

LAURA CAMILA DE GODOY GOERGEN

**RELAÇÃO ENTRE PRODUTIVIDADE DE EUCALIPTO E
CARACTERÍSTICAS EDÁFICAS BASEADA EM GEOESTATÍSTICA E ANÁLISE
MULTIVARIADA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, no Centro de Ciências Agroveterinárias, da Universidade do Estado de Santa Catarina, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutora em Ciência do Solo.

Orientador: Prof. Dr. David José Miquelluti

**Lages, SC
2018**

Ficha catalográfica elaborada pelo(a) autor(a), com
auxílio do programa de geração automática da
Biblioteca Setorial do CAV/UESC

Goergen, Laura Camila de Godoy
Relação entre produtividade de eucalipto e
características edáficas baseada em geoestatística e
análise multivariada / Laura Camila de Godoy
Goergen. - Lages , 2018.
97 p.

Orientador: David José Miquelluti
Tese (Doutorado) - Universidade do Estado de Santa
Catarina, Centro de Ciências Agroveterinárias,
Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, Lages,
2018.

1. Krigagem. 2. Análise fatorial . 3.
Eucalyptus. 4. Silvicultura de precisão . 5.
Diagnose foliar . I. Miquelluti, David José . II.
Universidade do Estado de Santa Catarina. Programa
de Pós-Graduação. III. Título.

LAURA CAMILA DE GODOY GOERGEN

**RELAÇÃO ENTRE PRODUTIVIDADE DE EUCALIPTO E
CARACTERÍSTICAS EDÁFICAS BASEADA EM GEOESTATÍSTICA E ANÁLISE
MULTIVARIADA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, no Centro de Ciências Agroveterinárias, da Universidade do Estado de Santa Catarina, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutora em Ciência do Solo.

Orientador:




Prof. Dr. David José Miquelluti
(UDESC – Lages, SC)

Membro externo:



Pesquisadora Dra. Célia Regina Grego
(EMBRAPA Informática Agropecuária - Campinas, SP)

Membro externo:



Prof. Dr. Emanuel Araújo Silva
(UFPE – Recife, PE)

Membro interno:



Prof. Dra. Mari Lúcia Campos
(UDESC – Lages, SC)

Membro interno:



Prof. Dr. Alvaro Luiz Mafra
(UDESC – Lages, SC)

Lages, 22 de fevereiro de 2018.

Dedico aos meus pais, Sueli e Herton

*Que me ensinaram o que a academia não ensina e o
dinheiro não compra.*

*Que me ensinaram sempre a agir com respeito,
simplicidade, dignidade e honestidade.*

Que me deixaram navegar o meu próprio barco.

*Que me deixaram voar e sempre apoiaram os meus
sonhos.*

Essa conquista é nossa!

AGRADECIMENTOS

À Universidade do Estado de Santa Catarina (UDESC) e ao Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, pela possibilidade de realização do curso de doutorado.

À Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Estado de Santa Catarina (FAPESC), pela concessão da bolsa de estudo.

À Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão da bolsa de doutorado sanduíche.

Ao meu orientador, professor Dr. David José Miquelluti, pelas orientações, pelos ensinamentos ao longo do curso, pela convivência e laços de amizade que construímos.

Ao Prof. Ildegardis Bertol, pela gentileza em ceder espaço para que eu pudesse realizar as análises no Laboratório de Uso e Conservação do Solo, na UDESC.

A todo corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, pela dedicação e ensino de qualidade.

À empresa Klabin, por apostar no meu projeto desde o início, pela concessão das áreas de pesquisa, pelo apoio nas coletas de campo e processamento das análises de solo. Agradeço em especial aos funcionários Bruno, Elson, Dieivid e Sidney. Cada um na sua função foi extremamente importante e fundamental na execução deste projeto.

Aos integrantes da comissão de avaliação final desta tese, por contribuírem na qualificação deste trabalho.

Ao meu marido, Matheus Nunes Silva, pelo incentivo, pelo amor e paciência nos momentos de ansiedade.

À minha família pela compreensão dos momentos que não pude estar presente e por apoiarem sempre os meus sonhos.

À Universidade de Alberta e em especial ao professor Scott Chang, pela orientação e atenção durante o desenvolvimento das minhas atividades do doutorado sanduíche, no Canadá.

Aos amigos e familiares que de alguma forma contribuíram na realização deste trabalho.

Muito obrigada!

“Para ter sucesso, é necessário amar de verdade o que se faz. Caso contrário, levando em conta apenas o lado racional, você simplesmente desiste. É o que acontece com a maioria das pessoas”.

Steve Jobs

RESUMO

Objetivou-se, neste trabalho, analisar a variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas do solo e das propriedades dendrométricas em plantios de *Eucalyptus benthamii* e compreender a correlação linear e espacial existente entre as propriedades químicas do solo, teores foliares e produtividade. Os dados foram obtidos em plantios clonais, situados nos municípios de Palmeira (Fazenda 1) e Bocaina do Sul (Fazenda 2), no estado de Santa Catarina, Brasil, ambas em Cambissolo Húmico Alumínico. Foram coletadas amostras de solo para análises físicas e químicas, distribuídas conforme uma grade de pontos espaçados de 70x70 m, onde foram instaladas parcelas circulares de 10m de raio, totalizando 32 parcelas na fazenda 1 e 39 na fazenda 2. No Capítulo 1, foi realizado uma análise da variabilidade espacial das propriedades do solo, utilizando Análise fatorial exploratória - AFE para diminuir a dimensionalidade do conjunto de dados e análise geoestatística, para estimar o grau de dependência espacial. A partir da análise fatorial, foram selecionados cinco eixos que explicaram 70% da variabilidade total do conjunto de dados. Para cada eixo foi possível identificar um grupo de variáveis que se correlacionaram com: a fertilidade, a acidez, a estrutura ou a textura do solo. Os mapas temáticos, elaborados para interpolar valores em áreas não amostradas, permitiram identificar regiões com diferentes níveis de fertilidade do solo. Os resultados mostraram que aliar técnicas de análise multivariada e geoestatística são úteis para o manejo de áreas florestais, diminuindo o número de mapas e facilitando a análise da variabilidade espacial dos atributos do solo. No Capítulo 2, a estrutura de continuidade espacial de quatro características dendrométricas foi estudada e elaboraram-se mapas a fim de identificar diferentes sítios de produção. O volume (vol) de cada parcela, o dap, a h e a altura dominante (hdom) foram submetidas à análise geoestatística a partir do ajuste do semivariogramas experimental. Os modelos esférico e exponencial foram adequados para representar a distribuição espacial das características do povoamento. O vol, a h e a hdom dos plantios analisados apresentaram forte dependência espacial sendo, portanto, de fundamental importância a utilização de técnicas de geoestatística na caracterização do plantio. O Capítulo 3, abordou a correlação linear e espacial entre as variáveis químicas do solo, os teores foliares e a produtividade dos talhões. A produtividade do eucalipto foi analisada por meio de modelos de regressão múltipla, envolvendo 25 variáveis do solo e foliar. O modelo final para a fazenda 1 ficou constituído somente pela matéria orgânica. E na fazenda 2, por sete variáveis: B, Ca, Mn, Zn do solo e teores de N, P e Zn das folhas. Os modelos de regressão múltipla apresentaram R^2_{aj} de 0,22 e 0,62, para as fazendas 1 e 2, respectivamente. O teor de matéria orgânica na fazenda 1 e o teor foliar de P na fazenda 2 apresentaram forte dependência espacial com o volume de madeira. O uso da geoestatística mostrou ser eficiente na definição de zonas de manejo de *E. benthamii* em Cambissolo.

Palavras-chave: Krigagem. Análise fatorial. *Eucalyptus*. Silvicultura de precisão. Diagnóstico foliar.

ABSTRACT

The aim of this work was to analyze the spatial variability of physical and chemical soil properties and dendrometric properties in *Eucalyptus benthamii* plantations and to understand the linear and spatial correlation between soil chemical properties, leaf content and productivity. The data were obtained in clonal plantations, located in the municipalities of Palmeira (Farm 1) and Bocaina do Sul (Farm 2), in the state of Santa Catarina, Brazil, both in Inceptisol. Soil samples were collected for physical and chemical analyzes, distributed according to a grid of spaced points of 70x70 m, where circular plots of 10m radius were installed, totaling 32 plots on farm 1 and 39 on farm 2. In Chapter 1, an analysis of the spatial variability of soil properties using Exploratory Factor Analysis (EFA) was performed to reduce the dimensionality of the data set and geostatistical analysis to estimate the degree of spatial dependence. From the factorial analysis, we selected five axes that explained 70% of the total variability of the data set. For each axis it was possible to identify a group of variables that correlated with: fertility, acidity, structure or soil texture. Thematic maps, designed to interpolate values in non-sampled areas, allowed the identification of regions with different levels of soil fertility. The results showed that allying techniques of multivariate and geostatistical analysis are useful for the management of forest areas, reducing the number of maps and facilitating the analysis of the spatial variability of soil attributes. In Chapter 2, the spatial continuity structure of four dendrometric features was studied and maps were developed to identify different production sites. The volume (vol) of each plot, the dbh, h and the dominant height (domh) were submitted to geostatistical analysis based on the adjustment of the experimental semivariograms. The spherical and exponential models were adequate to represent the spatial distribution of the stand characteristics. The vol, a h and domh of the analyzed plantations presented a strong spatial dependence, being therefore of fundamental importance the use of geostatistical techniques in the characterization of the planting. Chapter 3 addressed the linear and spatial correlation between soil chemical variables, leaf contents and productivity. *Eucalyptus* productivity was analyzed using multiple regression models, involving 25 soil and leaf variables. The final model for farm 1 was constituted only by organic matter. And in farm 2, by seven variables: B, Ca, Mn, Zn of the soil and N, P and Zn contents of the leaves. The multiple regression models showed R^2_{aj} of 0.22 and 0.62 for farms 1 and 2, respectively. The content of organic matter in farm 1 and the leaf content of P in farm 2 presented a strong spatial dependence on the volume of wood. The use of geostatistics showed to be efficient in the definition of management zones of *E. benthamii* in Inceptisol.

Keywords: Kriging. Factor analysis. Eucalyptus. Precision forestry. Leaf diagnosis.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1- Esquema geral do cronograma deste trabalho.....	23
Figura 2- Planta de localização da área de estudo.....	32
Figura 3- Semivariogramas e mapas de krigagem dos fatores 1(a), 2(b), 3(c) e 5(d) da fazenda 1.....	47
Figura 4- Semivariogramas e mapas de krigagem dos fatores 1(a), 2(b) e 4(c) da fazenda 2.....	48
Figura 5- Localização da área de estudo e gride de amostragem (Fazenda 1= Palmeira; Fazenda 2= Bocaina do Sul)	60
Figura 6 - Semivariogramas ajustados e mapas de distribuição espacial da altura (h) (a), altura dominante (hdom) (b) e volume (vol) (c) da fazenda 1 (F1)	67
Figura 7 - Semivariogramas ajustados e mapas de distribuição espacial da altura (h) (a), altura dominante (hdom) (b) e volume (vol) (c) da fazenda 2 (F2)	68
Figura 8- Diagrama de dispersão do volume ($m^3 ha^{-1}$) do <i>E. benthamii</i> observado (eixo X) e estimado (eixo Y) estabelecido pelo modelo de regressão na fazenda 1 (a) e na fazenda 2 (b)	87
Figura 9- Semivariogramas cruzados e mapas de cokrigagem do volume em função da matéria orgânica na fazenda 1 e do volume em função do teor de P foliar na fazenda 2.....	89

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Estatística descritiva das variáveis químicas e físicas do solo nas duas profundidades na fazenda 1 (Palmeira – SC)	36
Tabela 2- Estatística descritiva das variáveis químicas e físicas do solo nas duas profundidades para a fazenda 2 (Bocaína do Sul – SC)	38
Tabela 3- Matriz de correlação com o conjunto de variáveis originais na fazenda 1, nas duas profundidades estudadas	40
Tabela 4 - Matriz de correlação com o conjunto de variáveis originais na fazenda 2, nas duas profundidades estudadas	41
Tabela 5- Correlações entre os atributos do solo e os fatores selecionados e as communalidades estimadas nas duas fazendas	43
Tabela 6- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os fatores selecionados nas fazendas 1 e 2, nas duas profundidades	45
Tabela 7- Análise estatística descritiva e resultados do teste de normalidade para as características dendrométricas avaliadas nas duas fazendas	64
Tabela 8- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para as características dendrométricas de <i>E. benthamii</i>	65
Tabela 9- Parâmetros da estatística descritiva do teor foliar de nutrientes e do volume de <i>E. benthamii</i> nas duas fazendas em estudo	78
Tabela 10- Faixas de suficiência de macronutrientes e micronutrientes para eucalipto.....	79
Tabela 11- Matriz de correlação linear simples entre a produtividade de <i>E. benthamii</i> e atributos químicos do solo e teores de nutrientes foliares em dois cambissolos	80
Tabela 12- Equações de regressão linear múltipla obtidas para estimar a produtividade de <i>E. benthamii</i> pelo método <i>Stepwise</i> a partir dos atributos do solo e teores foliares.....	86
Tabela 13- Parâmetros dos semivariogramas simples e cruzados para os atributos do <i>E. benthamii</i> nas fazendas 1 e 2	88

