77
Al^{3+}	Gaussiano	0,0584	0,1207	655,7951	67,39
M.O.	Gaussiano	9,6447	88,4984	480,9680	90,17
SB	Gaussiano	1,7898	9,9908	507,9976	84,81
CTC	Gaussiano	1,8878	12,2767	557,7810	86,67

Em que: Nugget: efeito pepita (τ^2); Sill Partial: patamar parcial; Sill: patamar ($\tau^2 + \sigma^2$); Range: alcance (ϕ); e K: razão entre efeito pepita e patamar.

FIGURA 13 - VARIOGRAMAS E KRIGAGEM PARA OS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO ANALISADOS NO ANO DE 2001



Na TABELA 10 é possível observar os resultados da validação cruzada, utilizada para a seleção dos melhores modelos para a predição dos atributos químicos do solo em locais não amostrados para o ano de 2008 (9º ano). O modelo gaussiano foi o melhor para descrever a variabilidade espacial do pH (H₂O), fósforo disponível (P), magnésio trocável (Mg²⁺), combinação Ca+Mg, alumínio trocável (Al⁺) e a soma de bases trocáveis (SB). O modelo exponencial foi o melhor para descrever a variabilidade espacial do cálcio trocável (Ca²⁺). O modelo esférico foi considerado o

melhor para descrever a variabilidade espacial do potássio trocável (K^+), matéria orgânica (MO) e da capacidade de troca de cátions (CTC).

TABELA 10 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2008

Variável	MAE			RMSE			R ²		
	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
pH (H ₂ O)	0,1843	0,1818	0,1826	0,2733	0,2741	0,2734	23,01	21,72	22,13
P (Log)	0,4134	0,4194	0,4345	0,5566	0,5664	0,5702	14,59	11,54	10,77
K ⁺	17,6495	16,4993	16,0501	22,0635	20,8382	20,6015	41,31	46,02	47,31
Ca+Mg	1,0135	1,0413	1,0558	1,2889	1,3119	1,3227	53,93	52,35	51,51
Ca ²⁺	0,8699	0,8355	0,8297	1,0653	1,0201	1,0288	53,55	57,29	56,46
Mg ²⁺	0,4027	0,4154	0,422	0,5302	0,5347	0,5454	36,79	35,81	33,63
Al ³⁺	0,0537	0,055	0,0551	0,1168	0,1199	0,1198	16,29	12,51	12,53
MO	2,2253	2,2316	2,1754	2,7824	2,8236	2,7766	61,85	60,70	61,99
SB	1,0137	1,0559	1,0713	1,3084	1,3364	1,3407	55,44	53,40	53,11
CTC	1,2967	1,2288	1,2068	1,5705	1,5169	1,5157	59,25	61,93	61,99

Em que: MAE: Erro Médio Absoluto; RMSE: Erro Quadrático Médio; R²: Coeficiente de Determinação; Gau: modelo Gaussiano; Exp: modelo Exponencial; e Sph: modelo Esférico.

Na TABELA 11 é possível observar as estimativas dos parâmetros dos modelos de variograma para a análise de solo realizada em 2008. O alcance espacial variou entre 133,76 m para o fósforo disponível (P), utilizando o modelo gaussiano, e 1.063,65 m para a capacidade de troca de cátions (CTC), com o modelo esférico. A dependência espacial para cada atributo químico do solo para o ano de 2008 foi calculada com os parâmetros obtidos nos ajustes dos variogramas (FIGURA 14). A dependência espacial foi considerada moderada ($25\% < DE \leq 75\%$) para o alumínio trocável (Al^+), com dependência espacial de 74,38%. Para os demais atributos químicos do solo a dependência espacial foi considerada forte ($DE > 75\%$), oscilando entre 81,16% para a combinação Ca+Mg e 100,00% para o pH(H₂O) e para o fósforo disponível (P).

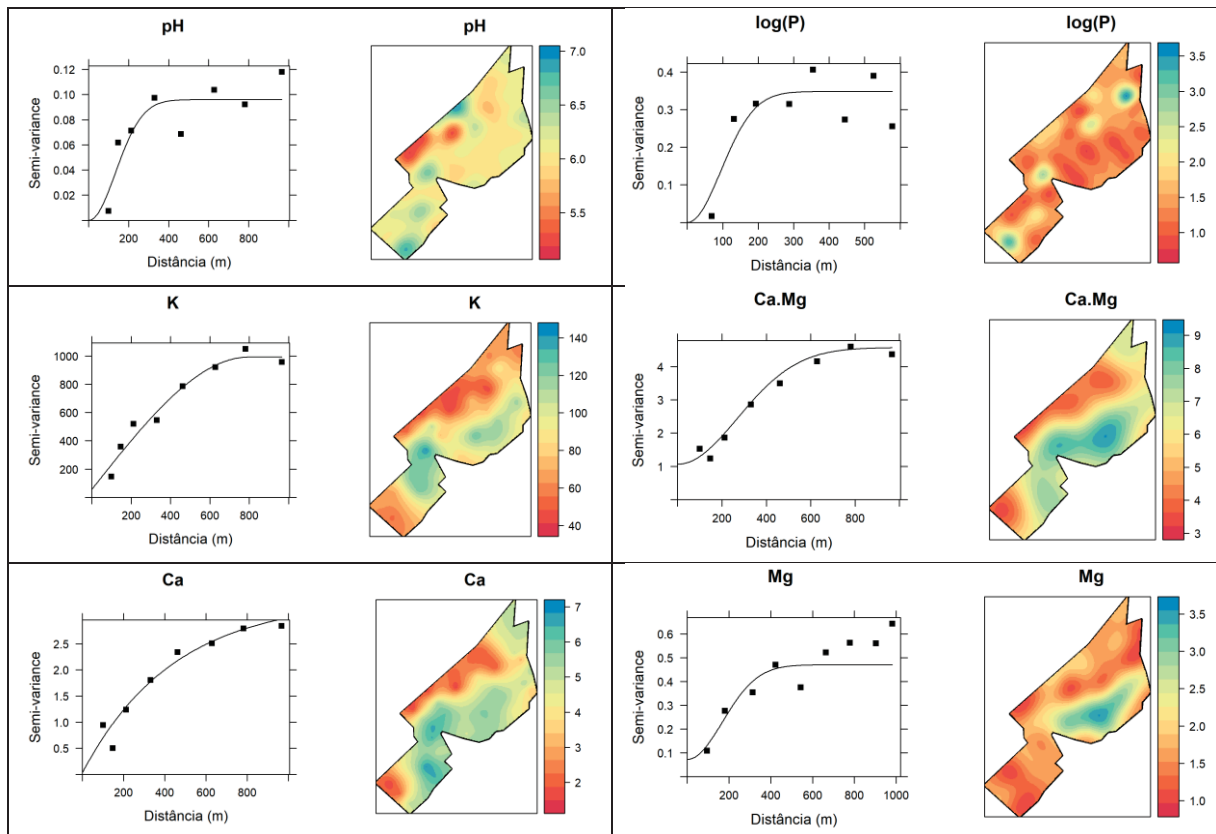
Os variogramas teóricos obtidos, assim como os mapas com a espacialização de cada atributo químico do solo para o ano de 2008, podem ser visualizados na FIGURA 14.

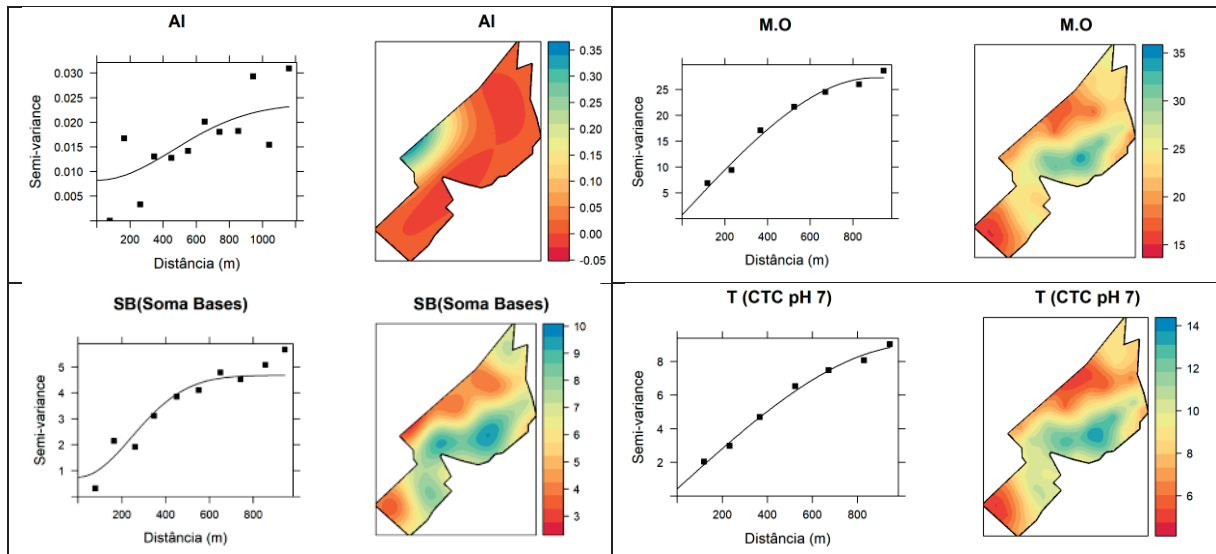
TABELA 11 - ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE VARIOGRAMA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2008

Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
pH (H ₂ O)	Gaussiano	0,0000	0,0960	189,0692	100,00
P (Log)	Gaussiano	0,0000	0,3482	133,7652	100,00
K ⁺	Esférico	55,4810	993,4864	796,9173	94,71
Ca+Mg	Gaussiano	1,0626	4,5775	381,4053	81,16
Ca ²⁺	Exponencial	0,0329	3,3509	443,5630	99,03
Mg ²⁺	Gaussiano	0,0719	0,4706	237,0983	86,75
Al ³⁺	Gaussiano	0,0082	0,0238	651,4006	74,38
M.O.	Esférico	0,6876	27,2681	899,1049	97,54
SB	Gaussiano	0,7482	4,6824	347,5437	86,22
CTC	Esférico	0,4245	8,9807	1063,6500	95,49

Em que: Nugget: efeito pepita (τ^2); Sill Partial: patamar parcial; Sill: patamar ($\tau^2 + \sigma^2$); Range: alcance (ϕ); e K: razão entre o efeito pepita e patamar.

FIGURA 14 - VARIOGRAMAS E KRIGAGEM PARA OS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO ANALISADOS NO ANO DE 2008





Na TABELA 12 é possível observar os resultados da validação cruzada, utilizada para a seleção dos melhores modelos para a predição dos atributos químicos do solo em locais não amostrados para o ano de 2016 (17º ano). O modelo gaussiano foi o melhor para descrever a variabilidade espacial do fósforo disponível (P), alumínio trocável (Al^+), matéria orgânica (MO) e da capacidade de troca de cátions (CTC). O modelo exponencial foi o melhor para descrever a variabilidade espacial do pH (H_2O), magnésio trocável (Mg^{2+}) e da combinação Ca+Mg. O modelo esférico foi considerado o melhor para descrever a variabilidade espacial do potássio trocável (K^+), cálcio trocável (Ca^{2+}) e da soma de bases trocáveis (SB).

TABELA 12 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2016

Variável	MAE			RMSE			R ²		
	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
pH (H_2O)	0,3075	0,3007	0,3012	0,3989	0,3940	0,3945	24,32	26,10	25,91
P (Log)	0,3801	0,3869	0,3848	0,5412	0,5513	0,5450	12,48	10,14	11,83
K^+	20,9340	20,0939	19,8056	27,2572	26,1891	25,3480	21,71	26,14	30,12
Ca+Mg	1,1187	1,0650	1,0708	1,3523	1,2943	1,3047	57,68	60,81	60,27
Ca^{2+}	0,7708	0,7709	0,7535	0,9493	0,9451	0,9368	67,08	67,44	67,96
Mg^{2+}	0,5004	0,4771	0,4789	0,618	0,5784	0,5837	24,75	31,49	30,28
Al^{3+}	0,1506	0,1487	0,1472	0,2597	0,2631	0,2622	14,60	12,23	12,81
MO	3,6506	3,7599	3,7374	4,6621	4,7896	4,7990	47,07	44,12	43,98
SB	1,1547	1,0822	1,0587	1,3681	1,3162	1,2968	58,71	61,55	62,68
CTC	1,3682	1,3456	1,3250	1,7337	1,7712	1,7487	50,50	48,65	49,98

Em que: MAE: Erro Médio Absoluto; RMSE: Erro Quadrático Médio; R²: Coeficiente de Determinação; Gau: modelo Gaussiano; Exp: modelo Exponencial; e Sph: modelo Esférico.

Na TABELA 13 é possível observar as estimativas dos parâmetros dos modelos de variograma para a análise de solo realizada em 2016. O alcance espacial variou entre 373,17 m para o magnésio trocável (Mg^{2+}), com o uso do modelo exponencial, e 1.208,12 m para o cálcio trocável (Ca^{2+}), com o uso do modelo esférico. A dependência espacial para cada atributo químico do solo para o ano de 2016 foi calculada com os parâmetros obtidos nos ajustes dos variogramas (FIGURA 15). A dependência espacial foi considerada moderada ($25 \% < DE \leq 75 \%$) para o fósforo disponível (P) e para o alumínio trocável (Al^+), com dependência espacial de 61,52% e 64,33%, respectivamente. Para os demais atributos químicos do solo a dependência espacial foi considerada forte ($DE > 75 \%$), oscilando entre 77,83% para o potássio trocável (K^+) e 100% para o magnésio trocável (Mg^{2+}) e para a combinação Ca+Mg.

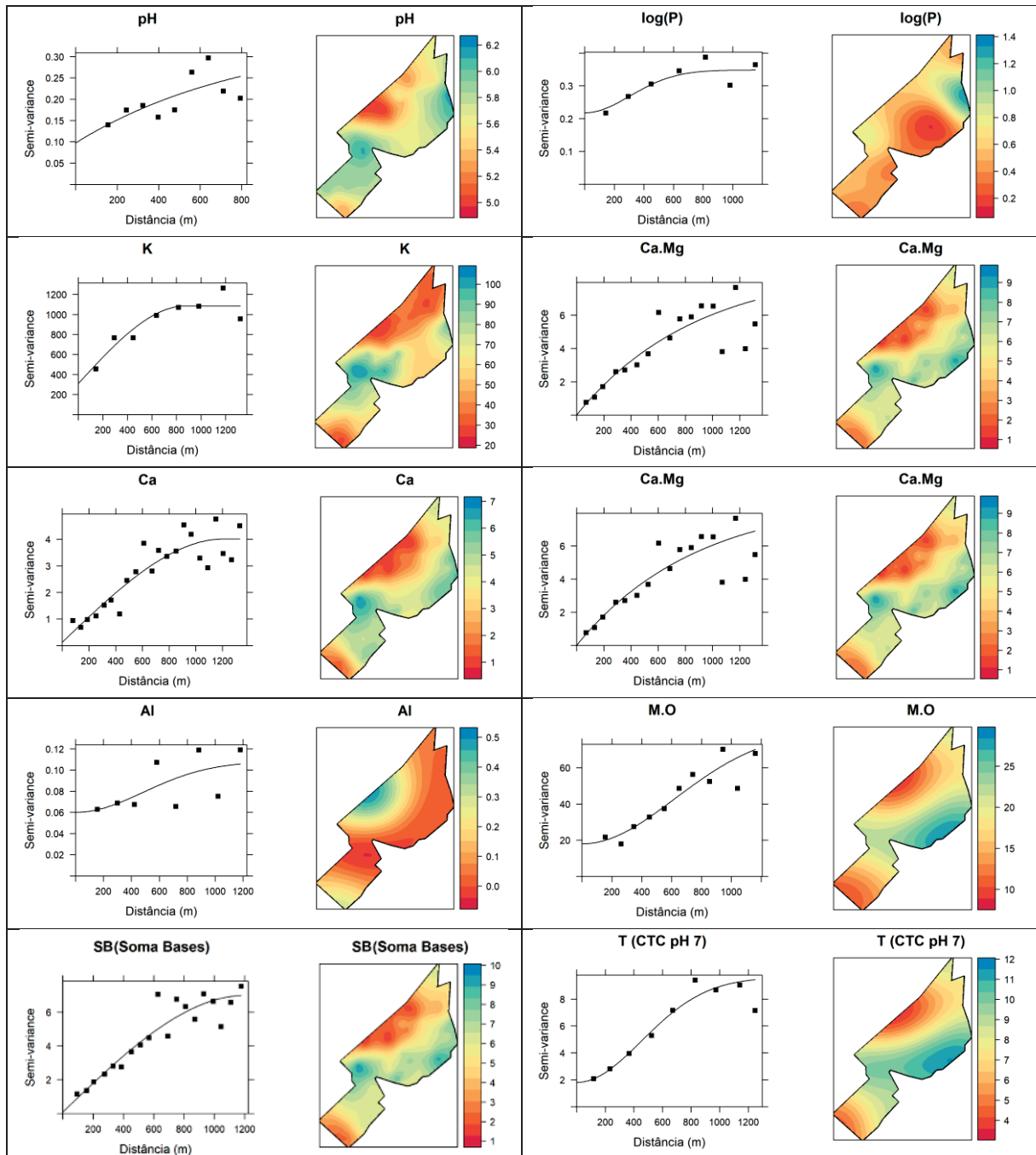
Os variogramas teóricos obtidos, assim como os mapas com a espacialização de cada atributo químico do solo para o ano de 2016, podem ser visualizados na FIGURA 15.

TABELA 13 - ESTIMATIVAS DOS MODELOS DE VARIOGRAMA PARA A ANÁLISE DE SOLO REALIZADA EM 2016

Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
pH (H₂O)	Exponencial	0,0973	0,3535	843,6054	78,4161
P (Log)	Gaussiano	0,2180	0,3485	433,2501	61,5181
K⁺	Esférico	309,1067	1084,8456	872,0023	77,8252
Ca+Mg	Exponencial	0,0000	8,9234	883,0021	100,0000
Ca²⁺	Esférico	0,1228	4,0115	1208,1260	97,0297
Mg²⁺	Exponencial	0,0000	0,6554	373,1750	100,0000
Al³⁺	Gaussiano	0,0600	0,1082	685,2894	64,3282
M.O.	Gaussiano	17,9608	80,9482	875,4490	81,8411
SB	Esférico	0,0863	6,9842	1199,1700	98,7794
CTC	Gaussiano	1,8064	9,6188	641,3796	84,1893

Em que: Nugget: efeito pepita (τ^2); Sill: patamar ($\tau^2 + \sigma^2$); Range: alcance (ϕ); e K: razão entre efeito pepita e patamar.

FIGURA 15 - VARIOGRAMAS E KRIGAGEM PARA OS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO ANALISADOS NO ANO DE 2016



Observa-se a uma redução geral nas concentrações dos atributos do solo, com elevação na variabilidade ao longo dos anos e uma grande amplitude nos atributos químicos estudados (FIGURAS 13, 14 e 15). Essas alterações numéricas revelam a influência do cultivo homogêneo da teca nas propriedades químicas do solo (PELISSARI; CALDEIRA; SANTOS, 2014). A amplitude mostra os problemas que podem ocorrer quando se usa a média dos valores para o manejo da fertilidade, pois, em alguns locais, a aplicação de fertilizante poderá ser inferior à dosagem necessária,

ao passo que em outros, poderá ser condizente com as necessidades e, em outros casos, poderá haver aplicação excessiva.

Em geral, para todos os anos, os níveis de pH do solo foram abaixo do valor ótimo de 6,5 a 7,5 (FAVARE; GUERRINI; BACKES, 2012). Mollinedo Garcia (2003) e Gonzáles (2010) estabeleceram que a teca não deve ser cultivada em sítios com pH inferior a 5,5, pois seu crescimento é limitado pela redução na disponibilidade de diversos elementos essenciais no solo. Diante disso e, de acordo com a análise da distribuição do pH do solo ao longo dos anos, é possível inferir quanto a necessidade de correções de acidez do solo em regiões específicas da área florestada, sobretudo na região central do plantio, visando ao estabelecimento dos indivíduos pós-plantio e o desenvolvimento dos indivíduos conduzidos após a realização dos desbastes. As alterações na variabilidade espacial do pH do solo está relacionado com a incorporação de matéria orgânica resultante da serapilheira e dos resíduos culturais dos desbastes (MÁRQUEZ *et al.*, 1993). A incorporação da matéria orgânica ao solo contribui para a redução da acidez do solo aos níveis que possibilitam a disponibilidade adequada dos nutrientes às raízes das plantas (COSTA; ZOCHE, 2009).

Nota-se uma redução dos níveis de fósforo (P) no ano de 2008 (9 anos) e a homogeneização da sua distribuição espacial, o que pode estar associado com a maior absorção e retenção do fósforo durante a fase juvenil do desenvolvimento da teca. Segundo Mata (1999), a teca é eficiente na utilização do fósforo, com alto poder de assimilação (VALLEJOS BARRA, 1996) para o desenvolvimento do seu sistema radicular (BEHLING, 2009). Para o ano de 2016 (17 anos) a concentração de fósforo foi inferior ao mínimo de $0,5 \text{ mg.dm}^{-3}$ em grande parte do plantio. Segundo Mollinedo Garcia (2003), níveis fósforo inferiores a aproximadamente $0,5 \text{ mg.dm}^{-3}$ são críticos ao desenvolvimento da teca, sendo necessário incorporá-lo ao solo com a aplicação de fertilizantes. A partir da análise da distribuição espacial do fósforo, é possível recomendar a realização de adubações fosfatadas em todos os períodos avaliados, principalmente na região central do plantio. A adubação fosfatada tem o propósito de beneficiar o desenvolvimento do sistema radicular dos indivíduos (BEHLING, 2009; PELISSARI; CALDEIRA; SANTOS, 2014).

As concentrações de potássio (K^+), em todas as idades, foram superiores a $4,5 \text{ mg.dm}^{-3}$. Segundo Mollinedo Garcia (2003), níveis de potássio, inferiores a aproximadamente $4,5 \text{ mg.dm}^{-3}$ são críticos ao desenvolvimento da teca, sendo

necessário incorporá-lo ao solo com a aplicação de fertilizantes. Foram observadas fortes reduções da sua concentração no solo ao longo dos anos, pois o aumento da necessidade desse elemento está intimamente ligado às atividades enzimáticas do metabolismo vegetal das espécies de crescimento rápido (ABOD; SIDDIQUI, 2002). De acordo com Castellanos (2006), a disponibilidade do potássio tende a influenciar o crescimento da teca devido a sua relação com os processos metabólicos das plantas (MORAES *et al.*, 2008).

As concentrações de cálcio (Ca^{2+}) no solo foram inferiores à concentração recomendada por Mollinedo Garcia (2003), de $10 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$, em que foram observadas diminuição da concentração desse elemento ao longo dos anos. A partir da análise da distribuição espacial do cálcio, é possível recomendar a realização de correções em toda a extensão de plantio. A teca é considerada uma espécie altamente exigente em cálcio (TANAKA *et al.*, 1998; GONZÁLEZ, 2004), respondendo significativamente ao acréscimo deste elemento no solo (MATRICARDI, 1989).

As concentrações de magnésio (Mg^{2+}) sofreram diminuição ao longo dos anos, com grande variabilidade espacial. A partir da análise gráfica, é possível inferir que há necessidade de elevação significativa dos teores desse atributo durante a adubação, em todos os períodos de avaliação, visando atender às necessidades recomendáveis ao desenvolvimento adequado da teca (PELLISSARI; CALDEIRA; SANTOS, 2014). De acordo com Behling (2000), as observações para as características espaciais dos atributos Ca^{2+} e Mg^{2+} do solo foram ocasionadas pela incorporação da serapilheira formada anualmente, em razão do grau elevado de deciduidade foliar da espécie e à concentração alta desses elementos nas folhas.

A estrutura espacial do Alumínio (Al^{3+}) ficou caracterizada por concentrações abaixo a $0,5 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$. Segundo Vaides López (2004), a teca apresenta baixa produtividade em sítios com teores superiores a $1,3 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$. A redução da concentração do alumínio observada ao longo dos anos está diretamente relacionada com o cálcio dos resíduos culturais e da queda natural das folhas da teca, anualmente depositados na forma de matéria orgânica, os quais foram suficientes para a redução da acidez do solo e imobilização de parte do alumínio trocável no solo (CAMPOLIN, 2006). Para Mollinedo Garcia (2003), a teca é sensível à acidez no solo sob a forma de elevadas concentrações de alumínio trocável. Isso pode causar deformidade na divisão celular, diminuição da respiração das raízes, interferência na captação e transporte de nutrientes e baixa taxa de sobrevivência das plantas (OMBINA, 2008;

SILVA; MORAES; BUZETTI, 2011).

A concentrações de matéria orgânica (MO) diminuíram ao longo dos anos, com redução das áreas com concentrações superiores a 30 mg. dm⁻³, a qual está relacionada com o aumento da mineralização da MO (AMPONSAH; MEYER, 2000) e taxa de acúmulo inferior à degradação do carbono, ocasionados pela exposição maior da superfície do solo à radiação solar em povoamentos desbastados (PELISSARI *et al.*, 2016; ALMEIDA *et al.*, 2010) Para Suzuki *et al.* (2007), a matéria orgânica no solo possui um papel importante para o manejo do solo em plantios de teca, devido ao fornecimento de nutrientes e a manutenção do pH do solo. 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).

Analisando graficamente o comportamento da distribuição dos atributos químicos do solo ao longo dos anos, nota-se que nas áreas com menores teores de potássio (K⁺), cálcio (Ca²⁺) e alumínio (Al³⁺) apresentaram um maior desenvolvimento das plantas de teca, o que é atribuído a maior absorção de nutrientes pelas plantas (FIGURA 12). O mesmo comportamento foi observado por Pereira *et al.* (2013), em que nas áreas com menores teores de potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), matéria orgânica (MO) e pH mais baixo apresentaram um maior desenvolvimento das plantas de teca.

Ainda no trabalho de Pereira *et al.* (2013), estudando a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em plantios de teca, os autores concluíram que os atributos potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg) e matéria orgânica (MO) apresentaram estrutura de dependência espacial considerada forte, enquanto a variável pH (H₂O) apresentou estrutura de dependência espacial considerada moderada. Os atributos fósforo (P), alumínio (Al), acidez potencial (H+Al) e pH (KCl) apresentaram efeito pepita puro, o que impossibilita obter um ajuste de modelo teórico de variograma e, portanto, foi interpretado como a ausência total de dependência espacial para estas variáveis no solo da área experimental. Souza *et al.* (2010), por sua vez, ao analisar os atributos do solo e da produtividade da cultura de cana-de-açúcar com o uso da geoestatística, concluíram que o pH, cálcio (Ca), magnésio (Mg), potássio (K), fósforo (P), matéria orgânica (MO) e a saturação por bases (V) apresentaram forte dependência espacial na área de estudo.

5.5 KRIGAGEM DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS POR DERIVA EXTERNA

A interpolação das variáveis dendrométricas para os anos de 2001 (2º ano), 2008 (9º ano) e 2016 (17º ano) a partir da krigagem com deriva externa é apresentada a seguir. A diferença nesse método de interpolação geoestatística deve-se à incorporação de variáveis auxiliares para explicar parte da variabilidade principal (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Na TABELA 14 é possível observar as estimativas da regressão linear múltipla para o diâmetro à altura do peito (d). O coeficiente de determinação foi de 34,88% para o ano de 2001, 48,42% para o ano de 2008 e 51,35% para o ano de 2016. A adição dos atributos químicos do solo resultou em aumento do coeficiente de determinação nos períodos avaliados, o que é indicativo da melhora na qualidade dos ajustes para a variável, com o avanço da idade do plantio. Após a análise da regressão linear múltipla, foi possível identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para o diâmetro à altura do peito (d).

TABELA 14 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	402,5853	98,1452	4,1019	0,0002		34,88%
	Latitude	-0,0007	0,0002	-4,0533	0,0002	1,0230	
	log(P)	-0,2348	0,2000	-1,1741	0,2477	1,6158	
	Ca ²⁺	0,1016	0,1282	0,7927	0,4329	5,6105	
	Al ³⁺	-0,1607	0,5084	-0,3161	0,7537	1,8656	
	MO	0,0145	0,0277	0,5242	0,6032	3,8334	
2008	Intercepto	18,3994	0,4824	38,1394	0,0000		48,42%
	Ca+Mg	-0,3771	0,2223	-1,6964	0,0970	9,2825	
	Ca ²⁺	1,0068	0,2711	3,7135	0,0006	9,2825	
2016	Intercepto	25,588	0,7717	33,1571	0,0000		51,35%
	K ⁺	0,0118	0,0108	1,0914	0,2813	1,7115	
	Ca ²⁺	0,837	0,2584	3,2393	0,0023	2,9180	
	MO	0,0284	0,0595	0,4781	0,6350	2,3196	

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

As estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados, para as estimativas do diâmetro à altura do peito (d) estão

apresentadas na TABELA 15. Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, as estatísticas de validação foram melhores que pelo método de krigagem ordinária, gerando previsões com valores mais baixos para os erros médios de estimação. Isso foi evidenciado especialmente pelos menores erros médios absolutos (MAE) e pelos menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE) gerados por este método. Ademais, com a krigagem com deriva externa, os valores de coeficiente de determinação (R^2) foram mais altos. Nota-se que o modelo exponencial foi o destaque, exceto para a krigagem com deriva externa para os anos de 2008 e 2016, em que os melhores modelos foram o gaussiano e o esférico, respectivamente.

De maneira geral, para as krigagens ordinárias e com deriva externa, foram baixos os valores de coeficiente de determinação R^2 (TABELA 15). Apesar de coeficientes de determinação (R^2) baixos, foi observado que os ajustes não foram necessariamente incorretos na validação cruzada, visto que esses resultados são comumente encontrados em modelagens espaciais (ANDRIOTTI, 2003) (FIGURA 16).

TABELA 15 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	d (KO)	0,6187	0,6055	0,6069	0,7523	0,7350	0,7371	26,32	29,58	29,19
	d (KDE)	0,5630	0,5578	0,5697	0,6956	0,6922	0,7021	37,62	38,19	36,77
2008	d (KO)	0,9789	0,9522	0,9824	1,2298	1,1929	1,2339	9,55	14,98	8,93
	d (KDE)	0,7890	0,8249	0,8299	1,0137	1,0532	1,0522	39,85	36,04	36,11
2016	d (KO)	1,6969	1,6513	1,7219	2,2281	2,1581	2,2512	14,46	20,13	12,55
	d (KDE)	1,3857	1,4185	1,3917	1,8050	1,8250	1,8034	44,38	43,35	44,48

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em percentagem.

Na TABELA 16 é possível verificar as estimativas do modelo variograma para o diâmetro à altura do peito (d) para os anos de 2001, 2008 e 2016. Para a krigagem ordinária, o alcance espacial apresentou valores entre 243,50 m (2016) e 1.550,47 m (2001), interpretado como a diminuição do alcance com o avanço da idade, e valores entre 118,20 m (2001) e 948,42 m (2008) para a krigagem com deriva externa. O alcance é um parâmetro importante, pois quanto mais elevado, maior é a área dos estratos considerados homogêneos e, sobretudo, permite a redução da intensidade

amostral sem ônus na qualidade das estimativas espaciais em inventários futuros (LUNDGREN; SILVA; FERREIRA, 2016).

O cálculo da dependência espacial (DE %) para o diâmetro à altura do peito (d) foi realizado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 16). Nota-se que, por meio da krigagem ordinária, a dependência espacial variou entre 61,07 % (moderada) para o ano de 2008 e 92,47 % (forte) para o ano de 2016 e, por meio da krigagem com deriva externa, a dependência espacial oscilou entre 33,89 % (moderada) para o ano de 2008 e 100% (forte) para os anos de 2001 e 2016. Em todos os casos, a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, e há precisão na estimativa em locais não amostrados. Resultados semelhantes foram encontrados por Pereira *et al.* (2013), os quais utilizaram a geoestatística para a espacialização de atributos químicos do solo e dendrométricos em plantios de teca e obtiveram forte dependência espacial para a variável diâmetro.

