

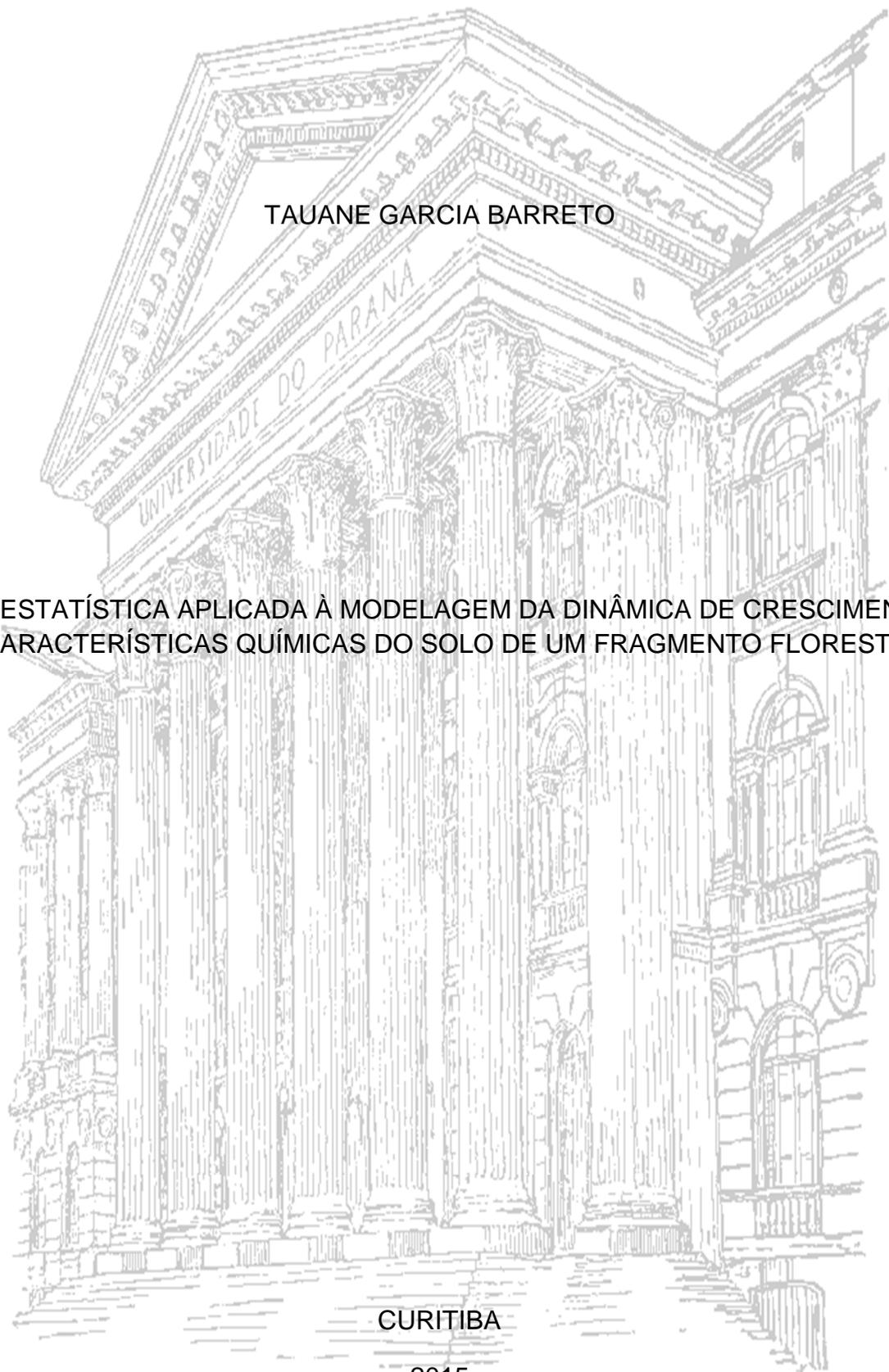
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

TAUANE GARCIA BARRETO

GEOESTATÍSTICA APLICADA À MODELAGEM DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO
E CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO DE UM FRAGMENTO FLORESTAL

CURITIBA

2015



UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

TAUANE GARCIA BARRETO

GEOESTATÍSTICA APLICADA À MODELAGEM DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO
E CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO DE UM FRAGMENTO FLORESTAL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Área de concentração em Manejo Florestal, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Engenharia Florestal.

Orientador:

Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Co-orientador (a):

Prof. Dr. Ana Paula Dalla Corte

CURITIBA

2015

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

Barreto, Tauane Garcia

Geoestatística aplicada à modelagem da dinâmica de crescimento e características químicas do solo de um fragmento florestal / Tauane Garcia Barreto. – 2015

187 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadora: Profa. Dra. Ana Paula Dalla Corte

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 06/03/2015.

Área de concentração: Manejo Florestal

1. Solos florestais. 2. Química do solo. 3. Povoamento vegetal - Crescimento. 4. Dinâmica florestal – Processamento de dados. 5. Teses. I. Péllico Netto, Sylvio. II. Corte, Ana Paula Dalla. III. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. IV. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.114

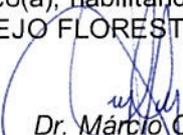


Universidade Federal do Paraná
Setor de Ciências Agrárias - Centro de Ciências Florestais e da Madeira
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal

PARECER

Defesa nº. 1088

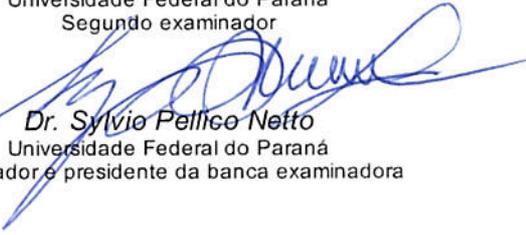
A banca examinadora, instituída pelo colegiado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, após arguir o(a) mestrando(a) *Tauane Garcia Barreto* em relação ao seu trabalho de dissertação intitulado "**GEOESTATÍSTICA APLICADA A MODELAGEM DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO E CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO DE UM FRAGMENTO FLORESTAL**", é de parecer favorável à **APROVAÇÃO** do(a) acadêmico(a), habilitando-o(a) ao título de *Mestre* em Engenharia Florestal, área de concentração em MANEJO FLORESTAL.


Dr. Márcio Coraiola

Pontifícia Universidade Católica do Paraná
Primeiro examinador


Dr. Carlos Roberto Sanquetta

Universidade Federal do Paraná
Segundo examinador


Dr. Sylvio Pellico Netto

Universidade Federal do Paraná
Orientador e presidente da banca examinadora



Curitiba, 06 de março de 2015.


Antonio Carlos Batista

Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal

BIOGRAFIA DO AUTOR

TAUANE GARCIA BARRETO, filha de Nelson Barreto e Sheila Garcia Barreto, casada com Leonardo Rodrigues Filhais, nasceu em Curitiba no estado do Paraná, no dia 01 de março de 1990.

Iniciou o ensino fundamental em 1995, concluído no ano de 2003, na Escola Estadual Nossa Senhora de Fátima, no município de Curitiba-PR.

O ensino médio foi realizado no Curso e Colégio Acesso, no município de Curitiba-PR, iniciado em 2004 e concluído em 2007.

No ano de 2008 ingressou no curso de Ciências Biológicas nas Faculdades Integradas Espírita-PR, tendo concluído em 2011.

Em março de 2012 ingressou no mestrado do curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, na área de concentração Manejo Florestal, concluído em março de 2015.

A Deus por seu infinito e eterno amor, e a Jesus por seu sacrifício e exemplo.
Aos meus pais Nelson e Sheila, por todo amor e esforço.
Ao meu marido Leonardo, por todo amor e paciência.

Eu os amo, são minha inspiração!

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Doutor Sylvio Péllico Netto pela oportunidade de orientação, confiança e ensinamentos. Também à minha co-orientadora Professora Doutora Ana Paula Dalla Corte pela amizade, disponibilidade, confiança e ensinamentos.

Ao Professor Doutor Carlos Roberto Sanquetta pelas oportunidades oferecidas, confiança e amizade. Também o agradeco pela disponibilidade do banco de dados utilizados para esse trabalho, junto ao CNPq - Projeto Ecológico de Longa Duração – PELD Sítio 9.

Aos professores Tony Sampaio (UFPR), Renato Marques (UFPR), Sebastião do Amaral Machado (UFPR), Paulo Justiniano (UFPR), Antonio Mangrich (UFPR) e Christel Lingnau (UFPR) por compartilharem ensinamentos em suas disciplinas por mim cursadas.

Aos professores e técnicos responsáveis pelos Laboratórios de Fertilidade do Solo e Biogeoquímica e Nutrição Mineral de Plantas, pertencente ao Departamento de Solos e Engenharia Agrícola (DSEA) da Universidade Federal do Paraná, pela disponibilidade em realizar as análises químicas de solo.

Aos amigos Francelo Mognon, Aurélio Lourenço Rodrigues, Lara Melo Clímaco, Ângela Klein Hentz, Greyce Charlyne Benedet Maas, Ana Beatriz Schikowski, Mayara Dalla Lana, Veruza Mendonça, pela amizade e infinitas ajudas, e aos demais colegas do Laboratório BIOFIX pelo apoio.

Aos meus pais Nelson e Sheila por todo amor e esforço dedicados a mim, e principalmente, pelo incentivo aos estudos. Também ao meu marido Leonardo por todo amor, paciência, incentivo, e principalmente por compreender a minha ausência nesse período.

A todos que contribuíram de alguma forma.

MUITO OBRIGADA!

GEOESTATÍSTICA APLICADA À MODELAGEM DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO E CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO DE UM FRAGMENTO FLORESTAL

RESUMO

A fragmentação das formações florestais, sobretudo a Floresta Ombrófila Mista (FOM), têm motivado as pesquisas científicas na caracterização dos remanescentes florestais, considerando a dinâmica de diversos componentes do ecossistema florestal. Contudo, muitas dessas pesquisas têm sido realizadas sem considerar a possível influência que uma determinada variável do ambiente pode exercer sobre outra, e sem a preocupação com a influência da dependência espacial no comportamento das variáveis de um ecossistema, bem como sua representação no espaço. Desta forma, este trabalho visou a análise da dinâmica de crescimento e condições edáficas de um fragmento de FOM, bem como a modelagem geoestatística dessas variáveis. Para tanto foram utilizados dados provenientes de um inventário contínuo em três parcelas permanentes de 1 ha cada, subdivididas em 25 subunidades com dimensões de 20 x 20m (400 m²) totalizando uma área amostral de 3 ha, localizadas na Estação Experimental Rudi Arno Seitz, no município de São João do Triunfo, Paraná. Os anos de análise foram de 2009 a 2013, perfazendo um período de 4 anos, nos quais todos os indivíduos arbóreos com diâmetro à altura do peito igual ou maior que 10,0 cm (dap ≥ 10,0 cm) foram identificados e mensurados, além da coleta de amostras compostas de solo, retiradas por gradagem na profundidade de 0-20 cm e analisadas quimicamente, todas georreferenciadas. A dinâmica de crescimento da floresta foi avaliada pelo incremento periódico anual em diâmetro e área basal, incremento corrente anual em área basal, mortalidade e recrutamento, e para a compreensão das relações do componente arbóreo e condições edáficas, utilizou-se a estatística multivariada com a técnica da análise de componentes principais e posterior correlação entre as variáveis consideradas. Tais variáveis foram modeladas por meio do Software ArcGIS, aplicando a krigagem e cokrigagem como interpoladores para dados não amostrados. Em análise da dinâmica florestal observou-se um crescimento em diâmetro de 0,19 cm.ano⁻¹, e em área basal de 0,42 m².ha⁻¹.ano⁻¹, considerados padrão para essa tipologia florestal. A taxa média de recrutamento (1,7%) foi superior à taxa média de mortalidade (1,0%), mostrando que o fragmento encontra-se em constante processo de recomposição e desenvolvimento. O solo das parcelas estudadas apresentou condição elevada de acidez, alta concentração de alumínio e baixa saturação por bases, indicando locais de baixa fertilidade natural. A utilização das técnicas de análise multivariada de dados permitiu compactar os grupos de variáveis estudadas por meio dos componentes principais, os quais representaram 70% da variância total dos dados, e as correlações entre os grupos foram consideradas moderadas, indicando que a influência das variáveis químicas do solo na dinâmica florestal não foi perceptível em sua totalidade. Em geral, a modelagem geoestatística para os dois grupos de variáveis analisadas, possibilitou estimativas satisfatórias, com precisão aceitável tendo em vista os parâmetros gerados pelo semivariograma e validação. Por meio dos mapas de inferência gerados, foi possível a análise visual do comportamento espacial de cada variável, ressaltando as diferentes tendências entre as parcelas estudadas, concluindo-se que a geoestatística mostrou grande potencial na caracterização do fragmento quanto à dinâmica florestal e condições edáficas.

Palavras-chave: Floresta Ombrófila Mista. Estrutura florestal. Condições edáficas. Análise multivariada. Geoprocessamento.

ABSTRACT

Fragmentation of forests, especially on the Araucaria Forest (AF) have motivated scientific research on the characterization of forest remnants, considering the dynamics of various components of the forest ecosystem. However, many of these studies have been conducted without considering the possible influence that a certain environment variable can have on another, and without concern for the influence of spatial dependence in the behavior of the variables of an ecosystem, as well as their representation in space. Thus, this work aimed to analyze the growth dynamics and soil conditions of a fragment of AF and the geostatistical modeling of these variables. Therefore, we used data from a continuous inventory in three permanent plots of 1 ha each, subdivided into 25 sub-units with dimensions of 20 x 20m (400 m²) with a total sample area of 3 ha, located at the Experimental Station Rudi Arno Seitz in São João do Triunfo, Paraná. The years of analysis were from 2009 to 2013, for a period of 4 years, in which all trees with diameter at breast height equal to or greater than 10.0 cm (dbh \geq 10.0 cm) were identified and measured. Additionally composite soil samples were taken at depth of 0-20 cm and chemically analyzed, all georeferenced. The dynamics of forest growth was assessed by periodic annual increment in diameter and basal area, mean annual increment in basal area mortality and recruitment, and to understand the relations between trees and soil conditions, multivariate statistics was used by the means of principal component technique analysis and subsequent correlation between the variables considered. These variables were modeled using the ArcGIS, applying kriging and cokriging as interpolator for data not sampled. Analyzing forest dynamics, were observed an increase in diameter of 0.19 cm.ano⁻¹, and in basal area of 0.42 m².ha⁻¹.ano⁻¹, considered standard for this forest type. The average recruitment rate (1.7%) was higher than average mortality rate (1.0%), showing that the fragment is in constant process of recovery and development. The soil of the studied plots showed condition of high acidity, high concentration of aluminum and low base saturation, indicating locations of low fertility. The use of multivariate analysis techniques allowed the compression of the groups of variables by the principal components, which accounted for 70% of the total variance, and correlations between groups were considered moderate, indicating that the influence of chemical variables of the soil in forest dynamics was not noticeable in its entirety. In general, the geostatistical modeling for the two groups of variables analyzed allowed satisfactory estimates with acceptable accuracy considering the parameters generated by the semivariogram and validation. Through the inference maps, it was possible the visual analysis of the spatial behavior of each variable, highlighting the different trends between the plots studied, concluding that geostatistics showed great potential in the characterization of the fragment regarding the forest dynamics and soil conditions.

Keywords: Araucaria Forest, Forest Structure, Edaphic Conditions, Multivariate Analysis, Geoprocessing.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 -	LOCALIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO E DISTRIBUIÇÃO DAS PARCELAS ESTUDADAS.....	36
FIGURA 2 -	LOCALIZAÇÃO DAS PARCELAS E SUB-PARCELAS DA ÁREA DE ESTUDO.....	40
FIGURA 3 -	PONTOS DE COLETAS DAS AMOSTRAS DE SOLO NAS PARCELAS DE ESTUDO, LOCALIZADAS EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	49
FIGURA 4 -	SECAGEM, MOAGEM, PESAGEM E ACONDICIONAMENTO DAS AMOSTRAS DE SOLO COLETADAS NAS PARCELAS DE ESTUDO, LOCALIZADAS EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	50
FIGURA 5 -	DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PARA OS ANOS DE 2009 E 2013 EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	63
FIGURA 6 -	VOLUME MÉDIO PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, NOS ANOS DE 2009 E 2013, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	64
FIGURA 7 -	INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	67
FIGURA 8 -	INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL, PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	69
FIGURA 9 -	INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	70
FIGURA 10 -	TAXA DE MORTALIDADE ANUAL PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	71
FIGURA 11 -	TAXA DE RECRUTAMENTO ANUAL PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	72
FIGURA 12 -	TAXAS DE MORTALIDADE E RECRUTAMENTO PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	73
FIGURA 13 -	DINÂMICA DA MORTALIDADE E RECRUTAMENTO PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	74

FIGURA 14 - REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DE UM SEMIVARIOGRAMA TÍPICO E SEUS PARÂMETROS.	120
FIGURA 15 - MODELOS DE SEMIVARIOGRAMA COM PATAMAR.....	122
FIGURA 16 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	143
FIGURA 17 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	144
FIGURA 18 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	145
FIGURA 19 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	146
FIGURA 20 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	146
FIGURA 21 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	147
FIGURA 22 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	149
FIGURA 23 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	150
FIGURA 24 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	151
FIGURA 25 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	153

FIGURA 26 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	154
FIGURA 27 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	155
FIGURA 28 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS CORRELAÇÕES APRESENTADAS NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	158
FIGURA 29 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS CORRELAÇÕES APRESENTADAS NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	158
FIGURA 30 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR COKRIGAGEM PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO NA PARCELA ARAUCARIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	159
FIGURA 31 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR COKRIGAGEM PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	160
FIGURA 32 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2010, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	161
FIGURA 33 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2010, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	162
FIGURA 34 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2010, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	163
FIGURA 35 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2010 A 2011, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	163
FIGURA 36 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2010 A 2011, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	164

FIGURA 37 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2011 A 2012, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	165
FIGURA 38 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2012 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	166
FIGURA 39 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO PERIODICO ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	167
FIGURA 40 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO PERIODICO ANUAL EM DIAMETRO PARA OS ANOS DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	167
FIGURA 41 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA MORTALIDADE PARA OS ANOS DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	168
FIGURA 42 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO PH EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	169
FIGURA 43 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO ALUMÍNIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	169
FIGURA 44 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA ACIDEZ POTENCIAL EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	169
FIGURA 45 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO CÁLCIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	170
FIGURA 46 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO MAGNÉSIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	170
FIGURA 47 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO POTÁSSIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	171
FIGURA 48 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO FÓSFORO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	171
FIGURA 49 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO NITROGÊNIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	172

FIGURA 50 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO COBRE EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	172
FIGURA 51 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO ZINCO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	173
FIGURA 52 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA SOMA DE BASES EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	173
FIGURA 53 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA CAPACIDADE DE TROCA CATIONICA EFETIVA EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	174

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 -	COEFICIENTES AJUSTADOS PARA O MODELO HIPSOMÉTRICO E VOLUMÉTRICO.....	42
TABELA 2 -	VALORES PARA O ÍNDICE DE SHANNON-WEAVER, NO PERÍODO DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	56
TABELA 3 -	ASPECTOS FITOSSOCIOLÓGICOS PARA O ANO DE 2009 EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	59
TABELA 4 -	ASPECTOS FITOSSOCIOLÓGICOS PARA O ANO DE 2013 EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	59
TABELA 5 -	ASPECTOS DENDROMÉTRICOS PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	61
TABELA 6 -	ÁREA BASAL MÉDIA PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	68
TABELA 7 -	COMPOSIÇÃO QUÍMICA DO SOLO NAS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	77
TABELA 8 -	COMPONENTES PRINCIPAIS PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	83
TABELA 9 -	COMPONENTES PRINCIPAIS PARA VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	85
TABELA 10 -	MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO E DA DINÂMICA FLORESTAL, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	87
TABELA 11 -	MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO E DA DINÂMICA FLORESTAL, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	88
TABELA 12 -	MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO E DA DINÂMICA FLORESTAL, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.	89

TABELA 13 - CORRELAÇÃO LINEAR DOS COMPONENTES PRINCIPAIS DAS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO COM AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA FLORESTAL EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	91
TABELA 14 - EQUAÇÕES REFERENTES AOS MODELOS DE AJUSTE DO SEMIVARIOGRAMA.....	128
TABELA 15 - COMPARAÇÃO E <i>RANKING</i> ENTRE MÉTODOS DE INTERPOLAÇÃO.....	129
TABELA 16 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	133
TABELA 17 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	134
TABELA 18 - PARÂMETROS DO SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	137
TABELA 19 - PARÂMETROS DO SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	138
TABELA 20 - PARÂMETROS DO SEMIVARIOGRAMA PARA A COKRIGAGEM DAS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.....	157

SUMÁRIO

1 INFLUÊNCIA DAS CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO NO CRESCIMENTO FLORESTAL	20
1.1 INTRODUÇÃO	20
1.2 OBJETIVOS..	21
1.3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	22
1.3.1 ASPECTOS GERAIS DA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA.....	22
1.3.2 DINÂMICA FLORESTAL.....	24
1.3.2.1 CRESCIMENTO	26
1.3.2.2 RECRUTAMENTO	27
1.3.2.3 MORTALIDADE	28
1.3.3 SOLOS EM AMBIENTES FLORESTAIS	29
1.3.4 ANÁLISE MULTIVARIADA	32
1.3.4.1 ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS	34
1.4 MATERIAL E MÉTODOS.....	36
1.4.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO	36
1.4.2 HISTÓRICO E DESCRIÇÃO DAS PARCELAS	38
1.4.3 ANÁLISE DA DINÂMICA FLORESTAL	40
1.4.3.1 OBTENÇÃO DE DADOS	40
1.4.3.2 ASPECTOS DENDROMÉTRICOS	41
1.4.3.3 CRESCIMENTO, RECRUTAMENTO E MORTALIDADE	43
1.4.3.4 COMPOSIÇÃO FITOSSOCIOLÓGICA E FLORÍSTICA	45
1.4.3.4.1 DENSIDADE	45
1.4.3.4.2 DOMINÂNCIA.....	46
1.4.3.4.3 FREQUÊNCIA	46
1.4.3.4.4 ÍNDICE DE VALOR DE IMPORTÂNCIA (IVI)	47
1.4.3.4.5 ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON-WEAVER (H').....	47
1.4.4 CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO	48
1.4.4.1 OBTENÇÃO DE DADOS	48
1.4.4.2 MACRO E MICRONUTRIENTES	50
1.4.5 ANÁLISE DE INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO NA DINÂMICA FLORESTAL.....	51
1.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	53
1.5.1 FLORÍSTICA E FITOSSOCIOLOGIA	53
1.5.1.1 COMPOSIÇÃO FLORÍSTICA	53
1.5.1.2 DIVERSIDADE.....	56
1.5.2 FITOSSOCIOLOGIA	57
1.5.3 ASPECTOS DENDROMÉTRICOS	61
1.5.4 DINÂMICA FLORESTAL.....	66
1.5.4.1 CRESCIMENTO	66

1.5.4.1.1 INCREMENTO PERIÓDICO ANUAL EM DIÂMETRO (IPA DAP)	66
1.5.4.1.2 INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL (ICA G)	68
1.5.4.2 MORTALIDADE E RECRUTAMENTO	70
1.5.4.3 CONDIÇÕES EDÁFICAS.....	76
1.5.4.4 VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO E SUA CORRELAÇÃO COM O CRESCIMENTO FLORESTAL.....	82
1.5.4.4.1 COMPONENTES PRINCIPAIS.....	82
1.5.4.4.2 CORRELAÇÕES	86
1.6 CONCLUSÕES	94
1.7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	95
2 MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DO CRESCIMENTO FLORESTAL COM BASE NAS CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO	111
2.1 INTRODUÇÃO	113
2.2 OBJETIVOS.....	114
2.3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	115
2.3.1 ANÁLISES ESPACIAIS – GEOESTATÍSTICA	115
2.3.2 APLICAÇÃO DA GEOESTATÍSTICA.....	116
2.3.3 SEMIVARIOGRAMA.....	119
2.3.4 KRIGAGEM	122
2.3.5 COKRIGAGEM	124
2.4 MATERIAL E MÉTODOS.....	126
2.4.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO	126
2.4.2 OBTENÇÃO DE DADOS	126
2.4.3 MODELAGEM GEOESTATÍSTICA.....	127
2.4.3.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA	127
2.4.3.2 SEMIVARIOGRAMA, KRIGAGEM E COKRIGAGEM	127
2.4.3.3 VALIDAÇÃO	129
2.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	132
2.5.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA	132
2.5.2 KRIGAGEM ORDINÁRIA	136
2.5.3 COKRIGAGEM	156
2.5.4 MAPAS DE INFERÊNCIA	161
2.6 CONCLUSÕES	176
2.7 RECOMENDAÇÕES	177
2.8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	178

1 INFLUÊNCIA DAS CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO NO CRESCIMENTO FLORESTAL

RESUMO

O objetivo deste estudo foi analisar a influência de variáveis químicas do solo na dinâmica florestal de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, por meio da estatística multivariada. Para isso foram utilizados dados provenientes de um inventário contínuo em três parcelas permanentes de 1 ha cada, subdivididas em 25 subunidades com dimensões de 20 x 20m (400 m²) totalizando uma área amostral de 3 ha, localizadas no município de São João do Triunfo, Paraná. Os anos de análise foram de 2009 a 2013, perfazendo um período de 4 anos, nos quais todos os indivíduos arbóreos com diâmetro à altura do peito igual ou maior que 10,0 cm (dap \geq 10,0 cm) foram identificados e mensurados. A dinâmica do crescimento da floresta foi avaliada pelo incremento periódico anual em diâmetro e área basal, e pelo incremento corrente anual em área basal. A taxa de mortalidade foi obtida pela razão entre o número de indivíduos encontrados mortos e o número total de indivíduos vivos no período de um ano, bem como a taxa de recrutamento, entre o número de indivíduos que atingiram o dap mínimo de 10 cm em determinado ano pelo número total de árvores vivas nesse ano. Além disso, foram coletadas amostras compostas de solo, sendo 25 por parcela, retiradas por gradagem na profundidade de 0-20 cm, analisadas quimicamente. Para a compreensão das relações do componente arbóreo e condições edáficas, utilizou-se a estatística multivariada com a técnica da análise de componentes principais e posterior correlação entre as variáveis consideradas. Quanto à florística e fitossociologia do fragmento, foram observadas alta diversidade com 80 espécies identificadas, densidade e dominância de 39,6 m².ha⁻¹ (2009) e 41,3 m².ha⁻¹ (2013). Na estrutura do fragmento, foi observada distribuição diamétrica do tipo decrescente com dap médio de 23 cm e volume médio de 563,3 m³.ha⁻¹ representando um incremento de 4,6 m³.ha⁻¹.ano⁻¹, todos com poucas alterações no período analisado. Em análise da dinâmica florestal observou-se um crescimento em diâmetro de 0,19 cm.ano⁻¹, com 0,16 cm.ano⁻¹ no primeiro período e 0,25 cm.ano⁻¹ no último, e em área basal de 39,6 m².ha⁻¹ em 2009 e 41,3 m².ha⁻¹ em 2013, representando um crescimento de 0,42 m².ha⁻¹.ano, considerados padrão para essa tipologia florestal. A taxa média de recrutamento (1,7%) foi superior à taxa média de mortalidade (1,0%), mostrando que o fragmento encontra-se em constante processo de recomposição e desenvolvimento. O solo das parcelas estudadas apresentou condição elevada de acidez, alta concentração de alumínio (Al³⁺) e baixa saturação por bases, indicando locais de baixa fertilidade natural. A utilização das técnicas de análise multivariada de dados apresentou-se satisfatórias, de forma a compactar os grupos de variáveis estudadas por meio dos componentes principais, os quais representaram 70% da variância total dos dados. Em geral, as correlações entre os grupos de variáveis analisados foram consideradas moderadas, revelando pouca influência das variáveis químicas do solo na dinâmica florestal.

Palavras-chave: Floresta Ombrófila Mista. Dinâmica florestal. Condições edáficas. Análise multivariada.

ABSTRACT

The aim of this study was to analyze the influence of chemical characteristics of the soil on forest dynamics of an Araucaria Forest patch, using multivariate statistics. For this we used data from a continuous inventory in three permanent plots of 1 ha each, subdivided into 25 sub-units with dimensions of 20 x 20m (400 m²) with a total sample area of 3 ha, located in São João do Triunfo, Paraná. The years of analysis were from 2009 to 2013, for a period of 4 years, in which all trees with diameter at breast height equal to or greater than 10.0 cm (dbh \geq 10.0 cm) were identified and measured. The dynamics of forest growth was assessed by periodic annual increment in diameter and basal area, and the annual increment in basal area. The mortality rate was obtained by dividing the number of individuals found dead and the total number of individuals living in a period of one year. The recruitment rate was obtained as the ratio between the number of individuals achieving the limit DBH by the number of live trees in a year. In addition, 25 composite soil samples were collected per plot, taken at a depth of 0-20 cm and chemically analyzed. To understand the relationships between trees characteristics and soil conditions, we used multivariate statistics with the technique of principal component analysis and subsequent correlation between the variables considered. Regarding the floristic and phytosociological characteristics of the fragment, were observed high diversity with 80 species identified, density and dominance of 39.6 m².ha⁻¹ (2009) and 41.3 m².ha⁻¹ (2013). In the structure of the fragment was observed diameter distribution of the descending type with an average DBH of 23 cm and average volume of 563.3 m³.ha⁻¹, representing an increase of 4.6 m³.ha⁻¹.ano⁻¹, all with little change during the period. Analyzing the forest dynamics were observed an increase in diameter of 0.19 cm.ano⁻¹, with 0.16 cm.ano⁻¹ in the first period and 0.25 cm.ano⁻¹ in the last one, and in basal area of 39.6 m².ha⁻¹ in 2009 and 41.3 m².ha⁻¹ in 2013, which represents an increase of 0.42 m².ha⁻¹.year, considered standard for this forest type. The average recruitment rate (1.7%) was higher than average mortality rate (1.0%), showing that the fragment is in constant process of recovery and development. The soil of the studied plots showed high condition of acidity, high concentration of aluminum (Al + 3) and low base saturation, indicating locations of low fertility. The use of multivariate data analysis techniques was satisfactory, compressing the groups of studied variables by means of the principal components, which accounted for 70% of the total variance. In general, the correlations between the analyzed groups of variables were considered moderate, revealing little influence of the chemical characteristics of the soil in forest dynamics.

Keywords: Araucaria Forest. Forest dynamics. Soil conditions. Multivariate analysis.

1.1 INTRODUÇÃO

Pesquisas científicas relacionadas ao manejo dos remanescentes florestais têm sido cada vez mais justificáveis, tendo em vista a fragmentação das formações florestais. Devido a isso, informações que caracterizem esses remanescentes como, por exemplo, estudos sobre a dinâmica florestal, fundamentados na análise de processos como crescimento, recrutamento e mortalidade de indivíduos arbóreos, ao longo de um período de tempo, se encontram entre os temas de maior relevância para as florestas nativas no momento.

Embora esses estudos sejam importantes, envolvem dedicação e observações de longo prazo, tendo em vista a complexidade, heterogeneidade e lentidão dos processos dinâmicos florestais. Além disso, deve-se considerar que os processos dinâmicos, dentre outros fatores, podem estar associados às características do ambiente, como condições edáficas. Por esse motivo, são necessários estudos que tratem da coleta de dados abrangendo o máximo número de variáveis, como mínima margem de erro e com máxima abrangência possível.

Tendo em vista essa quantidade de variáveis oriundas de estudos em fragmentos florestais, torna-se imprescindível encontrar estratégias seguras no processamento dos dados a serem analisados, afim de que esses não sofram alterações ou interpretações equivocadas. Nesse contexto de estudos ecológicos, em que há uma tendência de se analisar diversas variáveis simultaneamente, normalmente correlacionadas entre si, torna-se pertinente a utilização da análise multivariada de dados.

A análise multivariada de dados, sobretudo a técnica de análise de componentes principais, tem por finalidade reduzir a dimensionalidade dos dados. Em outras palavras, essa técnica permite que os componentes principais gerados sejam capazes de explicar o conjunto de variáveis originais. Ainda, essa técnica detém a propriedade de cada componente não estar correlacionado com as demais variáveis. Portanto, estudos sobre a dinâmica florestal, condicionado a variáveis do ambiente, por meio de técnicas de análises multivariadas de dados, podem contribuir para a compreensão das relações entre o componente arbóreo e as condições edáficas.

1.2 OBJETIVOS

O objetivo geral deste trabalho foi analisar a influência das variáveis químicas do solo na dinâmica de crescimento de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, através da utilização da estatística multivariada. Os objetivos específicos foram:

- Analisar a dinâmica florestal do fragmento, bem como sua estrutura,
- Analisar aspectos da composição química do solo nas parcelas estudadas,
- Compreender as relações do componente arbóreo e condições edáficas, por meio da análise multivariada de dados.

1.3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

1.3.1 Aspectos gerais da Floresta Ombrófila Mista

A cobertura vegetal original do Estado do Paraná, segundo suas regiões fitogeográficas, pode ser classificada em quatro tipos principais: Floresta Estacional Semidecidual, Floresta Ombrófila Mista, Floresta Ombrófila Densa e Savana. A Floresta Ombrófila Mista ou também conhecida como Floresta com Araucária, trata-se de uma das mais representativas da região Sul do Brasil, e caracteriza-se pela presença da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, e por suas associações diversificadas, as quais compreendem grupamentos de espécies com características próprias, formando estágios sucessionais distintos (IBGE, 1990).

A nomenclatura dessa fitofisionomia emprega o termo Ombrófila às formações características de ambientes úmidos, enquanto que o termo “Mista” refere-se à origem geológica da formação. Logo, tem-se uma floresta dita geologicamente mista, formada de elementos da flora de distintas origens: a araucária da Oceania e a maioria das folhosas da África (SANQUETTA e MATTEI, 2006).

De acordo com Hueck (1972), as condições climáticas da região de ocorrência da Floresta Ombrófila Mista são caracterizadas pelo alto índice de chuvas e por temperaturas moderadas, muitas vezes baixas no inverno. O clima temperado onde ocorre esta classe de formação pode ser definido como mesotérmico (temperatura médias anuais em torno de 17-18°C) úmido, sem estação seca definida e com chuvas bem distribuídas o ano todo (Ombrófilo), com meses apresentando temperatura médias inferiores a 15°C e ocorrência de geadas (clima Cfb segundo a classificação de Köppen). Roderjan *et al.* (2002) ainda afirma que a composição florística pode ser fortemente influenciada pelas baixas temperaturas e pela ocorrência regular de geadas no inverno.

De acordo com Klein (1960), a vegetação da Floresta com Araucária não constitui uma formação homogênea e contínua, sendo formada por múltiplas associações e agrupamentos, que encontram-se nos mais variados estágios de sucessão. Associações de espécies dos gêneros *Drymis* e *Podocarpus*, e a

presença de espécies das famílias Lauraceae, Myrtaceae, Aquifoliaceae, Anacardiaceae, Flacourtiaceae, Euphorbiaceae e Sapindaceae, entre outras, caracterizam esta fitofisionomia (SEGER *et al.*, 2005).

No Brasil, a área original de Floresta Ombrófila Mista foi de aproximadamente 200.000 km², de formato irregular, com ocorrência principalmente nos estados do Paraná (40% de sua superfície), Santa Catarina (31%) e Rio Grande do Sul (25%) e como manchas esparsas no sul de São Paulo (3%), e até o sul de Minas Gerais e Rio de Janeiro, em áreas de altitude elevadas (1%) (FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010).

Contudo, a existência dessas áreas florestais foi um ponto fundamental para uma colonização abrangente e o desenvolvimento da atividade extrativista, as quais começaram a ser praticadas a partir da década de 40 do século passado (SANQUETTA *et al.*, 2000; LINGNER *et al.*, 2007). Além disso, muitas áreas de floresta natural têm sido submetidas a corte raso e queimadas, tendo em vista a expansão das práticas agrícolas (LINGNER *et al.*, 2007). Por conta disso, a Floresta Ombrófila Mista tem sido fragmentada, de forma a provocar alterações em sua estrutura.

Castella e Britez (2004) afirmam que no Paraná restaram cerca de 41,5% da cobertura original de Floresta Ombrófila Mista, sendo 0,8% de remanescentes em estágio de sucessão avançado, 14,4% para estágio médio e 14% para estágio inicial. Em uma referência mais atual, Accioly (2013) afirma que essa porcentagem foi reduzida para 32,6% em relação à área original de Floresta Ombrófila Mista. Logo, essas áreas apresentam extrema importância ambiental e científica, pois representam os últimos remanescentes da biodiversidade dessa unidade fitoecológica.

A proteção desses remanescentes tornou-se um grande desafio para a sociedade, requerendo medidas legislativas e de fiscalização. No entanto, ações de caráter científico, que possibilitem o conhecimento do ecossistema, tornando a recomendação e execução de práticas de conservação e manejo possíveis, são ainda mais imprescindíveis (SANQUETTA *et al.*, 2007).

Muitos estudos foram e estão sendo desenvolvidos com a Floresta Ombrófila Mista no Brasil, tais como Longhi (1980); Galvão *et al.* (1989); Caldeira *et al.* (1999); Watzlawick *et al.* (2005) e Sanquetta *et al.* (2007). Contudo, nota-se que existe uma diversidade de resultados encontrados nos estudos já realizados, de forma que

exista a necessidade da continuação de pesquisas que proporcionem o entendimento das formações da estrutura e dinamismo dos remanescentes de floresta ainda existentes.

1.3.2 Dinâmica Florestal

Em uma comunidade florestal, ocorrem constantes mudanças em sua estrutura, fisionomia e composição florística. Essas mudanças perduram até que a floresta atinja o seu estado clímax, e seu estudo é denominado dinâmica florestal (SCHNEIDER e FINGER, 2000).

Os processos dinâmicos da floresta, bem como seus aspectos florísticos e estruturais, são importantes indicadores das condições de conservação e do estágio sucessional em que se encontra um determinado remanescente. A compreensão desses processos é essencial para a elaboração de planos de manejo e conservação em ecossistemas florestais (SANQUETTA *et al.*, 2014). Ainda, o estudo da dinâmica florestal permite desenvolver mecanismos que garantam a manutenção de remanescentes em condições futuras a partir da análise atual do comportamento das espécies quanto às mudanças no ambiente (KUULUVAINEN e AAKALA, 2011).

Em função da importância e complexidade que a Floresta com Araucária apresenta a análise e compreensão de suas características, como a dinâmica, são indispensáveis aos estudos que consideram estes remanescentes florestais (SANQUETTA e MATTEI, 2006). A dinâmica de uma comunidade florestal compreende diversos processos de organização como: sucessão, mortalidade, recrutamento, crescimento e regeneração, além das relações bióticas (competição, simbiose, predação, parasitismo, entre outros) entre as diferentes populações (PIZATTO, 1999). Dentre os atributos comumente avaliados e que fornecem informações a respeito do comportamento de espécies e da comunidade arbórea como um todo se destacam a mortalidade, o recrutamento e o incremento.

As estimativas dos parâmetros da dinâmica florestal são obtidas, principalmente, a partir de inventários florestais contínuos, com base em parcelas permanentes, monitoradas a médio e longo prazo (FIGUEIREDO FILHO *et al.*,

2010). De acordo com Sanquetta (2008) essa metodologia é a única capaz de avaliar de forma integrada processos de dinâmica florestal.

A remedição periódica de unidades amostrais permanentes por meio do inventário florestal possibilita a estimativa mais precisa do crescimento, quando comparado com qualquer outro método aplicado com igual intensidade de amostragem (DURIGAN, 1999). Moscovich (2006) também afirma que cada indivíduo amostrado no inventário precisa estar devidamente localizado, de forma que se possa avaliar individualmente seu desempenho, possibilitando gerar conclusões para o fragmento como um todo.

Apesar de sua importância, a aplicação de metodologia para realizar estudos sobre a dinâmica na Floresta Ombrófila Mista ocorreram apenas no final da década de 70 e de forma mais objetiva nas décadas de 80 e 90. A instalação das primeiras parcelas permanentes se deu em 1979, com pesquisas desenvolvidas por Longhi (1980) e Rodríguez Tello (1980), na Estação Experimental de São João do Triunfo, no sul do estado do Paraná, onde foram alocadas 9 parcelas permanentes com área de um hectare cada (SCHAAF, 2001). Portanto, estudos da dinâmica podem possibilitar o entendimento dos processos por meio dos quais ocorrem as mudanças, em níveis de espécies e para a floresta como um todo (FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010).

Segundo Sanquetta (2008) a realização de estudos detalhados sobre a estrutura e dinâmica de florestas naturais é fundamental para assegurar a sua conservação e manejo adequado, mas, ao mesmo tempo, é uma tarefa difícil, que envolve dedicação e observações de longo prazo, tendo em vista a complexidade, heterogeneidade e lentidão dos processos dinâmicos desses ecossistemas.

Vários trabalhos já foram desenvolvidos com intuito de contribuir para a geração de informações sobre a estrutura e dinâmica em remanescentes de Floresta Ombrófila Mista. Dentre eles, podem citar-se os estudos desenvolvidos por Longhi (1980), Mello e Leite (1983), Durigan (1999), Pizzato (1999), Nascimento *et al.* (2001), Schaaf (2001), Barth Filho (2002), Puchalski *et al.* (2006), Rivera (2007), Durigan (1999) e mais recentemente Dalla Lana (2013).

Contudo, estudos ainda mais específicos devem ser elaborados dentro dessa temática, buscando a compreensão da dinâmica de espécies ou grupos de espécies associada aos aspectos climáticos, edáficos, fenológicos entre outros, para que as respostas acerca da dinâmica florestal sejam mais precisas e específicas.

1.3.2.1 Crescimento

O crescimento de uma árvore ou de um povoamento é o fenômeno mais importante dentro de uma floresta (SCOLFORO, 2006), visto que a análise de sua dinâmica pode refletir o comportamento do indivíduo ou fragmento ao longo do tempo.

Segundo Vanclay (1994) e Prodan *et al.* (1997), entende-se por crescimento o aumento de dimensões de um ou mais indivíduos em uma floresta por um determinado período de tempo. Tais dimensões podem ser: o diâmetro, a altura, o volume, a biomassa, a área basal, dentre outras. Já o incremento refere-se ao aumento de um elemento dendrométrico (diâmetro, altura, volume ou peso) dentro de um intervalo de tempo (SCHNEIDER, 2009).

Em uma visão fisiológica, o crescimento é definido pelo alongamento do tronco resultante das atividades do meristema primário e pelo engrossamento das raízes, fustes e galhos, cuja função é do meristema secundário e do câmbio de cada árvore (HUSCH *et al.*, 1982; SCOLFORO, 2006). Tal fenômeno ocorre por meio do processo de fotossíntese, a partir do qual o CO₂ é absorvido e convertido em compostos orgânicos que constituirão a biomassa, cujo incremento, ao longo do ciclo de vida das plantas, gera o crescimento (LANDSBERG e GOWER, 1997).

De acordo com Husch *et al.* (1982), o crescimento pode ser influenciado pelas características da espécie interagindo com o ambiente. Para Prodan *et al.* (1997), as influências ambientais incluem fatores climáticos (temperatura, vento, precipitação e insolação), fatores pedológicos (características físicas e químicas, umidade e microrganismos), características topográficas (inclinação, elevação e aspecto) e competição (influência de outras árvores, sub-bosque e animais), sendo que a soma destes fatores exprime o conceito de qualidade de sítio.

Embora existam muitos fatores que podem afetar o crescimento, como os descritos anteriormente, variáveis como a profundidade do solo e disponibilidade de nutrientes são consideradas preponderantes, visto que restringem os processos fisiológicos que resultam no incremento das dimensões das árvores (DITZER *et al.*, 2000; CURT *et al.*, 2001). Dessa forma, tais variáveis de solo devem ser levadas em conta em estudos sobre dinâmica florestal.

Em uma floresta natural a análise do crescimento é comumente avaliada por meio do incremento em diâmetro ou em área basal de cada árvore, de um conjunto de árvores da mesma espécie e também de toda a floresta, determinada por duas ou mais medições sucessivas, uma no início do período de crescimento e outra no final (VANCLAY, 1994).

Existem algumas formas de se avaliar o incremento de um determinado fragmento segundo Schneider (2004):

- Incremento Corrente Anual (ICA): utilizado quando se deseja avaliar o incremento anualmente, e é obtido pela subtração do valor da variável considerada no final do ano pelo seu valor no início do ano correspondente.
- Incremento Periódico Anual (IPA): utilizado quando se deseja considerar o crescimento médio anual por um período de “n” anos, é obtido a partir da diferença entre os valores final e inicial da variável, dividido pelo período.

Contudo, os cálculos de incrementos podem apresentar valores negativos, e essa ocorrência pode demonstrar possíveis erros de medição, além de fatores internos/externos como queda de casca, fogo, raio, ataque de patógenos, posição sociológica, processo de senilidade (morte), entre outros (PIZATTO, 1999). Estes valores negativos podem ser considerados nos resultados de estudos da dinâmica de crescimento, embora esta decisão deva ser especificada pelo autor.

1.3.2.2 Recrutamento

O recrutamento pode ser definido, de uma forma geral, como a admissão de um novo indivíduo em uma determinada população ou comunidade. No que diz respeito aos fragmentos florestais, o recrutamento refere-se ao número de novas árvores que atingiram e/ou ultrapassaram um tamanho mínimo (diâmetro a altura do peito) mensurável estipulado no inventário (REZENDE, 2002).

Os termos recrutamento e ingresso são comumente utilizados como sinônimos, contudo não são. Deve-se ressaltar que na regeneração se considera que as novas árvores são adicionadas à população por meio da germinação de sementes, chamado de ingresso (ALDER e SYNNOTT, 1992), diferentemente do

recrutamento que leva em conta um diâmetro mínimo para que o indivíduo seja contabilizado na população (VANCLAY, 1994).

Para o recrutamento, existe a dificuldade de obtenção de dados para populações de plantas com diâmetro a altura do peito (dap) inferior a 10 cm, o qual parece ser um limite adotado que combina menor custo e melhor acuidade para ajuste dos modelos e estudos com a dinâmica florestal. Nesse caso, a modelagem abrange somente as árvores maiores, não incluindo as fases de plântulas, mudas e arvoretas. Isso define os modelos de recrutamento e os de regeneração (ROSSI *et al.*, 2007).

Diferentemente do crescimento, que é um processo contínuo, o recrutamento, assim como a mortalidade, é um processo inconstante, ocorrendo apenas uma vez ao longo do ciclo de vida do indivíduo. Segundo Kohyama e Takada (1998), as taxas de recrutamento são obtidas apenas pela contagem de árvores que apresentaram diâmetro menor que o estipulado no primeiro momento da medição, e que entraram nesse tamanho em uma segunda medição. Desta forma, esse evento precisa ser medido ao longo de espaços temporais amplos, para que permitam estimativas confiáveis de suas taxas (PRIOR *et al.*, 2009).

1.3.2.3 Mortalidade

A mortalidade refere-se ao número de árvores que foram mensuradas inicialmente, que não foram cortadas, e morreram durante o período de crescimento, por causas diversas do ambiente (SANQUETTA, 1996). Em florestas naturais, as árvores morrem continuamente, fato que é comprovado pela típica distribuição diamétrica em J-invertido indicando que apenas uma pequena fração da regeneração (0-10 cm de dap) sobreviverá até atingir dimensões satisfatórias (ALDER e SYNNOTT, 1992).

A mortalidade pode ser causada por diversos fatores, como: idade ou senilidade; competição e supressão; doenças ou pragas; condições climáticas; fogos silvestres e por anelamento e envenenamento, injúrias, corte ou abate da árvore (SANQUETTA, 1996). Em florestas tropicais, o padrão de mortalidade natural no tempo e no espaço também está fortemente relacionado à máxima longevidade das

árvores, distribuição em classes de tamanho, abundância relativa das espécies, tamanho e número de aberturas no dossel da floresta (CARVALHO, 1997).

Para Vanclay (1994), a mortalidade das árvores pode ser classificada em dois tipos, mortalidade regular, que inclui todas as formas de mortalidade que são esperadas ocorrer, normalmente causadas por condições da naturais e do ambiente, e a mortalidade por catástrofes ou irregular, que inclui as outras formas de mortalidade catastróficas.

Conforme Sanquetta (1996), a contabilização da mortalidade refere-se ao número de árvores que foi mensurada inicialmente, que não foram cortadas e morreram durante o período de avaliação. As taxas de mortalidade são geralmente expressas de forma relativa, dividindo-se o número de árvores mortas ao longo do período de avaliação pelo número de árvores vivas no início, podendo ser calculadas para cada espécie e classes diamétricas, permitindo comparações entre taxas de mortalidade de diferentes fragmentos e formações florestais (PARKER *et al.*, 1985).

1.3.3 Solos em Ambientes Florestais

Em uma definição geral, Mello *et al.* (1983) descreve que o solo é um produto da interação dos chamados fatores de formação, que podem ser definidos como o material de origem, clima, relevo, organismos e tempo. O resultado da ação de tais fatores é o aparecimento gradual de uma sequência de camadas, cada uma com diferente coloração, teor de argila e areia, estrutura, quantidade de matéria orgânica e de nutrientes disponíveis.

No que tange ao setor florestal, o solo consiste a base para o desenvolvimento das plantas, pois fornece suporte físico, químico e biológico para o crescimento de comunidades vegetais (CALIMAN, 2011). De acordo com Junior (2011), o solo é resultante da interação entre fatores (material, clima, relevo, organismos e tempo) e processos pedogenéticos (adição, remoção, transformação e transporte) e, além disso, constitui-se em um importante compartimento de onde são retirados os nutrientes necessários à sobrevivência das plantas (CALIMAN, 2011).

O solo também desempenha importantes funções relacionadas à manutenção dos índices de produtividade, de forma a influenciar diretamente na regeneração e estabelecimento da vegetação, especialmente das florestas, e no seu consequente desenvolvimento (HOPPE e SCHUMACHER, 1999). Desse modo, o entendimento de suas propriedades e mecanismos é fundamental para se alcançar a eficiência esperada das práticas de manejo e a sustentabilidade de um sistema florestal, seja esse direcionado à obtenção de produtos ou à conservação dos recursos naturais (ROVEDDER *et al.*, 2013).

A diversidade de espécies e estrutura complexa das florestas tropicais úmidas remete à ideia de que ocupam solos bastante férteis. No entanto, estão estabelecidas em solos de baixa fertilidade, o que pode ser atribuído às altas taxas de precipitação e temperaturas, catalisadores do intemperismo, a que estão sujeitas estas regiões (FOURNIER, 1978). Essa vulnerabilidade do solo sob florestas complexas tem sua manutenção dependente dos ciclos geoquímico, bioquímico e biogeoquímico.

O ciclo geoquímico caracteriza-se pelas entradas e saídas de elementos minerais entre o ecossistema e os componentes externos. As principais fontes de entrada de nutrientes no ecossistema florestal são: chuva, a poeira, o intemperismo das rochas e a aplicação de fertilizantes e resíduos orgânicos urbanos ou agroindustriais. As perdas mais relevantes de nutrientes, neste ciclo, são pelos processos de erosão e lixiviação, queima, desnitrificação e colheita florestal (POGGIANI e SCHUMACHER, 2000). O ciclo biogeoquímico envolve os processos de transferência de nutrientes entre o sistema solo-planta, inicia-se com o processo de absorção de nutrientes e conclui com o seu retorno ao solo, depois da deposição e decomposição de resíduos orgânicos e da lavagem desses nutrientes dos diversos compartimentos da planta (REIS e BARROS, 1990). Por fim, o ciclo bioquímico refere-se à translocação de nutrientes dentro da planta, ou seja, de tecidos velhos para tecidos novos, e sua importância é relacionada com a mobilidade dos nutrientes dentro da planta (MENGEL e KIRKBY, 1982).

Os nutrientes no processo de ciclagem passam do meio biótico para o abiótico e vice-versa, sendo esse processo denominado de equilíbrio dinâmico (SELLE, 2007). Esse processo parece ser uma estratégia eficiente para tornar a floresta independente das reservas do solo e permitir um crescimento significativo em solos de baixa fertilidade (NILSSO *et al.*, 1995).

O comportamento das plantas em geral, pertencentes à vegetação natural ou em plantios, depende de vários fatores diretos, ligados à qualidade do ambiente, e também de fatores indiretos (solo, vegetação, clima) (RESENDE *et al.*, 1988). O efeito dos nutrientes minerais no crescimento das plantas é geralmente compreendido com base na função desses elementos nos mecanismos metabólicos. Entretanto, a nutrição mineral também pode ser responsável por influências secundárias sobre o crescimento, causando mudanças nos padrões de desenvolvimento, morfologia e anatomia da planta e, particularmente, sobre a composição química dos vegetais, além de contribuir para o aumento ou redução da capacidade de resistência e tolerância das plantas a doenças e outros distúrbios (MARSCHNER, 1995). Esses efeitos do estado nutricional das plantas exercem, portanto, influência direta sobre as comunidades vegetais, afetando seus processos dinâmicos ao longo do tempo.

Conforme Vale *et al.* (1994), a divisão clássica que se conhece classifica os nutrientes que ocorrem em teores mais elevados nas plantas, como macronutrientes (nitrogênio, fósforo, potássio, cálcio, magnésio e enxofre). Por sua vez, os elementos essenciais exigidos em menor quantidade são denominados micronutrientes (ferro, zinco, manganês, cobre, molibdênio, boro e cloro). Segundo Souza *et al.* (2008), existem características químicas indesejáveis para espécies vegetais, sendo elas a elevada acidez, altos teores de alumínio trocável e baixa disponibilidade de nutrientes como Ca, Mg e P, capazes de limitar ou impedir o desenvolvimento florestal na área.

Para o setor florestal, o aumento do entendimento sobre solos florestais e suas especificidades é fundamental, tanto no que diz respeito à conservação de seus recursos naturais, quanto à manutenção e aumento de seus altos índices de produtividade florestal (ROVEDDER *et al.*, 2013). A partir dos anos 90, o interesse no estudo sobre a qualidade do solo aumentou consideravelmente, o que se comprova com o crescente número de trabalhos indexados em periódicos nacionais e internacionais acerca da qualidade do solo (KARLEN *et al.*, 1997; DORAN e PARKIN, 1994).

Contudo, embora já exista a iniciativa da criação de bancos de dados de solos no Brasil (BENEDETTI *et al.*, 2008), pouco se sabe sobre como as formações vegetais nativas se distribuem em relação à fertilidade natural de solos do Brasil. Esta raridade de trabalhos sobre a dinâmica de nutrientes em florestas naturais pode

estar relacionada à dificuldade na coleta de dados, devido a complexidade ambiental dessas formações, custos elevados para a realização de estudos, grande número de pessoas necessárias ao desenvolvimento dos trabalhos e falta de metodologia adequada (CALDEIRA *et al.*, 2007). Dessa forma, estudos relacionados a essa temática têm muito a contribuir para a comunidade científica, no que diz respeito à dinâmica de florestas, considerando a vegetação e o solo como setores interligados.

1.3.4 Análise Multivariada

Em muitas áreas da pesquisa, é imprescindível a existência de múltiplas variáveis na análise de dados. Para essa condição, os métodos univariados apresentam limitações, já que a característica estudada é interpretada isoladamente, não considerando a correlação com os demais atributos presentes. Logo, a necessidade de análise multivariada surge toda vez que o pesquisador tem vários atributos a serem analisados e necessita estudar simultaneamente suas relações (GAUCH JR., 1982; GELSOMINO *et al.*, 2006; MARIANI *et al.*, 2006).