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL	21
2 CAPÍTULO I: VARIAÇÃO ESPACIAL DAS PROPRIEDADES DO SOLO FLORESTAL UTILIZANDO ANÁLISE MULTIVARIADA E GEOESTATÍSTICA ..	29
RESUMO.....	29
ABSTRACT	30
2.1 INTRODUÇÃO.....	31
2.2 MATERIAL E MÉTODOS.....	32
2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	35
2.4 CONCLUSÕES	49
REFERÊNCIAS	50
3 CAPÍTULO II: VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES DENDROMÉTRICAS DE <i>Eucalyptus benthamii</i>	57
RESUMO.....	57
ABSTRACT	58
3.1 INTRODUÇÃO.....	59
3.2 MATERIAL E MÉTODOS.....	59
3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
3.4 CONCLUSÕES	69
REFERÊNCIAS	70
4 CAPÍTULO III: ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO E TEORES FOLIARES RELACIONADOS COM A PRODUTIVIDADE DE <i>Eucalyptus benthamii</i> EM CAMBISSOLO HÚMICO	73
RESUMO.....	73
ABSTRACT	74
4.1 INTRODUÇÃO.....	75
4.2 MATERIAL E MÉTODOS.....	76
4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	77
4.4 CONCLUSÕES	90
REFERÊNCIAS	91
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	99

1 INTRODUÇÃO GERAL

O destaque econômico da indústria de base florestal no Brasil é indiscutível. O setor brasileiro apresenta a maior produtividade, medida em volume de madeira produzida por unidade de área ao ano, e a menor rotação do mundo para o eucalipto (IBA, 2017). Além das melhorias operacionais desenvolvidas, as condições edafoclimáticas do país contribuem para esses altos índices produtivos ainda que, as espécies de *Eucalyptus* plantados no Brasil são adaptadas a baixos níveis de fertilidade do solo, toleram altos níveis de Al e Mn e são pouco sensíveis à acidez do solo (GONÇALVES, 2005).

Apesar de o solo ser o fator chave para manter a produtividade, a recomendação de adubação adotada no Brasil é a mesma para todas as espécies plantadas do gênero *Eucalyptus*, sem levar em consideração as diferentes exigências para cada material genético e as microrregiões. Este fato contribui para o aparecimento de desequilíbrios nutricionais e conseqüentemente, para a variabilidade produtiva. Entretanto, trabalhos científicos têm demonstrado que as espécies possuem diferentes exigências nutricionais, que variam de acordo com o material genético e regiões geográficas (DIAS et al., 2015; STAHL et al., 2013; MATOS et al., 2012; SANTANA, BARROS e NEVES, 2002).

O estudo da relação entre a capacidade produtiva de povoamentos florestais e de atributos do solo torna-se essencial quando se tem como objetivo o manejo racional da floresta e do solo, evitando a exaustão química e a degradação dos atributos físicos desse último, visando à máxima produtividade sustentável (ORTIZ et al., 2006). Lima et al. (2010) concluíram que o volume de madeira de eucalipto variou inversamente tanto com a característica física estudada, resistência mecânica à penetração (RP) como a química, indicada pelo pH do solo. Ortiz (2003) observou maior potencial produtivo em áreas com menores teores de alumínio, argila total e umidade e maiores teores de manganês, soma de bases, areia total e areia muito grossa. As maiores produtividades do *E. grandis* e do *E. saligna*, no estado de SP, foram associadas a solos com maior teor de matéria orgânica, fósforo, potássio, cálcio, magnésio, saturação por bases e com maiores relações de K/T, Ca/T, e Mg/T segundo Sgarbi et al. (2002). Esses mesmos autores verificaram que o boro e o manganês foram os micronutrientes que apresentaram os maiores coeficientes de correlação com a produtividade para as duas espécies estudadas. Guimarães, Floriano e Vieira (2015) verificaram que os atributos químicos que mais limitaram o crescimento de *Eucalyptus saligna* aos 28 meses de idade, foram a saturação por Al, a saturação por bases e o teor de Mg trocável. Segundo os autores, o nível crítico médio estimado para promover 80% de rendimento relativo das plantas

foi de 79% para a saturação por Al, 8% para a saturação por bases e $0,3 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ para o teor de Mg trocável.

A avaliação e a compreensão da variabilidade espacial e temporal das propriedades químicas e físicas do solo e os rendimentos das culturas são necessárias para determinar com precisão as melhores práticas de manejo de solo e alterações para aumentar a produção e melhorar a qualidade das culturas, garantindo a sustentabilidade (AWE et al., 2015). No intuito de compreender a relação e a dinâmica dos nutrientes com o crescimento da floresta, a geoestatística tem-se mostrado uma importante ferramenta. Baseada na Teoria de Variáveis Regionalizadas, descreve a variabilidade espacial de uma dada característica, isto é, a autocorrelação espacial entre as unidades amostrais e assim, estima valores da característica de interesse em locais não amostrados (BOGNOLA et al., 2008).

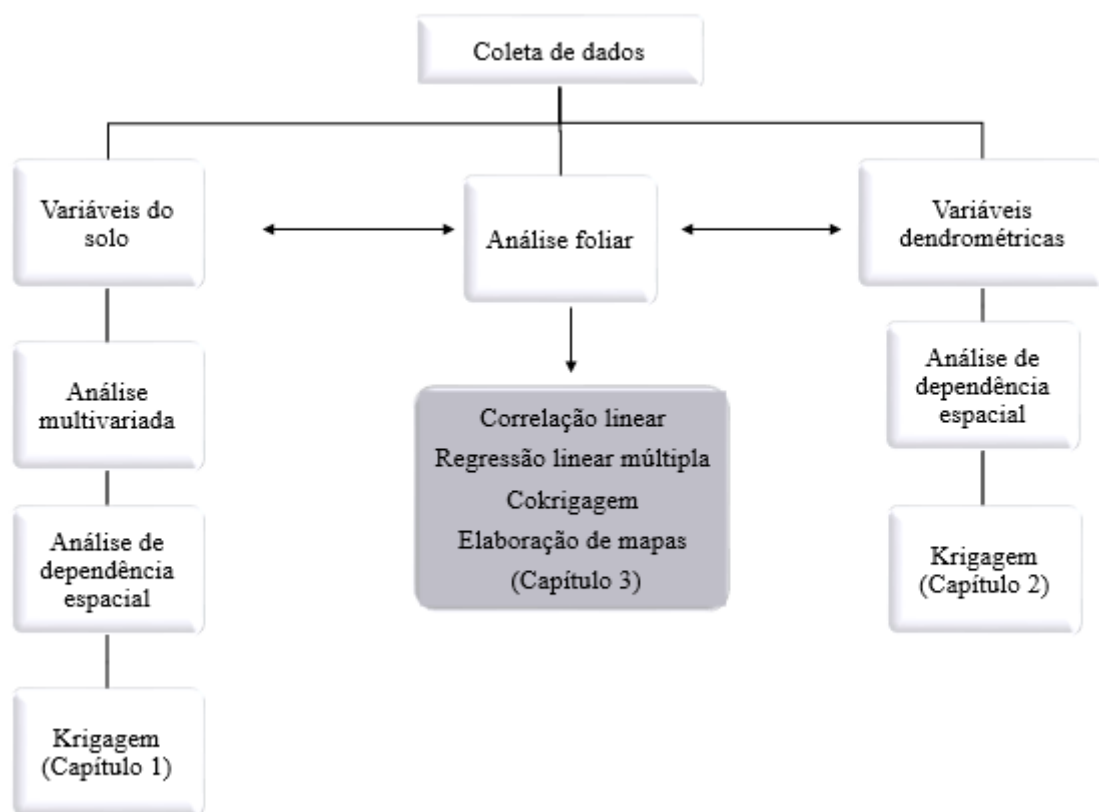
O semivariograma é a principal ferramenta geoestatística para diagnosticar a presença da correlação entre as unidades amostradas (MELLO, 2004). Vários autores usaram o semivariograma como ferramenta para detectar a relação das variáveis do solo à produtividade florestal (BOGNOLA et al., 2008; ORTIZ et al., 2006), no manejo do solo (PELISSARI, CALDEIRA e SANTOS, 2014; OLIVEIRA et al., 2013; ALVARES et al., 2011) e na estrutura espacial de variáveis dendrométricas (GUEDES et al., 2015; ROSA FILHO et al., 2011; MELLO et al., 2009). No entanto, a maioria dos trabalhos adotam apenas algumas propriedades, químicas ou físicas do solo, para definir as zonas de manejo, o que torna mais difícil a interpretação, pois considera as características isoladamente e não correlacionadas, como comumente ocorrem na natureza. Nesse sentido, lançar mão da estatística multivariada pode ser uma boa estratégia, permitindo a obtenção de um melhor entendimento das variações dos processos que ocorrem no solo (SENA et al., 2002).

Nos plantios florestais, a análise química foliar e do solo têm sido eficientes para a recomendação de adubação e diagnóstico de deficiência de nutrientes (MATOS et al., 2012; BURNS et al., 2011; LEITE et al., 2011; LACLAU et al., 2009). A análise das folhas é confiável porque é neste órgão que ocorre maioria das atividades metabólicas e seu status nutricional e fisiológico pode influenciar o crescimento das plantas (WADT, 2004).

Este trabalho está dividido em três capítulos, conforme esquema representado na Figura 1. O primeiro, intitulado “Variação espacial das propriedades do solo florestal utilizando análise multivariada e geoestatística” procurou identificar grupos de propriedades físicas e químicas de um Cambissolo em duas fazendas com plantio de *E. benthamii* usando análise multivariada e descrever a variabilidade espacial desses atributos utilizando a geoestatística. O segundo capítulo, intitulado “Variabilidade espacial de propriedades dendrométricas de *Eucalyptus*

benthamii” teve como objetivo estudar a estrutura de continuidade espacial de quatro características dendrométricas e elaborar mapas a fim de identificar diferentes sítios de produção. O terceiro capítulo, intitulado “Atributos químicos do solo e teores foliares relacionados com a produtividade de *Eucalyptus benthamii* em Cambissolo Húmico” aborda a correlação entre as variáveis do solo, os teores foliares e a produtividade dos talhões, identificando aqueles que mais favoreceram o volume e a partir da geoestatística criaram-se os mapas temáticos a fim de auxiliar no manejo das áreas.

Figura 1- Esquema geral do cronograma deste trabalho.



Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Este trabalho teve como objetivos:

- Utilizar a estatística multivariada no intuito de reduzir a dimensão dos dados de solo coletados em duas profundidades utilizando análise fatorial exploratória e, a partir dos grupos gerados, identificar a distribuição espacial e elaborar mapas, visando à adoção da silvicultura de precisão.

- Descrever a distribuição espacial das variáveis dendrométricas em plantações comerciais de *Eucalyptus benthamii* localizadas em duas fazendas, nos municípios de Palmeira e Bocaina do Sul, no estado de Santa Catarina, Brasil, usando estatística clássica e geoestatística.
- Identificar os nutrientes foliares e atributos do solo que descrevam a produtividade de *E. benthamii* em talhões sob Cambissolo, usando estatística clássica e geoestatística.
- Mapear a variabilidade espacial daqueles atributos que favoreceram o volume e avaliar se existe além da correlação linear, uma correlação espacial entre eles.
- Elaborar mapas que possam contribuir na adoção da silvicultura de precisão nas práticas de manejo da fertilidade do solo em talhões de *E. benthamii* em Cambissolo Húmico.

As hipóteses que nortearam este trabalho foram:

- Os métodos estatísticos multivariados permitem modelar a estrutura de correlação dos atributos do solo;
- Os métodos geoestatísticos permitem modelar a dependência espacial dos atributos do solo e das variáveis dendrométricas;
- As variáveis químicas do solo e teores foliares estão correlacionadas com o volume de madeira;
- A estatística clássica e a geoestatística são capazes de identificar variáveis do solo e nutrientes foliares que favorecem o crescimento do eucalipto.