TABELA 16 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO

Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
2001	d (KO)	Exponencial	0,4361	1,2133	1550,4660	64,06
	d (KDE)	Exponencial	0,0000	0,5086	118,1962	100,00
2008	d (KO)	Exponencial	0,7956	2,0438	446,0805	61,07
	d (KDE)	Gaussiano	0,6076	0,9191	948,4160	33,89
2016	d (KO)	Exponencial	0,5055	6,7155	243,4984	92,47
	d (KDE)	Esférico	0,0000	2,9579	182,3113	100,00

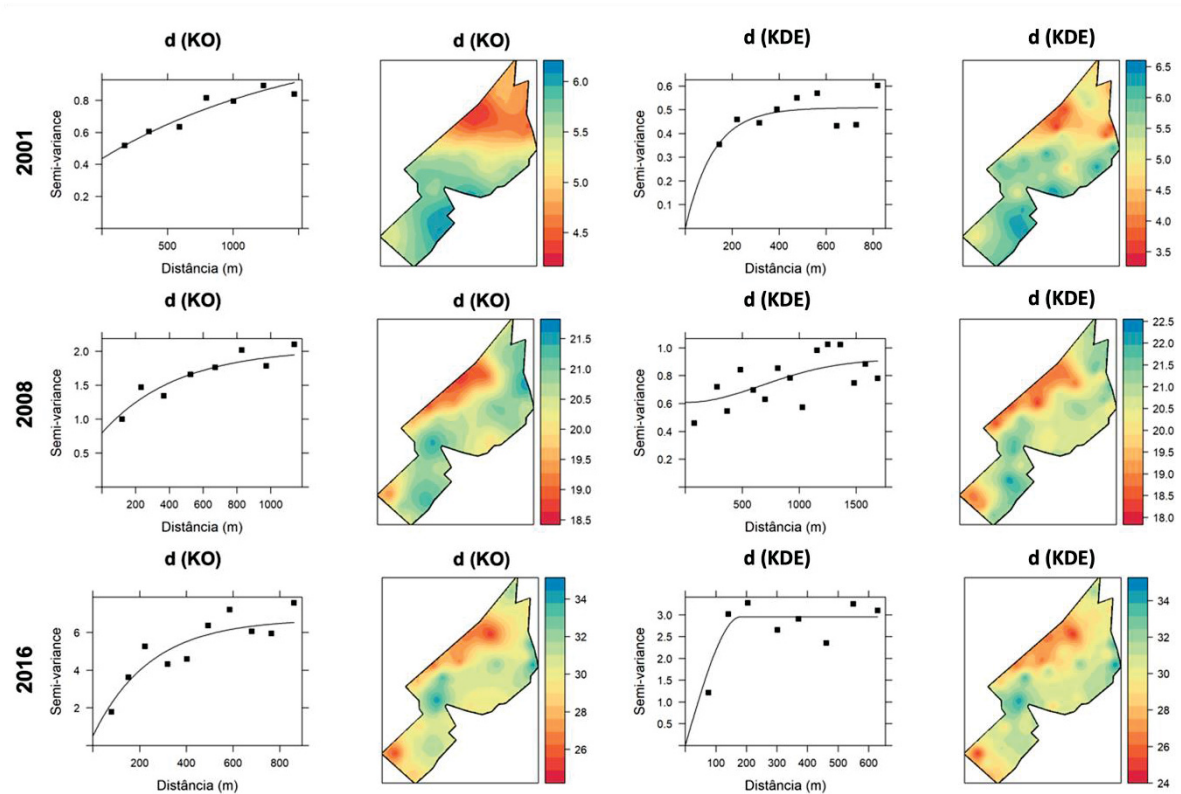
Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

A partir da análise gráfica dos variogramas (FIGURA 16) para as semivariâncias observadas, identificou-se uma baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento. Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*), foram associadas à qualidade dos ajustes gerados. Com esses variogramas 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 do diâmetro à altura do peito nas três

idades do povoamento de teca (FIGURA 16). Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais (FIGURA 16), procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa para o mapeamento do diâmetro à altura do peito (d), especialmente no segundo, nono e décimo sétimo ano de idade do povoamento (FIGURA 16). Com o mapeamento é possível estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e a krigagem com deriva externa.

Apesar das boas estimativas com os dois métodos, com a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas do diâmetro à altura do peito (d), as estimativas geradas foram mais próximas à realidade para os anos de 2001 e 2016. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo e para o décimo sétimo ano de plantio (FIGURA 16). No entanto, para o ano de 2008, a krigagem com deriva externa, com maior coeficiente de determinação (R^2), menor erro médio absoluto (MAE) e menor valor para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE), ainda assim, estimativas geradas por este método obtiveram menor dependência espacial (DE%), o que ficou evidenciado na análise visual do variograma. Portanto, para o nono ano de plantio, com a krigagem ordinária, o mapa é obtido com maior nível de detalhamento, com maior dependência espacial dos dados (DE%) (FIGURA 16).

FIGURA 16 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

Na TABELA 17 é possível observar as estimativas da regressão linear múltipla para o diâmetro dominante (Ddom). O coeficiente de determinação foi de 40,35% para o ano de 2001, 33,02% para o ano de 2008 e 48,95% para o ano de 2016. Após a análise da regressão linear múltipla foi possível identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para a variável diâmetro dominante (Ddom).

TABELA 17 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	405,9095	91,0604	4,4576	0,0001		40,35%
	Latitude	-0,0007	0,0002	-4,3943	0,0001	1,0330	
	Al ³⁺	-0,7808	0,5116	-1,5262	0,1350	2,2154	
	MO	0,0776	0,0312	2,4899	0,0171	5,7024	
	S	-0,1569	0,1103	-1,4220	0,1630	8,3330	
2008	Intercepto	22,0764	0,8024	27,5118	0,0000		33,02%
	Ca ²⁺	1,0427	0,3839	2,7163	0,0095	9,2050	
	Al ³⁺	-2,7855	1,7752	-1,5691	0,1241	1,3118	
	S	-0,4798	0,3086	-1,5548	0,1275	9,4186	
2016	Intercepto	27,5257	0,6775	40,6269	0,0000		48,95%
	Ca ²⁺	1,0891	0,1639	6,6441	0,0000	-	

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

Na TABELA 18 é possível verificar as estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados para as estimativas do diâmetro dominante (Ddom). Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, as estatísticas de validação foram melhores que pelo método de krigagem ordinária, e as previsões geradas, com valores mais baixos para os erros médios de estimação, com menores erros médios absolutos (MAE) e menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE), e valores mais altos de coeficiente de determinação (R²). Apesar dos baixos valores de coeficiente de determinação (R²) obtidos por meio das krigagens ordinária e com deriva externa (TABELA 18), a estimativa total teve um erro considerado baixo para inventários florestais e os mapas da krigagem mostraram-se úteis para previsões localizadas geograficamente, exceto para a krigagem com deriva externa para o ano de 2008, que a dependência espacial foi considerada fraca (FIGURA 17).

TABELA 18 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	Ddom (KO)	0,5698	0,5708	0,5687	0,6998	0,7015	0,7004	31,44	31,14	31,34
	Ddom (KDE)	0,4858	0,4907	0,4855	0,6419	0,6346	0,6363	42,77	44,16	43,69
2008	Ddom (KO)	1,2150	1,1725	1,2036	1,5800	1,5241	1,5707	4,36	10,86	5,63
	Ddom (KDE)	1,0902	1,1008	1,1010	1,4198	1,4371	1,4379	25,28	23,97	23,77
2016	Ddom (KO)	1,7360	1,7616	1,7721	2,3527	2,3750	2,3493	14,80	14,99	17,07
	Ddom (KDE)	1,5446	1,5384	1,5393	2,0286	2,0225	2,0308	37,87	38,17	37,88

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em percentagem.

Na TABELA 19 é possível verificar as estimativas do modelo variograma para o diâmetro dominante (Ddom) para os anos de 2001, 2008 e 2016. O alcance espacial apresentou valores entre 335,99 m (2008) e 1.128,67 m (2001) para a krigagem ordinária e valores entre 155,41 m (2001) e 668,26 m (2008) para a krigagem com deriva externa. O cálculo da dependência espacial (DE %) para o diâmetro dominante (Ddom) foi realizado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 17). Nota-se que, para a krigagem ordinária, a dependência espacial variou entre 49,41 % (moderada) para o ano de 2001 e 77,87 % (forte) para o ano de 2016 e, para a krigagem com deriva externa, a dependência espacial oscilou entre 23,08 % (fraca) para o ano de 2008 e 99,85% (forte) para o ano de 2001. Como a krigagem do diâmetro dominante (Ddom) para o ano de 2008, por meio da krigagem com deriva externa, foi considerada fraca (DE < 25%), foi evidenciada a ocorrência de efeito pepita puro. Segundo Lima, Souza e Silva (2010), quanto menor a dependência espacial da variável, pior será a estrutura espacial e menor precisão obtida na estimativa em locais não amostrados. Com isso, a aplicação da análise geoestatística não é recomendada, pois na análise geral do desempenho do variograma, a ocorrência da dependência espacial fraca ou nula caracteriza a aleatoriedade dos dados, e não justifica o uso da modelagem geoestatística. Para todos os demais casos, a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, com garantia de precisão na estimativa em locais não amostrados.

TABELA 19 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE

Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE(%)
2001	Ddom (KO)	Gaussiano	0,5131	1,0143	1128,6667	49,41
	Ddom (KDE)	Exponencial	0,0007	0,4766	155,4056	99,85
2008	Ddom (KO)	Exponencial	1,3192	2,7758	335,9924	52,47
	Ddom (KDE)	Gaussiano	1,3032	1,6943	668,2552	23,08
2016	Ddom (KO)	Esférico	1,6275	7,3527	630,4244	77,87
	Ddom (KDE)	Exponencial	1,5418	3,7589	192,6474	58,98

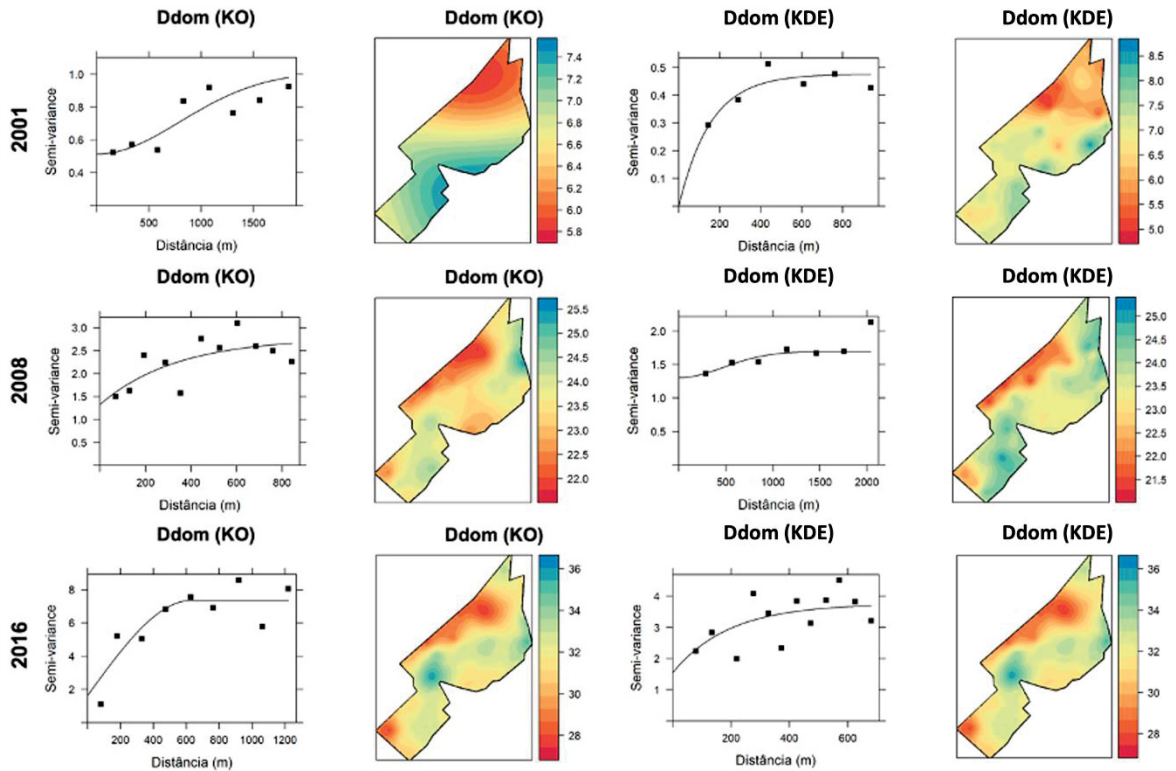
Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

A partir da análise gráfica dos variogramas (FIGURA 17), notou-se que as semivariâncias observadas apresentaram baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento. Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*) são associadas à qualidade dos ajustes gerados, exceto para a krigagem com deriva externa para o ano de 2008, em que a aplicação da geoestatística não foi recomendada. Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais (FIGURA 17), procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa, visando o mapeamento do diâmetro dominante (Ddom) (FIGURA 17). Com o mapeamento foi possível estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e krigagem com deriva externa.

Apesar das boas estimativas encontradas com os dois métodos, com a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas do diâmetro dominante (Ddom), as estimativas geradas foram mais próximas à realidade para o ano de 2001. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo ano de plantio (FIGURA 17). No entanto, para os anos de 2008 e 2016, embora a krigagem com deriva externa seja maior o coeficiente de determinação (R^2), menor erro médio absoluto (MAE) e menor valor para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE), ainda assim, as estimativas obtidas por este método obtiveram menor dependência espacial (DE%), o que ficou evidenciado na análise visual do variograma. Portanto, para o nono e para o décimo sétimo ano de plantio, a krigagem

ordinária garantiu a obtenção de um mapa com maior nível de detalhamento, com maior dependência espacial dos dados (DE%) (FIGURA 17).

FIGURA 17 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO DOMINANTE



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

As estimativas da regressão linear múltipla para o diâmetro quadrático médio (dg) podem ser visualizadas na TABELA 20. O coeficiente de determinação (R^2) foi de 36,19% para o ano de 2001, 47,47% para o ano de 2008 e 51,06% para o ano de 2016. A adição dos atributos químicos do solo resultou em aumento do coeficiente de determinação nos períodos avaliados, o que é indicativo da melhora na qualidade dos ajustes para a variável, com o avanço da idade. Após a análise da regressão linear múltipla foi possível identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para o diâmetro quadrático médio (dg).

TABELA 20 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	388,6065	94,3097	4,1205	0,0002		36,19%
	Latitude	-0,0007	0,0002	-4,0699	0,0002	1,0230	
	log(P)	-0,2125	0,1922	-1,1059	0,2757	1,6158	
	Ca ²⁺	0,1012	0,1232	0,8214	0,4165	5,6105	
	Al ³⁺	-0,1557	0,4885	-0,3188	0,7517	1,8656	
	MO	0,0158	0,0266	0,5935	0,5564	3,8334	
2008	Intercepto	18,5229	0,4897	37,8247	0,0000		47,47%
	Ca+Mg	-0,3802	0,2256	-1,6851	0,0992	9,2825	
	Ca ²⁺	1,0082	0,2752	3,6631	0,0007	9,2825	
2016	Intercepto	25,6789	0,7825	32,8158	0,0000		51,06%
	K ⁺	0,0118	0,0110	1,0772	0,2875	1,7115	
	Ca ²⁺	0,8449	0,2620	3,2246	0,0024	2,9180	
	MO	0,0289	0,0603	0,4787	0,6346	2,3196	

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

As estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados para as estimativas do diâmetro quadrático médio (dg) estão apresentadas na TABELA 21. Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, as estatísticas de validação foram melhores em relação ao método de krigagem ordinária, com menores erros médios absolutos (MAE) e menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE). Ademais, com a krigagem com deriva externa, foram mais altos os valores de coeficiente de determinação (R²). Assim, é possível afirmar que a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas do diâmetro quadrático médio (dg) gerou estimativas mais próximas à realidade. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento (FIGURA 18), e erros médios com valores baixos. Nota-se que, de maneira geral, para as krigagens ordinárias e com deriva externa, foram baixos os valores de coeficiente de determinação R²(%) (TABELA 21). No entanto, apesar do coeficiente de determinação baixo, para a estimativa total, o erro foi considerado baixo para inventários florestais. Ademais, o mapa da krigagem é útil para previsões localizadas geograficamente (FIGURA 18).

TABELA 21 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	dg (KO)	0,5986	0,5716	0,5746	0,7255	0,7015	0,7054	27,28	31,94	31,18
	dg (KDE)	0,5517	0,5462	0,5541	0,6844	0,6798	0,6911	36,13	36,81	35,12
2008	dg (KO)	0,9689	0,9721	1,0374	1,2049	1,2097	1,2835	14,20	13,54	3,07
	dg (KDE)	0,8036	0,8286	0,9698	1,0331	1,0618	1,2809	38,42	35,69	19,75
2016	dg (KO)	1,7037	1,6643	1,7302	2,2283	2,1942	2,2762	16,23	19,10	12,53
	dg (KDE)	1,3922	1,4234	1,4041	1,8292	1,8478	1,8265	44,13	43,16	44,27

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em percentagem.

As estimativas do modelo variograma para o diâmetro quadrático médio (dg) para os anos de 2001, 2008 e 2016 podem ser verificados na TABELA 22. O alcance espacial foi entre 194,06 m (2016) e 901,98 m (2001) para a krigagem ordinária, com diminuição do alcance com o avanço da idade, e valores entre 91,18 m (2001) e 797,64 m (2008) para a krigagem com deriva externa. O cálculo da dependência espacial (DE %) para o diâmetro quadrático médio (dg) foi calculado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 18). Lançando mão da krigagem ordinária, a dependência espacial variou entre 37,66 % (moderada) para o ano de 2008 e 100 % (forte) para o ano de 2016 e, por meio da krigagem com deriva externa, a dependência espacial variou entre 34,93 % (moderada) para o ano de 2008 e 100% (forte) para os anos de 2001 e 2016. Em todos os casos, a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, garantindo precisão na estimativa em locais não amostrados.

TABELA 22 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO

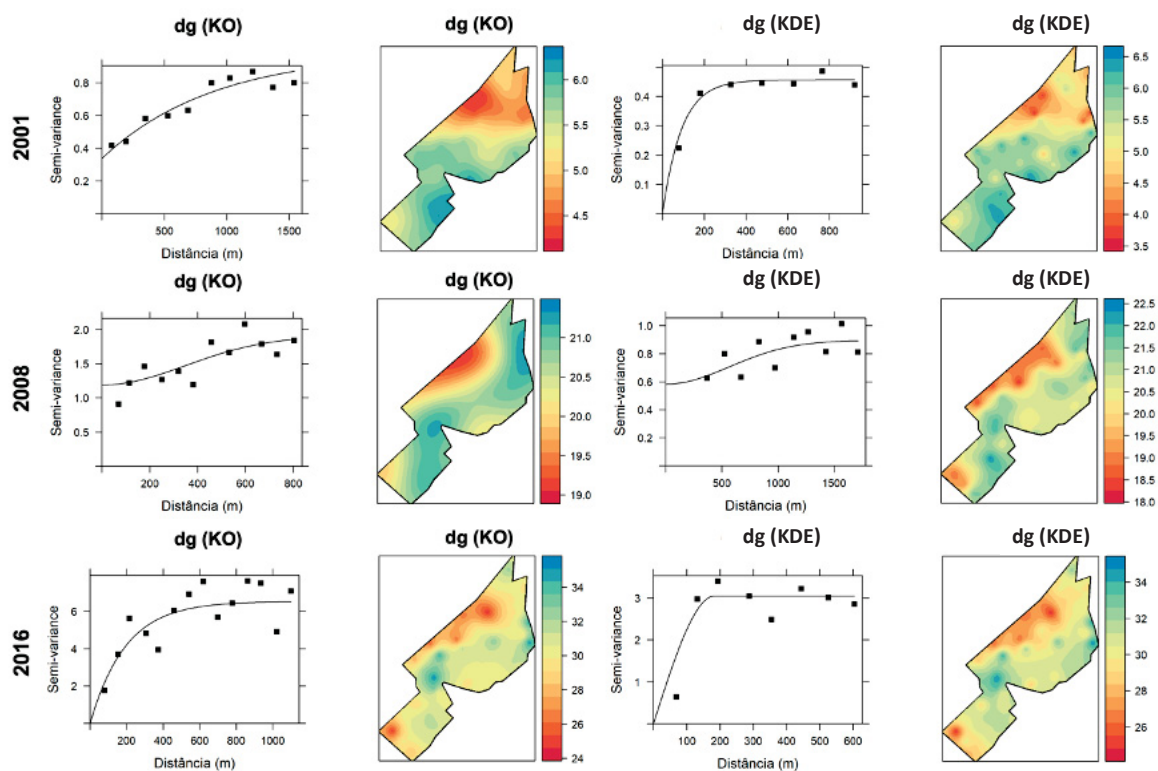
Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE(%)
2001	dg (KO)	Exponencial	0,3372	0,9883	901,9791	65,88
	dg (KDE)	Exponencial	0,0000	0,4571	91,1821	100,00
2008	dg (KO)	Gaussiano	1,1901	1,9089	493,0660	37,66
	dg (KDE)	Gaussiano	0,5827	0,8955	797,6392	34,93
2016	dg (KO)	Exponencial	0,0000	6,5404	194,0576	100,00
	dg (KDE)	Esférico	0,0000	3,0492	183,1085	100,00

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

Em geral, as semivariâncias observadas apresentaram baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento (FIGURA 16). Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*) confirmaram a qualidade dos ajustes gerados. Com esses variogramas 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 do diâmetro quadrático médio nas três idades do povoamento de teca (FIGURA 18). Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais, procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa, visando o mapeamento do diâmetro quadrático médio (dg) espacialmente no segundo, nono e décimo sétimo ano de idade do povoamento. O mapeamento permitiu estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e krigagem com deriva externa.

Embora a dependência espacial (DE%) calculada pelo método da krigagem com deriva externa, quando comparada com a krigagem ordinária, ter sido ligeiramente menor para o ano de 2008 e igual para o ano de 2016 (ambas em 100%), as estimativas geradas por este método geraram maiores coeficientes de determinação (R^2) e valores mais baixos para os erros médios de estimação. Assim, é possível dizer que a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas do diâmetro quadrático médio (dg) gerou estimativas mais próximas à realidade para os anos de 2001, 2008 e 2016. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo, nono e para o décimo sétimo ano de plantio (FIGURA 18).

FIGURA 18 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

Na TABELA 23 é possível observar as estimativas da regressão linear múltipla para a altura média (h). O coeficiente de determinação foi de 31,84% para o ano de 2001, 49,99% para o ano de 2008 e 53,13% para o ano de 2016, demonstrando melhora na qualidade dos ajustes para a variável, a partir dos atributos químicos do solo, com o avanço da idade do plantio. Após a análise da regressão linear múltipla foi possível identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para a variável altura (h).

TABELA 23 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ALTURA

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	415,1740	99,1820	4,1860	0,0002		31,84%
	Latitude	-0,0007	0,0002	-4,1381	0,0002	1,0230	
	log(P)	-0,3981	0,2021	-1,9700	0,0562	1,6158	
	Ca ²⁺	0,1369	0,1295	1,0572	0,2971	5,6105	
	Al ³⁺	0,0016	0,5138	0,0031	0,9975	1,8656	
	MO	-0,0057	0,0280	-0,2048	0,8388	3,8334	
2008	Intercepto	-766,0549	917,7057	-0,8348	0,4087		49,99%
	Longitude	0,0001	0,0001	0,8532	0,3985	1,0998	
	Ca ²⁺	0,3019	0,0772	3,9080	0,0003	4,4665	
	Al ³⁺	-0,3022	0,5570	-0,5426	0,5903	1,5473	
	CTC	-0,0523	0,0444	-1,1780	0,2456	3,6851	
2016	Intercepto	22,7113	0,2793	81,3006	0,0000		53,13%
	Ca ²⁺	0,4874	0,0676	7,2123	0,0000		

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

As estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados para as estimativas da altura (h) estão apresentadas na TABELA 24. Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, foram menores os erros médios absolutos (MAE) e menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE) gerados por este método. Além disso, com a krigagem com deriva externa, os valores de coeficiente de determinação (R²) foram mais altos. De maneira geral, para as krigagens ordinárias e com deriva externa, foram baixos os valores de coeficiente de determinação (R²). No entanto, apesar do coeficiente de determinação baixo, a estimativa total teve um erro considerado baixo para inventários florestais. Ademais, o mapa da krigagem mostrou-se útil para previsões localizadas geograficamente (FIGURA 19).

TABELA 24 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ALTURA

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	h (KO)	0,6158	0,6096	0,6080	0,7368	0,7201	0,7240	27,51	30,73	29,97
	h (KDE)	0,5551	0,5624	0,5588	0,7086	0,7178	0,7137	33,57	32,10	32,71
2008	h (KO)	0,3858	0,3780	0,3814	0,5244	0,4965	0,4969	11,43	17,15	17,62
	h (KDE)	0,3348	0,3414	0,3400	0,4304	0,4397	0,4347	38,75	36,92	37,91
2016	h (KO)	0,7494	0,7407	0,7538	0,9583	0,9591	0,9611	23,70	23,46	23,24
	h (KDE)	0,6077	0,6146	0,6032	0,7870	0,7970	0,7814	48,59	47,39	49,26

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em percentagem.

As estimativas do modelo variograma para a altura (h) para os anos de 2001, 2008 e 2016 podem ser verificados na TABELA 25. O alcance espacial oscilou entre 243,15 m (2008) e 1.434,29 m (2001) para a krigagem ordinária, e valores entre 66,92 m (2008) e 303,73 m (2001) para a krigagem com deriva externa. O cálculo da dependência espacial (DE %) para a altura (h) foi realizado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 19). Lançando mão da krigagem ordinária, a dependência espacial variou entre 54,33 % (moderada) para o ano de 2001 e 100 % (forte) para o ano de 2008 e, por meio da krigagem com deriva externa, a dependência espacial variou entre 28,21 % (moderada) para o ano de 2001 e 96,26% (forte) para o ano de 2008. Em todos os casos, a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, garantindo precisão na estimativa em locais não amostrados. Resultados semelhantes foram encontrados por Pereira *et al.* (2013), os autores utilizaram a geoestatística para a espacialização de atributos químicos do solo e dendrométricos em plantios de teca, e obtiveram moderada dependência espacial para a variável altura.

TABELA 25 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A ALTURA

Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
2001	h (KO)	Exponencial	0,4307	1,1071	1434,2890	61,10
	h (KDE)	Gaussiano	0,3804	0,5299	303,7292	28,21
2008	h (KO)	Exponencial	0,0000	0,3398	243,1533	100,00
	h (KDE)	Gaussiano	0,0044	0,1176	66,9156	96,26
2016	h (KO)	Gaussiano	0,6303	1,3801	405,7776	54,33
	h (KDE)	Esférico	0,3877	0,6395	252,2542	39,37

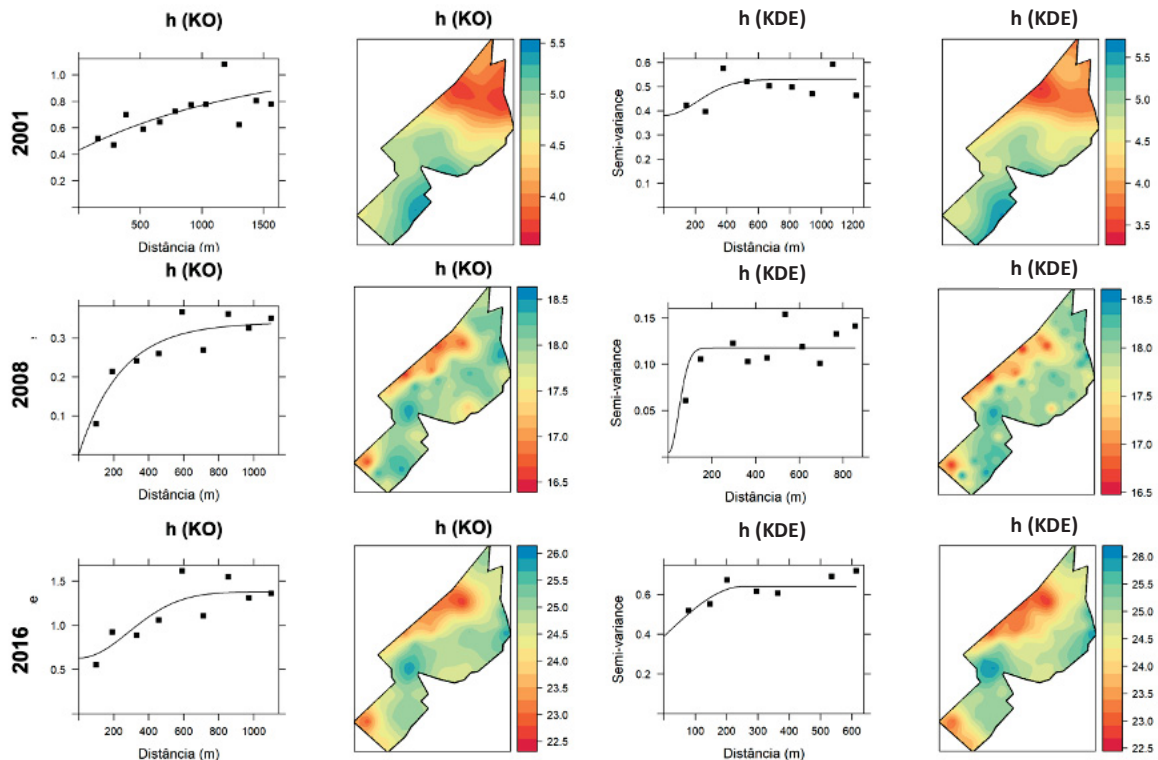
Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

As semivariâncias observadas tiveram baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento (FIGURA 19). Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*) confirmaram a qualidade dos ajustes gerados na maioria dos casos. Com esses variogramas 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 nas três idades do povoamento de teca (FIGURA 19). Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais, procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa, visando o mapeamento da altura (h) espacialmente no segundo, nono e décimo sétimo ano de idade do povoamento. O mapeamento permitiu estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e krigagem com deriva externa.

Embora a dependência espacial (DE%) calculada pelo método da krigagem com deriva externa, quando comparada com a krigagem ordinária, ter sido ligeiramente menor para o ano de 2008, as estimativas calculadas por este método apresentaram maiores coeficientes de determinação (R^2) e valores mais baixos para os erros médios de estimação. Assim, é possível dizer que a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas da altura (h) gerou estimativas mais próximas à realidade para o ano 2008. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o nono ano de plantio (FIGURA 19). Por outro lado, com a

krigagem ordinária, as estimativas de altura (h) foram mais próximas à realidade para os anos de 2001 e 2016, gerando mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo e para o décimo sétimo ano de plantio (FIGURA 19).

FIGURA 19 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ALTURA



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

Na TABELA 26 é possível observar as estimativas da regressão linear múltipla para a altura dominante (H_{dom}). O coeficiente de determinação foi de 17,66% para o ano de 2001, 39,08% para o ano de 2008 e 49,55% para o ano de 2016, com melhora na qualidade dos ajustes da variável, a partir dos atributos químicos do solo, com o avanço da idade do plantio. Após a análise da regressão linear múltipla foi possível identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para a variável altura dominante (H_{dom}).

TABELA 26 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ALTURA DOMINANTE

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	304,0384	96,7847	3,1414	0,0033		17,66%
	Latitude	-0,0005	0,0002	-3,0797	0,0038	1,0230	
	log(P)	-0,3436	0,1972	-1,7426	0,0895	1,6158	
	Ca ²⁺	0,0418	0,1264	0,3311	0,7424	5,6105	
	Al ³⁺	-0,3570	0,5014	-0,7121	0,4807	1,8656	
	MO	-0,0023	0,0273	-0,0831	0,9342	3,8334	
2008	Intercepto	18,4483	0,2268	81,3276	0,0000		39,08%
	Ca ²⁺	0,3148	0,1085	2,9010	0,0059	9,2050	
	Al ³⁺	-0,9002	0,5018	-1,7938	0,0800	1,3118	
	S	-0,1378	0,0872	-1,5793	0,1218	9,4186	
2016	Intercepto	23,2260	0,2524	92,0101	0,0000		49,55%
	Ca ²⁺	0,4106	0,0611	6,7234	0,0000	-	

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

As estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados para as estimativas da altura dominante (Hdom) estão apresentadas na TABELA 27. Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, as estatísticas de validação foram melhores que pelo método de krigagem ordinária, com menores erros médios absolutos (MAE) e menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE). Além disso, com a krigagem com deriva externa, os valores coeficiente de determinação (R²) foram mais altos.

De maneira geral, para as krigagens ordinárias e com deriva externa, foram baixos valores de coeficiente de determinação (R²) (TABELA 27). No entanto, apesar do coeficiente de determinação baixo, a estimativa total teve um erro considerado baixo para inventários florestais. Ademais, o mapa da krigagem mostrou-se útil para previsões localizadas geograficamente (FIGURA 20).

TABELA 27 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ALTURA DOMINANTE

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	Hdom (KO)	0,6016	0,5939	0,6024	0,7223	0,7132	0,7245	11,66	13,87	11,15
	Hdom (KDE)	0,5619	0,5634	0,5583	0,7202	0,7216	0,7106	15,10	15,02	16,86
2008	Hdom (KO)	0,3560	0,3575	0,3562	0,4535	0,4559	0,4562	10,15	9,26	9,20
	Hdom (KDE)	0,3140	0,3262	0,3132	0,4025	0,4131	0,4009	31,03	28,57	31,54
2016	Hdom (KO)	0,6700	0,6602	0,6679	0,8552	0,8550	0,8554	19,94	19,91	19,89
	Hdom (KDE)	0,5594	0,5660	0,5487	0,7202	0,7273	0,7105	43,33	42,30	44,74

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em percentagem.

Na TABELA 28 é possível verificar as estimativas do modelo variograma para a altura dominante (Hdom) para os anos de 2001, 2008 e 2016. Para a krigagem ordinária, o alcance espacial apresentou valores entre 403,07 m (2016) e 723,36 m (2001), revelando diminuição no alcance com o avanço da idade do plantio, e valores entre 195,82 m (2008) e 601,55 m (2001) para a krigagem com deriva externa. O cálculo da dependência espacial (DE %) para a altura dominante (Hdom) foi calculado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 20). Para a krigagem ordinária, a dependência espacial variou entre 32,92 % (moderada) para o ano de 2008 e 69,58 % (moderada) para o ano de 2016 e, por meio da krigagem com deriva externa, a dependência espacial oscilou entre 33,73 % (moderada) para o ano de 2001 e 100% (forte) para o ano de 2008. Em todos os casos, a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, garantindo precisão na estimativa em locais não amostrados.