A estatística multivariada consiste em um conjunto de métodos estatísticos utilizados em situações nas quais variáveis são medidas simultaneamente, em cada elemento amostral (MINGOTI, 2005). Para Amaral Júnior (1999), o termo análise multivariada se refere à análise conjunta de diversas características simultaneamente. Em outras palavras, a análise multivariada se constitui em um conjunto de técnicas analíticas que permitem o trato das características em conjunto, possibilitando integrar as múltiplas informações extraídas das avaliações amostrais, de forma a ser considerada como uma análise unificadora.

De igual forma, os métodos multivariados podem ser definidos como um conjunto de procedimentos para analisar a associação entre dois ou mais conjuntos de medidas que foram feitas em cada objeto em uma ou mais amostras. Caso apenas dois conjuntos de medidas estejam envolvidos, os dados são referidos como bivariados (LATTIN, 2011). Essas técnicas multivariadas permitem ainda que se faça uma redução na dimensão de análises com múltiplas respostas com o objetivo de simplificar o seu entendimento, a sua visualização e interpretação, e ainda obter

detalhes suficientes para uma adequada representação desses resultados (MINGOTI, 2005).

Os métodos multivariados são escolhidos de acordo com os objetivos da pesquisa, pois sabe-se que a análise multivariada é uma análise exploratória de dados, prestando-se a testar hipóteses (HAIR *et al.*, 2005). Desse modo, o uso de técnicas estatísticas multivariadas é justificado quando os objetivos da investigação científica se ajustam a: redução ou simplificação estrutural dos dados, agrupamento e classificação de objetos, investigação da dependência entre variáveis, predição e construção de testes de hipóteses (MINGOTI, 2005).

Segundo Fidalski *et al.* (2007) os estudos que tem por objetivo analisar as interações entre solo-floresta, de modo geral, apresentam inúmeras variáveis, as quais são descritas por meio de análises estatísticas univariadas, que possivelmente comprometem as interpretações e as conclusões desses, por não ser explorada a existência da dependência entre as variáveis analisadas. A interação desses atributos pode ser estudada pelos métodos estatísticos multivariados, que permitem o agrupamento das populações com características similares e permitem a obtenção de um melhor entendimento do fenômeno estudado.

Além disso, dados com a temática de estudo em fenômenos do ambiente, tendem a apresentar multicolinearidade entre suas variáveis. Multicolinearidade trata-se da extensão em que uma variável pode ser explicada pelas outras variáveis na análise. E à medida que a multicolinearidade aumenta, fica mais complicada a interpretação da variável estatística, uma vez que se torna mais difícil verificar o efeito de qualquer variável, devido as suas inter-relações (HAIR *et al.*, 2005). Contudo, essa problemática pode ser resolvida através do emprego de algumas técnicas da análise multivariada.

As técnicas multivariadas são divididas basicamente em dois grupos: o primeiro é constituído pelas técnicas exploratórias de simplificação da estrutura de variabilidade dos dados, as quais consistem na análise de componentes principais, análise fatorial, análise de correlações canônicas, análise de agrupamento, análise discriminante e análise de correspondência. E o segundo, constituído pelas técnicas de inferência estatística, no qual encontram-se os métodos de estimação de parâmetros, testes de hipóteses, análise de variância, de covariância e de regressão (MINGOTI, 2005).

1.3.4.1 Análise de Componentes Principais

No contexto do presente estudo, destaca-se o método da análise dos componentes principais. Conhecida também como PCA, foi introduzida por Karl Pearson no ano de 1901, e seu principal objetivo é explicar a estrutura de variância e de covariância de um vetor aleatório, composto de p -variáveis aleatórias, através da construção de combinações lineares das variáveis originais (MINGOTI, 2005).

Em outras palavras, a análise dos componentes principais é um método que pode ser usado para reduzir a dimensionalidade dos dados multivariados. Ela permite que o pesquisador organize os dados (fazendo combinações lineares das variáveis originais) para que as primeiras poucas variáveis novas resultantes (chamados componentes principais) respondam por tantas informações disponíveis quanto possível (LATTIN, 2011). Essa técnica ainda possui a propriedade de cada componente não estar correlacionando com todos os outros, o que tem a vantagem de eliminar a multicolinearidade entre as variáveis (LATTIN, 2011).

Deve-se ressaltar também que neste estudo assume-se que os dados sob análise são altamente correlacionados para justificar o uso dos componentes principais na redução das dimensões. Entretanto, no caso de se utilizar variáveis independentes umas das outras, a técnica dos componentes principais podem não ser apropriados (LATTIN, 2011).

Para a determinação das componentes principais, é necessário calcular a matriz de variância-covariância, ou a matriz de correlação (R), encontrar os autovalores e os autovetores e, por fim, escrever as combinações lineares, que serão as novas variáveis, denominadas de componentes principais (REGAZZI, 2001). Depois de obtidos, decide-se pelo número total de componentes que melhor explicarão o conjunto de variáveis originais, através de um ranqueamento.

Esse ranqueamento segue o critério sugerido por KAISER (1960), que consiste em incluir somente aqueles componentes cujos valores próprios sejam superiores a 1. Este critério tende a incluir poucas componentes quando o número de variáveis originais é inferior a 20 e, em geral, utilizam-se aqueles componentes que conseguem sintetizar uma variância acumulada em torno de 70%.

Muitos estudos já foram desenvolvidos, empregando essa técnica como, por exemplo, na avaliação de atributos dos solos, como o trabalho de Valladares (2008),

que empregou a análise dos componentes principais no agrupamento de perfis de solos quanto às suas semelhanças, com base em atributos morfológicos, físicos, químicos e do ambiente de ocorrência. Entretanto, ainda existem várias considerações a serem feitas quanto ao emprego dessa técnica multivariada em florestas nativas, sobretudo em Floresta Ombrófila Mista, considerando questões edáficas e estruturais do fragmento.

1.4 MATERIAL E MÉTODOS

1.4.1 Descrição da área de estudo

O estudo foi realizado na Estação Experimental Rudi Arno Seitz pertencente à Universidade Federal do Paraná (UFPR), anteriormente chamada de Estação Experimental de São João do Triunfo. Localizada no município de São João do Triunfo no estado do Paraná, detém uma área total de aproximadamente 32 ha. Suas coordenadas geográficas são de 25° 34' 18" S e 50° 05' 56" W e possui altitude de 780 m (PIZATTO, 1999), conforme a FIGURA 1.

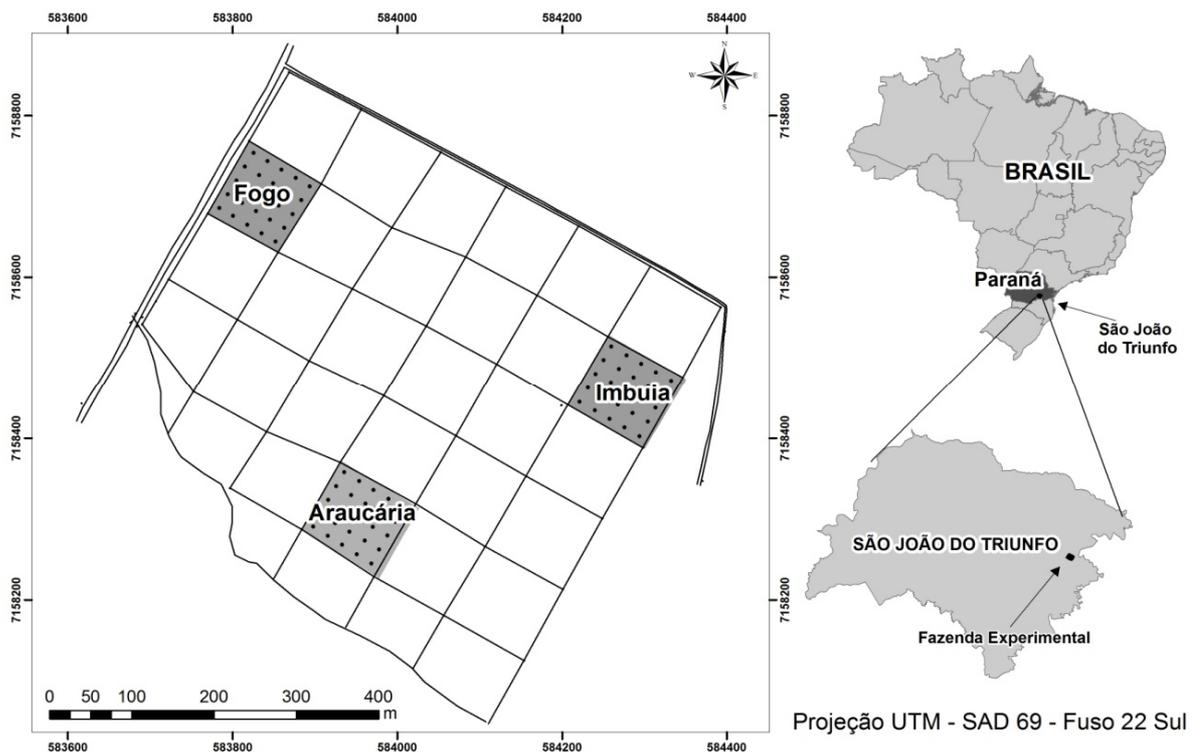


FIGURA 1 - LOCALIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO E DISTRIBUIÇÃO DAS PARCELAS ESTUDADAS.

FONTE: O autor (2015)

De acordo com a Classificação Climática de Köppen, o clima da região é do tipo Cfb, temperado sempre úmido, com a temperatura média anual oscilando entre 17 e 18 °C. A umidade relativa anual varia de 75 a 85% e a precipitação anual média varia de 1.400 a 1.600 mm. A média do trimestre mais chuvoso (Dezembro, Janeiro

e Fevereiro) fica em torno de 400 a 500 mm e a do trimestre mais seco (Junho, Julho e Agosto) é de 250 a 350 mm (IAPAR, 2012).

A composição dos solos dessa região são associações de Argissolos Vermelho-Amarelo, Cambissolos Háplicos Tb e Latossolos Vermelhos, ambos Distróficos, segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 2006). Segundo um estudo mais detalhado, Durigan (1999) afirma que o solo predominante no fragmento é o Latossolo, com caráter álico e distrófico no horizonte superficial (A) e caráter álico no horizonte subsuperficial (B) - baixa fertilidade natural.

Quanto à vegetação, trata-se de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista ou também chamada de Floresta com Araucária. Essa tipologia florestal é caracterizada pela associação da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, com outros grupos diferenciados de espécies em sua composição florística.

São consideradas espécies importantes da Floresta Ombrófila Mista, além da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, a *Ocotea porosa* (Nees & C.Mart.) Barroso. e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil. Destacam-se também algumas espécies que se associam à Araucária, como: as canelas (dos gêneros *Nectandra* e *Ocotea*), Leguminosas (dos gêneros *Dalbergia* e *Machaerium*), Meliáceas, principalmente *Cedrela fissilis* Vell., Mirtáceas, *Campomanesia xanthocarpa* O. Berg., *Podocarpus lambertii* Klotz. e *Syagrus romanzoffiana* (Cham.) Glassman (MAACK, 1968).

Longhi (1980) em estudos na área do presente trabalho, ressalta que entre as espécies encontradas, 7 delas: *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntz, *Ilex dumosa* Reissek, *Matayba elaeagnoides* Radlk., *Capsicodendron dinisii* (Schwanke) Occhioni, *Nectandra grandiflora* Nees, *Ocotea porosa* (Nees) Barroso, e *Campomanesia xanthocarpa* O. Berg, são comuns em toda a área da floresta, sendo, portanto, as espécies que mais caracterizam a associação florestal em questão.

1.4.2 Histórico e descrição das parcelas

A Estação Experimental de São João do Triunfo, faz parte do Programa de Pesquisas Ecológicas de Longa Duração – PELD Sítio 9, financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq e instituído em todos os principais Biomas Brasileiros (SEELIGER *et al.*, 2002), e tem sua área inventariada continuamente desde o ano de 1995.

A área de São João do Triunfo apresenta uma grande quantidade de trabalhos desenvolvidos, sendo o trabalho de Longhi (1980) o pioneiro na caracterização da vegetação arbórea da região. Contudo, podem ser citados outros trabalhos realizados posteriormente na mesma área, como Durigan (1999), Pizzato (1999), Schaaf (2001), e mais recentemente Dalla Lana (2012), os quais, dentre outros, trataram sobre assuntos de dinâmica florestal.

Longhi (1980) descreveu que a vegetação da área de estudo tem como predominância a presença do pinheiro-brasileiro (*Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze.) e algumas espécies folhosas como a imbuia (*Ocotea porosa* (Mez.) L. Barroso), erva-mate (*Ilex paraguariensis* St. Hil), canelas (Lauraceae), alguns membros da família Myrtaceae, entre outras. Segundo o mesmo autor, essa floresta sofreu, no passado, algumas intervenções, porém ainda mantém em sua estrutura sinais de sua composição original.

Em função da variação nos elementos fisionômicos da vegetação, como, por exemplo, a diferença florística perceptível com a predominância de agrupamentos de determinadas espécies bem definidos, foram instaladas parcelas nesta área de estudo. O tamanho dessas parcelas foi baseado em orientações feitas por Lamprecht (1964), Finol (1975), Longhi (1980), Alder (1980), Whitmore (1989), Alder e Synnott (1992), Sanquetta (1994), Vanclay (1994) e Coraiola (1997), os quais recomendam parcelas grandes para fins de levantamentos estruturais e avaliações dos processos dinâmicos em florestas naturais.

Outra descrição relacionada principalmente às diferenças florísticas entre as parcelas foi citada por Dalla Lana (2013), na qual afirma que Corte e Sanquetta (1996), com base em fotografias aéreas de pequeno formato (35 mm), classificaram a vegetação do local por meio da caracterização do dossel em três distintas situações: área com predominância de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze no

dossel (referente a parcela Araucária), área com predominância de espécies folhosas no dossel (referente a parcela Imbuia) e uma área mista com *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze e espécies folhosas no dossel (referente a parcela Fogo).

Dentre as parcelas instituídas, três dessas denominadas de Araucária, Fogo e Imbuia possuem uma área de 1 ha cada, de forma quadrada (100 x 100 m). Essas têm sido estudadas com frequência por diversos autores e temáticas de pesquisa, de modo que foram selecionadas para este trabalho, tendo em vista a continuação das pesquisas anteriormente realizadas.

Segundo Pizatto (1999) essas três parcelas foram escolhidas em seu estudo, e de outros também, em função de uma aparente diferença em termos de estágio sucessional. Dessa forma, propôs-se uma descrição das parcelas englobando as condições florísticas, de sítio e topografia:

- Parcela Araucária: possui predominância de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze no dossel acompanhada no estrato inferior por espécies arbóreas como *Nectandra grandiflora* (Lauraceae), *Ilex paraguariensis* (Aquifoliaceae) e gêneros de outras famílias como Myrtaceae, Lauraceae, Asteraceae entre outros (PIZATTO, 1999). O solo da parcela foi classificado por Durigan (1999) como Cambissolo pouco profundo Ta Álico A, proeminente textura argilosa, relevo suave ondulado (conforme classificação antiga de solos).
- Parcela Fogo: esta parcela também se apresenta dominada pela *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, mas existem informações de que no passado essa área foi atingida por um incêndio (PIZATTO, 1999). O solo dessa parcela é classificado como Solo Litólico contato litoide Ta Álico A moderado, textura muito argilosa, relevo ondulado (conforme classificação antiga de solos) (DURIGAN, 1999).
- Parcela Imbuia: dominada por espécies folhosas de grande porte, principalmente *Ocotea porosa* (Nees & C.Mart.) Barroso. Essa área possivelmente sofreu exploração seletiva no passado, restando atualmente indivíduos com diâmetros elevados (PIZATTO, 1999). Os solos apresentam-se nesta parcela como sendo Associação Latossolo Vermelho-Escuro Álico Epidistrófico textura muito argilosa + Podzólico Vermelho-Amarelo Tb câmbico textura argilosa/muito argilosa e Podzólico Vermelho-Amarelo Ta textura média/argilosa ambos Álico A moderado relevo ondulado (conforme classificação antiga de solos) (DURIGAN, 1999).

1.4.3 Análise da dinâmica florestal

1.4.3.1 Obtenção de dados

O método de amostragem utilizado para o inventário florestal neste fragmento florestal foi o de área fixa, com as dimensões de 100 x 100 metros, totalizando 10.000 m² (1 ha), por parcela estudada (Figura 2). Cada parcela foi dividida em 25 sub-parcelas com dimensões de 20 x 20m (400 m²) e delimitadas com canos de PVC (Poli Cloreto de Vinila).

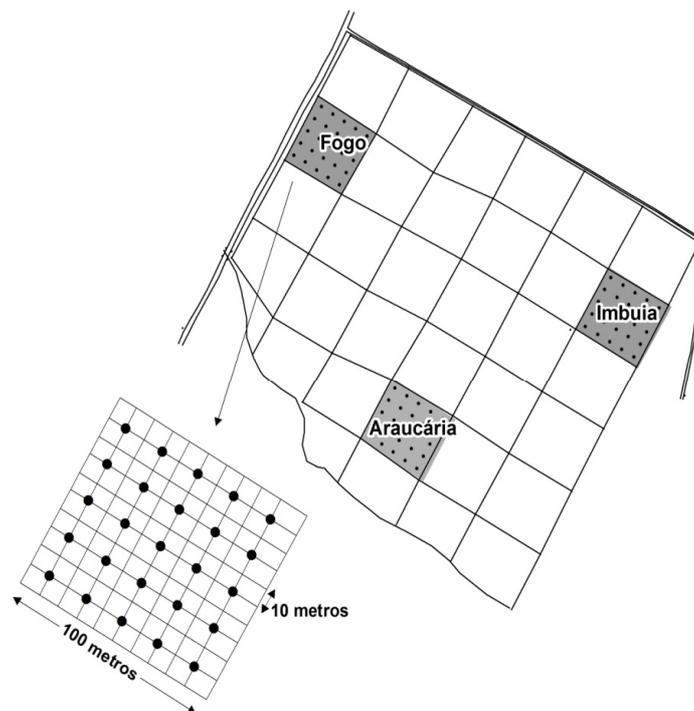


FIGURA 2 - LOCALIZAÇÃO DAS PARCELAS E SUB-PARCELAS DA ÁREA DE ESTUDO.
FONTE: O autor (2015)

A coleta de dados da parcela visou mensurar os atributos dendrométricos e florísticos do fragmento, por meio de um inventário contínuo da área, utilizando uma base de dados referente aos anos de 2009 a 2013. As três parcelas permanentes foram medidas anualmente, sempre no mês de julho, totalizando 4 períodos de medição.

A variável dendrométrica mensurada nos inventários foi a circunferência à altura do peito (cap - 1,3 m de altura do solo), com auxílio de uma fita métrica. Todos os indivíduos com cap $\geq 31,4$ cm, ou seja, dap ≥ 10 cm foram numerados com etiquetas e pintados na altura de medição, como forma de facilitar a atualização do banco de dados.

Os indivíduos encontrados foram identificados em nível de espécie e família botânica. Contudo, para as espécies que por ventura não foram identificadas em campo, tiveram o seu material comparado ao acervo do EFC – Herbário do Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, por meio de exsicatas.

Nas remedições em cada ano, foram sendo inseridas no banco de dados, as árvores recrutadas, ou seja, as que atingiram o diâmetro mínimo estipulado, e também foram registradas as árvores mortas e caídas.

1.4.3.2 Aspectos dendrométricos

Por meio dos valores de diâmetro obtidos para cada indivíduo nas parcelas de estudo, foi possível obter as variáveis estruturais dendrométricas, sendo elas: altura (total, média e dominante), área basal, volume e incrementos médios e periódicos.

Para o cálculo da altura, aplicou-se um modelo matemático que expressa a relação hipsométrica descrito por Pizatto (1999), conforme o modelo (1):

$$ht = (\beta_0 + \beta_1 \text{dap} + \beta_2 \text{dap}^2) / \text{dap} \quad (1)$$

Em que:

ht = altura total da árvore, em metros;

dap = diâmetro a 1,30 metro do solo;

β_0 , β_1 e β_2 = coeficientes do modelo apresentados na Tabela 1.

A partir da altura calculada, pode-se estimar o volume por indivíduo, na qual empregou-se funções de afilamento polinomiais de 5º grau, ajustado também por Pizatto (1999), e apresentado por Sanquetta *et al.* (2010), conforme o modelo (2):

$$di / dap = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{hi}{ht} \right) + \beta_2 \left(\frac{hi}{ht} \right)^2 + \beta_3 \left(\frac{hi}{ht} \right)^3 + \beta_4 \left(\frac{hi}{ht} \right)^4 + \beta_5 \left(\frac{hi}{ht} \right)^5 \quad (2)$$

Em que:

di = diâmetro da árvore a uma dada altura ou comprimento de tora (cm);

dap = diâmetro a 1,30 m do solo;

hi = altura parcial do fuste ou comprimento de tora (m);

ht = altura total da árvore (m).

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ e β_5 = coeficientes do modelo apresentados na Tabela 1.

Desta forma a expressão fica reduzida para (3):

$$\hat{Y} = \beta_0 + \beta_1 x^1 + \beta_2 x^2 + \beta_3 x^3 + \beta_4 x^4 + \beta_5 x^5 \quad (3)$$

Em que:

$\hat{Y} = di/dap$;

$x = hi/ht$;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ = coeficientes do modelo apresentados na Tabela 1.

Para ambos os modelos, foram utilizados os coeficientes ajustados diferenciados, sendo prezada separadamente a altura e volume da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze das demais espécies arbóreas (Tabela 1). Conforme Pizatto (1999), as coníferas comparativamente às folhosas em geral, possuem um comportamento diferenciado quanto à sua altura, motivo que trouxe a necessidade de coeficientes diferenciados para o Pinheiro do Paraná nos modelos hipsométrico e volumétrico.

TABELA 1 - COEFICIENTES AJUSTADOS PARA O MODELO HIPSONÉTRICO E VOLUMÉTRICO.

Coeficientes	Hipsométrico		Volumétrico	
	Coníferas	Folhosas	Coníferas	Folhosas
β_0	-56,2432	-79,8530	1,2176	1,2000
β_1	17,5759	20,0058	-3,8008	-1,5093
β_2	0,1127	0,1134	17,3673	3,1739
β_3			-44,6880	0,5433
β_4			54,5590	-8,9023
β_5			-24,7000	4,8832

FONTE: PIZATTO (1999)

Com base nesses cálculos, foi realizada a análise da série histórica de medições, através dos incrementos médios e periódicos em volume e área basal,

variáveis capazes de expressar o crescimento vegetativo das parcelas ao longo do período estudado.

1.4.3.3 Crescimento, recrutamento e mortalidade

A caracterização da dinâmica do fragmento florestal estudado se deu a partir de três fatores: crescimento, recrutamento e mortalidade. Tais fatores foram analisados por conjunto (composto por 4 sub-parcelas) e posteriormente por parcela estudada, dentro de um período de quatro anos (2009-2013).

A dinâmica do crescimento da floresta foi avaliada pelo incremento periódico anual em diâmetro (IPA dap) e área basal (IPA G), e pelo incremento corrente anual em área basal (ICA G). O IPA dap foi calculado durante o período inventariado por parcela e para a floresta, por meio da equação (4):

$$\text{IPA dap} = (\text{dap 2013} - \text{dap 2009})/4 \quad (4)$$

Em que:

IPA dap = incremento periódico anual em diâmetro observado no período de 2009 a 2013 (cm);

dap 2009 = diâmetro médio observado em 2009 para a parcela e fragmento (cm);

dap 2013 = diâmetro médio observado em 2013 para a parcela e fragmento (cm).

De igual forma, o incremento periódico anual em área basal (IPA G) foi gerado através da equação (5):

$$\text{IPA G} = (\text{G 2013} - \text{G 2009})/4 \quad (5)$$

Em que:

IPA G = Incremento periódico anual em área basal observado no período de 2009 a 2013 ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$);

G 2009 = área basal média observada em 2009 para a parcela e fragmento ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$);

G 2013 = área basal média observada em 2013 para a parcela e fragmento ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$).

O incremento corrente anual em área basal por hectare para a floresta foi calculado considerando todas as espécies descritas nessa área a partir do ano de 2010 até 2013. O primeiro período abrangeu o incremento entre 2009 e 2010 e o último período o incremento entre 2012 e 2013. O ICA G foi calculado pela equação (6), para cada um dos quatro períodos analisados:

$$\text{ICA G} = \text{G final} - \text{G inicial} \quad (6)$$

Em que:

ICA G = incremento corrente anual em área basal ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$);

G final = área basal média observada para o ano final do período, por parcela e fragmento ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$);

G inicial = área basal média observada para o ano inicial do período, por parcela e fragmento ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$).

Ressalta-se que na base de dados não houve incrementos periódicos com valores negativos, visto que os dados foram analisados previa e individualmente, a fim de que valores como esse não ocorressem.

O recrutamento nas parcelas foi determinado pelo número de árvores que alcançaram o valor de dap ≥ 10 cm, no momento da medição anual. A taxa de recrutamento foi calculada pela equação (7):

$$R\% = \frac{R}{N} \cdot 100 \quad (7)$$

Em que:

R% = taxa anual de recrutamento;

R = número de indivíduos recrutados no período de análise;

N = número de árvores vivas no início do período.

A mortalidade nas parcelas foi determinada pelo número de indivíduos encontrados mortos no momento da medição anual. No ano da morte foram contabilizadas as medições dos indivíduos, sendo retirados do banco de dados na medição do ano seguinte. A taxa de mortalidade foi calculada pela equação (8):

$$M\% = \frac{M}{N} \cdot 100 \quad (8)$$

Em que:

M%= taxa anual de mortalidade;

M = número de árvores mortas no período de análise;

N = número de árvores vivas no início do período.

1.4.3.4 Composição Fitossociológica e Florística

O processamento fitossociológico constituiu na avaliação de variáveis estruturais do fragmento, segundo estudos feitos por CURTIS e MCINTOSH (1951), através de cálculos referentes às seguintes variáveis: Densidade absoluta e relativa, Dominância absoluta e relativa, Frequência absoluta e relativa, Índice de importância (IVI) e Índice de diversidade de Shannon-Weaver (H').

1.4.3.4.1 Densidade

Também conhecida como abundância, foi descrita como sendo o número de indivíduos pertencentes a uma determinada espécie. Já a densidade relativa referiu-se à participação em porcentagem de cada espécie, considerando o número total de indivíduos levantados na amostragem igual a 100%, segundo a equação (9):

$$DA_i = \frac{n_i}{A}; DR_i = \frac{DA_i}{DT} \cdot 100; DT = \frac{N}{A} \quad (9)$$

Em que:

DA_i = densidade absoluta da i-ésima espécie, em ind.ha⁻¹;

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

N = número total de indivíduos amostrados;

A = área total amostrada, em hectare;

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

DT = densidade total, em ind.ha⁻¹.

1.4.3.4.2 Dominância

Refere-se à soma dos valores da área basal dos indivíduos pertencentes a uma determinada espécie. A dominância relativa trata-se do produto da dominância absoluta pela dominância total em m²/ha, expressa em porcentagem, conforme a equação (10):

$$DoA_i = \frac{AB_i}{A}; DoR_i = \frac{DoA}{DoT} \cdot 100; DoT = \frac{ABT}{A}; ABT = \sum_{i=1}^s AB_i \quad (10)$$

Em que:

DoA_i = dominância absoluta da i-ésima espécie, em m².ha⁻¹;

AB_i = área basal da i-ésima espécie, em m², na área amostrada;

A = área amostrada, em hectare;

DoR_i = dominância relativa (%) da i-ésima espécie;

DoT = dominância total, em m².ha⁻¹ (soma das dominâncias de todas as espécies).

1.4.3.4.3 Frequência

É apresentada como a regularidade da distribuição espacial de cada espécie sobre uma determinada área, ou seja, sua dispersão média. Está baseada no produto da frequência absoluta de cada espécie pela soma total das frequências absolutas de uma determinada unidade amostral, expressa em porcentagem, de acordo com a equação (11):

$$FA_i = \left(\frac{u_i}{u_t} \right) \cdot 100 \text{ e } FR_i = \left(\frac{FA_i}{\sum_{i=1}^p FA_i} \right) \cdot 100 \quad (11)$$

Em que:

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

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

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

u_t = número total de unidades amostrais;
 P = número de espécies amostradas.

1.4.3.4.4 Índice de Valor de Importância (IVI)

Este índice resultante da soma da dominância com a densidade e a frequência, todas relativas, expressando assim o valor de importância de cada espécie em relação à composição estrutural de toda a floresta, conforme a equação (12):

$$IVI_i = DR_i + DoR_i + FR_i \text{ e } IVI_i(\%) = \frac{IVI_i}{3} \quad (12)$$

Em que:

IVI_i = índice de valor de importância;
 DR_i = densidade relativa (%) da i -ésima espécie;
 DoR_i = dominância relativa (%) da i -ésima espécie;
 FR_i = frequência relativa da i -ésima espécie na comunidade vegetal.

1.4.3.4.5 Índice de Diversidade de Shannon-Weaver (H')

Com relação à diversidade do fragmento, Magurran (1988) afirmou que pode ser medida pelo número de espécies, pela descrição da distribuição da abundância relativa das espécies, ou por uma combinação desses dois componentes. Esse indicativo segue o princípio descrito por Rode *et al.*, (2009), quanto mais espécies existirem e mais homogênea for sua distribuição, maior será a diversidade e, portanto, maior o valor do índice. Utilizou-se a equação (13):

$$H' = - \sum \frac{ni}{N} \cdot \ln \frac{ni}{N} \quad (13)$$

Em que:

H' = índice de Shannon-Weaver;
 ni = número de indivíduos amostrados para a espécie i ;
 N = número total de indivíduos amostrados.

Trata-se de um índice, considerado a medida de diversidade mais consagrada, sendo para Wihlm (1972) a equação mais satisfatória dentre as desenvolvidas para diversidade específica e de dominância, em razão de expressar a importância relativa de cada espécie e não somente a proporção entre espécies e indivíduos.

Para o cálculo dos descritores fitossociológicos (Densidade, Dominância, Frequência, Valor de Importância e Índice de Diversidade de Shannon-Weaver), bem como as variáveis dendrométricas, foi utilizado o software FlorExel. Ressalta-se que na apresentação dos resultados referentes aos parâmetros fitossociológicos analisados, optou-se por ordená-los em tabela, criando um *ranking*, somente para as 10 espécies que apresentaram maior valor para cada parâmetro em questão.

1.4.4 Características químicas do solo

1.4.4.1 Obtenção de dados

As coletas foram executadas em conjuntos formados por 4 sub-parcelas cada, sendo 3 amostras simples retiradas por tradagem (trado holandês) diagonalmente na profundidade de 0-20 cm por conjunto, de acordo com os croquis apresentados na FIGURA 3. Essa amostragem simples foi disposta dentro do conjunto de acordo com a seguinte ordem:

- 1º. Amostra próxima ao canto inferior esquerdo;
- 2º. Amostra próxima ao centro;
- 3º. Amostra próxima ao canto superior direito.

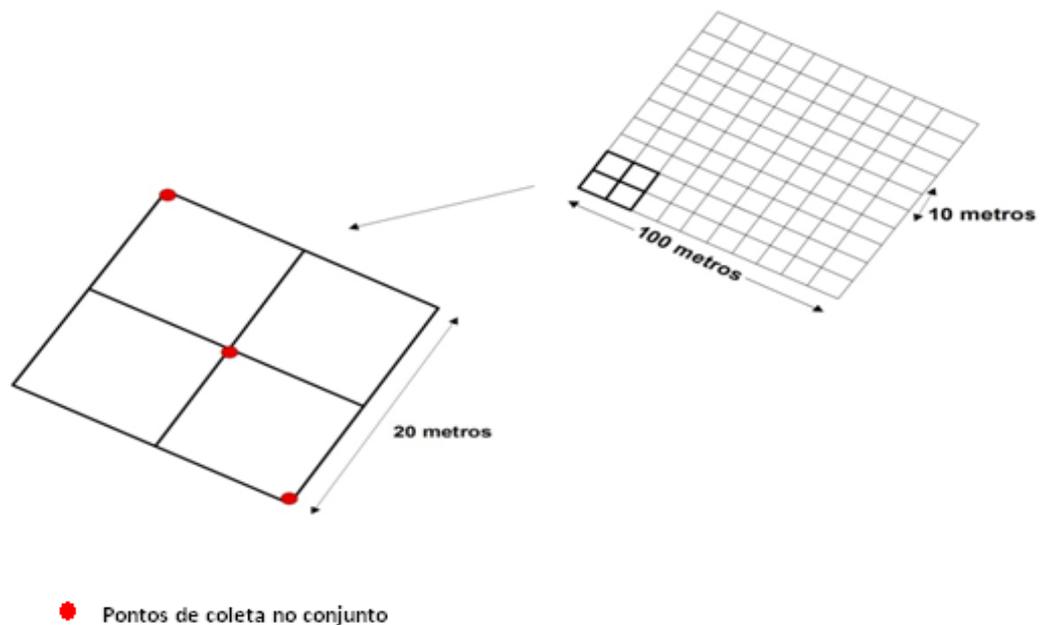


FIGURA 3 - PONTOS DE COLETAS DAS AMOSTRAS DE SOLO NAS PARCELAS DE ESTUDO, LOCALIZADAS EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

Ao retirar as amostras simples, houve a junção delas gerando uma amostra composta por cada conjunto de sub-parcela, ao todo foram obtidas 75 amostras compostas, sendo 25 para cada parcela permanente.

As amostras foram devidamente identificadas através de suas coordenadas geográficas, com o uso de um equipamento de GPS e coletadas no ponto central de cada conjunto de sub-parcelas amostrados.

A fim de que fosse possível analisar quimicamente as amostras passaram por uma preparação para que atendessem aos requisitos solicitados pelos laboratórios (Figura 4). Cada amostra passou pelos seguintes processos:

- Secagem realizada em estufa a 42°C por 1 dia;
- Moagem realizada com o auxílio de maceradores de cerâmica;
- Peneiragem realizada com malha de 2 mm;
- Pesagem realizada com uma balança analítica de precisão, padronizando 200 gramas por amostra;
- Acondicionamento das amostras em sacos plásticos transparentes e devidamente identificados.



FIGURA 4 - SECAGEM, MOAGEM, PESAGEM E ACONDICIONAMENTO DAS AMOSTRAS DE SOLO COLETADAS NAS PARCELAS DE ESTUDO, LOCALIZADAS EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

1.4.4.2 Macro e micronutrientes

Os nutrientes analisados no estudo foram Al ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$), H+Al ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$), Ca ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$), Mg ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$), K ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$), P (ppm), N (%), C ($\text{g}.\text{dm}^{-3}$), Cu ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$), Mn ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$), Fe ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$) e Zn ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$), além do pH em CaCl_2 .

As análises químicas foram efetuadas no Laboratório de Fertilidade do Solo e Biogeoquímica e Nutrição Mineral de Plantas, pertencente ao Departamento de Solos e Engenharia Agrícola (DSEA) da Universidade Federal do Paraná. Os procedimentos utilizados pelo laboratório para a realização das análises químicas de solo, têm como base a metodologia descrita por Pavan *et al.* (1992) para a análise dos macronutrientes e Reed e Martens (1996) para os micronutrientes.

A partir dos resultados obtidos pela análise química das amostras de solo, foram calculados outros parâmetros: Soma de bases (SB), a capacidade de troca de cátions (CTC), saturação por bases (V%) e saturação de alumínio (m%) de acordo com recomendações de Rajj (1983) e Quaggio (1985).

Além desses parâmetros, a percentagem de matéria orgânica (MO) foi calculada multiplicando-se o resultado do carbono orgânico ($\text{g}.\text{dm}^{-3}$) pelo fator de transformação de 1,724. Este fator é utilizado em virtude de se admitir que, na composição média da matéria orgânica do solo, o carbono participa com 58% (EMBRAPA, 1997; PRIMAVESI, 2002).

1.4.5 Análise de influência das variáveis químicas do solo na dinâmica florestal

A análise da influência das variáveis químicas do solo na dinâmica florestal foi realizada por meio da análise multivariada de dados e posterior correlação linear simples.

Primeiramente foi realizada a aplicação da Análise de Componentes Principais (PCA) para o grupo de variáveis químicas do solo e para as variáveis da dinâmica florestal, nas parcelas estudadas. Essa técnica permitiu avaliar o grau de associação de diferentes variáveis e limitar a análise a um menor número de fatores, a qual engloba as variáveis mais representativas quanto à explicação da variabilidade dos dados. Além disso, partiu-se do princípio que os grupos de variáveis abordados possuem multicolinearidade entre seus dados, desse modo, a Análise de Componentes Principais permitiu resolver essa questão, gerando novas variáveis não correlacionadas linearmente entre si (LATTIN, 2011).

A análise dos componentes principais trata-se de um método capaz de reexpressar os dados multivariados. Ela permite a reorientação dos dados para que algumas poucas primeiras dimensões expliquem tantas informações quanto possível, sendo também útil na identificação e compreensão dos padrões de associação entre as variáveis. O primeiro componente, representado por Z_1 , é dado pela combinação linear das variáveis originais $X = [X_1, X_2, \dots, X_p]$ com a maior variância possível (em que a variância é interpretável como as informações contidas nos dados). O segundo componente principal, representado por Z_2 , é dado pela combinação linear de X que explica a maioria das informações (variâncias mais alta) não captada ainda por Z_1 ; isto é, Z_2 é escolhido para não ser correlacionada a Z_1 (LATTIN, 2011).

Posteriormente realizaram-se correlações lineares, já considerando sua significância ($p < 0,05$), primeiramente entre os dois grupos de variáveis estudadas, sem transformações de dados, e depois, entre os componentes principais obtidos para os dados de solo e as variáveis da dinâmica florestal, sem transformação em seus dados, visando à compreensão das relações do componente arbóreo e condições edáficas.

O coeficiente de correlação de Pearson (r) mede o grau da relação linear de duas variáveis, e varia de -1 e +1, sendo o valor zero representativo da ausência de

correlação linear; até 0,3 indica fraca correlação; de 0,3 a 0,7 a correlação é moderada; e forte correlação para valores acima de 0,7 (ANDRIOTTI, 2003). Deste modo, no presente estudo, foram consideradas somente as correlações significativas a 95% de probabilidade ($p < 0,05$) e com valores de r acima de 0,4.

A análise dos componentes principais, bem como as correlações, foi realizada com o auxílio do software Statgraphics.

1.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

1.5.1 Florística e Fitossociologia

Em relação à florística e fitossociologia do fragmento estudado, os resultados foram apresentados por parcela e para o fragmento, e por ano e/ou período analisado.

1.5.1.1 Composição Florística

Parcelas

Para os anos de 2009 e 2013 foram encontradas 723 e 757 ind.ha⁻¹, respectivamente, na parcela Araucária, distribuídos em 45 e 53 espécies. A parcela Fogo apresentou valores semelhantes em número de indivíduos, 756 e 790 para os anos citados, e valores superiores em relação ao número de espécies, sendo 51 e 53, respectivamente. A parcela Imbuia foi a que apresentou menores valores em número de indivíduos, 644 e 654, contudo, foi superior às demais parcelas em número de espécies, resultando em 55 e 56, respectivamente. Em relação ao recrutamento, as parcelas Araucária e Fogo foram iguais em número, com 34 indivíduos, os quais representam 4% do total para o período estudado. Já a parcela Imbuia apresentou 10 ingressantes, número inferior às demais parcelas, representando apenas 1%.

Na distribuição dos indivíduos por famílias, foi adotado um *ranking* com as três mais representativas em densidade para cada parcela estudada. Ressalta-se que as parcelas mantiveram o mesmo *ranking* de famílias nos anos de 2009 e 2013, caracterizando a não alteração da composição de famílias botânicas durante o período.

Na parcela Araucária, foram encontradas 26 famílias, sendo as três mais representativas: Araucariaceae, Lauraceae e Aquifoliaceae, representadas pelas espécies: *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Nectandra grandiflora* Ness & C.

Mart. ex Ness e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil, respectivamente. Considerando a dinâmica na parcela, houve o decréscimo de um indivíduo na família Araucariaceae (234 ind.ha⁻¹ em 2009 e 233 ind.ha⁻¹ em 2013), e acréscimos de 12 indivíduos na família Lauraceae (187 ind.ha⁻¹ em 2009 e 199 ind.ha⁻¹ em 2013) e 7 indivíduos na família Aquifoliaceae (116 ind.ha⁻¹ em 2009 e 123 ind.ha⁻¹ em 2013).

A parcela Imbuia também apresentou 26 famílias, porém diferenciadas da parcela Araucária, sendo elas: Myrtaceae representada pela espécie *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O.Berg; Lauraceae representada pela espécie *Ocotea porosa* (Nees & C.Mart.) Barroso; e Sapindaceae representada pela espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk. Na dinâmica dessa parcela, observou-se o acréscimo de 21 indivíduos na família Myrtaceae, o decréscimo de 13 indivíduos na família Lauraceae e a família Sapindaceae manteve-se com 73 indivíduos.

Para a parcela Fogo foram encontradas 24 famílias no primeiro e último ano de estudo, com o decréscimo de uma família nos anos de 2011 e 2012. As famílias mais representativas dessa parcela foram: Lauraceae; Araucariaceae; e Myrtaceae, representadas pelas respectivas espécies *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness, *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze e *Myrcia palustris* DC.

Entre os anos estudados, ocorreu o acréscimo de 21 indivíduos na família Lauraceae (193 ind.ha⁻¹ em 2009 e 214 ind.ha⁻¹ em 2013) e o decréscimo de 1 e 3 indivíduos nas famílias Araucariaceae (145 ind.ha⁻¹ em 2009 e 144 ind.ha⁻¹ em 2013) e Myrtaceae (117 ind.ha⁻¹ em 2009 e 114 ind.ha⁻¹ em 2013).

Quanto às variações na composição florística ocorridas na parcela Fogo, houve o recrutamento de indivíduos das espécies *Casearia obliqua* Spreng. e *Roupala brasiliensis* Klotzsch e mortalidade indivíduos da espécie *Symplocos* sp. Jacq. Na parcela Araucária houve o recrutamento da espécie *Myrcia rostrata* DC. e de uma Rubiaceae somente identificada em nível de família botânica. Por fim, para a parcela Imbuia não houve alterações na composição florística.

Ressalta-se também a presença da espécie exótica *Hovenia dulci* Thunb. (uva-do-Japão) com 5, 4 e 2 ind.ha⁻¹ para as parcelas Fogo, Araucária e Imbuia, respectivamente. A ocorrência dessa espécie invasora em Floresta Ombrófila Mista tem se tornado cada vez mais comum, pois os indivíduos apresentam frutificação consistente, regeneração natural intensa por sementes, rápido crescimento e não dispõe de inimigo natural. Além disso, ela compromete a disseminação e prejudica o

desenvolvimento de espécies autóctones, chegando até a substituí-las devido à sua agressividade e facilidade de adaptação (PIMENTEL *et al.*, 2008).

A densidade dessa espécie se manteve durante o período analisado, o que não caracteriza um risco para o fragmento, contudo, o estudo da dinâmica dessa espécie deve continuar sendo realizado.

Fragmento

Para o ano de 2009 o fragmento apresentou um total de 708 ind.ha⁻¹, distribuídos em 32 famílias e 77 espécies, com um grupo de 26 indivíduos não identificados (NI). As três famílias mais expressivas em número de indivíduos foram: Lauraceae (160 ind.ha⁻¹) representada pela espécie *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness, Araucariaceae (143 ind.ha⁻¹) representada pela espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, e Myrtaceae (105 ind.ha⁻¹) representada pela espécie *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O.Berg.

Já para o ano de 2013 foram encontrados 734 ind.ha⁻¹ no total, contabilizando um recrutamento de 79 indivíduos (3,5%), distribuídos em 33 famílias e 80 espécies. As três famílias mais representativas se mantiveram até esse último ano, alterando somente o número de indivíduos para Lauraceae (167 ind.ha⁻¹), Araucareaceae (142 ind.ha⁻¹) e Myrtaceae (117 ind.ha⁻¹).

Para o ano de 2013 foram detectados 24 indivíduos não identificados, dois a menos que em 2009. Cabe ressaltar que esses indivíduos não foram identificados pela impossibilidade de coleta ou ausência de material botânico naquela oportunidade, de forma que o número de espécies poderia ter sido superior se não houvesse essa dificuldade.

Quanto à composição florística do fragmento, observou-se pouca variação durante o período deste estudo, sendo o recrutamento de indivíduos da espécie *Roupala brasiliensis* Klotzsch, pertencente à família Proteaceae, e de um indivíduo pertencente à família Rubiaceae identificado em nível de família botânica. Não ocorreu perda de espécies na floresta.

Em estudos na mesma área, analisando a composição florística do fragmento, Longhi (1980) encontrou 51 espécies, 36 gêneros e 26 famílias, onde amostrou os indivíduos com dap \geq 20 cm. Após 18 anos no mesmo fragmento, Pizatto (1999) encontrou 66 espécies, distribuídas em 30 famílias botânicas e 46

gêneros, realizando o levantamento em indivíduos com $\text{dap} \geq 10$ cm. E mais recentemente, Dalla Lana (2012), no período de 1995 a 2011, encontrou 72 espécies, 48 gêneros e 29 famílias botânicas, para um total de 782 ind. ha^{-1} . Estudos como esses corroboram com os resultados obtidos e, tornam perceptível o fato de que o fragmento em estudo encontra-se em constante alteração da composição florística.

1.5.1.2 Diversidade

Apesar de existirem diversos índices capazes de estimar a diversidade em fragmentos florestais, neste estudo a diversidade para as parcelas e floresta foi calculada através do índice de Shannon-Weaver (H'), conforme a TABELA 2.

TABELA 2 - VALORES PARA O ÍNDICE DE SHANNON-WEAVER, NO PERÍODO DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcela	2009	2010	2011	2012	2013	Média
Araucária	2,34	2,37	2,34	2,36	2,36	2,35
Imbuia	2,40	3,42	3,43	3,43	3,41	3,22
Fogo	2,96	2,99	2,98	3,00	3,00	2,99
Floresta	3,28	3,32	3,30	3,30	3,30	3,30

FONTE: O autor (2015)

Dentre as parcelas estudadas, a que apresentou o maior valor médio para o índice de Shannon-Weaver foi a Imbuia com 3,22, sendo a mesma a obter o maior valor para o índice nos anos de 2011 e 2012. Em seguida encontra-se a parcela Fogo com um índice médio de 2,99 e a parcela Araucária com 2,35.

Nota-se ainda que mesmo a parcela Imbuia tendo apresentado um número de indivíduos inferior às demais parcelas e, obteve o maior número de espécies, resultando em um índice de diversidade superior. Dalla Lana (2012) também se deparou com essa situação ao estimar índices de diversidade para a mesma área de estudo do presente trabalho, e concluiu que a variação dos valores do H' deve-se ao fato desse índice estar relacionado à abundância proporcional das espécies (MAGURRAN, 1989). Então, quanto maior a homogeneidade do número de indivíduos por espécie, maiores serão os valores do Índice de Shannon-Weaver.

Já a floresta apresentou para os anos de 2009 e 2013 valores de 3,28 e 3,30. Segundo Margurran (1989) os valores desse índice em geral situam-se entre 1,50 e 3,50 e raramente ultrapassam 4,50, sendo estes mesmos valores considerados por Durigan (1999) para a Floresta Ombrófila Mista. Isso indica que o valor encontrado para as parcelas pode ser considerado mediano, enquanto que para a Floresta pode-se considerar o valor apresentado como alto.

Outros estudos corroboraram com esses resultados. Mognon (2011) em 11 anos de pesquisa, em General Carneiro, PR, observou a variação desse índice entre 2,79 a 2,85, e Silvestre (2009), comparando três fragmentos nos municípios de Castro, Boa Ventura de São Roque e Guarapuava, também no Paraná, apresentou os valores de 3,08, 2,93 e 3,30, respectivamente. Moscovich (2006) descreveu valor de H' igual a 3,40 em Nova Prata, RS. A diversidade descrita por Herrera *et al.* (2009) em Caçador, SC e Sawczuk (2009) em Irati, PR, observaram valores semelhantes de 3,59 e 3,56, respectivamente. Ebling (2012) encontrou para floresta de São Francisco de Paula/RS a média de 3,71, demonstrando alta diversidade florística perante aos demais.

1.5.2 Fitossociologia

Parcelas

As espécies que apresentaram maior densidade na parcela Araucária foram: *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil, representando 32, 20 e 15% do total de indivíduos, somando juntas 67% para o ano de 2009. Em 2013, houve redução de 2% na densidade da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, reduzindo também o valor total em 1%. Na parcela Fogo, o *ranking* das espécies foi semelhante, com exceção do terceiro lugar que ficou para a espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk. As três espécies dessa parcela representaram no total 43% dos indivíduos, situação que foi mantida durante o período.

Já na parcela Imbuia as espécies com maior densidade em 2009 foram *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O.Berg., *Styrax leprosus* Hook. & Arn. e *Araucaria*

angustifolia (Bertol.) Kuntze. Em conjunto, essas espécies representaram 27% do total de indivíduos, valor inferior quando comparado às três espécies de maior densidade nas demais parcelas. Em 2013 houve a alteração do terceiro lugar para *Eugenia uniflora* L. e um aumento de 1% na densidade total.

No que se refere aos valores de dominância absoluta, a parcela Araucária apresentou para o ano de 2009 o valor de 39,6 m².ha⁻¹ e para 2013 o valor de 41,9 m².ha⁻¹, o que representa um incremento de 0,5 m².ha⁻¹.ano⁻¹. As espécies de maior dominância absoluta na parcela foram *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil, as quais representaram 79% da área basal para ambos os anos. A parcela Fogo resultou em valores semelhantes à parcela Araucária, porém inferiores, de 32,3 e 34,9 m².ha⁻¹ para os anos citados respectivamente, com um incremento de 0,6 m².ha⁻¹.ano⁻¹. As espécies de maior dominância absoluta foram *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Matayba elaeagnoides* Radlk, e *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness, sendo essas espécies responsáveis por 68% do total também em ambos os anos.

Já a parcela Imbuia, foi a que gerou os maiores valores de dominância absoluta (46,9 e 47,2 m².ha⁻¹) por conta de apresentar seis indivíduos de grande porte (dap ≥ 100 cm), sendo desses três pertencentes a espécie *Ocotea porosa* (Nees & C.Mart.), o que não foi observado das demais parcelas. Contudo seu incremento foi o menor entre as parcelas, sendo de 0,06 m².ha⁻¹.ano⁻¹. Suas espécies com maior valor de dominância absoluta também apresentaram porcentagem alta do total (53%), representado por *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, *Ocotea porosa* (Nees & C.Mart.) Barroso e *Matayba elaeagnoides* Radlk.

Na parcela Araucária, as mesmas espécies apresentadas anteriormente com os maiores valores de dominância absoluta, também resultaram nos maiores índice valor de importância, densidade e frequência. Na parcela Fogo, a espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze permaneceu em primeiro lugar quanto ao valor do IVI e houve a inversão da espécie *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness para o segundo lugar e da *Matayba elaeagnoides* Radlk para o terceiro. A parcela Imbuia também manteve seus primeiro e segundo lugares para IVI, com exceção do terceiro que foi detido pela espécie *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O.Berg. Essas alterações de colocação das espécies para as parcelas Fogo e Imbuia ocorreram devido aos valores de dominância absoluta.

Fragmento

O *ranking* com as 10 espécies de maior índice valor de importância foi mantido para o primeiro e último ano de estudo, alterando-se somente os valores dos aspectos fitossociológicos, conforme apresentado na TABELA 3 e 4.

TABELA 3 - ASPECTOS FITOSSOCIOLÓGICOS PARA O ANO DE 2009 EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Espécie	DA	DoA	FA	DR	DoR	FR	VI
<i>Araucaria angustifolia</i>	142,3	18,6	100	20,1	46,9	2,0	69,0
<i>Nectandra grandiflora</i>	94,0	2,3	100	13,3	5,8	2,0	21,1
<i>Matayba elaeagnoides</i>	36,7	2,5	100	5,2	6,4	2,0	13,6
<i>Ocotea porosa</i>	15,3	3,1	100	2,2	7,9	2,0	12,0
<i>Ilex paraguariensis</i>	40,3	0,8	100	5,7	1,9	2,0	9,6
<i>Blepharocalyx salicifolius</i>	33,0	0,5	100	4,7	1,2	2,0	7,9
<i>Campomanesia xanthocarpa</i>	20,0	0,9	100	2,8	2,2	2,0	7,0
<i>Capsicodendron dinisii</i>	18,0	0,9	100	2,5	2,4	2,0	6,9
<i>Casearia decandra</i>	23,3	0,5	100	3,3	1,3	2,0	6,6
<i>Cinnamomum vesiculosum</i>	18,7	0,5	100	2,6	1,3	2,0	5,9

NOTA: DA = Densidade Absoluta (ind.ha⁻¹); DoA = Dominância Absoluta (m².ha⁻¹); FA = Frequência Absoluta (%); DR = Densidade Relativa (%); DoR = Dominância Relativa (%); FR = Frequência Relativa (%); VI = Valor de Importância (%) dividido por 3.

FONTE: O autor (2015)

TABELA 4 - ASPECTOS FITOSSOCIOLÓGICOS PARA O ANO DE 2013 EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Espécie	DA	DoA	FA	DR	DoR	FR	VI
<i>Araucaria angustifolia</i>	141,3	19,4	100	19,3	46,9	1,9	68,1
<i>Nectandra grandiflora</i>	101,0	2,5	100	13,8	6,1	1,9	21,8
<i>Matayba elaeagnoides</i>	36,3	2,5	100	5,0	6,1	1,9	13,0
<i>Ocotea porosa</i>	14,7	2,9	100	2,0	7,1	1,9	11,0
<i>Ilex paraguariensis</i>	43,3	0,9	100	5,9	2,1	1,9	9,9
<i>Blepharocalyx salicifolius</i>	38,7	0,6	100	5,3	1,4	1,9	8,6
<i>Campomanesia xanthocarpa</i>	19,7	0,9	100	2,7	2,3	1,9	6,8
<i>Capsicodendron dinisii</i>	18,0	1,0	100	2,5	2,3	1,9	6,7
<i>Casearia decandra</i>	22,7	0,5	100	3,1	1,3	1,9	6,3
<i>Cinnamomum vesiculosum</i>	21,7	0,6	100	3,0	1,4	1,9	6,3

NOTA: DA = Densidade Absoluta (ind.ha⁻¹); DoA = Dominância Absoluta (m².ha⁻¹); FA = Frequência Absoluta (%); DR = Densidade Relativa (%); DoR = Dominância Relativa (%); FR = Frequência Relativa (%); VI = Valor de Importância (%) dividido por 3.

FONTE: O autor (2015)

A densidade total para a floresta foi de 708 ind.ha⁻¹ no ano de 2009 e 734 ind.ha⁻¹ em 2013, de modo que as 20 espécies mais abundantes contribuíram com mais de 80% em relação ao total, e dessas, seis espécies representaram mais de 50% da densidade total da floresta.

Para a floresta no ano de 2009, as espécies com maior densidade foram *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze (20,1%), *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness (13,2%) e *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil (5,8%), compondo 39% da densidade total do fragmento. Em 2013, esse *ranking* foi mantido, ocorrendo somente a redução de 1% no valor total da densidade. Isso ocorreu por conta da mortalidade de 3 indivíduos da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, que representava aproximadamente 1% da densidade da espécie.

Quanto à dominância, a floresta apresentou 39,6 e 41,3 m².ha⁻¹ para os anos de 2009 e 2013, resultando em um acréscimo de 1,7%. Sanquetta *et al.* (2001) em pesquisa na mesma área de estudo, considerando 3,5 ha, encontrou um acréscimo de 3,02% para os anos de 1995 a 1998, superior ao presente estudo. Ainda de acordo com esse autor, isso se deve às taxas de crescimento e recrutamento terem sido superiores às taxas de mortalidade no período.