REFERÊNCIAS

- ALVARES, C. A. et al. Spatial variability of physical and chemical attributes of some forest soils in southeastern of Brazil. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v.68, n 6, p.697-705, 2011.
- AWE, G.O. et al. Temporal processes of soil water status in a sugarcane field under residue management. **Plant and Soil**, v. 387, p. 395–411, 2015.
- BOGNOLA, I. A. et al. Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* L. **Floresta**, v. 38, n. 2, p. 373 –385, 2008.
- BURNS, S. L. et al. Relationship between height growth and foliar nutrient N and P concentration in a *Eucalyptus grandis* plantation in northeastern Argentina. **Journal of Sustainable Forestry**, v.30, p. 313–320, 2011.
- DIAS, L. et al. Eficiência relativa de fosfatos naturais na adubação de plantio de mudas de *Eucalyptus dunnii* maiden e *Eucalyptus benthamii* maiden et cambagem em solo sem e com calagem. **Ciência Florestal**, 25 (1), p. 37-48, 2015.
- GONÇALVES, J.L.M. Recomendações de Adubação para *Eucalyptus*, *Pinus* e Espécies Nativas. **Documentos Florestais**, 2005.
- GUEDES, I. C. de L. et al. Continuidade espacial de características dendrométricas em povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. avaliada ao longo do tempo. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 4, p. 527-534, 2015.
- GUIMARÃES, C.D.C.; FLORIANO, E.P.; VIEIRA, F.C.B. Limitações químicas ao crescimento inicial de *Eucalyptus saligna* em solos arenosos do Pampa Gaúcho: estudo de caso. **Ciência Rural**, v.45, p.1183-1190, 2015.
- IBÁ –Indústria Brasileira de Árvores. Relatório IBA 2017. São Paulo. 2017
- LACLAU, J. P. et al. Influence of nitrogen and potassium fertilization on leaf lifespan and allocation of above-ground growth in *Eucalyptus* plantations. **Tree Physiology**, Dordrecht, v. 29, n. 1, p. 111-124, 2009.
- LEITE, F. P. et al. Nutrient relations during an *Eucalyptus* cycle at different population densities. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 35, p. 949-959, 2011.

LIMA, C.G.R. et al. Atributos físico-químicos de um Latossolo do cerrado brasileiro e sua relação com características dendrométricas do eucalipto. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v.34, n.1, p.163-173, 2010.

MATOS, G. S. B. et al. Desenvolvimento inicial e estado nutricional de clones de eucalipto no nordeste do Pará. **Acta Amaz.**, Manaus, v. 42, n. 4, p. 491-500, 2012.

MELLO, J.M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. Tese (Doutorado em Recursos Florestais). Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 2004.

MELLO, J. M. et al. Continuidade espacial para características dendrométricas (número de fustes e volume) em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, v. 33, n. 1, p. 185-194, 2009.

OLIVEIRA, I. A. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Cambissolo Háptico, sob diferentes usos na região sul do Amazonas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.37, p.1103-1112, 2013.

ORTIZ, J.L. et al. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, v.72, p.67-79, 2006.

ORTIZ, J. L. Emprego do geoprocessamento no estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais). Piracicaba, Universidade de São Paulo, 2003.

PELISSARI, A. L.; CALDEIRA, S. F.; SANTOS, V. S. dos. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em povoamento de *Tectona grandis*. **Cerne**, Lavras, v. 20, n. 3, p. 377-384, 2014.

ROSA FILHO, G. et al. Variabilidade espacial de propriedades dendrométricas do eucalipto e de atributos físicos de um Latossolo Vermelho. **Bragantia**, Campinas, v.70, n.2, p.439-446, 2011.

SANTANA, R. C.; BARROS, N. F.; NEVES, J. C. L. Eficiência de utilização de nutrientes e sustentabilidade da produção em procedências de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus saligna* em sítios florestais do estado de São Paulo. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 26, n. 4, p. 447-457, 2002.

SENA, M. M. et al. Discrimination of management effects on soil parameters by using principal component analysis: a multivariate analysis case study. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 67, p. 171-181, 2002.

SGARBI, F. **Produtividade do *Eucalyptus sp.* em função do estado nutricional e da fertilidade do solo em diferentes regiões do Estado de São Paulo**. Dissertação Mestrado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, São Paulo. 114p., 2002.

STAHL, J. et al. Produção de massa seca e eficiência nutricional de clones de *Eucalyptus dunnii* e *Eucalyptus benthamii* em função da adição de doses de fósforo ao solo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.23, n.2, p.287-295, 2013.

WADT, P.G.S. Nutritional status of *Eucalyptus grandis* clones evaluated by critical level and DRIS methods. **Revista Árvore**, v. 28, n.1, p.15-20, 2004.

2 CAPÍTULO I: VARIAÇÃO ESPACIAL DAS PROPRIEDADES DO SOLO EM PLANTIO FLORESTAL UTILIZANDO ANÁLISE MULTIVARIADA E GEOESTATÍSTICA

RESUMO: Neste trabalho objetivou-se analisar a variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas do solo em plantios de *Eucalyptus benthamii*. Os dados foram obtidos em plantios clonais, situados em duas fazendas, nos municípios de Palmeira (Fazenda 1) e Bocaina do Sul (Fazenda 2), no estado de Santa Catarina, Brasil, ambas em Cambissolo Húmico Alumínico. Foram coletadas amostras de solo para análises físicas e químicas nas profundidades de 0 a 20 cm e 20 a 40 cm, distribuídas conforme uma grade de pontos espaçados de 70x70 m. Primeiramente foi efetuado um estudo descritivo para caracterizar-se a distribuição das variáveis edáficas. Em seguida, foram procedidas análises multivariadas (Análise fatorial exploratória - AFE) para diminuir a dimensionalidade do conjunto de dados e análise geoestatística, para estimar o grau de dependência espacial. A partir da análise fatorial, foram selecionados cinco eixos que explicaram, aproximadamente, 70% da variabilidade total do conjunto de dados. Para cada eixo foi possível identificar um grupo de variáveis que se correlacionaram com: a fertilidade, a acidez, a estrutura ou a textura do solo. No fator relacionado à acidez, as variáveis que apresentaram maior carga fatorial foram pH, Al, Al+H e capacidade de troca de cátions (CTC). Aquelas correlacionadas à estrutura do solo apresentaram cargas fatoriais maiores para densidade do solo (Ds), umidade gravimétrica (Umg), porosidade total (Pt) e matéria orgânica (MO). O fator relacionado à fertilidade do solo, as variáveis K, Ca, Mg, saturação de bases (V) e P foram as que apresentaram maiores cargas fatoriais e por fim, densidade de partículas (Dp) e argila apresentaram cargas fatoriais maiores no fator relacionado à textura do solo. Para aquelas componentes que apresentaram dependência espacial, foram elaborados mapas temáticos, para interpolar valores em áreas não amostradas. Os mapas obtidos permitiram identificar regiões com diferentes níveis de fertilidade do solo. Os resultados mostraram que aliar técnicas de análise multivariada e geoestatística são úteis para o manejo de áreas florestais, diminuindo o número de mapas e facilitando a análise da variabilidade espacial dos atributos do solo.

Palavras-chave: Krigagem. Análise Fatorial. *Eucalyptus*.

2 CHAPTER I: SPATIAL VARIABILITY OF FOREST SOIL PROPERTIES USING MULTIVARIATE AND GEOSTATISTICAL ANALYSIS

ABSTRACT: This study aimed to analyze the spatial variability of soil physical and chemical properties in *Eucalyptus benthamii* plantations. The data were obtained in clonal plantations, situated in two farms, in the municipalities of Palmeira (Farm 1) and Bocaina do Sul (Farm 2), in the state of Santa Catarina, both in a Inceptisol. Soil samples were collected for physical and chemical analyzes at depths of 0 to 20cm and 20 to 40cm, distributed according to a grid of spaced points of 70x70 m. First, a descriptive study was carried out to characterize the distribution of edaphic variables. Afterwards, multivariate analyzes (Exploratory Factor Analysis - EFA) were performed to reduce the dimensionality of the data set and geostatistical analysis to estimate the degree of spatial dependence. From the factorial analysis, we selected five axes that explained approximately 70% of the total variability of the data set. For each axis it was possible to identify a group of variables that correlated with: fertility, acidity, structure or soil texture. In the factor related to acidity, the variables that presented higher factor load were pH, Al, Al + H and cation exchange capacity (CEC). Those correlated to the soil structure presented higher factor loads for bulk density (Bd), gravimetric moisture (Gm), total porosity (Tp) and organic matter content (OMC). The factors related to soil fertility, the variables K, Ca, Mg, base saturation (BS) and P were those that presented higher factor loads and finally particle density (Pd) and clay presented higher factor loads in the factor related to soil texture. For those components that presented spatial dependence, thematic maps were developed to interpolate values in non-sampled areas. The maps obtained allowed to identify regions with different levels of soil fertility. The results showed that allying techniques of multivariate and geostatistical analysis are useful for the management of forest areas, reducing the number of maps and facilitating the analysis of the spatial variability of soil properties.

Keywords: Kriging. Factor analysis. *Eucalyptus*.

2.1 INTRODUÇÃO

A variabilidade espacial dos atributos dos solos é influenciada pelos processos pedogenéticos e pode ser observada por meio dos resultados de levantamentos e análises dos solos, bem como pelas diferenças observadas nas produções das plantas (SILVA et al., 2010). Ademais, o solo cultivado revela fontes adicionais de heterogeneidade, originadas pelo manejo agrícola (CARVALHO, TAKEDA e FREDDI, 2003). Dessa forma, conhecer a variabilidade espacial dos atributos do solo têm se tornado importante ferramenta na determinação de estratégias de manejo do solo, que visem aumentar a produtividade e homogeneizar a produção, reduzindo os impactos ambientais causados pelas práticas agrícolas. No caso específico da produção de madeira de *Eucalyptus*, conhecer a dinâmica da variabilidade espacial dos nutrientes e das características estruturais do solo ao longo do ciclo de rotação contribui no planejamento e adoção de práticas silviculturais mais adequadas para cada sítio florestal, minimizando custos e reduzindo as chances de esgotamento da qualidade do solo.

A caracterização e a quantificação dos atributos do solo podem ser efetuados utilizando-se ferramentas diversas, dentre as quais, a estatística univariada é a mais utilizada (CRUZ et al., 2011). No entanto, de acordo com Angelini, Heuvelink e Kemp (2017), as propriedades do solo quando são modeladas e previstas individualmente, tomando-se horizontes ou camadas de profundidade de forma isolada, podem resultar em previsões irreais ou inconsistentes. Esta situação ocorre porque as inter-relações entre as propriedades do solo não são consideradas. Nesse sentido, utilizar métodos de estatística multivariada torna-se uma estratégia adequada, pois possibilita melhor entendimento das variações dos processos que ocorrem no solo (SENA et al., 2002).

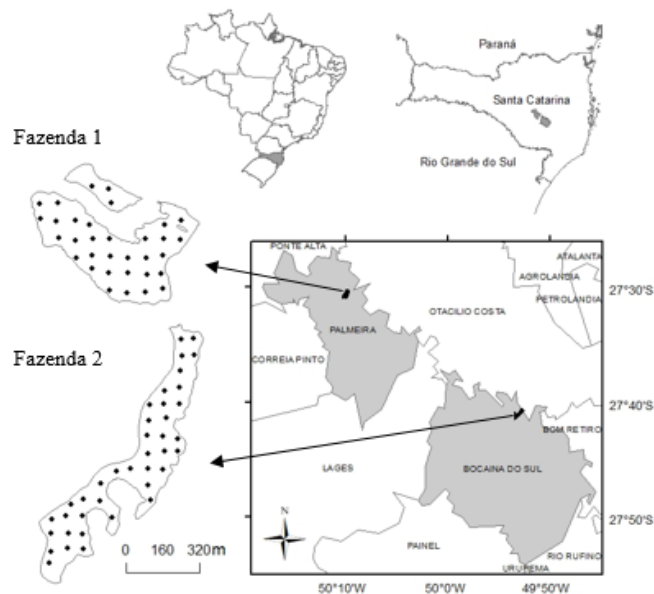
A análise fatorial exploratória (AFE), ao propiciar um modelo explicativo subjacente aos dados identifica as variáveis originais mais importantes para o modelo e, com isso, reduz a dimensionalidade do conjunto de dados indo ao encontro do objetivo mencionado. A modelagem espacial dos eixos fatoriais identificados na primeira análise, complementa o trabalho, pois permite a descrição da variabilidade espacial das variáveis estudadas, além de possibilitar a estimativa de valores desses atributos em locais não amostrados (BOGNOLA et al., 2011). SILVA et al. (2015), na cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.), SILVA e LIMA (2011) na cultura do café (*Coffea arabica* L.), BOGNOLA et al. (2007) em pinus (*Pinus taeda* L.) e BORUVKA et al. (2007) trabalhando com abeto (*Picea abies*) e faia (*Fagus sylvatica*), utilizaram técnicas multivariadas aliadas a geoestatística para analisar variáveis do solo.