Pelissari *et al.* (2015), investigando diferentes propostas para mapeamento da capacidade produtiva de sítios florestais por meio de análises geoestatísticas e através da krigagem ordinária, constatou a eficácia do modelo esférico para descrever o padrão espacial da altura dominante para povoamentos de teca. Resultado semelhante foi observado na espacialização da altura dominante em povoamento de eucalipto em trabalho desenvolvido por Ataíde *et al.* (2020), em que o modelo esférico foi considerado o de melhor ajuste ao variograma experimental utilizando a krigagem ordinária, com menor AIC e com melhor ajuste ao variograma cruzado experimental. Outros autores também tiveram resultados satisfatórios na análise do padrão espacial

da altura dominante, como Mello *et al.* (2005) e Guedes *et al.* (2015), avaliando plantios de eucalipto, e Pelissari *et al.* (2012), avaliando plantios de teca.

TABELA 28 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A ALTURA DOMINANTE

Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
2001	Hdom (KO)	Exponencial	0,4277	0,7514	723,3554	43,08
	Hdom (KDE)	Esférico	0,3631	0,5479	601,5528	33,73
2008	Hdom (KO)	Gaussiano	0,1681	0,2506	546,8288	32,92
	Hdom (KDE)	Esférico	0,0000	0,1134	195,8154	100,00
2016	Hdom (KO)	Exponencial	0,3416	1,1228	403,0678	69,58
	Hdom (KDE)	Esférico	0,1186	0,4630	205,9330	74,38

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

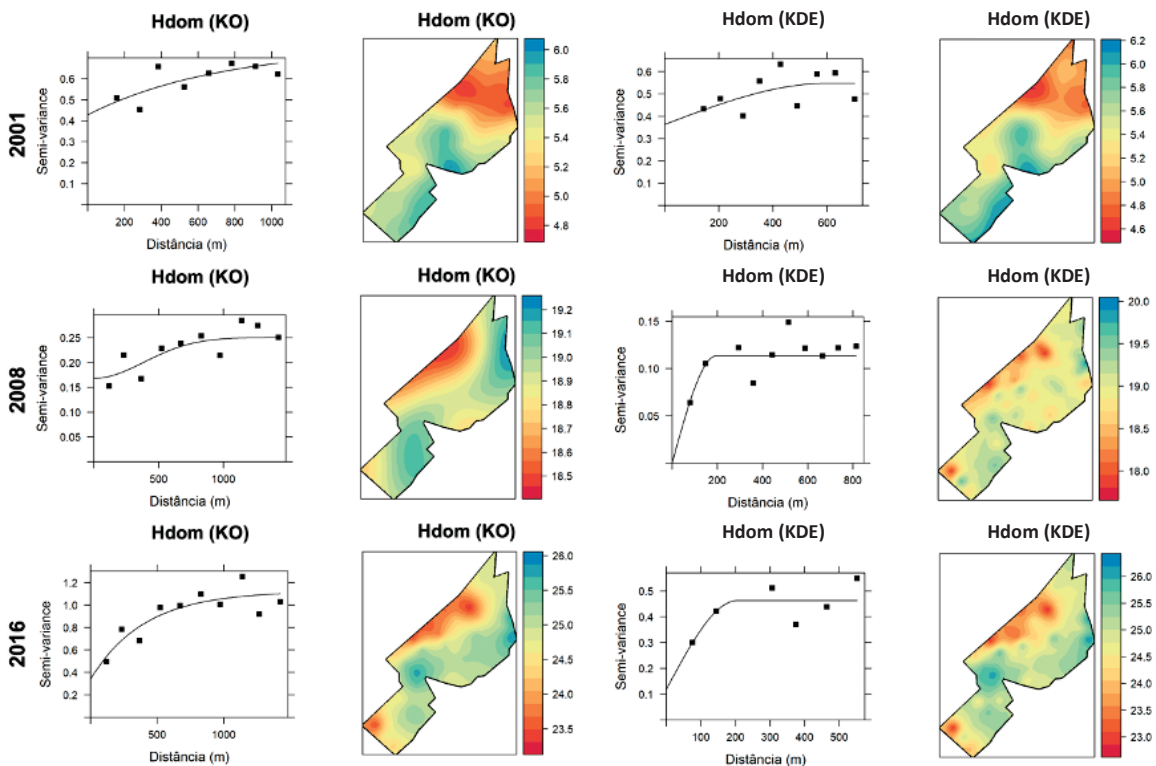
As semivariâncias observadas tiveram baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento (FIGURA 20). Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*) confirmaram a qualidade dos ajustes gerados na maioria dos casos. Com esses variogramas 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 do diâmetro quadrático médio nas três idades do povoamento de teca (FIGURA 20). Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais, procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa, visando o mapeamento da altura dominante (Hdom) espacialmente no segundo, nono e décimo sétimo ano de idade do povoamento. Com o mapeamento, foi possível estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e krigagem com deriva externa.

Apesar dos dois métodos terem garantido boas estimativas, com a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas da altura dominante (Hdom), as estimativas foram mais próximas à realidade para os anos de 2008 e 2016. Portanto, com a krigagem com deriva externa, foi possível gerar mapas

temáticos com maior nível de detalhamento para o nono e para o décimo sétimo ano de plantio (FIGURA 20).

No entanto, para o ano de 2001, embora a krigagem com deriva externa tenha apresentado coeficiente de determinação ligeiramente maior (R^2), menor erro médio absoluto (MAE) e menor valor para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE), as estimativas geradas por este método obtiveram menor dependência espacial (DE%), o que ficou evidenciado na análise visual do variograma. Portanto, para o segundo ano de plantio, a krigagem ordinária garantiu a obtenção de um mapa com maior nível de detalhamento, com maior dependência espacial dos dados (DE%) (FIGURA 20).

FIGURA 20 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ALTURA DOMINANTE



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

Na TABELA 29 é possível observar as estimativas da regressão linear múltipla para a altura de Lorey (hL). O coeficiente de determinação foi de 32,43% para o ano de 2001, 47,98% para o ano de 2008 e 52,83% para o ano de 2016, indicando melhora na qualidade dos ajustes da variável, a partir dos atributos químicos do solo, com o avanço da idade do plantio. Após a análise da regressão linear múltipla foi possível

identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para a altura de Lorey (hL).

TABELA 29 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ALTURA DO LOREY

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	383,5055	90,9790	4,2153	0,0001		32,43%
	Latitude	-0,0007	0,0002	-4,1622	0,0002	1,0230	
	log(P)	-0,3389	0,1854	-1,8280	0,0754	1,6158	
	Ca ²⁺	0,1358	0,1188	1,1431	0,2602	5,6105	
	Al ³⁺	-0,0064	0,4713	-0,0135	0,9893	1,8656	
	MO	-0,0057	0,0256	-0,2220	0,8255	3,8334	
2008	Intercepto	-652,7385	920,0953	-0,7094	0,4823		47,98%
	Longitude	0,0001	0,0001	0,7309	0,4692	1,1245	
	pH	-0,4206	0,2983	-1,4102	0,1664	2,6875	
	log(P)	0,1095	0,1031	1,0618	0,2949	1,2144	
	Ca ²⁺	0,3299	0,0890	3,7050	0,0007	6,0405	
	Al ³⁺	-0,8433	0,6647	-1,2688	0,2120	2,2428	
	CTC	-0,0698	0,0533	-1,3102	0,1978	5,3940	
2016	Intercepto	22,9302	0,2813	81,5221	0,0000		52,83%
	Ca ²⁺	0,4879	0,0680	7,1697	0,0000	-	

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

As estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados para as estimativas da altura de Lorey (hL) estão apresentadas na TABELA 30. Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, as estatísticas de validação foram melhores que pelo método de krigagem ordinária, com menores erros médios absolutos (MAE) e menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE). Além disso, com a krigagem com deriva externa, os valores foram mais altos de coeficiente de determinação (R²). De maneira geral, com as krigagens ordinárias e com deriva externa, os valores de coeficiente de determinação (R²) foram baixos (TABELA 30). No entanto, apesar do coeficiente de determinação baixo, a estimativa total teve um erro considerado baixo para inventários florestais. Ademais, o mapa da krigagem mostrou-se útil para previsões localizadas geograficamente (FIGURA 21).

TABELA 30 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ALTURA DE LOREY

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	hL (KO)	0,5614	0,5543	0,6315	0,6756	0,6571	0,7724	28,53	32,11	7,61
	hL (KDE)	0,5078	0,5071	0,5611	0,6401	0,6394	0,6984	35,94	36,19	25,25
2008	hL (KO)	0,3908	0,3834	0,3920	0,4997	0,4889	0,4992	9,22	13,47	9,31
	hL (KDE)	0,3537	0,3544	0,3591	0,4633	0,4630	0,4663	29,07	29,64	29,48
2016	hL (KO)	0,7470	0,7272	0,7547	1,0046	0,9844	1,0200	17,94	19,87	15,94
	hL (KDE)	0,6176	0,6066	0,5890	0,7999	0,7963	0,7814	47,36	47,77	49,59

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em percentagem.

Na TABELA 31 é possível verificar as estimativas do modelo variograma para a altura de lorey (hL) para os anos de 2001, 2008 e 2016. Para a krigagem ordinária, o alcance espacial apresentou valores entre 157,12 m (2016) e 1.470,34 m (2001), indicando diminuição do alcance com o avanço da idade, e para a krigagem com deriva externa valores entre 101,96 m (2008) e 212,94 m (2001). O cálculo da dependência espacial (DE %) para a altura de Lorey (hL) foi gerado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 21). Nota-se que a dependência espacial variou entre 55,71 % (moderada) para o ano de 2001 e 100% (forte) para o ano de 2016 por meio da krigagem ordinária e, por meio da krigagem com deriva externa, a dependência espacial oscilou entre 57,02 % (moderada) para o ano de 2001 e 100% (forte) para o ano de 2016. Em ambos os métodos a dependência espacial aumentou com o avanço da idade. Em todos os casos, a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, garantindo precisão na estimativa em locais não amostrados.

TABELA 31 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A VARIÁVEL "hL"

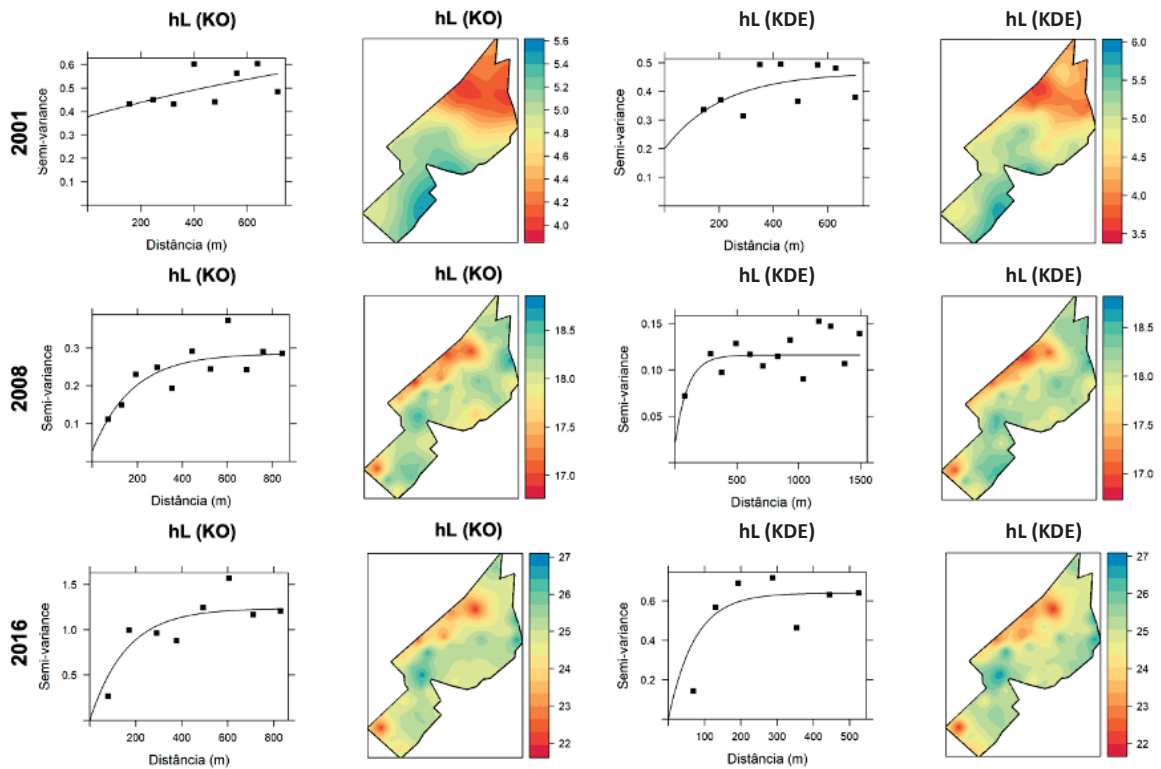
Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
2001	hL (KO)	Exponencial	0,3781	0,8537	1470,3410	55,71
	hL (KDE)	Exponencial	0,2001	0,4656	212,9377	57,02
2008	hL (KO)	Exponencial	0,0267	0,2850	175,9190	90,63
	hL (KDE)	Exponencial	0,0203	0,1159	101,9580	82,48
2016	hL (KO)	Exponencial	0,0000	1,2355	157,1185	100,00
	hL (KDE)	Esférico	0,0000	0,6325	202,1270	100,00

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

As semivariâncias observadas apresentaram baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento (FIGURA 21). Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*) confirmaram a qualidade dos ajustes gerados. Com esses variogramas 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 de Lorey nas três idades do povoamento de teca (FIGURA 21). Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais, procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa, visando o mapeamento da altura de Lorey (hL) espacialmente no segundo, nono e décimo sétimo ano de idade do povoamento. Com o mapeamento, foi possível estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e krigagem com deriva externa.

Embora a dependência espacial (DE%) calculada pelo método da krigagem com deriva externa, quando comparada com a krigagem ordinária, ter sido ligeiramente menor para o ano de 2008 e igual para o ano de 2016 (ambas em 100%), as estimativas geradas por este método geraram maiores coeficientes de determinação (R^2) e valores mais baixos para os erros médios de estimação. Assim, é possível dizer que a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas da altura de Lorey (hL) as estimativas foram mais próximas à realidade para os anos de 2001, 2008 e 2016. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo, nono e para o décimo sétimo ano de plantio, gerando mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo ano de plantio (FIGURA 21).

FIGURA 21 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ALTURA DE LOREY



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

As estimativas da regressão linear múltipla para a área basal (G) podem ser observadas na TABELA 32. O coeficiente de determinação foi de 53,29% para o ano de 2001, 42,36% para o ano de 2008 e 37,13% para o ano de 2016, demonstrando piora na qualidade dos ajustes da variável, a partir dos atributos químicos do solo, com o avanço da idade do plantio. Após a análise da regressão linear múltipla foi possível identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para a área basal (G).

TABELA 32 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA A ÁREA BASAL

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	327,9803	73,7590	4,4466	0,0001		
	Latitude	-0,0006	0,0001	-4,4114	0,0001	1,0580	
	Mg ²⁺	-1,0668	0,2236	-4,7714	0,0000	4,9436	
	log(P)	-0,5083	0,1572	-3,2332	0,0026	1,8301	53,29%
	Ca+Mg	-0,0290	0,0991	-0,2926	0,7714	9,8269	
	Al ³⁺	-0,9872	0,4187	-2,3576	0,0238	2,3188	
	MO	0,1209	0,0306	3,9487	0,0003	8,6049	
2008	Intercepto	20,6930	1,7316	11,9503	0,0000		
	K ⁺	-0,0087	0,0248	-0,3514	0,7271	2,5977	
	Ca ²⁺	2,2040	0,5986	3,6821	0,0007	4,5807	42,36%
	Al ³⁺	1,2100	4,1549	0,2912	0,7723	1,4709	
	CTC	-0,2759	0,3561	-0,7749	0,4429	4,0452	
2016	Intercepto	32,0625	2,7899	11,4924	0,0000		
	Ca ²⁺	1,9987	0,7375	2,7102	0,0097	3,0727	
	Al ³⁺	-3,1511	3,3197	-0,9492	0,3479	1,7898	37,13%
	MO	-0,0350	0,1652	-0,2121	0,8331	2,3130	

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

Na TABELA 33 estão apresentadas as estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados para as estimativas da área basal (G). Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, as estatísticas de validação foram melhores que pelo método de krigagem ordinária, com menores erros médios absolutos (MAE), menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE) e valores mais altos de coeficiente de determinação (R²). De maneira geral, com as krigagens ordinárias e com deriva externa, os valores de coeficiente de determinação (R²) foram baixos (TABELA 33). No entanto, apesar do coeficiente de determinação baixo, a estimativa total teve um erro considerado baixo para inventários florestais. Ademais, o mapa da krigagem mostrou-se útil para previsões localizadas geograficamente (FIGURA 22).

TABELA 33 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA A ÁREA BASAL

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	G (KO)	0,5524	0,5490	0,5835	0,6873	0,6663	0,7122	22,13	26,54	15,48
	G (KDE)	0,4686	0,4732	0,4795	0,5760	0,5788	0,5828	44,89	44,51	43,91
2008	G (KO)	2,5659	2,3472	2,3388	3,4306	3,2479	3,2573	22,38	28,69	28,28
	G (KDE)	2,4312	2,4511	2,4433	3,2521	3,2381	3,2282	31,38	32,75	33,04
2016	G (KO)	3,4849	3,5237	3,5565	5,0297	4,9817	4,9579	27,08	28,46	29,16
	G (KDE)	3,3526	3,4247	3,5093	4,3171	4,4120	4,4271	46,41	44,05	43,60

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em percentagem.

Na TABELA 34 é possível verificar as estimativas do modelo variograma para a área basal (G) para os anos de 2001, 2008 e 2016. Para a krigagem ordinária, o alcance espacial apresentou valores entre 126,34 m (2001) e 681,09 m (2016), indicando aumento do alcance com o avanço da idade, e para a krigagem com deriva externa valores entre 281,75 m (2001) e 306,16 m (2008). O cálculo da dependência espacial (DE %) para a área basal (G) foi realizado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 22). Nota-se que, por meio da krigagem ordinária, a dependência espacial variou entre 74,41 % (moderada) para o ano de 2016 e 100% (forte) para o ano de 2008 e, por meio da krigagem com deriva externa, a dependência espacial oscilou entre 57,70 % (moderada) para o ano de 2001 e 100% (forte) para o ano de 2008. Em todos os casos, a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, garantindo precisão na estimativa em locais não amostrados.

TABELA 34 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA A ÁREA BASAL

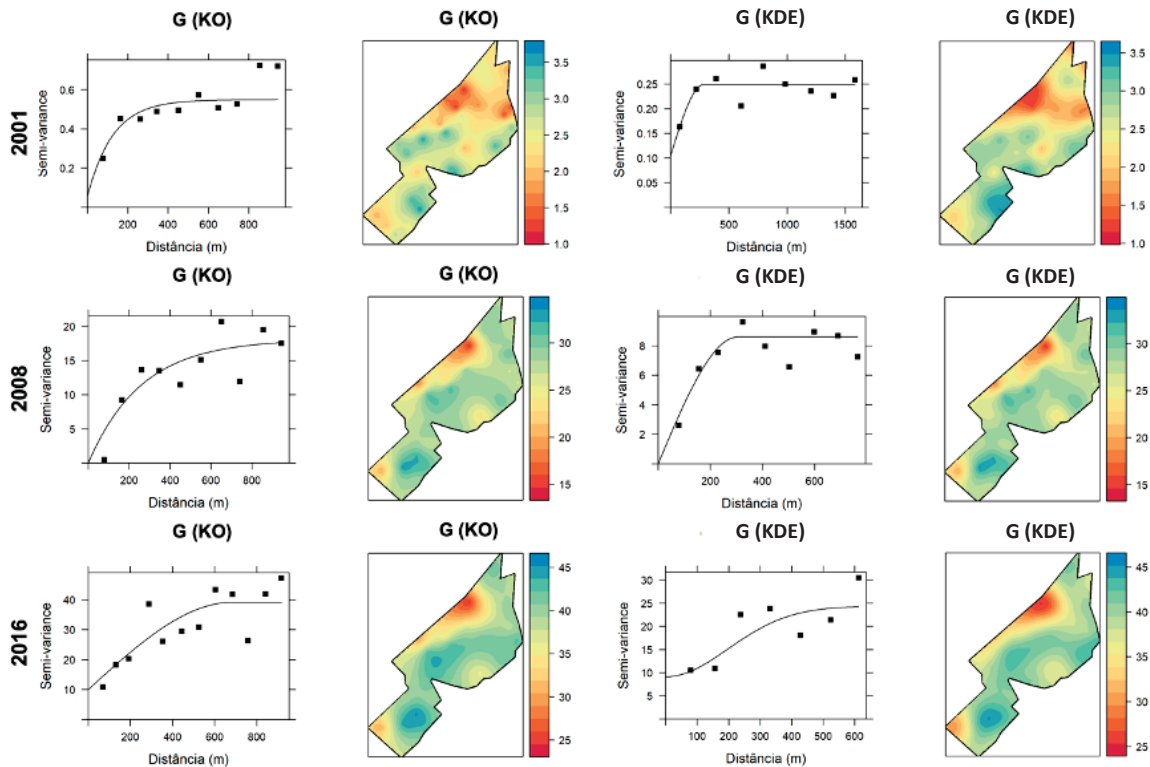
Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
2001	G (KO)	Exponencial	0,0545	0,5495	126,3416	90,08
	G (KDE)	Esférico	0,1052	0,2487	281,7484	57,70
2008	G (KO)	Exponencial	0,0000	18,1121	260,8018	100,00
	G (KDE)	Esférico	0,0000	8,6020	306,1581	100,00
2016	G (KO)	Esférico	10,0034	39,0951	681,0948	74,41
	G (KDE)	Gaussiano	9,0872	24,3620	279,1017	62,70

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

As semivariâncias observadas tiveram baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento (FIGURA 22). Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*) confirmaram a qualidade dos ajustes gerados na maioria dos casos. Com esses variogramas 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 área basal nas três idades do povoamento de teca (FIGURA 22). Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais, procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa, visando o mapeamento da área basal (G) espacialmente no segundo, nono e décimo sétimo ano de idade do povoamento. Com o mapeamento, foi possível estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e krigagem com deriva externa. Com o mapeamento, foi possível também definir que desbastes mais pesados sejam executados em locais com valores maiores de área basal (FIGURA 22), regulando assim a produção volumétrica no plantio florestal.

Embora a dependência espacial (DE%) calculada pelo método da krigagem com deriva externa, quando comparada com a krigagem ordinária, ter sido ligeiramente menor para o ano de 2016 e igual para o ano de 2008 (ambas em 100%), as estimativas geradas por este método geraram maiores coeficientes de determinação (R^2) e valores mais baixos para os erros médios de estimação. Assim, é possível dizer que com a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas da área basal (G), as estimativas são mais próximas à realidade para os anos de 2008 e 2016. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o nono e para o décimo sétimo ano de plantio (FIGURA 22). Contudo, a krigagem ordinária gerou estimativas de área basal (G) mais próximas à realidade para o ano de 2001, com dependência espacial (DE%) maior, embora apresentasse coeficiente de determinação (R^2) menor, gerando mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo ano de plantio, o que ficou evidenciado na análise visual do variograma (FIGURA 22).

FIGURA 22 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA A ÁREA BASAL



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

As estimativas da regressão linear múltipla para o volume (V) podem ser observadas na TABELA 35. O coeficiente de determinação foi de 28,26% para o ano de 2001, 41,63% para o ano de 2008 e 38,92% para o ano de 2016, revelando melhora na qualidade dos ajustes da variável até o ano de 2008 e depois uma piora na qualidade do ajuste até o ano de 2016. Após a análise da regressão linear múltipla foi possível identificar as variáveis que podem ser utilizadas na discriminação para o volume (V).

TABELA 35 - ESTIMATIVAS DA REGRESSÃO LINEAR MÚLTIPLA PARA O VOLUME

Ano	Variável	Parâmetro	Erro Padrão	t value	Pr(> t)	VIF	R ² ajustado
2001	Intercepto	1425,1745	435,8705	3,2697	0,0023		28,26%
	Latitude	-0,0025	0,0008	-3,2511	0,0024	1,0230	
	Log(P)	-1,5685	0,8881	-1,7662	0,0854	1,6158	
	Ca ²⁺	0,5834	0,5692	1,0250	0,3119	5,6105	
	Al ³⁺	-0,7806	2,2578	-0,3457	0,7315	1,8656	
	MO	0,0181	0,1228	0,1471	0,8839	3,8334	
2008	Intercepto	155,1793	15,6158	9,9373	0,0000		41,63%
	K ⁺	-0,0196	0,224	-0,0873	0,9308	2,5977	
	Ca ²⁺	19,3857	5,3981	3,5912	0,0009	4,5807	
	Al ³⁺	4,0775	37,4699	0,1088	0,9139	1,4709	
	CTC	-3,1098	3,2116	-0,9683	0,3386	4,0452	
2016	Intercepto	155,1793	15,6158	9,9373	0,0000		38,92%
	K ⁺	-0,0196	0,2240	-0,0873	0,9308	2,5977	
	Ca ²⁺	19,3857	5,3981	3,5912	0,0009	4,5807	
	Al ³⁺	4,0775	37,4699	0,1088	0,9139	1,4709	

Em que: VIF: valor de inflação da variância; R² ajustado: coeficiente de determinação ajustado.

Na TABELA 36 estão apresentadas as estatísticas de validação cruzada obtidas pela krigagem ordinária e krigagem com deriva externa, utilizando como variáveis externas os atributos químicos do solo selecionados para as estimativas do volume (V). Para todos os anos, com o método de krigagem com deriva externa, as estatísticas de validação foram melhores que pelo método de krigagem ordinária, com menores erros médios absolutos (MAE), menores valores para a raiz quadrada dos erros quadráticos médios (RMSE) e valores mais altos de coeficiente de determinação (R²). De maneira geral, com as krigagens ordinárias e com deriva externa, os valores de coeficiente de determinação (R²) foram baixos (TABELA 36). No entanto, apesar do coeficiente de determinação baixo, a estimativa total teve um erro considerado baixo para inventários florestais. Ademais, o mapa da krigagem mostrou-se útil para previsões localizadas geograficamente (FIGURA 23). Nota-se que o modelo exponencial se destacou entre os modelos, exceto para a krigagem com deriva externa para o ano de 2008, em que o melhor modelo foi o esférico.

Os modelos clássicos de variogramas descrevem com precisão estatística os padrões espaciais das variáveis dendrométricas nos povoamentos de teca, tal como o exponencial e o esférico, respectivamente ao quinto e ao oitavo ano de idade dos

plantios, por meio dos quais são obtidos valores de alcance entre 1.000 a 2.000 m como um potencial parâmetro para a definição da intensidade amostral nos inventários florestais. (PELLISSARI *et al.*, 2014).

TABELA 36 - RESULTADOS DA VALIDAÇÃO CRUZADA PARA O VOLUME

Ano	Variável	MAE			RMSE			R ² (%)		
		Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph	Gau	Exp	Sph
2001	V (KO)	2,9595	2,6316	2,8033	3,6103	3,2578	3,4536	5,76	25,84	15,2
	V(KDE)	2,5162	2,5351	2,4994	3,0867	3,1223	3,0433	31,26	29,93	32,96
2008	V (KO)	22,2743	20,7671	21,6380	30,6790	29,4294	30,2559	21,00	27,08	22,88
	V(KDE)	21,8123	21,8010	21,6749	29,3969	29,4769	29,3926	30,23	31,18	31,14
2016	V (KO)	38,0750	36,8001	37,3461	54,4557	52,0700	53,8927	22,71	27,66	22,62
	V(KDE)	40,6951	35,2917	35,4993	51,1427	45,3194	45,2980	31,05	45,29	45,29

Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; MAE: erro médio absoluto; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático médio; R²(%): coeficiente de determinação em porcentagem.

Na TABELA 37 é possível verificar as estimativas do modelo variograma para o volume (V) para os anos de 2001, 2008 e 2016. Para a krigagem ordinária, o alcance espacial apresentou valores entre 107,82 m (2001) e 253,92 m (2016), indicando aumento do alcance com o avanço da idade, e para a krigagem com deriva externa valores entre 294,65 m (2008) e 577,40 m (2001). O cálculo da dependência espacial (DE %) para o volume (V) foi realizado por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do variograma (FIGURA 23). Nota-se que, por meio da krigagem ordinária, a dependência espacial variou entre 93,25 % (moderada) para o ano de 2016 e 100% (forte) para os anos de 2001 e 2008 e, por meio da krigagem com deriva externa, a dependência espacial oscilou entre 34,20 % (moderada) para o ano de 2001 e 100% (forte) para o ano de 2008. Em todos os casos a dependência espacial foi considerada moderada ou forte, ou seja, a aplicação da geoestatística é recomendada, garantindo precisão na estimativa em locais não amostrados. Resultados semelhantes foram encontrados por Pereira *et al.* (2013), quando os autores utilizaram a geoestatística para a espacialização de atributos químicos do solo e dendrométricos em plantios de teca, e obtiveram forte dependência espacial para a variável volume.

TABELA 37 - ESTIMATIVAS DO MODELO VARIOGRAMA PARA O VOLUME

Ano	Variável	Modelo	Nugget	Sill	Range	DE (%)
2002	V (KO)	Exponencial	0,0000	12,0763	107,8225	100,00
	V(KDE)	Esférico	6,5468	9,9495	577,4001	34,20
2008	V (KO)	Exponencial	0,0000	1324,7370	226,0663	100,00
	V(KDE)	Esférico	0,0000	674,9954	294,6549	100,00
2016	V (KO)	Exponencial	292,6175	4336,8246	253,9180	93,25
	V(KDE)	Esférico	144,7791	2322,2540	358,0491	93,77

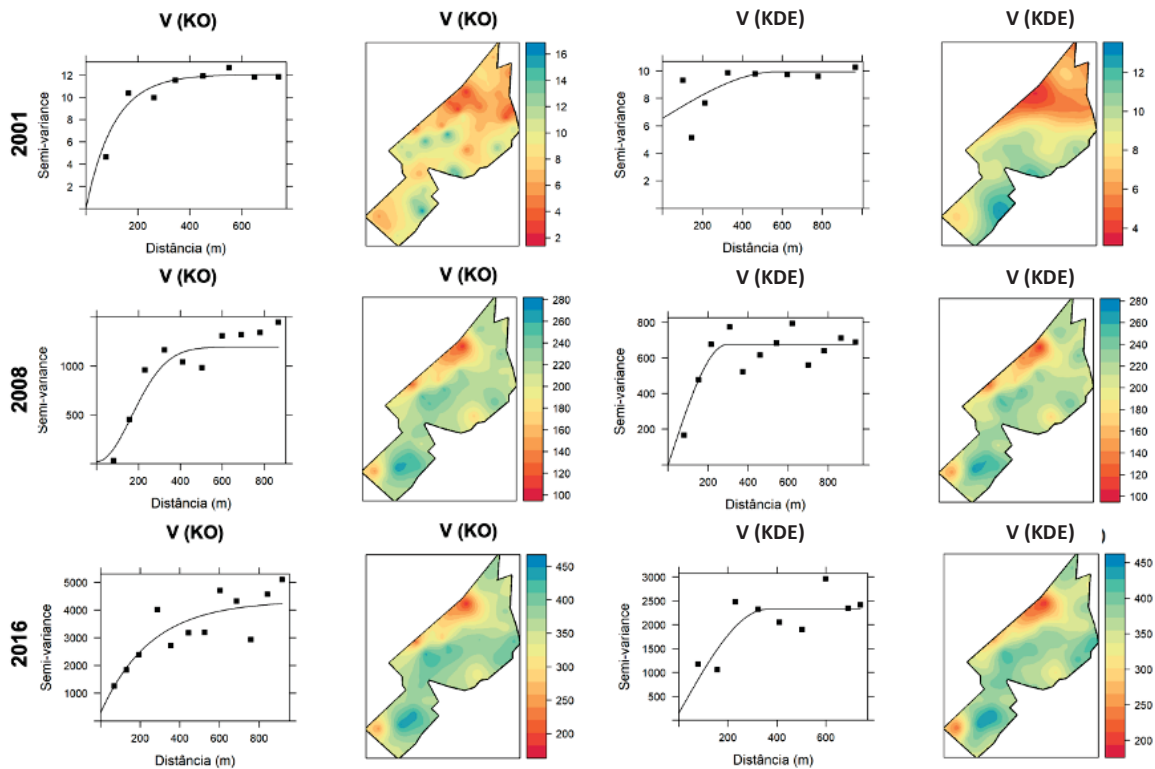
Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa; Nugget: efeito pepita; Sill: patamar; Range: alcance; e DE (%): dependência espacial em percentagem.