A espécie mais representativa em termos de área basal (dominância) foi a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze com 18,5 m².ha⁻¹ em 2009 e 19,4 m².ha⁻¹ em 2013, compondo 47% da dominância total da floresta, considerando-a como a principal espécie, capaz de caracterizar a estrutura e a composição da floresta. E, em segundo e terceiro lugares, em número inferior ficaram as espécies *Ocotea porosa* (Nees & C.Mart.) Barroso e *Matayba elaeagnoides* Radlk, representando 7 e 6%, respectivamente.

Em ambos os anos, o ranking das três espécies com maior Valor de Importância se mantiveram. Em primeiro lugar ficou a espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, com 69% em 2009 e 68,1% em 2013 e em segundo e terceiro lugar as espécies *Nectandra grandiflora* Ness & C. Mart. ex Ness e *Matayba elaeagnoides* Radlk, com 21,3 e 21,8 % em 2009 e 13,6 e 13% em 2013, respectivamente. Nota-se que o VI para o *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze foi superior aos outros, corroborando com outras pesquisas que confirmaram o mesmo resultado, realizadas em Floresta Ombrófila Mista feitas por LONGHI (1980), RONDON NETO *et al.* (2002) e KANIESKI (2010).

Observa-se ainda que a espécie *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil, mesmo apresentando um número maior de indivíduos (121 ind.ha⁻¹ em 2009 e 130 ind.ha⁻¹ em 2013), comparada à espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk (110 ind.ha⁻¹ em 2009 e 109 ind.ha⁻¹ em 2013), não alcançou a terceira colocação de maior VI. Isso se deve ao fato de que a espécie *Matayba elaeagnoides* Radlk apresentou um valor de dominância relativa 4% maior que a *Ilex paraguariensis* A. St.-Hil, corroborando com o fato de que o VI leva em conta em seu cálculo os valores relativos de densidade, dominância e frequência.

1.5.3 Aspectos dendrométricos

Considerou-se neste estudo como os aspectos dendrométricos representativos do fragmento, o diâmetro médio e dominante, a altura média e dominante e volume, para as parcelas e floresta, conforme apresentados na TABELA 5. Ressalta-se que a altura dominante foi determinada utilizando a definição de Assmann, correspondente a altura média aritmética das 100 árvores mais grossas por hectare (FINGER, 1992).

TABELA 5 - ASPECTOS DENDROMÉTRICOS PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcelas	Ano	dap médio	dap dom	H média	H dom	Volume
		cm	cm	m	m	
Araucária	2009	23,0	50,4	17,5	22,3	499,1
	2013	21,2	44,6	17,4	21,7	529,7
Imbuia	2009	24,5	57,9	18,0	24,3	751,1
	2013	24,3	57,6	18,0	24,2	758,5
Fogo	2009	20,8	43,2	17,2	21,6	401,7
	2013	21,2	44,6	17,4	21,7	436,8
Floresta	2009	22,2	51,9	17,5	22,9	550,6
	2013	22,3	52,6	17,5	23,0	574,0

NOTA: dap médio = diâmetro médio; dap dom = diâmetro dominante; H média = altura média; H dom = altura dominante.

FONTE: O autor (2015)

Em um comparativo entre as parcelas, nota-se que a parcela Imbuia apresentou valores superiores às demais em todos os parâmetros estruturais

analisados e para ambos os anos apresentados. Com exceção do volume, os outros parâmetros estruturais diminuíram no último ano de estudo para as parcelas Araucária e Imbuia.

Para as parcelas Fogo, Imbuia e para a Floresta, todos os parâmetros apresentados resultaram em um coeficiente de variação menor que 2%. Para a parcela Araucária o coeficiente de variação aumentou para 6%, ainda indicando a baixa variabilidade das variáveis, que pode ter ocorrido por conta do pequeno período de estudo (5 anos).

No que se refere ao diâmetro, a parcela Imbuia foi a que apresentou os maiores valores médio e dominante, seguida das parcelas Araucária e Fogo. Durante o período estudado, houve a redução de 1,8, 0,4 e 0,2 cm no dap médio das parcelas Araucária, Fogo e Imbuia, respectivamente.

A floresta apresentou em 2009 um diâmetro médio de 22,2 cm aumentado em 1 cm em 2013, e um diâmetro dominante de 51,9 em 2009, acrescido de 7 cm em 2013. Em fragmento urbano, também de Floresta Ombrófila Mista, Barreto *et al.*, (2014) encontrou valores inferiores aos do presente estudo, com 21,7 cm para diâmetro médio e 43,7 para diâmetro dominante.

Observou-se que a floresta apresenta uma distribuição diamétrica com o típico comportamento decrescente encontrado em florestas multiâneas e mistas, na qual se pode ressaltar a existência de poucas árvores com mais de 60 cm de diâmetro, conforme pode ser observado na FIGURA 5.

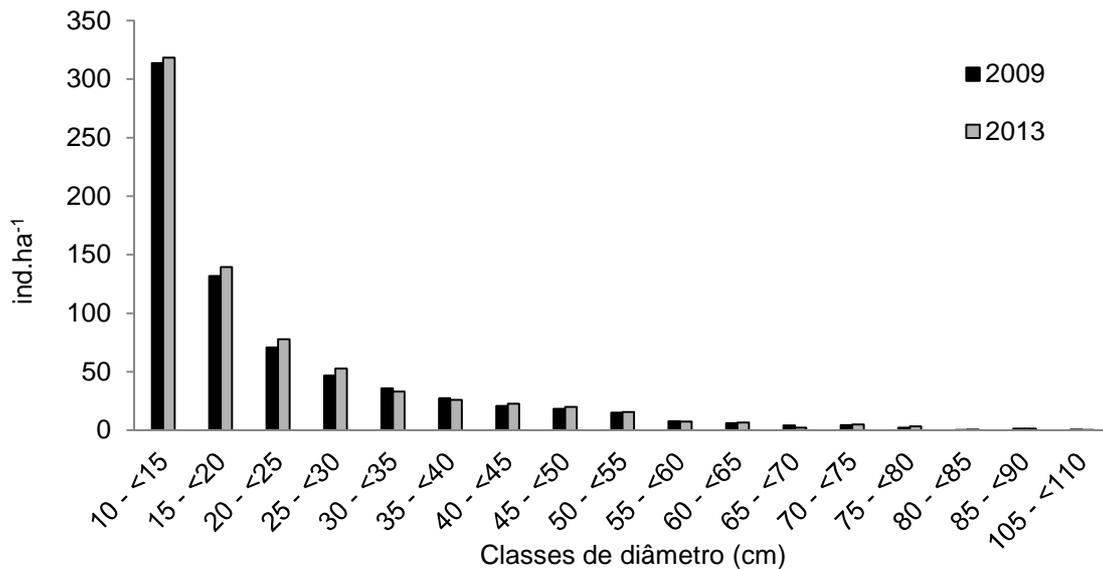


FIGURA 5 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA PARA OS ANOS DE 2009 E 2013 EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

A distribuição diamétrica do frgmento sofreu alterações de baixo valor nos anos analisados. A primeira classe de diâmetro é responsável por cerca de 43% do total de indivíduos para ambos os anos, isso demonstra que essa área apresenta alto recrutamento e boa capacidade de regeneração. Em estudo sobre o comportamento da estrutura diamétrica nessa mesma área Longhi (1980), Pizatto (1999), Durigan (1999) e mais recentemente Dalla Lana (2012), encontraram os mesmos padrões descritos nesse estudo para o fragmento como um todo.

Ressalta-se ainda que para as quatro primeiras classes diamétricas, o ano de 2013 se mostrou superior em recrutamento comparado a 2009. Já para as classes de diâmetro de 30<35cm, 35<40cm, 55<60cm, 65<70cm e 105<110cm houve a mortalidade de 2,7, 1,3, 0,4, 1,7 e 0,4 ind./3ha respectivamente, para o ano de 2013.

Os maiores valores para altura média e dominante também foram obtidos para a parcela Imbuia, entre 13,2 m e 38,2 m para altura média, seguidas das parcelas Araucária (13,2 a 26,3 m) e Fogo (13,1 a 25,8 m). Para as três parcelas, a espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze foi a que resultou nas maiores alturas. A altura média para o fragmento foi de 17,5 m, que se manteve durante o período analisado, superior ao encontrado por Ebling (2012) com 15,6 m, também para Floresta Ombrófila Mista.

No ano de 2009 as alturas variaram de 13 m até 37,9 m para o fragmento, em 2013 essa variação foi de 13 m a 38,2 m, com altura média igual ao primeiro ano estudado e altura dominante aumentada para 23 m. Dalla Lana (2013) em estudos na mesma área encontrou no ano de 1995 alturas variando de 13 m até 37,4 m e em 2011 de 13 m a 38,1 m, muito semelhante ao presente estudo, indicando que em termos de altura o fragmento pouco se alterou.

A maior quantidade de indivíduos por hectare (578) foi encontrada com alturas entre 13 e 20 m, contidos principalmente na família Lauraceae. Nas alturas de 20 a 30 m foram encontrados 148 e 154 indivíduos respectivamente, e dentre esses 68 e 72 são da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. As alturas superiores a 30 m, em ambos os anos, foram observadas em apenas 5 indivíduos sendo que, desses 3 são da espécie *Ocotea porosa* (Nees & C.Mart.) Barroso. (Família Lauraceae).

Os maiores volumes também foram encontrados na parcela Imbuia, bem como valores superiores para diâmetro e altura. O volume médio por hectare obtido por parcela e para floresta, no período estudado (2009 a 2013) está apresentado na FIGURA 6.

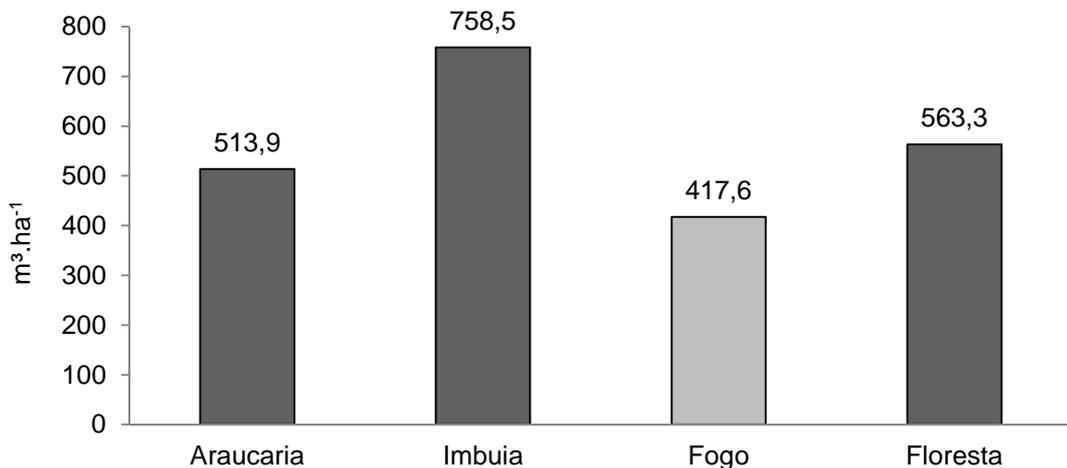


FIGURA 6 - VOLUME MÉDIO PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, NOS ANOS DE 2009 E 2013, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

Barreto *et al.* (2014) em análise do volume médio estimado para um fragmento florestal urbano, de 1ha, em Curitiba/PR, encontraram valores de 591,86 e 675,24 m³.ha⁻¹ nos anos de 2009 e 2013, respectivamente, o qual representou um incremento médio anual (IMA) de 20,85 m³.ha⁻¹.ano⁻¹. Os resultados apresentados

por esse autor foram inferiores aos obtidos, contudo se assemelham aos das parcelas Araucária e Imbuia. Weber *et al.* (2005) em estudo sobre a variação volumétrica e distribuição espacial do estoque de carbono em Floresta Ombrófila Mista, expressaram valores de volume para a sua parcela de $524,57 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$ para o ano de 1997, e $560,99 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$ para o ano de 2005, valores esses também semelhantes aos obtidos por Barreto *et al.* (2014) e para o presente estudo.

Cabe ressaltar que o fragmento estudado pelo autor citado, possui características estruturais semelhantes aos das parcelas apresentadas, exceto para o diâmetro médio, que foi inferior ao obtido no presente estudo. Dessa forma, pode-se inferir que o volume alto encontrado para a parcela Imbuia, atribui-se a maior quantidade de indivíduos de grande porte diamétrico, que de forma direta, interfere no volume da parcela.

Contudo, quanto ao incremento periódico anual (IPA) volumétrico obtido para o período de 2009 a 2013, a parcela Fogo foi a que apresentou o maior valor dentre as demais com $8,8 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$, seguida da parcela Araucária com $7,7 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$, e bem abaixo ficou a parcela Imbuia com $1,1 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$. O baixo incremento na parcela Imbuia decorre da mortalidade de árvores grandes com diâmetros entre 45 e 65 cm, não compensada em termos volumétricos pelo recrutamento. Essa redução não é sentida quando se trata do volume total da parcela, visto que para essa as taxas de mortalidade e recrutamento foram semelhantes.

Para a floresta o IPA em volume foi de $4,6 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$. Sanquetta *et al.* (2003) em estudos realizados na mesma área, para um período de 1995 a 2002, encontrou o incremento periódico anual em volume de $2,83 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$. Ainda, esse autor em pesquisa mais recente (SANQUETTA *et al.*, 2010), também na mesma área de estudo, para o período de 1995 a 2007, apresentou um valor superior de IPA em volume, sendo $5,66 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$, mais semelhante ao encontrado no presente estudo, porém superior.

1.5.4 Dinâmica Florestal

1.5.4.1 Crescimento

A dinâmica de crescimento foi obtida por parcela e para a floresta, por meio do incremento corrente anual e incremento periódico anual em área basal e diâmetro.

1.5.4.1.1 Incremento periódico anual em diâmetro (IPA dap)

O incremento periódico em diâmetro obtido para as parcelas estudadas foram semelhantes, apresentados em ordem crescente, de $0,17 \text{ cm.ano}^{-1}$ na parcela Araucária, $0,18 \text{ cm.ano}^{-1}$ na Imbuia e $0,22 \text{ cm.ano}^{-1}$ na parcela Fogo. Os desvios padrões respectivamente foram de $0,03$, $0,04$ e $0,06 \text{ cm.ano}^{-1}$.

Em estudos com as mesmas parcelas apresentadas, porém em anos anteriores (1995 a 2011), Dalla Lana (2012) encontrou os seguintes valores para IPA dap e desvios padrões: $0,21 \text{ cm.ano}^{-1}$ para as parcelas Araucária e Imbuia e $0,22 \text{ cm.ano}^{-1}$ para a parcela Fogo, com desvios padrões de $0,08$, $0,17$ e $0,07 \text{ cm.ano}^{-1}$, respectivamente. Comparativamente a esse estudo, pode-se dizer que a parcela Fogo manteve o incremento periódico em diâmetro nos anos seguintes considerados no presente estudo, enquanto que as parcelas Araucária e Imbuia tenderam ao decréscimo de seus valores.

A autora acima citada destaca que apesar das parcelas apresentarem crescimentos quase idênticos, os incrementos das parcelas Imbuia são mais heterogêneos, e essa variabilidade pode estar relacionada à fase de sucessão e fatores ambientais distintos, bem como ter sido influenciada pelo tipo e o nível de intervenções que ocorreram no passado nessas parcelas. Essa tendência não ocorreu no presente estudo, visto que houve pouca variabilidade dos incrementos em cada parcela, possivelmente pelo pequeno período de estudo (5 anos).

O incremento corrente anual em diâmetro (ICA dap) também foi calculado para as parcelas em questão, conforme a FIGURA 7, a fim de analisar os incrementos obtidos por período, no caso, 4 foram considerados.

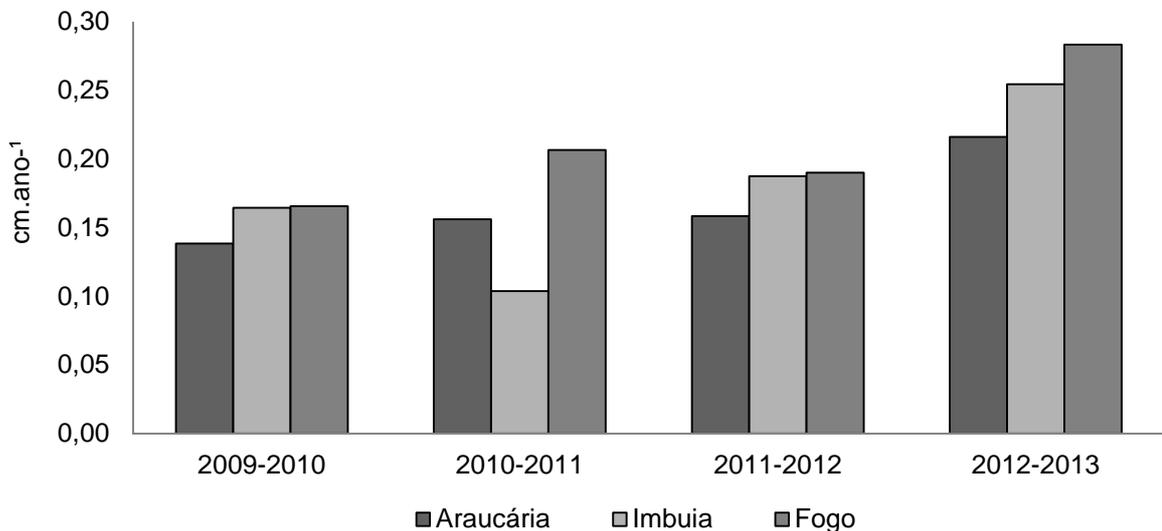


FIGURA 7 - INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

Nota-se que as parcelas Araucária e Fogo apresentaram tendências semelhantes, com um aumento no período de 2010-2011 e um decréscimo no período seguinte, encerrando o último período com um aumento mais abrupto. Por outro lado, a parcela Imbuia, como já abordado anteriormente, apresentou um comportamento diferente, no primeiro período resultou em um ICA dap de 0,16 cm.ano⁻¹ decrescendo 0,06 cm.ano⁻¹ no segundo período, e um posterior aumento de 0,09 e 0,6 cm.ano⁻¹ nos últimos períodos. Possivelmente esse comportamento pode estar relacionado à alta mortalidade ocorrida no ano de 2011 para essa parcela, bem como a mortalidade de indivíduos com diâmetro superior.

O IPA dap obtido para a floresta foi de 0,19 cm.ano⁻¹. O incremento corrente anual em diâmetro (ICA dap) apresentou uma tendência crescente ao longo dos anos estudados, começando com 0,16 cm.ano⁻¹ no primeiro e segundo período (2009-2010 e 2010-2011), no terceiro período (2011-2012) aumentado para 0,18 cm.ano⁻¹ e, terminando com 0,25 cm.ano⁻¹ no último período (2012-2013).

Scolforo e Mello (1997) descrevem que na literatura mundial sobre florestas tropicais cita-se que o crescimento em diâmetro na floresta não manejada situa-se

entre 0,1 e 0,4 cm.ano⁻¹. Mais especificamente, Figueiredo Filho *et al.* (2010) em comparação de diversos resultados de incrementos médios obtidos em estudos realizados com parcelas permanentes em Floresta Ombrófila Mista, relatou uma média de 0,22 cm.ano⁻¹. Desse modo, pode-se dizer que a floresta apresenta um crescimento considerado padrão para essa tipologia florestal. Ressalta-se ainda que o crescimento dessa floresta é favorecido por ser uma área que há mais de 25 anos é mantida intacta (SANQUETTA *et al.*, 2001).

Outros estudos realizados na mesma Estação Experimental, também corroboram para os resultados apresentados anteriormente, como por exemplo, Durigan (1999), Pizatto (1999) e Schaaf (2001) que encontraram incrementos periódicos anuais de 0,34, 0,18 e 0,25 cm.ano⁻¹, respectivamente. Ainda, pode citar-se Melo (2000) em estudo com parcela permanente de 1 ha em um trecho de Floresta Pluvial Tropical Atlântica – SP, que relatou uma taxa média anual de crescimento de 0,19 cm.ano⁻¹, idêntica ao presente estudo.

1.5.4.1.2 Incremento corrente anual em área basal (ICA G)

O maior valor encontrado para a área basal média foi de 47,4 m².ha⁻¹ na parcela Imbuia, seguido da parcela Araucária com 40,7 m².ha⁻¹, e por último a parcela Fogo com 33,5 m².ha⁻¹. Os valores anuais de área basal para cada parcela pode ser observado na TABELA 6.

TABELA 6 - ÁREA BASAL MÉDIA PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcelas	2009	2010	2011	2012	2013
Araucária	39,6	40,2	40,6	41,2	41,9
Imbuia	46,9	47,6	47,9	47,3	47,1
Fogo	32,3	32,9	33,3	34,0	34,9

FONTE: O autor (2015)

Nota-se claramente a superioridade nos valores de área basal da parcela Imbuia, contudo, ela foi a única a apresentar um decréscimo em seus valores, de 0,6 m².ha⁻¹ no ano de 2012 e 0,2 m².ha⁻¹ em 2013. Isso representa um incremento periódico anual em área basal de 0,06 m².ha⁻¹.ano⁻¹ para essa parcela, valor muito

inferior ao encontrado para as parcelas Araucária e Fogo, que apresentaram 0,56 e 0,65 $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$, respectivamente.

Esse comportamento também se reflete no incremento corrente anual (ICA G), como pode ser observado na FIGURA 8.

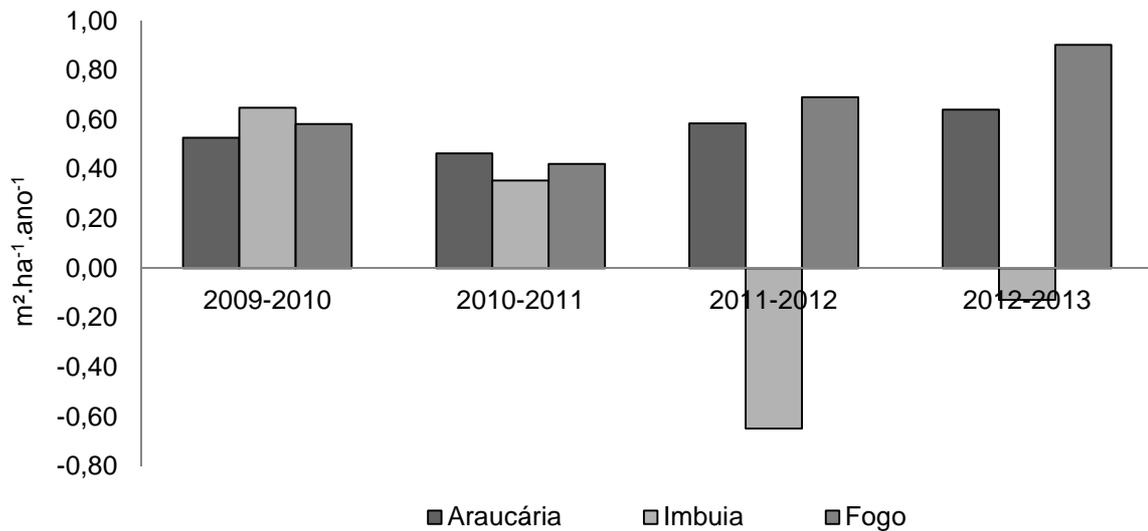


FIGURA 8 - INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL, PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

Apesar de a parcela Imbuia apresentar taxas próximas de mortalidade e recrutamento, 1,3 e 1,6% respectivamente, o recrutamento na parcela não foi suficiente para cobrir a mortalidade de indivíduos com diâmetros entre 45 e 60 cm. Possivelmente essa foi a causa de essa parcela apresentar valores negativos para ICA G nos últimos dois períodos analisados, de -0,65 e -0,13 $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$, respectivamente.

A floresta apresentou valores crescentes de área basal nos anos estudados, com 39,6 $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$ em 2009 e 41,3 $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$ em 2013, representando um crescimento de 0,42 $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$. O ICA G para a floresta pode ser observado na FIGURA 9.

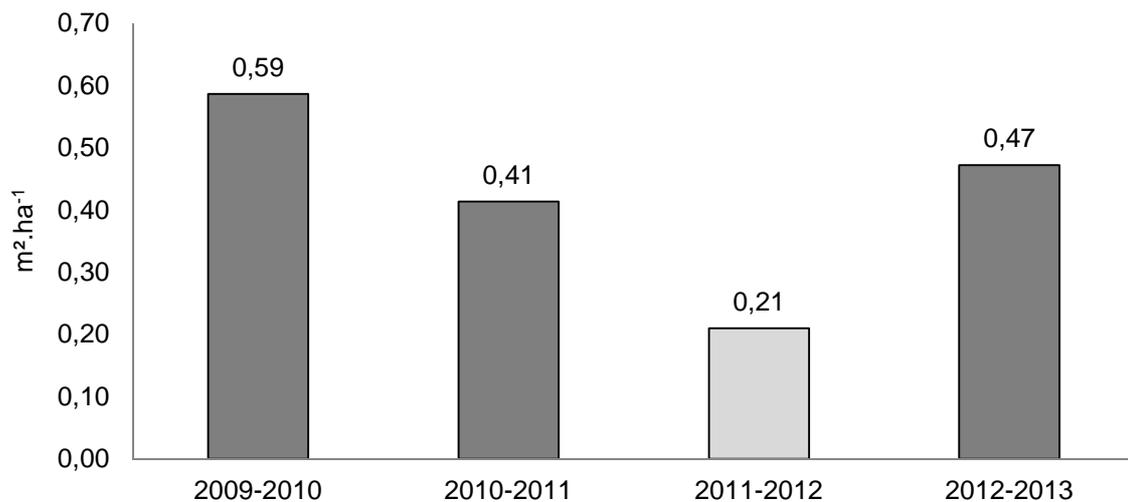


FIGURA 9 - INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

Nota-se o decréscimo em três dos quatro períodos estudados, na escala de 0,18 e 0,20 m².ha⁻¹; no último período ocorreu o acréscimo de 0,26 m².ha⁻¹. A redução de incremento também pode ser atribuída à mortalidade, não somente em número de indivíduos, mas ao número de árvores mortas com grandes diâmetros.

Podem-se citar estudos que ratificam esses resultados como, por exemplo, Durigan (1999) e Pizzato (1999), em São João do Triunfo/PR, encontraram um ICA_G de 0,71 e 0,42 m².ha⁻¹.ano⁻¹, respectivamente, valor superior ao presente estudo com relação ao primeiro autor e valor igual relacionado ao segundo autor. Moscovich (2006), em Nova Prata, RS, observou o valor de 0,37 m².ha⁻¹.ano⁻¹, e o menor valor encontrado foi apresentado por Mognon *et al.* (2012), em estudo na FOM em General Carneiro – PR, de 0,12 m².ha⁻¹.ano⁻¹ em 11 anos de medições. Com base no exposto, é possível inferir que essa floresta encontra-se em desenvolvimento, embora tenha apresentado pouca variabilidade dos incrementos quanto a área basal.

1.5.4.2 Mortalidade e Recrutamento

Parcelas

Dentre as parcelas, as que apresentaram maior mortalidade nos anos analisados foram a Imbuia e Fogo, com 33 indivíduos, seguidas da Araucária com 20

indivíduos. A mortalidade ocorreu em 11 espécies e 10 famílias para a parcela Araucária, 16 espécies e 11 famílias para a parcela Imbuia e 17 espécies e 12 famílias para a parcela Fogo. Ambas as parcelas apresentaram um indivíduo classificado como não identificado (NI). As famílias que apresentaram as maiores mortalidades foram: Lauraceae (12 ind.ha⁻¹), Myrtaceae (9 ind.ha⁻¹) e Aquifoliaceae (5 ind.ha⁻¹) nas parcelas Imbuia, Fogo e Araucária, respectivamente.

Em um estudo recente sobre a dinâmica de FOM, no período de 10 anos, em São Francisco de Paula – RS, Ebling (2012) verificou que as famílias Myrtaceae e Lauraceae apresentaram maior mortalidade, que segundo o autor foram justificadas devido à grande abundância de indivíduos e, também, por apresentar grande número de indivíduos em classes diamétricas inferiores, fato que também aconteceu no presente estudo.

As taxas de mortalidade para o período analisado podem ser observadas na FIGURA 10. A menor e a maior taxa de mortalidade foram encontradas para o ano de 2011, nas parcelas Araucária (0,4%) e Imbuia (2,6%) respectivamente.

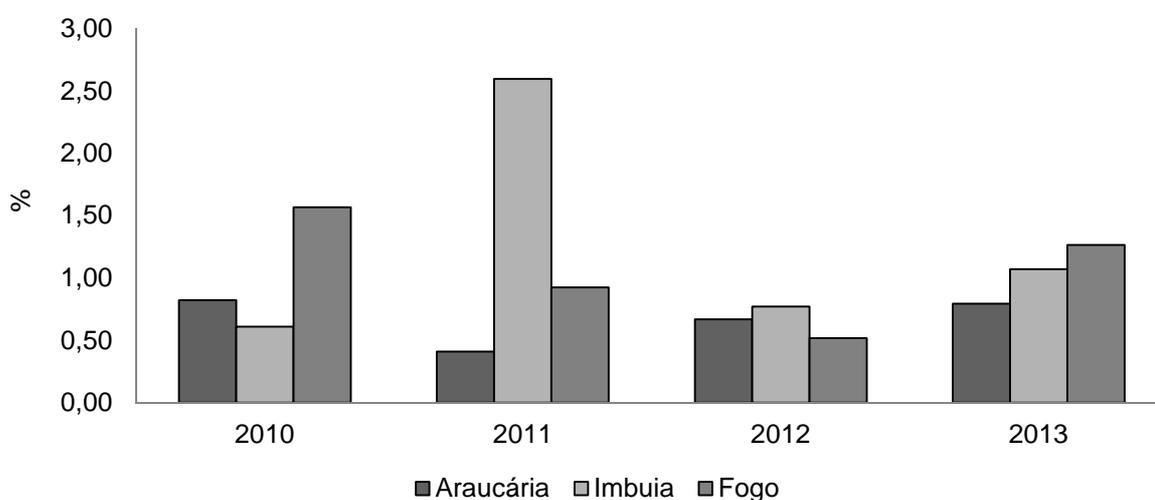


FIGURA 10 - TAXA DE MORTALIDADE ANUAL PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

A ordem crescente das parcelas quanto ao recrutamento foi a Fogo com 56 indivíduos, Araucária com 49 indivíduos e Imbuia com 41 indivíduos. A parcela Araucária dentre seus indivíduos recrutados apresentou 15 espécies e 11 famílias, a Imbuia com 14 espécies e 9 famílias e a Fogo com 23 espécies e 17 famílias. O

recrutamento das árvores ocorreu no momento em que o diâmetro mínimo de inclusão de 10 cm foi atingido.

Em duas das parcelas (Araucária e Imbuia) a família que apresentou o maior número de recrutas foi a Myrtaceae, e para a parcela Fogo foi a Lauraceae. Ebling (2012) também encontrou as famílias Lauraceae e Myrtaceae entre as cinco de maior recrutamento.

As taxas de recrutamento para o período analisado podem ser observadas na FIGURA 11. Ao analisar os anos separadamente, nota-se que em 2011 houve a menor taxa de recrutamento nas três parcelas estudadas, de 0,3, 0,5 e 0,7% para Imbuia, Fogo e Araucária, respectivamente. Entretanto, o ano de 2012 apresentou as maiores taxas de recrutamento para as parcelas Fogo (3,1%) e Araucária (2,7%), com exceção da parcela Imbuia que apresentou sua maior taxa (2,4%) em 2013.

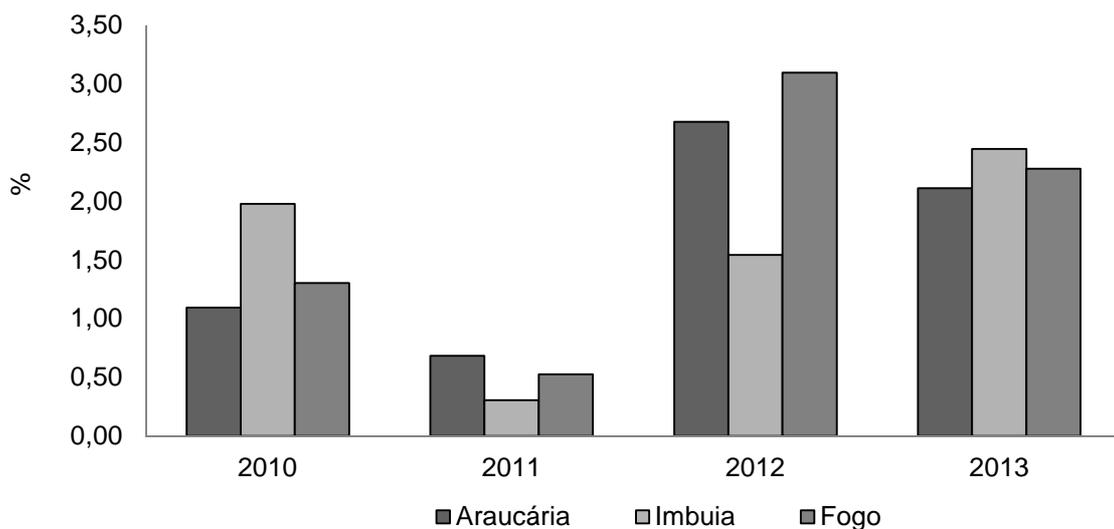


FIGURA 11 - TAXA DE RECRUTAMENTO ANUAL PARA AS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

De maneira geral, para o recrutamento, as taxas se apresentaram com tendência de redução no ano de 2011, rápido aumento em 2012 nas três parcelas, e por fim, no ano 2013 duas delas reduziram novamente (Araucária e Fogo) e a Imbuia permaneceu em aumento. Já a mortalidade não apresentou tendência semelhante para as parcelas, sendo a Imbuia a única a apresentar as maiores taxas. Portanto, o monitoramento contínuo da floresta, com maior amplitude temporal se faz necessário

para consolidar essas observações, possibilitando um melhor entendimento das tendências encontradas e possíveis explicações para os fatos isolados.

O comparativo das taxas de mortalidade e recrutamento obtidas para as parcelas estudadas no período de 2009 a 2013 pode ser apresentado por meio da FIGURA 12.

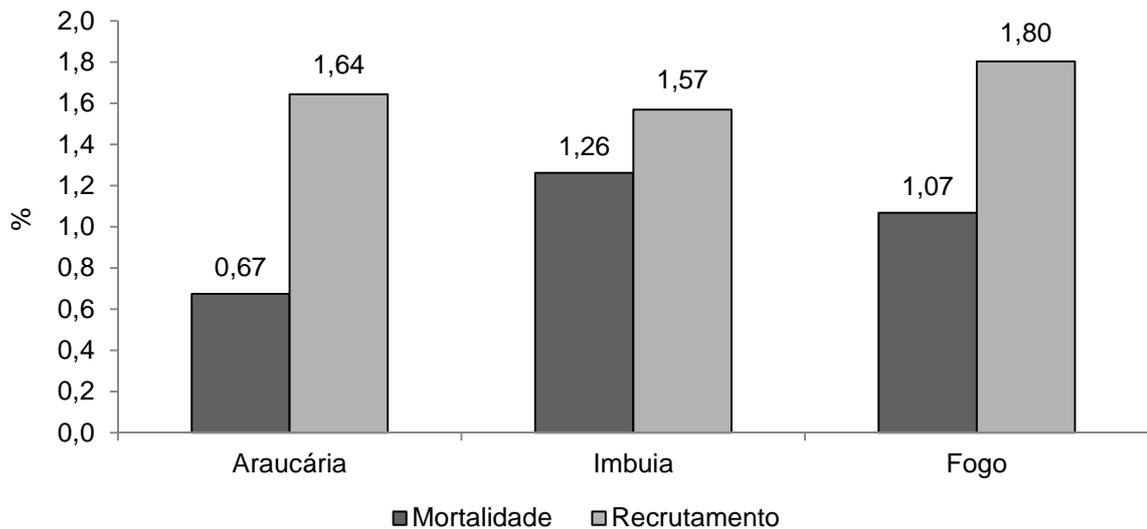


FIGURA 12 - TAXAS DE MORTALIDADE E RECRUTAMENTO PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR. FONTE: O autor (2015)

As diferenças entre as taxas de recrutamento e mortalidade são de 0,9, 0,3 e 0,7% para Araucária, Imbuia e Fogo, respectivamente, indicando que na dinâmica, o recrutamento foi superior à mortalidade para as parcelas estudadas. Estudos como os realizados por Durigan (1999), Pizzato (1999), Schaaf (2001) e Sanquetta *et al.* (2003), na mesma Estação experimental, encontraram valores de recrutamento sempre superiores aos de mortalidade em diferentes intervalos de tempo, corroborando para os resultados encontrados no presente estudo.

A superioridade nas taxas de recrutamento sobre as de mortalidade ressalta o fato de que as parcelas estudadas encontram-se ainda em pleno desenvolvimento, pois de acordo com Lieberman *et al.* (1985) o padrão de florestas conservadas é tendencioso ao equilíbrio entre as taxas de mortalidade e recrutamento, tendência essa ainda não observada para as parcelas em estudo.

Fragmento

O fragmento apresentou taxas médias de mortalidade e recrutamento, com os valores de 1,0 e 1,7%, respectivamente. Resultado semelhante a mortalidade foi apresentado por Sanquetta *et al.* (2003) nesta mesma área de estudo, no período de 6 anos, com taxa de mortalidade 1,9 %, atribuída à competição das árvores pela maior densidade da floresta. Esses autores ainda observaram uma taxa de recrutamento de 5,6%, muito superior ao obtido neste estudo. Desse modo, em geral, taxa de mortalidade está entre 1 e 2% e o recrutamento com taxa um pouco mais elevada, com média de quase 3%, conforme também afirma Rossi *et al.* (2007).

A dinâmica desses aspectos pode ser observada mais detalhadamente ao longo do período estudado, através da FIGURA 13.



FIGURA 13 - DINÂMICA DA MORTALIDADE E RECRUTAMENTO PARA UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

De uma forma geral, as taxas de recrutamento foram superiores às de mortalidade na ordem de 0,42, 1,84 e 1,23% para os anos de 2010, 2012 e 2013, respectivamente. Conforme dito anteriormente na comparação das taxas de mortalidade e recrutamento para as parcelas, uma razão possível para isso é o fato de que as florestas estão ainda em processo de recomposição, havendo espaço para ingresso de novas plantas em nível acima daquele liberado pelos indivíduos mortos (SANQUETTA *et al.*, 2003).

Entretanto, o ano de 2011 mostrou um comportamento diferenciado, conforme dito anteriormente em análise desses aspectos, por parcela. A mortalidade nesse ano foi superior ao recrutamento, representando uma diferença de 0,75%, condição essa que pode indicar que a floresta sofreu com a competição, eventos climáticos no período, dentre outras causas, capazes de aumentar a taxa de mortalidade. Para uma conclusão mais precisa, seriam necessários estudos que correlacionassem as variáveis climáticas do período, ou estudos relacionados a competição, com as taxas de mortalidade encontradas, a fim de analisar alguma tendência.

Ressalta-se, ainda, que o ano de 2012 apresentou uma taxa de recrutamento muito superior às de mortalidade, pelo fato de que nesse ano as parcelas Araucária e Fogo apresentaram suas maiores taxas de recrutamento do período (2,68 e 3,10%), refletindo no valor total para a floresta. Figueiredo Filho (2010), avaliando diversos trabalhos na Floresta Ombrófila Mista, constatou que a taxa média de recrutamento é de aproximadamente 3% anual para essa tipologia, próximas às taxas anuais obtidas para o presente estudo.

A superioridade das taxas de recrutamento sobre as de mortalidade para o ano de 2012, possivelmente ocorreu devido ao aumento da taxa de mortalidade no ano anterior, de forma que abriu-se mais espaço para que a regeneração natural atingisse o limite de inclusão para o recrutamento.

Estudos como os de Longhi (1980), Pizzato (1999), Durigan (1999), Schaaf (2001), Sanquetta *et al.* (2003), Weber *et al.* (2005), dentre outros, também realizados na floresta de São João do Triunfo/PR, informaram resultados semelhantes quanto às taxas de mortalidade e recrutamento, bem como quanto à tendência de superioridade do recrutamento. Esses resultados corroboram com os obtidos neste trabalho, indicando o contínuo desenvolvimento da floresta até o presente momento.

O padrão de curva decrescente observado na distribuição diamétrica dos indivíduos do fragmento, também ocorre para os indivíduos mortos e recrutados para a floresta, no qual ambos concentraram-se nas primeiras classes (10 a 15 cm e de 15 a 20 cm). A mortalidade em classes inferiores pode ser atribuída à competição por luminosidade e nutrientes e, até mesmo, às características ecológicas das espécies. E para classes superiores, de ocorrência menos frequente, possivelmente ocorre devido a tempestades, incidência de raios, ventos que ocasionam quebra ou

tombamento, debilidade devido ao ataque de pragas, bem como a própria senescência (EBLING, 2012), e ainda devido ao recrutamento que ocorre a partir de 10 cm de diâmetro.

Ebling *et al.* (2014) em estudos na Floresta Nacional de São Francisco de Paula/RS, nos anos de 2000 a 2008, observaram que os recrutamentos ocorreram exclusivamente na primeira classe diamétrica e a mortalidade ocorreu nas sete primeiras classes, corroborando com a tendência encontrada no presente estudo.

Figueiredo Filho *et al.* (2010) também ressaltaram a relação de dependência entre a mortalidade e classes diamétricas, observando as maiores taxas em classes inferiores. Como o fragmento em estudo é caracterizado por um decréscimo na frequência de árvores à medida que seus diâmetros aumentam, é esperado que as frequências de mortalidade sejam maiores nas classes de diâmetro inferiores (MOSER, 1972). Tal comportamento se deve ao fato da mortalidade estar relacionada à supressão dos indivíduos, que aumenta conforme a densidade (ROSSI *et al.*, 2007).

1.5.4.3 Condições edáficas

Os valores dos atributos químicos do solo foram analisados por meio da estatística descritiva, considerando média, desvio padrão, coeficiente de variação (CV) e valores máximo e mínimo (TABELA 7).

No que se refere ao coeficiente de variação, foram utilizados os critérios descritos por Warrick e Nielsen (1980), em que: baixa variabilidade ($CV < 12\%$), média variabilidade ($12\% \leq CV < 62\%$) e alta variabilidade ($CV > 62\%$).

Destaca-se que o cálcio apresentou alta variabilidade dos dados para as três parcelas estudadas, bem como o alumínio para a parcela Imbuia, e a saturação por bases na parcela Fogo. Poucas das variáveis foram classificadas como de baixa variabilidade dos dados, as quais pode-se destacar o pH, que apresentou essa característica para todas as parcelas. As demais variáveis foram caracterizadas com média variabilidade dos dados.

TABELA 7 - COMPOSIÇÃO QUÍMICA DO SOLO NAS PARCELAS DE ESTUDO, EM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcelas	Estatística	pH CaCl ₂	Al	H+Al	Ca	Mg	K	N	P	C	MO	Cu	Mn	Fe	Zn	SB	CTC Efetiva	CTC Total	V	m
			cmolc.dm ⁻³				%	mg.dm ⁻³	g.dm ⁻³		mg.kg ⁻¹					cmolc.dm ⁻³		%		
Araucária	Média	3,48	5,03	17,36	0,13	0,17	0,18	0,36	3,99	30,74	53,00	1,31	13,99	23,30	0,80	0,47	5,50	17,83	2,66	90,82
	Desvio padrão	0,09	1,44	1,61	0,14	0,09	0,02	0,04	2,13	6,58	11,34	0,11	8,66	5,56	0,30	0,22	1,47	1,58	1,28	4,46
	Coefficiente de Variação (%)	2,44	28,62	9,29	109,68	54,45	13,38	12,14	53,53	21,40	21,40	8,49	61,95	23,88	37,01	47,20	26,76	8,84	48,18	4,92
	Valor Mínimo	3,30	1,63	14,10	0,00	0,00	0,14	0,29	1,90	22,20	38,27	1,12	2,52	16,20	0,32	0,23	2,01	14,51	1,29	81,09
	Valor Máximo	3,60	6,93	20,40	0,53	0,37	0,24	0,49	12,70	49,40	85,17	1,48	37,92	41,56	1,68	1,02	7,26	20,75	5,89	96,31
Imbuia	Média	3,79	2,64	11,66	1,89	0,70	0,25	0,35	2,63	32,28	55,64	0,81	45,08	14,64	1,38	2,83	5,48	14,50	20,23	47,21
	Desvio padrão	0,28	1,85	3,41	1,21	0,42	0,09	0,08	1,06	10,04	17,31	0,25	15,22	6,70	0,56	1,67	3,00	2,90	12,42	17,59
	Coefficiente de Variação (%)	7,32	69,90	29,20	64,33	60,32	35,06	22,47	40,13	31,11	31,11	30,75	33,77	45,73	40,71	59,13	54,79	20,03	61,40	37,26
	Valor Mínimo	3,30	0,31	6,70	0,40	0,10	0,11	0,24	1,60	21,20	36,55	0,44	14,92	6,80	0,56	0,61	1,33	11,04	4,15	11,28
	Valor Máximo	4,30	6,21	20,40	4,50	1,60	0,47	0,57	5,90	66,90	115,34	1,60	69,88	30,24	2,96	6,39	11,70	22,47	48,82	73,64
Fogo	Média	3,57	5,75	15,82	0,26	0,71	0,29	0,35	4,97	18,25	31,47	1,86	24,60	24,50	1,55	1,25	7,00	17,08	7,37	82,58
	Desvio padrão	0,09	0,56	1,37	0,29	0,42	0,08	0,03	3,03	6,04	10,42	0,31	8,64	4,73	0,47	0,76	0,71	1,08	4,59	8,68
	Coefficiente de Variação (%)	2,65	9,80	8,68	114,34	58,75	26,31	8,51	60,86	33,10	33,10	16,96	35,13	19,31	30,17	60,40	10,09	6,35	62,25	10,52
	Valor Mínimo	3,40	4,61	13,10	0,01	0,15	0,20	0,28	0,90	6,00	10,34	1,08	10,20	14,52	0,76	0,48	6,07	14,74	2,86	61,42
	Valor Máximo	3,80	6,81	19,00	1,26	1,94	0,55	0,39	13,90	28,50	49,13	2,44	40,36	37,16	2,76	3,75	9,72	19,74	22,26	92,18

NOTA: pH = potencial hidrogeniônico em CaCl₂; Al = Alumínio; H+Al = acidez potencial; Ca = Cálcio; Mg = Magnésio; K = Potássio; N = nitrogênio; P = Fósforo; C = Carbono; MO = matéria orgânica; Cu = Cobre; Mn = Manganês; Fe = Ferro; Zn = Zinco; SB = Soma de Bases; CTC ef = capacidade de troca de cátions efetiva; CTC tot = capacidade de troca de cátions total; V = saturação por bases; m = saturação por Alumínio.

FONTE: O autor (2015)

Antes de qualquer análise ou comparação sobre os aspectos químicos de solo apresentados é importante ressaltar que a literatura que estabelece padrões para interpretação de análises de solo é, em geral, dedicada a fertilidade de áreas agrícolas, sendo que no caso deste trabalho, trata-se de área de floresta natural.

As parcelas apresentaram valores semelhantes para pH, com pouca variação entre elas, sendo seus valores considerados baixos (3,4 a 3,8), indicando acidez muito alta. Benites *et al.* (2010) encontraram um valor de pH de 4,8 em um fragmento de Mata Atlântica (estágio avançado de sucessão), no município de Bom Jardim/RJ, superior ao obtido neste estudo. Segundo Tomé Jr. (1997), valores de pH abaixo de 4,5 desencadeiam condições desfavoráveis ao solo, como a pobreza em Ca e Mg, altos teores de alumínio e alta fixação de fósforo.

Os teores de Al trocável podem ser considerados muito altos para as parcelas Araucária e Fogo e alto para a parcela Imbuia. Isso se reflete nos valores de saturação por Alumínio (m%), tidos como muito prejudicial nas parcelas com teores altos de Al trocável e, prejudicial para a parcela com valor alto (SOUZA *et al.*, 2008).

A saturação por alumínio refere-se à porcentagem da CTC efetiva ocupada por alumínio e expressa a toxidez do solo. Em geral, quanto mais ácido o solo, maior o teor em alumínio e menores os teores de cálcio, magnésio, potássio, sódio, menor

a soma de bases (SB) e maior a porcentagem de saturação por alumínio (m). Dessa forma, segundo Lima (2004) solos com baixa fertilidade, possuem alta saturação por alumínio ($m\% \geq 50\%$ e $V\% < 50\%$), que é o caso das parcelas analisadas nesse estudo. Contudo, ressalta-se que a parcela Araucária apresentou-se mais vulnerável quanto essas condições citadas.

A elevada concentração de alumínio nas parcelas também resulta em uma elevada acidez potencial (H+Al), que segundo Meurer (2010), se deve principalmente ao alumínio trocável e à matéria orgânica presentes no solo. Rodrigues (2012), analisando o solo de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Aluvial em Guarapuava no Paraná, encontrou valores de alumínio de no máximo $2,70 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$, valor semelhante ao encontrado na parcela Imbuia deste trabalho. Amaral (2010), utilizando técnicas geoestatísticas na avaliação dos atributos do solo em Floresta Ombrófila Mista no Paraná encontrou concentração de alumínio de $4,0 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$, valor próximo ao encontrado para a média das parcelas Araucária e Fogo.

Com relação aos macronutrientes analisados, para o Ca as parcelas Araucária e Fogo resultaram em valores considerados muito baixos e médio para a parcela Imbuia (RAIJ, 1991). Os valores para Mg nas parcelas Fogo e Imbuia foram considerados médios, enquanto que para a parcela Araucária os valores foram muito baixos (RAIJ, 1991).

Os teores de K obtidos também foram considerados baixos para as três parcelas analisadas, conforme Chaves *et al.* (1998). Oliveira (2010) revelou teores de potássio variando entre $0,29$ a $0,49 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ para a Floresta Ombrófila Mista Montana, Irati/PR. Esses resultados são superiores aos da presente pesquisa, que varia entre $0,18$ e $0,29 \text{ cmol}_c.\text{dm}^{-3}$ entre as parcelas.

Os teores obtidos para os macronutrientes apresentados, anteriormente, refletem no valor da soma das bases trocáveis (Ca + Mg + K), na qual a parcela Imbuia apresentou a maior média, conforme a tendência superior dessa parcela observada com os macronutrientes separadamente, mostrando maior dinâmica no processo de ciclagem de nutrientes. Para as parcelas Imbuia e Fogo os valores de SB foram considerados médios, já a parcela Araucária apresentou um valor baixo, ressaltando a sua condição vulnerável na composição por macronutrientes. Esses resultados podem expressar a condição da dinâmica da ciclagem de nutrientes nessas parcelas, pois de acordo com Caldeira (2003), em seu estudo na Floresta

Ombrófila Mista Montana no Paraná, a serapilheira acumulada é a principal via de transferência de N, K e Ca para o solo.

A saturação por bases (V%) foi considerada muito baixa para as três parcelas analisadas, de acordo com Raij (1991). Franco (2002), comparando os parâmetros físicos e químicos do solo em três profundidades sob Floresta Estacional Semidecidual, atribui à saturação por bases (V%), quando $> 50\%$, à menor densidade arbórea, porém, com maior área basal, o que não condiz com a realidade das parcelas estudadas, visto que essas apresentam considerável densidade e possuem distribuição diamétrica de seus indivíduos concentrados nas primeiras classes.

O fósforo apresentou valores médios para as parcelas classificados como baixos segundo Bortolon e Gianello (2008). Rodrigues (2012), encontrou valores de fósforo de no máximo $3,10 \text{ mg.dm}^{-3}$, semelhante à média encontrada nas parcelas deste estudo. No Brasil, mais de 90 % das análises de solo apresentam valores de P menores que 10 mg.dm^{-3} , considerado baixo (FAQUIN, 2005). De acordo com Osaki (2008) um dos fatores que podem influenciar significativamente a fixação desse nutriente é a acidez, o que explica os teores baixos de P nas parcelas.

Com relação à matéria orgânica do solo (MO%), as parcelas Araucária e Imbuia apresentaram valores semelhantes de 53 e $55,6 \text{ g.dm}^{-3}$, enquanto que a Fogo apresentou-se inferior com $31,4 \text{ g.dm}^{-3}$. A matéria orgânica é por si só um importante indicador da fertilidade, por estar relacionada com a capacidade de trocas catiônicas (CTC), teores de nitrogênio e outros nutrientes (OLIVEIRA, 2010), de forma que os valores de CTC foram considerados médios para as três parcelas conforme Mello (1983). Dessa forma, a matéria orgânica (MO) apresentou teor satisfatório para o fornecimento de nutrientes e para a manutenção do valor do pH do solo, de acordo com Suzuki *et al.* (2007).

Para o C foi semelhante, sendo Araucária e Imbuia com valores semelhantes de $30,74$ e $32,28 \text{ g.dm}^{-3}$ respectivamente, e de forma inferior a Fogo com $18,25 \text{ g.dm}^{-3}$. Oliveira (2010) encontrou $31,16 \text{ g.dm}^{-3}$ de carbono orgânico para a profundidade de 0-5 cm, diminuindo esse valor conforme o aumento da profundidade, valor esse semelhante ao apresentado neste estudo, o qual considerou profundidade de 0-20 cm. Sabe-se que aproximadamente metade do valor da matéria orgânica é representada pelo carbono (C), fato que explica o baixo

teor para a parcela Fogo, visto que essa apresenta a média de $18,25 \text{ g.dm}^{-3}$, quase a metade dos valores médios apresentados para as demais parcelas.

Estudando a Floresta Ombrófila Mista Montana em Irati/PR, Oliveira (2010) verificou um teor de MO de $53,6 \text{ g.dm}^{-3}$, sendo este valor bem semelhante ao da presente pesquisa. Segundo Caliman (2011), o teor de matéria orgânica do solo, assim como o carbono orgânico do solo tem sido utilizado como indicador de alterações do solo, sendo menor em condições estressantes, logo se pode inferir que as parcelas estudadas não sofrem alterações.

Quanto aos micronutrientes, em sua maioria apresentaram valores altos para as três parcelas estudadas conforme Raij *et al.*, (1996), com exceção do Zn, que resultou em um valor considerado médio para a parcela Araucária e valores altos para as demais parcelas. Destaca-se também o fato de que o Mn e Fe apresentaram valores considerados muito altos (acima do valor considerado alto pela classificação de Raij *et al.*, 1996), isso reflete uma das características dos solos muito ácidos. Embora os teores elevados desses micronutrientes possam ser indícios de toxidez, provavelmente esse efeito não é observado nas parcelas, visto que a composição estrutural e a dinâmica da floresta não aparentam ser afetadas por essa característica.

Gusson *et al.* (2009) estudando as características químicas do solo sob Floresta Estacional Semidecidual em Ipiacu/MG, também apresentou valores médios para Fe e Mn de $34,40$ e $28,60 \text{ mg.dm}^{-3}$, considerados pelo autor como teores altos. Esses valores são superiores ao encontrado no presente estudo, o qual apresentou uma média entre as parcelas de $28,81$ e $27,89 \text{ mg.dm}^{-3}$ para Fe e Mn, respectivamente.