Neste contexto, o objetivo do trabalho foi analisar a variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de dois cambissolos em plantios comerciais de *E. benthamii* usando análise multivariada e geoestatística.

2.2 MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em talhões provenientes de clones de *E. benthamii* com aproximadamente 4 anos de idade, localizados em duas fazendas pertencentes à empresa Klabin, nos municípios de Palmeira (27°35' S e 50°10'W; 844 a 880 m de altitude) e Bocaina do Sul (27°45' S e 49°57'W; 852 a 875m de altitude), no estado de Santa Catarina, na região sul do Brasil (Figura 2). A área total dos talhões foi de 17,09 ha (Fazenda 1 – Palmeira) e de 20,07 ha (Fazenda 2 – Bocaina do Sul). A região está localizada sob rochas de origem sedimentar, da formação Rio do Rastro, pertencente ao Grupo Passa-Dois do período Permiano Superior (CPRM, 2014). O solo foi classificado como Cambissolo Húmico Alumínico, de acordo com a classificação da Embrapa (2013), sendo considerado pouco desenvolvido com horizonte B incipiente. O tipo climático predominante na região é o Cfb, de acordo com o critério de Köppen, caracterizado como mesotérmico úmido, com temperatura média do mês mais frio menor que 18 °C e temperatura média do mês mais quente inferior a 22 °C (WREGGE et al., 2012).

Figura 2- Planta de localização da área de estudo.



Fonte: elaborada pela autora, 2018.

A adubação de base, nas duas fazendas, constou de 277 kg ha⁻¹ de NPK na fórmula 04-26-06; e duas adubações de cobertura, uma aos seis meses após o plantio e a outra um ano após o plantio; na fazenda 1 foram aplicados 136 kg ha⁻¹ e 230 kg ha⁻¹, respectivamente, e na fazenda 2, 160 kg ha⁻¹ e 200 kg ha⁻¹, todas com a fórmula 10-05-20. Além disso, foi aplicado de 1,5 a 2 ton ha⁻¹ de calcário dolomítico, em ambas as fazendas. Foram realizados outros tratamentos culturais, como roçada semimecanizada de pré-manutenção, capina química e combate à formiga com uso de sulfluramida.

A malha de amostragem foi construída com espaçamento regular de 70 m entre as parcelas, com auxílio do software ArcMap, versão 10.3 (ESRI, 2013), totalizando 32 parcelas na fazenda 1 e 39 parcelas na fazenda 2. Em cada parcela foram coletadas, com auxílio de um trado, cinco subamostras de solo (uma no centro e as demais nos quatro pontos cardeais, espaçadas, aproximadamente, 9m do ponto central) originando uma amostra composta do ponto de amostragem. As amostragens foram realizadas nas profundidades 0 a 20 cm e 20 a 40 cm.

Foram determinados os valores de pH em água, teores de fósforo, potássio, matéria orgânica, alumínio, cálcio, magnésio, acidez potencial, capacidade de troca de cátions, saturação por bases, saturação por alumínio, teores de enxofre, zinco, cobre, manganês, boro e teores de argila. A metodologia utilizada nas análises químicas do solo foram: determinação do pH em água 1:1; P, K, Cu e Zn foram determinados após extração com solução Mehlich 1; M.O por digestão úmida; Ca, Mg, Al e Mn trocáveis extraídos com KCl 1 mol L⁻¹; S-SO₄ extraído com CaHPO₄ 500 mg L⁻¹ e B extraído com água quente (TEDESCO et al., 1995).

As análises físicas foram realizadas em amostras de solo com estrutura preservada, coletadas em anéis volumétricos (um anel por parcela), acondicionadas em latas de alumínio, vedadas e levadas ao laboratório, para a determinação de: porosidade total (PT), macroporosidade e microporosidade em coluna de areia conforme descrito por Reinert e Reichert (2006); densidade do solo (Ds) pelo método do anel volumétrico; densidade de partículas (Dp) pelo método do balão modificado por Gubiani, Reinert e Reichert (2006) e umidade gravimétrica.

A análise dos dados foi realizada no programa R (R Core Team, 2017). Inicialmente foram realizados uma análise descritiva e um estudo de correlação linear, separadamente por profundidade e por fazenda. A normalidade dos dados foi verificada pelo teste Shapiro-Wilk (Shapiro e Wilk, 1965). As análises multivariadas, foram realizadas por meio de análise fatorial exploratória, com o método de extração de fatores por componentes principais com rotação Varimax (HAIR JUNIOR et al., 2009). A correlação entre as variáveis originais e os eixos fatoriais foi avaliada conforme o critério de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Os valores obtidos

através deste critério variam entre 0 e 1 (HAIR JUNIOR et al., 2009). As variáveis que apresentaram, nas duas fazendas, valores de KMO < 0,5 foram retiradas da análise.

A partir dos eixos obtidos pela análise fatorial realizou-se a análise de dependência espacial, efetuada pelo ajuste dos escores originados ao semivariograma experimental (Equação 1), efetuado com o uso do programa GS+, Geostatistics for the Environmental Sciences, v. 7.0 (ROBERTSON, 2000)

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

Em que:

$\gamma(h)$ é a semivariância;

$Z(x_i)$ é o valor determinado em cada ponto de leitura;

$Z(x_i + h)$ é o valor medido num ponto, mais uma distância “h”;

$N(h)$ é o número de pares experimentais de dados separados por uma distância “h”.

A seleção dos modelos foi realizada com base no melhor coeficiente de determinação (R^2) e menor soma de quadrados do resíduo (SQR). A partir do semivariogramas calculados foram determinados os seguintes parâmetros: o efeito pepita (C_0), o patamar ($C + C_0$), o alcance (A_0) e o índice de dependência espacial (IDE), calculado pela relação entre o efeito pepita (C_0) e o patamar ($C_0 + C$) (Equação 2), classificado como forte se for menor que 25%; moderado, se os valores estiverem entre 25% e 75%; e fraca dependência espacial, se o valor for maior que 75%, conforme proposto por Cambardella et al. (1994).

$$IDE = \frac{C_0}{C_0 + C} \times 100 \quad (2)$$

Após o ajuste dos modelos e a identificação da dependência espacial, foram estimados os valores nos pontos não medidos na área e gerados os mapas temáticos a partir do método de krigagem ordinária no programa GS+, considerado o tipo de interpolação mais comum na prática e fornece uma boa estimativa dos mapas de superfície das propriedades do solo (PANG et al., 2011).

2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores médios dos atributos indicam que os solos são ácidos e pouco férteis, com alta concentração de Al (Tabelas 1 e 2). Valores semelhantes, em relação às variáveis químicas do solo, foram encontrados por Stahl et al. (2013) e Dias et al. (2015) em Cambissolo Húmico, em dois municípios próximos à área de estudo.

As variáveis microporosidade, macroporosidade, teores de S, Cu, Mn e Zn apresentaram KMO abaixo de 0,5 e foram retiradas da análise. Conforme Yuan et al. (2014), a medida é usada para comparar as magnitudes dos coeficientes de correlação observados em relação as magnitudes dos coeficientes de correlação parcial e, valores muito baixos de KMO significam que as correlações entre os pares de variáveis não podem ser explicadas pelas demais.

De acordo com os valores indicados pela CQFS-RS/SC (2016), os dois solos estudados apresentam teores médios de matéria orgânica (2,6 – 5,0 %) e pertencem à classe 3. Nas fazendas 1 e 2, os teores de P encontrados, em média, são considerados baixos e muito baixos, respectivamente. No entanto, a amplitude desse nutriente no solo é alta, podendo ser encontrado valores mínimos de 0,3 e máximo de 20 mg dm⁻³. Os teores médios de CTC são considerados muito altos (>30 cmol_c dm⁻³) nas duas profundidades estudadas, o que se deve aos altos teores de alumínio observados, implicando na classificação dos teores de potássio como baixos (36 - 70 mg dm⁻³) e muito baixos (<35 mg dm⁻³). Os teores de B podem ser considerados altos (> 0,3 mg dm⁻³). Observou-se valores mais elevados de P, K, Ca e Mg na camada de 0-20 cm, concordando com os resultados encontrados por Faria et al. (2009) e Gatto et al. (2003). Segundo esses autores, as maiores concentrações de nutrientes na camada superficial do solo são provenientes dos resíduos deixados após a colheita.

Os menores coeficientes de variação (CV) foram observados nas variáveis pH (~3%) e Dp (~3,3%) e os maiores nos teores de Ca (~76%), P(~56%) e Mg(~55%). Adotando os critérios propostos por Dalchiavon et al. (2012) que classifica o grau de variabilidade como baixo (CV < 10%), médio (10% < CV < 20%), alto (20% < CV < 30%) e muito alto (CV > 30%), os valores de dispersão revelaram-se, em geral, como: (a) muito altos para P, Ca, Mg e V concordando com os dados obtidos por (Carvalho, Takeda e Freddi, 2003 e Corá et al., 2004); (b) altos para Arg; (c) médio para Umg, Ds, Al, Al+H, MO e CTC, também encontrado para os dois últimos por Corá et al., 2004; (d) baixo para Pt, Dp e pH. Segundo Souza et al. (2010), o pH do solo geralmente possui baixo CV, uma vez que este apresenta escala logarítmica, dessa forma grandes variações da concentração hidrogeniônica na solução do solo, podem resultar

Tabela 1- Estatística descritiva das variáveis químicas e físicas do solo nas duas profundidades na fazenda 1 (Palmeira – SC).

Parâmetro	n	Média	Mediana	DP	CV(%)	Min	Max	Cs	Ck	w
0-20 cm										
pH	32	4,05	4,05	0,10	2,59	3,90	4,30	0,24	-0,64	*
P	32	5,15	3,95	3,67	71,20	2,00	20,00	2,26	5,92	*
K	32	44,22	43,00	10,46	23,65	28,00	69,00	0,87	-0,07	*
MO	32	5,01	4,85	0,91	18,16	3,70	8,10	1,70	3,60	*
Al	32	8,93	9,05	1,14	12,78	6,90	10,40	-0,23	-1,34	*
Ca	32	0,23	0,20	0,15	65,57	0,10	0,70	1,19	0,78	*
Mg	32	0,21	0,20	0,11	51,76	0,10	0,50	0,89	-0,11	*
Al+H	32	43,69	43,30	4,44	10,16	34,40	48,60	-0,20	-1,35	*
CTC _{pH=7,0}	32	44,21	43,65	4,36	9,87	35,50	49,40	-0,14	-1,42	*
V	32	1,34	1,00	0,65	48,60	1,00	3,00	1,58	1,10	*
B	32	0,68	0,70	0,14	20,61	0,40	1,10	0,64	0,89	*
Ds	32	1,00	0,99	0,16	15,67	0,71	1,27	-0,01	-0,95	ns
Dp	32	2,25	2,25	0,08	3,63	2,08	2,40	-0,07	-1,02	ns
Umg	32	44,65	43,37	7,56	16,94	30,47	61,78	0,32	-0,58	ns
Pt	32	55,48	56,10	5,17	9,31	44,70	65,48	0,01	-0,93	ns
Arg	32	24,28	24,00	5,60	23,04	15,00	38,00	0,61	-0,53	ns
20-40 cm										
pH	32	4,09	4,10	0,09	2,30	3,90	4,30	-0,21	-0,20	*
P	32	4,15	2,80	3,94	94,92	1,10	20,00	2,41	6,24	*
K	32	36,25	35,00	8,97	24,73	20,00	54,00	0,33	-0,71	ns
MO	32	4,19	4,20	0,56	13,42	2,80	5,60	-0,23	0,39	ns
Al	32	8,75	8,65	1,07	12,21	6,90	10,80	0,11	-1,09	ns
Ca	32	0,19	0,20	0,10	55,44	0,10	0,50	1,58	2,44	*
Mg	32	0,12	0,10	0,04	34,46	0,10	0,20	1,30	-0,32	*
Al+H	32	41,53	43,30	4,13	9,93	34,40	48,60	-0,08	-0,72	*
CTC _{pH=7,0}	32	41,88	43,50	4,16	9,92	34,60	49,10	-0,07	-0,73	*
V	32	1,09	1,00	0,30	27,08	1,00	2,00	2,66	5,23	*
B	32	0,86	0,70	0,76	87,70	0,50	4,80	4,44	20,04	*
Ds	32	1,05	1,03	0,09	8,38	0,88	1,22	0,13	-0,97	ns
Dp	32	2,29	2,30	0,08	3,72	2,04	2,52	-0,13	1,44	ns
Umg	32	45,80	45,92	5,04	11,01	35,93	57,21	0,27	-0,41	ns
Pt	32	53,63	53,60	3,03	5,66	48,05	61,99	0,65	0,72	ns
Arg	32	28,13	29,00	7,10	25,25	17,00	48,00	0,37	-0,05	ns

Nota: Al (alumínio, cmolc dm⁻³); Al+H (acidez potencial, cmolc dm⁻³); Arg (teor de argila, %); B (boro, mg dm⁻³); Ca (cálcio, cmolc dm⁻³); CTC_{pH 7,0} (capacidade de troca de cátions, cmolc dm⁻³); Dp (densidade de partículas, g cm⁻³); Ds (densidade do solo, g cm⁻³); K (potássio, mg dm⁻³); MO (matéria orgânica, %); Mg (magnésio, cmolc dm⁻³); P(fósforo, mg dm⁻³); pH (acidez ativa); Pt (porosidade total, %); V (saturação de cátions básicos, %); Umg (umidade gravimétrica, %); n (número de observações); DP (desvio padrão); CV (coeficiente de variação); Cs (coeficiente de simetria); Ck (coeficiente de curtose); W* (distribuição não normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade) e W ns (distribuição normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade).