As semivariâncias observadas tiveram baixa dispersão em torno da linha média estimada para as variáveis do povoamento (FIGURA 23). Além disso, o comportamento crescente das semivariâncias estimadas e, posteriormente, estabilizado e constante em torno de uma distância máxima definida pelo parâmetro alcance (*range*) confirmaram a qualidade dos ajustes gerados na maioria dos casos. Com esses variogramas 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 do volume nas três idades do povoamento de teca (FIGURA 23). Dessa forma, após a seleção dos ajustes, e constatada a dependência espacial entre as unidades amostrais, procedeu-se a interpolação espacial por meio da krigagem ordinária e da krigagem com deriva externa, visando o mapeamento do volume (V) espacialmente no segundo, nono e décimo sétimo ano de idade do povoamento. Com o mapeamento, foi possível estabelecer as classes mais produtivas no povoamento de teca mediante a krigagem ordinária e krigagem com deriva externa.

Ainda que a dependência espacial (DE%) calculada pelo método da krigagem com deriva externa, quando comparada com a krigagem ordinária, ter sido ligeiramente menor para o ano de 2016 e igual para o ano de 2008 (ambas em 100%), as estimativas geradas por este método obtiveram maiores coeficientes de determinação (R^2) e valores mais baixos para os erros médios de estimação. Assim, é possível dizer que com a utilização dos atributos químicos do solo como variáveis externas nas estimativas do volume (V), as estimativas foram mais próximas à

realidade para os anos de 2008 e 2016. Portanto, com a krigagem com deriva externa foi possível gerar mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o nono e para o décimo sétimo ano de plantio (FIGURA 23). Todavia, a krigagem ordinária gerou estimativas de volume (V) mais próximas à realidade para o ano de 2001, com dependência espacial (DE%) maior, embora apresentasse coeficiente de determinação (R^2) menor, gerando mapas temáticos com maior nível de detalhamento para o segundo ano de plantio, o que ficou evidenciado na análise visual do variograma (FIGURA 23).

FIGURA 23 - RESULTADOS DA KRIGAGEM E DO VARIOGRAMA PARA O VOLUME



Em que: KO: krigagem ordinária; KDE: krigagem com deriva externa.

5.5.1 Unidades de Manejo estabelecidas para os anos 2001, 2008 e 2016

De modo geral, com os valores altos de dependência espacial (DE %) e relativamente baixos para os erros médios de estimação encontrados durante as krigagens ordinária e krigagem com deriva externa, foi possível estratificar o povoamento florestal em termos de potencial produtivo e definir as Unidades de Manejo utilizando qualquer variável dendrométrica. Ainda que as Unidades de Manejo

possam ser estabelecidas utilizando qualquer variável dendrométrica, o presente trabalho buscou estabelecer as Unidades de Manejo em função do volume (V), uma vez que constitui uma das informações de maior importância para o conhecimento do estoque disponível em um povoamento florestal (FIGURAS 24, 25 e 26).

Com os resultados alcançados pelo modelo geoestatístico exponencial, utilizando o método de krigagem ordinária, é possível visualizar o comportamento do volume (V) para o ano de 2001 (segundo ano de plantio) e definir a espacialização de três Unidades de Manejo diferenciadas para teca, de acordo com as classes de volume (V). São elas: Classe I) 11,31 ┆ 15,74 (14,63 ha); Classe II) 6,88 ┆ 11,30 (161,51 ha) e Classe III) 2,43 ┆ 6,87 (47,02 ha) (FIGURA 24). A escolha pela krigagem ordinária para o ano de 2001 se deu pela não observância de alta semelhança espacial do volume (V) com os atributos químicos do solo, pois nesse período o desenvolvimento da espécie está efetivamente mais relacionado às práticas de implantação, como o preparo do solo, além da disponibilidade de espaço aéreo e radicular (PELLISSARI *et al.*, 2012). Embora as operações de poda iniciarem aos dois anos de idade, a massa vegetal podada é muito pequena e há muito espaço de crescimento disponível, pois a copa formada está restrita apenas às folhas aderidas ao fuste principal. A partir dos três anos, a emissão de galhos é mais intensa e efetivamente inicia-se a formação da copa, com o aumento do volume de biomassa podada na segunda operação e, de forma crescente, com a terceira poda aos quatro anos. Nessa idade, as copas apresentam um contato maior e, finalmente, aos cinco anos se tem a observação do fechamento do dossel (PELLISSARI *et al.*, 2012).

De acordo com Gonçalves *et al.* (2000), a espacialização diferenciada nos primeiros anos de plantio indica que, no período de estabelecimento, a taxa de acúmulo de nutrientes pelas árvores é pequena e, somente após a plena absorção, que se relacionam diretamente com a idade. Desse modo, à medida que aumenta o processo de competição, os fatores do sítio se manifestam na forma de diferenças espaciais que afetam a estrutura da continuidade espacial do povoamento florestal (KANEKAE JÚNIOR *et al.*, 2007). Embora a krigagem ordinária tenha sido escolhida como o melhor método para a estimativa do volume para o ano de 2001 em locais não amostrados, após a análise da regressão linear múltipla foi possível identificar as variáveis com capacidade de discriminação para o volume (V), são elas: latitude, fósforo disponível (P), cálcio trocável (Ca^{2+}), alumínio trocável (Al^{3+}) e teor de matéria orgânica (MO).

Para o ano de 2008 (nono ano), com os resultados alcançados pelo modelo geoestatístico esférico, utilizando o método de krigagem com deriva externa, foi possível visualizar o comportamento do volume (V) e definir a espacialização de três Unidades de Manejo diferenciadas para teca, de acordo com as classes de volume (V). São elas: Classe I) 216,00 ┆ 270,07 (120,69 ha); Classe II) 161,93 ┆ 215,99 (92,78 ha) e Classe III) 107,86 ┆ 161,92 (9,69 ha) (FIGURA 25). Na krigagem com deriva externa para o ano de 2008 foram utilizados os seguintes atributos químicos do solo como variáveis externas: potássio trocável (K^+), cálcio trocável (Ca^{2+}), alumínio trocável (Al^{3+}) e capacidade de troca de cátions (CTC).

Para o ano de 2016 (décimo sétimo ano), com os resultados alcançados pelo modelo geoestatístico exponencial, utilizando o método de krigagem com deriva externa, foi possível visualizar o comportamento do volume (V) e definir a espacialização de três Unidades de Manejo diferenciadas para teca, de acordo com as classes de volume (V). São elas: Classe I) 360,62 ┆ 443,78 (135,01 ha); Classe II) 277,45 ┆ 360,61 (76,35 ha) e Classe III) 194,27 ┆ 277,44 (11,80 ha) (FIGURA 26). Na krigagem com deriva externa para o ano de 2016 foram utilizados os seguintes atributos químicos do solo como variáveis externas: potássio trocável (K^+), cálcio trocável (Ca^{2+}) e alumínio trocável (Al^{3+}).

Após identificar os atributos químicos do solo com capacidade de discriminação para o volume (V) para o segundo (2001), nono (2008) e décimo sétimo (2016) ano de plantio, foi possível concluir que o fósforo disponível (P) e a matéria orgânica (MO) influenciaram o crescimento da teca apenas no segundo ano de plantio, fase em que há maior fortalecimento e crescimento das raízes. Segundo Mata (1999), a teca é eficiente na utilização do fósforo, com alto poder de assimilação (VALLEJOS BARRA, 1996) para o desenvolvimento do seu sistema radicular (BEHLING, 2009). Segundo Mollinedo Garcia (2003), níveis de fósforo inferiores a aproximadamente $0,5 \text{ mg.dm}^{-3}$ são críticos ao desenvolvimento da teca, sendo necessário incorporá-lo ao solo com a aplicação de fertilizantes. Para Suzuki *et al.* (2007), a matéria orgânica no solo possui um papel importante para o manejo do solo em plantios de teca, devido ao fornecimento de nutrientes e a manutenção do pH do solo. 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). Tais estudos corroboram com os resultados encontrados no presente trabalho.

Para os anos de 2008 e 2016, nono e décimo sétimo ano de plantio, respectivamente, os atributos químicos do solo com capacidade de discriminação para o volume (V) foram o potássio trocável (K^+), cálcio trocável (Ca^{2+}) e alumínio trocável (Al^{3+}), em que foram observados que o maior crescimento da teca se concentrou em locais onde foram observados os maiores valores de potássio e cálcio trocáveis e menores níveis de alumínio trocável. Segundo Castellanos (2006), a disponibilidade do potássio tende a influenciar o crescimento da teca devido a sua relação com os processos metabólicos das plantas (MORAES *et al.*, 2008). Segundo Mollinedo Garcia (2003), níveis de potássio, inferiores a aproximadamente $4,5 \text{ mg.dm}^{-3}$ são críticos ao desenvolvimento da teca, sendo necessário incorporá-lo ao solo com a aplicação de fertilizantes. Além disso, a teca é considerada uma espécie altamente exigente em cálcio (TANAKA *et al.*, 1998; GONZÁLEZ, 2004), respondendo significativamente ao acréscimo deste 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; UGALDE, 1995; MOLLINEDO GARCIA, 2003). Os autores recomendaram que, antes do cultivo da teca em sítios com solos ácidos ou deficientes em cálcio, é necessária a aplicação de calcário para neutralizar o alumínio trocável, precipitar o ferro e o manganês e incorporar o cálcio ao solo. Alguns trabalhos desenvolvidos em plantios de teca demonstram que o crescimento da espécie apresenta uma correlação linear positiva com o Ca e o pH, como a observada por Mollinedo Garcia (2003) em plantios no Panamá com dois a quatro anos de idade, sendo registrado o coeficiente de 0,710 para o diâmetro a 1,3 m do solo correlacionado com o Ca e de 0,680 para a correlação da altura total com o pH.

O alumínio trocável (Al^{3+}) foi outro atributo químico que influenciou a produtividade da teca. Para Mollinedo Garcia (2003), a teca é sensível à acidez no solo sob a forma de elevadas concentrações de alumínio trocável. Isso pode causar deformidade na divisão celular, diminuição da respiração das raízes, interferência na captação e transporte de nutrientes e baixa taxa de sobrevivência das plantas (OMBINA, 2008; SILVA; MORAES; BUZETTI, 2011). Vaidés López (2004) destacou que a teca apresenta baixa produtividade em sítios com teores de alumínio trocáveis superiores a $1,3 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$.

Para a mesma área de estudo, Pfutz (2020), investigou a capacidade da modelagem geoestatística associada às variáveis dendrométricas e de sensoriamento remoto para predição espacial do povoamento. A autora concluiu que, apesar das

variáveis de sensoriamento remoto apresentarem fraca correlação e dependência linear com as variáveis dendrométricas do povoamento, a krigagem com deriva externa proporcionou predições dos padrões espaciais com maior nível de detalhes das variáveis dendrométricas, resultando em minimização de possíveis erros de suavização gerados pelos métodos tradicionais de krigagem simples e ordinária. Com isso, proporciona recomendações mais precisas de intervenções localizadas ao manejo de plantios de teca. Pelissari *et al.* (2012), para a mesma área de estudo, avaliaram a correlação espacial dos atributos químicos do solo com o crescimento de *Tectona grandis* e encontraram forte dependência espacial para as bases Ca, Mg e K. Além disso, os autores estabeleceram grau de importância dos atributos químicos do solo para com o crescimento da teca: Ca > pH > Al > K > M.O. > Mg > P. Matricardi (1989), por sua vez, estabeleceu o grau de importância na seguinte sequência: Ca > Al > M.O. > Ca+Mg > K > P > Mg > S > CTC > pH.

FIGURA 24 - UNIDADES DE MANEJO PARA TECA PARA O ANO DE 2001

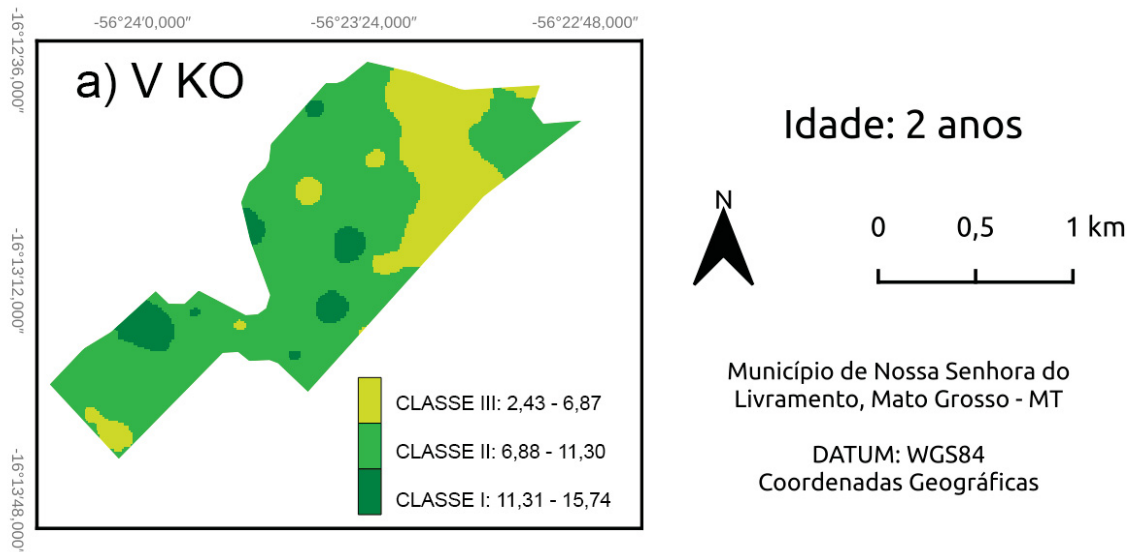


FIGURA 25 - UNIDADES DE MANEJO PARA TECA PARA O ANO DE 2008

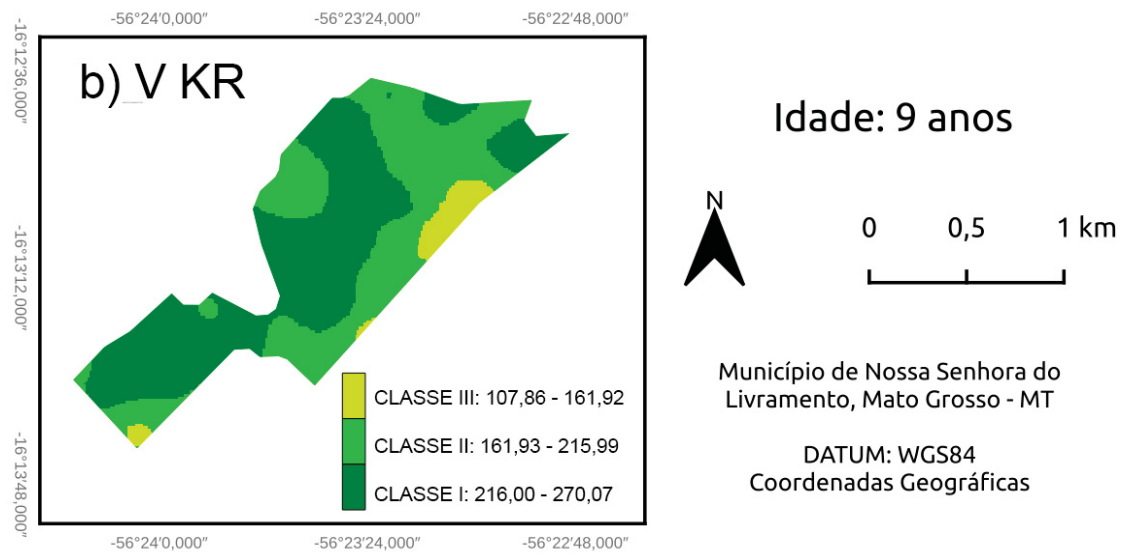
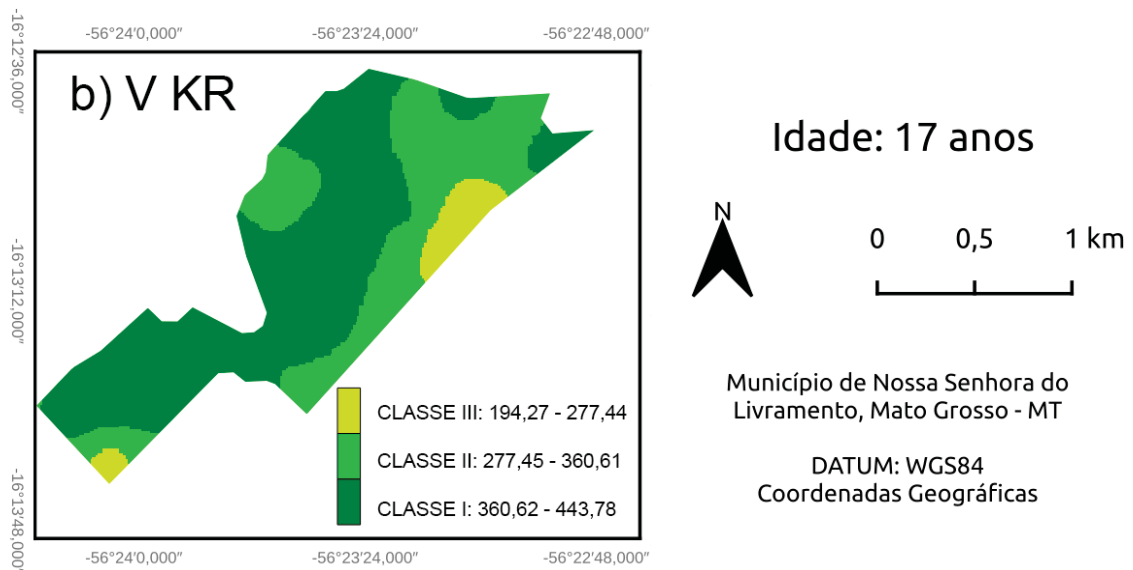


FIGURA 26 - UNIDADES DE MANEJO PARA TECA PARA O ANO DE 2016



Na literatura foi possível encontrar diversos trabalhos que buscaram definir Unidades de Manejo a partir de correlações entre os atributos químicos do solo com os dados de produtividade dos plantios florestais para as mais diversas essências florestais, como *Tectona grandis* (PELLISSARI *et al.*, 2012), *Eucalyptus sp.* (NUNES *et al.*, 2020; SANTOS *et al.*, 2017, ALBA *et al.*, 2015; LEAL *et al.*, 2011; RUFINO *et al.*, 2006), *Pinus sp.* (RIBEIRO, 2014; BARBOSA *et al.*, 2012; BILA, 2010; BOGNOLA, 2007) e acácia-negra (COUTINHO, 2018).

Nunes *et al.* (2020), ao avaliar a variabilidade espacial de clones de híbrido de eucalipto em função do preparo de solo e adubações, constataram que houve uma

alta variabilidade espacial das características de altura, diâmetro e volume de *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*, com índices de dependência espacial considerados moderados. Ademais, os autores concluíram que, com o preparo do solo convencional, favoreceu indivíduos de maiores volumes, porém os regimes de adubações não diferiram. Santos *et al.* (2017), ao estudar a utilização de técnicas de silvicultura de precisão em povoamentos de *Eucalyptus grandis*, concluíram com análise geoestatística que a estimativa volumétrica de madeira foi similar ao método tradicional e apresentam grande potencial como forma de pós-estratificação nos inventários florestais, inclusive com substancial redução no erro de amostragem. Além disso, o mapa de produtividade remete a um zoneamento de produção do povoamento florestal a partir do qual pode-se estabelecer critérios de manejo nas etapas de colheita, conforme a produtividade determinada.

Alba *et al.* (2015), em estudo sobre a distribuição espacial das variáveis dendrométricas em povoamento de *Eucalyptus grandis*, observaram alta dependência espacial para o diâmetro dominante (Ddom), altura dominante (Hdom), número de indivíduos (N), área basal (G) e o volume total (V), e foi possível realizarem estimativas em locais não amostrados. Leal *et al.* (2011), no trabalho sobre o mapeamento de unidades produtivas utilizando a interpolação geoespacial krigagem a partir de inventário florestal em plantio de *Eucalyptus urophylla*, concluíram que o método de interpolação krigagem ordinária é eficiente para estimar volume em unidades produtivas no povoamento florestal em estudo. Rufino *et al.* (2006), ao estudar a relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e atributos do solo, não observaram correlação entre os mapas de krigagem das variáveis do solo e das variáveis dendrométricas.

Ribeiro (2014), ao aplicar a geoestatística no planejamento estratégico de florestas de produção de *Pinus taeda*, concluíram que a krigagem ordinária demonstrou ser uma importante ferramenta na resolução de problemas de planejamento e identificação de Unidades de Manejo, principalmente porque estabelece critérios para a tomada de decisão em locais não amostrados. Barbosa *et al.* (2012), analisando a inter-relação da produtividade de madeira do pinus com atributos físico-químicos do solo, chegaram à conclusão de que a produtividade de madeira do pinus variou substancialmente em função do pH do solo. Assim, o pH revelou ser um apreciável indicador da qualidade química do solo quando o objetivo

foi estimar, linear e espacialmente, a produtividade de madeira dessa essência florestal nas condições do Cerrado brasileiro do Sudeste do Estado do Mato Grosso do Sul. Bila (2010) também obteve resultados satisfatórios na espacialização dos índices de sítio (IS) com base em fatores edáficos para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* na região de Prata, Minas Gerais.

Coutinho (2018), estudando a capacidade produtiva em plantios comerciais de acácia-negra, concluiu que as Unidades de Manejo para a espécie podem ser aplicadas no estudo da relação entre o índice de uniformidade (baseado no índice de uniformidade PV50) e atributos do meio físico (altitude e matéria orgânica do solo). O autor observou que em locais onde a altitude e o teor de matéria orgânica são maiores, são considerados locais mais uniformes, onde a floresta é mais homogênea.

Sob o ponto de vista do manejo florestal, sobretudo do inventário florestal, o estabelecimento das Unidades de Manejo por meio do volume (V) pode fornecer subsídios para o planejamento do inventário, pois a estratificação do povoamento florestal em sub-áreas homogêneas permite direcionar um determinado método ou processo de amostragem a ser empregado em futuras remedições (PELISSARI *et al.*, 2014). Portanto, a espacialização do volume permitiu a realização da estratificação da floresta em subpopulações homogêneas, possibilitando que haja a alocação de unidades amostrais em intensidades ideais para a obtenção de estimativas mais precisas a custos reduzidos. Para Pelissari *et al.* (2014), o conhecimento da variabilidade espacial pode ser aplicado à concepção de um sistema de amostragem adequado para as futuras remedições dos povoamentos nos inventários em múltiplas ocasiões, considerando-se a estratificação da floresta em subpopulações homogêneas e a alocação de unidades amostrais em intensidades ideais para a obtenção de estimativas precisas e a custos reduzidos.

Portanto, a definição das Unidades de Manejo é uma importante ferramenta de suporte à decisão quando o objetivo é definir a prática silvicultural a ser adotada para cada Unidade de Manejo (Agricultura de Precisão), pois permite dar tratamento diferenciado em áreas dentro de um mesmo talhão, considerando o potencial produtivo das culturas nessas áreas, auxiliando na tomada de decisão frente à variabilidade espacial existente.

Os mapas das Unidades de Manejo a partir das variáveis dendrométricas diâmetro à altura do peito (d), diâmetro dominante (Ddom), diâmetro quadrático médio

(dg), altura (h), altura dominante (Hdom), altura de Lorey (hL) e área basal (G) podem ser visualizados no Apêndice 7.

6 CONCLUSÕES

- A krigagem espaço-temporal por regressão permitiu identificar a variabilidade espacial das variáveis dendrométricas ao longo dos anos e identificar a produtividade florestal ao final do ciclo;
- A modelagem geoestatística para o mapeamento da variabilidade espaço-temporal do volume (V), como apoio aos inventários florestais tradicionais, possibilita o planejamento das práticas silviculturais e de ordenamento nos plantios de teca, visando à maximização da produção volumétrica e a qualidade estrutural do povoamento;
- Foram observadas variações espaciais dos atributos químicos do solo entre os períodos avaliados, o que possibilita a recomendação de adubações e correções de acidez do solo em regiões específicas da área do plantio, visando ao estabelecimento dos indivíduos pós-plantio e o desenvolvimento dos indivíduos conduzidos após a realização dos desbastes;
- A modelagem geoestatística por krigagem ordinária permitiu visualizar o comportamento do volume (V) para o ano de 2001, segundo ano de plantio, e definir três Unidades de Manejo diferenciadas para teca, de acordo com as classes de volume (V). A escolha pela krigagem ordinária para o ano de 2001 se deu pela não observância de alta semelhança espacial do volume (V) com os atributos químicos do solo, pois nesse período o desenvolvimento da espécie está efetivamente mais relacionado às práticas de implantação, como o preparo do solo, além da disponibilidade de espaço aéreo e radicular;
- A modelagem geoestatística por krigagem com deriva externa permitiu estabelecer visualizar o comportamento do volume (V) para os anos de 2008 e 2017, nono e décimo oitavo ano de plantio, respectivamente, e definir três Unidades de Manejo diferenciadas para teca. Com isso, foi possível estabelecer as relações espaciais entre o desenvolvimento da teca e os atributos químicos do solo, o que possibilita intervenções silviculturais precisas e direcionadas para as diferentes condições edáficas, visando a maximização da produção ao longo da rotação da cultura.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

A modelagem geoestatística para o mapeamento da variabilidade espacial e temporal das variáveis dendrométricas serve como importante ferramenta de apoio aos inventários florestais tradicionais, pois possibilita o planejamento das práticas silviculturais e de ordenamento nos plantios, melhorando a qualidade estrutural dos povoamentos e maximizando a produção volumétrica. A abordagem via silvicultura de precisão será de fundamental importância para a otimização da produtividade da floresta e a conservação dos recursos naturais, inclusive concernente à preservação do solo.

A correlação do crescimento da teca com os atributos químicos do solo demonstra a importância de se conhecer a variabilidade espacial do solo e para que se tenha um crescimento homogêneo de um plantio florestal, torna-se necessário, portanto, criar zonas de manejo do solo adequadas. Pressupõe-se que em solos menos restritivos do ponto de vista químico, existam correlações mais fortes entre os estratos gerados por variáveis do solo e dendrométricas.

A utilização de técnicas de silvicultura de precisão é uma alternativa para o estabelecimento das Unidades de Manejo e a seleção de sítios com características favoráveis à implantação de florestas de teca, bem como a adequação da fertilidade natural dos solos às exigências fisiológicas da espécie.

A otimização do manejo silvicultural, por meio da definição ótima da intensidade e da frequência dos desbastes, da rotação técnica da cultura e do. Sortimento para múltiplos produtos, são possibilidades a serem trabalhadas para a minimização dos custos de condução dos povoamentos e para o incremento da rentabilidade dos produtores florestais.

Recomenda-se que sejam realizadas análises das características físico-hídricas no solo da região de estudo na tentativa de estabelecer relações com a produtividade florestal de teca, tais como: densidade do solo, porosidade total do solo, micro e macroporosidade do solo, capacidade de campo, retenção de umidade, ponto de murcha permanente, drenagem interna, capacidade de armazenamento de água, retenção de água disponível, entre outros. Outras variáveis importantes são: a

penetrabilidade do solo, estado de agregação do solo, aeração do solo, capacidade de armazenamento de oxigênio, entre outras.

8 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**, Selangor, v. 25, n. 2, p. 107-113, 2002.
- ABRAF – Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas. **Anuário Estatístico da ABRAF**: ano base 2009. Brasília, 2011. 130 p.
- ADAMOLI, J. Fitogeografia do Pantanal. In: **Anais do I Simpósio sobre Recursos Naturais e Sócio-econômicos do Pantanal**. Corumbá – MT. Centro de Pesquisa Agropecuária do Pantanal, p. 90-106, 1986.
- ALBA, E.; AMARAL, L.P.; FERNANDES, L.P.; PEREIRA, R.S. Análise geoestatística da distribuição espacial das variáveis dendrométricas em povoamento de *Eucalyptus grandis*. In: IV Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias, 2015, Botucatu, **Anais...Botucatu**, 2015.
- ALBAUGH, T.J.; ALLEN, H.L.; FOX, T.R. Individual tree crown and stand development in *Pinus taeda* under different fertilization and irrigation regimes. **Forest Ecology and management**, Amsterdam, v. 234, p. 10-23, 2006.
- ALEMDAG, I.S. National site-index and height-growth curves for white spruce growing in natural stands in Canada. **Canadian Journal of Forest Research**. V. 21, n. 10, p. 1466-1474, 1991.
- ALMEIDA, A.Q. DE; RIBEIRO, A.; PAIVA, Y.G.; RASCON, N.L.; LIMA, E.P. Geoestatística no estudo de modelagem temporal da precipitação. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande - PB, v. 15, n. 4, p. 354-358, 2011.
- ALMEIDA, E.M.; CAMPELO JÚNIOR, J.H.; FINGER, Z. Determinação do estoque de carbono em teca (*Tectona grandis* L. f.) em diferentes idades. **Ciência Florestal**, Santa Maria – RS, v. 20, n. 4, p. 559-568, 2010.
- ALVARADO, A. Nutrición y fertilización de *Tectona grandis* Linn. F. In: ALVARADO, A., RAIGOSA, J. (Ed.). **Nutrición y Fertilización Forestal em Regiones Tropicales**. Asociación Costarricense de las Ciencias del Suelo, San José, Costa Rica, 2012a, p. 313-340.
- ALVARADO, A. Diagnóstico de la nutrición em plantaciones forestales. F. In: ALVARADO, A., RAIGOSA, J. (Ed.). **Nutrición y Fertilización Forestal em Regiones Tropicales**. Asociación Costarricense de las Ciencias del Suelo, San José, Costa Rica, 2012b, p. 93-120.
- ALVARADO, A. Condiciones de sitio y la silvicultura de la teca. In: CAMINO, R.; MORALES, J.P. (Ed.). **Plantaciones de Teca Mitos y Realidades**. Turrialba, Costa Rica: CATIE, 2013, p. 54-85.
- ÁLVARES, C.A.; GONÇALVES, J.L.M.; SILVA, C.R.; FRANCISCATTE, W.; NASCIMENTO, L.A. Geoestatística aplicada ao estudo da produtividade e qualidade de plantações florestais. In: Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias, 1, 2009, Botucatu, **Anais...Botucatu**, 2009.

ALVES, S.M. DE F.; QUEIROZ, D.M. DE; ALCÂNTARA, G.R. DE; REIS, E.F. DOS. Variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo usando técnicas de análise de componentes principais e geoestatística. **Biosci. J.**, v. 30, p. 22-30, 2014.

AMPONSAH, G.L.; MEYER, W.L. Soil characteristics in teak plantations and natural forests in Ashanti Region, Ghana. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, New York, v. 31, n. 3/4, p. 355-373, 2000.

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

ARIEIRA, J.; CUNHA, C.N. Fitossociologia de uma floresta inundável monodominante de *Vochysia divergens* Pohl (Vochysiaceae), no Pantanal Norte, MT, Brasil. **Acta Botanica Brasilica**. V. 20, p. 569-580, 2006.

ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. New York: Pergamon Press, 1961. 506 p.

ASSUMPÇÃO, R.A.B.; URIBE-OPAZO, M.A.; GODOY, E.; 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. 1, p. 165-171, 2007.

ATAÍDE, D.H.DOS S.; ARAÚJO, E.J.G.DE; MONTE, M.A.; MENDONÇA, B.A.F. DE; SILVEIRA, C.E.; ALBUQUERQUE, C.E.S.; SILVA, L.C. Métodos geoestatísticos e determinísticos na espacialização da altura dominante em povoamento de eucalipto. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 43, n.1, p. 98-108, 2020.

BAGNARA, F. PRIETTO, P.D.M.; TIMBOLA, R.S. Aplicação da krigagem ordinária na modelagem do pH e da dureza da água subterrânea na área central de Passo Fundo – RS. **Teoria e Prática na Engenharia Civil**, n. 20, p. 15-22, 2012.

BALAGOPALAN, M. RUGMINI, P. Management of soils of teak plantations for sustainable productivity. **Research Report**, Peechi, Kerala, India: Kerala Forest Research Institute, n. 279, 2006.

BALLONI, E.A. **Produtividade Florestal**. Celulose e Papel, São Paulo, n.1, v.3, p. 57-60, 1985.

BARBOSA, C.E.M.; FERRARI, S.; CARVALHO, M. DE P.; PICOLI, P.R.F.; CAVALLINI, M.C.; BENETT, C.G.S.; SANTOS, D.M.A. DOS. Inter-relação da produtividade de madeira do pinus com atributos físico-químicos de um latossolo do cerrado brasileiro. **Revista Árvore**, v. 36, n. 1, p. 25-35, 2012.

BEHLING, M. **Nutrição, partição de biomassa e crescimento de povoamentos de teca em Tangará da Serra – MT**. 2009. 156 p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2009.

BEZERRA, A.F.; MILAGRES, F.R.; SILVA, M.L. da; LEITE, H.G. Análise da viabilidade econômica de povoamentos de *Tectona grandis* submetidos a desbastes no Mato Grosso. **Revista Cerne**, Lavras, v. 17, n. 4, p. 583-592, 2011.

BHAT, K.M.; NAIR, K.K.N.; BHAT, K.V.; MURALIDHARAN, E.M.; SHANNA, J.K. **Quality Timber Products od Teak from Sustainable Forest Management**. Proceedings of the International Conference on Quality Timber Products of Teak from Sustainable Forest Management. Kerala Forest Research Institute, International Tropical Timber Organization. 2005. 708 p.