Já Calimann (2011) em solo sob Floresta Estacional Semidecidual Submontana, estudando área de baixada, encosta e topo, apresentou valores médios para Fe de $69,60 \text{ mg.dm}^{-3}$, Mn de 115 mg.dm^{-3} considerados como muito altos em comparação com o autor citado anteriormente e com os obtidos neste estudo. Esse autor ainda encontrou valores médios para Zn de $4,75 \text{ mg.dm}^{-3}$ e Cu de $0,61 \text{ mg.dm}^{-3}$, considerados inferior e superior, respectivamente, ao encontrado no atual estudo.

De forma geral, o solo para as parcelas analisadas pode ser considerado como álico (alta saturação por alumínio) e distrófico (baixa fertilidade), como já afirmado por Durigan (1999) em estudos nas mesmas parcelas, de acordo com os

resultados médios de saturação por bases (V%), alumínio trocável e saturação por alumínio (M%). Contudo, a parcela Imbuia destacou-se por apresentar o menor valor para saturação por alumínio (47,21%) e o maior valor para saturação por bases (20,23%), fato que pode diferenciá-la das demais, que no entanto não altera sua condição de baixa fertilidade.

Em estudos de solo em florestas nativas de um modo geral, intrigam os pesquisadores quanto à exuberância da floresta em relação a pouca disponibilidade de nutrientes. Segundo Espig *et al.* (2008), esse fato pode ser explicado por conta de alguns mecanismos característicos de ecossistemas de florestas tropicais sob solos de baixa fertilidade, sendo esses:

- O maior estoque de nutrientes está na parte aérea das árvores, o que não ocorre com outro tipo de cobertura vegetal em que a maior parte dos nutrientes se encontra no solo (FONSECA *et al.*, 1993);
- Presença de muitas raízes finas na superfície do solo penetrando a manta, frequentemente observadas em florestas tropicais (STARK e JORDAN, 1978; NUNES, 1980), o que pode explicar, em parte, como se dá a manutenção de uma floresta natural não perturbada sobre um solo de baixa fertilidade;
- Equilíbrio entre demanda e liberação de nutrientes, favorecido pela diversidade de espécies (DRUMOND *et al.*, 1997);

Esse autor ainda afirma que os conteúdos dos nutrientes Ca, Mg, P e K do material vegetal (biomassa foliar, serapilheira e manta) não dependem dos conteúdos desses nutrientes no solo sob Floresta Ombrófila Densa de Encosta. De forma que a fertilidade natural do solo não contribuiu efetivamente com a nutrição deste fragmento florestal, provavelmente, pelo grande volume de raízes observadas na manta, em ciclagem direta.

Outro fato que corrobora com o exposto, é a ciclagem de nutrientes, que pode apresentar um grande efeito sobre a vegetação. Segundo Herrera *et al.* (1978), florestas sobre solos de baixa fertilidade retornam menor quantidade de material formador de serapilheira em relação a solos férteis. No entanto as espécies dessas florestas desenvolvem mecanismos para conservar nutrientes, como a absorção de nutrientes diretamente da serapilheira, através da associação com micorrizas. Rodrigues (2012) afirma ainda que, tais relações simbióticas e melhoria na eficiência

de absorção de nutrientes por parte das plantas pode justificar o aumento na diversidade da floresta nesses solos ácidos e pobres.

1.5.4.4 Variáveis químicas do solo e sua correlação com o crescimento florestal

1.5.4.4.1 Componentes principais

O aspecto multidimensional dos dados levantados de solo e vegetação, com diversas variáveis interagindo de distintas maneiras, requer tratamento diferenciado para que a maior gama de relações causa-e-efeito sejam compreendidas (RODRIGUES, 2012). Os resultados obtidos para a análise de componentes principais para o grupo das variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal, por parcela estudada, podem ser observados nas TABELAS 8 e 9.

Ressalta-se que a seleção do número de componentes principais foi baseada no critério de análise da qualidade de aproximação da matriz de correlações, apresentando-se somente os componentes associados a autovalores superiores a 1 (MINGOTI, 2005). Para identificar as variáveis mais expressivas de cada componente, observaram-se os maiores valores para autovalores, conforme destacado em cada tabela.

Normalmente, tende-se a sugerir um nome para cada componente principal com base em suas variáveis mais representativas, porém, para este estudo, tal tendência não foi observada, de forma que os componentes foram diferenciados por numerais, os quais representam os autovalores para cada variável analisada. Contudo, podem-se observar alguns comportamentos semelhantes entre os componentes principais em comparação com as parcelas.

TABELA 8 - COMPONENTES PRINCIPAIS PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Variáveis	Araucária						Imbuia				Fogo				
	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3	Comp. 4	Comp. 5	Comp. 6	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3	Comp. 4	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3	Comp. 4	Comp. 5
Al	0,12	0,31	-0,41	-0,03	-0,01	-0,11	0,19	-0,14	0,45	0,38	0,17	-0,29	-0,06	0,13	-0,50
C	-0,27	0,12	0,34	0,21	-0,15	-0,04	0,09	0,39	0,22	-0,02	0,09	0,13	0,64	0,06	-0,05
Ca	0,31	0,05	0,33	0,02	-0,02	-0,04	0,33	0,04	-0,01	-0,13	-0,33	-0,04	0,04	0,07	0,02
CTC efetiva	0,16	0,33	-0,37	-0,01	-0,01	-0,11	0,31	-0,07	0,26	0,18	-0,22	-0,31	-0,01	0,08	-0,41
CTC total	-0,19	0,41	0,10	-0,14	-0,08	0,18	-0,04	0,43	0,05	0,12	0,07	-0,48	0,13	0,09	0,25
Cu	0,10	-0,02	0,09	-0,61	-0,24	-0,10	-0,16	-0,12	-0,37	0,50	-0,02	-0,25	0,15	-0,56	-0,07
Fe	-0,04	0,32	-0,05	-0,23	0,35	-0,15	-0,27	0,11	0,14	-0,18	0,12	-0,40	0,19	-0,21	0,25
H+Al	-0,23	0,38	0,06	-0,15	-0,08	0,17	-0,20	0,34	0,05	0,15	0,24	-0,34	0,09	0,08	0,20
K	0,09	0,03	0,04	0,04	0,59	0,46	0,22	0,18	-0,07	-0,01	-0,28	-0,03	0,21	-0,08	-0,18
m	-0,09	-0,13	0,22	-0,54	0,35	0,10	-0,10	-0,19	0,50	0,41	0,33	0,01	-0,03	0,05	-0,15
Mg	0,34	0,19	0,13	0,10	0,04	0,11	0,33	-0,01	-0,06	-0,02	-0,33	-0,09	-0,01	-0,08	0,00
Mn	0,34	0,05	0,21	-0,11	-0,13	0,09	0,22	0,01	-0,31	0,44	-0,20	0,19	0,14	0,38	0,08
MO	-0,27	0,12	0,34	0,21	-0,15	-0,04	0,09	0,39	0,22	-0,02	0,09	0,13	0,64	0,06	-0,05
N	0,04	0,40	-0,04	0,21	0,20	-0,15	0,10	0,40	0,06	0,07	-0,02	-0,20	0,02	0,61	0,13
P	0,06	0,03	-0,19	0,04	-0,32	0,77	-0,02	0,28	-0,31	0,25	0,09	0,02	0,11	0,01	-0,54
pH	0,26	-0,30	-0,21	0,08	0,03	-0,04	0,32	-0,13	-0,05	-0,10	-0,30	0,05	0,11	-0,15	0,16
SB	0,33	0,13	0,29	0,08	0,04	0,01	0,34	0,04	-0,03	-0,10	-0,34	-0,07	0,03	-0,02	-0,01
V	0,36	0,07	0,23	0,15	0,07	-0,06	0,33	-0,08	-0,04	-0,10	-0,34	-0,03	0,02	-0,03	-0,02
Zn	0,25	0,15	0,01	-0,22	-0,36	-0,07	0,23	0,12	-0,14	0,18	-0,23	-0,34	0,02	0,19	-0,07
Autovalor	5,97	3,59	2,83	1,37	1,20	1,01	8,52	4,88	1,77	1,34	8,60	2,91	2,10	1,92	1,12
Variância (%)	31,40	18,91	14,88	7,21	6,34	5,31	44,87	25,71	9,34	7,06	45,29	15,31	11,05	10,12	5,89
Variância acumulada (%)	31,40	50,31	65,19	72,41	78,74	84,06	44,87	70,57	79,91	86,97	45,29	60,60	71,65	81,78	87,67

NOTA: Al = alumínio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); C = carbono ($\text{g}.\text{dm}^{-3}$); Ca = cálcio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$), CTC efetiva = capacidade de troca catiônica efetiva ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); CTC total = Capacidade de troca catiônica total ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); Cu = cobre ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Fe = ferro ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); H+Al = acidez potencial ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); P = fósforo ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); m = saturação por alumínio (%); Mg = magnésio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); Mn = manganês ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); MO = matéria orgânica (%); N = nitrogênio; K = potássio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); pH = potencial hidrogeniônico; SB = soma de bases (%); V = saturação por bases (%); Zn = zinco ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$).

FONTE: O autor (2015)

O solo das parcelas de estudo foi representado quimicamente por 19 variáveis, das quais foram obtidos em 6 componentes principais na parcela Araucária, 5 na Fogo e 4 na Imbuia, que de forma acumulada foram capazes de explicar mais de 80% da variabilidade total dos dados. Contudo, se fosse considerado o limite de 70% da variância acumulada, as parcelas Araucária e Fogo apresentariam 4 e 3 componentes principais, respectivamente, enquanto que a parcela Imbuia apresentaria somente 2. Isso pode ser um indicativo de homogeneidade nas condições químicas do solo dessa parcela, onde há menos nutrientes que se destacam, comparativamente com as outras.

Os maiores autovalores foram encontrados para o primeiro componente de cada parcela, em ordem crescente, com 5,97 (parcela Araucária), 8,52 (parcela Imbuia) e 8,60 (parcela Fogo). As variâncias para o primeiro componente, exceto para a parcela Araucária, foram de quase 50%. De acordo com Lattin *et al.* (2011),

isso já era esperado, visto que o primeiro componente trata-se da combinação linear entre todas as variáveis, de forma a expressar a máxima variância e, por consequência, maior autovalor.

Silva *et al.* (2010), estudando atributos químicos de um Latossolo vermelho-amarelo húmico cultivado com café, encontraram cinco componentes principais que de forma acumulada explicaram 78,70% da variância dos dados, sendo que esse autor considerou 22 variáveis na análise. Semelhante a esse autor, analisando a variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo, Alves *et al.* (2014), de 14 variáveis, apresentaram 3 componentes principais, que juntos explicaram 78,11% da variabilidade dos dados. Já Santi *et al.* (2012), analisando componentes principais de atributos químicos e físicos do solo limitantes à produtividade de grãos, apresentaram cinco componentes que juntos explicaram 99,24% das variâncias das variáveis com autovalores maiores que 1, sendo que o primeiro componente explicou 53,83% da variabilidade química do solo da área experimental.

No presente estudo, a variância acumulada é superior às encontradas aos estudos de Silva *et al.* (2010) e Alves *et al.* (2014), e para a variância do primeiro componente os valores foram semelhantes aos obtidos por Santi *et al.* (2012) para as parcelas Imbuia e Fogo, e para a Araucária foi inferior.

Nota-se que para as três parcelas, dentre outras variáveis, o componente 1 foi composto por Mg, SB e V, o componente 2 por CTC total e H+Al, o componente 3 por C e MO e o componente 4 pelo Cu, e Zn para as parcelas Imbuia e Fogo. Isso ocorreu devido à alta correlação que essas variáveis apresentaram com seus respectivos componentes, da ordem de 0,7 a 0,8 ($p < 0,05$).

Com relação à dinâmica florestal, composta por 9 variáveis, foram representadas por três componentes para as parcelas Araucária e Imbuia, e dois para a Fogo, diferente do número de componentes obtidos para as variáveis químicas do solo, possivelmente por terem sido consideradas um número inferior de variáveis.

TABELA 9 - COMPONENTES PRINCIPAIS PARA VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Variáveis	Araucária			Imbuia			Fogo	
	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3	Comp. 1	Comp. 2	Comp. 3	Comp. 1	Comp. 2
ICA G 09-10	0,13	-0,63	-0,02	0,32	-0,52	0,05	0,31	0,40
ICA G 10-11	0,23	0,22	0,74	0,39	-0,26	0,10	0,32	-0,44
ICA G 11-12	0,42	0,09	-0,47	0,33	0,40	-0,37	0,39	-0,22
ICA G 12-13	0,43	-0,02	-0,32	0,37	0,40	0,17	0,39	0,21
IPA dap	0,36	-0,13	0,16	0,20	-0,29	0,58	0,31	0,26
IPA G	0,55	-0,04	0,04	0,55	0,03	0,00	0,46	0,02
Mortalidade	-0,22	-0,67	0,04	-0,18	-0,48	-0,44	-0,16	0,69
Recrutamento	0,28	-0,28	0,32	0,35	-0,16	-0,54	0,40	0,11
Autovalor	2,75	1,62	1,23	2,96	1,83	1,08	4,37	1,39
Variância (%)	34,40	20,28	15,35	36,95	22,92	13,55	54,62	17,43
Variância acumulada (%)	34,40	54,68	70,03	36,95	59,88	73,43	54,62	72,06

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

Os componentes principais obtidos foram capazes de explicar mais de 70% da variância total dos dados, cerca de 10% a menos comparado à variância acumulada obtida para os componentes das variáveis químicas do solo. Considerando um limite de 70% da variância acumulada, as parcelas estudadas também apresentariam o mesmo número de componentes principais, comparado ao critério dos autovalores superiores a 1, estabelecidos no presente estudo.

Os maiores autovalores também foram observados no primeiro componente de cada parcela, porém, com valores menores comparados aos autovalores obtidos para os componentes principais das variáveis do solo, na ordem decrescente de 4,37 (parcela Fogo), 2,96 (Parcela Imbuia) e 2,75 (parcela Araucária).

O primeiro componente foi responsável por 35% da variância total dos dados nas parcelas Araucária e Imbuia, valores semelhantes ao encontrado para a parcela Araucária no primeiro componente principal das variáveis do solo. Já a parcela Fogo resultou em 54,62% da variabilidade total dos dados no primeiro componente, valor esse superior ao encontrado para a mesma parcela e para a parcela Imbuia no

primeiro componente principal das variáveis do solo. A porcentagem superior da variância obtida para a parcela Fogo, nos dois grupos de variáveis estudados, reflete o bom desempenho da aplicação da análise de componentes principais nessa parcela.

Quanto aos componentes principais das variáveis da dinâmica florestal, também não foi possível nomeá-los, pois suas composições foram diferenciadas. Contudo, observou-se que algumas variáveis coincidiram entre as parcelas, como: IPA G ($m^2 \cdot ha^{-1} \cdot ano^{-1}$) no componente 1, ICA G 09-10 ($m^2 \cdot ha^{-1}$) e mortalidade no componente 2 e recrutamento no componente 3, as quais houve somente nas parcelas Araucária e Imbuia.

O grupo de variáveis aqui consideradas, refere-se somente à dinâmica florestal do fragmento, contudo a análise de componentes principais pode ser utilizada para tantas quantas forem as variáveis da estrutura vegetal coletadas, de forma a observar as mais representativas, o que ainda tem sido pouco realizada para florestas naturais.

1.5.4.4.2 Correlações

Em um primeiro momento, para analisar de forma exploratória a relação dos fatores químicos do solo com a dinâmica de crescimento do fragmento estudado, objetivou-se correlacionar linearmente as variáveis químicas do solo com as variáveis da dinâmica florestal, porém sem utilizar nenhum tipo de transformação de dados (Análise de Componentes Principais), como podem ser observados na TABELA 10, 11 e 12.

De forma geral, por meio das matrizes, foram observadas poucas correlações significativas entre as parcelas de estudo, com valores considerados moderados, na escala de 0,4 e 0,6.

TABELA 10 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO E DA DINÂMICA FLORESTAL, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Variáveis	ICA G 09-10	ICA G 10-11	ICA G 11-12	ICA G 12-13	IPA G	IPA dap	Mortalidade	Recrutamento
pH CaCl2	-0,17 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,29 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	-0,27 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	0,01 ^{ns}	-0,09 ^{ns}
Al	0,09 ^{ns}	-0,36 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,22 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	-0,18 ^{ns}	0,00 ^{ns}	0,04 ^{ns}
H+Al	0,15 ^{ns}	0,10 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,15 ^{ns}	0,30 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	0,06 ^{ns}
Ca	-0,53*	0,22 ^{ns}	-0,09 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,21 ^{ns}	-0,15 ^{ns}
Mg	-0,36 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	0,07 ^{ns}	0,11 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	0,09 ^{ns}
K	0,26 ^{ns}	0,17 ^{ns}	-0,40*	-0,09 ^{ns}	-0,12 ^{ns}	0,17 ^{ns}	0,22 ^{ns}	-0,28 ^{ns}
P	-0,15 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	0,00 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	-0,44*	0,00 ^{ns}	-0,15 ^{ns}
C	0,04 ^{ns}	0,39 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,28 ^{ns}	0,16 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	0,26 ^{ns}
MO	0,04 ^{ns}	0,39 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,28 ^{ns}	0,16 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	0,26 ^{ns}
N	0,28 ^{ns}	-0,24 ^{ns}	0,14 ^{ns}	0,16 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,18 ^{ns}
Cu	-0,03 ^{ns}	0,41*	-0,16 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,13 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	-0,09 ^{ns}	0,00 ^{ns}
Mn	-0,56*	0,19 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	0,17 ^{ns}	0,01 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	-0,20 ^{ns}	-0,02 ^{ns}
Fe	0,21 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	-0,18 ^{ns}	0,03 ^{ns}	0,00 ^{ns}	0,12 ^{ns}	0,43*	0,31 ^{ns}
Zn	-0,35 ^{ns}	0,19 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	0,07 ^{ns}	0,06 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	-0,31 ^{ns}	0,20 ^{ns}
SB	-0,43*	0,11 ^{ns}	0,05 ^{ns}	0,05 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,18 ^{ns}	-0,03 ^{ns}
CTC ef	0,02 ^{ns}	-0,34 ^{ns}	0,02 ^{ns}	0,22 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,19 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	0,03 ^{ns}
CTC tot	0,10 ^{ns}	0,11 ^{ns}	0,26 ^{ns}	0,16 ^{ns}	0,30 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	0,05 ^{ns}
V	-0,42*	0,05 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	0,01 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	-0,03 ^{ns}
m	0,39 ^{ns}	-0,21 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	0,14 ^{ns}	0,15 ^{ns}	0,07 ^{ns}	0,27 ^{ns}	0,13 ^{ns}

NOTA: *ns* = não significativo à 95% de probabilidade; * = significativo à 5% de probabilidade; ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano⁻¹); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Al = alumínio (cmol_c.dm⁻³); C = carbono (g.dm⁻³); Ca = cálcio (cmol_c.dm⁻³), CTC efetiva = capacidade de troca catiônica efetiva (cmol_c.dm⁻³); CTC total = Capacidade de troca catiônica total (cmol_c.dm⁻³); Cu = cobre (mg.kg⁻¹); Fe = ferro (mg.kg⁻¹); H+Al = acidez potencial (cmol_c.dm⁻³); P = fósforo (cmol_c.dm⁻³); m = saturação por alumínio (%); Mg = magnésio (cmol_c.dm⁻³); Mn = manganês (mg.kg⁻¹); MO = matéria orgânica (%); N = nitrogênio; K = potássio (cmol_c.dm⁻³); pH = potencial hidrogeniônico; SB = soma de bases (%); V = saturação por bases (%); Zn = zinco (mg.kg⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

TABELA 11 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO E DA DINÂMICA FLORESTAL, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Variáveis	ICA G 09-10	ICA G 10-11	ICA G 11-12	ICA G 12-13	IPA G	IPA dap	Mortalidade	Recrutamento
pH CaCl ₂	0,22 ^{ns}	0,40*	0,02 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	0,23 ^{ns}	0,24 ^{ns}	-0,09 ^{ns}	0,03 ^{ns}
Al	0,02 ^{ns}	0,03 ^{ns}	0,02 ^{ns}	0,19 ^{ns}	0,17 ^{ns}	0,10 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	-0,18 ^{ns}
H+Al	-0,34 ^{ns}	-0,41*	0,17 ^{ns}	0,13 ^{ns}	-0,24 ^{ns}	-0,35 ^{ns}	0,19 ^{ns}	0,14 ^{ns}
Ca	0,09 ^{ns}	0,30 ^{ns}	0,11 ^{ns}	-0,18 ^{ns}	0,11 ^{ns}	0,15 ^{ns}	0,05 ^{ns}	0,08 ^{ns}
Mg	0,12 ^{ns}	0,35 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	0,11 ^{ns}	0,20 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,14 ^{ns}
K	0,03 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	0,04 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,02 ^{ns}	0,18 ^{ns}	0,07 ^{ns}
P	-0,19 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,04 ^{ns}	0,13 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,10 ^{ns}
C	-0,16 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	0,34 ^{ns}	0,09 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,30 ^{ns}
MO	-0,16 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	0,34 ^{ns}	0,09 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,30 ^{ns}
N	-0,20 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	0,16 ^{ns}	0,05 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	0,29 ^{ns}	0,10 ^{ns}
Cu	-0,12 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	0,09 ^{ns}	-0,12 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	-0,42*	-0,07 ^{ns}
Mn	-0,02 ^{ns}	0,26 ^{ns}	-0,14 ^{ns}	-0,21 ^{ns}	-0,13 ^{ns}	0,20 ^{ns}	-0,19 ^{ns}	-0,14 ^{ns}
Fe	-0,09 ^{ns}	-0,29 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	-0,17 ^{ns}	-0,37 ^{ns}	0,33 ^{ns}	-0,02 ^{ns}
Zn	0,09 ^{ns}	0,51*	0,11 ^{ns}	0,02 ^{ns}	0,18 ^{ns}	-0,02 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	0,42*
SB	0,10 ^{ns}	0,30 ^{ns}	0,09 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	0,10 ^{ns}	0,16 ^{ns}	0,04 ^{ns}	0,10 ^{ns}
CTC ef	0,07 ^{ns}	0,19 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,02 ^{ns}	0,16 ^{ns}	0,15 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,06 ^{ns}
CTC tot	-0,35 ^{ns}	-0,30 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,05 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	-0,32 ^{ns}	0,24 ^{ns}	0,22 ^{ns}
V	0,17 ^{ns}	0,38 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	0,16 ^{ns}	0,26 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	0,01 ^{ns}
m	-0,06 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,08 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	-0,26 ^{ns}

NOTA: *ns* = não significativo à 95% de probabilidade; * = significativo à 5% de probabilidade; ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Al = alumínio (cmolc.dm⁻³); C = carbono (g.dm⁻³); Ca = cálcio (cmolc.dm⁻³), CTC efetiva = capacidade de troca catiônica efetiva (cmolc.dm⁻³); CTC total = Capacidade de troca catiônica total (cmolc.dm⁻³); Cu = cobre (mg.kg⁻¹); Fe = ferro (mg.kg⁻¹); H+Al = acidez potencial (cmolc.dm⁻³); P = fósforo (cmolc.dm⁻³); m = saturação por alumínio (%); Mg = magnésio (cmolc.dm⁻³); Mn = manganês (mg.kg⁻¹); MO = matéria orgânica (%); N = nitrogênio; K = potássio (cmolc.dm⁻³); pH = potencial hidrogeniônico; SB = soma de bases (%); V = saturação por bases (%); Zn = zinco (mg.kg⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

TABELA 12 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO E DA DINÂMICA FLORESTAL, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Variáveis	ICA G 09-10	ICA G 10-11	ICA G 11-12	ICA G 12-13	IPA G	IPA dap	Mortalidade	Recrutamento
pH CaCl ₂	0,00 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	-0,05 ^{ns}	-0,07 ^{ns}	-0,05 ^{ns}	0,24 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,16 ^{ns}
Al	-0,27 ^{ns}	-0,04 ^{ns}	-0,12 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	-0,17 ^{ns}	0,02 ^{ns}	-0,14 ^{ns}
H+Al	0,10 ^{ns}	0,50*	0,21 ^{ns}	0,27 ^{ns}	0,33 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,28 ^{ns}	0,19 ^{ns}
Ca	-0,10 ^{ns}	-0,17 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	-0,31 ^{ns}	-0,30 ^{ns}	0,12 ^{ns}	0,18 ^{ns}	-0,05 ^{ns}
Mg	-0,16 ^{ns}	-0,17 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	-0,25 ^{ns}	-0,22 ^{ns}	0,01 ^{ns}	0,24 ^{ns}	0,04 ^{ns}
K	-0,20 ^{ns}	-0,38 ^{ns}	-0,15 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,18 ^{ns}	0,04 ^{ns}	0,25 ^{ns}	-0,10 ^{ns}
P	-0,14 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	0,17 ^{ns}	0,04 ^{ns}	0,07 ^{ns}	-0,32 ^{ns}	0,22 ^{ns}	0,18 ^{ns}
C	0,52*	0,13 ^{ns}	0,08 ^{ns}	0,65*	0,48 ^{ns}	0,11 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,12 ^{ns}
MO	0,52*	0,13 ^{ns}	0,08 ^{ns}	0,65*	0,48*	0,11 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,12 ^{ns}
N	0,18 ^{ns}	0,00 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	0,15 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	-0,01 ^{ns}
Cu	-0,27 ^{ns}	0,30 ^{ns}	0,18 ^{ns}	0,16 ^{ns}	0,23 ^{ns}	-0,05 ^{ns}	0,10 ^{ns}	0,31 ^{ns}
Mn	0,27 ^{ns}	-0,19 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,06 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	0,40*	-0,01 ^{ns}	-0,06 ^{ns}
Fe	0,13 ^{ns}	0,25 ^{ns}	0,19 ^{ns}	0,34 ^{ns}	0,33 ^{ns}	0,02 ^{ns}	0,03 ^{ns}	0,17 ^{ns}
Zn	-0,16 ^{ns}	-0,11 ^{ns}	-0,10 ^{ns}	-0,26 ^{ns}	-0,27 ^{ns}	0,06 ^{ns}	0,09 ^{ns}	0,00 ^{ns}
SB	-0,15 ^{ns}	-0,20 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	-0,27 ^{ns}	-0,25 ^{ns}	-0,25 ^{ns}	0,23 ^{ns}	-0,01 ^{ns}
CTC ef	-0,37 ^{ns}	-0,25 ^{ns}	-0,26 ^{ns}	-0,35 ^{ns}	-0,39 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	0,26 ^{ns}	-0,12 ^{ns}
CTC tot	0,02 ^{ns}	0,50*	0,16 ^{ns}	0,15 ^{ns}	0,25 ^{ns}	-0,03 ^{ns}	-0,20 ^{ns}	0,23 ^{ns}
V	-0,16 ^{ns}	-0,24 ^{ns}	-0,16 ^{ns}	-0,28 ^{ns}	-0,27 ^{ns}	0,05 ^{ns}	0,23 ^{ns}	-0,03 ^{ns}
m	0,05 ^{ns}	0,12 ^{ns}	0,09 ^{ns}	0,21 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	0,17 ^{ns}	-0,17 ^{ns}	-0,03 ^{ns}

NOTA: *ns* = não significativo à 95% de probabilidade; * = significativo à 5% de probabilidade; ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano⁻¹); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Al = alumínio (cmol_c.dm⁻³); C = carbono (g.dm⁻³); Ca = cálcio (cmol_c.dm⁻³), CTC efetiva = capacidade de troca catiônica efetiva (cmol_c.dm⁻³); CTC total = Capacidade de troca catiônica total (cmol_c.dm⁻³); Cu = cobre (mg.kg⁻¹); Fe = ferro (mg.kg⁻¹); H+Al = acidez potencial (cmol_c.dm⁻³); P = fósforo (cmol_c.dm⁻³); m = saturação por alumínio (%); Mg = magnésio (cmol_c.dm⁻³); Mn = manganês (mg.kg⁻¹); MO = matéria orgânica (%); N = nitrogênio; K = potássio (cmol_c.dm⁻³); pH = potencial hidrogeniônico; SB = soma de bases (%); V = saturação por bases (%); Zn = zinco (mg.kg⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

Analisando as variáveis da dinâmica de crescimento das parcelas separadamente, nota-se que o ICA G 09-10 apresentou correlações negativas de -0,53 para Ca, -0,56 para Mn, -0,43 para SB e -0,42 para V, na parcela Araucária. Para a parcela Imbuia não houve correlações significativas, e para a Fogo, essa variável apresentou correlação positiva de 0,52 para C e MO.

Para o ICA G 10-11 houve correlação de 0,41 com o Cu na parcela Araucária, de 0,40 e 0,51 com o Ph e Zn, e 0,41 com H+Al na parcela Imbuia, e de 0,50 com CTC total e H+Al na parcela Fogo.

Já para o ICA G 11-12 somente houve correlação na parcela Araucária, de -0,40 com o K. O ICA G 12-13 também apresentou correlações significativas somente para uma das parcelas (Fogo), de 0,65 para C e MO, semelhante ao ICA G 09-10 na mesma parcela.

Para o incremento periódico anual em área basal e diâmetro, encontrou-se correlações significativas somente na parcela Fogo, de 0,48 com a MO e de 0,40 com Mn, respectivamente.

Com relação à mortalidade e recrutamento, não houve correlações significativas para a parcela Fogo. Em contra partida, na parcela Araucária, houve correlação da mortalidade com o micronutriente Fe ($r= 0,43$), e para a parcela Imbuia, encontrou-se a mortalidade correlacionada negativamente com o Cu ($r= -0,42$) e o recrutamento com o Zn ($r= 0,42$).

Com o objetivo de simplificar as correlações entre os dois grupos de variáveis estudadas, a fim de obter tendências passíveis de inferências, optou-se por eliminar a multicolinearidade das variáveis do grupo de solo com a obtenção de seus componentes principais, e com esses foram realizadas correlações com as variáveis da dinâmica florestal, sem transformações. Diferentemente das matrizes de correlação apresentadas anteriormente, nessa análise houve preferência em apresentar somente as correlações significativas, conforme pode ser observado na TABELA 13.

TABELA 13 - CORRELAÇÃO LINEAR DOS COMPONENTES PRINCIPAIS DAS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO COM AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA FLORESTAL EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcelas	Componente	Variáveis representativas do componente	ICA G 09-10	ICA G 10-11	ICA G 11-12	ICA G 12-13	IPA G	IPA dap	M	R
Araucária	Comp. 3	Al, C, Ca, CTC efetiva e MO	-	0,51	-	-	-	-	-	-
	Comp. 5	Fe, Zn e K	0,47	-	-	-	-	-	0,58	-
Imbuia	não houve correlações significativas									
Fogo	Comp.3	C e MO	0,44	-	-	0,62	0,48	-	-	-
	Comp.5	Al, CTC efetiva e P	0,45	0,40	-	-	-	-	-	-

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano⁻¹); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

As correlações obtidas foram reduzidas em número comparado às matrizes formadas pelas variáveis sem a aplicação da técnica dos componentes principais, porém manteve valores semelhantes, entre 0,40 e 0,62, considerados significativos e moderados. Para a parcela Imbuia não houve correlações significativas, possivelmente, devido a seu solo apresentar maiores teores para as variáveis analisadas, de forma a não haver uma limitação específica por nenhum nutriente, limitando as correlações.

Observou-se que as variáveis ICA G 11-12, IPA dap e recrutamento, para as três parcelas estudadas não apresentaram correlações com os componentes principais testados. Nota-se também que somente houve correlações com os componentes 3 e 5, coincidentemente, sendo que a parcela Araucária apresentou 6 componentes principais e a parcela Imbuia 5, para as variáveis químicas do solo.

Embora as variáveis anteriormente citadas não apresentem correlações, foram observados algumas tendências semelhantes em relação às matrizes de correlação apresentadas para as variáveis sem transformação. O componente 3, composto por C e MO, na parcela Fogo, se correlacionou significativamente com o incremento corrente anual em área basal no período de 2009-2010 ($r=0,44$) e de 2012-2013 ($r=0,62$), e com seu incremento periódico anual ($r=0,48$). Esse resultado foi muito semelhante ao apresentado na matriz de correlação da parcela fogo com as mesmas variáveis de crescimento. Isso indica que mesmo com a transformação

de dados realizadas através da técnica multivariada aplicada, as tendências de correlação permaneceram.

Acredita-se que as variáveis ICA G 2009-2010 e 2012-2013 foram influenciadas positivamente pelos teores de C e MO, possivelmente pelo fato da matéria orgânica do solo ser um dos melhores indicadores de qualidade do solo, pois se relaciona com inúmeras propriedades físicas, químicas e biológicas (REICHERT *et al.*, 2003), revelando que mesmo com a baixa fertilidade do solo classificada para a parcela, com MO de 31,4 g.dm⁻³, ainda foi capaz de proporcionar condições favoráveis para o desenvolvimento em área basal dos indivíduos da parcela, nos períodos citados. E o carbono, por compor cerca de 58% da matéria orgânica do solo, também fez parte das correlações, em decorrência dessa associação.

Silva (1993), em estudo das relações solo-vegetação como instrumento para o manejo da vegetação do cerrado no Triângulo Mineiro/MG, encontrou correlação entre matéria orgânica e a área basal. Mais recentemente, Pelissari (2012) em estudos sobre a silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de *Tectona grandis* L.f. na região sul do estado de Mato Grosso, também encontrou correlações positivas e significativas, de cerca de 0,40, da área basal com os teores de matéria orgânica do solo. Estudos como esses contribuem com as relações obtidas no presente estudo.

Ressalta-se ainda que para as variáveis não transformadas, a parcela Araucária apresentou correlação significativa e positiva de 0,43 da mortalidade com o micronutriente Fe. Essa tendência também foi observada, porém com o valor de r aumentado para 0,58 do componente principal 5 das variáveis químicas do solo, no qual o Fe faz parte de sua composição, com a mortalidade, na mesma parcela.

A mortalidade em florestas naturais pode ser causada por diversos motivos dentre eles: idade ou senilidade; competição e supressão; doenças ou pragas; condições climáticas; fogos silvestres e por anelamento e envenenamento, injúrias, corte ou abate da árvore (SANQUETTA, 1996). Por esse motivo, pode-se somente inferir que os teores desse micronutriente influenciaram positivamente a mortalidade nessa parcela, durante o período estudado, contudo sem garantir que somente esse fato foi a causa da mortalidade. Para a certificação desses resultados, seriam necessários estudos de acompanhamentos por um maior período de tempo, de

forma a analisar as tendências momentâneas ou duradouras de cada correlação encontrada.

Observou-se também que o incremento corrente anual em área basal no período de 2010 a 2011 relacionou-se positivamente com o componente 3 na parcela Araucária ($r=0,51$), e com o componente 5 na parcela Fogo ($r=0,40$), sendo que esses componentes possuem em comum os elementos Al e CTC efetiva na sua composição. Essas correlações corroboram com as obtidas para as variáveis não transformadas na parcela Fogo, na qual o ICA G 2010-2011 esteve correlacionado com o H+Al ($r=0,50$). Isso pode demonstrar que houve uma adaptação quanto à qualidade álica do solo dos indivíduos nessa parcela, a qual contribuiu positivamente para o incremento em questão.

Pode-se inferir essa mesma conclusão para a correlação de 0,45 encontrada para o mesmo incremento em período anterior (2009-2010) com o componente 5, no qual o Al e CTC efetiva participam de sua composição, como dito anteriormente. Silva Júnior *et al.* (1987), estudando as relações entre parâmetros do solo e da vegetação de cerrado na Estação Florestal de Experimentação de Paraopeba/MG, encontraram correlação positiva entre os teores de alumínio com a altura, densidade e área basal da vegetação, corroborando com os resultados encontrados no presente estudo.

Por estarem intimamente associados, é esperada uma relação de causa e efeito entre as variáveis do solo e a vegetação. No entanto, é, ao mesmo tempo, difícil reconhecer os efeitos que um tem sobre o outro, pois além desses grupos de variáveis estarem relacionadas entre si, ainda deve-se considerar suas interações com fatores ambientais. Dessa forma, ressalta-se a importância de estudos como este, não somente relacionados à silvicultura, mas também às florestas naturais, bem como à tipologia da Floresta Ombrófila Mista.

1.6 CONCLUSÕES

- Na dinâmica florestal, o crescimento em diâmetro e área basal foi considerado semelhante a outros estudos na mesma tipologia florestal, indicando que o fragmento ainda está em desenvolvimento, embora a dinâmica tenha apresentado pouca variabilidade dos incrementos durante o período estudado.
- A taxa média anual de recrutamento foi superior à taxa média anual de mortalidade, indicando que o fragmento estudado encontra-se em processo de recomposição.
- Os solos das parcelas estudadas apresentaram condição elevada de acidez, alta concentração de alumínio (Al^{+3}) e baixa saturação por bases, indicando locais de baixa fertilidade natural.
- As técnicas de análise multivariada de dados possibilitaram a redução da dimensão das variáveis estudadas por meio dos componentes principais, os quais representaram 70% da variância total dos dados.
- Em geral, o número de correlações significativas entre os grupos de variáveis analisados foram poucas e consideradas moderadas, indicando que a influência das variáveis químicas do solo na dinâmica florestal não foi perceptível em sua totalidade.

1.7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACCIOLY, P. **Mapeamento dos remanescentes vegetais arbóreos do estado do Paraná e elaboração de um sistema de informações geográficas para fins de análise ambiental do estado.** 129 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2013.

ALDER, D. **Estimación del volumen forestal y predicción del rendimiento con especial referência a los tropicos.** FAO Consultancy Report, 1980, p. 92.

ALDER, D.; SYNNOTT, T. J. **Permanent sample plot techniques for mixed tropical forest.** Oxford: Forestry Institute, 1992. 124 p. (Tropical Forestry Paper, 25).

ALVES, S. M. F.; QUEIROZ, D. M.; ALCÂNTARA, G. R.; REIS, E. F. Variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo usando técnicas de análise de componentes principais e geoestatística. **Biosci. J.**, Uberlandia, v. 30, supplement 1, p. 22-30, 2014.

AMARAL, L. P. **Geoestatística na caracterização do solo e da vegetação em Floresta Ombrófila Mista.** 133 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Guarapuava, 2010.

AMARAL JÚNIOR, A. T. Divergência genética entre acessos de moranga do banco de germoplasma de hortaliças da Universidade Federal de Viçosa. **Horticultura Brasileira**, v.17, sup., p.3-6, 1999.

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

BARRETO, T. G.; CORTE, A. P. D.; MOGNON, F.; RODRIGUES, A. L.; SANQUETTA, C. R. Dinâmica da biomassa e do carbono em fragmento urbano de Floresta Ombrófila Mista. **Enciclopédia Biosfera.** Goiânia, v.10, n. 18; p. 1300. 2014.

BARTH FILHO, N. **Monitoramento do crescimento e produção em Floresta Ombrófila Mista com uso de parcelas permanentes.** 99 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2002.

BENEDETTI, M. M.; SPAROVEK, G.; COOPER, M.; CURI, N.; CARVALHO FILHO, A. Representatividade e potencial de utilização de um banco de dados de solos do Brasil. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa-MG, vol.32, n.6, p. 2591-2600, 2008.

BENITES, V. M.; MOUTTA, R. O.; COUTINHO, H. L. C.; BALIEIRO, F. C. Análise discriminante de solos sob diferentes usos em área de mata Atlântica a partir de atributos da matéria orgânica. **Revista Árvore**, Viçosa, v.34, n.4, p.685-690, 2010.

BORTOLON, L.; GIANELLO, C. Interpretação de resultados analíticos de fósforo pelos extratores Mehlich-1 e Mehlich-3 em solos do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Ciência de Solo**, Viçosa, v. 32, n. 1, p. 2751-2756, 2008.

CALDEIRA, M. V. W. **Determinação de biomassa e nutrientes em uma Floresta Ombrófila Mista Montana em General Carneiro – Paraná**. 176 f. Tese (Doutorado em Ciências florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

CALDEIRA, M. V. W.; RONDON-NETO, R. M.; WATZLAWICK, L. F. Florística e estrutura de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, situado em São Marcos, RS – Brasil. In:Ciclo de atualização florestal do Cone-Sul, 1. Santa Maria – RS. **Anais...**Santa Maria: 1999. p. 319-327.

CALDEIRA, M. V. W.; MARQUES, R.; WATZLAWICK, L. F.; SOARES, R. V. Determinação e identificação dos teores de macronutrientes nas espécies arbóreas de uma floresta Ombrófila Mista Montana, General Carneiro, Paraná. **Revista Ambiência**, Guarapuava, v. 3, n. 2, p. 211-239, mai/ago. 2007.

CALIMAN, J. P. **Fertilidade do solo em uma Floresta Estacional Semidecidual Submontana no sul do Espírito Santo Jerônimo Monteiro Espírito Santo**. 44 f. Monografia (Graduação em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Espírito Santo, Espírito Santo, 2011.

CARVALHO, J. O. P. Dinâmica de florestas naturais e sua implicação para o manejo florestal. In: CURSO DE MANEJO FLORESTAL SUSTENTÁVEL. **Tópicos em manejo florestal sustentável**. Colombo: Embrapa-CNPQ, 1997. p. 43-55.

CASTELLA, P. R.; BRITZ, R. M. A. **Floresta com Araucária no Paraná**. Brasília: Ministério do Meio Ambiente, 2004. 233 p.

CHAVES, L. H. G.; MENINO, I. B. ; ARAÚJO, I. A. CHAVES, I. B. Avaliação da fertilidade dos solos das várzeas do município de Sausa, PB. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 2, n. 3, p.262-267, 1998.

CORAIOLA, M. **Caracterização estrutural de uma floresta estacional semidecidual localizada no município de Cássia (MG)**. 216 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Setor de Ciências Agrárias – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1997.

CURT, T.; BOUCHAUD, M.; AGRECH, G. Predicting site index of Douglas-Fir plantations from ecological variables in the Central area of France. **Forest Ecology and Management**, v. 149, p.61-74, 2001.

CURTIS, J. T.; MCINTOSH. An upland forest continuum in the prairie-forest border region of Wisconsin. **Ecology**, Washington, v. 32, n. 1, p. 476-496, 1951.

LANA, M. D. **Dinâmica e prognose do crescimento em um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no sul do Paraná**. 188 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) Setor de Ciências Agrárias - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2013.

DITZER, T.; GLAUNER, R.; FORSTER, M.; KOHLER, P.; HUTH, A. The process-based stand growth model Formix 3-Q applied in a GIS environment for growth and yield analysis in a tropical rain forest. **Tree Physiology**, v. 20, p.367-381, 2000.

DORAN, J. W.; PARKIN, T. B. Quantitative indicators of soil quality: a minimum data set. In: DORAN, J. W.; JONES, A. J. (Eds.). **Methods for assessing soil quality**. Wisconsin, USA: Soil Science Society American, 1996. p.25-37. (Special Publication, 49).

DRUMOND, M. A.; BARROS, N. F. de; SOUZA, A. L. de; SILVA, A. F. da; TEIXEIRA, J. L. Composição mineral e demanda nutricional de espécies florestais da mata atlântica. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 21, n. 1, p.1-10, 1997.

DURIGAN, M. L. **Florística, dinâmica e análise proteica de uma Floresta Ombrófila mista em São João do Triunfo – PR**. 125p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

EBLING, A. **Dinâmica e projeção em remanescente de Floresta Ombrófila Mista na Flona de São Francisco de Paula, RS**. 142 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro- Oeste, Irati, 2012.

EBLING, A. A.; PELISSARI, A. L.; ABRÃO, S. F.; BAMBERG, R. Prognose da estrutura diamétrica de remanescente de floresta com Araucária utilizando a função densidade de probabilidade Weibull. **Revista Agroambiente On-line**, Boa Vista, v. 8, n. 1, p.112-118, 2014.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1997. 212p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). **Sistema Brasileiro de classificação de solos**. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2006. 296 p.

ESPIG, S. A.; FREIRE, F. J.; MARANGON, L. C.; FERREIRA, R. L. C.; FREIRE, M. B. G. S.; ESPIG, D. B. Distribuição de nutrientes entre a vegetação florestal e o solo em fragmento de Mata Atlântica. **Rev. Bras. Ciênc. Agrár.** Recife, v.3, n.2, p.132-137, 2008.

FAQUIN, V. **Nutrição mineral de plantas**. UFLA/ FAEPE, Lavras, 2005. 183p.

FIDALSKI, J.; TORMENA, C. A.; SCAPIM, C. A. Espacialização vertical e horizontal dos indicadores de qualidade para um Latossolo Vermelho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, n. 1, p.9-19, 2007.

FIGUEIREDO FILHO, A. Crescimento, mortalidade, ingresso e distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Revista Floresta**. Curitiba, v. 40, n. 4, p. 763-776, 2010.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, mortalidade, ingresso e distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. **Revista Floresta**, v. 40, n. 4, p. 763-776, 2010.

FINGER, C. A. **Ein Beitrag zur Ertragskunde von Eucalyptus grandis und Eucalyptus saligna in Suedbrasilien**. Wien, Austria: Universitaet fuer Bodenkultur, 1991. 136p. Tese (Doutorado) - Universitaet fuer Bodenkultur, 1991.

FINOL, U. H. La silvicultura en la Orinoquia Venezolana. **Rev. For. Venez.**, Mérida, v. 18, n. 25, p. 37-114, 1975.

FONSECA, S.; BARROS, N. F.; NOVAIS, R. F.; COSTA, L. M.; LEAL, P. G. L.; NEVES, J. C. L. Alterações em um Latossolo sob eucalipto, mata natural e pastagem. I. Propriedades físicas e químicas. **Revista Árvore**, Viçosa, v.17, n. 3, p.271-288, 1993.

FOURNIER, F. Water balance and soils. In: UNESCO. **Tropical Forest Ecosystems**, Paris: UNESCO, 1978, p. 256-269.

FRANCO, G. A. C. **Florística e fitossociologia de duas unidades do mosaico florestal da Estação Ecológica dos Caetetus – Floresta Estacional Semidecidual, Gália – SP**. 95 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

FROGBROOK, Z. L.; OLIVER, M. A.; SALAHI, M.; ELLIS, R. H. Exploring the spatial relations between cereal yield and soil chemical properties and the implications for sampling. **Soil Use and Management**, Avenue, v. 18, n. 1, p. 1-9, 2002.

GALVÃO, F.; K UNİYOSHI, Y. S.; RODERJAN, C. V. Levantamento fitossociológico das principais associações arbóreas da Floresta Nacional de Iratí – PR. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 19, n.1 e 2, p. 30-49, 1989.

GAUCH JR, H. G. **Multivariate analysis in community ecology**. New York, Cambridge University Press, 1982. 298p.

GELSOMINO, A.; BADALUCCO, L.; AMBROSOLI, R.; CRECCHIO, C.; PUGLISI, E. & MELI, S.M. Changes in chemical and biological soil properties as induced by antropogenic disturbance: A case study of an agricultural soil under recurrent flooding by wastewaters. **Soil Biol. Biochem.**, Amsterdam, v. 38, n. 1, p. 2069-2080, 2006.

GUSSON, A. E.; LOPES, S. F.; DIAS NETO, O. C.; VALE, V. S.; OLIVEIRA, A. P.; SCHIAVINI, I. Características químicas do solo e estrutura de um fragmento de floresta estacional semidecidual em Ipiáçu, Minas Gerais, Brasil. **Rodriguésia**, Rio de Janeiro, v. 60, n. 2, p. 403-414, 2009.

HAIR, J. F., ANDERSON, R. E., TATHAM, R. L., BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. 5. ed. São Paulo: Bookman, 2005.

HERRERA, R.; JORDAN, C. F.; KLINGE, H.; MEDINA, E. Amazon ecosystems: Their structure and functioning with particular emphasis on nutrients. **Interciencia**, v. 3, n. 1, p. 223-232, 1978.

HERRERA, H. A. R.; ROSOT, N. C.; ROSOT, M. A. D.; OLIVEIRA, Y. M. M. de. Análise florística e fitossociológica do componente arbóreo da Floresta Ombrófila Mista presente na reserva florestal EMBRAPA/EPAGRI, Caçador, SC – Brasil. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 39, n. 3, p. 485-500, 2009.

HOPPE, J. M.; SCHUMACHER, M. V. **A floresta e o solo**. Porto Alegre: Pallotti, 1999. 83 p.

HUECK, K. **As florestas da América do Sul**. Brasília: Ed. Da Universidade de Brasília; São Paulo: Polígono, 1972, 466 p.

HUSCH, B.; MILLER, C.I.; BEERS, T.W. **Forest mensuration**. 3 ed. New York: John Wiley e Sons, 1982.

INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ (IAPAR). **Cartas climáticas do Estado do Paraná**. Disponível em: <http://www.iapar.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=677>. Acesso em: 11/05/2014.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Geografia do Brasil - Região Sul**. v. 2. Rio de Janeiro: FIBGE, 1990. 420p.

JUNIOR J. C. O. **Variabilidade espacial de atributos físicos, químicos e mineralógicos de solos da formação Guabirotuba**. 77 f. Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) Setor de Ciência do Solo - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2011.

KAISER, H. F. The application of electronic computers to factor analysis. **Educational and Psychological Measurement**, v. 20, 1960, p. 141-151.

KANIESKI, M. R. **Caracterização florística, diversidade e correlação ambiental na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS**. 101 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Setor de Ciências Agrárias - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2010.

KARLEN, D. L.; MAUSBACH, M. J.; DORAN, J. W.; CLINE, R. G.; HARRIS, R. F.; SCHUMAN, G. E. Soil quality: a concept, definition and framework for evaluation. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 61, n. 1, p. 4-10, 1997.

KLEIN, R. M. O aspecto dinâmico do pinheiro-brasileiro. **Sellowia**, Itajaí, v. 12, n. 12, p. 17-48, 1960.

KOHYAMA, T.; TAKADA, T. Recruitment rates in forest plots: Gf estimates using growth rates and size distributions. **Journal of Ecology**, Oxford, v. 86, n. 4, p. 633-639, 1998.

KUULUVAINEN, T.; AAKALA, T. Natural forest dynamics in boreal Fennoscandia: a review and classification. **Silva Fennica**, Finland, v. 45, n. 5, p. 823-841, 2011.

LAMPRECHT, H. Ensayo sobre estructura florística de la parte sur-oriental Del Bosque Universitario "El Caimital" Estado Barinas. **Rev. For. Venez.**, Mérida, v. 7, n. 10-11, p. 77-119, 1964.

LANDSBERG, J. J.; GOWER, S.T. Carbon Balance of Forests: Applications of Physiological Ecology to Forest Management. **Academic Press**: San Diego, 1997, p. 125-160. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/B85TH-4P61C9G-4/2/78f091d1736e5a62a4386f75fe8ee403>. Acesso em: 20/04/2014.

LATTIN, J. M. **Análise de dados multivariados**. São Paulo: Cengage Learning, 2011. xix, 455 p.

LATTIN, J. M.; CARROLL, J. D.; GREEN, P. E. **Análise de dados multivariados**. São Paulo: CENGAGE Learning, 2011. 455p.

LIEBERMAN, D.; LIEBERMAN, M.; PERALTA, R.; HARTSHORN, G. S. Mortality patterns and stand turnover rates in a wet tropical forest in Costa Rica. **Journal of Ecology**, v.73, n.3, p.915-924, 1985.

LIMA, V. C. **Fundamentos de pedologia**. Curitiba: UFPR. Departamento de Solos e Engenharia Agrícola, 2004.

LINGNER, D. V.; OLIVEIRA, Y. M. M.; ROSOT, N. C.; DLUGOSZ, F. L. Caracterização da estrutura e da dinâmica de um remanescente de Floresta com Araucária no Planalto Catarinense. **Pesq. Flor. Bras.**, Colombo, n. 55, p. 55-66, jul./dez. 2007.

LONGHI, S. J. **A estrutura de uma floresta natural de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze., no sul do Brasil.** 198 f. Dissertação (Dissertação de Mestrado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

MAACK, R. **Geografia física do Estado do Paraná.** Rio de Janeiro: J. Olympio, 1968. 350 p.

MAACK, R. **Geografia física do Estado do Paraná.** 2.ed. Rio de Janeiro: J.Olympio; Curitiba: Secretaria da Cultura e do Esporte do Governo do Estado do Paraná, 1981. 450p.

MAGURRAN, A. E. **Ecological diversity and its measurement.** New Jersey: Princeton University Press, 1988, 179 p.

MAGURRAN, A. E. **Diversidad Ecológica y su Medición.** Barcelona: Vedra, 1989. 200 p.

MARIANI, L.; CHANG, S. X.; KABZEMS, R. Effects of tree harvesting, forest floor removal, and compaction on soil microbial biomass, microbial respiration, and N availability in a boreal aspen forest in British Columbia. **Soil Biol. Biochem.**, v. 38, n. 1, p.1734-1744, 2006.

MARSCHNER, H. Relationships between Mineral Nutrition and Plant Diseases and Pests. In: **Mineral Nutrition of Higher Plants**, Londres: Academic Press, 1995. p.436-460. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/B978-012473542-2/50013-4>. Acesso em: 15/04/2014.

MELLO, F. A. F.; BRASIL SOBRINHO, M. O. C.; ARZOLLA, S.; SILVEIRA, R. I.; COBRA NETTO, A.; KIEHL, J. C. **Fertilidade do solo.** São Paulo: Nobel, 1983. 400p.

MELO, M. M. R. F. **Demografia de árvores em floresta pluvial tropical atlântica, Ilha do Cardoso, SP, Brasil.** 170 f. Tese (Doutorado em Ciências) Instituto de Biociências - Universidade de São Paulo, São Paulo. 2000.

MENGEL, K.; KIRKBY, E. A. **Principles of plant nutrition.** Bern: International Potash Institute, 1982. 655p.

MEURER, E. J. **Fundamentos de química do solo.** 4. ed. Porto Alegre: Evangraf, 2010, 266p.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 2005. 297 p.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2007. 295p.

MOGNON, F. **Dinâmica do estoque de carbono como serviço ambiental prestado por um fragmento de Floresta Ombrófila Mista Montana localizada no sul do Estado do Paraná**. 125 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2011.

MOGNON, F.; DALLAGNOL, F.; SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P.; MAAS, G. Uma década de dinâmica florística e fitossociológica em Floresta Ombrófila Mista Montana no sul do Paraná. **Revista de Estudos Ambientais (online)**, Blumenau, v. 14, n. 1, p. 43 - 59, 2012.

MOREIRA, F. L. M.; MOTA, F. O. B.; CLEMENTE, C. A.; AZEVEDO, B. M.; BOMFIM, G. V. Adsorção de fósforo em solos do Estado do Ceará. **R. Ci. Agron.**, v. 37, n. 1, p. 7-12, 2006.

MOSER JR., J. W. Dynamics of an uneven-aged forest stand. **Forest Science**, Bethesda, v. 18, n. 3, p. 184-191, 1972.

MOSCOVICH, F. A. **Dinâmica de Crescimento de uma Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS**. 130 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) Setor de Ciências Agrárias - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

NASCIMENTO, A. R. T.; LONGHI, S. J.; BRENDA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata – RS. **Revista Ciência Florestal**, Santa Maria, v.11, n.1, p. 105-119. 2001.

NILSSON, L. O.; HUTTL, R. F.; JOHANSSON, U. T.; JOCHHEIM, H. Nutrient uptake and cycling in forest ecosystems- present status and future research directions. **Plant and Soil**, n.168/169, p.5-13, 1995.

NUNES, K. S. **Ciclagem de nutrientes na mata de Dois Irmãos - Recife**. 123f. Dissertação (Mestrado em Botânica) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife, 1980.

OLIVEIRA, L. P. **Carbono e nutrientes no solo e na serapilheira em Floresta Ombrófila Mista Montana e plantio de *Pinus elliottii* Engelm.** 64 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) Setor de Ciências Agrárias – Universidade Estadual do Centro- Oeste, Irati, 2010.