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

em pequenas variações no valor de pH. Além disso, geralmente o calcário é aplicado de maneira homogênea e revolvido no solo, fazendo que sua distribuição seja menos variável.

Conforme KRAVCHENKO (2003) e SCHMIDT et al. (2002), a variabilidade das propriedades do solo é uma característica importante quando se considera o manejo de locais específicos; dessa forma, aqueles atributos do solo com maior variabilidade são, potencialmente, melhores referenciais, comparativamente àqueles atributos com distribuição mais uniforme. No entanto, o mapeamento das propriedades do solo com maior variabilidade é menos preciso do que aquelas com menor variabilidade (BERNARDI et al., 2017). Zonta et al. (2014) também observaram alta variabilidade de fósforo em plantios de algodoeiro no cerrado brasileiro. Os autores atribuíram esse comportamento ao fato da adubação fosfatada ser realizada na linha de plantio o que implica na sua desuniformidade na área, como um todo, em razão da baixa mobilidade do fósforo no solo.

A amplitude observada nos resultados revela, segundo Souza et al. (2010), as consequências quando se utiliza somente a média dos atributos do solo como base para análise e interpretação de resultados, acarretando em dose de fertilizante ou corretivo subdimensionada em alguns locais e aplicação excessiva em outros.

As espécies florestais são tolerantes ao Al trocável no solo e, em geral, as respostas à calagem são atribuídas principalmente, ao adequado suprimento de Ca e Mg às plantas (CQFS-RS/SC, 2016). Assim, quando a saturação por bases for menor que 40% e $\text{Ca} \leq 4,0 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ e $\text{Mg} \leq 1,0 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$, aplica-se calcário dolomítico, como fonte desses nutrientes. Para as duas fazendas, os valores médios de Ca e Mg são considerados baixos ($<2,0 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ e $<0,5 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$, respectivamente) nas duas profundidades.

A densidade do solo apresentou valor médio de $1,0 \text{ g cm}^{-3}$, sendo $1,35 \text{ g cm}^{-3}$ o valor máximo encontrado na profundidade 2 da fazenda 1 (Tabela 1), abaixo daqueles considerados restritivos ao crescimento radicular para solos de textura argilosa ($1,40\text{-}1,60 \text{ g cm}^{-3}$) (REICHERT, REINERT e BRADA, 2003). A densidade dos solos argilosos em condições naturais normalmente varia entre $0,98\text{-}1,13 \text{ kg dm}^{-3}$ (MONTANARI et al., 2010).

Os valores médios de porosidade total (Pt) (Tabelas 1 e 2), de aproximadamente 55%, foram maiores do que relatados em plantios de eucalipto em Argissolo por Rocha et al. (2015), que encontrou valores médios de 48%, 78 meses após o preparo do solo.

O processo de armazenamento e circulação da água é regulado pela estrutura do solo, sendo que áreas sob domínio de floresta podem apresentar maior capacidade em armazenar

Tabela 2- Estatística descritiva das variáveis químicas e físicas do solo nas duas profundidades para a fazenda 2 (Bocaína do Sul – SC).

Parâmetro	n	Média	Mediana	DP	CV(%)	Min	Max	Cs	Ck	w
0-20 cm										
pH	39	4,04	4,00	0,14	3,35	3,80	4,40	0,43	-0,08	*
P	39	2,39	2,30	0,68	28,41	0,90	3,70	-0,02	-0,80	ns
K	39	38,21	33,00	14,47	37,86	23,00	86,00	1,71	2,82	*
MO	39	4,77	4,60	0,86	18,02	3,10	7,40	0,87	1,23	*
Al	39	8,44	8,50	1,33	15,82	5,80	12,60	0,73	1,18	ns
Ca	39	0,19	0,10	0,20	103,58	0,10	0,90	2,67	6,29	*
Mg	39	0,34	0,30	0,24	70,91	0,10	1,30	1,89	4,36	*
Al+H	39	39,79	38,60	5,65	14,20	30,70	54,50	0,32	-0,34	*
CTC _{pH=7,0}	39	40,38	39,30	5,57	13,80	31,10	55,20	0,40	-0,29	ns
V	39	1,59	1,00	1,29	81,27	1,00	7,00	2,77	7,40	*
B	39	0,60	0,50	0,33	55,01	0,20	2,10	2,82	9,57	*
Ds	39	1,00	0,98	0,14	13,84	0,67	1,27	0,05	-0,31	ns
Dp	39	2,36	2,38	0,07	3,01	2,19	2,48	-0,52	-0,22	ns
Umg	39	41,48	40,60	8,43	20,33	23,94	61,50	0,37	0,20	ns
Pt	39	56,21	55,82	4,78	8,50	44,65	67,13	-0,08	-0,53	ns
Arg	39	22,41	21,00	6,68	29,79	13,00	36,00	0,48	-0,99	*
20-40 cm										
pH	39	4,10	4,10	0,15	3,73	3,80	4,60	0,69	1,11	*
P	39	1,23	1,30	0,36	28,96	0,30	2,30	0,15	0,99	ns
K	39	27,28	24,00	9,89	36,26	14,00	64,00	2,17	5,23	*
MO	39	3,83	3,90	0,74	19,43	2,00	5,50	-0,18	0,11	ns
Al	39	8,14	7,80	1,21	14,83	6,20	12,80	1,49	3,61	*
Ca	39	0,12	0,10	0,10	81,17	0,10	0,70	5,35	28,61	*
Mg	39	0,14	0,10	0,09	63,50	0,10	0,60	3,33	13,40	*
Al+H	39	38,07	38,60	5,44	14,30	27,40	54,50	0,69	0,75	*
CTC _{pH=7,0}	39	38,34	38,80	5,44	14,20	27,60	54,90	0,69	0,83	*
V	39	1,10	1,00	0,50	45,56	1,00	4,00	5,06	25,64	*
B	39	0,44	0,40	0,11	25,75	0,20	0,70	0,15	0,00	*
Ds	39	1,05	1,05	0,13	12,87	0,75	1,35	0,41	-0,06	ns
Dp	39	2,43	2,43	0,07	2,84	2,26	2,59	-0,08	-0,13	ns
Umg	39	41,67	40,74	7,92	19,01	28,35	68,54	1,42	2,60	*
Pt	39	54,79	54,35	3,77	6,88	47,15	64,81	0,53	0,16	ns
Arg	39	23,56	22,00	7,10	30,11	11,00	36,00	0,19	-1,11	ns

Nota: Al (alumínio, cmolc dm⁻³); Al+H (acidez potencial, cmolc dm⁻³); Arg (teor de argila, %); B (boro, mg dm⁻³); Ca (cálcio, cmolc dm⁻³); CTC_{pH 7,0} (capacidade de troca de cátions, cmolc dm⁻³); Dp (densidade de partículas, g cm⁻³); Ds (densidade do solo, g cm⁻³); K (potássio, mg dm⁻³); MO (matéria orgânica, %); Mg (magnésio, cmolc dm⁻³); P(fósforo, mg dm⁻³); pH (acidez ativa); Pt (porosidade total, %); V (saturação de cátions básicos, %); Umg (umidade gravimétrica, %); n (número de observações); DP (desvio padrão); CV (coeficiente de variação); Cs (coeficiente de simetria); Ck (coeficiente de curtose); W* (distribuição não normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade) e W ns (distribuição normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade).

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

água devido à melhor estrutura do solo (GUIMARÃES et al., 2014). Os teores médios de umidade gravimétrica (U_{mg}) encontrados nas duas fazendas foram maiores do que aqueles relatados por Lopes et al. (2015) em um plantio de eucalipto em Cambissolo Háplico, de 16,2% na camada de 15-30 cm.

Algumas variáveis não apresentaram distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk (Tabelas 1 e 2), concordando com os resultados encontrados por outros autores (ZONTA et al., 2014; SILVA e LIMA, 2011). Segundo Isaaks e Srivastava (1989), mais importante que a normalidade dos dados é a ocorrência ou não do chamado efeito proporcional, em que a média e a variabilidade dos dados sejam constantes no estudo. Além desse fato, a krigagem é um método robusto à falta de normalidade não havendo, portanto, um entrave à condução das análises geoestatísticas.

A densidade do solo (D_s) apresentou correlação significativa e negativa com U_{mg} e P_t nas duas profundidades e fazendas estudadas (Tabelas 3 e 4). Essa relação é esperada pois, quanto mais elevada for a D_s, maior será a sua compactação, menor sua estruturação e sua porosidade total, tendo como consequência maior restrição para o crescimento e desenvolvimento das plantas (SANTOS et al., 2010). Esses dados corroboram os resultados obtidos por Silva et al. (2015) e Schaffrath et al. (2008), que encontraram correlação negativa entre a D_s e P_t em Latossolo Vermelho distroférico.

Também foi observada relação inversa entre D_s e teor de MO, nas duas profundidades na fazenda 2. A redução da D_s com o aumento no teor de MO no solo decorre, segundo Aragón et al. (2000), do efeito positivo na estabilidade estrutural do solo associado ao fato de o material orgânico apresentar baixa densidade, menor do que a dos minerais do solo.

O pH apresentou correlações positivas com Ca, Mg e V e negativas com os teores de Al, Al+H, CTC e MO. Esse comportamento deve-se à prática de correção de acidez do solo, realizada com a aplicação de calcário dolomítico que possui na sua composição, carbonato de cálcio e carbonato de magnésio. Correlações negativas entre o pH e os teores de Al+H, também foram encontradas por Souza et al. (2010). Segundo Souza, Miranda e Oliveira (2007) isso ocorre porque o aumento do pH do solo proporciona uma menor solubilização do hidrogênio e alumínio presentes na solução do solo, sendo que em pH acima de 5,5 até 7,0, a solubilização do alumínio é mínima.

Os fatores que influenciam a disponibilidade de água às culturas são: a estrutura do solo, por determinar o arranjo das partículas; a textura, o tipo e quantidade de argila e o teor de matéria orgânica (KLEIN e LIBARDI, 2000). Isso explica as correlações significativas

encontradas entre U_{mg} e P_t e U_{mg} e MO. De acordo com Bronick e Lal (2005), a capacidade de retenção de água tem estreita relação com a textura e agregação do solo, sendo estes influenciados pela disponibilidade de matéria orgânica.

Tabela 3- Matriz de correlação com o conjunto de variáveis originais na fazenda 1, nas duas profundidades estudadas.