- BILA, J.M. **Classificação de sítios com base em fatores edáficos para *Pinus caribaea* var. *hondurensis* na região de Prata, Minas Gerais**. 77 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, 2010.
- BINKLEY, D.; STAPE, J.L.; RYAN, M.G. Thinking about efficiency of resource use in forests. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 193, p. 5-16, 2004.
- BINKLEY, D.; FISCHER, R.F. **Ecology and management of forest soils**. 4 ed. Hoboken: NJ: Wiley. 2013. 347 p.
- BOGNOLA, I.A. **Unidades de manejo para *Pinus taeda* L. no planalto norte catarinense, com base em características do meio físico**. 141 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, 2007.
- BONA, D.A.O. DE. **Variabilidade espacial do diâmetro à altura do peito do eucalipto e das frações granulométricas do solo utilizando análise multivariada e geoestatística**. 63 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais). Universidade Federal do Espírito Santo, Jerônimo Monteiro, ES, 2014.
- BOURENNANE, H.; KING, D.; COUTURIER, A. Comparison of kriging with external drift and simple linear regression for predicting soil horizon thickness with different sample densities. **Geoderma**, v. 97, n. 3-4, p. 255-271, 2020.
- BRAGA, L.P.V. **Introdução a geoestatística com programas em R**. Rio de Janeiro: E-papers, 2014. 132 p.
- BRANDELERO, C. **Aplicabilidade da tecnologia móvel em atividades de silvicultura de precisão: mapeamento, inventário e geoestatística florestais**. 114 p. Dissertação (Mestrado em Geomática). Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, 2007.
- BURROUGH, P.A.; BOUMA, J.; YATES, S.R. The state of the art in pedometrics. **Geoderma**, v. 26, n. 1/3, p. 311-326, 1994.
- CALDEIRA, M.V.W.; TONINI, H.; HOPPE, J.M.; WATZLAWICK, L.F.; SELEE, G.L. Definição de sites em povoamentos de *Pinus elliottii* Engelm. na região de Encruzilhada do Sul, RS. **Ciência Florestal**, v. 6, n. 1, p. 1-13, 1996.
- 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. Geoestatística: Fundamento e Aplicações. In: CÂMARA, G.; MEDEIROS, J.S. **Geoprocessamento em Projetos Ambientais**. 2 ed. São José dos Campos: INPE. 1998. 36 p.
- CAMARGO, E.C.G. Análise espacial de superfícies por Geoestatística. In: FUKS, S.D.; CARVALHO, M.S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A.M.V. (Ed.). **Análise Espacial de Dados Geográficos**. p. 1-28, 2011.
- 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. 1, p. 1501-1511, 1994.
- CAMINO, R.; MORALES, J.P. **Plantaciones de Teca: Mitos y realidades**. Turrialba, Costa Rica: CATIE. 2013. 393 p.
- CAMPELLO JÚNIOR, J. H.; PRIANTE FILHO, N.; CASEIRO, F. T. Caracterização

macroclimática de Cuiabá. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS SOBRE O MEIO AMBIENTE, 3., 1991, Londrina. **Anais...** Londrina: UEL/NEMA, 1991, p. 542-552.

CAMPINHOS, JR. E. Sustainable plantations of high-yoeld Eucalyptus trees for production of fiber: the Aracruz case. **New Forests**, Amsterdam, v. 17, p. 129-143, 1999.

CAMPOLIN, W.R. **Características físicas e químicas, estoque de matéria orgânica (total e nas frações granulométricas) do solo sob cerrado e teca**. 2006. 49 p. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2006.

CAMPOS, J.C.C.; LEITE, H.G. **Mensuração Florestal: perguntas e respostas**. 4 ed. Viçosa: Editora UFV, 2013. 605 p.

CAPELLI, N.L. **Agricultura de precisão** – Novas tecnologias para o processo produtivo. 2004. Disponível em: <http://www.bases.cnptia.embrapa.br>. Acesso em: 10 de dezembro 2021.

CARDOSO, N.S. **Caracterização da estrutura anatômica da madeira, fenologia e relações com atividade cambial de árvores de teca (*Tectona grandis* L.f.) – Verbenaceae**. 1991. 117 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1991.

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 em Petén, Guatemala**. 2006. 105 f. Dissertação (Mestrado em Agroforestería Tropical) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba.

CASTRO-JÚNIOR, P.R.; SALOMÃO, F.X.T.; BORDEST, S.M.L. Mapeamento Geomorfológico da Região de Cuiabá. In: VI Simpósio Nacional de Geomorfologia / Regional Conference on Geomorphology, 2008, Goiânia – GO, Brasil, **Anais...**Goiânia, 2008.

CHAVES, R.; FONSECA, W. Teca (*Tectona grandis* L.f.) espécie de árbol de uso múltiple em América Central. **Informe Técnico**, Turrialba, Costa Rica: Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, n. 179, 1991.

COSTA, S.; ZOCHE, J. J. Fertilidade de solos construídos em áreas de mineração de carvão na Região Sul de Santa Catarina. **Revista Árvore**, v. 33, n. 4, p. 665-674, 2009.

COUTINHO, V.M. **Definição de unidades de manejo para povoamentos de Acácia-negra (*Acacia mearnsii* De Wild.) por meio de geoestatística e análise multivariada**. 149 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná – Curitiba, PR. 2018.

CRESSIE, N.; WIKLE, C. K. **Statistics for spatio-temporal data**. Hoboken, Nova Jersey, EUA: John Wiley & Sons, 2015.

DEB, J.C.; PHINN, S.; BUTT, N.; McALPINE, C.A. Climatic-Induced shifts in the distribution of Teak (*Tectona grandis*) in Tropical Asia: Implications for Forest Management and Planning. **Environmental Management**, n. 60, p. 422-435, 2017.

DEBASTIANI, A.B.; VASCONCELLOS, B.N. DE; MARTINS, A.P.M.; DALLA CORTE, A.P.; SANQUETTA, C.R. Predições geoestatísticas e zonas de incerteza no inventário

de povoamentos florestais. **Advances in Forestry Science**, v. 5, n. 1, p. 283-287, 2018.

DELGADO, L.G.M.; GOMES, J.E.; ARAUJO, H.B. Análise do sistema de produção de teca (*Tectona grandis* L.f.) no Brasil. **Revista Científica Eletrônica de Engenharia Florestal**, v. 11, n. 1, p. 1-6, 2008.

DEMOLINARI, R.A.; SOARES, C.P.B.; LEITE, H.G.; SOUZA, A.L.DE. Crescimento de plantios clonais de eucalipto não desbastados na região de Monte Dourado (PA). **Revista Árvore**, Viçosa – MG, v. 31, n. 3, p. 503 – 512, 2007.

DIAS, A.N.; LEITE, H.G.; NOGUEIRA, G.S.; RODRIGUES, F.L. Avaliação de métodos de ajuste de curvas de índice de local em povoamento de eucalipto desbastados. **Revista Árvore**, v. 29, n. 5, p. 741-747, 2005.

DRECHSEL, P.; ZECH, W. DRIS evaluation of teak (*Tectona grandis* Linn. F.) mineral nutrition and effects of nutrition and site quality on teak growth in West Africa. **Forest Ecology and Management**, v. 70, n. 1/3, p. 121-133, 1994.

ELESBÃO, L. **Crescimento e produção de *Pinus taeda* L. na região dos campos de Cima da Serra, Rio Grande do Sul**. 2008. 73 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solos**. Rio de Janeiro, 1997. 212 p.

EMBRAPA. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. 5 ed. Brasília – DF, 2018, 356 p.

EVANS, J. The History of Tree Planting. In: EVANS, J, (Ed.). **Planted Forests: Uses, Impacts and Sustainability**. CAB International, Wallingford UK, 2009. 213 p.

FAVARE, L.G.; GUERRINI, I.A.; BACKES, C. Níveis crescentes de saturação por bases e desenvolvimento inicial de teca em um latossolo de textura média. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 4, p. 693-702, 2012.

FERNÁNDEZ-MOYA, J.; ALVARADO, A.; SAN MIGUEL-AYANZ, A.; MARCHAMALO-SACRISTÁN, M. Forest nutrition and fertilization in teak (*Tectona grandis* L.f.) plantations in Central America. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v. 44, n. 1, 2014.

FIGUEIREDO, E.O. Teca (*Tectona grandis* L.f.): produção de mudas tipo toco. **Documentos**, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA, n. 101, 2005.

FIGUEIREDO, E.O.; SÁ, C.P.de. Silvicultura e Manejo de povoamentos de Teca (*Tectona grandis* L.f.). **Documentos**, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA, n. 138, 2015.

FINGER, F.A.; FINGER, Z.; BARROS, N. Qualificação da madeira de teca, *Tectona grandis* L.f., oriunda do primeiro desbaste comercial, com vistas a seu aproveitamento. **Madeira: arquitetura e engenharia**, São Paulo, v. 4, n.12, jan/abr. 2004.

GALLO, D.; NAKANO, O.; SILVEIRA, S.N.; CARVALHO, R.P.L.; BATISTA, G.C.; BERTI FILHO, E.; PARRA, J.R.P.; ZUCCHI, R.A.; ALVES, S.B.; VENDRAMIM, J.D. **Manual de entomologia agrícola**. São Paulo: Editora Agronômica Ceres, 1988, 649 p.

GAVA, F.H.; DRESCHER, R.; CALDEIRA, S.F.; WOJCIECHOWSKI, J.C.; FERREIRA, M.A.C.; ROQUETTE, J.G.; VENDRUSCOLO, D.G.S. Volume, incremento e crescimento em povoamentos clonais e seminais de Teca com danos na copa. **Revista Forestal mesoamericana Kurú**, v. 18, n. 43, p. 79-86, 2021.

GESSEL, S.P. Site evaluation in Forest production and management. In: **Reunion de trabajo: Evaluacion de la 143ítios143vidade de 143ítios forestales**, Valdivia. Actas. Facultad de Ciencias Forestales, p. 326-357, 1982.

GOH, D.; MONTEEUIS, O. Rationale for developing intensive teak clonal plantations, with special reference to Sabah. **Bois et Forêts des Tropiques**, v. 28, n. 3, p. 5-15, 2005.

GONÇAVES, J.L. DE M.; STAPE, J.L.; BENEDETTI, V.; FESSEL, V.A.G.; GAVA, J.L. Reflexos do cultivo mínimo e intensivo do solo em sua fertilidade e nutrição de árvores. In: GONÇALVES, J.L. DE M.; BENEDETTI, V. (Org.). **Nutrição e Fertilização Florestal**. Piracicaba, SP: IPEF, 2000. p. 01-57.

GONÇALVES, J.L.M.; STAPE, J.L.; LACLAU, J.P.; SMETHURST, P.; GAVA, J.L. Silvicultural effects on the productivity and wood quality of eucalypt plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 193, p. 45-61, 2004.

GONÇALVES, J.L.; SILVA, L.D.; BEHLING, M.; ALVARES, C.A. Management of industrial forest plantations. In: BORGES, J.G.; DIAZ-BALTEIRO, L.; McDILL, M.E.; RODRIGUEZ, L.C.E (Ed.). **The Management of Industrial Forest Plantations**. Dordrecht: Springer Netherlands, 2014. p. 91-119.

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

GRÄLER, B. et al. Spatio-temporal analysis and interpolation of PM10 measurements in Europe for 2009. **ETC/ACM Technical Paper**, v. 8, p. 1–29, 2012.

GREGO, C. R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade especial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n. 29, n. 2, p. 169-177, 2005.

GUEDES, I.C.L.; MELLO, J.M.; SILVEIRA, E.M.O.; MELLO, C.R.; REIS, A.A.; GOMIDE, L.R. Continuidade espacial de características dendrométricas em povoamentos clonais de *Eucalyptus sp.* avaliados ao longo do tempo. **Cerne**, v. 21, n. 4, p. 527-534, 2015.

GUERRA, P.A.G. **Geoestatística operacional**. Brasília: Departamento Nacional de Produção Mineral, 1988, 145 p.

GUIMARÃES, E.C. **Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. 85 f. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade de Campinas, Campinas, 2000.

HAKAMADA, R.E.; STAPE, J.L.; DE LEMOS, C.C.Z.; ALMEIDA, A.E.A; SILVA, L.F. Uniformidade entre árvores durante uma rotação e sua relação com a produtividade em Eucalyptus clonais. **Revista Cerne**, v. 21, n. 3, p. 465-472, 2015.

HENGL, T. **A practical guide to geostatistical mapping**. 2 ed. Luzembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 2009.

HEUVELINK, G. B. M.; GRIFFITH, D. A. Space-Time Geostatistics for Geography: A Case Study of Radiation Monitoring Across Parts of Germany. **Geographical Analysis**, Wiley-Blackwell, v. 42, n. 2, p. 161–179, 2010.

HEUVELINK, G. et al. Sampling Design Optimization for Space-Time Kriging. In: **Spatio-Temporal Design**. Hoboken, Nova Jersey, EUA: Wiley-Blackwell, 2012. cap. 9, p. 207–230. ISBN 9781118441862.

HÖCK, B.K.; PAYN, T.W.; SHIRLEY, J. Using a geographic information system and geostatistics to estimate site index of *Pinus radiata* for Kaingaroa. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v. 23, n. 3, p. 264-277, 1998.

HU, D. et al. Spatiotemporal regression Kriging to predict precipitation using time-series MODIS data. **Cluster Computing**, Springer Nature, v. 20, n. 1, p. 347–357, 2017.

IACO, S. D.; PALMA, M.; POSA, D. Spatio-temporal geostatistical modeling for French fertility predictions. **Spatial Statistics**, Elsevier BV, v. 14, p. 546–562, 2015.

IBÁ – Indústria Brasileira de Árvores. **Anuário Estatístico IBÁ 2019**. Brasília, 2019. 79 p.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **Applied geostatistics**: Introduction to applied geostatistics. Oxford: University Press, 1989. 516 p.

JEREZ-RICO, M.; QUINTERO, M.A.; QUEVEDO, A.; MORET, A. **Simulador de crecimiento y secuestro de carbono para plantaciones de teca em Venezuela: uma aplicação em SIMILE**. v. 36, n. 3, p. 519-530, 2015.

JEREZ-RICO, M.; COUTINHO, S.A. Planted Teak Forests. In: KOLLERT, W.; KLEINE, M. (Ed.). **The Global Teak Study – Analysis, Evaluation and Future Potential of Teak Resources**. IUFRO, 2017. P. 49-70.

JOKELA, E.; MARTIN, T.; VOGEL, J. Twenty-five years of intensive forest management with southern pines: important lessons learned. **Journal of Forestry**, Bethesda, V. 108, N. 7, P. 338-347, 2010.

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

JOURNAL, A.G. 1989. **Fundamentals of geostatistics in five lessons**. In: Short Course in Geology, Vol. 8. American Geophysical Union, Washington DC, 40p.

JOVEIN, E. B.; HOSSEINI, S. M. Predicting saltwater intrusion into aquifers in vicinity of deserts using spatio-temporal kriging. **Environmental Monitoring and Assessment**, Springer Nature, v. 189, n. 2, p. 81, 2017.

KANEGAE JÚNIOR, 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**, Viçosa – MG, v. 31, n. 5, p. 859-866, 2007.

KAOSA-ARD, A. Teak (*Tectona grandis* Linn. F), its natural distribution and related factors. **Nat. His. Bulletin Siam. Soc**, n. 29, p. 55-74, 1989.

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

- KHANDURI, V.P. Annual variation in floral phenology and pollen production in a 25-year-old plantation of *Tectona grandis*. **Nordic Journal of Botany**, New Jersey, v. 30, n. 1, p. 82-89, 2012.
- KILIBARDA, M. et al. Global geographic and feature space coverage of temperature data in the context of spatio-temporal interpolation. **Spatial Statistics**, Elsevier BV, v. 14, p. 22–38, 2015.
- KOLLERT, W.; CHERUBINI, L. Teak resources and Market assessment. **Working Paper**, Food and Agriculture Organization – FAO, p. 42, 2012.
- KOLLERT, W.; WALOTEK, P.J. **Global teak trade in the aftermath of Myanmar's log export ban FAO Planted Forests and Trees Working Paper**. p. 49, 2015. Disponível em: <http://www.fao.org/forestry/plantedforests/67508@170537/em/>. Acesso em 16 dez. 2020.
- KRISHNAPILLAY, B. Silvicultura y ordenación de plantaciones de teca. **Unasyiva**, Roma, v. 51, n. 201, p. 14-21, 2000.
- LAMBERS, H.; CHAPIN III, F.; PONS, T. **Plant physiological ecology**. 2nd ed. New York: Springer, 2008. Chap.2, p. 11-25.
- 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.
- LIMA, N. DA S. **Amostras virtuais no monitoramento da produção florestal**. 65 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Agrônomicas). Universidade Estadual de São Paulo, Botucatu, SP, 2018.
- LIMA, C.G. DA R.; CARVALHO, M. DE P.; NARIMATSU, K.C.P.; SILVA, M.G. DA; QUEIROZ, H.A. DE. Atributos físico-químicos de um latossolo do cerrado brasileiro e sua relação com características dendrométricas do eucalipto. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, v. 34, p. 163-173, 2010.
- LOURENÇO, R.W.; LANDIM, P.M.B. Mapeamento de áreas de risco à saúde pública por meio de métodos geoestatísticos. **Caderno de Saúde Pública**, v. 21, n. 1, p. 150-160, 2005.
- LUNDGREN, W.J.C.; SILVA, J.A.A. DA; FERREIRA, R.L. Estimção de volume de madeira de eucalipto por cokrigagem, krigagem e regressão. **Cerne**, v. 21, n. 2, p. 243-250, 2015.
- LUNDGREN, W.J.C.; SILVA, J.A.A.; FERREIRA, L.C.R. Influência do tipo de amostragem na estimativa de volume de madeira de eucalipto por krigagem. **Revista Floresta e Ambiente**, v. 23 n. 4, p. 511-523, 2016.
- MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**, 2 ed. Guarapuava: Editora UNICENTRO, 2006, 316 p.
- MACHADO, M.P.; PIRES, L.R.; SILVA, L.T.P.; RIGUETE, J.R.; SILVA, A.G. Análise de um gradiente fitofisionômico em área de influência de inundação periódica no Pantanal de Poconé, Mato Grosso, Brasil. **Natureza on line**, v. 10, n. 2, p. 65-70, 2012.

- MAHMUD, M.A.A. **Growth, Stem Quality and Soil Nutrient Status of *Tectona grandis* Stands in Chittagong Hill Tract (South)**. 77p. Master Thesis (Forest Division). University of Chittagong, Chittagong, Bangladesh, 2014.
- MARCHI, S.R.; PITELLI, R.A.; BEZUTTE, A.J.; CORRADINE, L.; ALVARENGA, S.F. Efeito de períodos de convivência e de controle das plantas daninhas na cultura de *Eucalyptus grandis*. In: Seminário sobre Cultivo Mínimo do Solo em Florestas. 1995. Curitiba. **Anais...** Piracicaba: IPEF, p. 122-133, 1995.
- MÁRQUEZ, O.; HERNÁNDEZ, R.; TORRES, A.; FRANCO, W. Cambios em las propiedades físico-químicas de los suelos em uma cronosecuencia de *Tectona grandis*. **Turrialba**, San José, v. 43, n. 1, p. 37-41, 1993.
- 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 – Chile.
- MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its applications**. Fontainebleu: École Nationale Supérieure des Mines de Paris, 1971. 211 p.
- MATRICARDI, W.A.T. **Efeitos dos fatores do solo sobre o desenvolvimento da teca (*Tectona grandis* L.F.) cultivada na grande Cáceres – Mato Grosso**. 135 p. Tese (Doutorado em Ciências Florestais). Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 1989.
- MEDEIROS, E. S.; LIMA, R. R.; OLINDA, R. A.; SANTOS, C. A. C. Modeling spatiotemporal rainfall variability in Paraíba, Brazil. **Water**, v. 11, n. 9, p. 1843, 2019.
- MELLO, J.M. DE. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 122 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, SP, 2004.
- MELLO, J.M.; BATISTA, J.L.F.; OLIVEIRA, M.S.; RIBEIRO JÚNIOR, P.J. Estudo da dependência espacial das características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, v. 11, n. 2, p. 113-126, 2005.
- MELLO, N.O.; OLIVEIRA, T.S.; BATISTA, J.L.F.; RIBEIRO JÚNIOR, P.J.; KANEGAE JÚNIOR, H. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Revista Floresta**, c. 36, n. 2, p. 251-260, 2006.
- MIRANDA, M.C. DE. **Caracterização morfológica e avaliação do desenvolvimento inicial de clones de Teca (*Tectona grandis* L. f.)**. 80f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, MT, 2013.
- MOCHIUTTI, S. **Produtividade e sustentabilidade de plantações de acácia-negra (*Acacia mearnsii* De Wild.) no Rio Grande do Sul**. 270 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, 2007.
- 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 Agroforesteria Tropical) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba – Costa Rica.

MONTERO, J. M.; FERNANDEZ-AVILES, G.; MATEU, J. **Spatial and spatio-temporal geostatistical modeling and kriging**. Hoboken, Nova Jersey, EUA: John Wiley & Sons, 2015.

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.

NAMBIAR, E.K.S.; BROWN, A.G. Towards sustained productivity of tropical plantations: science and practice. In: NAMBIAR, E.K.S.; BROWN, A.G. (Ed.). **Management of soil nutrients and water in tropical plantation forests**. Canberra: ACIAR, 1997.p. 527-557.

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

NÖLTE, A.; MEILBY, H.; YOUSEFPOUR, R. Multi-purpose forest management in the tropics: Incorporating values of carbono, biodiversity and timber in managing *Tectona grandis* (teak) plantations in Costa Rica. **Forest Ecology and Management**, v. 422, p. 345-357, 2018.

NUNES, I.L.; LEITE, E. DA. S.; LIMA, R. DE J.; MINETTE, L.J.; SCHETTINO, S.; SOUZA, A.P. DE. Variabilidade espacial de clones de Eucalipto em função do preparo de solo e adubações. **Brazilian Journal of Development**, v. 6, n. 3, p. 12334-12349, 2020.

OLEA, R.A. **Geoestatistical glossary and multilingual dictionary**. Oxford: Inst. Assoc. Math. Geology, n.3, 1991.

OLIVEIRA, R.A. **Classificação de sítios em plantações de eucalipto pelo método de índices de local e por classe de solo e precipitação**. 84 p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 1998.

OLIVEIRA, E.B. **Softwares para manejo e análise econômica de plantações florestais**. **Embrapa Florestas**, 2011. 70 p. (Documentos, n. 216).

OLIVEIRA, E.D.de; CARDOSO, D.J.; FRANCISCON, L. Silvicultura de precisão em unidades de manejo de plantações florestais. Colombo – PR: **Embrapa Florestas**, 2014.

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.

ORTEGA, A.; MONTEIRO, G. Evaluación de la calidad de las estaciones forestales. Revision bibliográfica. **Ecologia**, v. 2, p. 155-184, 1988.

ORTIZ, J.L. **Silvicultura de Precisão**: mapeamento do potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. Piracicaba, 2003. 205 p. Disponível em: <http://www.pgsglobal.com.br>. Acesso em: 04 de janeiro de 2022.

PANDEY, D.; BROWN, C. Teak: a global overview. **UnasyIva**, v. 51, n. 201, p. 4-13, 2000.

PEBESMA, E. J. Multivariable geostatistics in S: the gstat package. **Computers & geosciences**, v. 30, n. 7, p. 683-691, 2004. <https://doi.org/10.1016/j.cageo.2004.03.012>.

- PELISSARI, A.L. **Silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de *Tectona grandis* L.f. na região sul do estado de Mato Grosso**. 78 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais). Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, MT, 2012.
- 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**, Colombo – PR, v. 32, n. 71, p. 247-256, 2012.
- PELISSARI, A.L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; CALDEIRA, S.F.; MACHADO, S. DO A. Geostatistic Applied to management of teak forest stands, in periods before selective thinning, in the Mato Grosso State. **Rev. Bras. Biom.**, v. 32, n. 3, p. 430-444, 2014.
- PELISSARI, A.L.; CALDEIRA, S.F.; SANTOS, V.S.DOS. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em povoamento de *Tectona grandis*. **Revista Cerne**, Lavras – MG, v. 20, n. 3, p. 377-384, 2014.
- PELISSARI, A.L.; CALDEIRA, S.F.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S.DO A. Propostas de mapeamento da capacidade produtiva de sítios florestais por meio de análises geoestatísticas. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 107, p. 601-608, 2015.
- 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. 43-52, 2011.
- PEREIRA, B.W.F.; PITA, J.D.; MACIEL, M.N.M.; COSTA, M.S.S.; SOARES, J.A.C.; CORREA, D.L.; FIGUEIREDO, D.B. Geoestatística aplicada à variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e dendrométricos em plantio de *Tectona grandis* L.f. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 16., 2013, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: INPE, 2013. p. 3939-3946.
- PFUTZ, I.F.P. **Modelagem geoestatística associada à variáveis dendrométricas e de sensoriamento remoto para predição espacial de povoamento de *Tectona grandis* L. f.** 82 f. 2020. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná.
- PRITCHETT, W.L. **Suelos forestales**: propiedades, conservación y mejoramiento. México: John Wiley & Sons, 1990.
- R CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. Version 3.6.0. **R Foundation for Statistical Computing**. Vienna, Austria, 2020.
- RIBEIRO, M. DOS S. **Geoestatística utilizada no planejamento estratégico de florestas de produção de *Pinus taeda* L.** 83 f. 2014. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Federal do Paraná, 2014.
- RIBEIRO JÚNIOR, P.J. **Métodos geoestatísticos no estado da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 99 f. 1995. Dissertação (Mestrado), Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - Universidade de São Paulo, 1995.
- RIBEIRO, R.L.F; MINGOTI, S.A. Modelo geoestatístico de previsão espaço-temporal: implementação computacional no software R. In: XXVII Encontro Nacional de Engenharia de Produção, 2007, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ENEGEP, 2007, p. 02-09.

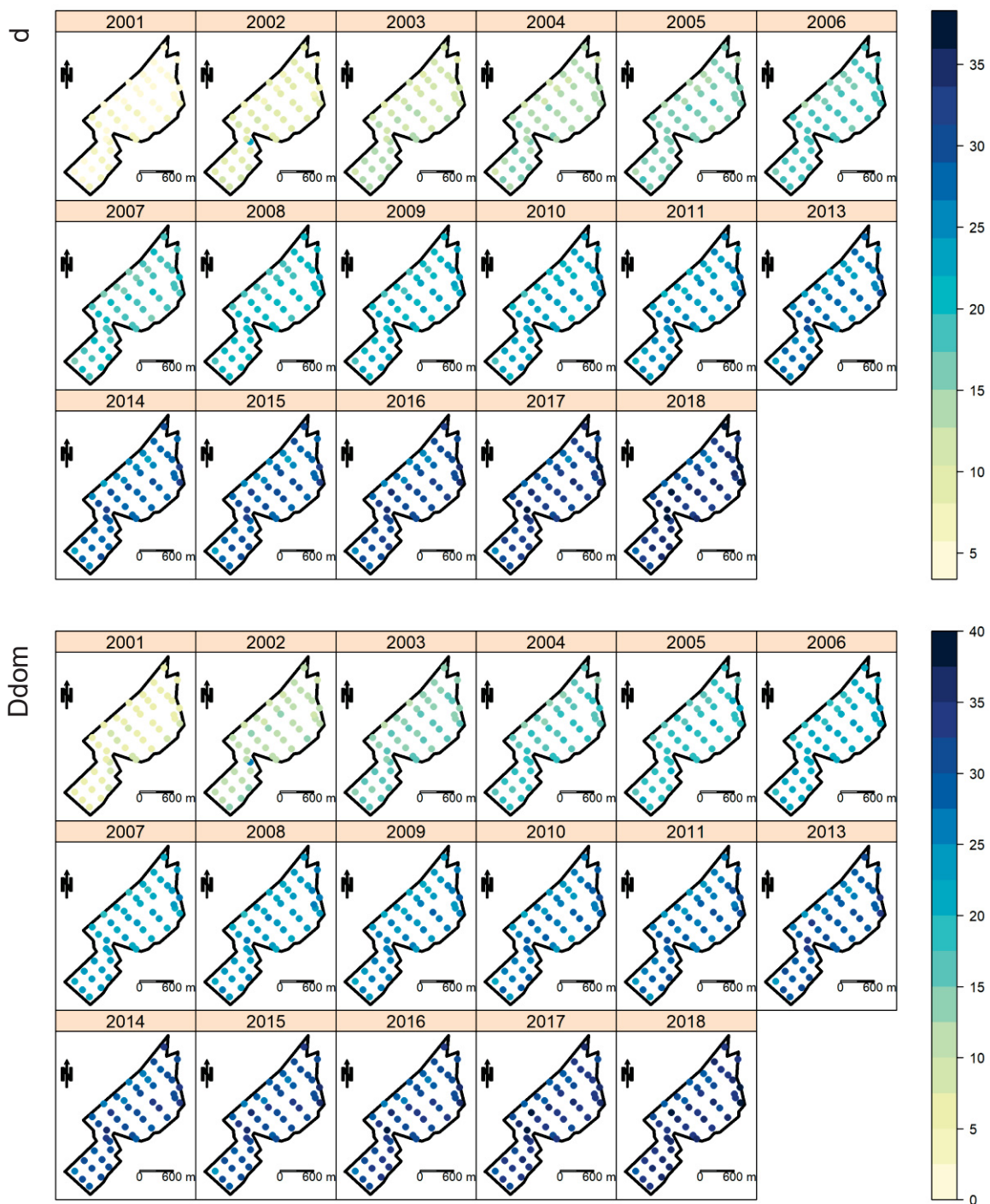
- RIGATTO, P.A.; DEDECEK, R.A.; MATTOS, J.L.M. DE. Influência dos atributos do solo sobre a produtividade de *Pinus taeda*. **Revista Árvore**, v. 29, n. 5, p. 701-709, 2005.
- RUFINO, T.M.C.; THIERSCH, C.R.; FERREIRA, S.O.; KANEGAE JUNIOR, H.; FAIS, D. Uso da Geoestatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e atributos do solo. **Ambiência**, v. 2, n. 1, p. 83-93 2006.
- SANTOS, M.V. dos. Aspectos Geológicos da folha Cuiabá – MIR 388 (SD.21-Z-C). **Memória Técnica**, Secretaria de Estado de Planejamento e Coordenação Geral – SERPLAN, v. 19/19, 64 p., 2000.
- SANTOS, M.A.DOS, ROVEDA, M.; ZANON, M.L.B.; FILHO, A.F.; ROIK, M.; PACHECO, J.M.; SCAVINSKI, V. Inventário Florestal utilizando técnicas de silvicultura de precisão em povoamentos de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden. **Floresta e Ambiente**, v. 24, 2017.
- SCHNEIDER, P.R.; SCHNEIDER, P.S.P. **Introdução ao manejo florestal**. 2 ed. Santa Maria: FACOS-UFSM, 2008. 566 p.
- SCHÖNAU, A.P.G. Silvicultural considerations for high productivity of *Eucalyptus grandis*. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 9, p. 295-314, 1984.
- SCHÖNAU, A.P.G.; ALDWORTH, W.J.K. Site evaluation in Back Wattle with special reference to soil factors. **South African Forestry Journal**, n. 156, p. 1-6, 1991.
- SCOLFORO, J.R.S.; MAESTRI, R. O manejo de florestas plantadas. In: SCOLFORO, J.R.S. **Manejo Florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1997, cap. 8, p. 313-371, 1998.
- SELLE, G.L. **Influência de fatores ambientais na classificação de sítio para *Pinus taeda* L., na região de Cambará do Sul**, RS. 85f. 1993. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, 1993.
- SILVA, R.L.; MARASCA, I.; MACHADO, F. DE C.; FIORESE, D.A.; GUERRA, S.P.S. **Influência do adensamento do plantio de clones de *Eucalyptus grandis* por meio da geoestatística**. In: III Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias, 1, 2013, Botucatu, **Anais...Botucatu**, 2013.
- 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. 2, p. 116-119, 2011.
- 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**, Bengaluru, v. 100, n. 1, p. 84-88, 2011.
- SKOVSGAARD, J.P.; VANCLAY, J.K. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. **Forestry**, v. 81, n.1, p. 13-31, 2008.
- SMIT, L.; OESTREICH FILHO, E. **Key factors for optimizing teak growth, a case study in Tangara da Serra, Brazil**. In: Tectona Agroflorestal: Conference Presentation, 2014. Disponível em: https://www.teaknet.org/download/teaknet2014/Session%201V/conf_2.pdf. Acesso em 14 dez. 2019.
- SOARES, A. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. 2 ed. Lisboa: IST Press, 2006.