OSAKI, F. **Distribuição espacial de microrganismos e fertilidade em solos de dois ecossistemas florestais.** 281 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2008.

PARKER, G. R.; LEOPOLD, D. J.; EICHENBERGER, J. K. Tree dynamics in an old-growth, deciduous forest. **Forest Ecology and Management**, v. 11, p.31–57, 1985.

PAVAN, M. A.; BLOCH, M. F.; ZEMPULSKI, H. C.; MIYAZAWA, M.; ZOCOLER, D. C. **Manual de análise química de solo e controle de qualidade.** IAPAR: Londrina, 1992. (IAPAR. Circular, 76).

PELISSARI A. L. **Silvicultura de precisão aplicada ao desenvolvimento de *Tectona grandis* L.f. na região sul do Estado de Mato Grosso.** 88 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais e Ambientais) - Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2012.

PIMENTEL, A.; PUTTON, V.; WATZLAWICK, L. F.; VALÉRIO, A. F.; SAUERESSIG, D. Fitossociologia do sub-bosque do Parque Ambiental Rubens Dallegrave, Irati, PR. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 3, p. 479-486, 2008.

PIZATTO, W. **Avaliação biométrica da estrutura e da dinâmica de uma Floresta Ombrófila Mista em São João do Triunfo-PR: 1995-1998.** 172f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) Setor de Ciências Agrárias - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

POGGIANI, F.; SHUMARCHER, M. V. **Ciclagem de nutrientes em florestas nativas.** In: GONÇALVES, J. L. M.; BENDETTI, V. (ed.) Nutrição e fertilização florestal. Piracicaba: ESALQ, 2000. p.288-308.

PRIMAVESI, A. **Manejo ecológico do solo: a agricultura em regiões tropicais.** 3. ed. São Paulo: Nobel, 2002. 549 p.

PRIOR, L. D.; MURPHY, B. P.; RUSSELL-SMITH, J. Environmental and demographic correlates of tree recruitment and mortality in north Australian savannas. **Forest Ecology and Management**, v. 257, n. 1, p.66-74, 2009.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. Mensura Forestal. In: SAN JOSÉ, C.R. **Deutsche Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ)**. GmbH: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), 1997.

PULCHALSKI, A.; MANTOVANI, M.; REIS, M. dos. Variação em populações naturais de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Kuntze associada a condições edafo-climáticas. **Scientia Florestalis**, n.70, p. 137-148. 2006.

QUAGGIO, J. A. Respostas das culturas à calagem. In: SEMINÁRIO SOBRE CORRETIVOS AGRÍCOLAS, Piracicaba, 1985. **Anais...** Campinas: Fundação Cargill, 1985. P. 123-157.

RAIJ, B. van. **Avaliação da fertilidade do solo**. 2. ed. Piracicaba: Instituto da Potassa e Fosfato, 1983. 142 p.

RAIJ, B. van. **Fertilidade do solo e adubação**. São Paulo; Piracicaba: Ceres, POTAFOS, 1991. 343 p.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J. A.; FURLANI, A. M. C. **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo**. 2.ed. Campinas: IAC, 1996. 285p. (Boletim técnico, 100)

REED, S. T.; MARTENS D. C. **Chapter 26 – Copper and Zinc**. In. Methods of soil analysis part 3 Chemical Methods. Number 5 in the Soil Science of America Book Series by Soil Science Society of America, Inc. American Society of Agronomy, Inc. Madison, Wisconsin, USA, p. 715-717, 1996.

REGAZZI, A. J. **INF 766 - Análise multivariada**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas. Departamento de Informática, 2001. 166p. (Apostila de disciplina)

REICHERT, J. M.; REINERT, D. J.; BRAIDA, J. A. Qualidade dos solos e sustentabilidade de sistemas agrícolas. **Revista Ciência Ambiental**, v. 27, n. 1, p. 29-48, 2003.

REIS, M. G. F.; BARROS, N. F. **Ciclagem de nutrientes em plantios de eucalipto**. In: BARROS, N. F.; NOVAIS, R. F. Relação solo eucalipto. Viçosa: Folha de Viçosa, 1990. p.265-301.

RESENDE, M.; CURI, N.; SANTANA, D. S. **Pedologia e fertilidade do solo: interações e aplicações**. Lavras: MEC/ESAL/POTAFOS, 1989. 134p.

REZENDE, A. V. **Diversidade, estrutura, dinâmica e prognose do crescimento de um cerrado *Sensu stricto* submetido a diferentes distúrbios por desmatamento**. 269 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2002.

RIVERA, H. H.; **Ordenamento territorial de áreas florestais utilizando avaliação multicritério apoiada por geoprocessamento, fitossociologia e análise multivariada**. 206 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.

RODE, R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A. Comparação florística entre uma Floresta Ombrófila Mista e uma vegetação arbórea estabelecida sobre um povoamento de *Araucaria angustifolia* de 60 anos. **Revista Cerne**, Lavras, v. 15, n. 1, p. 101-115, 2009.

RODERJAN, C. V.; GALVÃO, F.; KUNIYOSHI, Y. S.; HATSCHBACH, G. G. As regiões fitogeográficas do Estado do Paraná. **Revista Ciência e Ambiente**, Santa Maria, v. 24, n. 1, p. 75-92, jan/jun. 2002.

RODRIGUES, A. L. **Dinâmica e correlações ambientais em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista Aluvial em Guarapuava, PR**. 119f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, 2012.

RODRÍGUEZ TELLO, J. C. **Eficiência e custos de diferentes formas e tamanhos de unidades de amostra em uma floresta nativa de *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. no sul do Brasil**. 126 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1980.

RONDON NETO, S. M.; KOZERA, C.; ANDRADE, R. R.; CECY, A. T.; HUMMES, A. P.; FRITZSONS, E.; CALDEIRA, M. V. W.; MACIEL, M. N. M.; SOUZA, M. K. F. Caracterização florística estrutural de um fragmento da Floresta Ombrófila Mista, em Curitiba, PR, Brasil. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 32, n. 1, p. 3-16, jan./jun. 2002.

ROSSI, L. M. B.; KOEHLER, H. S.; SANQUETTA, C. R.; ARCE, J. E. Modelagem de mortalidade em florestas naturais. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 37, n. 2, p. 275-291, 2007.

ROVEDDER, A. P. M.; SUZUKI, L. E. A. S.; DALMOLIN, R. S. D.; REICHERT, J. M.; SCHENATO, R. B. Compreensão e aplicabilidade do conceito de solo florestal. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 23, n. 3, p. 517-528, jul.-set, 2013.

SANQUETTA, C. R. **A model of natural regeneration process of a fir-hemlock forest, southwestern Japan**. 136p. Tese (Doutorado em Manejo de Recursos Naturais). Ehime University, 1994.

SANQUETTA, C. R. **Fundamentos biométricos dos modelos de simulação florestal**. Curitiba: FUPEF Série Didática n. 8, 1996.

SANQUETTA, C. R.; PIZZATTO, W.; NETTO, S. P.; FILHO, A. F. Dinâmica da composição florística de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no centro-sul do Paraná. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava, v. 1, n. 2, p. 77-88, 2000.

SANQUETTA, C. R.; PIZZATTO, W.; NETTO, S. P.; EISFELD R. L.; FIGUEIREDO FILHO A. Dinâmica da estrutura horizontal de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava, v. 3, n. 1, p. 43-57, 2001.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; EISFELD.; R. L. Crescimento, mortalidade e recrutamento em duas florestas de Araucária (*Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze.) no Estado do Paraná, Brasil. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava, v. 5, n. 1, p. 101-112, 2003.

SANQUETTA, C. R.; MATTEI, E. **Perspectivas de recuperação e manejo sustentável das Florestas de Araucária**. Curitiba: Multigraf, 2006. 299p.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; SALZMANN, A. M.; VULCANIS, L. Dinâmica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista no sul do Paraná sob influência de taquaras. **Ambiência**, Guarapuava, v. 3, n. 1 p. 65-78, 2007.

SANQUETTA, C. R. **Experiência de monitoramento no bioma Mata Atlântica com uso de parcelas permanentes**. Curitiba: Multi-Graphic Gráfica e Editora. 2008. 338 p.

SANQUETTA, C. R.; THIELE P.; CÔRTE, A. P. D. Crescimento, mortalidade e recrutamento de duas Florestas de Araucária no Estado do Paraná, Brasil, no período de 1995-2007. **Naturalia**, Rio Claro, v. 33, n. 1, p. 117-126, 2010.

SANTI, A. L.; AMADO, T. J. C.; CHERUBIN, M. R.; MARTIN, T. N.; PIRES, J. L.; FLORA, L. P. D.; BASSO, C. J. Análise de componentes principais de atributos químicos e físicos do solo limitantes à produtividade de grãos. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v. 47, n. 9, p. 1346-1357, set. 2012.

SAWCZUK, A. R. **Florística e estrutura horizontal no período 2002-2008 de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Estado do Paraná**, 139 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Estadual do Centro-Oeste, Irati, 2009.

SCHAAF, L. B. **Florística, estrutura e dinâmica no período 1979-2000 de uma Floresta Ombrófila Mista localizada no Sul do Paraná**. 131 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2001.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. **Manejo sustentado de florestas inequidâneas heterogêneas**. Santa Maria: UFSM. 2000. 195 p.

SCHNEIDER, P. R. **Manejo Florestal: Planejamento da produção florestal**. Santa Maria: UFSM, 2004. 493p.

SCHNEIDER, P. R. **Manejo Florestal: planejamento da produção florestal**. Santa Maria: CEPEF/FATEC. 2009. 613 p.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário Florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1997.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 394 p.

SEELIGER, U.; CORDAZZO, C. V.; BARBOSA, F. **Os sites e o programa brasileiro de pesquisas ecológicas de longa duração**. São Paulo. 2002. 184 p.

SEGER, C. D. DLUGOSZ, F. L.; KURASZ, G.; MARTINEZ, D. T.; RONCONI, E.; MELO, L. A. N.; BITTENCOURT, S. M.; BRAND, M. A.; CARNIATTO, I.; GALVÃO, F.; RODERJAN, C. V. Levantamento florístico e análise fitossociológica de um remanescente de floresta ombrófila mista localizado no município de Pinhais, Paraná-Brasil. **Revista Floresta**, v. 35, n. 2, p. 291-302, 2005.

SELLE, G. L. Ciclagem de nutrientes em ecossistemas florestais. **Biosci. J.**, Uberlândia, v. 23, n. 4, p. 29-39, Oct./Dec. 2007.

SILVA, G. M. **Relações solo-vegetação como instrumento para o manejo da vegetação do cerrado no Triângulo Mineiro**. 136f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1993.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; XAVIER, A. C.; TEIXEIRA, M. M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um latossolo vermelho-amarelo húmico cultivado com café. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v. 34, n. 1, p. 15-22, 2010.

SILVA Jr, M. C. da; BARROS, M. F. de ; CANDIDO, J. F. Relações entre parâmetros do solo e da vegetação de cerrado na Estação Florestal de Experimentação de Paraopeba, MG. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 125-137, 1987.

SILVESTRE, R. **Comparação da florística, estrutura e padrão espacial em três fragmentos de Floresta Ombrófila Mista no estado do Paraná**. 89 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

SOUZA, R. F.; FAQUIN, V.; CARVALHO, R.; TORRES, P. R. F.; POZZA, A. A. A. Atributos químicos de solos influenciados pela substituição do carbonato por silicato de cálcio. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, n. 4, p.1563-1572, 2008.

STARK N. M.; JORDAN C. F. Nutrient retention by the root mat of an Amazonian rain forest. **Ecology**, v.59, p.435-437, 1978.

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**, Malásia, v. 19, n. 4, p. 207-217, 2007.

TOMÉ JR., J. B. **Manual para interpretação de análise de solo**. Guaíba: Agropecuária, 1997.

VALE, F. R. do; GUILHERME, L. R. G.; GUEDE, G. A. **Fertilidade do Solo: dinâmica e disponibilidade de nutrientes**. Lavras, Minas Gerais: UFLA/ESAL/FAEPE, 1994.

VALLADARES, G. S.; GOMES, E. G.; MELLO, J. C. C. B. S.; PEREIRA, M. G.; ANJOS, L. H. C.; EBELING, A. G.; BENITES, V. M. Análise dos componentes principais e métodos multicritério ordinais no estudo de organossolos e solos afins. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 1, p. 285-296, 2008.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield - applications to mixed tropical forests**. Wallingford: CAB International, 1994. 312p.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. **Spatial variability of soil physical properties in the field**. In: HILLEL, D., ed. Applications of soil physics. New York, Academic Press, 1980. p. 319-344.

WATZLAWICK, L. F.; VULCANIS, L.; SANQUETTA, C. R.; NUTTO, L. Perspectivas de manejo de capororoca (*Myrsine umbellata* Mart.) utilizando uma análise retrospectiva. **Revista Ambiente**, Guarapuava, v. 1, n. 1, p. 71-82, 2005.

WEBER, K. S.; SANQUETTA, C. R.; EISFELD, R. L. Variação volumétrica e distribuição espacial do estoque de carbono em Floresta Ombrofila Mista. **Revista Acadêmica Ciências Agrárias e Ambientais**, Curitiba, v. 3, n. 2, p. 77-85, abr./jun. 2005.

WILHM, J. Graphic and mathematical analyses of biotic communities in polluted streams. **Annual Review of Entomology**, v.17, p. 223-252, 1972.

WHITMORE, T. C. **An introduction to tropical rain forests**. Oxford: Clarendon Press, 1989.

2 MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DO CRESCIMENTO FLORESTAL COM BASE NAS CARACTERÍSTICAS QUÍMICAS DO SOLO

RESUMO

O objetivo desse estudo foi realizar a modelagem geoestatística das variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. Para tal foram utilizados dados provenientes de um inventário contínuo em três parcelas permanentes de 1 ha cada, subdivididas em 25 subunidades com dimensões de 20 x 20m (400 m²) totalizando uma área amostral de 3 ha, localizadas no município de São João do Triunfo, Paraná. Em um período de 4 anos (2009-2013) todos os indivíduos arbóreos com diâmetro à altura do peito igual ou maior que 10,0 cm (dap \geq 10,0 cm) foram identificados e mensurados. Além disso, foram coletadas amostras compostas de solo, sendo 25 por parcela, retiradas por gradagem na profundidade de 0-20 cm, analisadas quimicamente. Dessa forma, para a modelagem foram utilizadas variáveis relacionadas à dinâmica florestal (crescimento, mortalidade e recrutamento) e condições químicas do solo, considerando as coordenadas geográficas em cada ponto de coleta. Os dados foram inseridos em ambiente SIG, por meio do Software ArcGIS Desktop, versão 9.3, e submetidos ao ajuste do semivariograma pelos modelos esférico, exponencial e gaussiano, visando a análise da dependência espacial das variáveis. Além disso, foi calculado o índice de dependência espacial (IDE) das variáveis por meio da relação entre o efeito pepita e o patamar. Comprovada a dependência espacial entre os dados, utilizou-se o método de interpolação krigagem e cokrigagem ordinária, para estimar valores em locais não amostrados. Por fim, foram gerados mapas de inferência os quais permitiram a análise visual do comportamento espacial das variáveis estudadas. Como resultados, pode-se observar que para o grupo das variáveis da dinâmica florestal, nas parcelas Araucária e Fogo, 75% apresentaram IDE considerado forte, e para a parcela Imbuia, 62,5% resultaram o valor de IDE forte e moderado. Tal comportamento espacial não foi observado para o grupo das variáveis químicas do solo, visto que a porcentagem de variáveis com IDE considerado nulo ou fraco aumentou, resultando em 52, 42 e 31,6% para as parcelas Fogo, Araucária e Imbuia, respectivamente. As variáveis que apresentaram efeito pepita puro ou aleatoriedade espacial foram: pH, H+Al, Cu e CTC tot, ICA dap 10-11 e recrutamento (Parcela Araucária); C, MO, IPA dap e mortalidade (Parcela Imbuia); Al, H+Al e mortalidade (Parcela Fogo). Foi perceptível que para as variáveis dos dois grupos que apresentaram dependência espacial forte, moderada ou fraca, em unanimidade, tiveram seus semivariogramas ajustados pelo modelo exponencial. Quanto à validação, para os dois grupos de variáveis estudados foram observados parâmetros de erro aceitáveis para aplicação da krigagem, bem como valores reais e estimados próximos à média e com tendências semelhantes, indicando precisão satisfatória quanto ao desempenho do interpolador. Por meio dos mapas de inferência gerados, foi possível a análise visual do comportamento espacial de cada variável, ressaltando as diferentes tendências entre as parcelas estudadas, concluindo-se que a geoestatística mostrou grande potencial na caracterização do fragmento quanto a dinâmica florestal e condições edáficas.

Palavras-chave: Floresta Ombrófila Mista. Geoprocessamento. Krigagem. Cokrigagem.

ABSTRACT

The aim of this study was to perform the geostatistical modeling of the chemical characteristics of the soil and the forest dynamics of a fragment of Araucaria Forest. For this we used data from a continuous inventory in three permanent plots of 1 ha each, subdivided into 25 sub-units with dimensions of 20 x 20m (400 m²) with a total sample area of 3 ha, located in São João do Triunfo, Paraná. In a period of 4 years (2009-2013) all trees with diameter at breast height equal to or greater than 10.0 cm (dbh \geq 10.0 cm) were identified and measured. In addition, 25 composite soil samples were collected per plot, taken at a depth of 0-20 cm and chemically analyzed. Thus, for modeling were used variables related to forest dynamics (growth, mortality and recruitment) and chemical soil conditions, considering the geographical coordinates at each collection point. The data were entered in a GIS environment, through ArcGIS Desktop, version 9.3, and subject to adjustment of the semivariogram by spherical models, exponential and Gaussian, aiming to analyze the spatial dependence of variables. Furthermore, the spatial dependence index (SDI) of the variables was calculated using the relationship between the nugget effect and landing. Proven spatial dependence of the data, we used the kriging interpolation method and ordinary cokriging to estimate values in unsampled locations. Finally, inference maps were generated which allowed the visual analysis of the spatial behavior of variables. As a result, it can be observed that for the group of variables of forest dynamics on the parcels Araucaria and Fire, 75% had SDI considered strong, and in the Imbuia plot the portion of variables with strong and moderate SDI were 62.5%. This spatial pattern was not observed for the group of the chemical characteristics of the soil, as the percentage of variables with null or weak SDI increased, resulting in 52, 42 and 31.6% for plots Fire, Araucaria and Imbuia, respectively. Variables with pure nugget effect or spatial randomness were: pH, H + Al, Cu and CTC tot, ICA dap 10-11 and recruitment (Araucaria plot); C, MO, IPA dap and mortality (Imbuia plot); Al, H + Al and mortality (Fire plot). It was noticeable that for the variables of the two groups with strong, moderate or weak spatial dependence, unanimously, had their semivariogram adjusted by the exponential model. Regarding the validation, in the two groups of studied variables were observed acceptable error parameters to the application of kriging, and real and estimated values close to the mean and with similar trends, indicating a satisfactory performance as regards the accuracy of the interpolator. Through the inference maps generated, it was possible the visual analysis of the spatial behavior of each variable, highlighting the different trends between the plots studied, concluding that geostatistics showed great potential in the characterization of the fragment regarding its forest dynamics and soil conditions.

Keywords: Araucaria Forest. GIS. Kriging. Cokriging.

2.1 INTRODUÇÃO

Pesquisas detalhadas sobre os componentes de um ecossistema florestal, como o solo e a comunidade arbórea, servem de subsídios ao desenvolvimento e aperfeiçoamento das técnicas de manejo, buscando sua sustentabilidade e operacionalidade do sistema. Contudo, muitas dessas pesquisas são realizadas sem considerar a dependência espacial que existe para as variáveis de um ecossistema, ou ainda, sem se preocupar com a sua representação no espaço, baseada na correlação de suas variáveis.

Ortiz (2003) afirma que o planejamento e gerenciamento florestal envolvem práticas de manejo, que, por sua vez, necessitam de conhecimento simultâneo de variáveis do solo, do relevo e do rendimento produtivo da área. E para ajudar nisso, as técnicas de geoprocessamento com o apoio da geoestatística permitem a análise, em conjunto, das informações espaciais, subsidiando a tomada de decisões ágeis e eficientes, a fim de otimizar os recursos e atividades produtivas.

Segundo Wojciechowski (2009), a preocupação com técnicas e estimadores mais eficientes que determinem as características de uma área, ou uma porção da superfície florestal, são alvos de estudos não só na ciência do solo, mas também em outras áreas do conhecimento desde o início do século vinte. Contudo, ainda são poucos os trabalhos que abordam o comportamento espacial dos atributos do solo sob florestas naturais.

Na maioria das vezes o interesse da análise geoestatística não se limita à obtenção de um modelo de dependência espacial, desejando-se também predizer valores em pontos não amostrados. O interesse pode estar em um ou mais pontos específicos da área ou em obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável através de um mapa de superfície. Para se obter esta estimativa detalhada da área estudada é necessária a aplicação de um método de interpolação, como a krigagem (VIEIRA, 2000). Portanto, a Geoestatística associada ao método da krigagem, permite estimar dados em locais não amostrados levando em conta o comportamento espacial do fenômeno e minimizando o erro dessa estimativa.

2.2 OBJETIVOS

O objetivo geral deste estudo foi realizar a modelagem geoestatística para variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista. Os objetivos específicos foram:

- Analisar a dependência espacial de cada variável por meio do ajuste de semivariogramas experimentais,
- Realizar a interpolação de dados não amostrados, utilizando a técnica da krigagem ordinária e cokrigagem,
- Avaliar o comportamento espacial para as variáveis estudadas, através de mapas de inferência.

2.3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.3.1 Análises espaciais – Geoestatística

O geoprocessamento pode ser definido basicamente como um conjunto de tecnologias voltadas à coleta e tratamento de informações espaciais para um objetivo específico. Esse termo é utilizado para denotar o conjunto de técnicas matemáticas e computacionais para o tratamento de informações geográficas. As atividades que envolvem esse conjunto de tecnologias são executadas por sistemas específicos, como, por exemplo, os Sistemas de Informações Geográficas (SIG) e Sensoriamento Remoto (SR) (CÂMARA e MEDEIROS, 1998).

Os Sistemas de Informações Geográficas (SIG), devido à sua crescente utilização, têm incorporado novos princípios e procedimentos de análise espacial. Esse desenvolvimento deve-se ao consenso existente de que o sucesso da tecnologia dos SIG depende da potência de seus procedimentos na transformação dos dados observados, principalmente no que se refere à capacidade de desenvolver ferramentas de modelagem espacial (DRUCK, 2002).

A análise espacial tem por objetivo mensurar aspectos diversos considerando a localização espacial do fenômeno em estudo, ou seja, permite estudar, explorar e modelar fenômenos geográficos por meio de ambientes SIGs (DRUCK *et al.*, 2004). E nesse contexto, a estatística clássica que considera a independência espacial entre as amostras, vem sendo substituída pela análise geoestatística, fundamentadas na hipótese de dependência espacial (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989).

A geoestatística é fundamentada no estudo de uma função espacial numérica que varia de um local para outro com continuidade e cujos valores são relacionados com a posição espacial que ocupam (FARACO *et al.*, 2008), permitindo a estimativa de uma determinada variável em locais não amostrados e a aplicação em mapeamentos, planejamentos de amostragens e modelagens espaciais (GOMES *et al.*, 2007).

Os métodos geoestatísticos foram desenvolvidos por meio dos estudos realizados pelo engenheiro de minas Georges Matheron, na França, no final da

década de 1950 e no início dos anos 1960. Esses métodos estão fundamentados na Teoria das Variáveis Regionalizadas, formalizada por Matheron a partir de estudos desenvolvidos por Daniel G. Krige, concluindo que a variância espacial dos dados dependia da distância entre amostragens (LOURENÇO e LANDIM, 2005).

De modo geral, a modelagem geoestatística envolve três etapas principais (BAGNARA *et al.*, 2012):

- A análise variográfica, que tem como objetivo descrever a estrutura de dependência espacial do fenômeno em estudo;
- A análise inferencial ou krigagem, que tem como objetivo interpolar os valores de uma variável espacial em locais não amostrados;
- A simulação estocástica, que tem como objetivo construir cenários equiprováveis do fenômeno espacial em estudo.

2.3.2 Aplicação da geoestatística

Levando em conta que os fenômenos naturais não podem ser tratados como fenômenos aleatórios, faz-se necessário utilizar ferramentas matemáticas que permitem estudar o aspecto aleatório e o espacial de forma simultânea. De acordo com Guimarães (2004) a aplicabilidade e a utilização da geoestatística como metodologia de análise de dados no espaço ou no tempo esta difundida em vários ramos da ciência, envolvendo as ciências humanas, biológicas e exatas, desde o início do século vinte.

Apesar da importância desses estudos ser reconhecida, pouca informação quantitativa encontra-se disponível; estima-se que mais de 80% das publicações na literatura ecológica não consideram a estrutura espacial de dependência espacial (DORMANN, 2007). Dessa forma, no Brasil, ainda são poucos os trabalhos que abordam o comportamento de fenômenos relacionados à estrutura florestal e do solo sob remanescentes de floresta nativa (WOJCIECHOWSKI *et al.*, 2009).

Segundo Vieira (1997) a variabilidade espacial de propriedades do solo vem sendo uma das preocupações de vários pesquisadores, praticamente desde o início do século. E a partir disso, diversos trabalhos demonstraram que a variabilidade das propriedades do solo é espacialmente dependente (KRIGE, 1966; MATHERON,

1971; TRANGMAR *et al.*, 1985; VIEIRA *et al.*, 2002; MELLO *et al.*, 2006), ou seja, a diferença dos valores de determinada propriedade pode ser expressa como função da distância de separação dos pontos mensurados.

Anteriormente, o estudo das variáveis do solo era realizado através da estatística clássica, a qual requeria um número elevado de unidades amostrais para estimar o parâmetro em estudo com determinada precisão. Considerando essa problemática, Nielsen *et al.* (1973) realizou uma pesquisa não propriamente para preconizar o uso do ferramental geoestatístico, mas para demarcar o início da preocupação de alguns cientistas de solo, em conhecer e estimar o tipo e a magnitude de variação espacial, sendo esta pesquisa considerada um marco na interpretação da variabilidade espacial de propriedades do solo.

Após esse autor, McBratney e Webster (1983), Vieira *et al.* (1983) e Souza *et al.* (1997) também afirmaram que o estudo da dependência espacial das propriedades do solo por meio da geoestatística, pode reduzir o número de unidades amostrais em relação ao uso dos procedimentos amostrais definidos na estatística clássica.

Logo, a geoestatística se destaca como importante ferramenta na análise e caracterização da variabilidade espacial dos atributos do solo e se diferencia da estatística clássica por buscar a dependência espacial entre as unidades amostrais (VIEIRA, 2000; CARVALHO *et al.*, 2002). Tal ferramenta também auxilia na onerosidade dos estudos de solo, quanto a coleta de dados e análises laboratoriais, por reduzirem a densidade de trabalhos de campo e o custo dos levantamentos e mapeamentos tradicionais de solos.

Da mesma forma que os estudos do solo, o desejável para o manejo florestal é obter informações precisas e de baixa onerosidade. Um dos caminhos possíveis para tal objetivo é o uso de um método que explore adequadamente as relações regionais existentes entre as unidades amostrais.

Os métodos tradicionais usados para análise de inventários florestais utilizam uma medida de tendência central (média) e uma de dispersão (variância) para descrever um determinado fenômeno, sem levar em consideração as possíveis correlações entre as observações vizinhas (MELLO, 2004). Portanto, eles não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais. Já 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, ou seja, obter resultados que sejam capazes de explorar adequadamente as relações espaciais existentes entre os dados dendrométricos e o meio abiótico. Isso é de fundamental importância para o inventário, o manejo e o planejamento florestal.

A preocupação com a estrutura espacial de características dendrométricas é um assunto antigo, tendo como pioneiros no assunto os autores Osborne (1942) e Matérn (1960), os quais apresentaram a função exponencial para caracterizar a continuidade espacial de volumes de madeira obtidos de amostras sistemáticas. Nos anos 80, o tema dependência espacial voltou a ser alvo de estudo na ciência florestal, no qual autores como Samra *et al.* (1989) procuraram modelar o crescimento de altura para *Melia azedarach* na Índia fazendo uso de técnicas da Geoestatística e Cochen *et al.* (1990) e Wulder *et al.* (1996) realizaram a associação de técnicas geoestatísticas com sensoriamento remoto para caracterizar a estrutura de copa de coníferas a partir de imagens de satélite e parâmetros biofísicos, tais como índice de área foliar e área basal.

Outras aplicações da Geoestatística na área florestal são, na estimativa de índices de sítio (HÖCK *et al.* 1998), estimativa do volume total de madeira num povoamento de *Pinus* sp. (GUNNARSON *et al.* 1998), na determinação do grau de dependência espacial para área basal de *Pinus ponderosa* (BIONDI *et al.*, 1994) e opções de modelagem geoestatística para avaliação de inventários florestais em área de eucalipto (MELLO *et al.*, 2005; MELLO *et al.*, 2006).

Contudo, de uma forma geral, os estudos que utilizam a geoestatística como forma de analisar variáveis do solo, ainda são mais realizados na agricultura de precisão, visando corrigir aspectos insatisfatórios de fertilidade para alguma determinada cultura. E de forma semelhante, isso ocorre com estudos de cunho florestal, os quais empregam a geoestatística a fim de explorar aspectos dendrométricos de espécies para plantio. Portanto, ressalta-se a importância de estudos que utilizem as ferramentas geoestatísticas em florestas nativas, especialmente na Floresta Ombrófila Mista.

2.3.3 Semivariograma

A ferramenta geoestatística utilizada para estimar a variabilidade espacial é denominada de semivariograma. Essa ferramenta utiliza uma função numérica denominada semivariância, a qual avalia a dependência espacial de uma característica em função da distância entre pontos amostrados e baseia-se na estatística clássica, mas considera as coordenadas geográficas dos pontos amostrados, sendo assim, quanto mais próximos estão dois pontos, menor a probabilidade de variância entre os valores (ASSUMPÇÃO *et al.*, 2007).

A dependência espacial trata-se do quanto o resultado de uma amostra pode influenciar no resultado de outra amostra, tendo a distância como variável principal, onde amostras mais próximas tendem a apresentar resultados mais parecidos do que quando as distâncias entre estas amostras são maiores (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989). O valor entre as amostras pode apresentar continuidade até certa distância, sendo que a partir desse ponto já não apresenta dependência e, neste caso, pode-se dizer que as unidades amostrais são aleatórias e que uma não exerce influência sobre a outra (GUIMARÃES, 2004).

Conforme Camargo (1998) o nível de dependência entre essas duas variáveis regionalizadas, X e Y é representado pelo semivariograma $\gamma(h)$, o qual é definido como a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados pelo vetor distância h. Lima *et al.* (2008), Vieira (2000), Isaaks e Srivastava (1989), Andriotti (2003) e Guimarães (2004) afirmam que valores de semivariância são encontrados pela seguinte fórmula (13):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} * \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - (x_i + h)]^2 \quad (13)$$

Em que:

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

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

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

Com os dados de semivariância são gerados gráficos denominados semivariogramas, que demonstram com maior clareza a dependência de um atributo em função da distância entre dois pontos (GUIMARÃES, 2004). Segundo Vieira

(1998), em um semivariograma são estimados os parâmetros que possuem a função de descrever a variabilidade espacial dos dados, sendo esses: alcance (*range*), patamar (*sill*) e efeito pepita (*nugget effect*), representados respectivamente pelos símbolos a , C_0+C e C_0 , como pode ser visto na FIGURA 14.

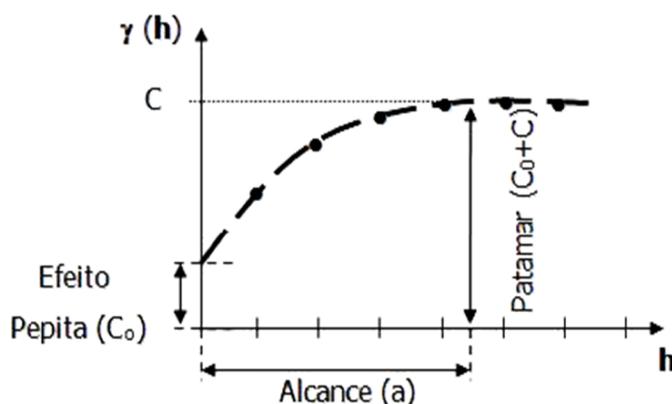


FIGURA 14 - REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DE UM SEMIVARIOGRAMA TÍPICO E SEUS PARÂMETROS.

FONTE: VIEIRA (1998)

- *Alcance (a)*: esse parâmetro controla o crescimento de $\gamma(\mu)$, e é o principal parâmetro fornecido pela geoestatística, representando a distância dentro da qual os valores de um determinado atributo são iguais entre si. Assim, valores de um atributo, localizados dentro da área cujo raio é igual ao seu valor, possuem entre si extrema semelhança em magnitude (TRANGMAR *et al.*, 1985). Segundo Guerra (1988) esse parâmetro 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.
- *Patamar (C_0+C)*: trata-se do valor do semivariograma correspondente a seu alcance (a). Desse ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as unidades amostrais, porque a variância da diferença entre seus pares torna-se invariante com a distância (CAMARGO, 2001), ou ainda corresponde ao ponto em que toda variância da amostra é de influência aleatória, correspondendo a variância total obtida pela estatística clássica (TRANGMAR *et al.*, 1985). Silva (1988) descreve ainda que o patamar é um parâmetro importante, pois permite a determinação da distância limite (alcance) entre dependência e independência entre unidades amostrais. Dependendo do comportamento do semivariograma para grandes valores de h , o modelo pode ser classificado em duas

categorias: modelos com patamar (Esférico, Exponencial e Gaussiano) e modelos sem patamar (modelos com capacidade infinita de dispersão, não tem variância finita e a covariância não pode ser definida).

- *Efeito pepita* (C_0): revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as unidades amostrais. Assim, representa aquela variância que não pôde ser detectada pelo semivariograma, seja pela necessidade de coletas amostrais às distâncias menores, seja pela ocorrência de um erro qualquer em alguma etapa do trabalho (TRANGMAR *et al.*, 1985). De acordo com Guimarães (2004) quanto menor for o efeito pepita do semivariograma, menor será a variância da estimativa. Mais precisamente, quanto menor for a proporção do efeito pepita para o patamar do semivariograma, maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa ou maior a confiança que se pode ter na estimativa. Se o semivariograma, ao invés de ser crescente e dependente de h como o mostrado na FIGURA 14, for constante e igual ao patamar para qualquer valor de h , se tem o que é conhecido como efeito pepita puro, ou seja, a ausência total de dependência espacial. Isto significa que o alcance para os dados em questão é menor do que o menor espaçamento entre unidades amostrais, caracterizando-se, assim, uma distribuição espacial completamente aleatória (SILVA *et al.*, 1989).

Outro parâmetro que pode ser extraído do semivariograma é a proporção $\{[1-(C_0/C)]*100\}$, ou seja, a porcentagem do efeito pepita no valor do patamar, estimando-se a dependência espacial das unidades amostrais, que de acordo com Cambardella *et al.* (1994) são classificados como: fraca dependência (< 25%), moderada dependência (25% < proporção \leq 75%) e forte dependência (> 75%). Quando o valor de proporção é igual a zero temos o efeito pepita puro, ou seja, as unidades amostrais não apresentam dependência espacial entre elas na distância amostrada, e os valores observados ocorrem de forma aleatória no espaço.

Os semivariogramas, com seus modelos devidamente ajustados, são necessários para o processo de interpolação, nos quais são estimados dados em toda a superfície, entre todos os pontos amostrados no processo de interpolação (GREGO e VIEIRA, 2005).

A escolha do modelo de semivariograma a ser utilizado trata-se de um dos aspectos mais importantes da geoestatística. Todos os cálculos da geoestatística

dependem do modelo de semivariograma ajustado e, conseqüentemente, se o modelo ajustado não for apropriado, os cálculos seguintes conterão erros que poderão afetar as inferências, portanto o ajuste de semivariograma deve receber uma atenção especial (GUIMARÃES, 2004).

O procedimento de ajuste não deve ser direto ou automático, mas sim interativo, pois nesse processo o analista deve verificar a adequação do modelo ao semivariograma experimental (CAMARGO, 1998). De acordo com Guerra (1988) os modelos esférico, exponencial e gaussiano, sobressaem-se dentre os modelos teóricos de semivariograma existentes (Figura 15). Além disso, Vieira (2000) afirma que para os estudos de variáveis de interesse ambiental, tais como solo e planta, esses três modelos são os mais ajustados.

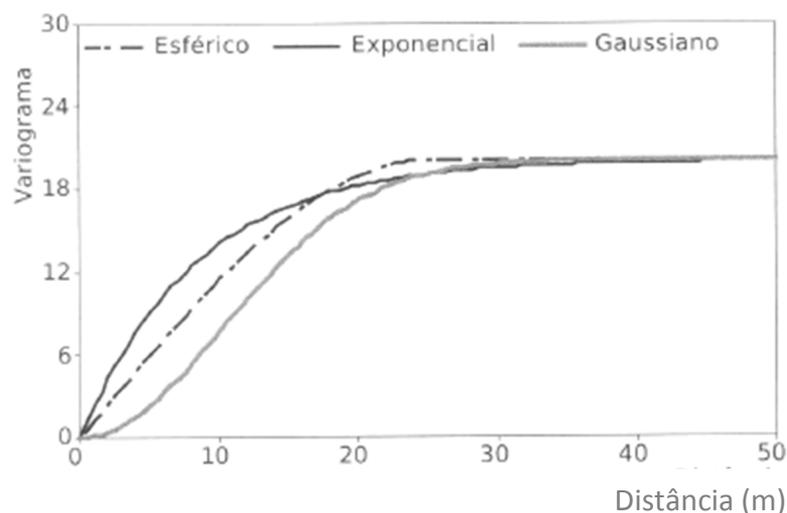


FIGURA 15 - MODELOS DE SEMIVARIOGRAMA COM PATAMAR.
 FONTE: OLEA (1999)

Conhecido o semivariograma da variável, e havendo dependência espacial entre as unidades amostrais, podem ser interpolados valores em qualquer posição no campo de estudo, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000; CAMARGO, 1998).

2.3.4 Krigagem

De forma geral, o interesse em realizar a análise geoestatística não se limita à obtenção de um modelo de dependência espacial somente, deseja-se também

predizer valores em pontos não amostrados. O interesse pode ser em um ou mais pontos específicos da área ou obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável na região através de um mapa de isolinhas ou de superfície (SILVA JUNIOR, 2001).

Dentre os métodos de interpolação pode-se citar a triangulação, o inverso da distância (ponderada ou não) e o vizinho mais próximo. Entretanto, tais métodos apresentam limitações quanto à representação da variabilidade espacial, pois são baseados em métodos de estatística clássica, em que se supõe independência espacial entre as unidades amostrais ou distribuição espacial aleatória (VIEIRA, 2000) e se desconsidera a continuidade do fenômeno observado (CAMARGO, 1998). Logo, a variabilidade espacial da maioria dos fenômenos naturais não pode ser mapeada por simples funções matemáticas, surgindo nesse contexto a demanda pela aplicação da krigagem como interpolador.

Landim (1998) descreveu a krigagem como uma série de técnicas de análise de regressão que visa minimizar a variância estimada, a partir de um modelo prévio, que leva em conta a dependência estocástica entre os dados distribuídos no espaço. O nome desse interpolador foi dado por Matheron (1963) em homenagem ao sul-africano Krige (VIEIRA, 2000). O valor estimado da variável é dado pela equação (15):

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (15)$$

Em que:

$\hat{Z}(x_0)$ = valor estimado para local não amostrado;

N = número de valores medidos;

$Z(x_i)$ = valor obtido por amostragem no campo;

λ_i = peso associado ao valor medido na posição x_i .

Esse estimador se remete a uma média móvel ponderada, e se difere dos outros métodos pela maneira de como seus pesos são distribuídos, o que faz da krigagem um interpolador ótimo (VIEIRA, 2000). Nesse caso, pontos próximos da posição a ser interpolada têm maiores pesos que os mais distantes, e ainda, as distâncias consideradas não são somente entre o ponto a ser predito e os vizinhos, mas também entre os vizinhos (SILVA JÚNIOR, 2001). Com isso pode-se destacar

que, para uma mesma distância, dados agrupados terão menores pesos, quando comparados individualmente com pontos isolados, pois esses dados trazem informações quase redundantes de uma mesma região.

Segundo Vieira (2000) e Thompson (1992), a krigagem tem capacidade de produzir melhores estimativas em termos de interpolação, pelo fato de estar embasada em duas premissas: não-tendenciosidade do estimador e variância mínima das estimativas, ou seja, a krigagem fornece a incerteza associada a cada valor predito.

Na literatura encontram-se diversos tipos de krigagem: krigagem simples, krigagem ordinária, krigagem universal, krigagem disjuntiva, krigagem indicativa, cokrigagem, entre outras (CAMARGO, 1998; SANTOS, 2010). De acordo com Landim e Sturaro (2002) os tipos mais utilizados são a krigagem simples e a krigagem ordinária. A krigagem simples é utilizada quando a média é assumida como estatisticamente constante para toda a área e a krigagem ordinária, por sua vez, considera a média móvel por toda a área.

Neste estudo foi utilizado a krigagem ordinária por levar em consideração a variação local da média, limitada ao domínio de estacionariedade dela à vizinhança local $W(u)$, centrada sobre a localização "u" a ser estimada. Em outras palavras, a krigagem ordinária utiliza médias locais ou tendências locais estimadas a partir dos elementos amostrais vizinhos, ao invés de uma única média estacionária, como o faz o algoritmo de interpolação simples (IMAI *et al.* 2003).

2.3.5 Cokrigagem

A cokrigagem é um procedimento geoestatístico no qual diversas variáveis regionalizadas podem ser estimadas em conjunto, com base na correlação espacial entre si (LANDIM, STURARO E MONTEIRO, 2002; LANDIN, 1998; ANGELICO, 2006; OLEA, 1999). Trata-se de uma extensão multivariada da krigagem, visto que o modelo trata com dois ou mais atributos dentro do mesmo campo aleatório (OLEA, 1999), que segundo Isaacks e Srivastava (1989) possibilita uma combinação linear de variáveis primárias e secundárias, a qual permite a inferência de uma através do conhecimento das outras.

Fundamental na utilização da cokrigagem é a verificação prévia de duas condicionantes, sendo elas a existência de correlação entre as variáveis envolvidas na análise, e que essas apresentem dependência espacial (VIEIRA, 2000). Segundo Viola *et al.* (2010), para que se obtenham bons resultados com a cokrigagem, é necessário que alterações no comportamento da variável secundária possam explicar, ao menos parcialmente, alterações na variável primária, ou seja, que haja correlação entre as mesmas.

De acordo com Guimarães (2004) o raciocínio básico para dedução do sistema de equações da cokrigagem é idêntico ao da krigagem, com uma diferença que, neste caso, envolve variáveis secundárias. Para estimar valores, Z_1^* , para qualquer local, X_0 , o valor estimado deve ser uma combinação linear de ambos Z_1 e Z_2 (VIEIRA, 2000), conforme a equação (16):

$$Z_1^*(x_0) = \sum_{i=1}^{n1} \lambda_{1i} Z_1(x_{1i}) + \sum_{i=1}^{n2} \lambda_{2i} Z_2(x_{2i}) \quad (16)$$

Em que:

$Z_1^*(x_0)$ = estimativa da variável primária no ponto x_0 ;

Z_1 e Z_2 = variáveis primária e secundária, respectivamente;

$n1$ e $n2$ = números de vizinhos de Z_1 e Z_2 ;

λ_{1i} e λ_{2i} = pesos associados a cada valor de Z_1 e Z_2 .

Existem vários tipos de cokrigagem, dentre as quais podem-se destacar a simples, ordinária, colocalizada e universal, sendo que no presente estudo optou-se por utilizar a cokrigagem ordinária. Essa técnica pode ser aplicada quando a amostragem de uma variável primária é insuficiente, utilizando-se a correlação da variável primária com variáveis secundárias mais densamente amostradas, e/ou quando se objetiva a melhoria da estimativa por meio de uma variável secundária (YAMAMOTO e LANDIM, 2013).

2.4 MATERIAL E MÉTODOS

2.4.1 Descrição da área de estudo

O estudo foi realizado na Estação Experimental Rudi Arno Seitz pertencente à Universidade Federal do Paraná (UFPR), localizada em São João do Triunfo/PR, cuja descrição encontra-se no capítulo 1.

2.4.2 Obtenção de dados

A coleta de dados foi realizada em duas etapas, ambas descritas no capítulo 1. A primeira etapa foi relacionada à análise da dinâmica florestal, na qual foram obtidos dados de crescimento, mortalidade e recrutamento nas parcelas de estudo, bem como variáveis estruturais da vegetação. A segunda etapa se ateve à análise de solo, através de suas variáveis químicas.

Para tais variáveis, foram realizadas as coletas das coordenadas geográficas referentes a cada ponto de amostragem de solo, com o auxílio de um receptor de Sistema de Posicionamento Global (GPS), configurado no sistema de coordenadas métricas (UTM), Fuso 22, *Datum* SAD69 sendo tomados 25 pontos por parcela estudada. As coordenadas geográficas obtidas através das coletas de solo, também puderam ser utilizadas para as variáveis da dinâmica florestal, visto que essas foram calculadas por conjunto de subparcelas (descrição no capítulo 1), no qual o ponto de coleta de solo se encontra no centro do conjunto. Mediante as coordenadas geográficas, foi possível analisar os dados de forma espacial.

2.4.3 Modelagem geoestatística

2.4.3.1 Análise exploratória

A estatística descritiva, como análise exploratória dos dados, tem o objetivo de conhecer a variável em estudo e resumí-la, para posterior análise espacial. Para tal, foram calculadas as medidas de posição (média e mediana), de dispersão (valor máximo, valor mínimo e coeficiente de variação) e da forma da distribuição dos dados (coeficiente de assimetria e de curtose), para o grupo das variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal, por parcela de estudo.

2.4.3.2 Semivariograma, Krigagem e Cokrigagem

Os dados foram inseridos em ambiente SIG, por meio do Software ArcGIS Desktop®, versão 9.3, o qual foi utilizado para as posteriores etapas realizadas neste capítulo. Para que fosse possível a análise da dependência espacial dos dados, esses foram submetidos ao ajuste do semivariograma utilizando a ferramenta *Geostatistical Analyst*.

De acordo com Salviano (1996) o semivariograma analisa existência da dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental, além de definir parâmetros necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados. Portanto, considera-se que medições localizadas próximas sejam mais parecidas entre si que aquelas separadas por grandes distâncias (VIEIRA, 2000).

O ajuste do semivariograma foi realizado com base na pressuposição de estacionaridade da hipótese intrínseca e conforme a equação apresentada por Vieira (2000) (17):

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (17)$$

Em que:

$\gamma^*(h)$ = semivariograma estimado;

$N(h)$ = número de pares de valores medidos $[Z(x_i)$ e $Z(x_i+h)]$, separados por um vetor distância h .

Existem vários modelos de ajuste do semivariograma, e esses devem fornecer soluções estáveis para o estimador linear – krigagem. Os modelos selecionados neste estudo para o ajuste do semivariograma foram: Esférico, Exponencial e Gaussiano, descritos conforme a TABELA 14.

TABELA 14 - EQUAÇÕES REFERENTES AOS MODELOS DE AJUSTE DO SEMIVARIOGRAMA.

	Equações	Modelo
(a)	$\rho(\mathbf{h}) = \begin{cases} \tau^2 + \sigma^2 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{\phi} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{\phi} \right)^3 \right] & \text{se } 0 \leq \mathbf{h} \leq \phi \\ \tau^2 + \sigma^2 & \text{se } \mathbf{h} > 0 \end{cases}$	Esférico
(b)	$\rho(\mathbf{h}) = \begin{cases} \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{-\frac{h}{\phi}} \right] & \text{se } 0 \leq \mathbf{h} \leq \phi \\ \tau^2 + \sigma^2 & \text{se } \mathbf{h} > \phi \end{cases}$	Exponencial
(c)	$\rho(\mathbf{h}) = \begin{cases} \tau^2 + \sigma^2 \left[1 - e^{-\frac{h^2}{\phi^2}} \right] & \text{se } 0 \leq \mathbf{h} \leq \phi \\ \tau^2 + \sigma^2 & \text{se } \mathbf{h} > \phi \end{cases}$	Gaussiano

FONTE: Vieira (2000)

A partir do ajuste do semivariograma, foi calculado o índice de dependência espacial dos dados por meio da metodologia proposta por Cambardela *et al.* (1994), na qual utilizou-se a relação $C_0/(C_0+C)$ considerando os intervalos propostos: dependência espacial fraca ($IDE > 75\%$), moderada ($25\% < IDE < 75\%$) e forte ($IDE < 25\%$).

Comprovada a dependência espacial entre os dados, utilizou-se o método de interpolação de krigagem ordinária, para estimar valores em locais não amostrados, por meio da equação apresentada por Vieira (2000) (18):

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i), \text{ com } \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \quad (18)$$

Em que:

$Z^*(x_0)$ = valor estimado para o local (x_0) não amostrado;

$Z(x_i)$ = valor obtido por amostragem no campo;

N = número de amostras vizinhas;

λ_i = pesos aplicados em cada $z(x_i)$.

A krigagem é considerada por Corá e Beraldo (2006) como o método que proporciona maior confiabilidade na estimativa de valores em pontos sem amostragem e, conseqüentemente, maior precisão na elaboração de mapas. Landim (2002) apresentou uma comparação entre alguns métodos de interpolação comumente utilizados na literatura, em que a krigagem também parece ser um dos melhores (TABELA 15).

TABELA 15 - COMPARAÇÃO E *RANKING* ENTRE MÉTODOS DE INTERPOLAÇÃO.

Algoritmo	Fidelidade aos dados originais	Suavidade das curvas	Velocidade de computação	Precisão geral
Triangulação	1	5	1	5
Inverso da Distância	3	4	2	4
Superfície/Tendência	5	1	3	2
Mínima Curvatura	4	2	4	3
Krigagem	2	3	5	1

NOTA: 1= melhor; 5= pior.

FONTE: Landim (2002)

É importante ressaltar que nenhum dos valores considerados *outlier* foi retirado da base, visto que esses não são erros e, sim, características intrínsecas locais da variável analisada.

De maneira semelhante à krigagem, foi aplicada a cokrigagem às variáveis da dinâmica florestal que apresentaram correlação com os componentes principais, gerados por meio das variáveis químicas do solo, conforme resultados e discussão contidos no capítulo 1. Dessa forma, as variáveis da dinâmica florestal foram estimadas por meio de co-variáveis, sendo essas os componentes principais.

2.4.3.3 Validação

A validação realizada para aplicação do interpolador krigagem ordinária e de sua extensão cokrigagem nos dados, também chamada de “validação cruzada”, trata-se de um procedimento que a partir da base de dados estimada pelo interpolador, faz a remoção aleatória de um dado, por vez, para estimar novamente a base de dados sem considerar o valor real da variável analisada no ponto removido (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989). Por meio desse processo, são

comparados os valores reais e estimados, gerando parâmetros de erro para o ajuste dos modelos testados.

Nesse estudo, a escolha do melhor modelo de ajuste se ateve a considerar aspectos como: valor do efeito pepita, visto que quanto menor esse valor maior é a dependência espacial, o erro quadrático médio (RMS) e o erro quadrático médio padronizado (RMSS), em ordem crescente de importância.

O índice de dependência espacial foi considerado como o parâmetro eliminatório e classificatório na escolha do modelo de melhor ajuste, visto que, se o valor para esse parâmetro for fraco ou nulo, descaracteriza a aplicação do interpolador para a variável analisada. Considerou-se também que os valores para RMS devem estar o mais próximo de zero possível, e para RMSS os valores devem estar mais próximos de 1 possível, visto que esse parâmetro trata da estimação, de forma que valores abaixo de 1 podem indicar subestimação e valores acima de 1 podem indicar superestimação.

As estatísticas RMS e RMSS consideradas foram obtidas pelas equações (19) e (20), respectivamente:

$$\text{RMS} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Z}(x_0) - Z(x_i))^2}{N}} \quad (19)$$

Em que:

RMS = erro quadrático médio;

$\hat{Z}(x_0)$ = valor estimado para o local (x_0) não amostrado;

$Z(x_i)$ = valor obtido por amostragem no campo;

N = número de amostras vizinhas.

$$\text{RMSS} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n [(\hat{Z}(x_0) - Z(x_i)) \cdot \sigma(x_i)^{-1}]^2}{N}} \quad (20)$$

Em que:

RMSS = erro quadrático médio padronizado;

$\hat{Z}(x_0)$ = valor estimado para o local (x_0) não amostrado;

$Z(x_i)$ = valor obtido por amostragem no campo;

N = número de amostras vizinhas.

$\sigma(x_i)$ = desvio-padrão do interpolador no ponto (x_i).

Além disso, foram gerados gráficos de dispersão dos valores reais e estimados pelo interpolador para cada variável analisada, nos quais pode-se visualizar o comportamento das estimativas. E por fim, foram desenvolvidos mapas de predição, separadamente por parcela e por variável ou componente principal, possibilitando uma análise espacial das correlações obtidas entre as variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal.

2.5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

2.5.1 Análise exploratória

As medidas de posição, de dispersão e da forma da distribuição dos dados, foram apresentadas para o grupo das variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal, por parcela de estudo, conforme as TABELAS 16 e 17.