	Ds	Dp	U _{mg}	P _t	Arg	pH	P	K	MO	Al	Ca	Mg	Al+H	CTC	V
0-20cm															
Dp	-0,23	1,00													
U _{mg}	-0,68*	0,01	1,00												
P _t	-0,89*	0,16	0,61*	1,00											
Arg	-0,10	0,31	-0,16	-0,02	1,00										
pH	0,13	0,01	-0,16	0,07	-0,12	1,00									
P	-0,30	-0,14	0,16	0,25	-0,01	0,34	1,00								
K	-0,02	0,07	0,00	0,02	0,08	0,20	0,47*	1,00							
MO	-0,18	0,06	0,16	0,11	0,04	-0,04	-0,14	0,21	1,00						
Al	-0,07	-0,04	0,14	0,10	-0,06	-0,44*	-0,33	-0,09	-0,44*	1,00					
Ca	-0,29	0,06	0,14	0,33	-0,08	0,49*	0,61*	0,43*	0,32	-0,40*	1,00				
Mg	-0,08	0,23	0,01	0,08	0,07	0,11	0,10	0,31	0,39*	-0,16	0,60*	1,00			
Al+H	-0,20	-0,12	0,16	0,29	-0,28	-0,53*	-0,27	-0,26	-0,27	0,74*	-0,33	-0,19	1,00		
CTC	-0,22	-0,11	0,17	0,30	-0,28	-0,52*	-0,25	-0,24	-0,25	0,74*	-0,28	-0,14	1,00	1,00	
V	-0,06	0,19	-0,04	0,10	-0,04	0,50*	0,45*	0,40*	0,30	-0,41	0,87*	0,66*	-0,44*	-0,40*	1,00
B	-0,14	0,15	0,00	0,21	0,17	0,11	-0,17	0,00	0,63*	-0,40*	0,10	0,06	-0,17	-0,17	0,03
20-40 cm															
Dp	0,34	1,00													
U _{mg}	-0,86*	-0,45*	1,00												
P _t	-0,64*	-0,49*	0,78*	1,00											
Arg	0,14	0,46*	-0,44*	-0,40*	1,00										
pH	0,16	0,10	-0,15	0,09	0,17	1,00									
P	0,31	0,18	-0,20	-0,14	-0,23	0,14	1,00								
K	0,25	0,17	-0,02	-0,05	-0,06	0,00	0,08	1,00							
MO	-0,33	-0,06	0,34	0,31	-0,08	0,23	-0,22	-0,14	1,00						
Al	-0,22	0,01	0,25	0,20	-0,12	-0,52*	0,11	0,31	-0,39*	1,00					
Ca	0,31	0,25	-0,24	-0,17	-0,18	0,21	0,79*	0,20	0,06	-0,04	1,00				
Mg	0,21	-0,17	-0,15	-0,12	-0,11	0,23	-0,01	0,13	0,19	-0,10	0,14	1,00			
Al+H	-0,30	0,02	0,31	0,34	-0,20	-0,25	0,12	0,24	-0,03	0,72*	0,19	0,01	1,00		
CTC	-0,29	0,03	0,30	0,34	-0,20	-0,24	0,14	0,25	-0,03	0,72*	0,21	0,03	1,00	1,00	
V	0,22	0,12	-0,17	-0,11	-0,21	0,27	0,74*	0,05	0,05	-0,16	0,77*	0,09	-0,09	-0,07	1,00
B	-0,19	-0,04	0,23	0,01	-0,13	-0,22	-0,12	0,25	0,18	-0,23	0,05	0,02	-0,03	-0,02	-0,04

*Correlações significativas para o intervalo de confiança de 95% ($p < 0,05$).
Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Segundo Ernani (2016), a capacidade da MO de reter água é maior do que a dos componentes minerais do solo, em função da maior reatividade e da maior área superficial específica dos componentes orgânicos relativamente aos inorgânicos. No entanto, diferente do esperado, foi encontrada relação inversa entre Umg x Arg, discordando dos resultados encontrados por Ortiz (2006). A relação positiva esperada entre umidade e teor de argila,

Tabela 4 - Matriz de correlação com o conjunto de variáveis originais na fazenda 2, nas duas profundidades estudadas.

	Ds	Dp	Umg	Pt	Arg	pH	P	K	MO	Al	Ca	Mg	Al+H	CTC	V
0-20 cm															
Dp	-0,01	1,00													
Umg	-0,57*	-0,12	1,00												
Pt	-0,84*	-0,01	0,63*	1,00											
Arg	0,15	0,16	-0,36*	-0,19	1,00										
pH	0,14	0,26	-0,07	-0,19	0,02	1,00									
P	-0,25	-0,43*	0,29	0,24	0,16	-0,25	1,00								
K	-0,11	-0,34*	0,13	0,18	-0,02	0,06	0,60*	1,00							
MO	-0,50*	-0,10	0,40*	0,54*	-0,05	-0,46*	0,35*	0,07	1,00						
Al	-0,06	-0,34*	0,11	0,21	0,10	-0,46*	0,54*	0,64*	0,31	1,00					
Ca	-0,20	0,04	0,12	0,15	-0,04	0,67*	-0,02	0,20	-0,14	-0,14	1,00				
Mg	-0,32*	0,19	0,21	0,34*	-0,15	0,53*	-0,10	0,06	0,09	-0,18	0,85*	1,00			
Al+H	-0,13	-0,26	0,05	0,16	0,01	-0,42*	0,45*	0,42*	0,37*	0,66*	-0,27	-0,26	1,00		
CTC	-0,15	-0,26	0,06	0,18	0,01	-0,38*	0,45*	0,45*	0,38*	0,66*	-0,20	-0,19	1,00	1,00	
V	-0,24	0,06	0,17	0,23	-0,12	0,66*	-0,08	0,08	-0,08	-0,26	0,95*	0,90*	-0,42*	-0,35*	1,00
B	0,23	-0,24	0,17	-0,15	0,16	0,09	0,06	0,10	-0,09	0,15	-0,20	-0,21	0,05	0,03	-0,18
20-40 cm															
Dp	0,10	1,00													
Umg	-0,79*	-0,14	1,00												
Pt	-0,78*	-0,09	0,89*	1,00											
Arg	0,39*	0,12	-0,36*	-0,32*	1,00										
pH	0,45*	0,01	-0,38*	-0,29	0,34*	1,00									
P	0,06	-0,47*	-0,03	-0,03	0,10	0,17	1,00								
K	-0,09	-0,43*	0,29	0,29	0,01	0,07	0,46*	1,00							
MO	-0,75*	-0,12	0,69*	0,63*	-0,47*	-0,67*	0,03	0,03	1,00						
Al	-0,43*	-0,44*	0,63*	0,55*	-0,18	-0,30	0,30	0,73*	0,50*	1,00					
Ca	0,17	-0,43*	-0,11	0,00	0,08	0,53*	0,50*	0,54*	-0,29	0,16	1,00				
Mg	0,07	-0,41*	-0,05	0,06	-0,08	0,35*	0,50*	0,57*	-0,11	0,23	0,87*	1,00			
Al+H	-0,49*	-0,28	0,61*	0,49*	-0,20	-0,42*	0,26	0,44*	0,59*	0,77*	-0,10	-0,01	1,00		
CTC	-0,49*	-0,30	0,61*	0,49*	-0,20	-0,40*	0,28	0,47*	0,59*	0,78*	-0,07	0,02	1,00	1,00	
V	0,17	-0,49*	-0,12	-0,02	0,04	0,52*	0,49*	0,53*	-0,28	0,15	0,97*	0,88*	-0,14	-0,11	1,00
B	-0,06	0,05	0,15	0,09	0,17	-0,04	0,14	0,37*	0,09	0,41*	-0,11	-0,04	0,55*	0,55*	-0,17

*Correlações significativas para o intervalo de confiança de 95% ($p < 0,05$).

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

segundo Klein et al. (2010) se deve a distribuição do diâmetro dos poros do solo, que, como são menores em solos argilosos, são maiores as áreas de contato entre as partículas sólidas e a água.

Nos solos de regiões tropicais e subtropicais, aproximadamente 60 a 70% das cargas elétricas negativas provêm da matéria orgânica (ERNANI, 2016). Esse comportamento é comprovado pela relação positiva encontrada entre a CTC do solo e a MO. Ainda, a fração húmica da MO exerce efeito tamponante sobre a acidez do solo pois a maioria dos seus grupos funcionais possuem valores baixos de potencial da constante de dissociação ácida (pK_a) e quando dissociam, liberam íons H^+ para a solução do solo. Dessa maneira, a MO apresentou comportamento acidificante e, portanto, correlação inversa com o pH do solo e direta com os teores de Al e Al+H na profundidade 2 da fazenda 2. Comportamento antagônico foi observado na fazenda 1 que apresentou nas duas profundidades correlação inversa entre MO e Al. Isso ocorre pois, segundo Ernani (2016), muitos compostos orgânicos presentes no solo têm a habilidade de formar complexos estáveis com vários cátions metálicos, incluindo Fe, Cu, Zn, Mn e Al. Segundo o autor, a formação desses complexos organometálicos diminui a disponibilidade dos cátions complexados às plantas em função do decréscimo da atividade deles na solução do solo.

A análise fatorial exploratória (AFE) indicou a seleção dos cinco primeiros fatores que responderam por 70% da variação total. Embora a contribuição do quinto fator para a explicação da variação total seja pequena, ele apresenta correlações acima de 0,5 para dois ou mais atributos do solo. Esse mesmo critério foi utilizado por Boruvka et al. (2007). As variáveis com maiores pesos são aquelas mais correlacionadas com o fator (MINGOTI, 2005) e estão destacadas em negrito na Tabela 5.

Na fazenda 1, o fator 1 (20,0% da variação total) está associado à acidez do solo, uma vez que as cargas foram grandes e positivas para os conteúdos de Al, Al+H e CTC e negativa para o pH, nas duas profundidades. Comportamento semelhante foi encontrado no fator 4, na fazenda 2, que explicou 12,0% da variação total e teve suas maiores cargas para Al+H e CTC nas duas profundidades, além do B na profundidade 2.

O fator 2 na fazenda 1, que explicou 14,0% da variação total, apresentou cargas maiores e positivas para Um_g e Pt e negativo para D_s, nas duas profundidades. Na profundidade 2, além das variáveis citadas, MO também apresentou carga elevada. O fator 1 na fazenda 2, que explicou 23% da variação total dos dados, apresentou comportamento semelhante ao fator 2 na fazenda 1. Essas componentes podem ser associadas à estrutura do solo, que por sua vez está relacionada com a densidade, a porosidade e a permeabilidade do solo, assim como com a

resistência do solo à penetração das raízes (SILVA et al., 2011). Silva et al. (2015) também encontraram cargas elevadas para Ds, Umg e Pt em um dos componentes de um Latossolo cultivado com milho/feijão.

Tabela 5- Correlações entre os atributos do solo e os fatores selecionados e as comunalidades estimadas nas duas fazendas.

Camada	Atributos	F1	F2	F3	F4	F5	Co	F1	F2	F3	F4	F5	Co
		Fazenda 1						Fazenda 2					
0-20	Ds	-0,25	-0,84	-0,06	-0,17	-0,19	0,829	-0,76	0,01	-0,18	0,05	0	0,62
	Dp	0,09	0,09	0,21	-0,12	0,53	0,355	0,01	-0,4	0,26	-0,22	0,5	0,52
	Umg	0,20	0,71	-0,02	0,11	-0,06	0,559	0,69	-0,15	0,23	0,26	-0,29	0,71
	Pt	0,26	0,83	0,12	0,13	0,10	0,791	0,82	0,05	0,15	0	-0,07	0,70
	Arg	-0,06	-0,08	-0,08	0,00	0,78	0,630	-0,14	0,13	-0,11	-0,05	0,87	0,80
	pH	-0,57	0,05	0,28	0,32	-0,12	0,520	-0,33	-0,09	0,85	0,1	0,09	0,87
	P	-0,16	0,13	0,29	0,78	-0,13	0,749	0,38	0,52	-0,17	0,26	0,16	0,53
	K	-0,01	-0,12	0,57	0,32	0,20	0,488	0,14	0,72	0,12	0,41	0,01	0,73
	MO	-0,40	0,43	0,33	-0,32	0,26	0,623	0,8	-0,05	-0,28	0,01	0,03	0,73
	Al	0,85	-0,08	-0,12	-0,08	-0,09	0,762	0,3	0,64	-0,35	0,43	0,03	0,81
	Ca	-0,27	0,29	0,76	0,33	-0,04	0,845	0,09	0,27	0,88	-0,14	-0,02	0,87
	Mg	-0,05	0,03	0,87	-0,09	0,11	0,773	0,29	0,04	0,82	-0,14	-0,05	0,78
	Al+H	0,88	0,14	-0,14	-0,14	-0,24	0,896	0,27	0,33	-0,43	0,61	0,1	0,75
	CTC	0,89	0,16	-0,09	-0,14	-0,24	0,891	0,29	0,36	-0,37	0,61	0,1	0,73
	V	-0,36	0,07	0,80	0,15	-0,05	0,800	0,12	0,12	0,89	-0,2	-0,11	0,87
B	-0,35	0,44	0,01	-0,19	0,31	0,448	-0,17	-0,1	-0,02	0,57	-0,01	0,36	
20-40	Ds	-0,19	-0,70	0,25	0,27	0,36	0,787	-0,87	0,02	-0,02	-0,06	0,13	0,78
	Dp	0,02	-0,06	0,01	0,18	0,83	0,726	-0,02	-0,68	0,08	0,02	0,46	0,68
	Umg	0,24	0,69	-0,12	-0,14	-0,52	0,833	0,82	0,1	-0,06	0,18	-0,1	0,73
	Pt	0,16	0,69	-0,11	0,03	-0,49	0,753	0,83	0,13	0,03	0,08	0,03	0,72
	Arg	-0,23	-0,05	-0,12	-0,17	0,67	0,546	-0,41	0,02	-0,02	0,25	0,72	0,75
	pH	-0,58	0,06	0,36	0,25	-0,03	0,530	-0,5	0,17	0,64	0,01	0,24	0,74
	P	0,08	-0,19	-0,09	0,86	-0,03	0,801	-0,07	0,7	-0,02	0,07	-0,01	0,51
	K	0,37	-0,04	0,48	0,20	0,21	0,457	0,14	0,8	0,06	0,35	0,05	0,79
	MO	-0,31	0,63	0,17	-0,18	-0,06	0,559	0,84	-0,02	-0,31	0,01	-0,19	0,83
	Al	0,93	0,03	-0,05	0,08	0,02	0,867	0,53	0,55	-0,14	0,42	-0,08	0,79
	Ca	0,02	-0,04	0,17	0,80	0,08	0,670	-0,18	0,81	0,4	-0,19	0,11	0,89
	Mg	-0,04	-0,09	0,82	-0,05	-0,19	0,723	-0,02	0,74	0,46	-0,18	-0,02	0,79
	Al+H	0,84	0,29	0,07	0,09	-0,01	0,798	0,56	0,28	-0,25	0,63	-0,17	0,87
	CTC	0,83	0,29	0,08	0,11	0,00	0,798	0,56	0,31	-0,23	0,62	-0,17	0,87
	V	-0,22	0,03	0,09	0,85	-0,04	0,784	-0,2	0,81	0,37	-0,25	0,06	0,9
B	-0,08	0,25	0,01	-0,18	0,00	0,099	0,07	0,04	0,02	0,89	0,03	0,81	
Autovalores		6,37	4,56	3,90	3,68	3,19		7,30	5,74	4,86	3,82	2,10	
% de variação		20,00	14,00	12,00	11,00	10,00		23,00	18,00	15,00	12,00	7,00	