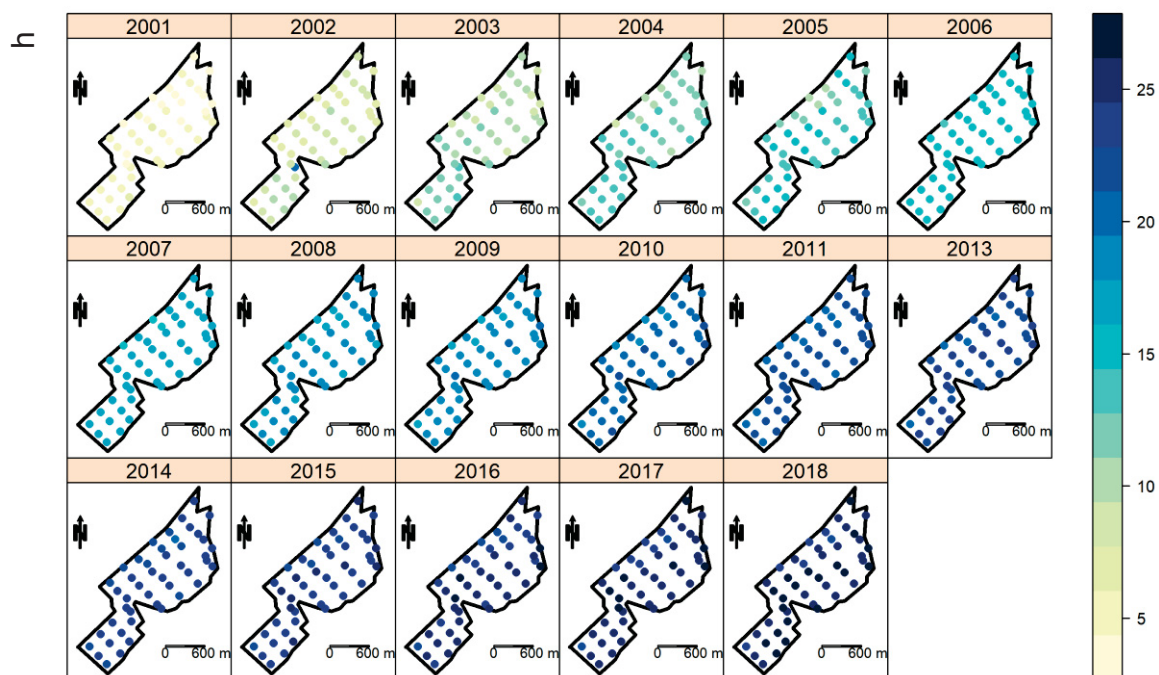
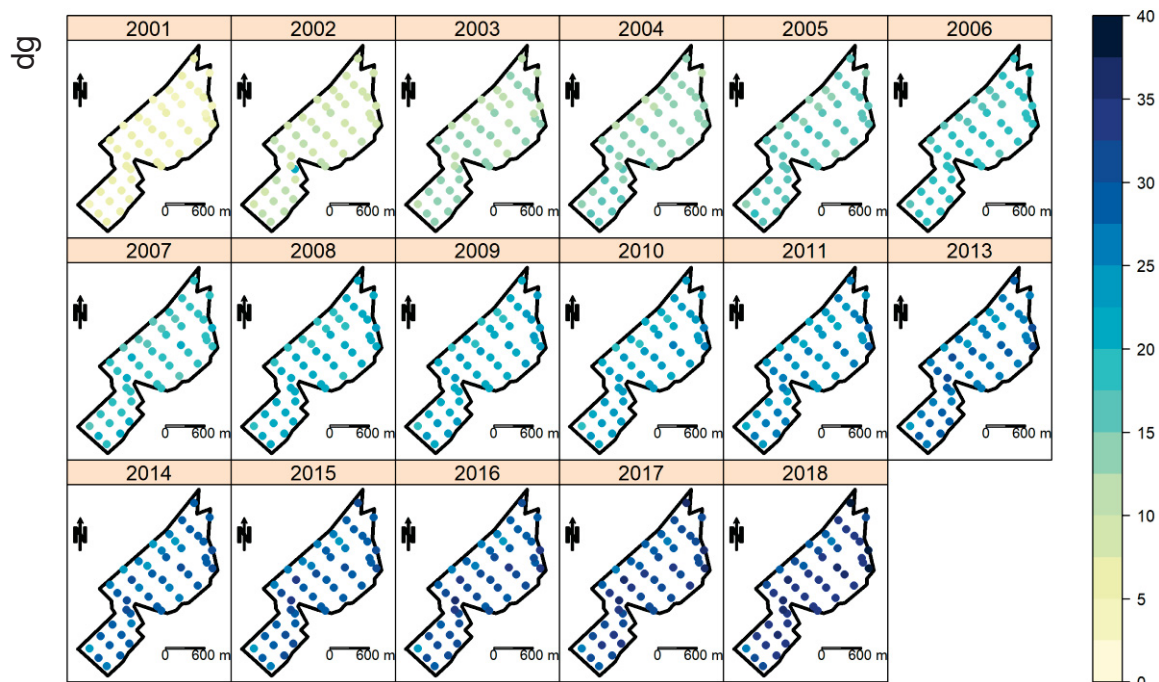
- SOUZA, Z.M. DE; CERRI, D.G.P.; COLET, M.J.; RODRIGUES, L.H.A.; MAGALHÃES, P.S.G.; MANDONI, R.J.A. Análise dos atributos do solo e da produtividade da cultura de cana-de-açúcar com o uso da geoestatística e árvore de decisão. **Ciência Rural**, v. 40, n. 4, p. 840-847, 2010.
- SOUZA, R.M.S.; ALMEIDA, A.Q. DE, RIBEIRO, A.; SOUZA, E.S. DE, LEITE, F.P. Evaluation of the spatial dependence of dendrometric characteristics for an Eucalyptus plantation. **Acta Scientiarum**, v. 37, n. 4, p. 483-488, 2015.
- STAPE, J.L. BINKLEY, D.; RYAN, M.G. Production and carbon allocation in a clonal Eucalyptus plantation with water and nutrient manipulations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, p. 920-930, 2008.
- STAPE, J.L.; DONATTI, Z. Monitoring Silvicultural and Genetic Improvements of Eucalyptus plantations using inventory data. In: IUFRO Conference on Silviculture and Improvement of Eucalypts. 2011. Porto Seguro. **Proceedings...**Porto Seguro, 2011.
- STURION, J.A.; BELLOTE, A.F.J. Implantação de povoamentos florestais com espécies de rápido crescimento. In: **Reflorestamento de propriedades rurais para fins produtivos e ambientais: um guia para ações municipais e regionais**. Colombo: Embrapa Florestas, p. 209-218, 2000.
- 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.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v. 38, p. 45-94, 1985.
- UGALDE, L.A. **TEAK: New trends in silviculture, commercialization and wood utilization**. Cartago, Costa Rica: International Forestry and Agroforestry. 2013. 552 p.
- 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 Ciências sobre Manejo y Conservación de Bosques Tropicales y Biodiversidad) – Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza, Turrialba – Costa Rica.
- VALLEJOS BARRA, O.S. **Productividad y relaciones del índice de sitio com variables fisiográficas, edafoclimáticas y foliares para *Tectona grandis* L.f., *Bombacopsis quinatum* (jacq.) *Dungand* y *Gmelina arborea* Roxb. en Costa Rica**. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento e Conservação) – Centro Agrônômico de investigación y Ensenanza, Turrialba, 1996. 147 p.
- 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).
- VIEIRA, S.R. Uso de geoestatística em estudos de variabilidade espacial de propriedades do solo. In: Novais RF, Alvarez VH, Schaefer, CEGR, organizadores. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo; 2000.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ, V.H.; SCHAEFER, G.R. (Ed.). **Tópicos em ciência do**

- solo**. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000, v. 1, p. 1-54.
- WACKERNAGEL, H. **Multivariate Geostatistics**. Springer, Berlin, 1995. 256 p.
- WEAVER, P.L. **Tectona grandis L.f. Teak**. New Orleans, LA: USDA Forest Service, Southern Forest Experiment Station, 1993. 18p.
- WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Geostatistics for environmental scientists**. John Wiley & Sons, 2007.
- WICKHAM, H. **ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis**. Springer International Publishing. Cham, Switzerland, 2016.
- YAMAMOTO, J.K.; MAO, X.M.; KOIKE, K.; CROSTA, A.P.; LANDIM, P.M.B.; HU, H.Z.; WANG, C.Y.; YAO, L.Q. Mapping an uncertainty zone between interpolated types of a categorical variable. **Computers and Geosciences**, v. 40, p. 146-152, 2012.
- YAMAMOTO, J.K.; LANDIM, P.M.B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. 1 ed. São Paulo: Oficina de Textos, 2013.
- ZHANG, Y.; JI, W.; SAURETTE, D.D.; EASHER, T.H.; LI, H.; SHI, Z.; ADAMCHUK, V.I.; BISWAS, A. Three-dimensional digital soil mapping of multiple soil properties at a field-scale using regression kriging. **Geoderma**, v. 366, p. 114253, 2020.
- ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento de fertilidade**. 2011. 114f. Tese de Livre Docência (Livre docência em Levantamento do solo e Fotopedologia), FCA/UNESP, São Paulo, 2001.

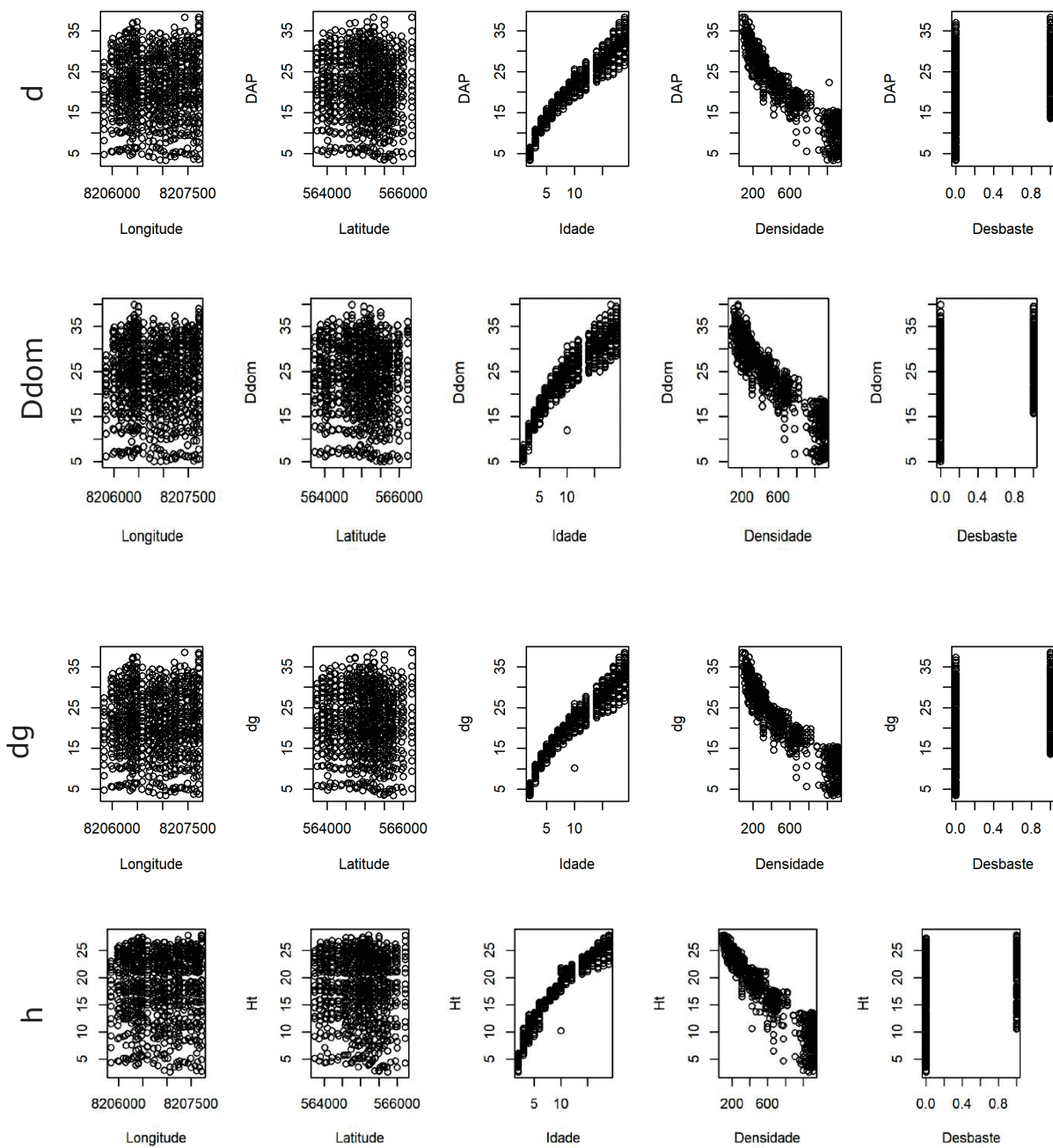
9 APÊNDICES

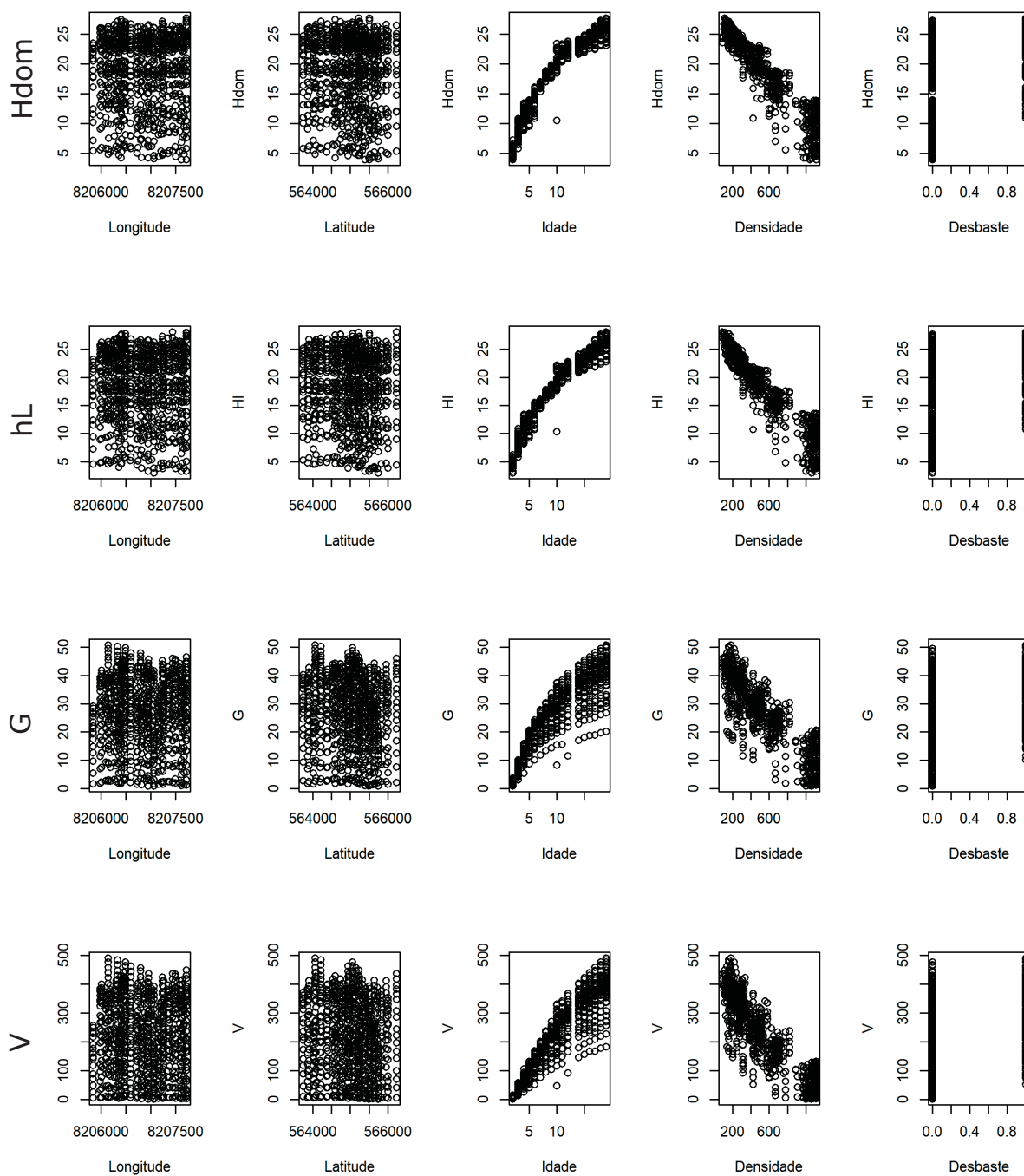
APÊNDICE 1 - ANÁLISE EXPLORATÓRIA DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS



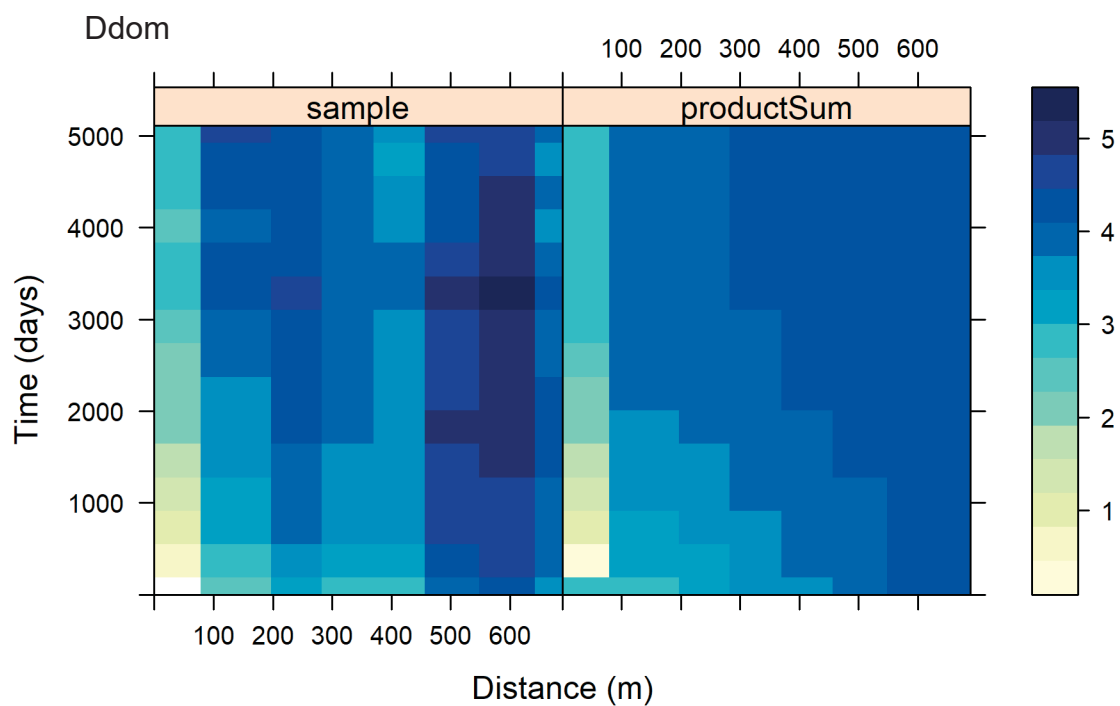
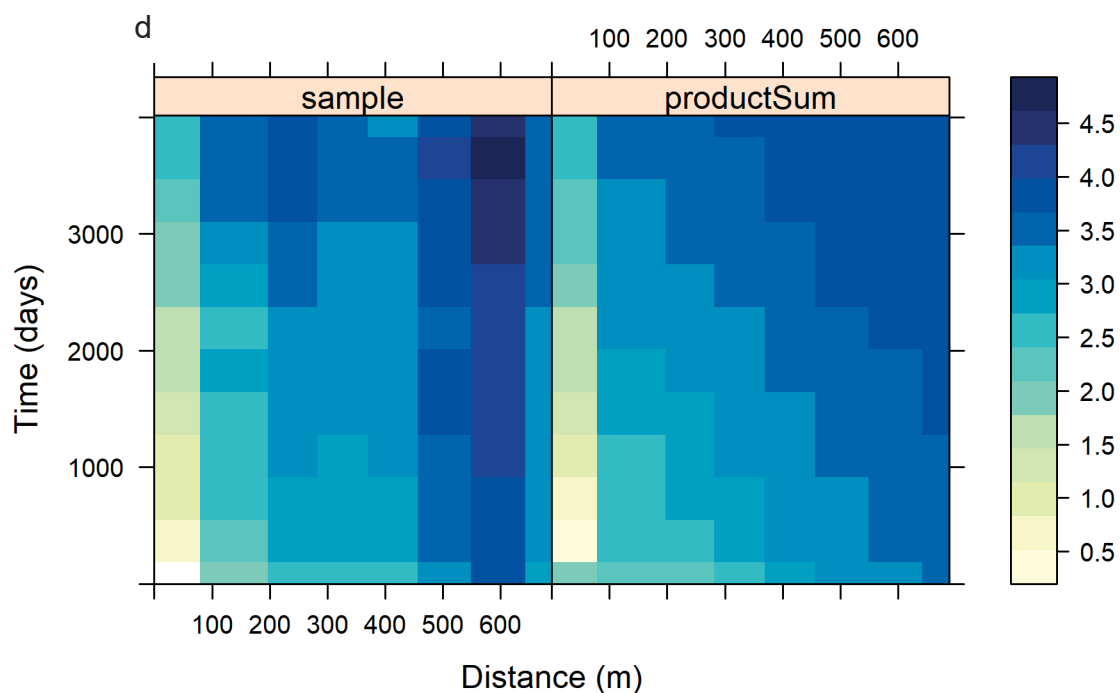


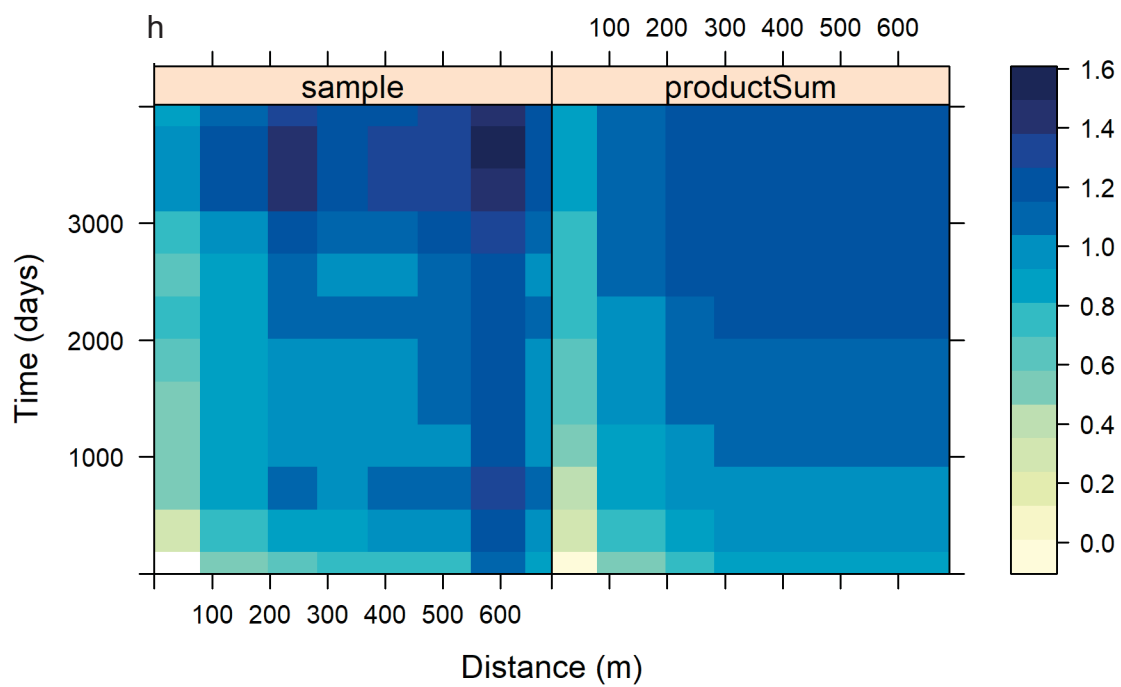
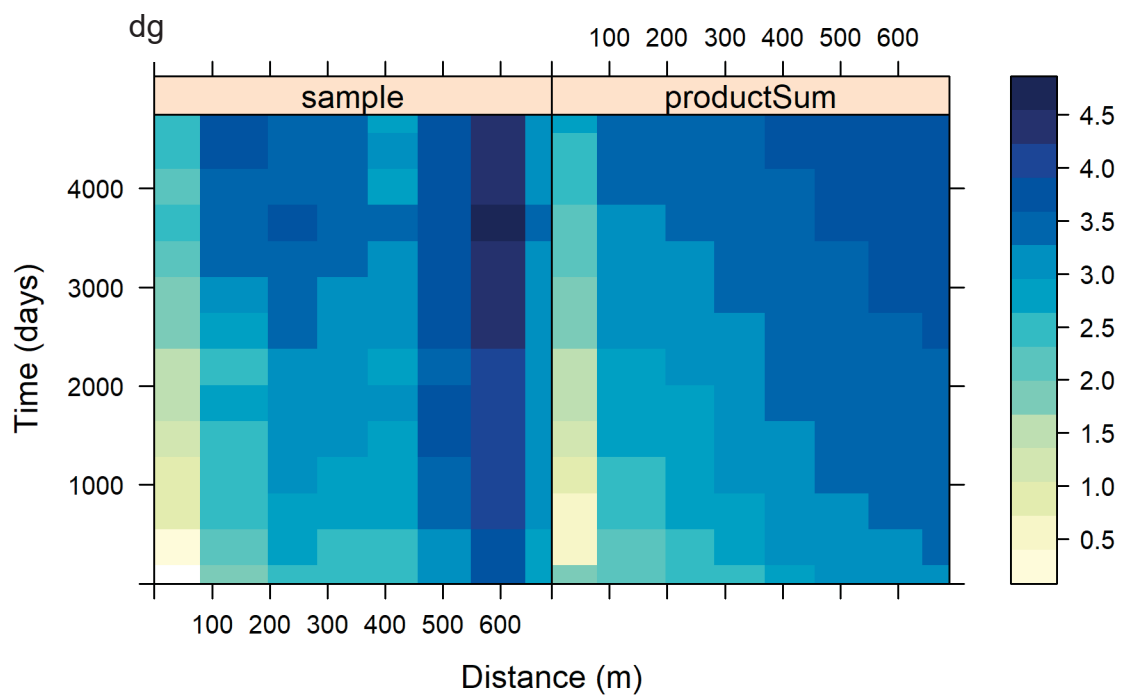
APÊNDICE 2 - ANÁLISE DA TENDÊNCIA DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS COM AS COVARIÁVEIS

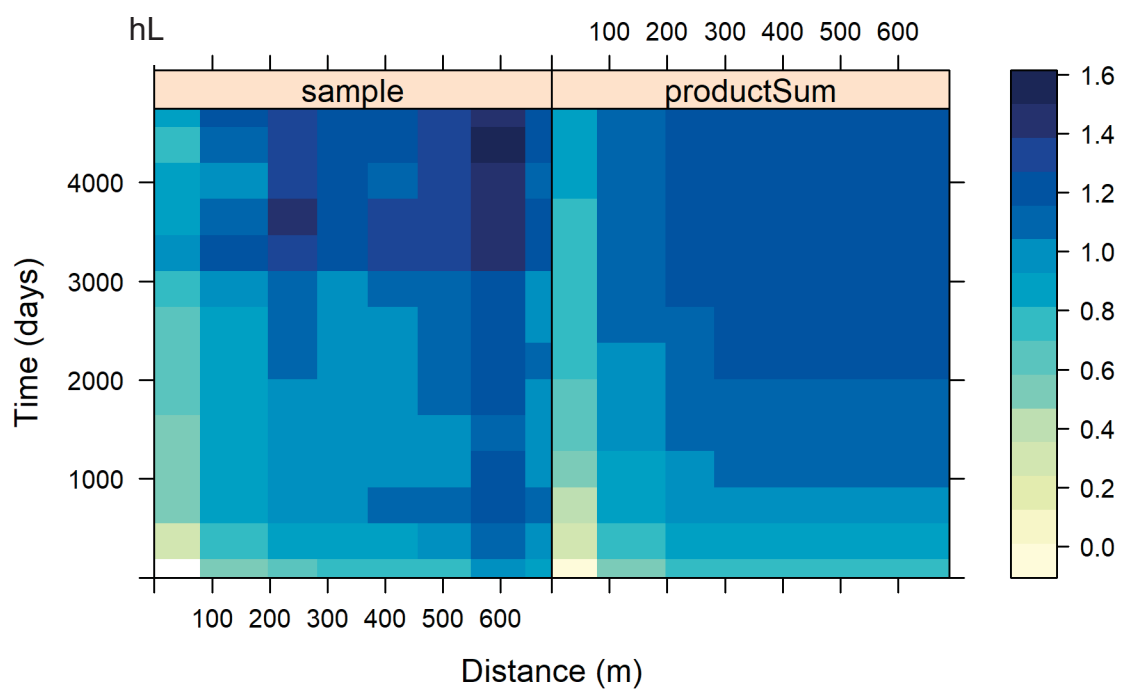
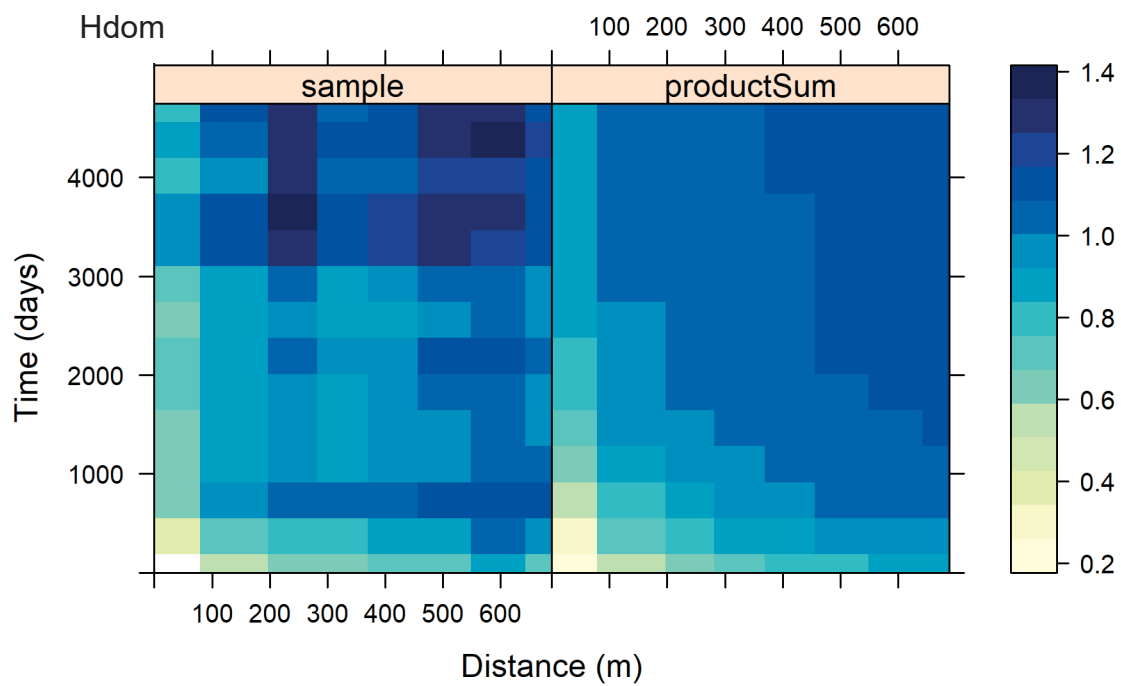