TABELA 16 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcela	Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Coefficiente de Variação (%)	Curtose	Assimetria
Araucária	pH	3,48	3,50	3,30	3,60	0,09	2,44	-0,72	-0,24
	Al	5,03	5,34	1,63	6,93	1,44	28,62	0,61	-2,32
	H+Al	17,36	17,60	14,10	20,40	1,61	9,29	0,18	-0,28
	Ca	0,13	0,10	0,00	0,53	0,14	109,68	2,73	3,57
	Mg	0,17	0,15	0,00	0,37	0,09	54,45	0,09	1,51
	K	0,18	0,18	0,14	0,24	0,02	13,38	0,71	1,00
	P	3,99	3,70	1,90	12,70	2,13	53,53	11,93	6,09
	C	30,74	30,70	22,20	49,40	6,58	21,40	0,95	1,62
	MO	53,00	52,93	38,27	85,17	11,34	21,40	0,95	1,62
	N	0,36	0,37	0,29	0,49	0,04	12,14	1,35	1,25
	Cu	1,31	1,32	1,12	1,48	0,11	8,49	1,02	-0,73
	Mn	13,99	12,44	2,52	37,92	8,66	61,95	1,40	2,56
	Fe	23,30	21,96	16,20	41,56	5,56	23,88	3,58	3,15
	Zn	0,80	0,80	0,32	1,68	0,30	37,01	1,81	1,64
	SB	0,47	0,38	0,23	1,02	0,22	47,20	1,27	2,90
	CTC ef	5,50	5,93	2,01	7,26	1,47	26,76	0,72	-2,58
	CTC tot	17,83	17,93	14,51	20,75	1,58	8,84	0,28	-0,48
V	2,66	2,16	1,29	5,89	1,28	48,18	0,67	2,52	
M	91,15	91,80	81,09	96,31	4,21	4,62	0,24	-1,96	
Imbuia	pH	3,79	3,80	3,30	4,30	0,28	7,32	-0,55	0,28
	Al	2,64	2,01	0,31	6,21	1,85	69,90	-1,12	1,33
	H+Al	11,66	11,10	6,70	20,40	3,41	29,20	0,46	1,90
	Ca	1,89	1,70	0,40	4,50	1,21	64,33	-0,84	1,18
	Mg	0,70	0,70	0,10	1,60	0,42	60,32	-0,64	0,78
	K	0,25	0,24	0,11	0,47	0,09	35,06	0,70	1,50
	P	2,63	2,30	1,60	5,90	1,06	40,13	2,55	3,24
	C	32,28	28,50	21,20	66,90	10,04	31,11	4,97	3,90
	MO	55,64	49,13	36,55	115,34	17,31	31,11	4,97	3,90
	N	0,35	0,33	0,24	0,57	0,08	22,47	2,27	2,84
	Cu	0,81	0,84	0,44	1,60	0,25	30,75	3,14	2,45
	Mn	45,08	45,72	14,92	69,88	15,22	33,77	-0,83	-0,09
	Fe	14,64	12,84	6,80	30,24	6,70	45,73	0,06	1,88
	Zn	1,38	1,24	0,56	2,96	0,56	40,71	1,40	1,97
	SB	2,83	2,59	0,61	6,39	1,67	59,13	-0,79	1,04
	CTC ef	5,48	4,36	1,33	11,70	3,00	54,79	-0,98	0,96
	CTC tot	14,50	13,74	11,04	22,47	2,90	20,03	2,67	3,35
V	20,23	18,94	4,15	48,82	12,42	61,40	-0,46	1,18	
M	47,21	52,93	11,28	73,64	17,59	37,26	-1,19	-0,70	
Fogo	pH	3,57	3,60	3,40	3,80	0,09	2,65	1,40	2,12
	Al	5,75	5,66	4,61	6,81	0,56	9,80	-0,34	-0,25
	H+Al	15,82	16,30	13,10	19,00	1,37	8,68	0,51	-0,09
	Ca	0,26	0,14	0,01	1,26	0,29	114,34	4,70	3,93
	Mg	0,71	0,57	0,15	1,94	0,42	58,75	2,37	3,09
	K	0,29	0,27	0,20	0,55	0,08	26,31	5,21	3,97
	P	4,97	3,70	0,90	13,90	3,03	60,86	2,52	3,30
	C	18,25	16,20	6,00	28,50	6,04	33,10	-0,51	0,16
	MO	31,47	27,93	10,34	49,13	10,42	33,10	-0,51	0,16
	N	0,35	0,35	0,28	0,39	0,03	8,51	-0,51	-0,91
	Cu	1,86	1,88	1,08	2,44	0,31	16,96	0,38	-1,06
	Mn	24,60	23,60	10,20	40,36	8,64	35,13	-0,84	0,53
	Fe	24,50	24,68	14,52	37,16	4,73	19,31	1,43	0,67
	Zn	1,55	1,48	0,76	2,76	0,47	30,17	1,16	1,97
	SB	1,25	0,94	0,48	3,75	0,76	60,40	4,12	3,82
	CTC ef	7,00	6,89	6,07	9,72	0,71	10,09	8,98	4,75
	CTC tot	17,08	17,03	14,74	19,74	1,08	6,35	0,84	0,84
V	7,37	5,82	2,86	22,26	4,59	62,25	3,97	3,90	
M	82,58	85,49	61,42	92,18	8,68	10,52	0,50	-2,28	

NOTA: Al = alumínio (cmol_c.dm⁻³); C = carbono (g.dm⁻³); Ca = cálcio (cmol_c.dm⁻³), CTC efetiva = capacidade de troca catiônica efetiva (cmol_c.dm⁻³); CTC total = Capacidade de troca catiônica total (cmol_c.dm⁻³); Cu = cobre (mg.kg⁻¹); Fe = ferro (mg.kg⁻¹); H+Al = acidez potencial (cmol_c.dm⁻³); P = fósforo (cmol_c.dm⁻³); m = saturação por alumínio (%); Mg = magnésio (cmol_c.dm⁻³); Mn = manganês (mg.kg⁻¹); MO = matéria orgânica (%); N = nitrogênio; K = potássio (cmol_c.dm⁻³); pH = potencial hidrogeniônico; SB = soma de bases (%); V = saturação por bases (%); Zn = zinco (mg.kg⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

TABELA 17 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcela	Variáveis	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Coefficiente de Variação (%)	Curtose	Assimetria
Araucária	ICA G 09-10	0,02	0,02	0,00	0,05	0,01	52,42	0,66	0,84
	ICA G 10-11	0,02	0,02	0,00	0,05	0,02	82,73	-0,41	1,16
	ICA G 11-12	0,02	0,02	0,00	0,07	0,02	73,67	3,20	3,24
	ICA G 12-13	0,03	0,02	0,00	0,05	0,01	45,89	-0,85	0,36
	IPA G	0,02	0,02	0,01	0,04	0,01	35,61	1,09	2,15
	IPA dap	0,17	0,18	0,10	0,22	0,03	19,06	-0,70	-1,03
	Mortalidade	0,80	0,00	0,00	4,00	1,08	135,02	2,13	3,08
	Recrutamento	1,96	2,00	0,00	6,00	1,67	85,22	-0,07	1,57
Imbuia	ICA G 09-10	0,02	0,02	0,00	0,10	0,02	87,33	8,42	4,94
	ICA G 10-11	0,01	0,01	0,00	0,05	0,01	91,09	2,55	3,08
	ICA G 11-12	0,01	0,01	0,00	0,05	0,01	107,34	1,33	2,54
	ICA G 12-13	0,02	0,01	0,00	0,08	0,02	127,53	1,43	2,87
	IPA G	0,02	0,01	0,00	0,04	0,01	62,47	0,08	1,45
	IPA dap	0,18	0,18	0,09	0,27	0,04	24,87	-0,60	0,34
	Mortalidade	1,68	2,00	0,00	4,00	1,28	76,31	-0,71	0,82
	Recrutamento	1,64	1,00	0,00	5,00	1,50	91,26	-0,48	1,55
Fogo	ICA G 09-10	0,02	0,02	0,00	0,04	0,01	40,29	-0,85	-0,38
	ICA G 10-11	0,02	0,02	0,00	0,05	0,01	56,10	-0,09	-0,11
	ICA G 11-12	0,02	0,02	0,00	0,06	0,02	69,33	-0,38	1,23
	ICA G 12-13	0,03	0,03	0,00	0,08	0,02	65,91	-0,79	0,26
	IPA G	0,03	0,03	0,00	0,06	0,01	45,72	0,97	0,34
	IPA dap	0,22	0,21	0,13	0,33	0,06	26,27	-0,83	0,62
	Mortalidade	1,32	1,00	0,00	4,00	1,18	89,42	-0,51	1,30
	Recrutamento	2,24	2,00	0,00	8,00	2,15	95,82	1,26	2,51

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano⁻¹); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

Primeiramente, no que se refere à amostragem, de acordo com Yamamoto e Landim (2013), trata-se de um subconjunto de valores do fenômeno espacial que, se representativa, deve reproduzir a distribuição e variabilidade espacial tanto em tamanho (número de pontos) como na distribuição dos pontos. Dessa forma, qualquer estimativa baseada em pontos amostrais está, porém, sujeita a uma incerteza e, nesse sentido, a metodologia geoestatística se destaca ao permitir a incerteza associada à estimativa.

Conforme Journel e Huijbregts (1978), durante a construção dos semivariogramas experimentais são necessários no mínimo 30 pares de unidades amostrais para que o ponto experimental do semivariograma possa ser considerado representativo. No presente estudo foi utilizado um grupo de 25 unidades amostrais

por variável analisada, visto que a realização de coletas de solo e inventários florestais são trabalhos onerosos e de custo elevado.

Além disso, o processo de amostragem das parcelas, de acordo com descrição realizada no Capítulo 1, foi considerado como amostragem sistemática ou malha regular. Segundo Yamamoto e Landim (2013) dentre os três processos de amostragem geralmente utilizados (amostragem aleatória simples, aleatória estratificada e sistemática), a sistemática é a que oferece melhor resultado na modelagem geoestatística, contudo, independente do processo utilizado, a geoestatística tem por objetivo extrair o máximo de informações possíveis da amostra coletada.

Em uma primeira análise, pode-se dizer algo sobre a população conhecendo somente sua média e desvio padrão (WARRICK e NIELSEN, 1980; BREJDA *et al.*, 2000), para ambos os grupos de variáveis estudadas, os valores das medidas de tendência central (média e mediana) foram próximos, e quando isso ocorre, indica que os valores se encontram distribuídos simetricamente ao redor da média e da mediana e que essas medidas podem ser consideradas como valores típicos do conjunto de observações, ou seja, os resultados observados podem ser sumarizados por uma dessas medidas (VALE *et al.*, 2009).

Quanto ao desvio padrão, para o grupo das variáveis da dinâmica florestal, os valores foram considerados baixos, com o valor mínimo de 0,01 e máximo de 2,15, indicando que os dados tendem a estar menos dispersos e mais próximos do valor da média.

Já para o grupo das variáveis químicas do solo, não houve semelhanças nos valores de desvio padrão, por conta da presença de valores altos em 5 variáveis na parcela Araucária, 8 na Imbuia e 7 na Fogo, com valores entre 3,00 e 17,59, de forma que grandes valores para desvio padrão correspondem a unidades amostrais mais dispersas e menos próximas da média. A variação de valores para esse parâmetro no grupo de variáveis em questão, segundo Warrick e Nielsen (1980) e Brejda *et al.* (2000), pode ocorrer pelo fato de que o desvio padrão trata-se de uma medida de dispersão absoluta, limitando a comparação de dados expressos em unidades diferentes.

Outra medida de dispersão a ser considerada é o coeficiente de variação (CV), o qual fornece uma medida relativa da precisão do experimento (LANDIM, 2003), além de permitir a comparação da dispersão entre variáveis, pois independe

das unidades de medidas envolvidas (WARRICK e NIELSEN, 1980). Para as variáveis químicas do solo, o maior valor de CV foi encontrado para o Ca na parcela Fogo com 110%, e o menor valor para o pH na parcela Araucária com 2,5%. Com as variáveis da dinâmica florestal foram encontrados valores semelhantes, sendo o valor menor e maior valor concentrados na parcela Araucária, de 19% para o incremento periódico anual em diâmetro e de 135% para a mortalidade, respectivamente.

Ressalta-se ainda que em sua maioria, as variáveis analisadas apresentaram coeficiente de variação classificados como médio à alto, os quais de acordo Frogbrook *et al.* (2002) consideram-se como os primeiros indicadores da existência de heterogeneidade nos dados.

Para a assimetria e curtose, considerou-se que os valores entre -2 e 2 representariam uma possível tendência a não normalidade dos dados. As variáveis que apresentaram essa condição foram: ICA G 11-12, mortalidade, Ca, P e Fe na parcela Araucária; ICA G 09-10, ICA G 10-11, P, C, MO, N, Cu e CTC ef na parcela Imbuia; Ca, Mg, K, P, SB, CTC ef e V na parcela Fogo.

Contudo, de acordo com Isaaks e Srivastava (1989) e Cressie (1991), a normalidade dos dados não é uma exigência para a utilização da geoestatística, mas há uma ressalva para as distribuições que por ventura apresentem caudas muito alongadas, visto que poderia comprometer as estimativas da krigagem, as quais são baseadas nos valores médios. As variáveis citadas, que possuem tendência a não normalidade dos dados, poderão ser melhores analisadas a partir dos parâmetros de desempenho no ajuste do semivariograma, a fim de identificar a influência dos valores elevados de assimetria e curtose na aplicação da geoestatística.

2.5.2 Krigagem Ordinária

O ajuste do semivariograma, bem como a análise da dependência espacial, foi realizado por parcela, e para os dois grupos de variáveis abordadas no capítulo 1 (variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal). Os parâmetros de ajuste podem ser observados nas TABELAS 18 e 19.

TABELA 18 - PARÂMETROS DO SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcela	Variáveis	C0	C0+C1	a	IDE (%)	Classificação IDE	Modelo de ajuste	RMS	RMSS	
Araucária	ICA G 09-10	0,00	1,30	0,88	0,00	forte	exponencial	0,01	0,90	
	ICA G 10-11	puro	-	-	-	-	-	0,02	1,01	
	ICA G 11-12	0,00	0,31	0,53	0,00	forte	exponencial	0,02	0,94	
	ICA G 12-13	0,00	1,50	0,70	0,00	forte	exponencial	0,01	1,00	
	IPA G	0,00	0,75	1,23	0,00	forte	exponencial	0,01	1,03	
	IPA dap	0,00	1,20	1,23	0,00	forte	exponencial	0,03	1,05	
	Mortalidade	0,62	1,43	1,05	43,36	moderado	exponencial	1,05	1,02	
Recrutamento	puro	-	-	-	-	-	-	-	-	
Imbuia	ICA G 09-10	0,00	0,35	0,70	0,00	forte	exponencial	0,02	1,04	
	ICA G 10-11	0,00	2,20	1,23	0,00	forte	exponencial	0,01	1,09	
	ICA G 11-12	0,00	1,90	0,53	0,00	forte	exponencial	0,01	1,07	
	ICA G 12-13	0,00	0,60	0,88	0,00	forte	exponencial	0,02	1,11	
	IPA G	0,00	1,50	1,23	0,00	forte	exponencial	0,01	1,12	
	IPA dap	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
	Mortalidade	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
Recrutamento	1,95	2,36	0,70	82,63	fraco	exponencial	1,62	1,06		
Fogo	ICA G 09-10	0,00	1,00	1,40	0,00	forte	exponencial	0,01	0,95	
	ICA G 10-11	0,00	1,70	1,23	0,00	forte	exponencial	0,01	1,02	
	ICA G 11-12	0,00	3,14	1,05	0,00	forte	exponencial	0,02	1,04	
	ICA G 12-13	0,00	0,50	0,88	0,00	forte	exponencial	0,02	0,98	
	IPA G	0,00	1,60	1,05	0,00	forte	exponencial	0,01	1,05	
	IPA dap	0,00	4,67	1,40	0,00	forte	exponencial	0,04	0,90	
	Mortalidade	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
Recrutamento	1,41	0,60	1,23	235,00	fraco	exponencial	2,01	1,04		

NOTA: C0 = efeito pepita; C0+C1 = patamar; a = alcance; IDE = índice de dependência espacial (%); RMS = erro quadrático médio; RMSS= erro quadrático médio padronizado; ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano⁻¹); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

TABELA 19 - PARÂMETROS DO SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcela	Variáveis	C0	C0+C1	a	IDE (%)	Classificação IDE	Modelo de ajuste	RMS	RMSS	
Araucaria	pH CaCl2	puro	-	-	-	-	-	-	-	
	Al	0,0000	0,30	1,23	0,00	forte	exponencial	0,79	0,73	
	H+Al	puro	-	-	-	-	-	-	-	
	Ca	0,0100	2,09	0,70	0,48	forte	exponencial	0,13	1,02	
	Mg	0,0040	1,00	1,23	0,40	forte	exponencial	0,09	1,01	
	K	0,0004	0,70	0,70	0,06	forte	exponencial	0,03	1,07	
	P	1,8900	0,55	0,88	343,64	fraco	exponencial	2,34	1,17	
	C	11,3500	0,50	1,23	2270,00	fraco	exponencial	5,66	0,97	
	MO	33,7600	1,50	1,23	2250,67	fraco	exponencial	9,59	0,97	
	N	0,0016	2,00	1,05	0,08	forte	exponencial	0,04	0,95	
	Cu	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
	Mn	0,9000	0,88	0,70	102,27	fraco	exponencial	5,69	0,78	
	Fe	16,1400	3,00	0,35	538,00	fraco	exponencial	5,30	0,90	
	Zn	0,0560	1,80	0,35	3,11	forte	exponencial	0,32	1,02	
	SB	0,0250	5,50	1,05	0,45	forte	exponencial	0,22	1,03	
	CTC ef	0,0000	0,30	1,23	0,00	forte	exponencial	0,81	0,73	
	CTC tot	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
	V	0,9900	1,80	1,23	55,00	moderado	exponencial	1,29	1,03	
	m	12,7800	1,90	1,05	672,63	fraco	exponencial	4,42	1,05	
Imbuia	pH CaCl2	0,0000	1,10	1,23	0,00	forte	exponencial	0,22	1,04	
	Al	0,6400	4,63	1,23	13,82	forte	exponencial	1,36	0,87	
	H+Al	0,1800	2,00	1,23	9,00	forte	exponencial	2,54	0,98	
	Ca	0,2900	2,00	1,23	14,50	forte	exponencial	0,95	0,93	
	Mg	0,0090	2,70	1,23	0,33	forte	exponencial	0,33	0,99	
	K	0,0000	0,70	0,35	0,00	forte	exponencial	0,07	0,82	
	P	0,1300	1,47	0,88	8,84	forte	exponencial	0,84	0,99	
	C	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
	MO	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
	N	0,0020	0,68	0,70	0,29	forte	exponencial	0,07	0,94	
	Cu	0,0400	0,60	1,23	6,67	forte	exponencial	0,25	1,01	
	Mn	18,7500	0,30	1,23	6250,00	fraco	exponencial	12,70	1,05	
	Fe	14,2600	5,85	1,40	243,76	fraco	exponencial	5,14	0,87	
	Zn	0,0700	0,45	1,23	15,56	forte	exponencial	0,52	1,06	
	SB	0,4900	4,00	1,40	12,25	forte	exponencial	1,30	0,93	
	CTC ef	0,0000	1,20	1,40	0,00	forte	exponencial	1,75	0,78	
	CTC tot	3,6800	1,10	1,23	334,55	fraco	exponencial	2,47	0,92	
	V	0,0000	2,00	1,40	0,00	forte	exponencial	9,52	1,01	
	m	209,6000	3,11	0,35	6739,55	fraco	exponencial	18,43	0,98	
Fogo	pH CaCl2	0,0060	1,00	1,23	0,60	forte	exponencial	0,09	0,98	
	Al	puro	-	-	-	-	-	-	-	
	H+Al	puro	-	-	-	-	-	-	-	
	Ca	0,0400	0,91	0,53	4,40	forte	exponencial	0,30	1,06	
	Mg	0,0800	0,19	0,53	42,11	moderado	exponencial	0,43	1,08	
	K	0,0040	0,67	0,88	0,60	forte	exponencial	0,08	1,09	
	P	puro	-	-	-	-	-	-	-	
	C	18,6600	4,50	1,23	414,67	fraco	exponencial	5,47	0,95	
	MO	55,7900	1,30	1,23	4291,54	fraco	exponencial	9,43	0,95	
	N	puro	-	-	-	-	-	-	-	-
	Cu	0,0000	0,90	0,53	0,00	forte	exponencial	0,26	0,83	
	Mn	39,5000	0,93	1,23	4247,31	fraco	exponencial	8,63	1,04	
	Fe	12,9400	2,17	0,18	596,31	fraco	exponencial	4,76	0,94	
	Zn	0,1300	0,23	0,53	56,52	moderado	exponencial	0,47	1,04	
	SB	0,3000	0,75	0,88	40,00	moderado	exponencial	0,79	1,08	
	CTC ef	0,2900	0,60	0,88	48,33	moderado	exponencial	0,75	1,08	
	CTC tot	0,6200	1,20	0,35	51,67	moderado	exponencial	1,06	0,92	
	V	12,0700	0,22	0,53	5486,36	fraco	exponencial	4,85	1,09	
	m	42,9300	0,90	0,88	4770,00	fraco	exponencial	8,97	1,09	

NOTA: C0 = efeito pepita; C0+C1 = patamar; a = alcance; IDE = índice de dependência espacial (%); RMS = erro quadrático médio; RMSS = erro quadrático médio padronizado; pH = potencial hidrogeniônico; Al = alumínio (cmol_c.dm⁻³); H+Al = acidez potencial (cmol_c.dm⁻³); Ca = cálcio (cmol_c.dm⁻³); Mg = magnésio (cmol_c.dm⁻³); P = fósforo (cmol_c.dm⁻³); K = potássio (cmol_c.dm⁻³); C = carbono (g.dm⁻³); MO = matéria orgânica (%); N = nitrogênio (%); Cu = cobre (mg.kg⁻¹); Mn = manganês (mg.kg⁻¹); Fe = ferro (mg.kg⁻¹); Zn = zinco (mg.kg⁻¹); SB = soma de bases (%); CTC ef = capacidade de troca catiônica efetiva (cmol_c.dm⁻³); CTC tot = Capacidade de troca catiônica total (cmol_c.dm⁻³); V = saturação por bases (%); m = saturação por alumínio (%).

FONTE: O autor (2015)

Primeiramente, por meio dos parâmetros obtidos no ajuste do semivariograma, foi possível realizar o cálculo do índice de dependência espacial (IDE) para as variáveis em análise. De acordo com Kravchenko *et al.* (2006) e Lima *et al.* (2010) quanto maior a dependência espacial da variável melhor estrutura espacial e maior precisão podem ser obtidas na estimativa em locais não amostrados por intermédio de técnicas geoestatísticas. Portanto, esse aspecto serviu de premissa na análise geral do desempenho dos semivariogramas, visto que a ocorrência da dependência espacial fraca ou nula caracteriza a aleatoriedade dos dados, não justificando a modelagem geoestatística.

Nota-se que para o grupo das variáveis da dinâmica florestal, em sua maioria, apresentou dependência espacial considerada forte ($0 < 25\%$) em ambas as parcelas estudadas. Tal dependência espacial obtida foi representada basicamente pelos incrementos correntes anuais em área basal, e pelos incrementos periódicos anuais em diâmetro e área basal. Observa-se também, a ocorrência de somente uma variável, a mortalidade na parcela Araucária, que expressou dependência espacial considerada moderada ($25 < 75\%$) com 43,36%.

Portanto, pode-se dizer que para as parcelas Araucária e Fogo, 75% das variáveis do grupo da dinâmica florestal apresentaram IDE considerado forte, e para a parcela Imbuia, 62,5% das variáveis resultaram o valor de IDE considerado forte e moderado. Pelo fato do IDE se tratar de uma relação do efeito pepita e o patamar, em porcentagem, tais dependências espaciais satisfatórias foram obtidas devido as variáveis apresentarem efeito pepita com valor zero, o que demonstra o desempenho satisfatório dos ajustes dos semivariogramas (CHIG *et al.*, 2008).

Embora ainda sejam poucos os estudos que abordam a modelagem geoestatística para variáveis estruturais de floresta nativa, sendo que, os existentes abordam apenas aspectos sobre uma determinada espécie comercial ou para florestas plantadas, cabe citar alguns que apresentaram resultados semelhantes aos do presente estudo, como: Amaral (2010), o qual realizou estudos sobre a geoestatística na caracterização do solo e da vegetação em Floresta Ombrófila Mista em General Carneiro/PR, verificou dependência espacial forte para área basal do fragmento; Álvares *et al.* (2009), que utilizaram a geoestatística no estudo da produtividade e qualidade de plantações florestais do gênero *Eucalyptus*, observaram forte dependência espacial para incremento médio anual em área basal e para altura dominante; Pereira *et al.* (2013), que empregaram a geoestatística em

atributos químicos do solo e dendrométricos em plantio de *Tectona grandis* L.f., encontraram dependência espacial forte para diâmetro e volume, e moderada para altura.

Tal comportamento espacial satisfatório, obtido para o grupo das variáveis da dinâmica florestal, não foi observado para o grupo das variáveis químicas do solo, visto que a porcentagem de variáveis com IDE considerado nulo ou fraco aumentou, resultando em 52, 42 e 31,6% para as parcelas Fogo, Araucária e Imbuia, respectivamente.

Isso se deve aos altos valores de efeito pepita obtidos para tais variáveis, de forma que, quanto maior o valor desse parâmetro, maior a variabilidade e, conseqüentemente, a amostragem se torna insuficiente para esse nível de variabilidade espacial (YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Segundo Zanão Júnior *et al.* (2007), a variabilidade espacial dos nutrientes do solo pode não ser igual entre eles, ou seja, alguns nutrientes necessitam de números maiores de unidades amostrais que outros para que se possa conhecer o seu comportamento em relação a uma determinada área.

Embora o grupo das variáveis químicas do solo tenha apresentado um comportamento mais heterogêneo quanto à dependência espacial, podem-se observar algumas similaridades, como, por exemplo, as bases Ca, Mg e K apresentaram IDE considerado forte e moderado nas três parcelas estudadas, bem como a soma de bases (SB) e a capacidade de troca catiônica efetiva (CTC ef).

Pelissari *et al.* (2012) avaliando a correlação espacial dos atributos químicos do solo com o desenvolvimento da teca em Mato Grosso, encontrou dependência espacial considerada forte para as bases Ca, Mg e K. Amaral (2010) também apresentou dependência espacial moderada à forte para essas bases e, por consequência, para a soma de bases (SB), e Winagraski *et al.* (2012) em avaliação da distribuição espacial de atributos químicos do solo, em área de ajardinamento urbano em Curitiba/PR, encontrou dependência espacial forte para cálcio e magnésio, ajustados também pelo modelo exponencial. Estudos como esses indicam concordância no comportamento espacial das variáveis apresentadas, com as do presente estudo.

Quanto à CTC efetiva, levando em conta que ela informou a adição da variável soma de bases com o alumínio potencial, possuiu tendência a apresentar

IDE moderada à forte, possivelmente devido as variáveis que a compõem também apresentarem essa classificação de dependência espacial.

Outras variáveis como pH e Al também puderam ser consideradas com dependência espacial moderada à forte, por apresentarem essa característica em duas das três parcelas estudadas. Para tais variáveis, Amaral (2010) de forma semelhante, observou dependência espacial forte e moderada respectivamente. Já Winagraski *et al.* (2012) encontraram dependência espacial forte para esses atributos, corroborando de forma integral com o resultado obtido no presente estudo.

O zinco e o cobre apresentaram comportamentos diferenciados em relação aos outros dois micronutrientes analisados. Para duas das três parcelas estudadas, esses micronutrientes mostraram dependência espacial forte e na parcela restante o Zn apresentou IDE moderado e o Cu com efeito pepita puro. Em concordância com esses resultados estão Machado *et al.*, (2007) para o Cu, Gontijo *et al.* (2012) para Zn, e por Santos *et al.* (2011) e Santos *et al.* (2013) para Cu e Zn.

O V apresentou-se de forma aleatória quanto a sua dependência espacial, apresentando IDE moderado, forte e fraco para as parcelas Araucária, Imbuia e Fogo, respectivamente. Por se tratar de um parâmetro que pode indicar a fertilidade do solo, a dependência espacial da saturação por bases acompanhou a característica de cada parcela, visto que os solos foram considerados de baixa fertilidade, embora a parcela Imbuia tenha se destacado quanto ao teor superior de alguns nutrientes.

Semelhantemente, Rossato *et al.* (2009), estudando a geoestatística na análise de atributos químicos dos solos na reserva indígena Araribá/SP, apresentou dependência espacial moderada para essa variável, também condicionado a solo de baixa fertilidade.

Para o fósforo, a dependência espacial também foi considerada aleatória entre as parcelas, visto que apresentou IDE fraco, forte e nulo respectivamente, nas parcelas Araucária, Imbuia e Fogo. Embora autores como Rossato *et al.* (2009) tenham obtido dependência espacial considerada forte para esse nutriente, Salviano *et al.* (1998) estudando a variabilidade espacial de atributos de solo em área severamente erodida e Caon (2012) abordando a espacialização e mapeamento da fertilidade em diferentes camadas e densidades amostrais, compartilharam de um resultado semelhante ao presente estudo na parcela Fogo, com efeito pepita puro.

Para as variáveis pH, H+Al, Cu e CTC tot (Araucária); C e MO (Imbuia); Al e H+Al (Fogo), não foram encontrados ajustes do semivariograma experimental a um modelo teórico, apresentando, assim, efeito pepita puro (EPP) ou ausência total de dependência espacial para distâncias maiores que a menor distância adotada entre as unidades amostrais. Possivelmente, em casos em que ocorre o efeito pepita puro, a dependência espacial ocorre em uma distância menor do que a distância entre os pontos de amostragem (lag) utilizada (VIEIRA, 2000).

As variáveis químicas do solo que apresentaram dependência espacial fraca ou nula (efeito pepita puro) também revelaram uma tendência entre as parcelas. A matéria orgânica do solo e o carbono, por exemplo, nas parcelas Araucária e Fogo apresentaram dependência espacial fraca, e na parcela Imbuia foi considerado nulo ou também chamado efeito pepita puro.

Esse comportamento espacial da MO já era esperado, visto que, em sua composição, grande parte é devido à deposição da serapilheira (folhas, galhos, sementes, entre outros), no solo da floresta, que ocorre de maneira irregular, ditada por condições fisiológicas das espécies e fatores externos (WOJCIECHOWSKI *et al.*, 2009). Alguns autores, como Guimarães (2000); Ortiz (2002); Hernandez *et al.* (2003) e Wojciechowski *et al.* (2009) em suas pesquisas também observaram essa tendência espacial da MO, de forma a corroborar com os resultados encontrados no presente estudo.

Infere-se ainda que, possivelmente pelo fato do carbono orgânico participar com 58% da matéria orgânica do solo (EMBRAPA, 1997; PRIMAVESI, 2002), a ausência de dependência espacial foi compartilhada. Em contra partida, o nitrogênio, apesar da sua estreita relação com a matéria orgânica, apresentou dependência espacial forte para duas das parcelas estudadas, indicando que esse nutriente possui comportamento espacial característico.

Para os micronutrientes manganês e ferro, e para a saturação por alumínio (m), em ambas as parcelas de estudo, resultaram em dependência espacial considerada fraca. Isso ocorreu devido aos altos valores de efeito pepita encontrados, os quais refletem na dependência espacial e podem indicar, dentre outros aspectos, a insuficiência na amostragem. De acordo com YAMAMOTO e LANDIM (2013), o efeito pepita reflete a incerteza em pequenas distâncias, principalmente pela falta de conhecimento da distribuição espacial da variável em estudo. Logo, quanto maior o efeito pepita, maior a variabilidade e,

consequentemente, a amostragem se torna insuficiente para esse nível de variabilidade espacial.

Os semivariogramas ajustados para os grupos de variáveis analisados, bem como para as três parcelas em estudo, pode ser observado através das FIGURAS 16, 17, 18, 19, 20 e 21. Cabe ressaltar que para as variáveis em que foi caracterizada a aleatoriedade espacial dos dados (efeito pepita puro), a análise semivariográfica não se aplica.

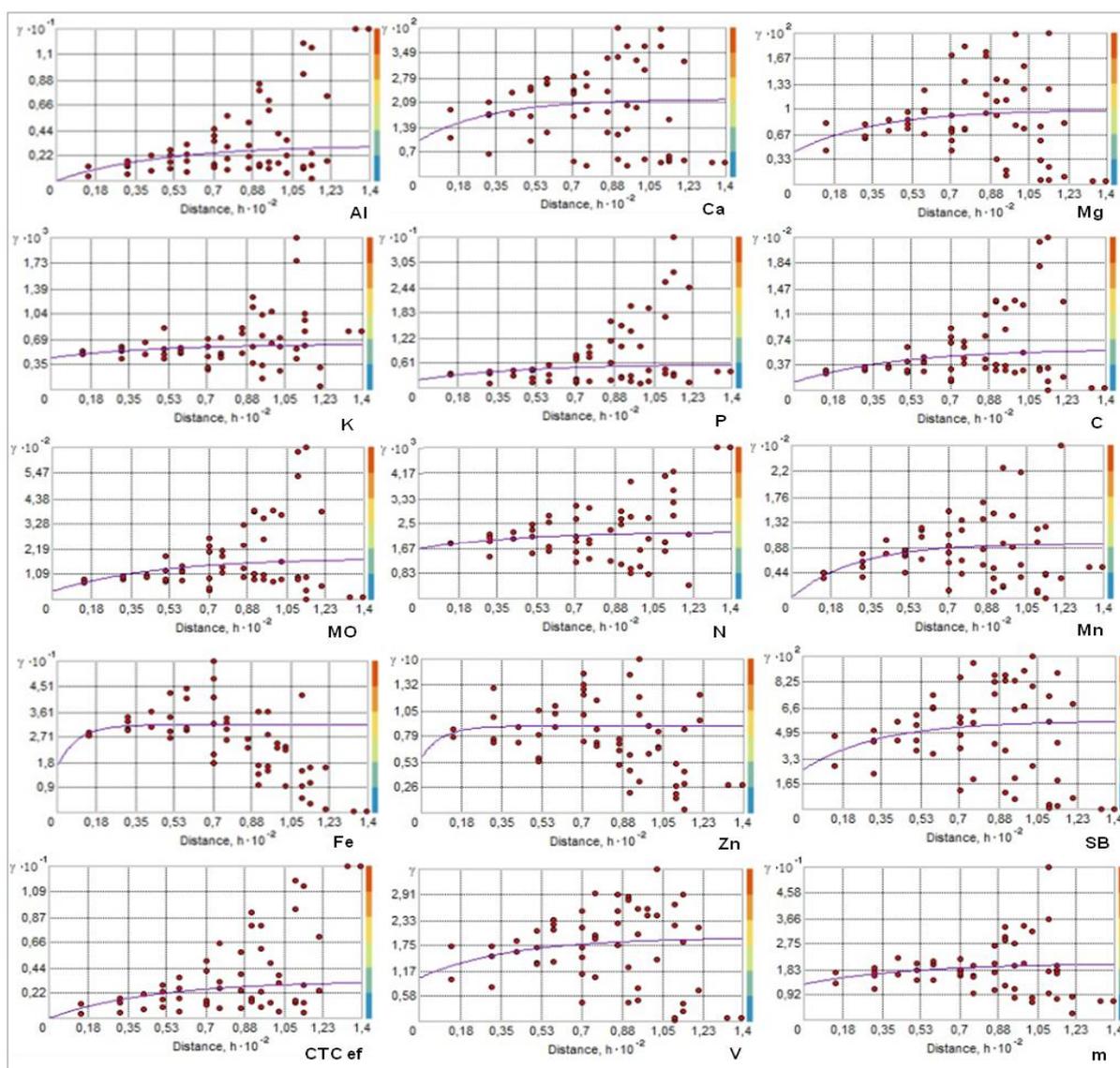


FIGURA 16 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: Al = alumínio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); Ca = cálcio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); Mg = magnésio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); P = fósforo ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); K = potássio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); C = carbono ($\text{g}.\text{dm}^{-3}$); MO = matéria orgânica (%); N = nitrogênio (%); Mn = manganês ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Fe = ferro ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Zn = zinco ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); SB = soma de bases (%); CTC ef = capacidade de troca catiônica efetiva ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); V = saturação por bases (%); m = saturação por alumínio (%).

FONTE: O autor (2015)

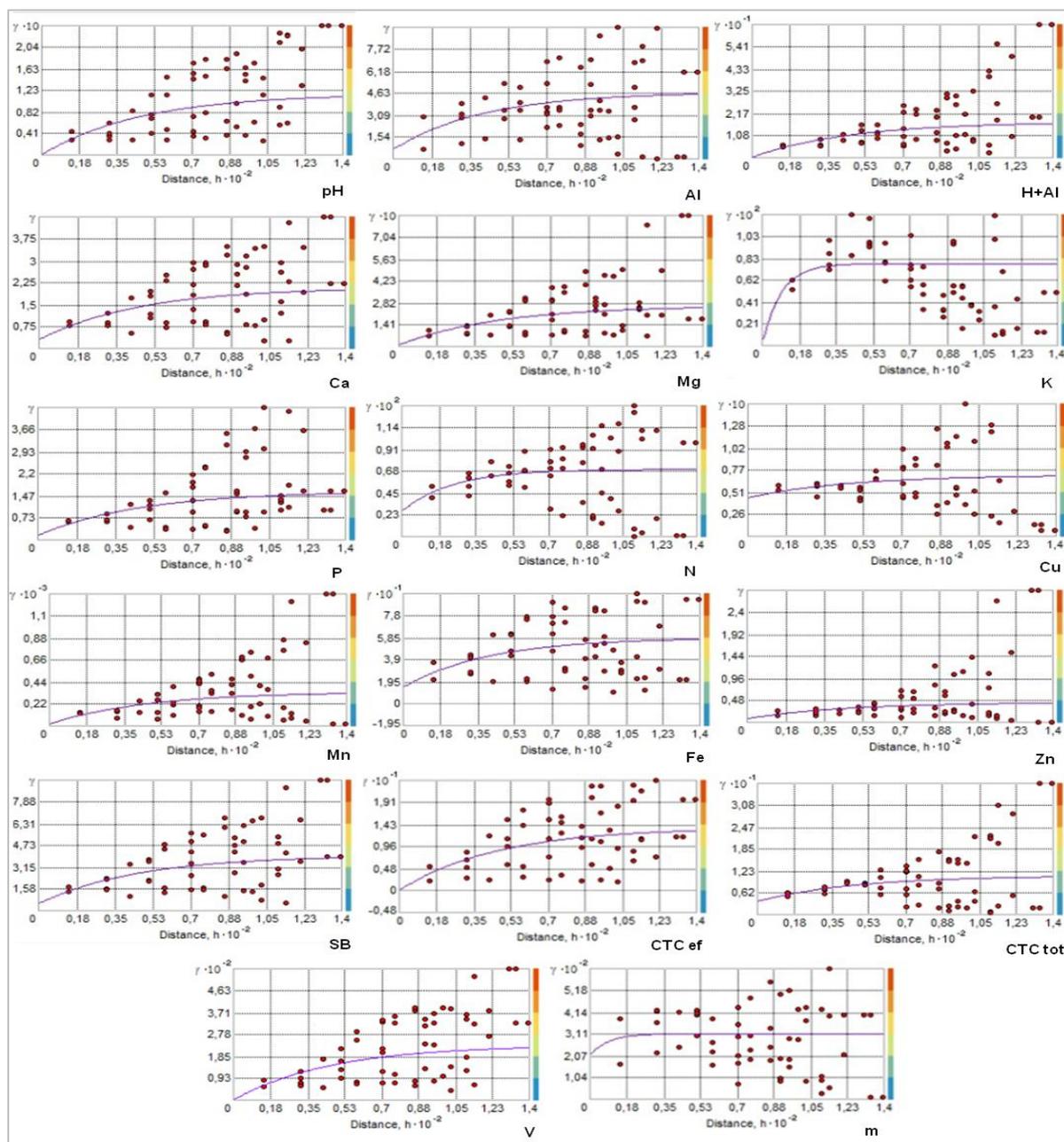


FIGURA 17 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: pH = potencial hidrogeniônico em CaCl_2 ; Al = alumínio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); H+Al = acidez potencial ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); Ca = cálcio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$), Mg = magnésio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); P = fósforo ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); K = potássio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); N = nitrogênio (%); Cu = cobre ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Mn = manganês ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Fe = ferro ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Zn = zinco ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); SB = soma de bases (%); CTC ef = capacidade de troca catiônica efetiva ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); CTC tot = Capacidade de troca catiônica total ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); V = saturação por bases (%); m = saturação por alumínio (%).

FONTE: O autor (2015)

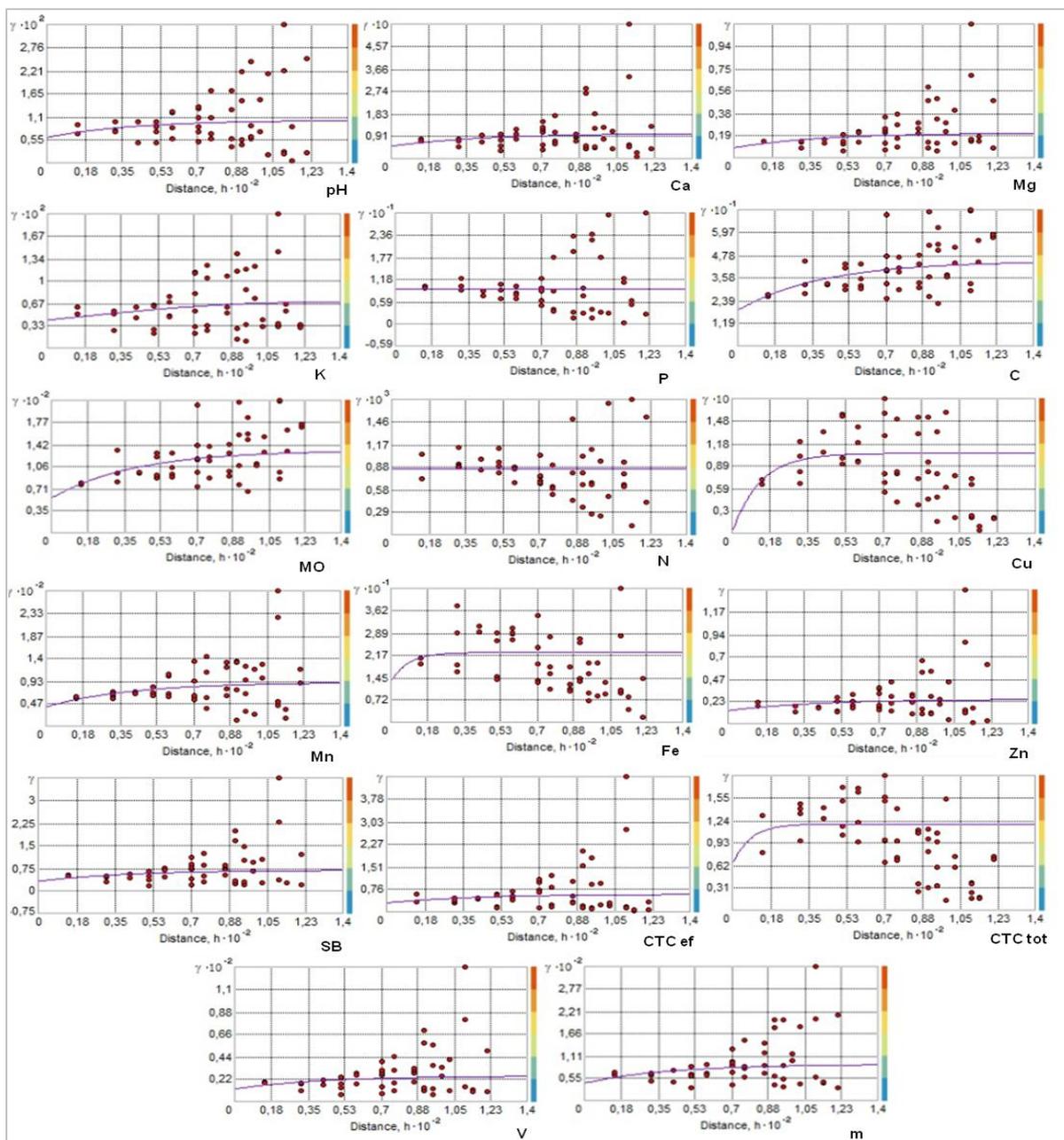


FIGURA 18 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: pH = potencial hidrogeniônico em CaCl_2 ; Ca = cálcio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); Mg = magnésio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); P= fósforo ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); K = potássio ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); C= carbono ($\text{g}.\text{dm}^{-3}$); MO= matéria orgânica (%); N= nitrogênio (%); Cu = cobre ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Mn = manganês ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Fe = ferro ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); Zn = zinco ($\text{mg}.\text{kg}^{-1}$); SB = soma de bases (%); CTC ef = capacidade de troca catiônica efetiva ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); CTC tot= Capacidade de troca catiônica total ($\text{cmol}_c.\text{dm}^{-3}$); V = saturação por bases (%); m = saturação por alumínio (%).

FONTE: O autor (2015)

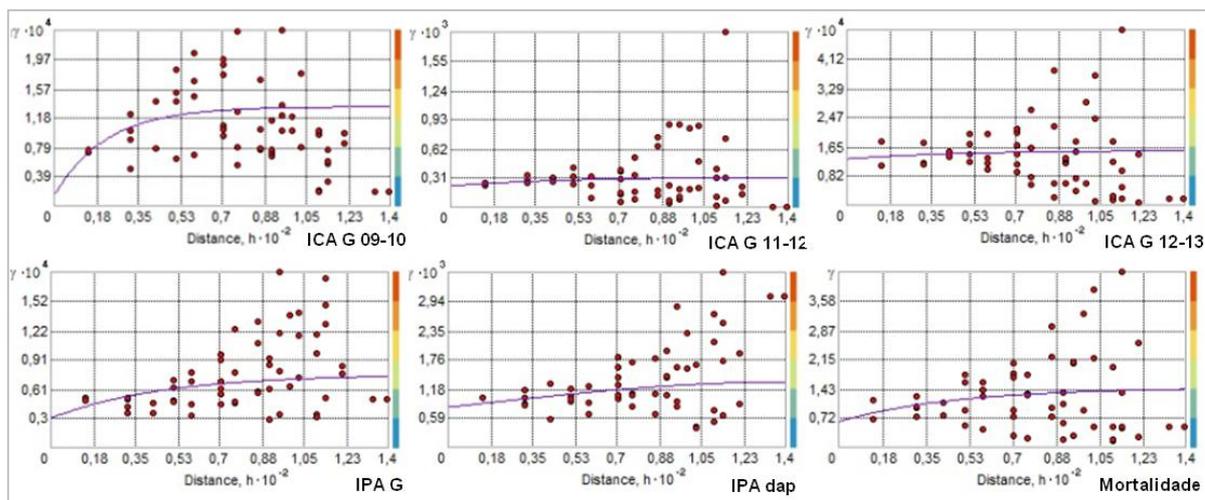


FIGURA 19 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano^{-1}); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano^{-1}); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano^{-1}); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano^{-1}); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 ($\text{ind.}\text{ha}^{-1}$).

FONTE: O autor (2015)

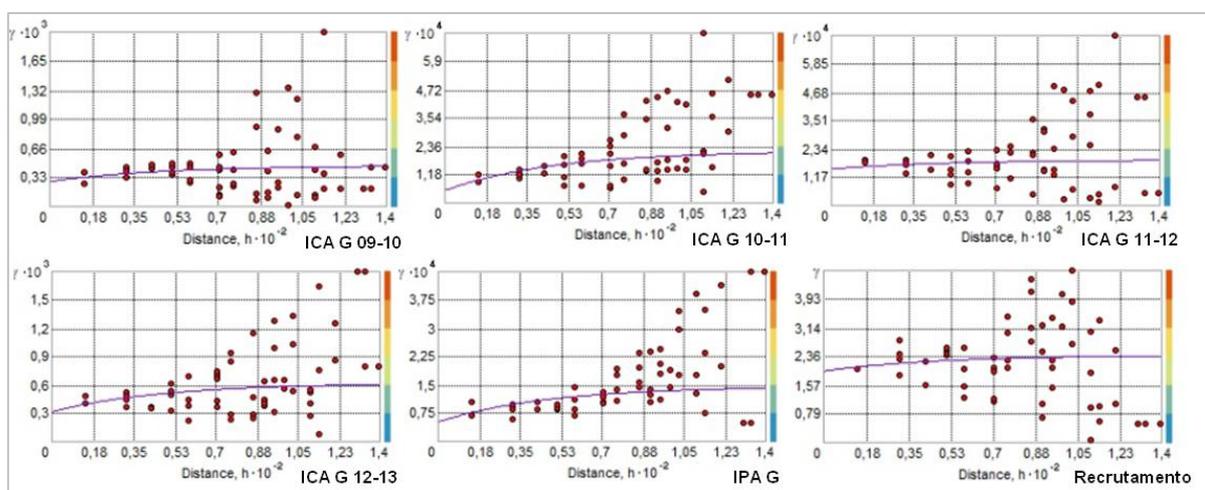


FIGURA 20 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano^{-1}); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano^{-1}); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano^{-1}); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano^{-1}); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 ($\text{ind.}\text{ha}^{-1}$); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 ($\text{ind.}\text{ha}^{-1}$).

FONTE: O autor (2015)

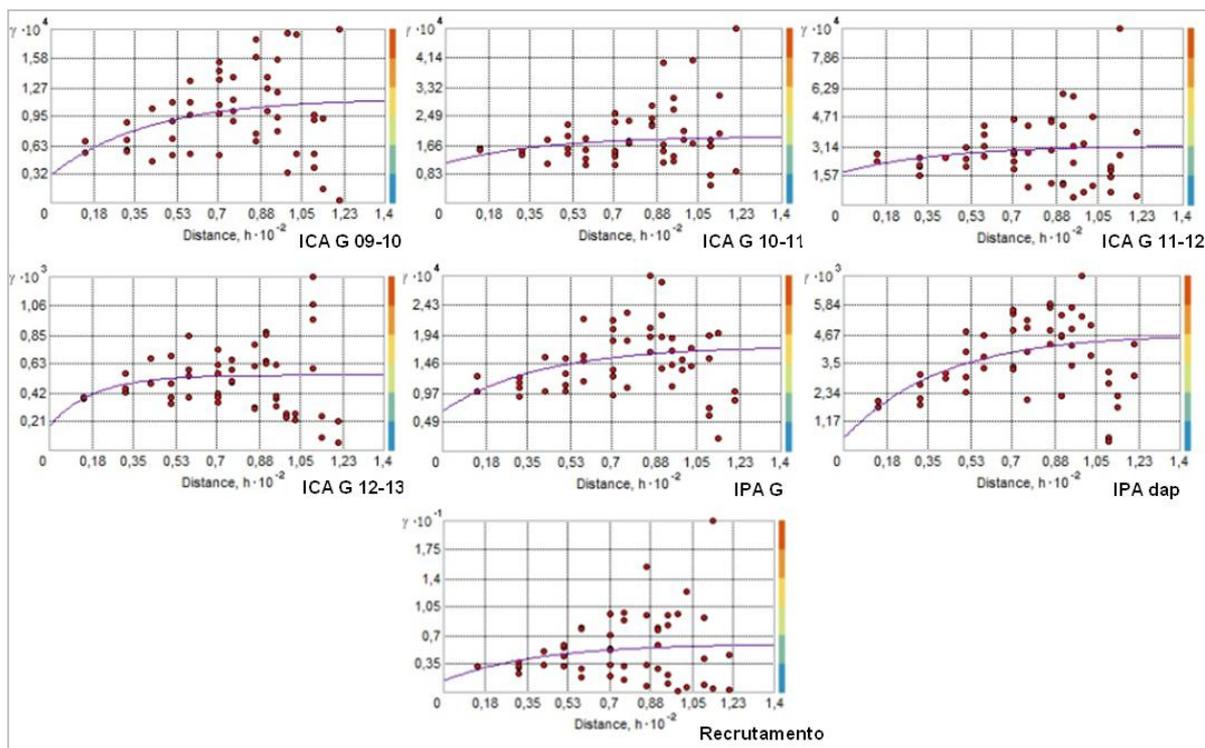


FIGURA 21 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano^{-1}); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano^{-1}); ICA G 11-12 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2011 e 2012 (cm.ano^{-1}); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano^{-1}); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}.\text{ano}$); IPA dap = Incremento Periódico Anual em diâmetro no período de 2009-2013 (cm.ano^{-1}); Recrutamento = árvores recrutadas no período de 2009-2013 (ind.ha^{-1}).

FONTE: O autor (2015)

Foi perceptível que para as variáveis as quais apresentaram dependência espacial forte, moderada ou fraca, em unanimidade, tiveram seus semivariogramas ajustados pelo modelo exponencial. Os outros modelos testados (esférico e gaussiano) foram desconsiderados e não apresentados por caracterizarem valores de efeito pepita maiores que os obtidos pelo modelo exponencial, fato que minimiza a dependência espacial, além de representarem valores insatisfatórios o erro quadrático médio (RMS) e erro quadrático médio padronizado (RMSS), comparado aos valores desses aspectos obtidos para o modelo exponencial.

Osborne (1942) e Matérn (1960) apresentaram a função exponencial para caracterizar a continuidade espacial de volumes de madeira obtidos de amostras sistemáticas, embora o presente estudo não tenha considerado a variável volume, o resultado obtido pelos autores citados corroboram para os obtidos no grupo das variáveis da dinâmica florestal neste estudo. Além desses autores, a própria

discussão anteriormente apresentada cita outras referências que também, em sua maioria, ressaltaram o bom desempenho do modelo exponencial para aspectos da vegetação.

Em contrapartida, para os estudos dos atributos do solo, de acordo com Vieira (1997) e Carvalho *et al.* (2002), o modelo predominante foi o esférico. Isso corrobora, em parte, com o descrito e encontrado na literatura, tendo os modelos teóricos esféricos e exponenciais como os mais comuns aos atributos do solo (CAMBARDELLA *et al.*, 1994; LIMA *et al.*, 2010; CARVALHO *et al.*, 2002; SILVA *et al.*, 2003; MIRANDA *et al.*, 2004).

Além dos parâmetros anteriormente discutidos, o presente estudo considerou outros dois que estão associados ao erro de estimativa do interpolador utilizado, obtidos por meio da validação cruzada, sendo esses o erro quadrático médio (RMS) e erro quadrático médio padronizado (RMSS). Cabe lembrar que um ajuste satisfatório considera que o valor de RMS seja mais próximo de zero possível, e o RMSS mais próximo de 1 possível, sendo que valores acima de 1 indicam superestimação e valores abaixo de 1 indicam subestimação.

Para o grupo das variáveis da dinâmica florestal, considerando somente as que apresentaram dependência espacial moderada à forte, os valores obtidos para RMS foram de no máximo 0,04 e para RMSS foram de 1,12, considerados satisfatórios.

Destaca-se que a única variável a apresentar dependência espacial moderada nesse grupo (mortalidade na parcela Araucária), resultou no valor de 1,05 para o RMS. Ao observar os valores dos parâmetros citados para as variáveis desse grupo que apresentaram dependência espacial fraca, sendo elas a mortalidade e recrutamento na parcela Imbuia e o recrutamento na parcela Fogo, pode-se perceber essa mesma tendência, visto que o erro quadrático médio também apresentou valores acima de 1.

Tal comportamento já era esperado, visto que com a redução da dependência espacial há um aumento no valor do RMS, pelo fato de que os pontos amostrais tendem a aleatoriedade espacial, o que dificulta e aumenta a proporção do erro quando se objetiva estimar pontos não amostrados.

Para o RMSS os valores máximo e mínimo encontrados para esse grupo de dados foi de 1,12 e 0,90, respectivamente, também indicando serem satisfatórios os

resultados desse parâmetro, visto que não indicaram valores tendenciosos a super ou subestimação dos dados.

Além dos aspectos anteriormente abordados, podem-se apresentar os gráficos que expressam os valores mensurados e preditos para o grupo das variáveis da dinâmica florestal, em cada parcela de estudo, conforme as FIGURAS 22, 23 e 24.