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

O terceiro fator na fazenda 1 apresentou cargas elevadas para K, Ca, V e Mg na profundidade 1 e somente para Mg na profundidade 2, podendo ser correlacionado à disponibilidade de nutrientes assim como encontrado no fator 2 na fazenda 2 que apresentou cargas elevadas para P, K e Al na profundidade 1 e para P, K, Ca, Mg, V e negativa para Dp na profundidade 2.

O terceiro fator na fazenda 2 e o fator 4 na fazenda 1 também estão associados à disponibilidade de nutrientes. O primeiro apresentou cargas elevadas para pH, Ca e Mg na profundidade 1 e somente para pH na profundidade 2. O segundo teve cargas elevadas para P na profundidade 1 e para P, Ca e V na profundidade 2.

O quinto fator nas duas fazendas apresentou as maiores cargas para Dp e Arg e somente Arg na profundidade 2 da fazenda 2, estando esses componentes associados à textura do solo. Ele explicou 10% e 7,0% da variação total, nas fazendas 1 e 2, respectivamente.

A análise de dependência espacial foi determinada para cada fator a partir do cálculo dos semivariogramas (Tabela 6). Somente o fator 3 na fazenda 2 apresentou efeito pepita puro. Esse fato, entretanto, não indica, necessariamente, que os atributos do solo relacionados no fator sejam espacialmente independentes, pode se dever ao fato de a variância estruturada não ter sido quantificada, devido à maior distância entre as amostras (SOUZA et al., 2014). As variáveis que mais contribuíram no peso dessa componente foram pH, Ca, Mg e V na profundidade 1 e pH na profundidade 2. Almeida e Guimarães (2016), trabalhando com café, *Coffea arabica*, verificaram que os componentes que retratam a relação potássio/cálcio/magnésio e cálcio/magnésio do solo não apresentaram dependência espacial. Zonta et al. (2014) encontraram dependência espacial moderada para os teores de Ca e Mg e atribuíram esses resultados devido à aplicação desuniforme de calcário na área visto que ambos estão relacionados à aplicação deste corretivo.

O efeito pepita (C_0) indica a variância não explicada ou ao acaso e que não foi detectada na escala de amostragem, enquanto a variância estrutural (C) representa a porção da variabilidade dos dados devido à dependência espacial e quantificada no ajuste do modelo (SOUZA et al., 2010). A contribuição de C_0 em relação ao patamar pode ser determinada através do índice de dependência espacial (IDE), que indica a contribuição da dependência espacial (C) em relação à variabilidade dos dados (C_0+C). Para a fazenda 1, todos os fatores apresentaram forte correlação espacial e na fazenda 2, somente o fator 2 apresentou forte correlação espacial, segundo o critério de Cambardella et al. (1994). Souza et al. (2014) analisaram diferentes intensidades de amostragem do solo em área de cana-de-açúcar e concluíram que a redução no número de pontos e o aumento do intervalo de amostragem resultaram no aumento do efeito

pepita e do alcance, o que, segundo os autores, está associado a uma menor porção da variabilidade associada à dependência espacial e menor detalhamento da variabilidade. Portanto, era de se esperar que na fazenda 1 apresentasse valores maiores de efeito pepita e alcance, uma vez que a quantidade de pontos coletados nessa área foi menor (32) quando comparado à fazenda 2 (39). Embora a distância entre as amostras tenha sido a mesma (70 m), esse fato que não foi confirmado no presente estudo. Segundo Webster e Oliver (1990) esses valores dependem da escala, intensidade da coleta e manejo da área.

O valor do alcance dos atributos situou-se entre 48,30 e 1935,00. O alcance menor que a menor distância entre amostras (70 m) impede o uso de modelos geoestatísticos para essas variáveis, já que amostragens realizadas mais distantes que o alcance não estão correlacionadas (ZIMMERMANN, 2008). Por outro lado, alcance muito elevado como apresentou o fator 5 na fazenda 2, indica a presença de efeito pepita puro (patamar não alcançado), o que de acordo com Vieira, Xavier e Grego (2008), caracteriza a presença de fenômeno com dispersão infinita. Ainda, segundo os autores, é um indicativo de que o tamanho do campo amostrado não foi suficiente para exibir toda a variância.

Tabela 6- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os fatores selecionados nas fazendas 1 e 2, nas duas profundidades.

Fatores	Parâmetros ^(b)					
	Modelo ^(a)	C ₀	C ₀ +C	A ₀ (m)	IDE (%)	Classe
Fazenda 1						
F1	exp	1,00E-03	0,89	137,70	0,11	Forte
F2	esf	8,00E-03	0,94	92,50	0,85	Forte
F3	esf	0,03	0,98	81,20	2,85	Forte
F4	exp	0,12	0,89	48,30	14,08	Forte
F5	esf	0,03	0,84	117,80	2,97	Forte
Fazenda 2						
F1	esf	0,43	1,05	247,00	40,51	Moderada
F2	esf	3,00E-03	0,97	175,00	0,31	Forte
F3	EPP	-	-	-	-	-
F4	exp	0,40	1,08	429,00	36,95	Moderada
F5	exp	0,74	1,54	1935,00	48,22	Moderada

^(a) esf: esférico; exp: exponencial; EPP: efeito pepita puro. ^(b) C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; A₀ (m): alcance; IDE (%): índice de dependência espacial; Classe: considerada fraca dependência espacial (IDE > 75%), moderada (25% < IDE < 75%) e forte (IDE < 25%), de acordo com critério estabelecido por Cambardella et al. (1994).

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

No fator 5, fazenda 1, que apresentou as maiores cargas associadas à Dp e Arg, o valor de alcance encontrado foi de 118m, menores que aqueles relatados para argila por Wojciechowski et al. (2009), trabalhando em floresta estacional decidual.

Os valores de alcance relacionados aos atributos físicos do solo (Fator 2 na fazenda 1 e fator 1 na fazenda 2), tiveram alcances de 93 e 247m, respectivamente. Esses resultados concordam com Wojciechowski et al. (2009) que encontraram valores de 237m para Ds em floresta secundária. Para aqueles fatores relacionados à acidez do solo (F1 na fazenda 1 e F4 na fazenda 2) os alcances obtidos foram de 138 e 429m, respectivamente.

De acordo com Corá et al. (2004), os valores de alcance podem influenciar na qualidade das estimativas, uma vez que ele determina o número de valores usados na interpolação, assim estimativas feitas com interpolação por krigagem ordinária utilizando valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, apresentando mapas que representem melhor a realidade.

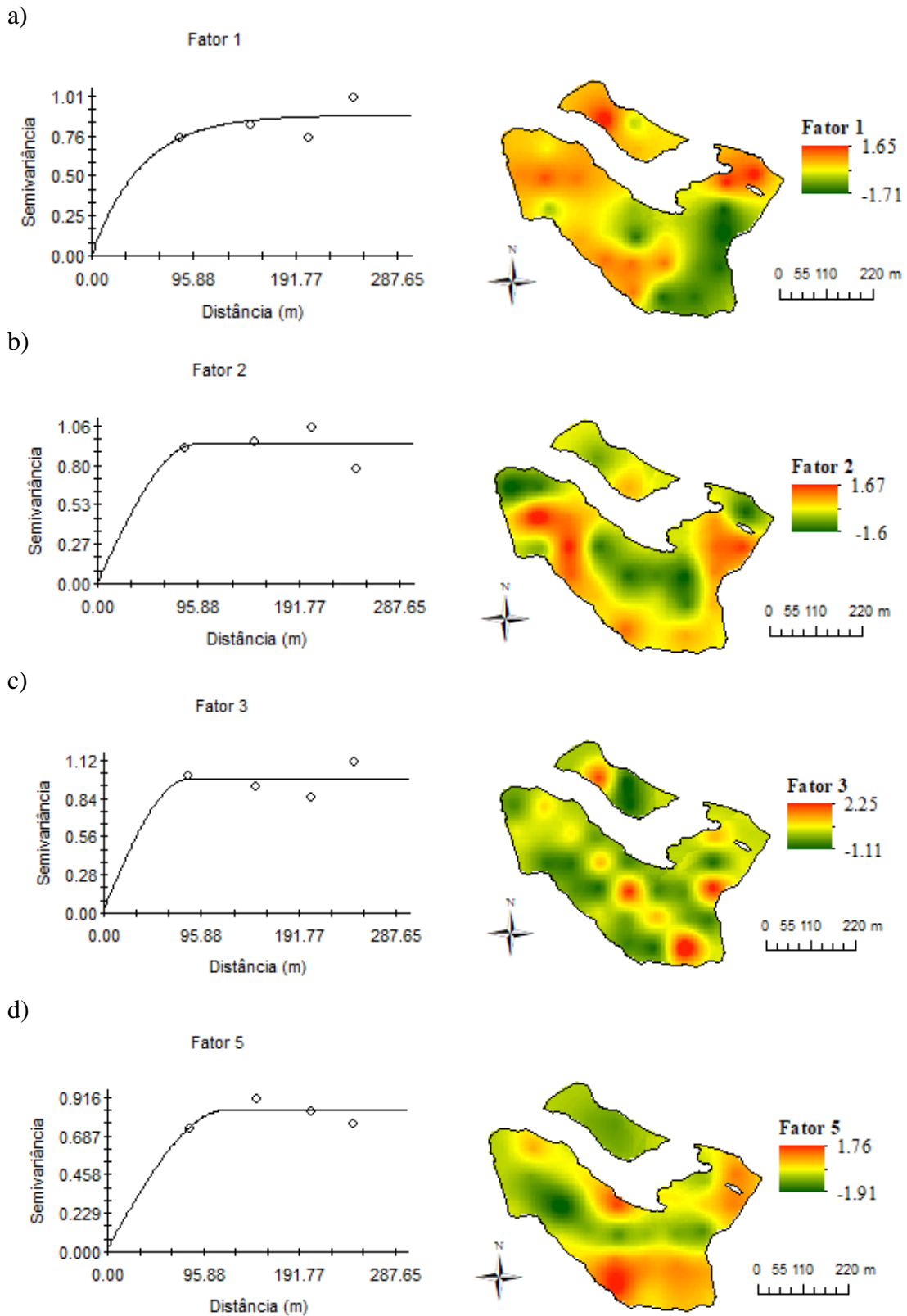
Souza et al. (2010), estudando a distribuição espacial de atributos químicos do solo, encontrou o melhor ajuste dos dados com o modelo gaussiano. Outros autores (ZONTA et al., 2014; DALCHIAVON et al., 2012; MOTOMIYA et al., 2011; TRANGMAR et al., 1985) obtiveram os melhores ajustes para os semivariogramas de atributos do solo, através do modelo esférico.

Os parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados foram utilizados para estimar valores em locais não amostrados por meio da krigagem. Com os valores estimados por krigagem, foram gerados mapas de distribuição espacial dos atributos analisados para a fazenda 1 (Figura 3) e para a fazenda 2 (Figura 4), e os valores observados foram divididos em quatro classes para todos os atributos.