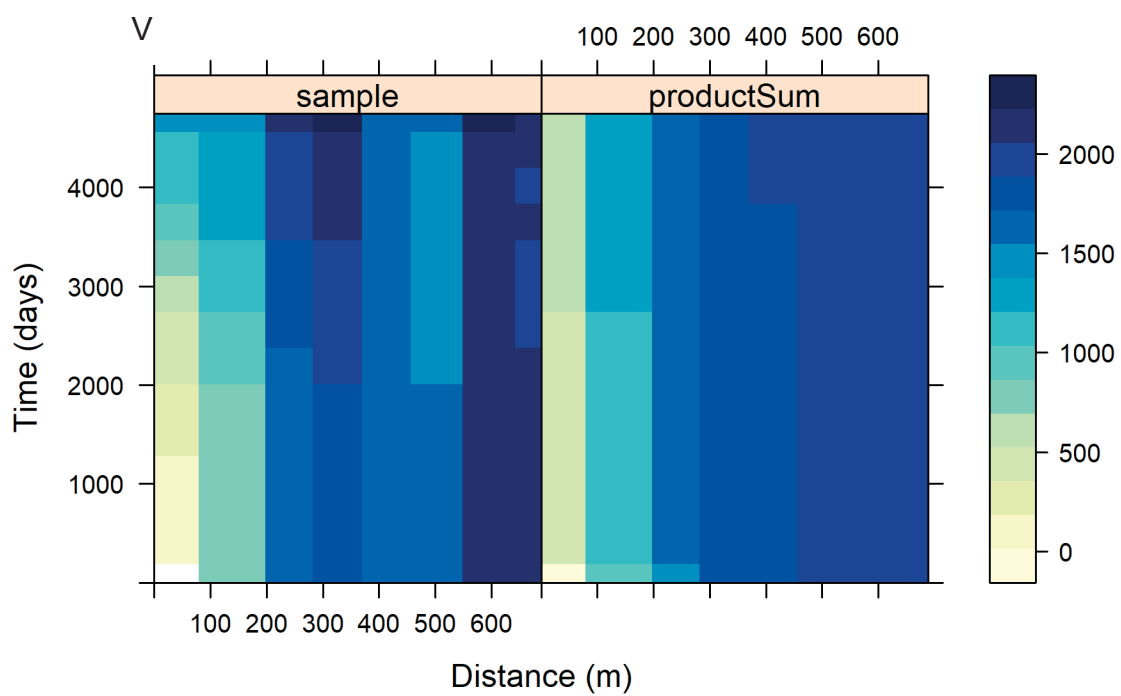
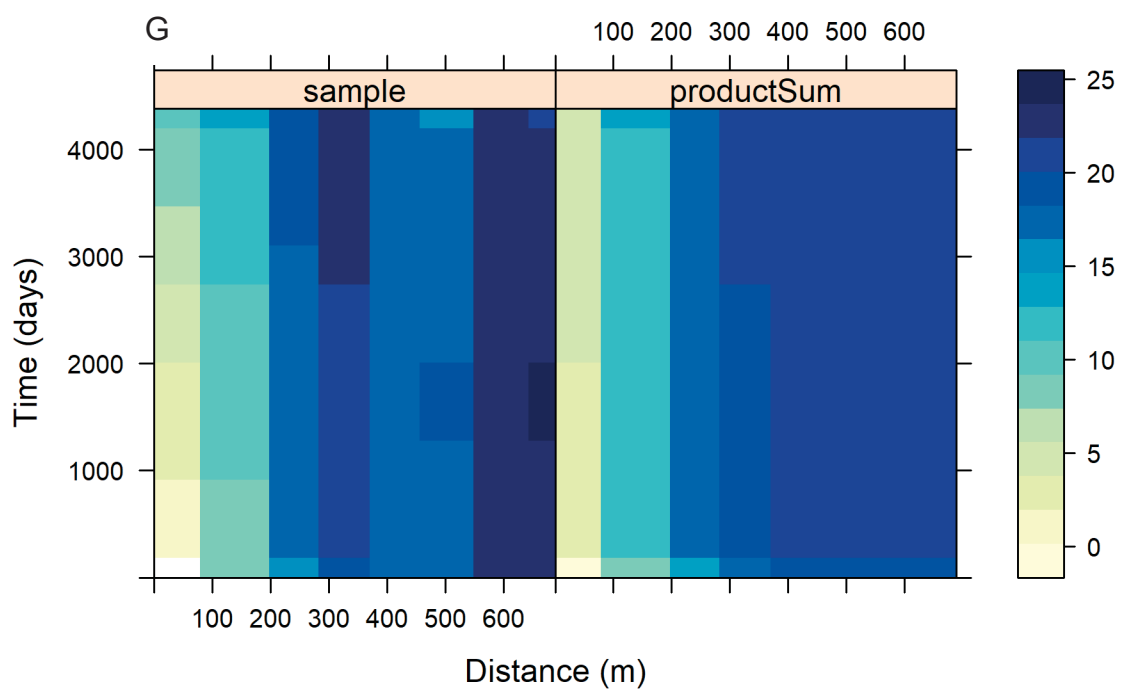


APÊNDICE 3 - VARIOGRAMA OBTIDO PELA COMPARAÇÃO DA NUVEM DE PONTOS DO VARIOGRAMA EMPÍRICO (VALORES OBSERVADOS) COM OS VALORES OBTIDOS PELO AJUSTE DO MODELO TEÓRICO PRODUTO-SOMA GENERALIZADO

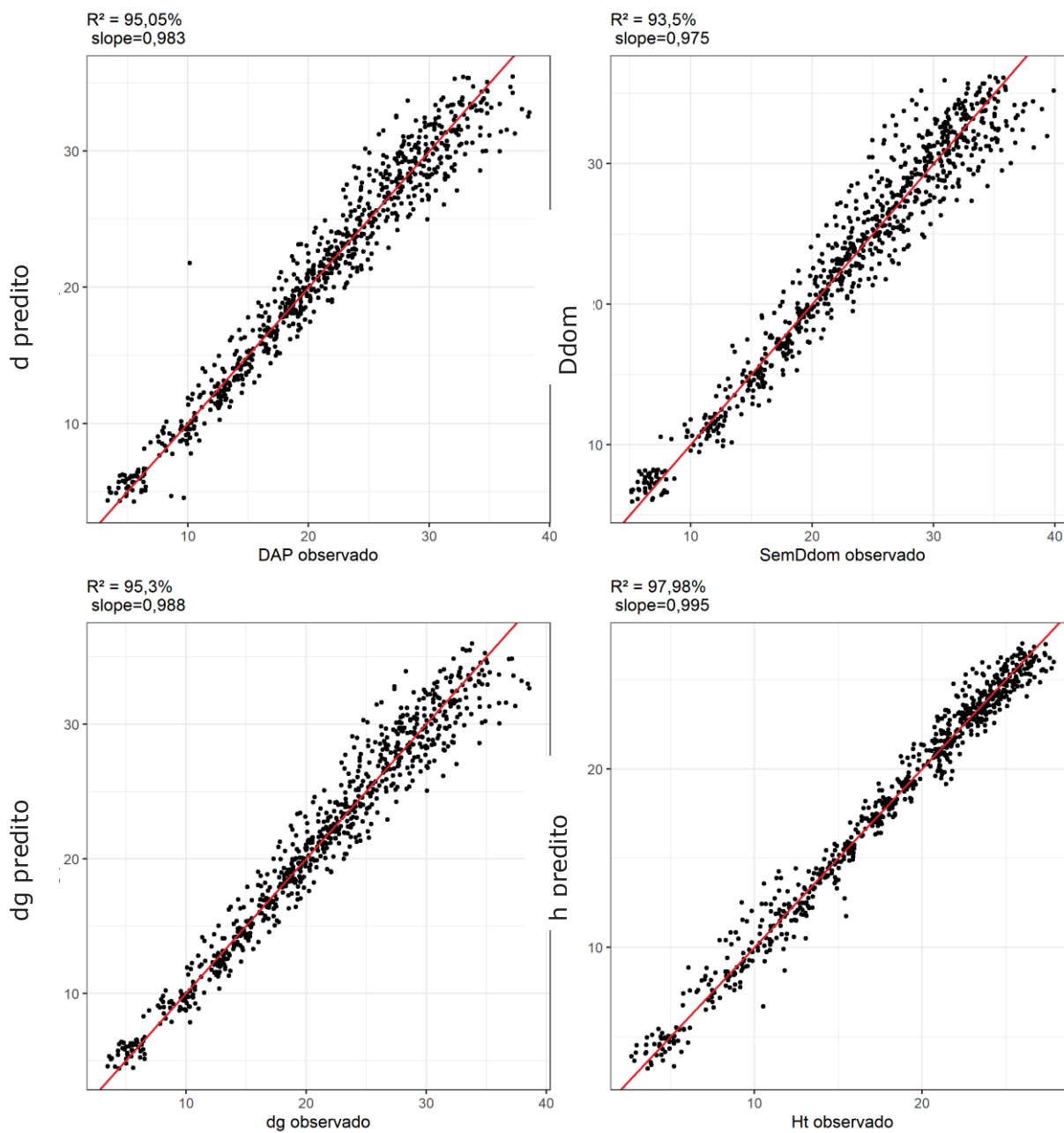


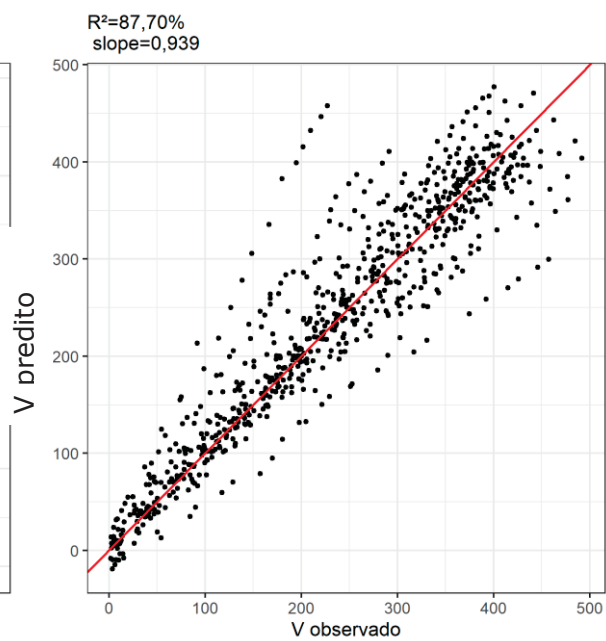
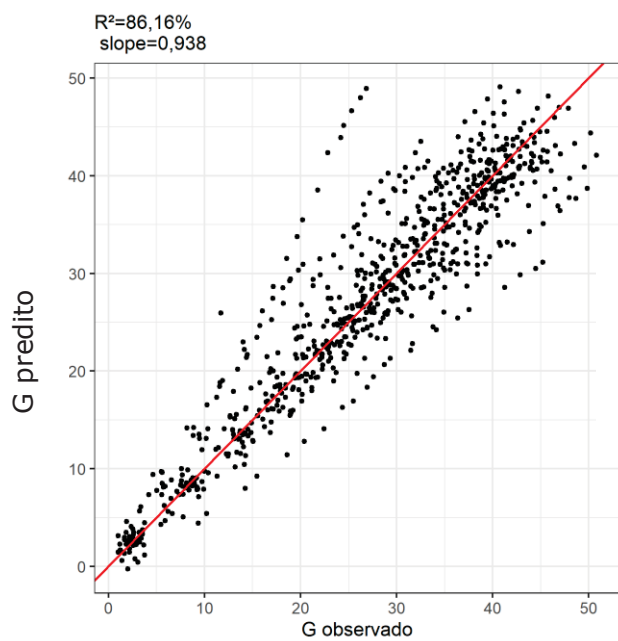
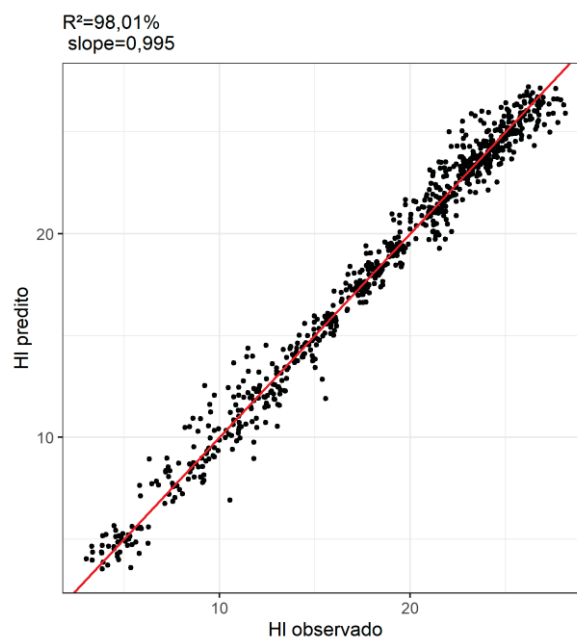
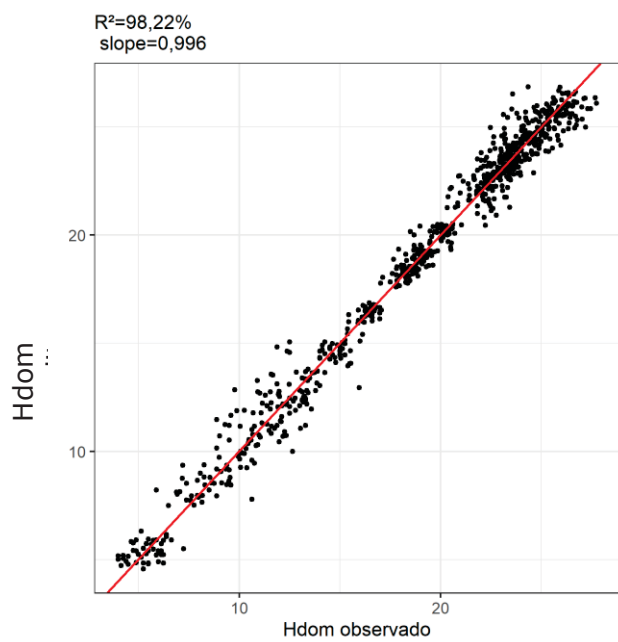




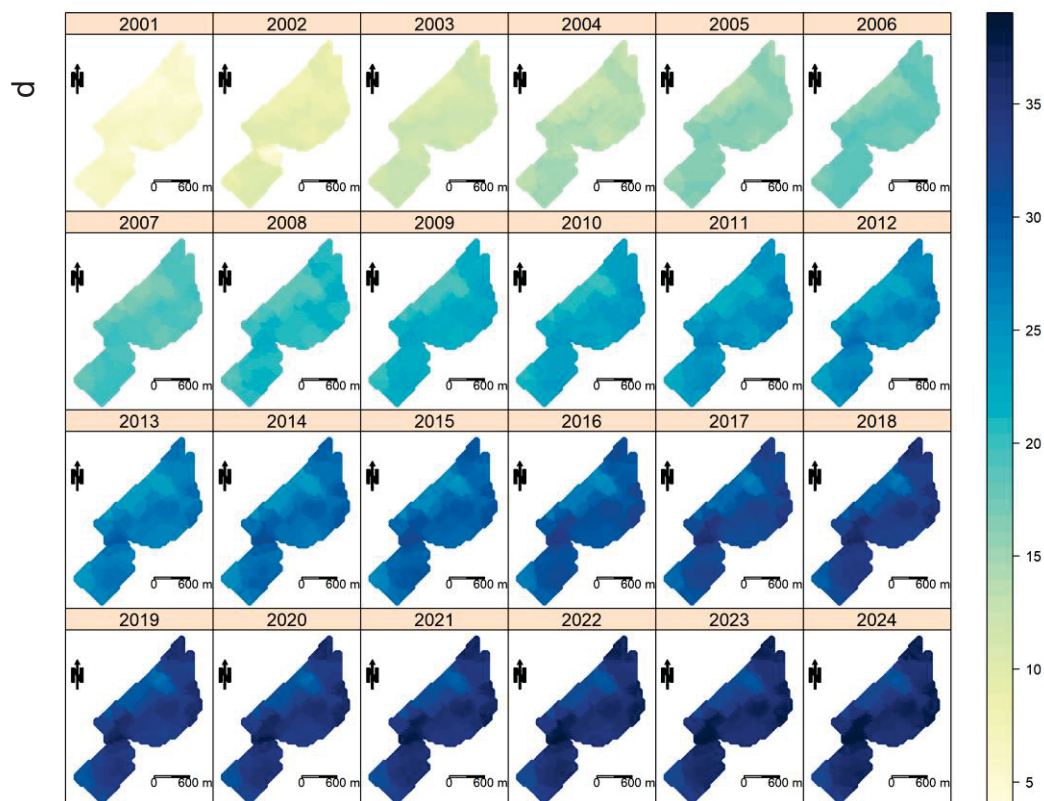


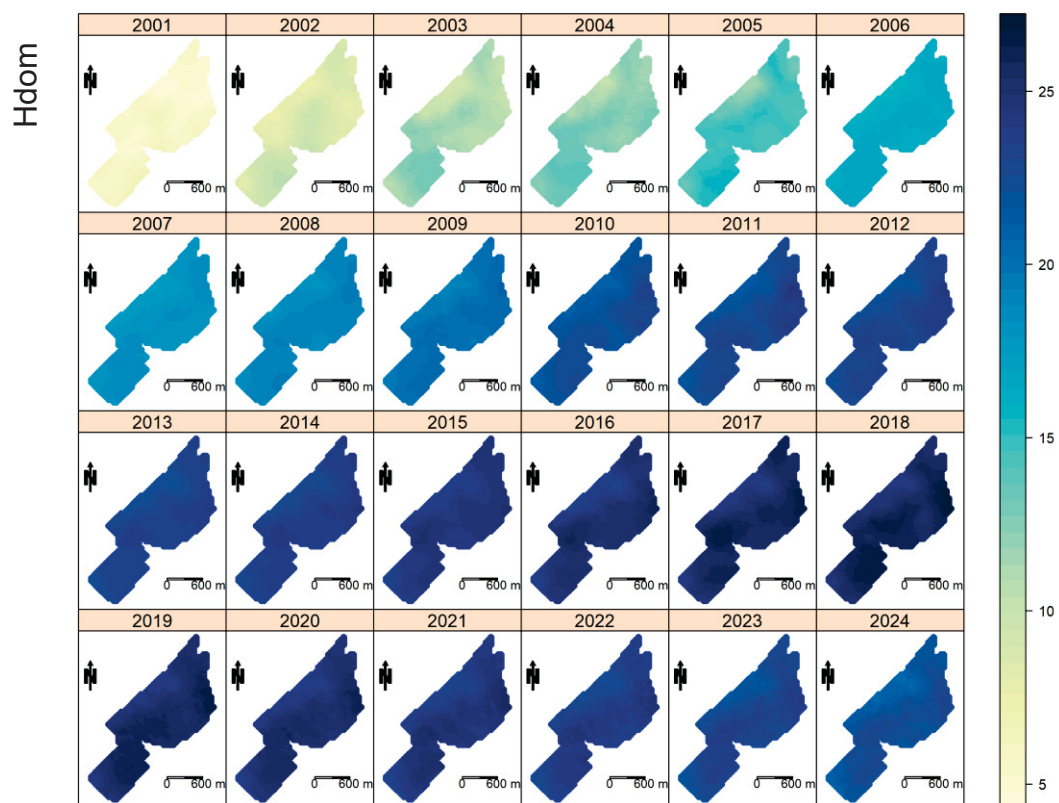
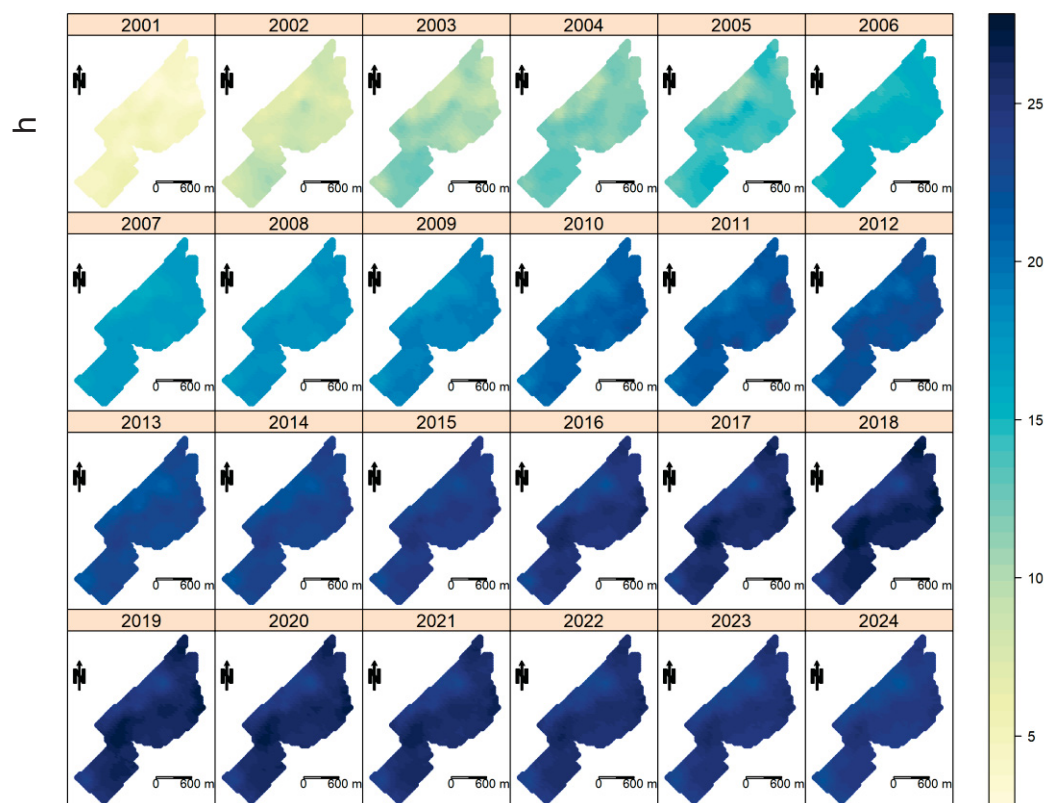
APÊNDICE 4 - VALIDAÇÃO CRUZADA "LEAVE-ONE-OUT"

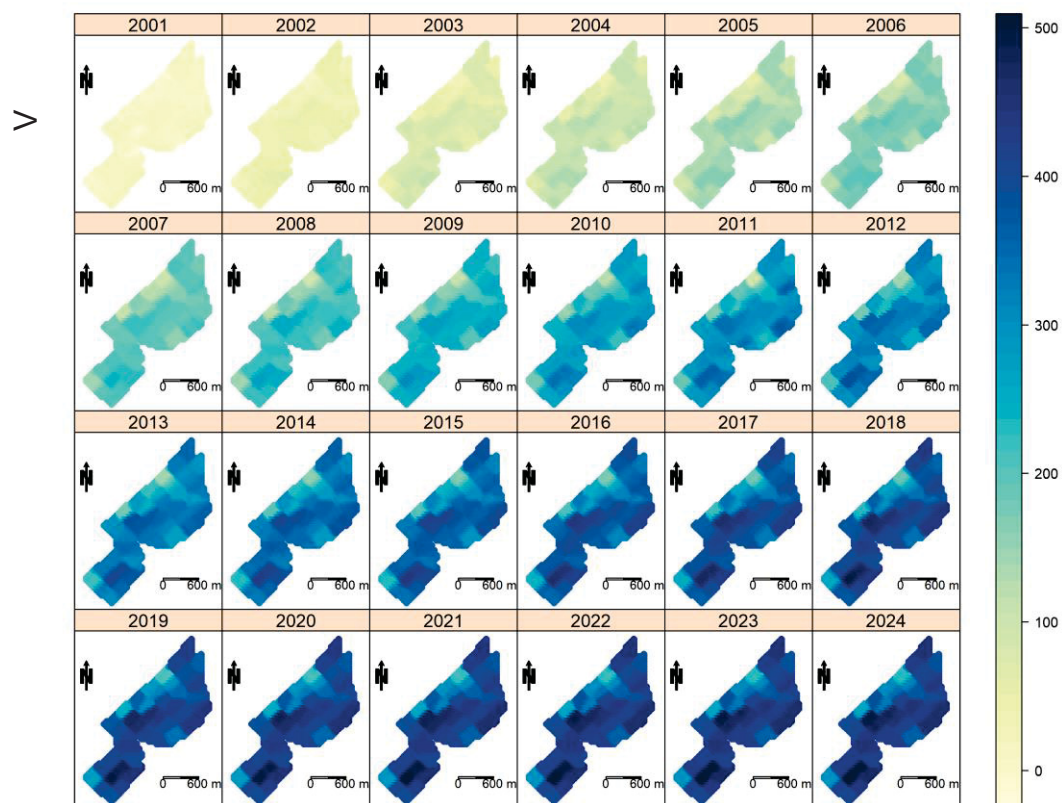




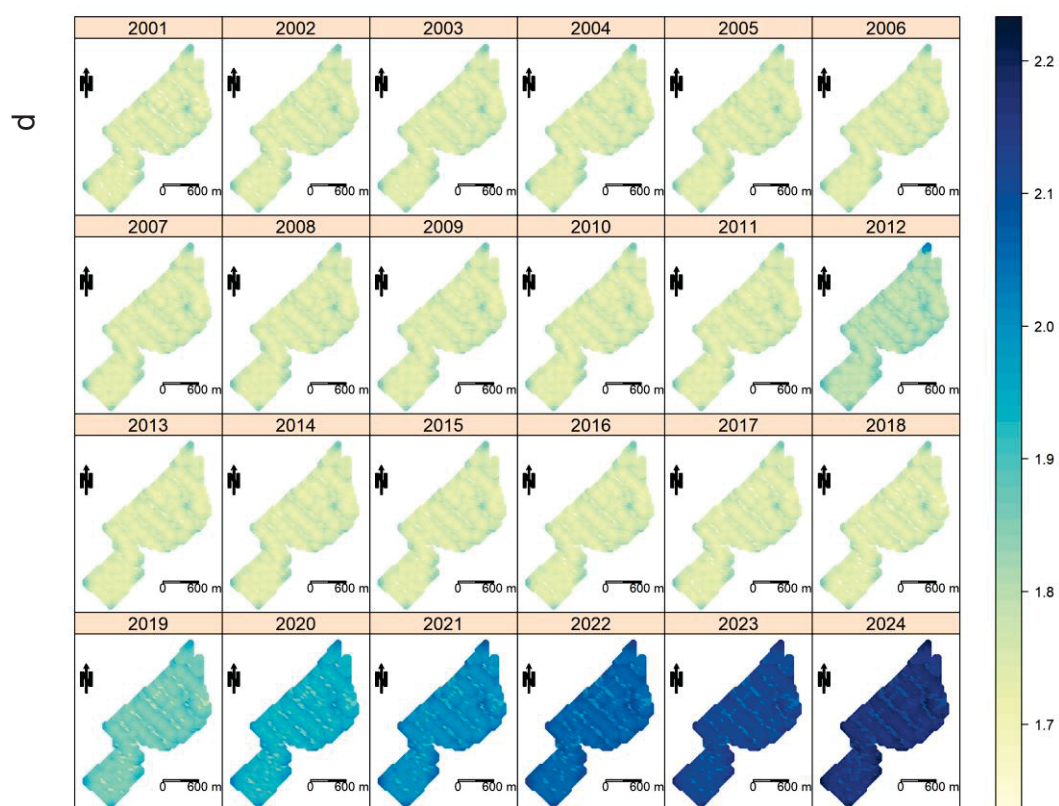
APÊNDICE 5 - INTERPOLAÇÃO DE CADA VARIÁVEL DENDROMÉTRICA ENTRE OS ANOS 2001 E 2024

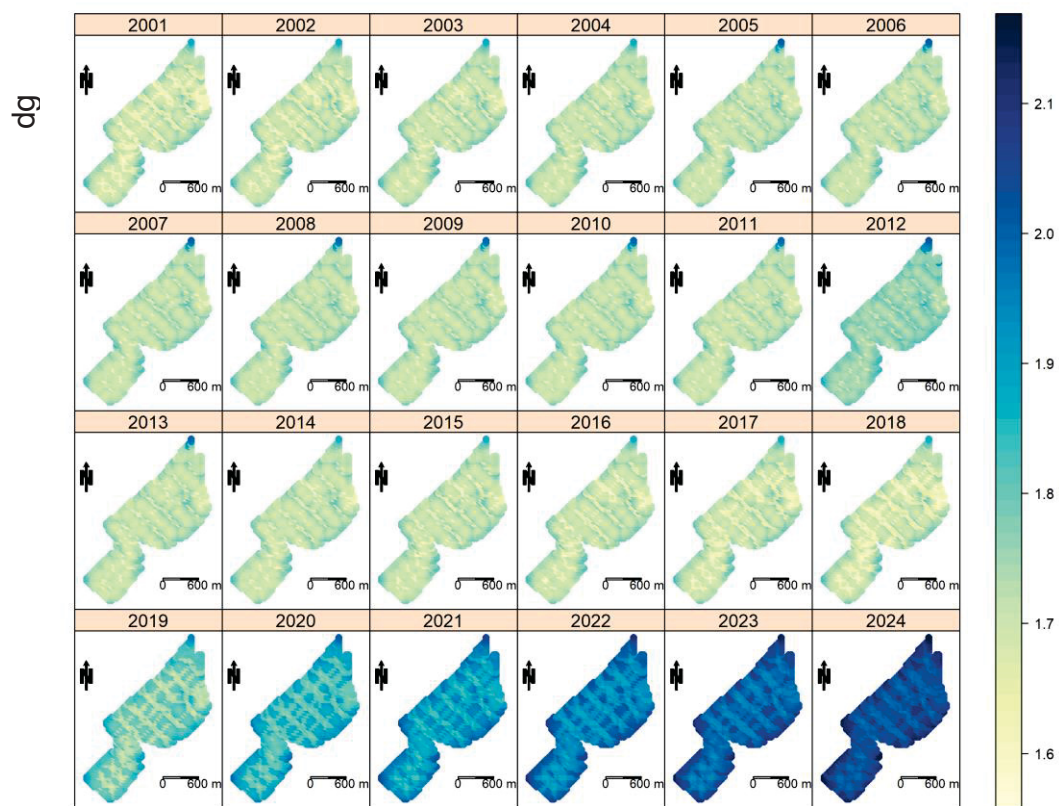
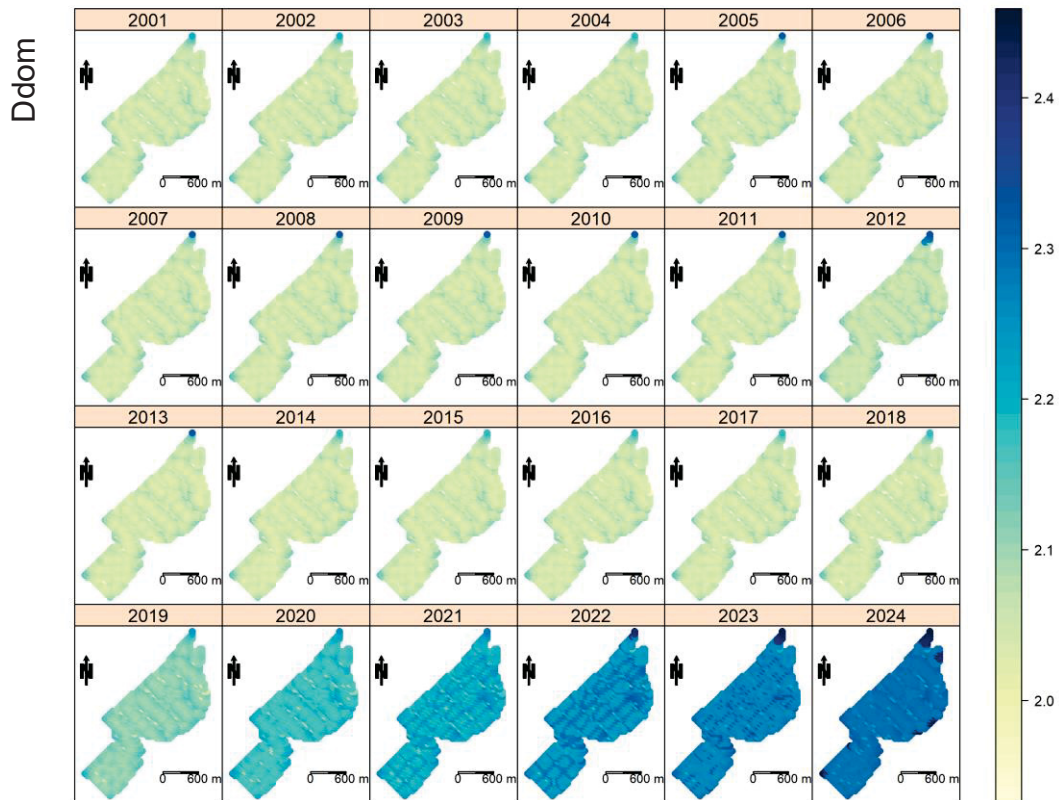