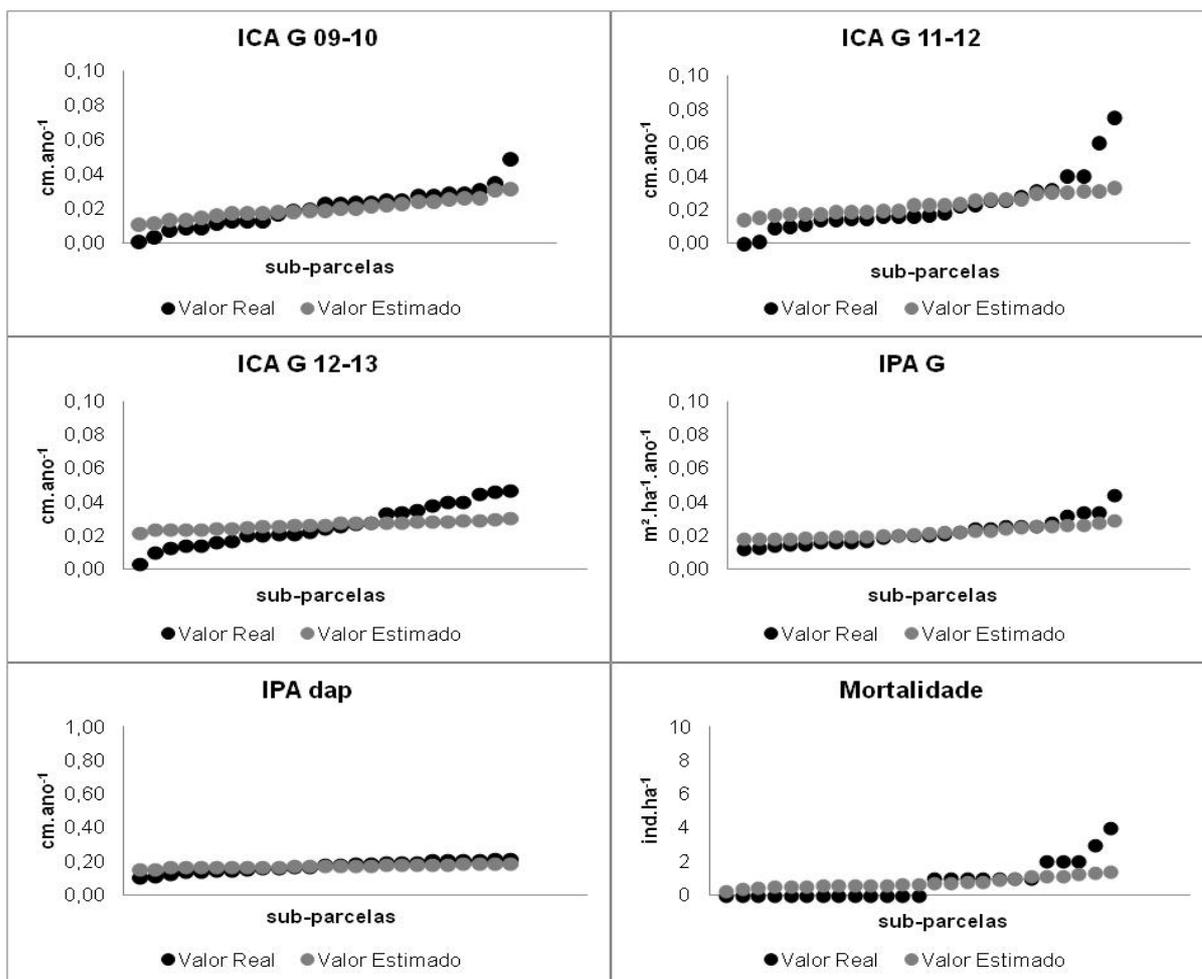


FIGURA 22 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR. FONTE: O autor (2015)

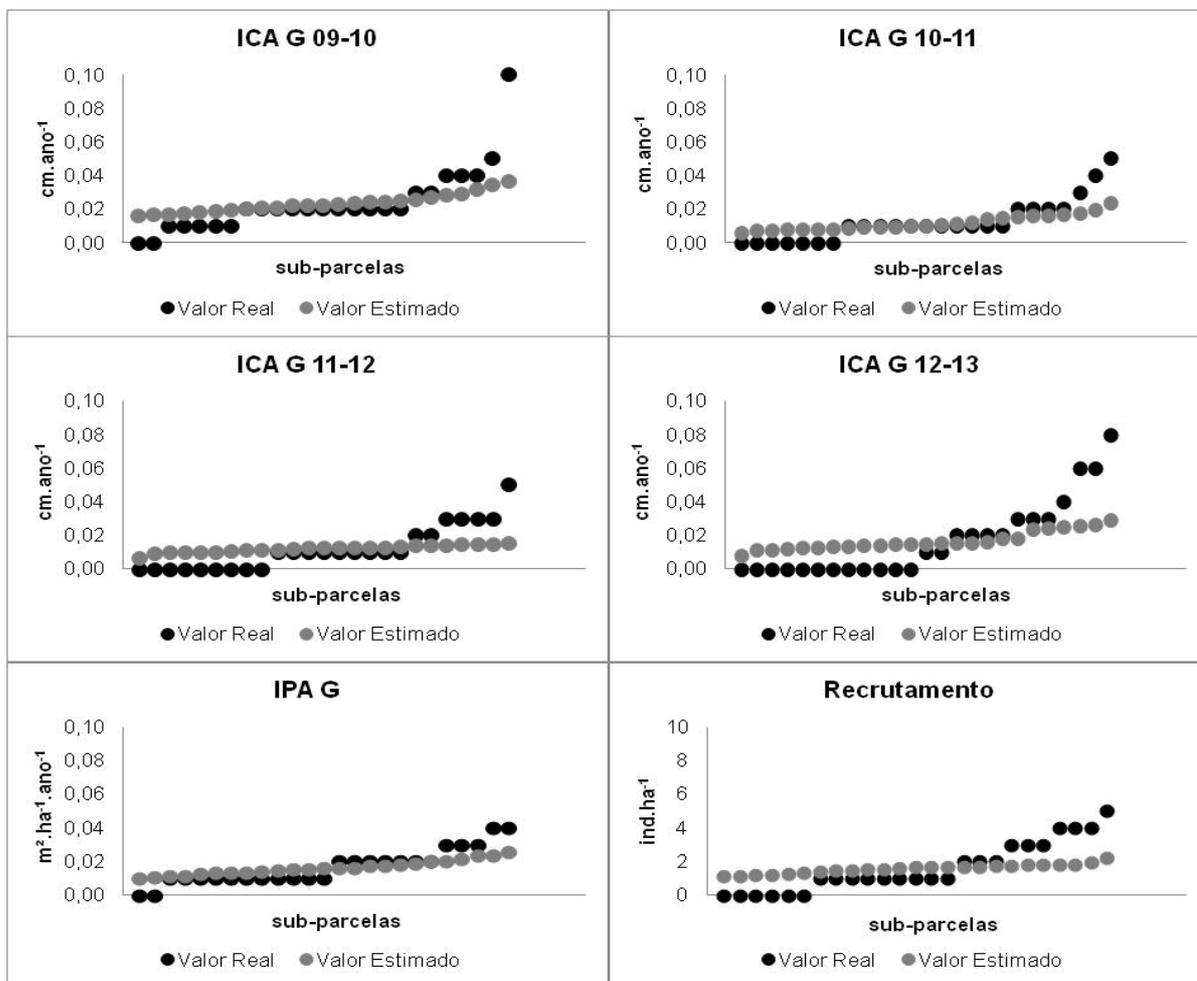


FIGURA 23 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

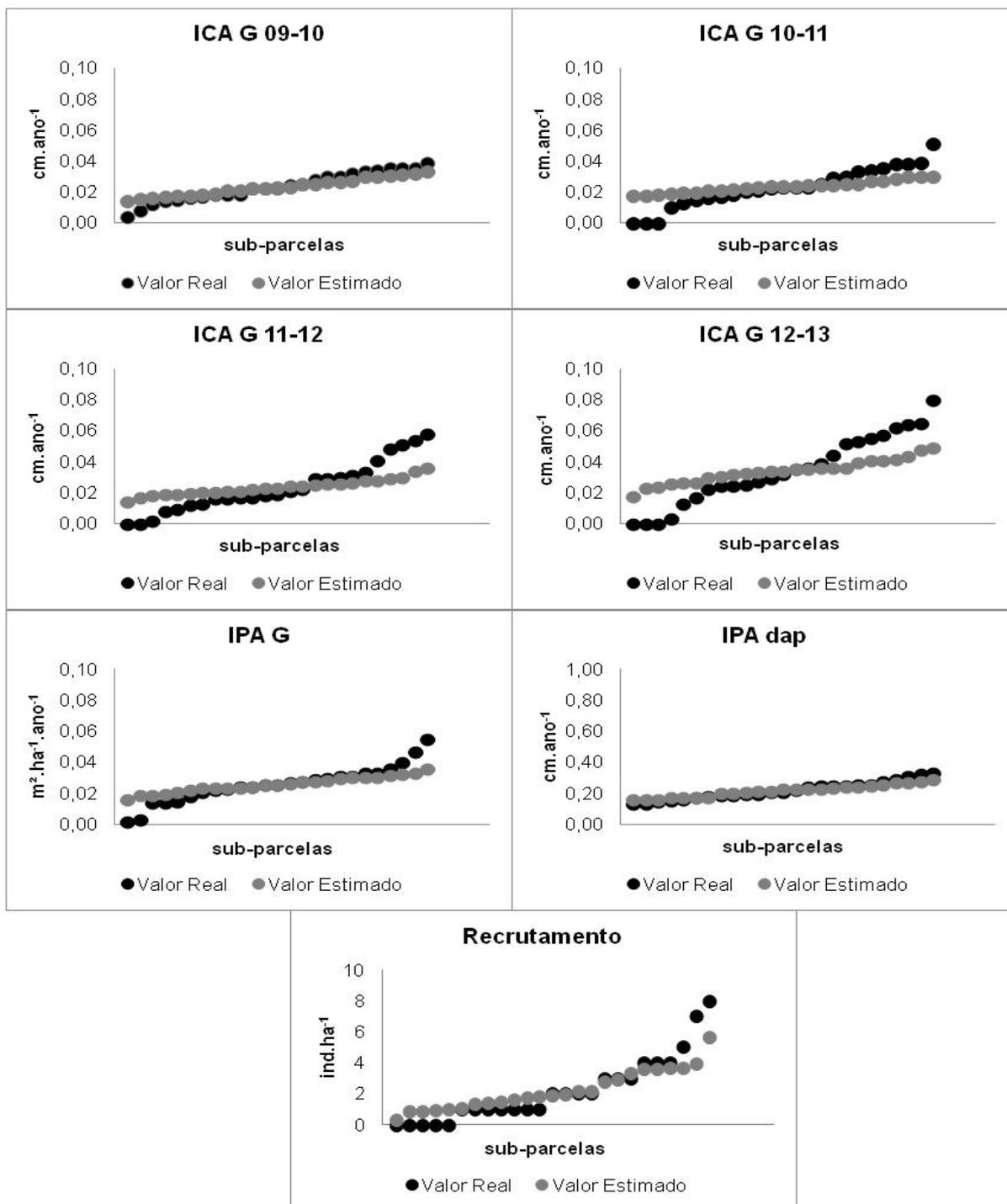


FIGURA 24 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR. FONTE: O autor (2015)

Por meio dos gráficos apresentados, foi perceptível analisar o desempenho do interpolador utilizado na modelagem estatística das variáveis em questão. Visualmente, de forma geral, os valores reais e estimados foram próximos, até mesmo para as variáveis recrutamento (parcela Imbuia e Fogo) e mortalidade

(parcela Araucária), as quais apresentaram dependência espacial fraca e moderada, respectivamente.

Em síntese, o grupo das variáveis da dinâmica florestal apresentou desempenho satisfatório frente aos parâmetros analisados até o momento, indicando a viabilidade da modelagem geoestatística, nas condições abordadas no presente estudo.

Para o grupo das variáveis químicas do solo, com relação aos valores obtidos para RMS, dentre as que apresentaram dependência espacial forte, foram encontrados valores menores que 1, sendo considerado o erro da estimativa aceitável. Contudo, de forma semelhante ao grupo das variáveis da dinâmica florestal, os atributos químicos do solo, que apresentaram dependência espacial fraca, resultaram em valores altos para RMS, sendo de 1 a 10 para a parcela Araucária, 2 a 18 para a parcela Imbuia e 4 a 10 para a parcela Fogo.

Cabe destacar a parcela Fogo, pelo fato de ter apresentado o maior número de variáveis químicas do solo com dependência espacial moderada. Embora essa classe de dependência espacial possa apresentar valores altos para RMS, semelhantemente à dependência espacial fraca, isso não ocorreu. Dessa forma, pode-se dizer que esse interpolador utilizado apresentou desempenho adequado dadas as condições expostas.

Com relação à precisão das estimativas, os valores encontrados para RMSS foram de 0,73 a 1,17. Considerou-se que valores abaixo de 1 para esse parâmetro podem indicar subestimativas nos dados não amostrados, e as variáveis que apresentaram essa característica foram: Al, Mn, CTC na parcela Araucária, e CTC e f na parcela Imbuia.

Os gráficos de dispersão dos valores reais e estimados pela técnica geoestatística utilizada, também foram gerados para as variáveis químicas do solo, em cada parcela de estudo, conforme as FIGURAS 25, 26 e 27.

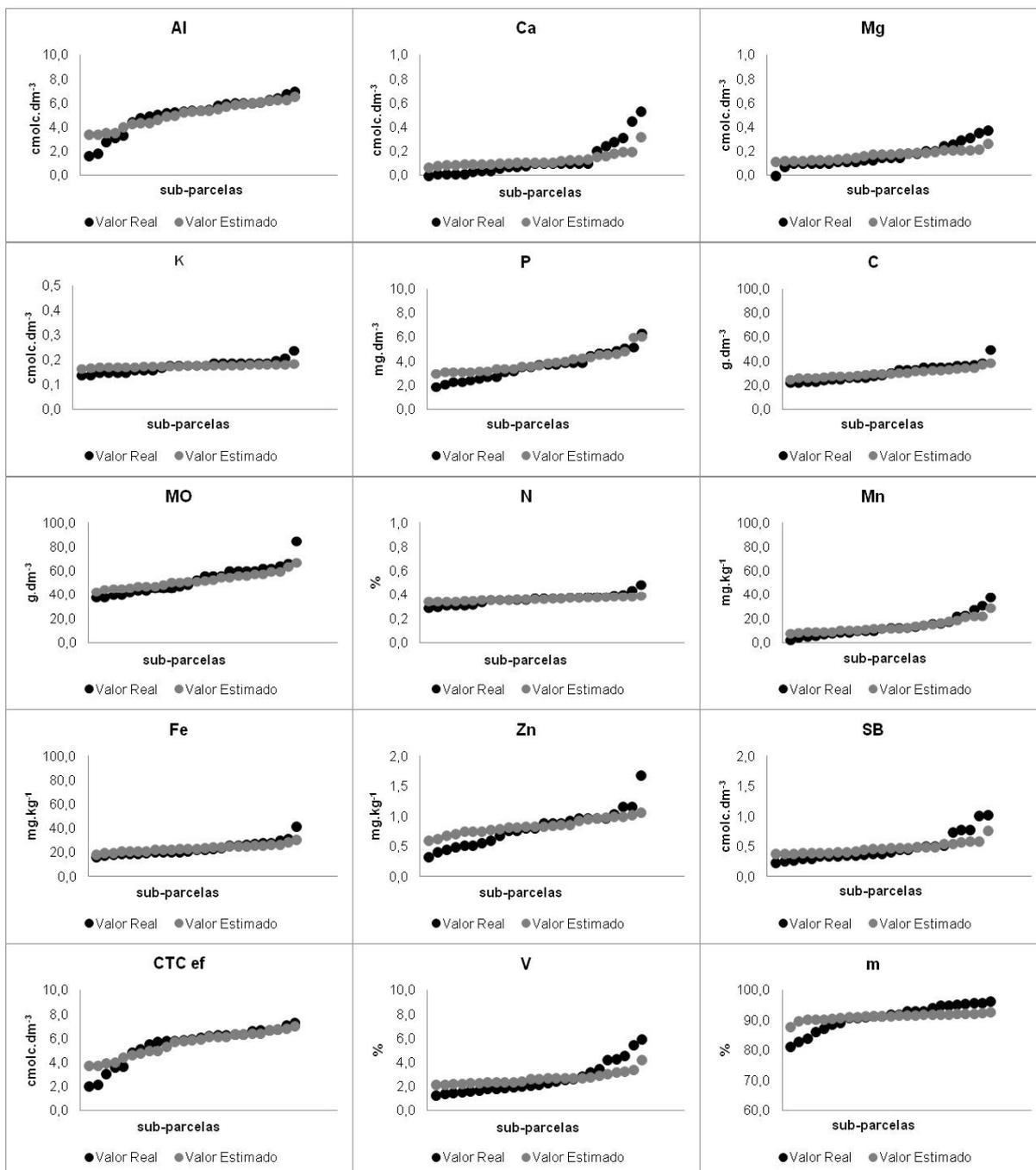


FIGURA 25 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

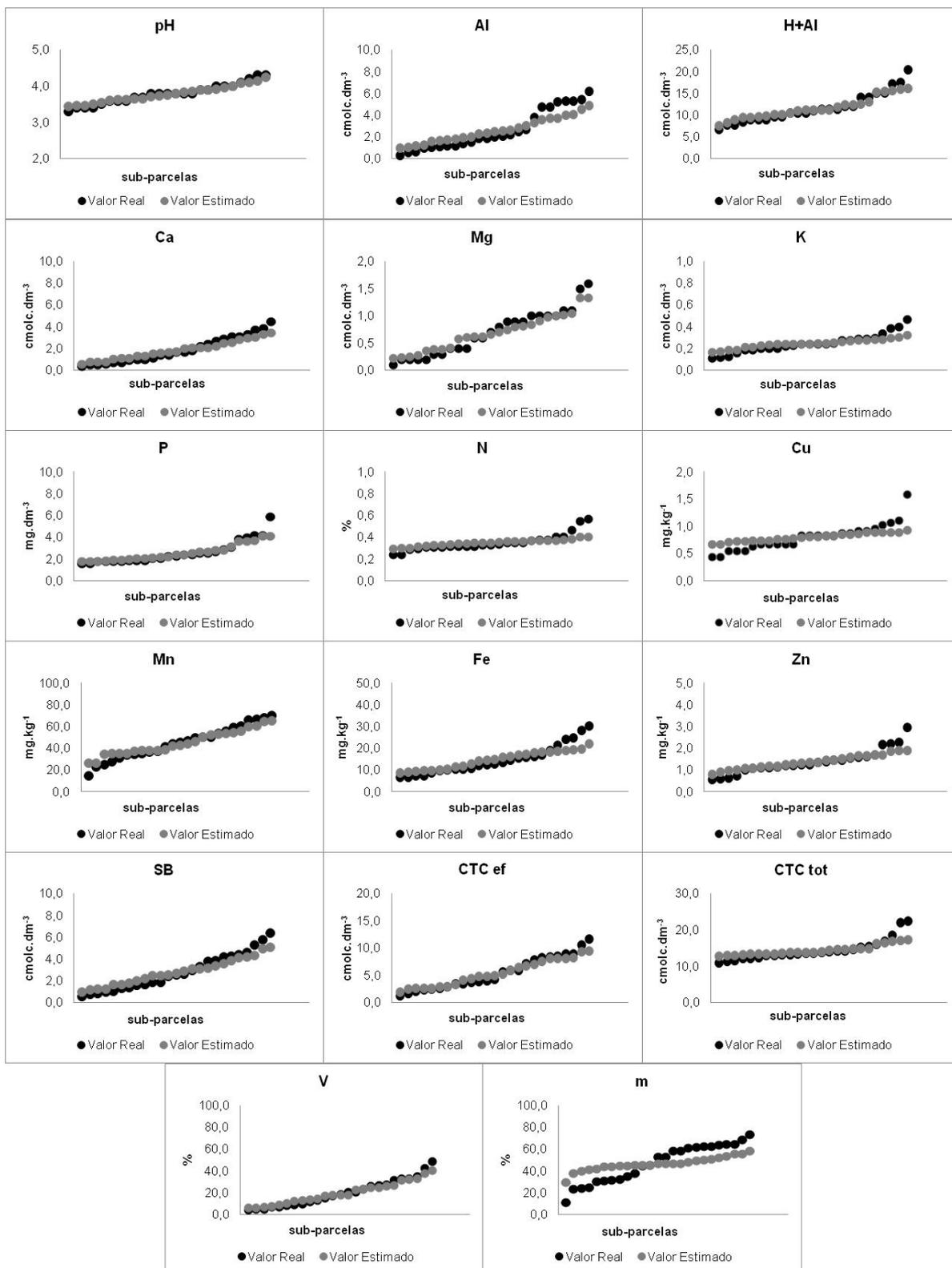


FIGURA 26 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA IMBUÍDA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

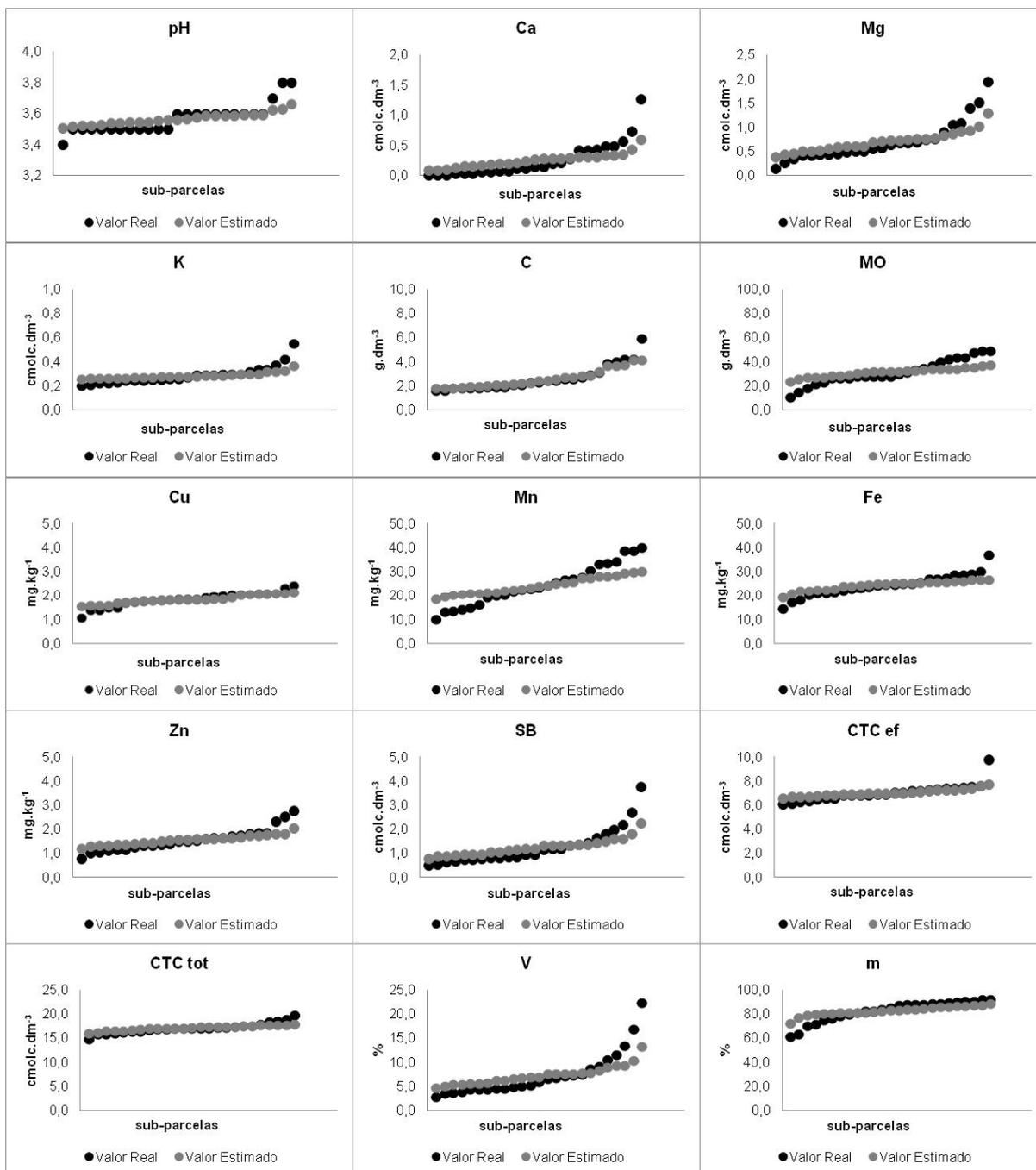


FIGURA 27 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR KRIGAGEM ORDINÁRIA PARA AS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

De forma semelhante ao grupo das variáveis da dinâmica florestal, os valores reais e estimados para os atributos químicos do solo seguiram tendências semelhantes. Isso indica precisão aceitável quanto ao desempenho do interpolador utilizado. Embora as variáveis que apresentaram dependência espacial moderada e fraca tenham resultado em valores altos de erro da estimativa, visualmente, por meio

do gráfico de dispersão, a tendência dos valores reais e estimados ainda foi semelhante.

Dessa forma, cabe destacar que a variável, apesar das condições apresentadas (IDE fraco), pode ser modelada geoestatisticamente, desde que o erro associado a essa estimativa seja assumido.

Em síntese, pode-se observar através dos gráficos de dispersão apresentados, para cada grupo de variáveis, que a aplicação da krigagem ordinária como interpolador para dados não amostrados, gerou estimativas em torno da média dos dados reais. De acordo com Landin e Sturaro (2002) essa característica já era esperada, visto que a krigagem ordinária considera a média flutuante ou móvel por toda a área dos dados amostrados e pode ser considerada como um indicativo de que a aplicação desse estimador geoestatístico foi apropriada, dentro das condições abordadas.

2.5.3 Cokrigagem

Por meio das correlações entre as variáveis da dinâmica florestal e os componentes principais, gerados através das variáveis químicas do solo, apresentadas no capítulo 1, foi possível a aplicação da técnica da cokrigagem, a fim de estimar variáveis da dinâmica florestal em função de uma variável secundária, no caso, os componentes principais. Os parâmetros de ajuste do semivariograma, bem como a análise da dependência espacial, podem ser observados na TABELA 20.

TABELA 20 - PARÂMETROS DO SEMIVARIOGRAMA PARA A COKRIGAGEM DAS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO EM FUNÇÃO DAS VARIÁVEIS QUÍMICAS DO SOLO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

Parcela	Variáveis	Composição do componente	C0	C0+C1	a	IDE (%)	Classificação IDE	Modelo de ajuste	RMS	RMSS
	ICA G 10-11 e componente 3	Al, Ca, CTC ef, C e MO	puro	-	-	-	-	-	-	-
Araucaria	ICA G 09-10 e componente 5	Fe, K, Zn	0,0	1,2	0,5	0,0	forte	exponencial	0,01	0,90
	Mortalidade e componente 5	Fe, K, Zn	0,5	1,4	0,9	37,8	moderado	exponencial	1,01	0,98
	ICA G 09-10 e componente 3	C e MO	0,0	1,2	1,1	0,0	forte	exponencial	0,01	0,93
	ICA G 12-13 e componente 3	C e MO	0,0	0,5	0,4	0,0	forte	exponencial	0,02	1,54
Fogo	IPA G e componente 3	C e MO	0,0	1,5	1,1	0,0	forte	exponencial	0,01	1,03
	ICA G 09-10 e componente 5	Al, CTC ef e P	0,0	1,0	0,9	0,0	forte	exponencial	0,01	0,93
	ICA G 10-11 e componente 5	Al, CTC ef e P	0,0	1,7	0,5	0,0	forte	exponencial	0,01	1,01

NOTA: C0 = efeito pepita; C0+C1 = patamar; a = alcance; IDE = índice de dependência espacial (%); RMS = erro quadrático médio; RMSS = erro quadrático médio padronizado; ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal no período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano⁻¹); Mortalidade= árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

Das variáveis analisadas espacialmente, foram encontradas somente duas caracterizadas com efeito pepita puro e dependência espacial considerada moderada (parcela Araucária), as demais apresentaram dependência espacial forte, de forma semelhante ao observado na aplicação da krigagem ordinária com as variáveis separadas.

A variável ICA G 10-11 associada ao componente 3 apresentou aleatoriedade espacial dos dados, caracterizado como efeito pepita puro, que possivelmente pode estar relacionado ao fato de que essas variáveis já apresentavam efeito pepita puro e dependência espacial fraca, respectivamente, quando analisadas em separado. De acordo Vieira (2000) uma condição fundamental para que a cokrigagem seja utilizada, é que as variáveis precisam ser dependentes espacialmente quando analisadas separadamente, o que não ocorre nesse caso.

Dessa forma, para a variável mortalidade em função do componente 5, a qual apresentou dependência espacial moderada, infere-se que isso também ocorreu por conta dessas variáveis terem dependência espacial moderada quando analisadas em separado.

Os semivariogramas obtidos para as variáveis analisadas podem ser observados através das FIGURAS 28 e 29. Esses foram ajustados pelo modelo exponencial, similar à krigagem ordinária.

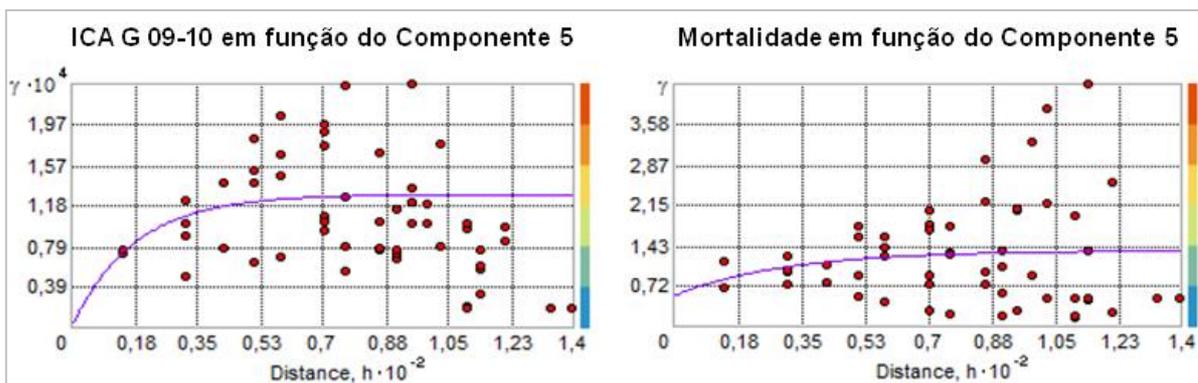


FIGURA 28 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS CORRELAÇÕES APRESENTADAS NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); Mortalidade = árvores mortas no período de 2009-2013 (ind.ha⁻¹).

FONTE: O autor (2015)

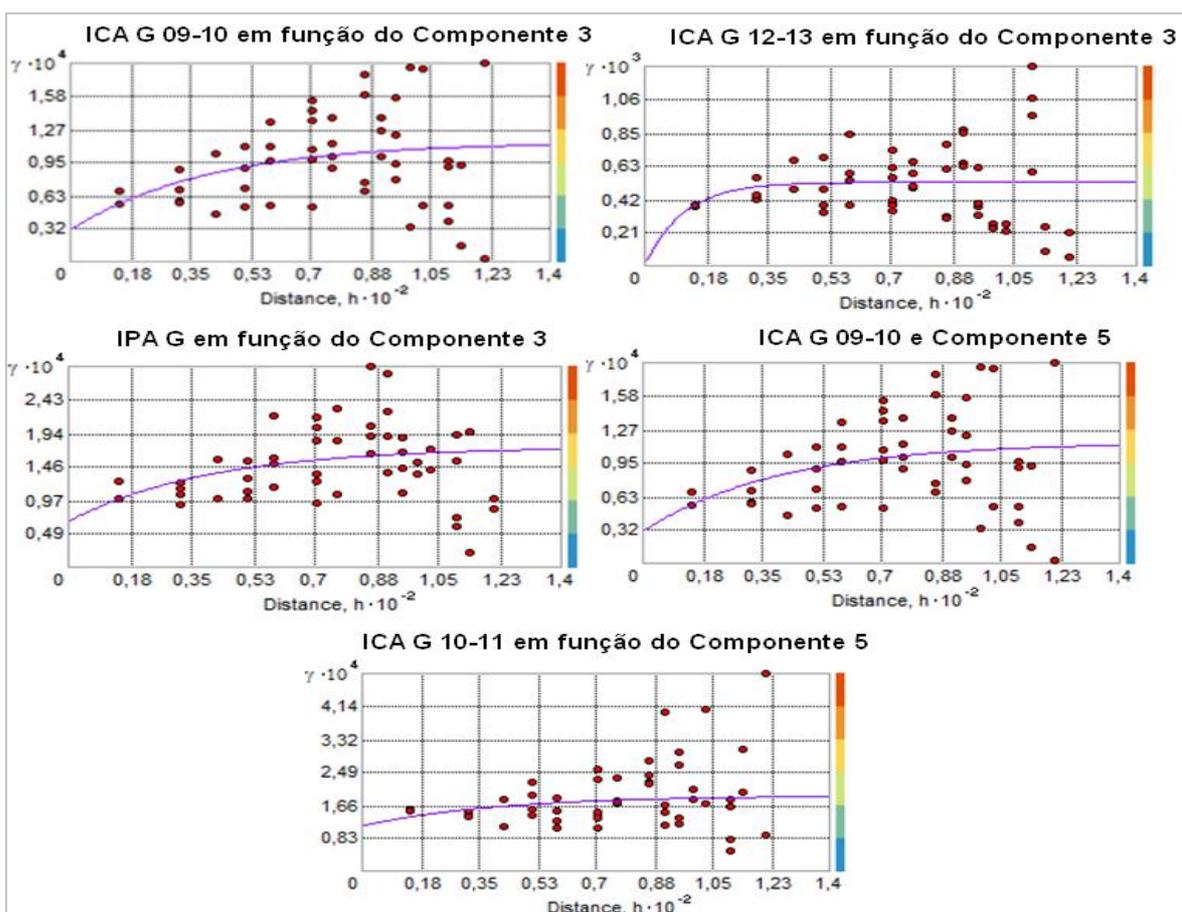


FIGURA 29 - SEMIVARIOGRAMA PARA AS CORRELAÇÕES APRESENTADAS NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

NOTA: ICA G 09-10 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2009 e 2010 (cm.ano⁻¹); ICA G 10-11 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2010 e 2011 (cm.ano⁻¹); ICA G 12-13 = Incremento Corrente Anual em área basal para os anos de 2012 e 2013 (cm.ano⁻¹); IPA G = Incremento Periódico Anual em área basal pa período de 2009-2013 (m².ha⁻¹.ano⁻¹);

FONTE: O autor (2015)

Comparativamente aos resultados apresentados, pode-se citar um estudo realizado por Bognola (2007), o qual analisou unidades de manejo para *Pinus taeda* L. no planalto norte catarinense, com base em características do meio físico, fazendo o uso de técnica multivariada integrada com geoprocessamento, de forma similar ao presente estudo. O autor utilizou a cokrigagem para estimar o Índice de sítio em função de atributos do meio físico, sendo esses atributos representados por três componentes principais, e como resultado, foi observado que a variável em questão apresentou dependência espacial forte, ajustada por meio do modelo exponencial, em conformidade com os resultados encontrados no presente estudo.

Quanto aos parâmetros associados ao erro da estimativa, nota-se que os valores de RMS situaram-se próximo de 0 para as variáveis as quais apresentaram dependência espacial forte, indicando erro satisfatório para as estimativas. Já para a variável Mortalidade e componente 5 (parcela Araucária) esse valor foi acima de 1, por conta da sua dependência espacial ter sido considerada moderada, elevando o erro da estimativa. Para os valores de RMSS, os quais demonstram a condição da estimativa (sub ou superestimado), não foram observadas tendências extremas.

Além dos aspectos apresentados, foram gerados gráficos de dispersão dos valores reais e estimados pela técnica da cokrigagem, conforme as FIGURAS 30 e 31.

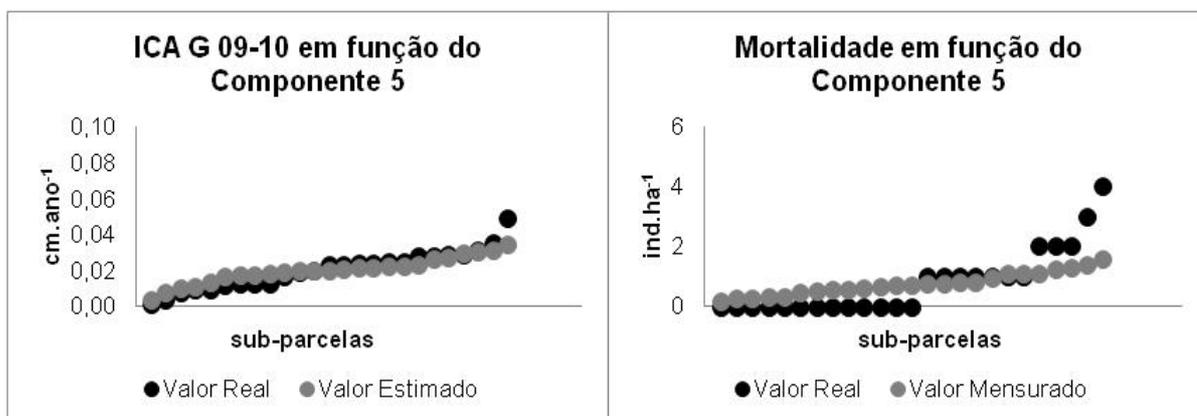


FIGURA 30 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR COKRIGAGEM PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO NA PARCELA ARAUCARIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

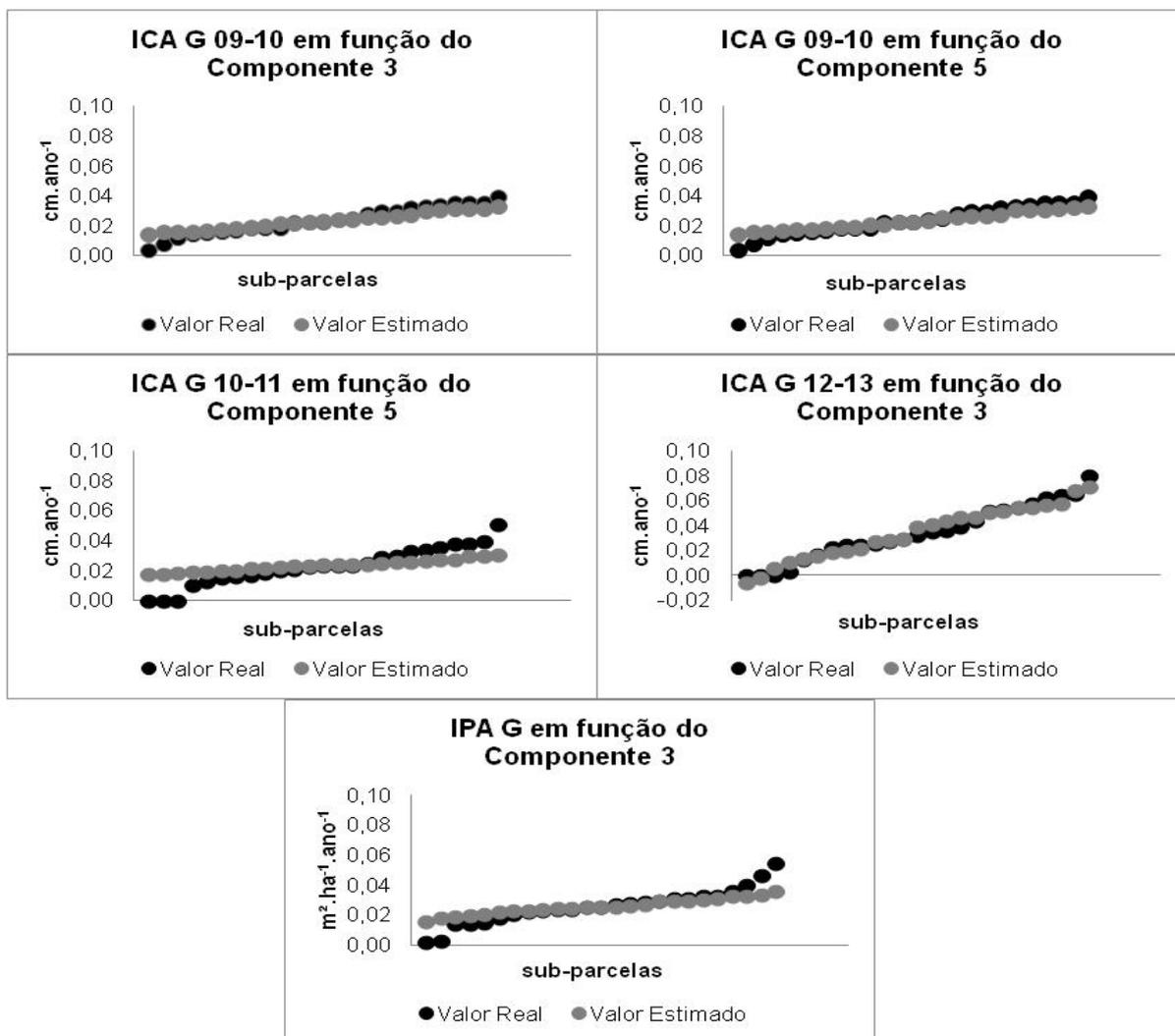


FIGURA 31 - ANÁLISE DA ESTIMATIVA POR COKRIGAGEM PARA AS VARIÁVEIS DA DINÂMICA DE CRESCIMENTO NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

Assim como para a krigagem, os valores reais e estimados por meio da cokrigagem situaram-se próximos da média, comportamento característico do interpolador. De acordo com Scolforo (2014), quanto maior a proximidade dos valores observados em relação aos estimados, melhor o ajuste, ou seja, maior precisão e menor a chance de ocorrer algum viés de estimativa.

Além disso, esses valores apresentaram-se próximos entre si, indicando estimativas satisfatórias, embora as variáveis utilizadas na cokrigagem tenham apresentado correlações consideradas moderadas ($r=0,4$ a $0,6$), fato que poderia interferir nas estimativas, visto que segundo Basaran *et al.* (2011) e Bottega *et al.* (2014), a cokrigagem apresenta melhores resultados em relação a krigagem, quando a correlação entre as variáveis primária e secundária excedem $0,5$.

O fato de a cokrigagem apresentar estimativas muito semelhantes às obtidas pela krigagem ordinária com as variáveis em separado, já era esperado visto que a cokrigagem trata-se de uma extensão que somente difere no fato da estimativa considerar uma variável secundária. Logo, inferi-se que as variáveis secundárias (variáveis químicas do solo) consideradas na cokrigagem pouco influenciaram nas estimativas das variáveis da dinâmica florestal.

2.5.4 Mapas de inferência

Por meio da modelagem geoestatística, utilizando a krigagem e cokrigagem ordinárias, foram gerados mapas de inferência, os quais possibilitaram uma análise visual do comportamento espacial das variáveis da dinâmica florestal (Figuras 32 a 41) e químicas do solo, para cada parcela estudada.

Devido a quantidade de variáveis abordadas no presente estudo, optou-se por expor somente os mapas das variáveis que resultaram em dependência espacial considerada forte e moderada, com valor de RMS abaixo de 1, visto que as com dependência espacial fraca estão associadas a altos erros de estimativa e, possivelmente, baixa precisão na representação do comportamento da variável por meio dos mapas.

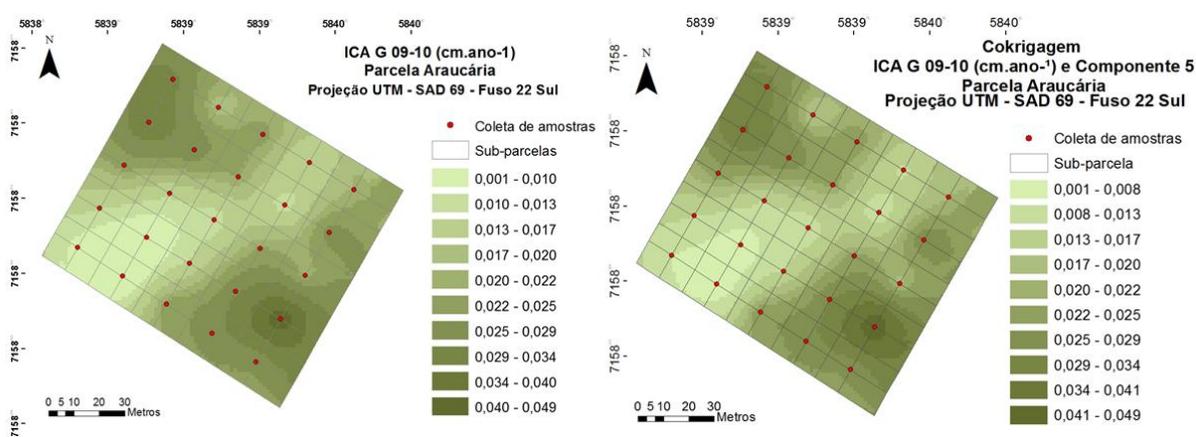


FIGURA 32 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2010, NA PARCELA ARAUCÁRIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR. FONTE: O autor (2015)

Para a variável ICA 09-10 foi observado um gradiente de valores superiores entre 0,025 e 0,049 cm.ano^{-1} nas extremidades inferior e superior da parcela, e valores inferiores ao meio, entre 0,001 e 0,017 cm.ano^{-1} .

Quanto ao mapa de cokrigagem, cabe destacar a ocorrência de sutis variações na distribuição espacial dessa variável, em relação à krigagem. Essa tendência se estende às demais as variáveis modeladas por meio da cokrigagem, indicando pouca influência das variáveis químicas do solo na modelagem das variáveis da dinâmica florestal, como pode ser observado nas figuras a seguir.

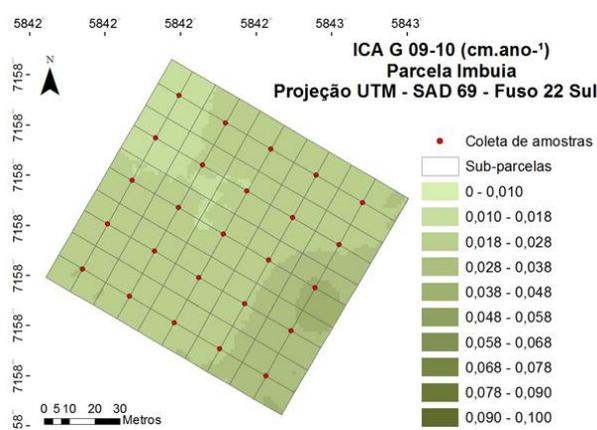


FIGURA 33 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2010, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

Na parcela Imbuia, essa variável apresentou comportamento diferenciado, contendo em sua maioria valores medianos entre 0,018 e 0,038 cm.ano^{-1} , embora também tenha mostrado valores superiores na parte inferior da parcela. Cabe destacar que nessa parcela, a variação desse incremento foi entre 0,010 a 0,10 cm.ano^{-1} , superior às demais.

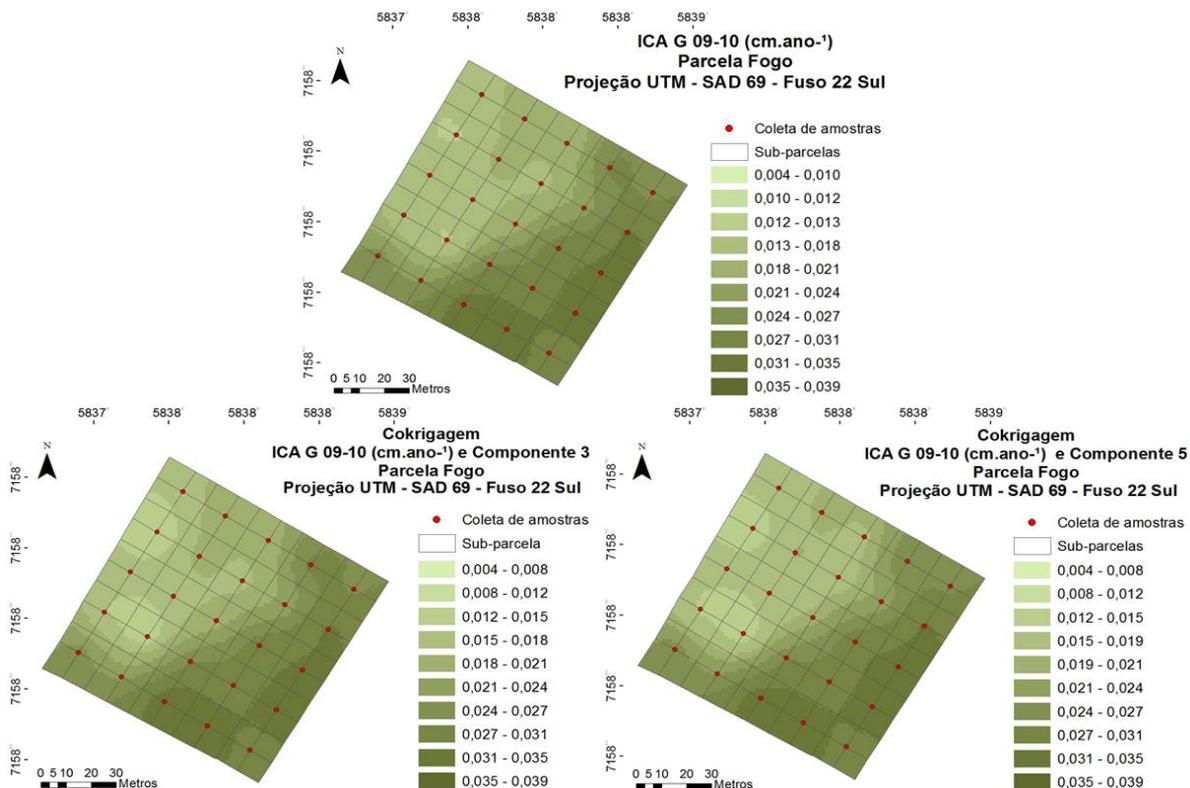


FIGURA 34 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2010, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

Na parcela Fogo, nota-se que essa variável apresentou comportamento semelhante ao observado na parcela Araucária, contendo valores superiores entre 0,024 e 0,039 cm.ano⁻¹ na parte inferior da parcela.

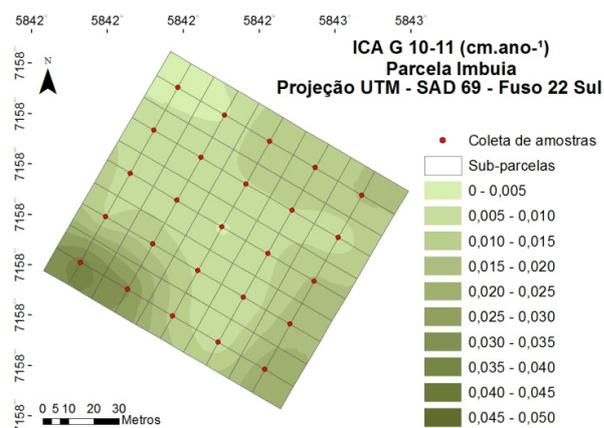


FIGURA 35 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2010 A 2011, NA PARCELA IMBUIA, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

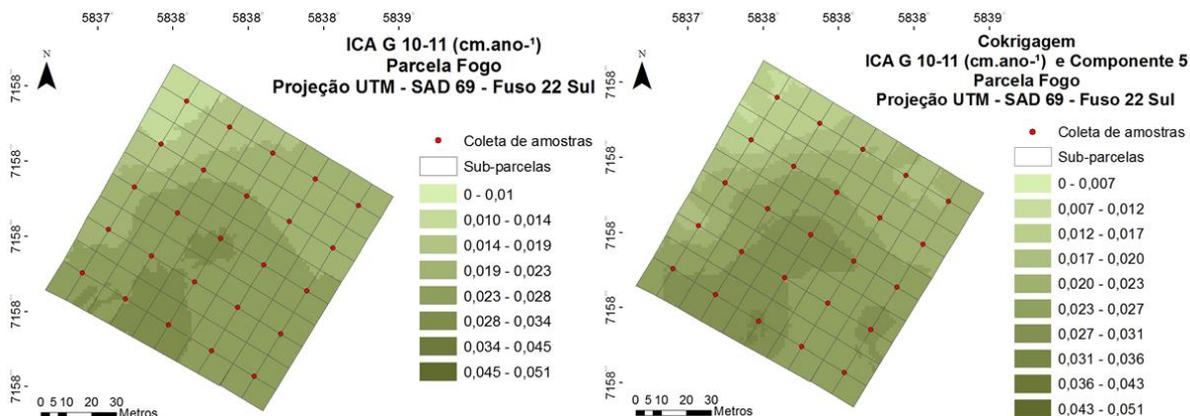


FIGURA 36 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2010 A 2011, NA PARCELA FOGO, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

Quanto a variável ICA G 10-11, notam-se diferenças visuais entre os mapas de krigagem para as parcelas Imbuia e Fogo. Na primeira (Figura 36), os valores superiores entre 0,025 e 0,050 cm.ano^{-1} se encontram nas extremidades inferiores da parcela, sendo ao meio encontrados valores medianos entre 0,010 e 0,020 cm.ano^{-1} . Já na segunda parcela (Figura 37), valores entre 0,019 e 0,045 cm.ano^{-1} foram dominantes, com exceção de uma pequena porção na parte superior da parcela com valores baixos entre 0,010 e 0,014 cm.ano^{-1} .

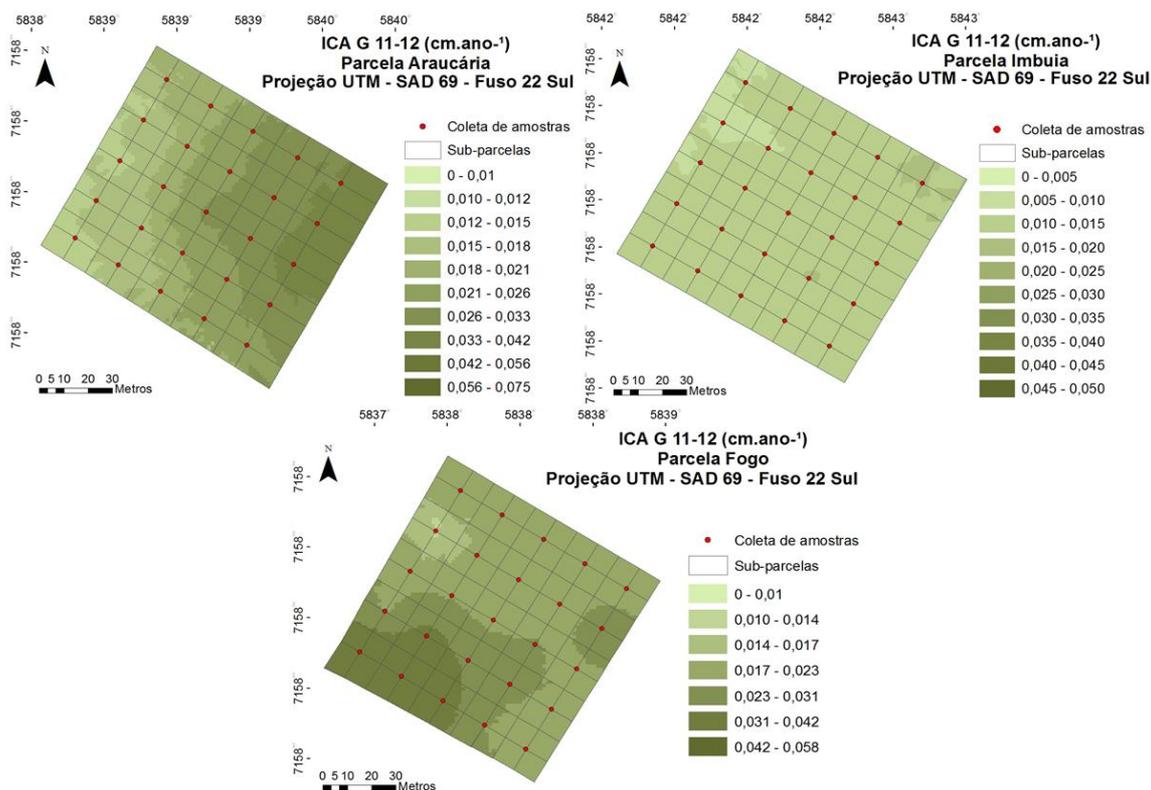


FIGURA 37 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2011 A 2012, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

Para a variável ICA G 11-12, foi observado um comportamento espacial diferenciado para cada parcela. Dentre elas, a Imbuia apresentou em sua maioria valores baixos entre 0 e 0,015 cm.ano⁻¹, com uma pequena porção de valores entre 0,015 e 0,020 cm.ano⁻¹ na extremidade direita. Já nas parcelas Araucária e Fogo, encontraram-se valores superiores entre 0,010 e 0,075 cm.ano⁻¹.