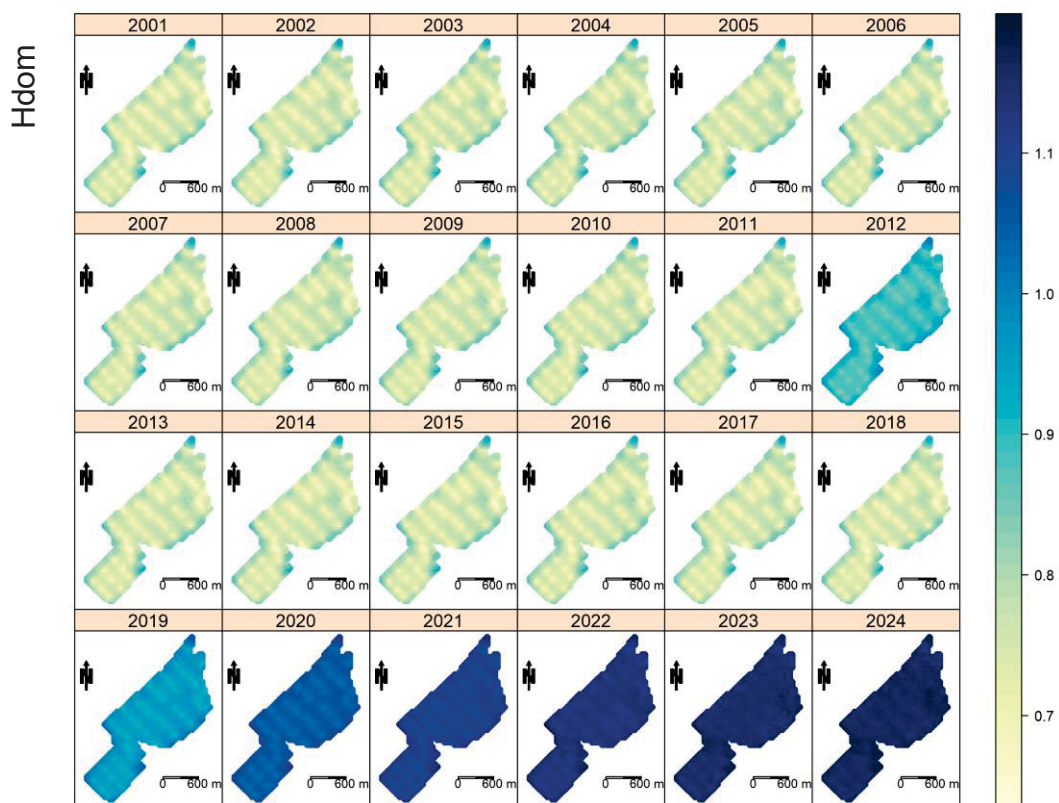
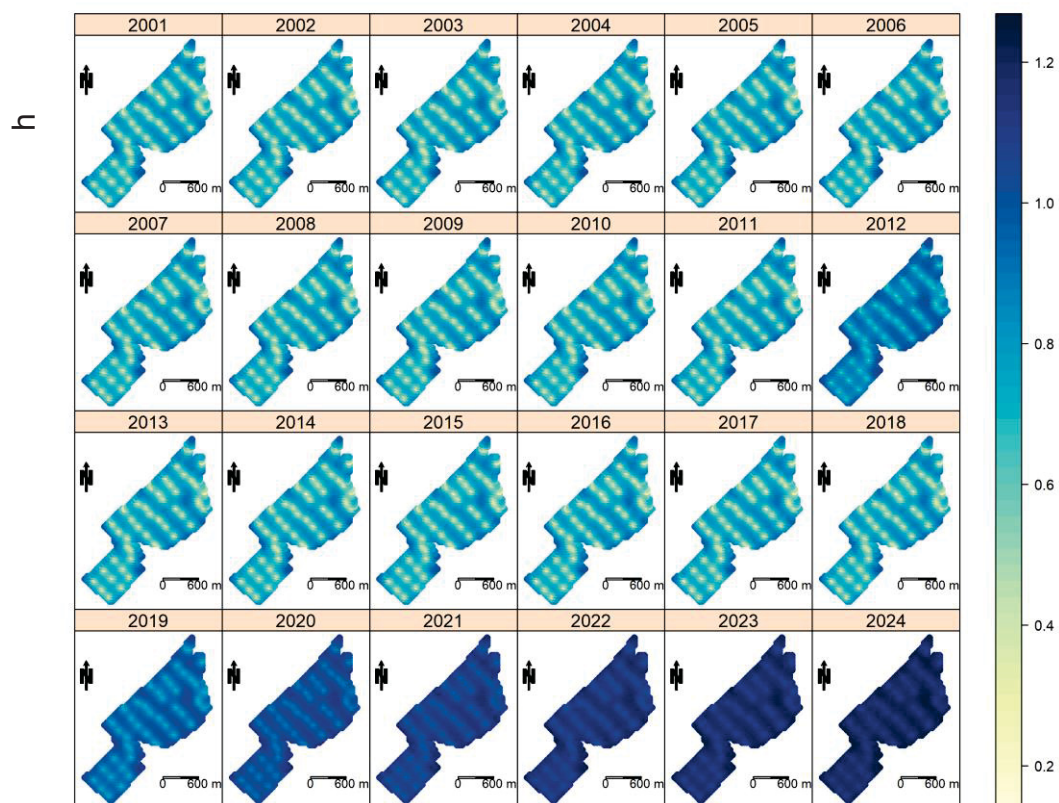


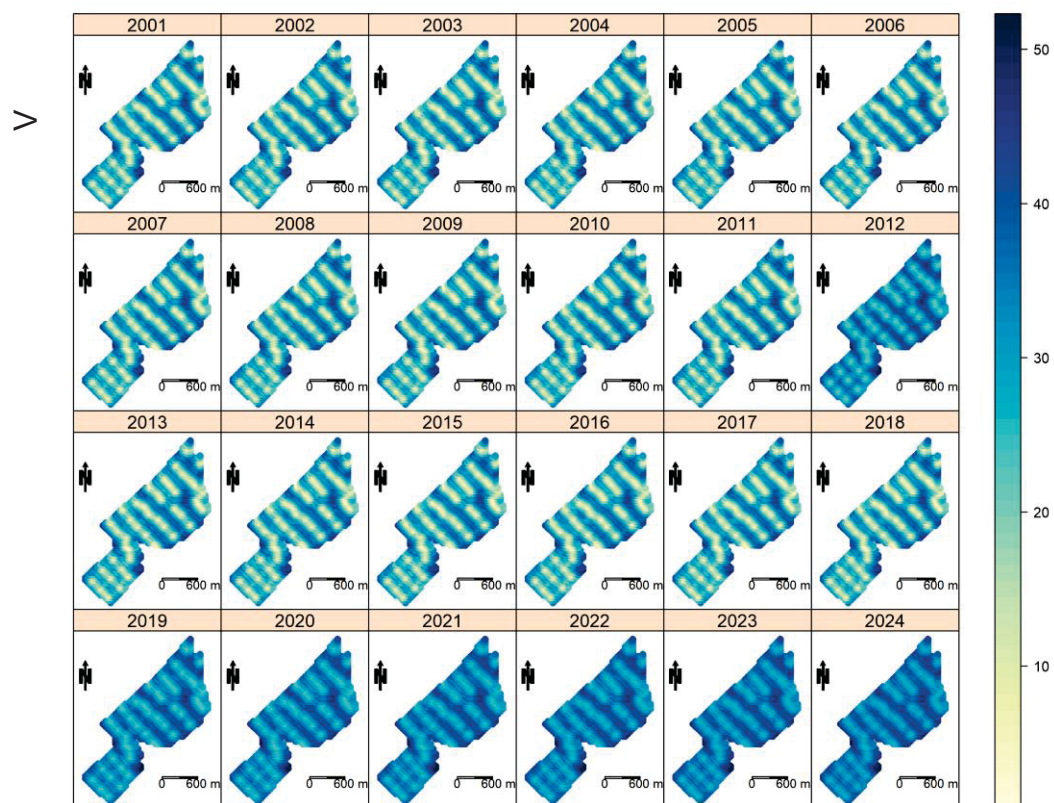


APÊNDICE 6 - ERRO DE PREDIÇÃO PARA CADA VARIÁVEL DENDROMÉTRICA

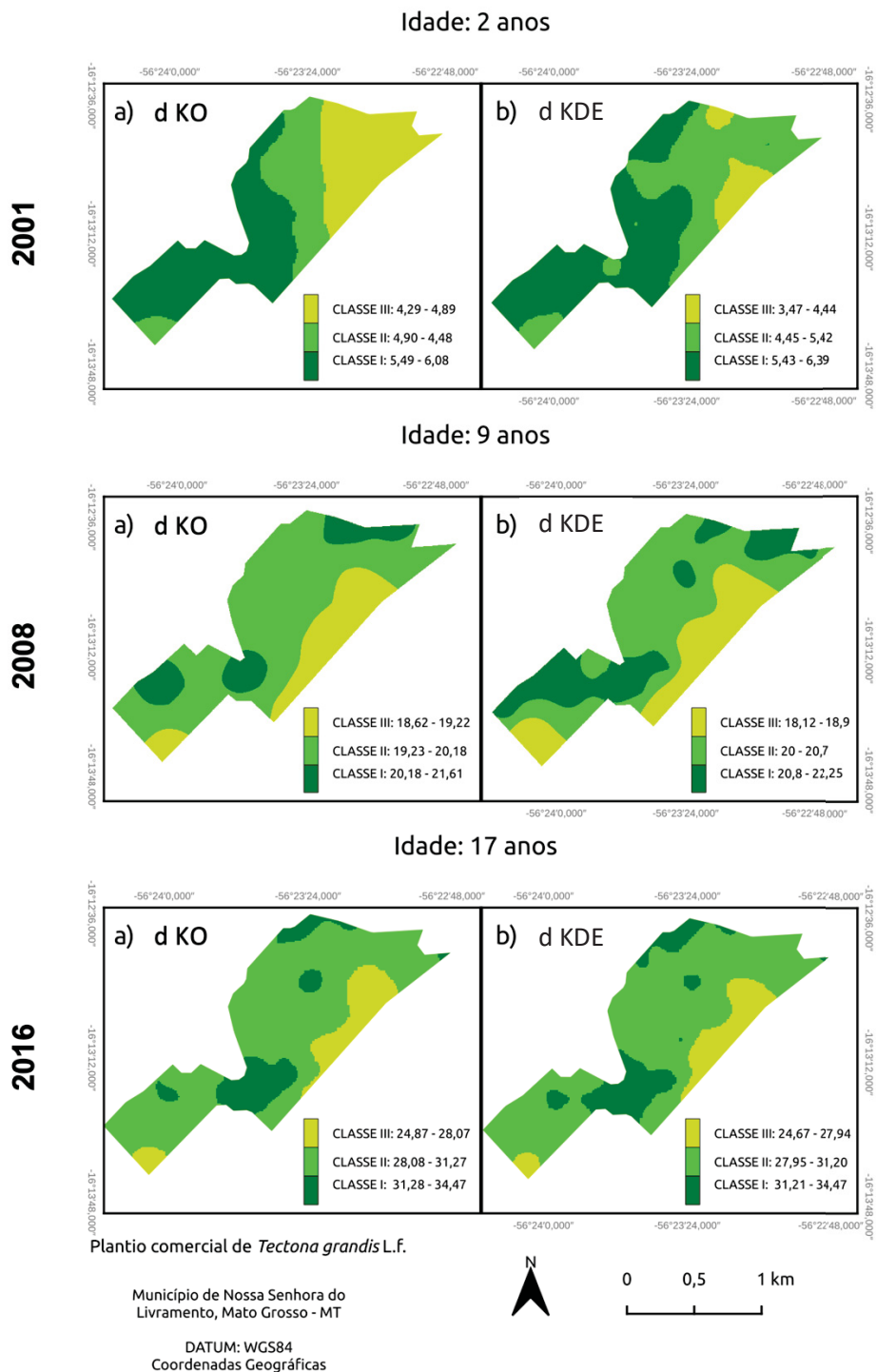


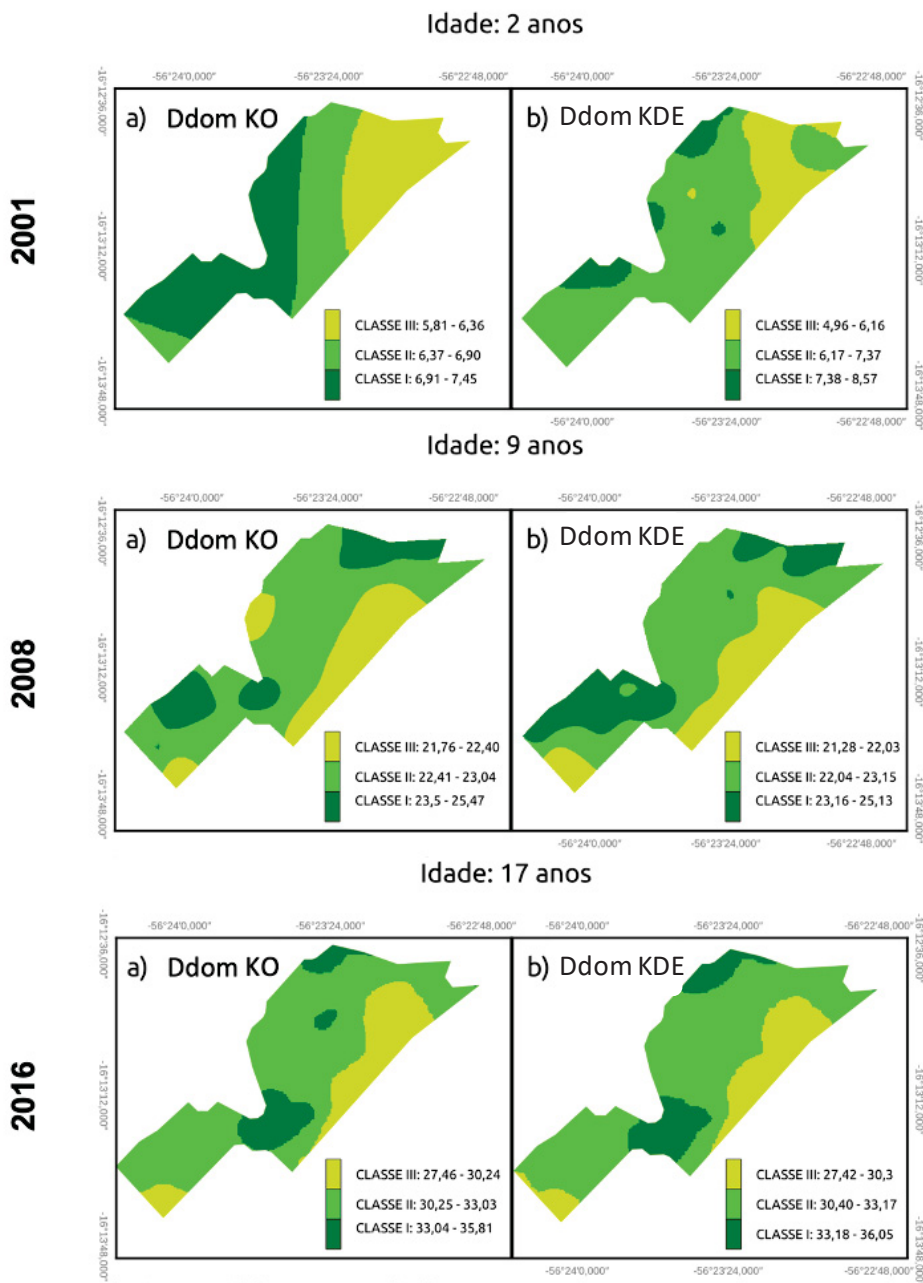






APÊNDICE 7 - UNIDADES DE MANEJO A PARTIR DE VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

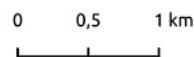


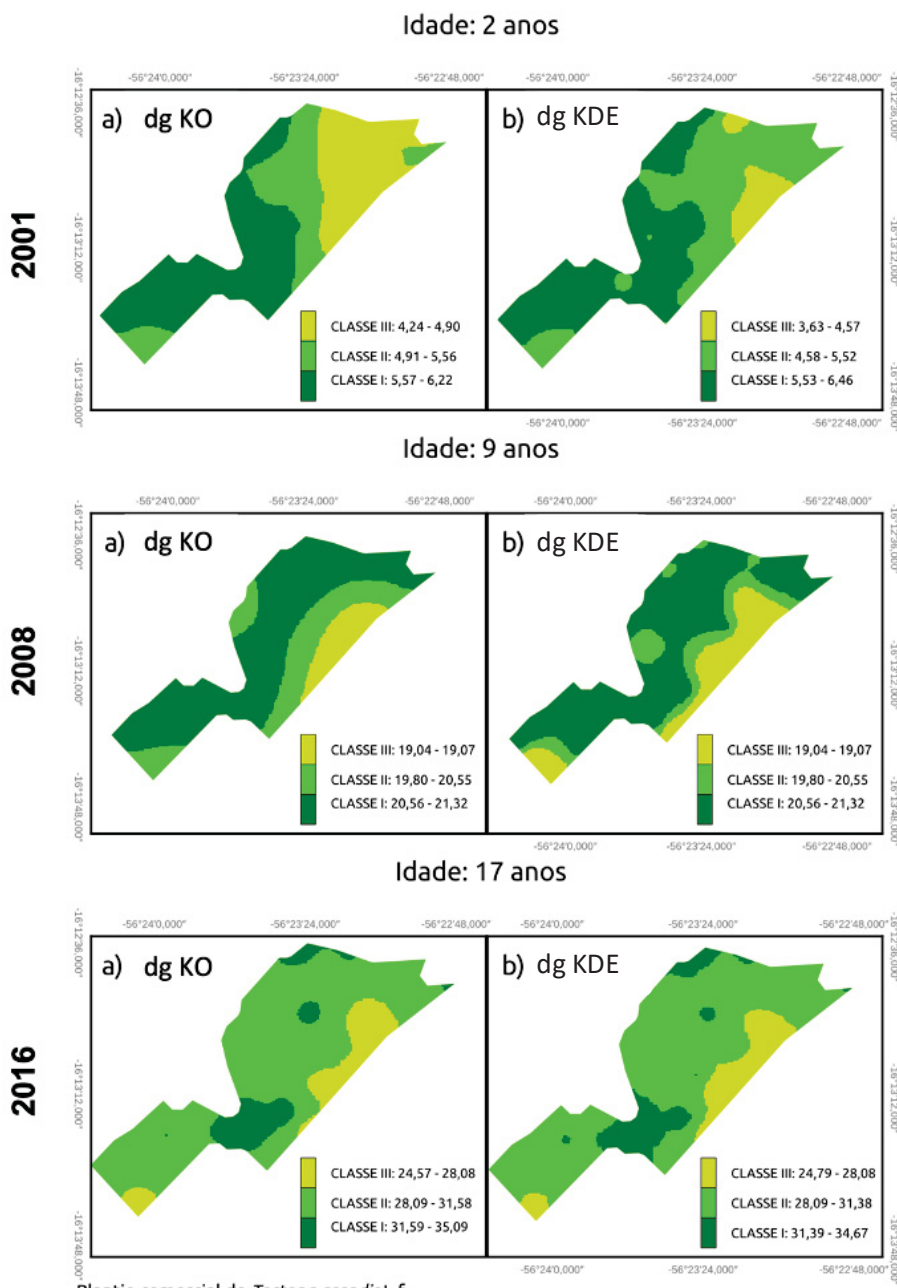


Plantio comercial de *Tectona grandis* L.f.

Município de Nossa Senhora do Livramento, Mato Grosso - MT

DATUM: WGS84
Coordenadas Geográficas

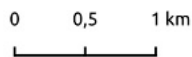


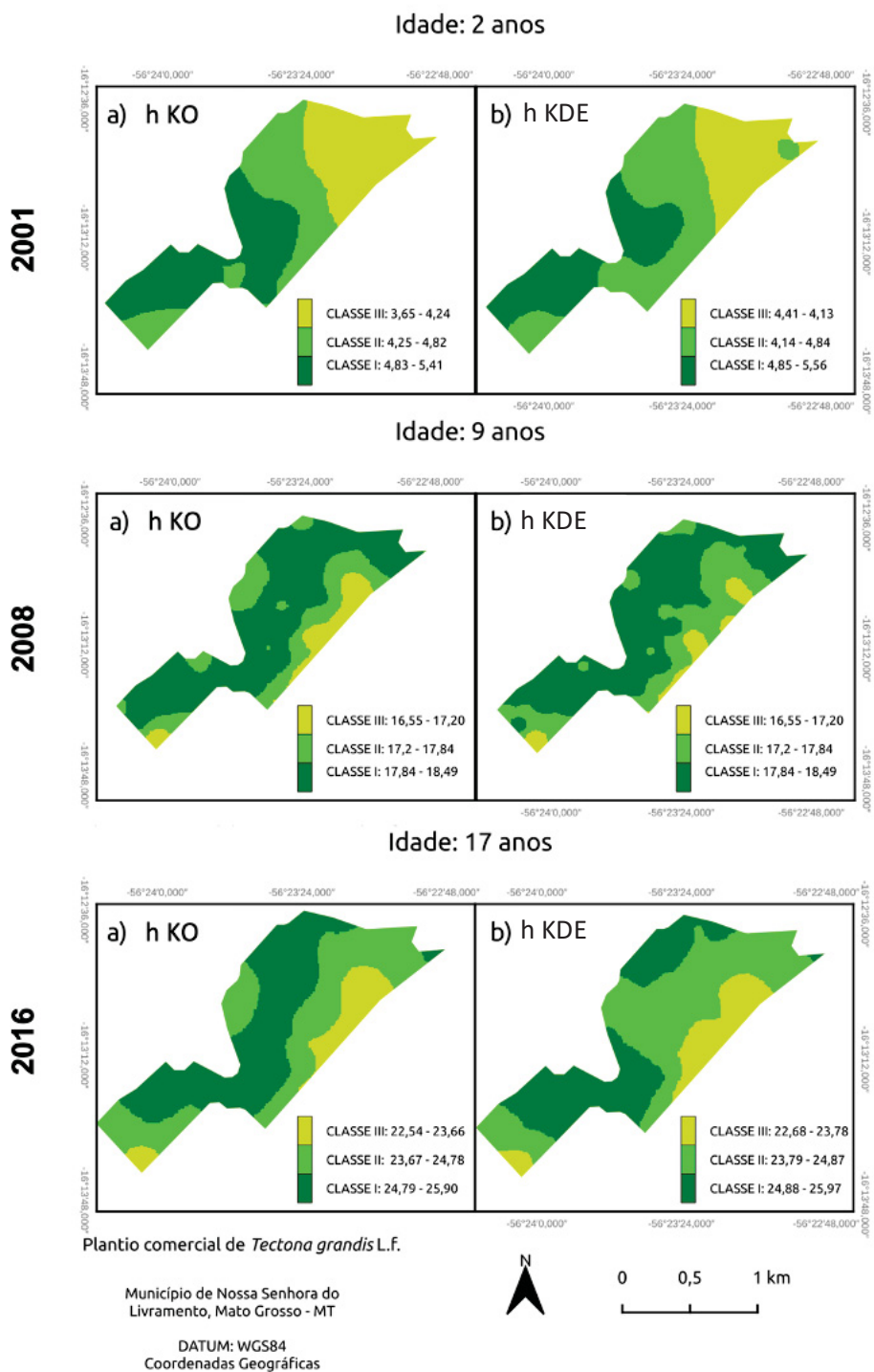


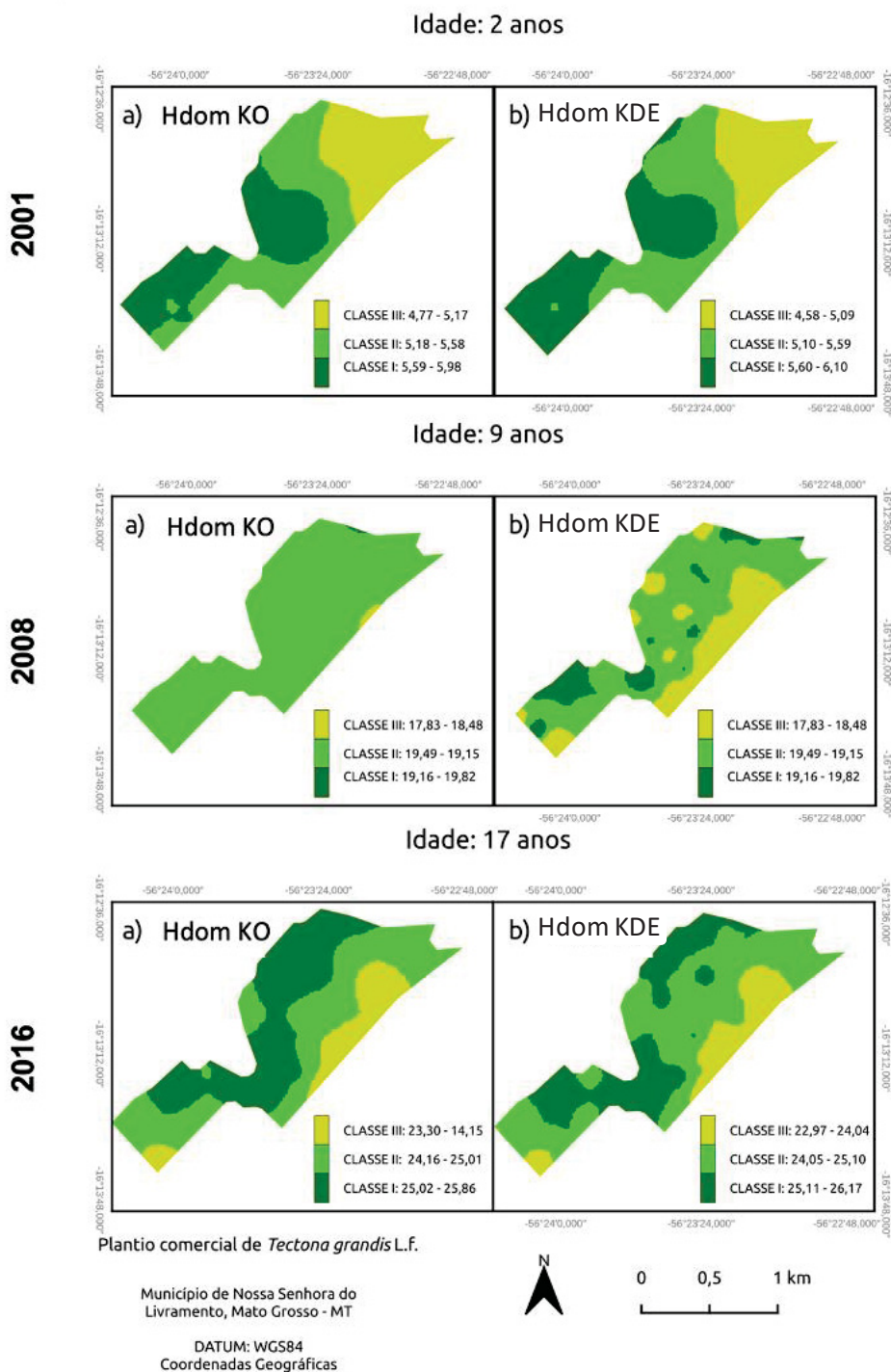
Plantio comercial de *Tectona grandis* L.f.

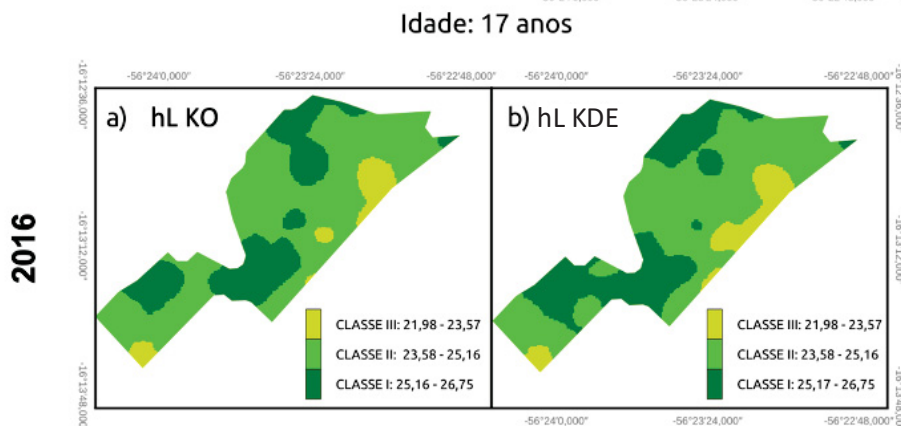
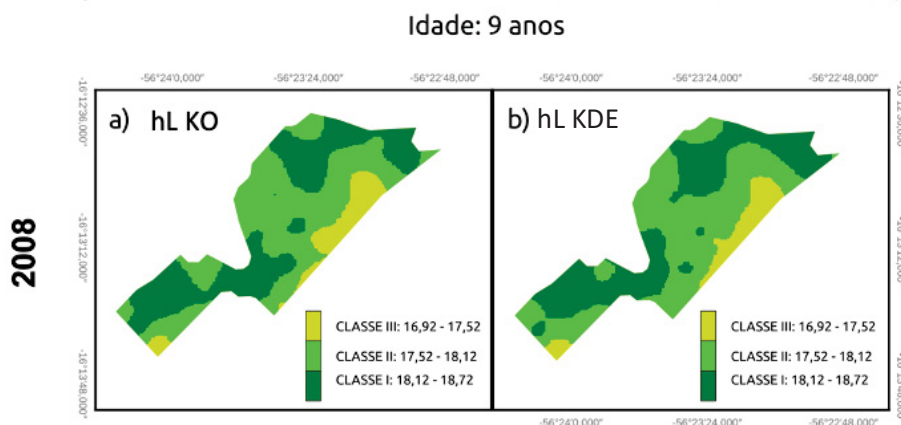
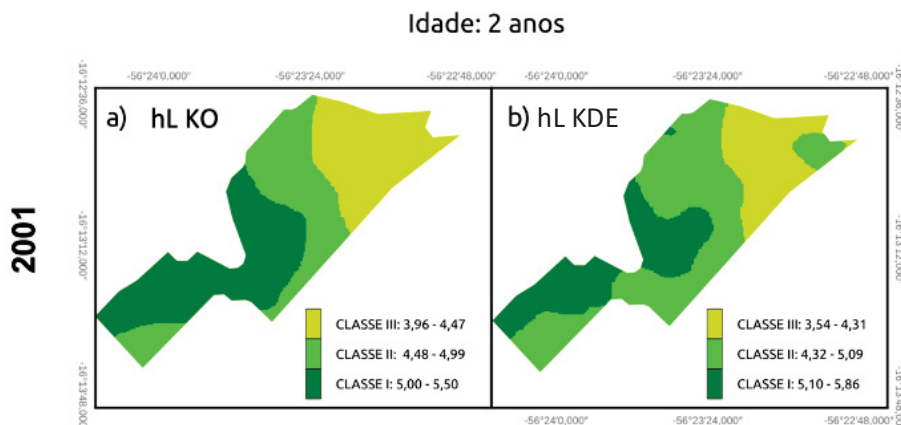
Município de Nossa Senhora do Livramento, Mato Grosso - MT

DATUM: WGS84
Coordenadas Geográficas





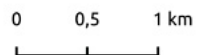


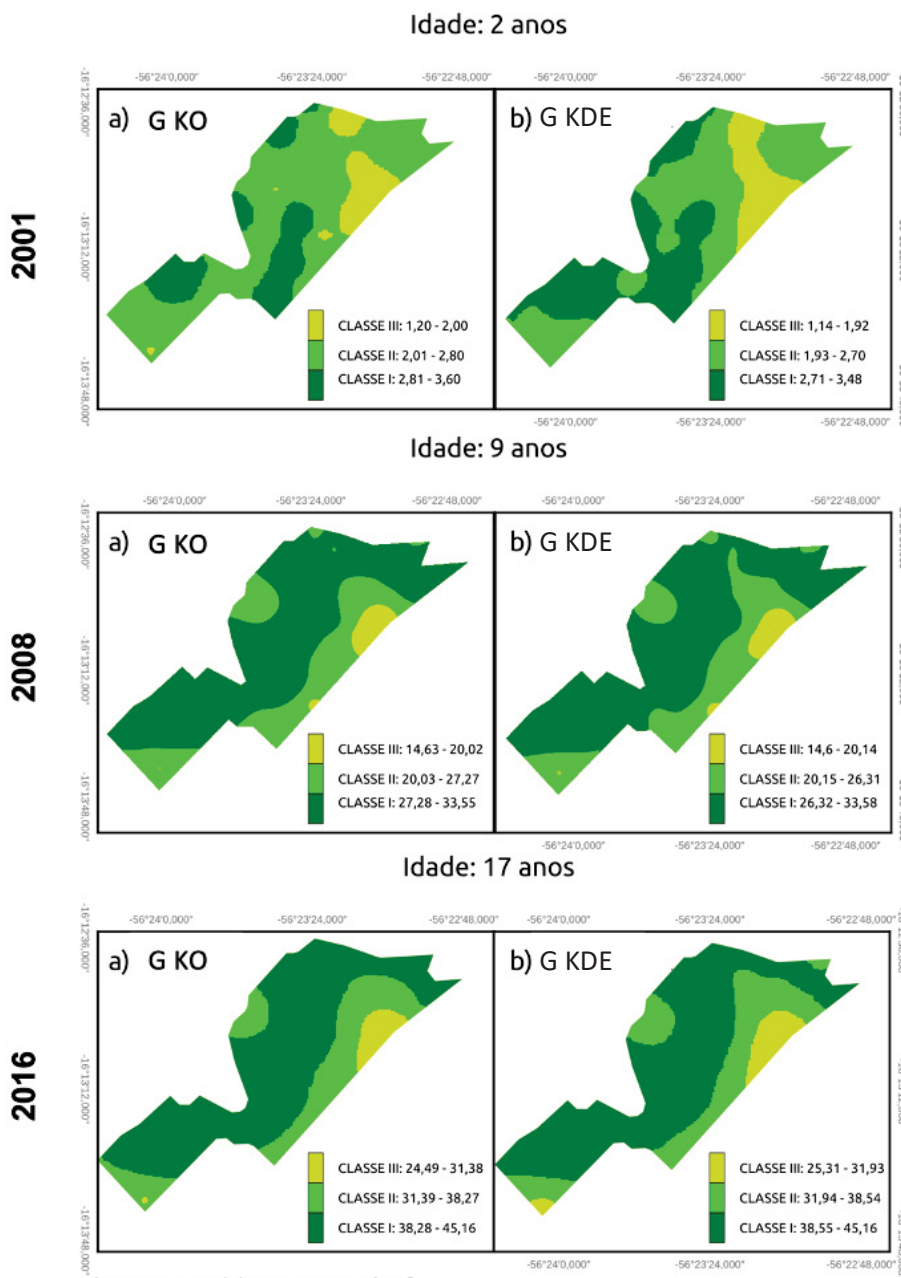


Plantio comercial de *Tectona grandis* L.f.

Município de Nossa Senhora do Livramento, Mato Grosso - MT

DATUM: WGS84
Coordenadas Geográficas





Plantio comercial de *Tectona grandis* L.f.

Município de Nossa Senhora do Livramento, Mato Grosso - MT

DATUM: WGS84
Coordenadas Geográficas