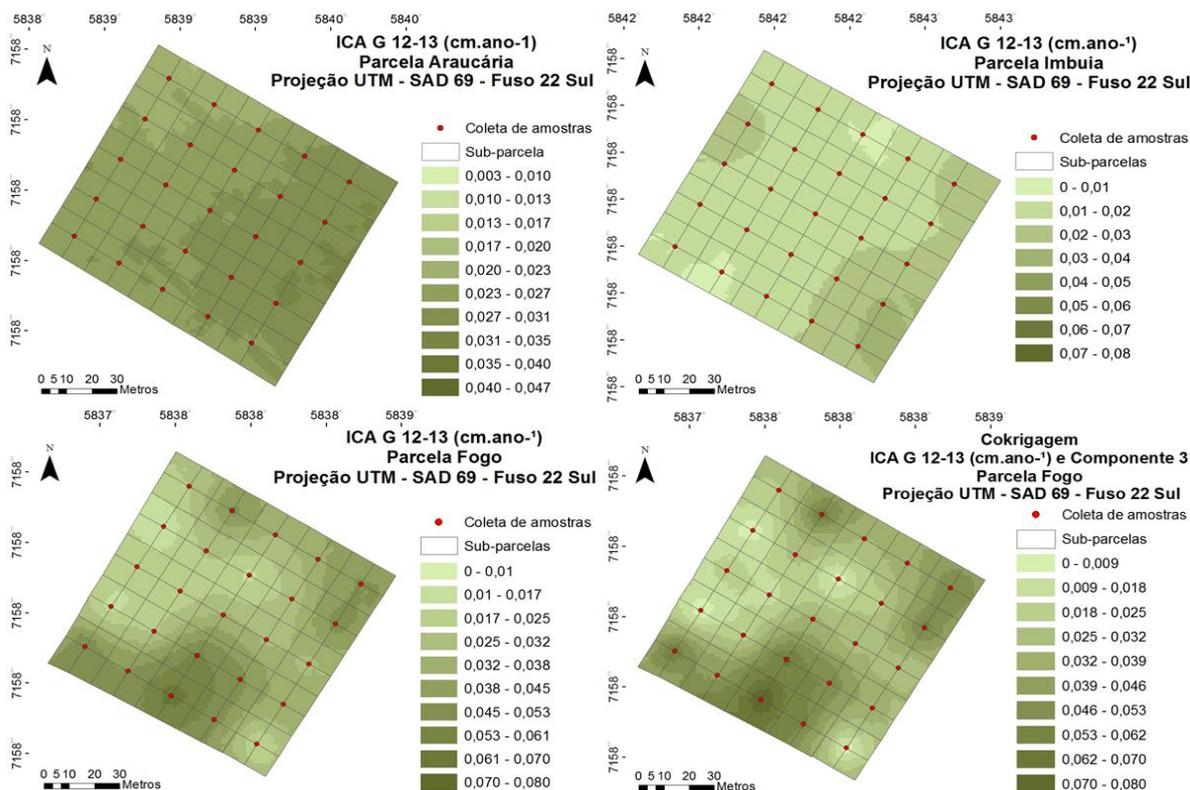


FIGURA 38 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2012 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

A variável ICA G 12-13 também apresentou distribuição espacial diferenciada entre as parcelas. A Imbuia apresentou a mesma tendência inferior comparado aos anos anteriores, contendo em sua maioria valores entre 0,01 e 0,03 cm.ano⁻¹. Na parcela Araucária, houve uma predominância de valores entre 0,03 e 0,04 cm.ano⁻¹, como também foi observado na porção inferior da parcela Fogo.

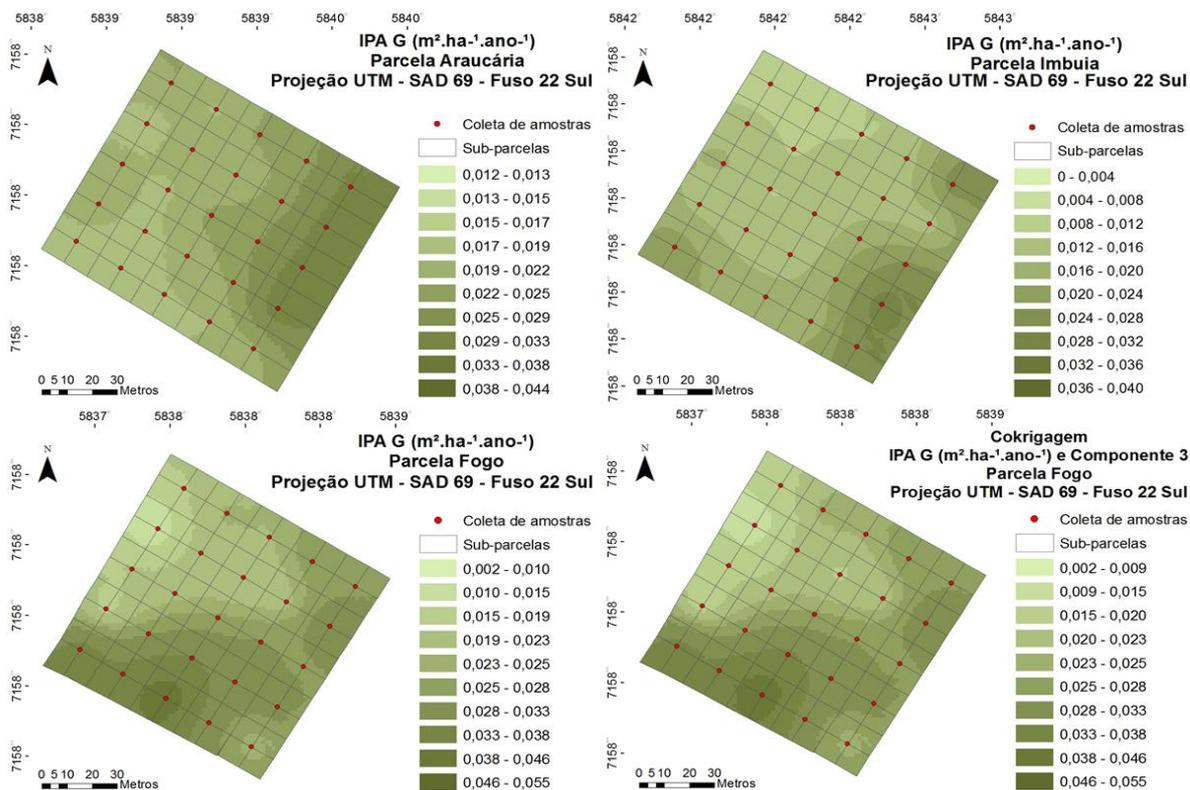


FIGURA 39 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO PERIODICO ANUAL EM ÁREA BASAL PARA OS ANOS DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

O incremento periódico anual em área basal variou entre 0,002 e 0,055 m².ha⁻¹.ano⁻¹ para as três parcelas analisadas, com predominância de valores entre 0,025 a 0,055 m².ha⁻¹.ano⁻¹ nas partes inferiores e a direita das parcelas.

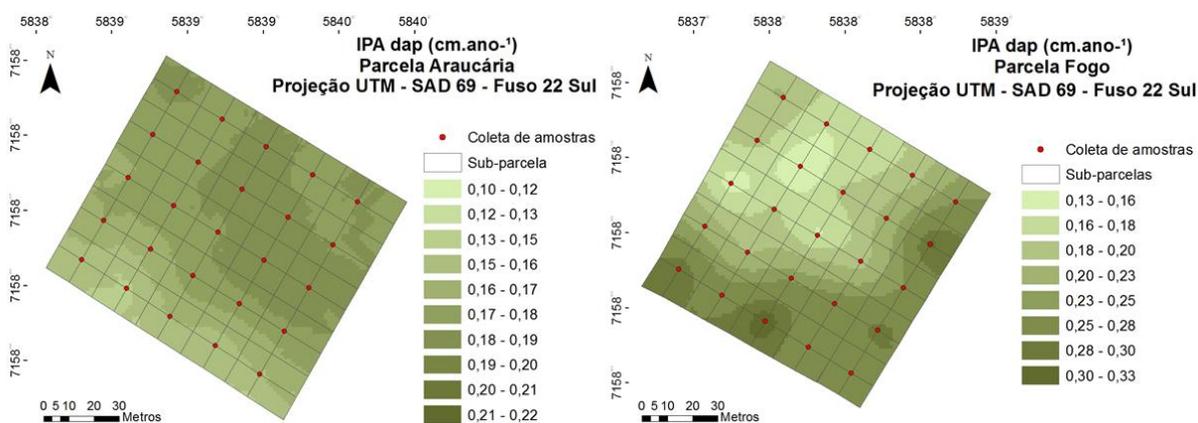


FIGURA 40 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO INCREMENTO PERIODICO ANUAL EM DIAMETRO PARA OS ANOS DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

O incremento periódico anual em diâmetro foi espacializado para as parcelas Araucária e Imbuia, e apresentou comportamento diferenciado entre elas. Na parcela Imbuia, os valores superiores entre 0,17 e 0,22 cm.ano⁻¹ concentraram-se a direita, ao contrário da parcela Fogo, na qual os valores entre 0,20 e 0,33 cm.ano⁻¹ foram observados na parte inferior.

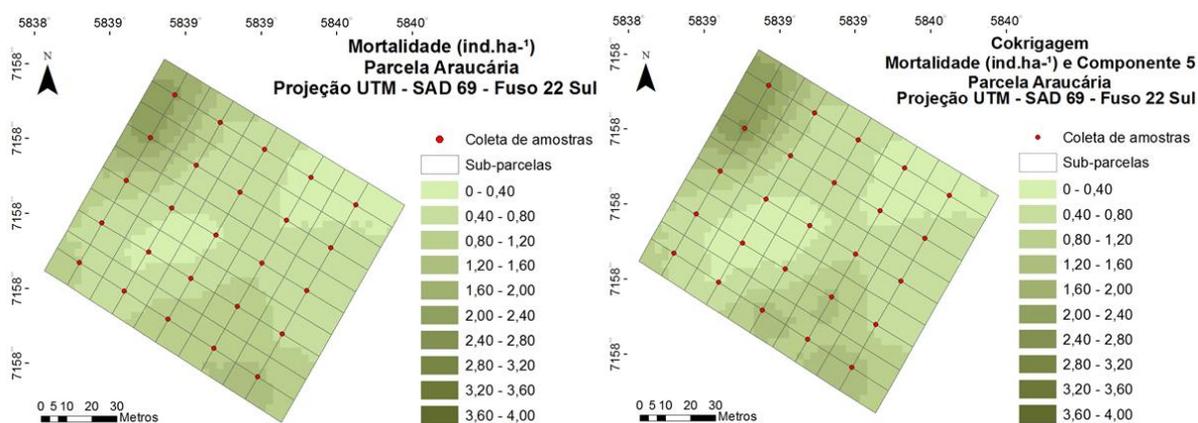


FIGURA 41 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA MORTALIDADE PARA OS ANOS DE 2009 A 2013, EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

Por fim, a variável mortalidade somente pode ser espacializada na parcela Araucária, a qual apresentou valores entre 2 e 3 ind.ha⁻¹ na porção superior da parcela, e valores entre 1 e 2 ind.ha⁻¹ no restante.

De forma similar ao apresentado anteriormente com as variáveis da dinâmica florestal, os atributos químicos do solo também mostraram um comportamento espacial diferenciado entre as parcelas, conforme pode ser observado em seus mapas de inferência (Figuras 42 a 53).

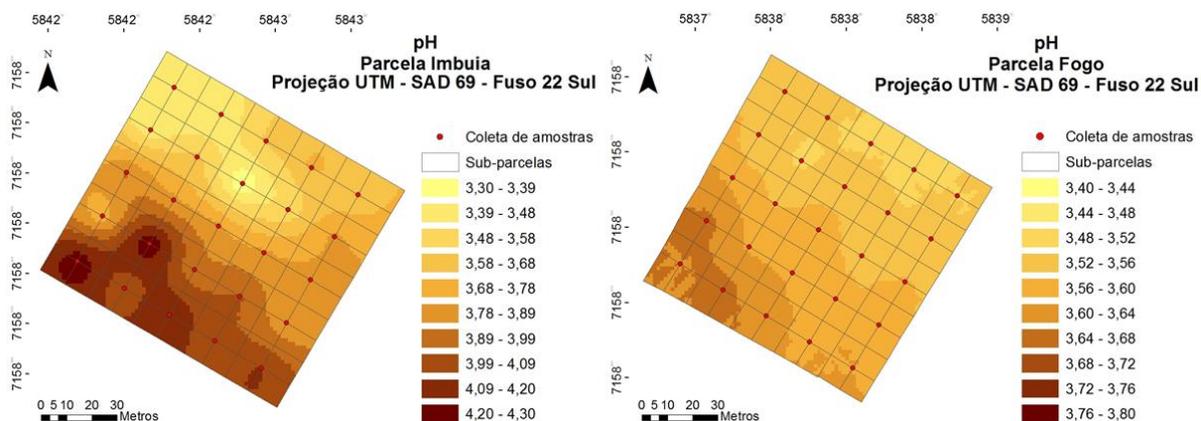


FIGURA 42 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO PH EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

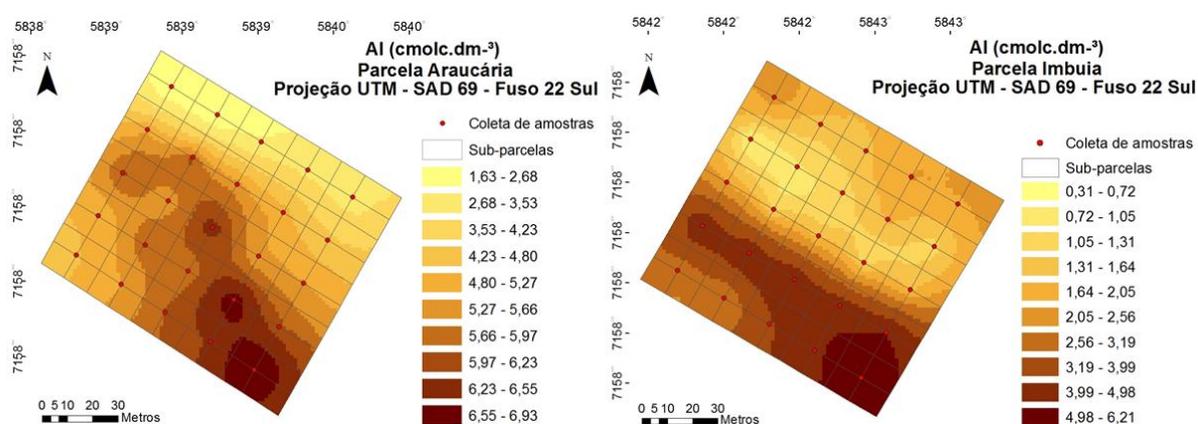


FIGURA 43 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO ALUMÍNIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

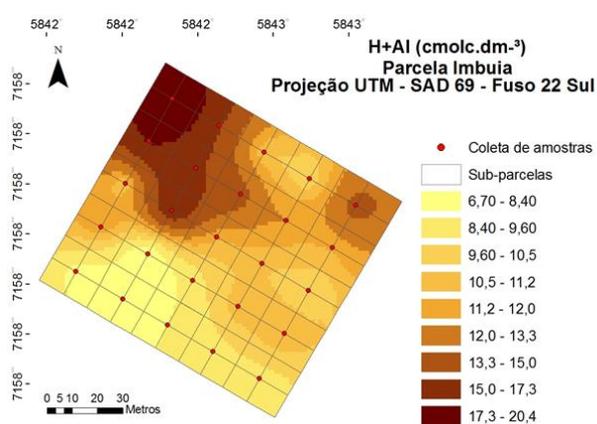


FIGURA 44 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA ACIDEZ POTENCIAL EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

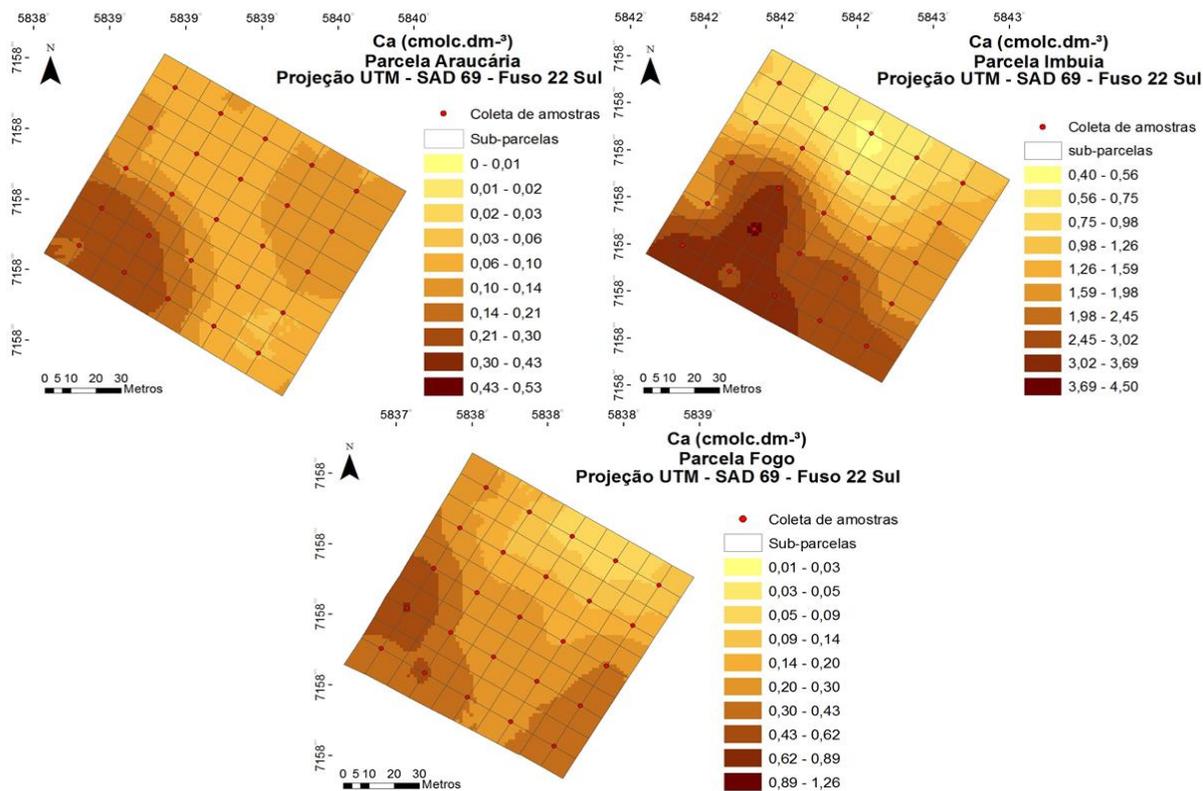


FIGURA 45 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO CÁLCIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

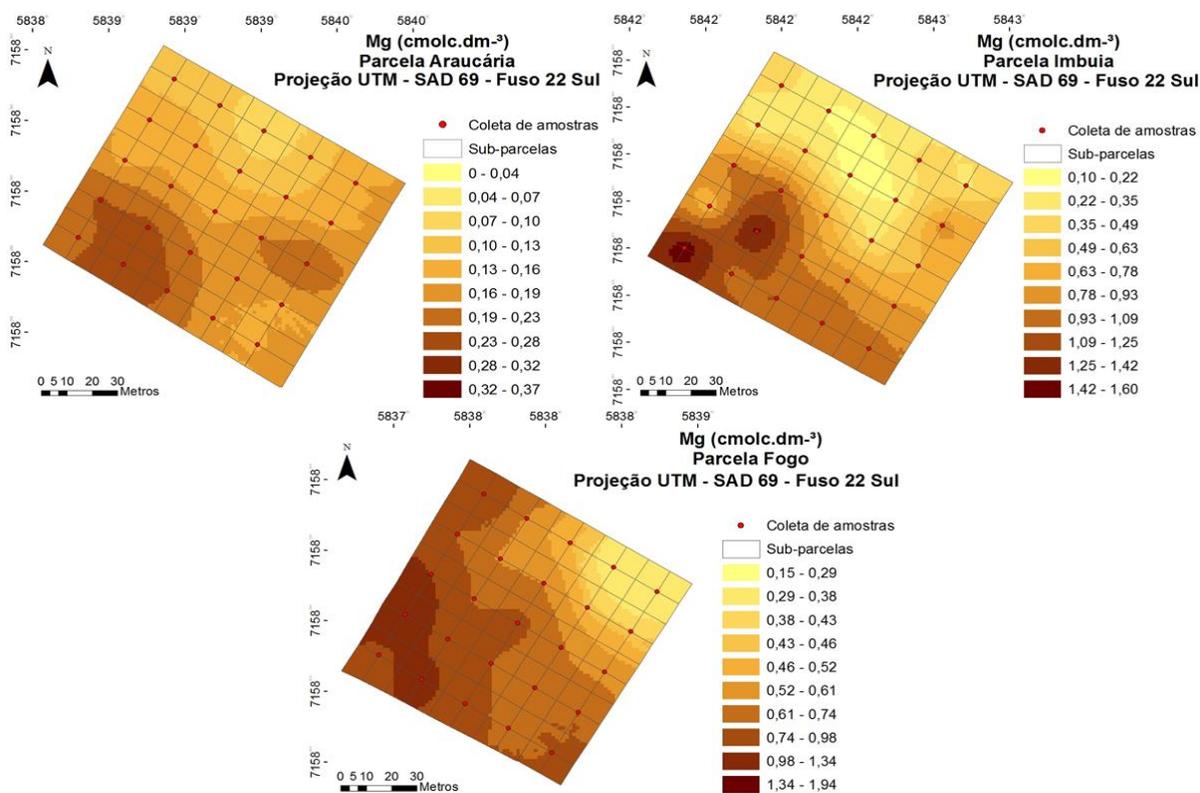


FIGURA 46 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO MAGNÉSIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
 FONTE: O autor (2015)

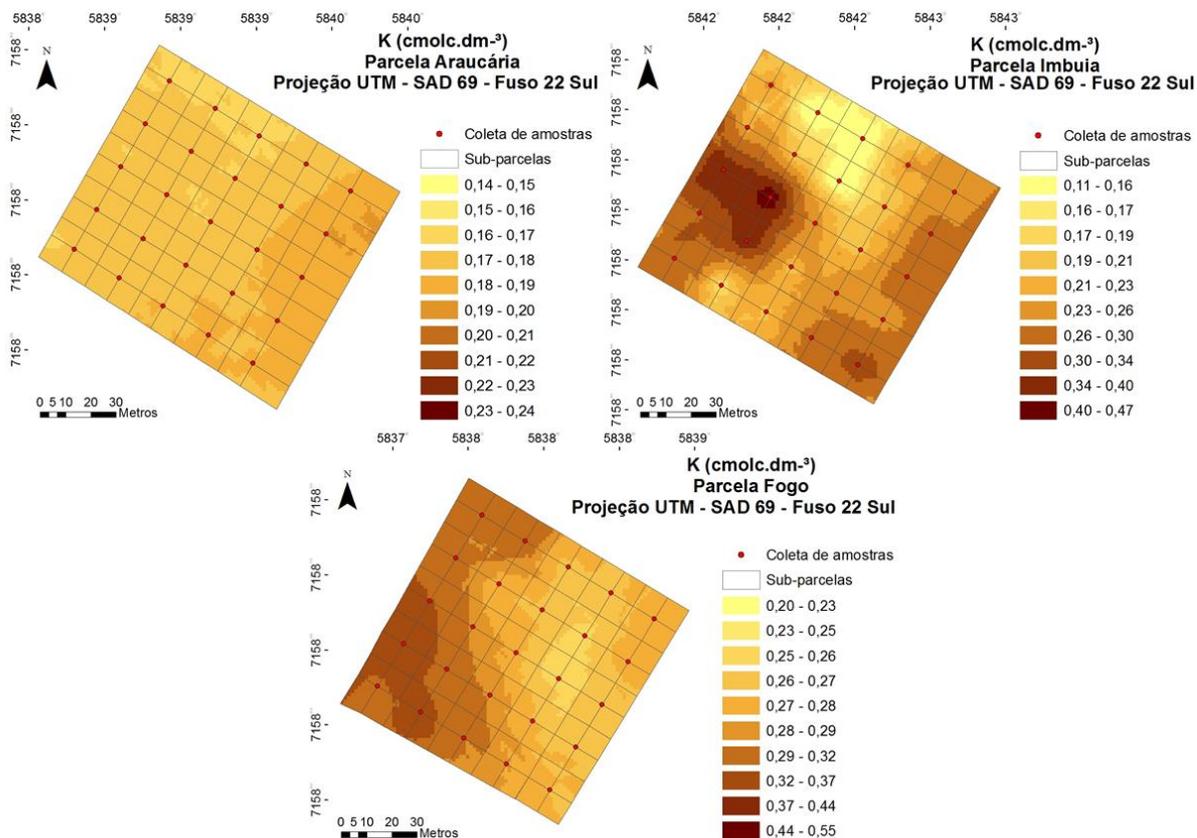


FIGURA 47 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO POTÁSSIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

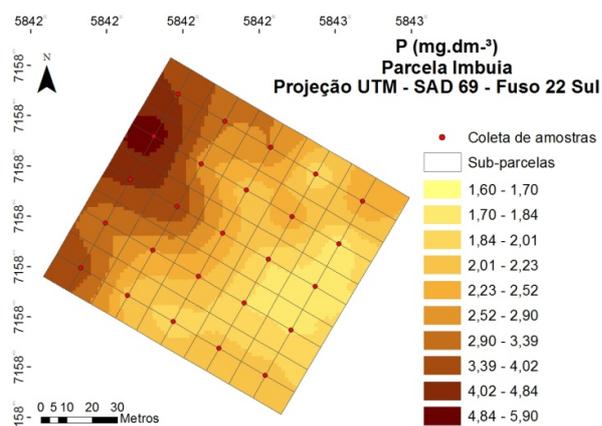


FIGURA 48 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO FÓSFORO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.
FONTE: O autor (2015)

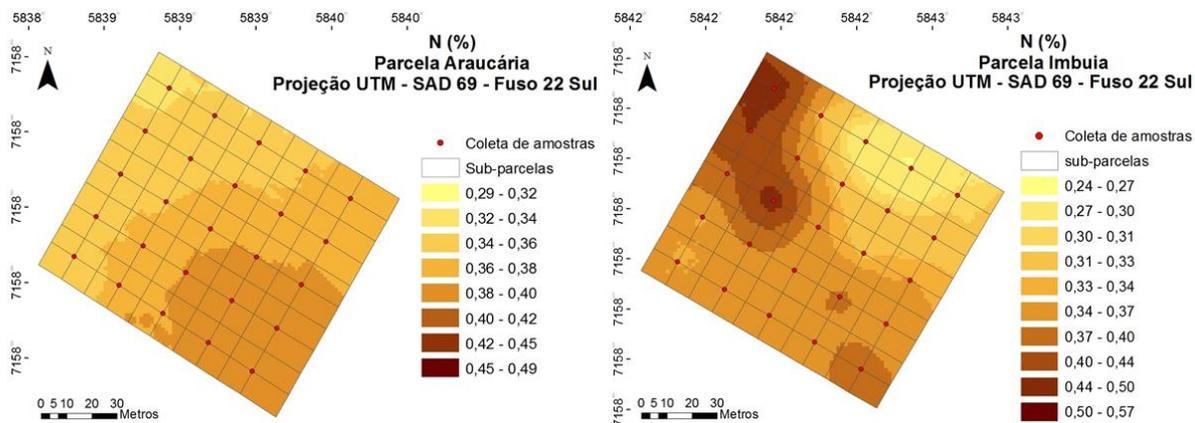


FIGURA 49 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO NITROGÊNIO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

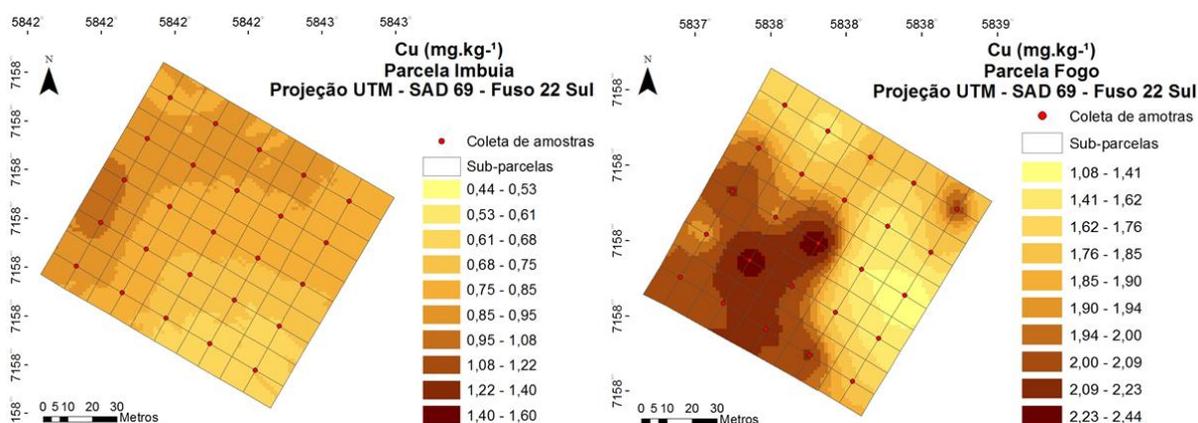


FIGURA 50 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO COBRE EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

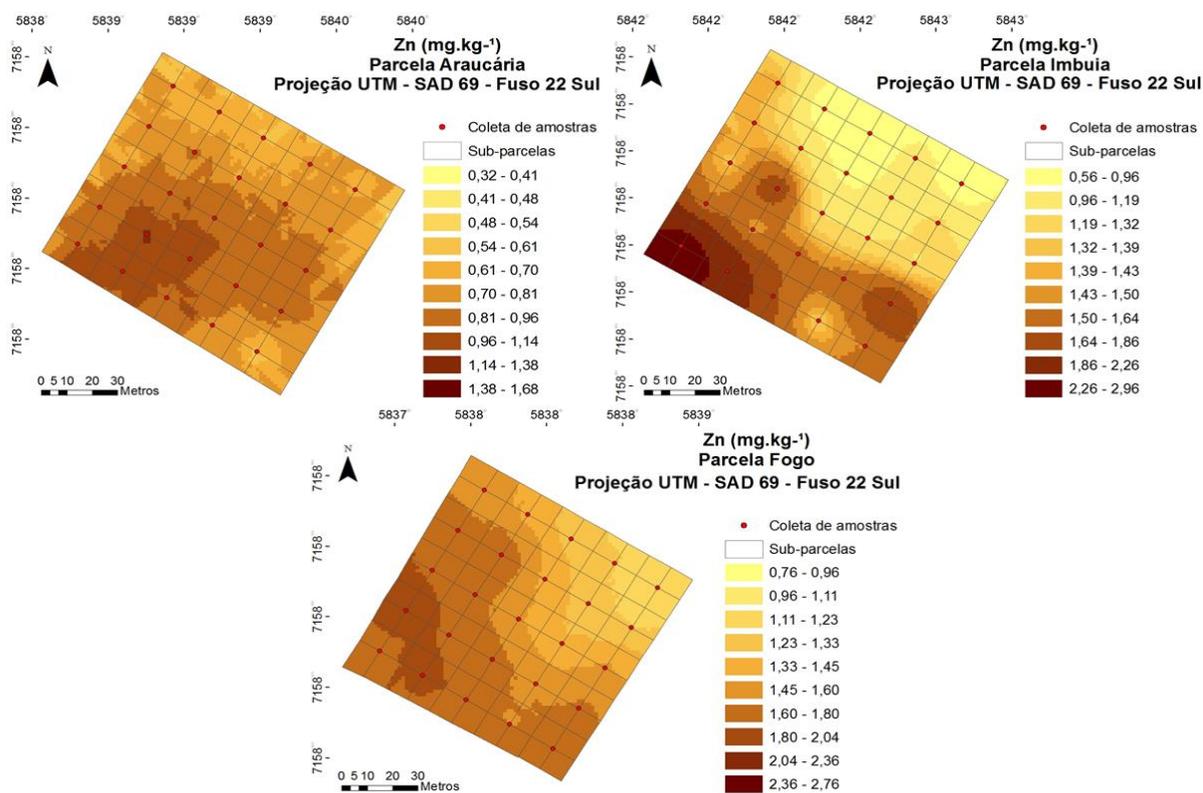


FIGURA 51 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DO ZINCO EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

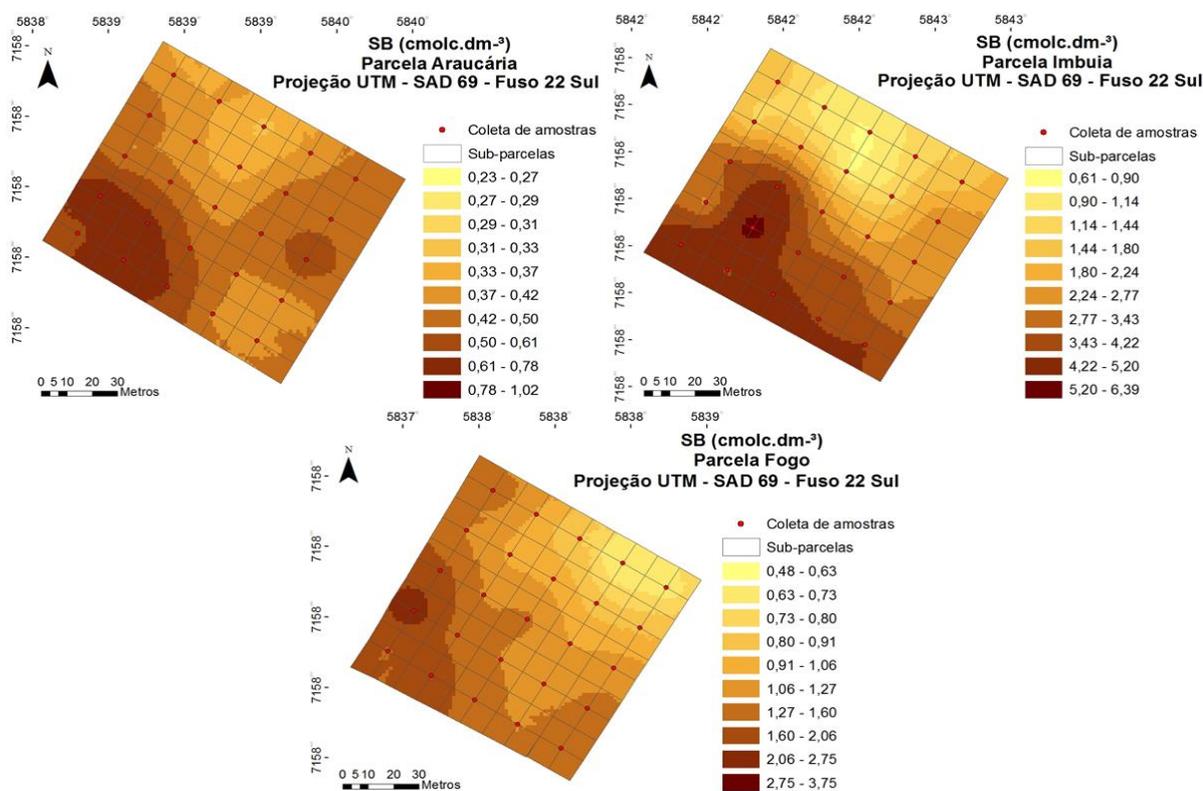


FIGURA 52 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA SOMA DE BASES EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

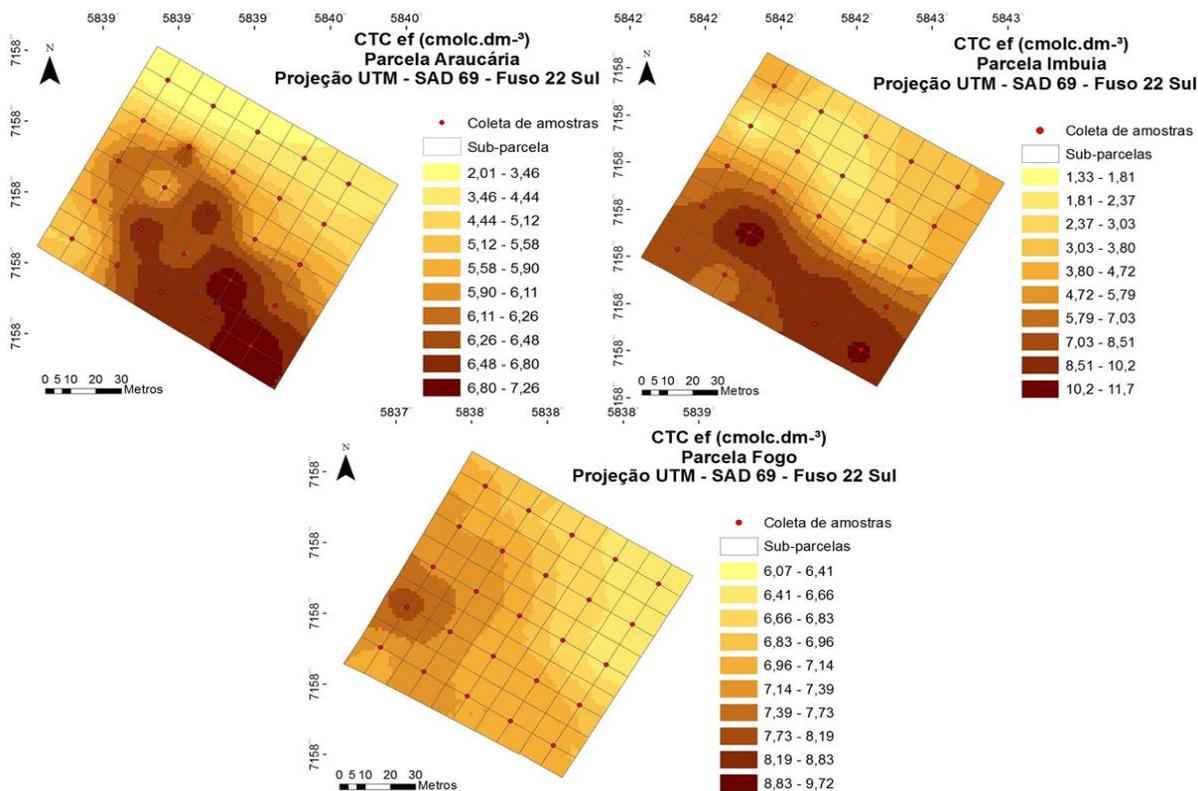


FIGURA 53 - DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA CAPACIDADE DE TROCA CATIONICA EFETIVA EM UM FRAGMENTO DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA, LOCALIZADO EM SÃO JOÃO DO TRIUNFO/PR.

FONTE: O autor (2015)

De forma geral, a análise visual da distribuição espacial das variáveis apresentadas, permitiu ressaltar tendências diferenciadas de uma mesma variável entre as parcelas. Isto já era previsto de acordo com os dados analisados através das coletas de campo, os quais diferenciaram as parcelas estudadas quanto aos seus atributos químicos do solo e da dinâmica florestal.

Segundo Vieira (2000), uma comparação visual normalmente facilita a interpretação dos dados, motivo pelo qual as superfícies interpoladas são geradas. Dessa forma, nota-se que, embora as variáveis químicas do solo tenham influenciado de forma razoável em aspectos da dinâmica florestal do fragmento (conforme discutido no Capítulo 1), visualmente as variáveis espacializadas apresentaram correlação, de forma que nem sempre o comportamento de uma variável é compreendido somente através da estatística clássica.

Além disso, cabe ressaltar também que por meio dos mapas de inferência apresentados, pode-se perceber um comportamento anisotrópico na maioria das variáveis analisadas, que segundo Yamamoto e Landin (2013) trata-se de quando o

fenômeno muda conforme a direção. De acordo com o mesmo autor, ao detectar a presença de anisotropias, elas devem ser remodeladas, com o objetivo obter um semivariograma isotrópico para o modelo de correlação espacial, ou seja, um modelo com parâmetros comuns (efeito pepita, variância espacial e amplitude) em todas as direções.

Contudo, a análise desse aspecto não foi considerada como um dos objetivos do presente estudo e, por esse motivo, as variáveis que aparentemente apresentaram essa característica, não foram remodeladas. Dessa forma, recomenda-se um estudo detalhado sobre esse aspecto, visando aprofundamento e ampliação da contribuição científica a essa temática.

2.6 CONCLUSÕES

- Em sua maioria, grupo das variáveis químicas do solo e da dinâmica florestal, apresentou dependência espacial considerada moderada a forte, todas com estrutura espacial ajustada pelo modelo exponencial.
- A estimativa de dados não amostrados por meio dos interpoladores krigagem e cokrigagem ordinária, apresentou resultados quanto aos parâmetros analisados, que permitem a aplicação da modelagem geoestatística.
- A modelagem geoestatística mostrou-se adequada na caracterização da dinâmica florestal e condições edáficas do fragmento estudado, sendo relevante a utilização dos mapas de inferência gerados para a análise visual do comportamento espacial de cada variável.

2.7 RECOMENDAÇÕES FINAIS

Tendo em vista os resultados apresentados no presente estudo, recomenda-se:

- A continuidade no monitoramento das parcelas permanentes utilizadas neste estudo, bem como de outros fragmentos de Floresta Ombrófila Mista, de forma a enriquecer o banco de dados proveniente dessa tipologia florestal, bem como buscar a compreensão das relações entre a sua dinâmica e fatores do ambiente.
- Que em trabalhos futuros sejam contemplados, dentre outros fatores do ambiente, as condições físicas do solo, as quais associadas aos resultados apresentados neste estudo, poderão contribuir para melhor compreensão das relações entre o solo e a dinâmica desse fragmento florestal.
- Que em posteriores pesquisas relacionadas à modelagem geoestatística das variáveis abordadas neste estudo, sejam considerados aspectos como a anisotropia, visando a análise do fenômeno estudado condicionado a uma variação de direção, bem como a prévia transformação estatística da base de dados utilizada, buscando a precisão das estimativas geradas pela modelagem.
- A aplicação e avaliação de outras ferramentas geoestatísticas em estudos que contemplem aspectos relacionados à floresta nativa, de forma a analisar a estrutura espacial de variáveis, bem como propiciar a estimativa e precisão de dados não amostrados.

2.8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARES, 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.

AMARAL, L. P. **Geoestatística na caracterização de solo e vegetação em Floresta Ombrófila Mista**. 134f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) Setor de Ciências Agrárias - Universidade Estadual do Centro-Oeste, Guarapuava, 2010.

ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de Estatística e Geoestatística**. São Leopoldo: Ed. Unisinos, 2003. 165 p.

ANGELICO, J. C. Desempenho da cokrigagem na determinação da variabilidade de atributos do solo. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 30, n. 1, p. 931-936, 2006.

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.

BAGNARA, D.; 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.

BASARAN, M.; ERPUL, G.; OZCAN, A. U.; SAYGIN, D. S.; KIBAR, M.; BAYRAMIN, I.; YILMAN, F. E. Spatial information of soil hydraulic conductivity and performance of cokriging over kriging in a semi-arid basin scale. **Environmental Earth Sciences**, New York, v. 63, n. 4, p. 827-838, 2011.

BIONDI, F.; MYERS, D. E.; AVERY, C. C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal Forest Research**, Ottawa, v.24, p1354-1368, 1994.

BOGNOLA, I. A. **Unidades de manejo para *Pinus taeda* L. no planalto norte catarinense, com base em características do meio físico**. 160 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Setor Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba, 2007.

BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M.; SANTOS, N. T.; SOUZA, C. M. A. S; PINTO, F. A. C. Estimativa de valores granulométricos do solo em locais não amostrados utilizando-se cokrigagem. **Rev. Bras. Ciênc. Agrár.** Recife, v. 9, n. 2, p. 244-250, 2014.

BREJDA, J. J.; MOORMAN, T. B.; SMITH, J. L.; KARLEN, D. L.; ALLAN, D. L.; DAO, T. H. Distribution and variability of surface properties at a regional scale. **Soil Science Society of America Journal**, v. 64, n. 3, p. 974-982, 2000.

CÂMARA, G.; MEDEIROS, J. S. Princípios básicos em geoprocessamento. In: ASSAD, E. D.; SANO, E. E. **Sistemas de Informações Geográficas (Aplicações na Agricultura)**. 2.ed. Brasília: SPI/ EMBRAPA-CPAC, 1998. 434 p.

CAMARGO, E. C. G. Geoestatística: Fundamento e Aplicações. In: CAMARA, G.; MEDEIROS, J. S. **Geoprocessamento em Projetos Ambientais**. 2ª ed. São José dos Campos: INPE, 1998. 36p.

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, 2001.

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.

CAON, D. Espacialização e mapeamento da fertilidade em diferentes camadas do solo e densidades amostrais. 63 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, Guarapuava, 2012.

CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n. 1, p.1151-1159, 2002.

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

COHEN, W. B.; SPIES, T. A.; BRADSHAW, G. A. Semivariograms of digital imagery for analysis of conifer canopy structure. **Remote Sensing of Environment**, v. 34, n. 3, p. 167-178, 1990.

CORÁ, J. E.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo antes e após calagem e fosfatagem em doses variadas na cultura de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, v. 26, n. 2, p. 374-387, 2006.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991.

DORMANN, C. F. Effects of incorporating spatial autocorrelation into the analysis of species distribution data. **Global Ecology and biogeography**, Oxford, v. 16, p.129-138, 2007.

DRUCK, S. A geoestatística e os Sistemas de Informações Geográficas. **Espaço & Geografia**, v. 5, n. 1, p. 1-15, 2002.

DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CAMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. **Análise espacial de dados geográficos**. Brasília: EMBRAPA, 2004, p. 230.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1997. 212p.

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

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

GONTIJO, I.; NICOLE, L. R.; PARTELLI, F. L.; BONOMO, R.; SANTOS, E. O. J. Variabilidade e correlação espacial de micronutrientes e matéria orgânica do solo com a produtividade da pimenta-do-reino. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.36, n.4, p.1093-1102, 2012.

GREGO, C. R.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 29, n. 2, p. 169-177, 2005.

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

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade especial 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.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. Uberlândia: Faculdade de Matemática-Universidade Federal de Uberlândia, 2004. 77p. (Apostila).

GUNNARSON, F.; HOLM, P. H.; THURESONN, T. On the potential of krigagem for forest mannegement planning. **Scandinavian Journal of Forest Re search**, v. 13, n. 2, p. 237-245, 1998.

HERNANDES, A.; LUGO. L.; GARCÉS. A. M.; SANCHEZ. J.; ARENDS, E. Variabilidad espacial edáfica en el sistema tradicional de conucos en el Amazonas de Venezuela. **Investigación Agrária - Sistemas y Recursos Forestales**, Madrid, v.12, n. 2, p.43-54, 2003.

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

IMAI, N. N.; TACHIBANA, V. M.; VICENTE, J.; LIMA, D. L.; SILVA, E. A.; VOLL, E.; OLIVEIRA, H. E. S. 2003. Comparative analysis of kriging ordinary and kriging indicator in the case of weeds in soybean. Universidade Estadual Paulista (UNESP). Faculdade de Ciências e Tecnologia – Departamento de Cartografia, 2003. Disponível em: www.cartografia.org.br. Acesso em: 22/05/2014.

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

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, J. C. H. Mining geostatistics. New York: Academic Press, 1978. 600p.

KRAVCHENKO, A. N.; ROBERTSON, G. P.; SNAP, S. S.; SMUCKER. A. J. M. Using information about spatial variability to improve estimates of total soil carbon. **Agronomy Journal**, v. 98, p. 823-829, 2006.

KRIGE, D. G. Two-dimensional weighted moving average trend surfaces for ore-evaluation. **Journal of the African Institute of Mining and Metallurgy**. v.66, p.13-38, 1966.

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: Editora UNESP, 1998. 226p.

LANDIM, P. M. B.; STURARO, J. R. **Krigagem indicativa aplicada à elaboração de mapas probabilísticos de riscos**. Rio Claro: IGCE/UNESP, Lab. Geomatématica, Texto Didático 06. 2002. 19 p. Disponível em: <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/textodi.html>>. Acesso em: 20/ 05/2014.

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

LANDIM, P. M. B.; STURARO, J. R. **Krigagem indicativa aplicada à elaboração de mapas probabilísticos de riscos**. DGA, IGCE, UNESP/ Rio Claro, Lab. Geomatématica, Texto Didático 06, 19 pp. 2002.

LANDIM, P. M. B. STURARO, J. R. & MONTEIRO, R. C. Exemplos de aplicação da cokrigagem. DGA, IGCE, UNESP/Rio Claro, Lab. Geomatématica, Texto Didático 09, 17 pp. 2002. Disponível em <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/textodi.html>>. Acesso em: 24/04/2014.

LIMA, A. M. N.; SILVA, I. R.; NEVES, J. C. L.; NOVAIS, R. F.; BARROS, N. F.; MENDONÇA, E. S.; DEMOLINARI, M. S. M.; LEITE, F. P. Frações da matéria orgânica do solo após três décadas de cultivo de eucalipto no Vale do Rio Doce, MG. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, p.1053-1063, 2008.

LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; SILVA, S. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração. **Revista Árvore**, v.34, n. 1, p.127-136, 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**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 1, 2005.

MACHADO, L. O.; LANA, Â. M. Q.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C.; FERREIRA, C. V. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, n. 1, p.591-599, 2007.

MATÉRN, B. **Spatial variation: stochastic models and their application to some problems in forest surveys and other sampling investigations**. Stockholm: Skogsforsknings Institut, 1960. 144p.

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

MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its applications. Fontainebleau, École Nationale Supérieure des Mines de Paris. 211p. (Les Cahiers de Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleau, 5). 1971.

McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? **Soil Science**, Baltimore, v. 135, n. 3, p. 177- 183, 1983.

MELLO, J. M. de. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 122 f. Dissertação (Doutorado em Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

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

MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; KANEGAE JUNIOR, H. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Revista Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 2, p. 251-260, 2006.

MIRANDA, N. O.; OLIVEIRA, T. S.; LEVIEN, S. L. A.; MEDEIROS, J. F. Variabilidade espacial da produção do meloeiro irrigado por gotejamento na fazenda Santa Júlia em Mossoró-RN. **Caatinga**, v. 17, n. 1, p. 121-128, 2004.

NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; ERH, K. T. Spatial variability of fieldmeasured soil-water properties. **Hilgardia**, v. 42, n. 7, p. 215-259, 1973.

OLEA, R. A. **Geostatistics for engineers and Earth scientists**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1999. 303 p.

ORTIZ, G. C. **Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo**. 91p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2002.

ORTIZ, L. J. **Emprego do Geoprocessamento no Estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de Eucalipto e atributos do solo e do relevo**. 220 f. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2003.

OSBORNE, J. G. Sampling errors of systematic and random surveys of cover-type areas. **Journal Statistics Association**, v. 37, n. 1, p. 256-264, 1942.

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

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: XVI Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto - SBSR, Foz do Iguaçu, **Anais...** Foz do Iguaçu: INPE, 2013.

PRIMAVESI, A. A matéria orgânica. In: **Manejo ecológico do solo: a agricultura em regiões tropicais**. São Paulo: Nobel, 2002. Cap. 5, p. 108-138.

ROSSATO, O. B.; SILVA, A. F.; QUARTEZANI, W. Z.; ZIMBACK, C. R. L.; Geoestatística na análise de atributos químicos dos solos na reserva indígena Araribá – SP. In: Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias, 2009, Botucatu. **Anais...** Botucatu: UNESP, 2009.

SALVIANO, A. A. C. **Variabilidade de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* em solo degradado do município de Piracicaba-SP**. 91p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

SALVIANO, A. A. C.; VIEIRA, S. R.; SPAROVEK, G. Variabilidade Espacial de atributos de solo e de *Crotalaria Juncea* (L) em área severamente erodida. **R. Bras. Cienc. Solo**, Campinas, v. 22, n. 1, p. 115- 122, 1998.

SAMRA, J. S. GILL, H. S.; BHATIA, V. K. Spatial stochastic modelling of growth and forest resource evaluation. **Forest Science**, v. 35, n. 3, p. 663-676, 1989.

SANTOS, G. R. **Hierarquização geométrica dos preditores geoestatísticos**. 200 f. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Setor de Ciências Exatas, Universidade Federal de Lavras, Lavras. 2010.

SANTOS, E. O. J.; GONTIJO, I.; NICOLE, L. R. Distribuição espacial dos nutrientes em um Latossolo cultivado com pimenta-do-reino. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v.7, n.13, p. 410-419, 2011.

SANTOS, E. O. J.; GONTIJO, I.; NICOLE, L. R.; SILVA, M. B. Variabilidade espacial de micronutrientes catiônicos em uma lavoura de café conilon no norte do Espírito Santo. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v.9, n.16, p. 2093, 2013.

SCOLFORO, H. F. **Interpoladores espaciais na estimativa da distribuição do estoque de carbono da vegetação arbórea em Minas Gerais, Brasil**. 75 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2014.

SILVA, A. P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. Piracicaba, 105p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo. 1988.

SILVA, A. P. da; LIBARDI, P. L.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial da resistência à penetração de um Latossolo Vermelho-Escuro ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 13, n. 1, p. 1-5, 1989.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira Ciência Solo**, v.27, n. 1, p.1013-1020, 2003.

SILVA JÚNIOR, R. L. de. **Variabilidade espacial do índice de cone correlacionada com mapas de produtividade**. 132 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 21, n. 3, p. 1-10, 1997.

THOMPSON, S. K. **Sampling**. New York, Wiley-Interscience Publication, 1992. 343p.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Adv. Agron.**, n. 38, p 45-94. 1985.

VALE, W. G. do; GARCIA, R. F.; THIEBAUT, J. T. L.; GRAVINA, G. do A. Caracterização estatística de variáveis usadas para ensaiar uma semeadora-adubadora em semeadura direta e convencional. **Acta Scientiarum Agronomy**, v. 31, n. 4, p. 559-567, 2009.

VANNI, S. M. **Modelos de regressão: estatística aplicada**. São Paulo: Legmar Informática & Editora, 1998. 177p.

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas, SP. **Bragantia**, v.56, n. 1, p.181-190, 1997.

VIEIRA, S. R. **Geoestatística em estudos de variabilidade espacial**. Campinas: Instituto Agronômico de Campinas. 1998.

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.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983.

VIEIRA, S. R.; MILLETE, J.; TOPP, G. C.; REYNOLDS, W. D. **Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and meteorological parameters**. In: ALVAREZ V. H. Tópicos em Ciência do Solo II. Viçosa - MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. v.2, p.1- 45.

VIOLA, M. R.; MELLO, C. R.; PINTO, D. B. F.; MELLO, J. M.; ÁVILA, L. F. Métodos de interpolação espacial para o mapeamento da precipitação pluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 14, n. 9, p. 970-978, 2010.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. **Spatial variability of soil physical properties in the field**. In: HILLEL, D., ed. Application of soil physics. New York: Academic Press. 1980. p. 319-324.

WINAGRASKI, E.; ABRAO, S. F.; WOJCIECHOWSKI, T.; BOBROWSKI, R.; REISSMANN, C. B. **Distribuição espacial do pH, alumínio, cálcio e magnésio no solo em área de ajardinamento urbano em Curitiba**. In: 4º Congresso Florestal Paranaense, 2012, Curitiba. 4º Congresso Florestal Paranaense, 2012.

WOJCIECHOWSKI, C. J. Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de Floresta Estacional Decidual. **Revista Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 19, n. 4, p. 383-391, 2009.

WULDER, M.; LAVIGNE, M.; FRANKLIN, S. High spatial resolution optical image texture for improved estimation of forest stand leaf area index. **Canadian Journal of Remote Sensing**, v. 22, n. 4, p. 441-449, 1996.

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

ZANÃO JÚNIOR, L. A.; LANA, R. M. Q.; GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidade em um Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, v. 37, n. 1, p. 1000-1007, 2007.