Os teores de Al e Al+H contribuíram positivamente no fator 1 na fazenda 1, indicando que as áreas mais escuras estão relacionadas aos teores mais elevados desses atributos. Por outro lado, o pH contribui negativamente nesse componente, indicando que as áreas claras do mapa estão relacionadas aos valores mais altos de pH.

A variabilidade em macronutrientes (F3) é maior, como confirmado pelo alto valor do coeficiente de variação. Esse comportamento pode ser visualizado na Figura 3c, que apresenta manchas escuras específicas no mapa, indicando teores elevados nesses locais. Se observarmos e compararmos com o mapa do fator 1, que está relacionada à acidez, as manchas escuras coincidem com as áreas onde há maiores valores de pH, isso se deve porque a maioria dos nutrientes (K, Ca, Mg e P) está disponível em locais com menor acidez.

Figura 3- Semivariogramas e mapas de krigagem dos fatores 1(a), 2(b), 3(c) e 5(d) da fazenda 1.

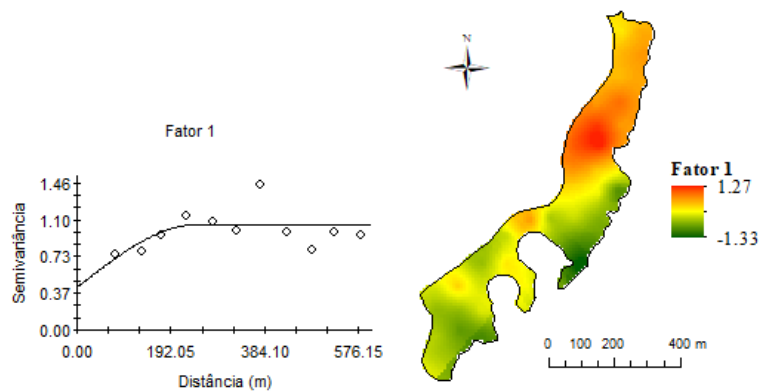


Fonte: elaborada pela autora, 2018.

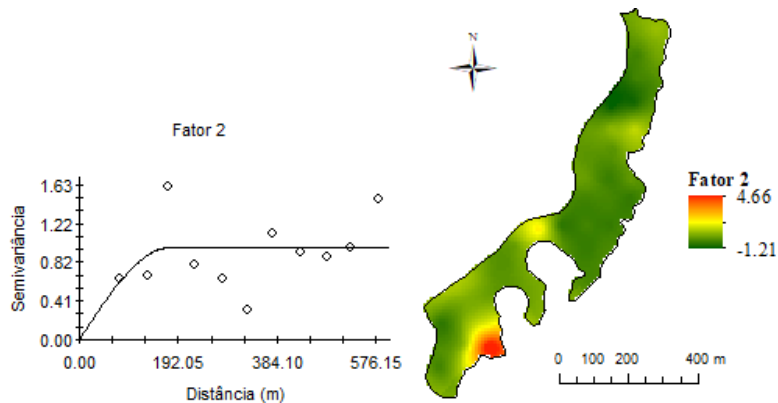
O fator 3 na fazenda 1, relacionado com macronutrientes, principalmente teores de Mg nas duas profundidades, indicam a baixa fertilidade desse solo, visto que grande parte do mapa apresenta áreas claras, onde ocorrem baixos teores desses nutrientes. Assim, se a adubação fosse aplicada à taxa variável, toda a área praticamente deveria receber doses altas de calcário dolomítico, principal fonte de Mg para as plantas, e importante na disponibilidade dos demais nutrientes.

Figura 4- Semivariogramas e mapas de krigagem dos fatores 1(a), 2(b) e 4(c) da fazenda 2.

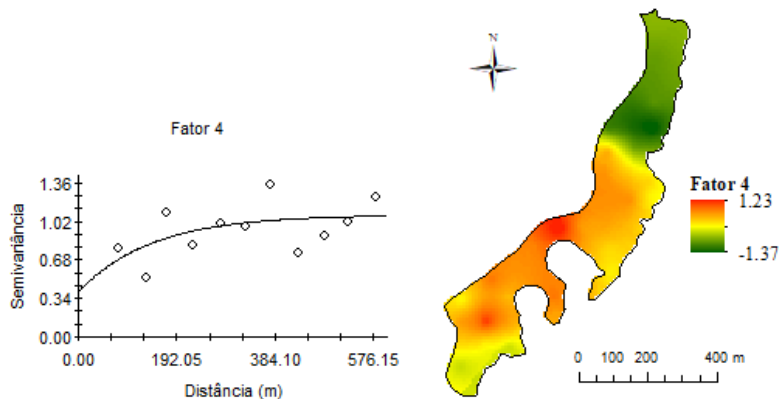
a)



b)



c)



Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Na fazenda 2, a região que apresentou menores valores de Ds e maior conteúdo de MO (Figura 4a) coincide com as áreas que apresentaram menores teores de Al+H e CTC (Figura 4c).

Os teores dos macronutrientes relacionados com o fator 2 da fazenda 2 (P, Ca, K e Mg) estão abaixo do ideal indicado para espécie de eucalipto. No mapa de interpolação para essa componente (Figura 4b) foi constatada uma região isolada com predominância de teores altos. Este comportamento também foi encontrado por Dalchiavon et al. (2012) na análise dos teores de P. Os autores relacionaram este comportamento ao fato de que o nutriente é praticamente imóvel no solo, sendo envolvido em processos de fixação, que podem ser permanentes para a maioria dos solos tropicais.

A interpolação das componentes relacionadas aos atributos físicos do solo (Figuras 3b e 4a) pode ser útil quando pretende-se adotar estratégia de manejo de preparo do solo ou colheita diferenciada nas áreas. Todas as variáveis relacionadas à estrutura do solo, para as duas fazendas, estão dentro dos valores considerados ideais para o crescimento da floresta.

2.4 CONCLUSÕES

A estatística multivariada, a partir da análise fatorial exploratória, em conjunto com a geoestatística, permitiram identificar e determinar a dependência espacial dos atributos químicos e físicos do solo, reduzindo a dimensão dos dados e o número de mapas a serem analisados se adotado o manejo de silvicultura de precisão.

Os fatores correlacionados à acidez e estrutura apresentaram dependência espacial nas duas fazendas estudadas.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, L.S.; GUIMARÃES, E.C. Geoestatística e análise fatorial exploratória para representação espacial de atributos químicos do solo, na cafeicultura. **Coffee Science**, Lavras, v. 11, n. 2, p. 195 - 203, 2016.

ANDERSON, T.W. **An Introduction to Multivariate Statistical Analysis**, 3rd edition. John Wiley and Sons, Hoboken, NJ, 2003.

ANGELINI, M.E.; HEUVELINK, G.B.M.; KEMP, B.K. Multivariate mapping of soil with structural equation modelling. **European Journal of Soil Science**, v. 68, p. 575–591, 2017.

ARAGÓN, A. et al. Maximum compactibility of Argentine soils from the Proctor test: the relationship with organic carbon and water content. **Soil and Tillage Research**, v. 56, n. 3, p. 197-204, 2000.

BERNARDI, A.C.C et al. Spatial variability of vegetation index and soil properties in an integrated crop-livestock system. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.21, n.8, p.513-518, 2017.

BOGNOLA, I.A. et al. Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* L. **Revista Floresta**. Curitiba, PR, v.38, n.2, 2007.

BOGNOLA, I.A. et al. **Geoestatística integrada com estatística multivariada e geoprocessamento na definição de unidades de manejo para o *Pinus taeda***. In: INAMASU, R.Y. et al. (Ed.). Agricultura de precisão: Um novo olhar. São Carlos: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, p.227-31, 2011.

BORUVKA, L. et al. Forest soil acidification assessment using principal component analysis and geostatistics. **Geoderma**, Amsterdam, v.140, p.374-382, 2007.

BRONICK, C. J.; LAL, R. Soil structure and management: a review. **Geoderma**, v. 124, n. 1-2, p. 3-22, 2005.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y. & FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **R. Bras. Ci. Solo**, 27:695-703, 2003.

CORÁ, J.E. et al. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **R. Bras. Ci. Solo**, v.28, p.1013-1021, 2004.

CPRM. Serviço Geológico Brasileiro. **Mapa geológico do Estado de Santa Catarina**. Escala 1:500.000. Porto Alegre, Superintendência Regional de Porto Alegre, 2014.

CQFS-RS/SC. Comissão de Química e Fertilidade do Solo –RS/SC. **Manual de calagem e adubação para os Estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina**. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. 2016. 376p.

CRUZ, J.S. et al. Spatial variability of an Alfisol cultivated with sugarcane. **Ciencia e Investigación Agraria**, v. 38(1), p. 155-164, 2011.

DALCHIAVON, F. C. et al. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférrico sob Sistema Plantio Direto. **Revista Ciência Agronômica**, v.43, p. 453-461, 2012.

DIAS, L. et al. Eficiência relativa de fosfatos naturais na adubação de plantio de mudas de *Eucalyptus dunnii* maiden e *Eucalyptus benthamii* maiden etcambagem em solo sem e com calagem. **Ciência Florestal**, 25 (1), p. 37-48, 2015.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 3.ed. Brasília, Produção de Informação, 2013. 353p.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE (ESRI). ArcGIS for Desktop. Versão. 10.3. Redlands: ESRI, 2013.

ERNANI, P.R. **Química do Solo e disponibilidade de nutrientes**. Lages: O Autor, 2016, 256p.

FARIA, G. E. et al. Soil fertility, organic carbon and fractions of the organic matter at different distances from eucalyptus stumps. **R. Bras. Ci. Solo**, v.33, p.571-579, 2009.

GATTO, A. et al. Efeito do método de preparo do solo, em área de reforma, nas suas características na composição mineral e na produtividade de plantações de *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, 27:635-646, 2003.

GUBIANI, P.I. REINERT, D.J. REICHERT, J.M. Método alternativo para a determinação da densidade de partículas do solo-exatidão-precisão e tempo de processamento. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.36, n.2, 2006.

GUIMARÃES, D.V. Impacto do cultivo de citros sobre a qualidade física de um argissolo amarelo em Sergipe. **Revista Caatinga**, v. 27, n. 3, p. 183 – 189, 2014.

HAIR JUNIOR., J.F. et al. **Análise multivariada de dados**. 6.ed. Porto Alegre, Bookman, 2009. 688p.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.

KLEIN, V.A.; LIBARDI, P.L. A faixa de umidade menos limitante ao crescimento vegetal e a sua relação com a densidade do solo ao longo de um perfil de um Latossolo roxo. **Ciência Rural**, v.30, p.959-964, 2000.

KLEIN, V.A. et al. Textura do solo e a estimativa do teor de água no ponto de murcha permanente com psicrômetro. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 40, n. 7, p. 1550-1556, 2010.

KRAVCHENKO, A.N. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. **Soil Science Society of American Journal**, v.67, p.1564-1571, 2003.

LOPES, E. S. et al. Compactação de um Solo Submetido ao Tráfego do Harvester e do Forwarder na Colheita de Madeira. **Floresta Ambient.**, Seropédica, v. 22, n. 2, p. 223-230, 2015.

MINGOTI, S. A. **Análise de Dados Através de Métodos de Estatística Multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

MONTANARI, R. et al. Aspectos da produtividade do feijão correlacionados com atributos físicos do solo sob elevado nível tecnológico de manejo. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v.34, n.6, p.1811-1822, 2010.

MOTOMIYA, A.V. A. et al. Spatial variability of soil properties and cotton yield in the Brazilian Cerrado. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.15, p.996–1003, 2011.

ORTIZ, J. L. et al. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n. 72, p. 67-79, 2006.

PANG, S. et al. Spatial variability of cropland lead and its influencing factors: a case study in Shuangliu county, Sichuan province, China. **Geoderma**, v. 162, p. 223–230, 2011.

R Core Team (2017). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

REICHERT, J.M.; REINERT, D.J.; BRAIDA, J.A. Qualidade dos solos e sustentabilidade de sistemas agrícolas. **Ci.Amb.**, v. 27, p. 29-48, 2003.

REINERT, D.J.; REICHERT, J.M. Coluna de areia para medir a retenção de água no solo – protótipo-teste. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.36, n.6, 2006.

ROBERTSON, G.P., 2000. GS+: Geostatistics for the Environmental Sciences. Gamma Design Software, Plainwell, MI.

ROCHA, S.P. et al. Propriedades físicas do solo e crescimento de eucalipto implantado em diferentes métodos de preparo do solo. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 108 p. 965-977, 2015.

SANTOS, J. T. et al. Atributos físicos e químicos do solo de Áreas sob pastejo na Micro Região do Brejo Paraibano. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 40, n. 12, p. 2486-2492, 2010.

SCHMIDT, J.P. et al. Evaluating the potential for site-specific phosphorus applications without high-density soil sampling. **Soil Science Society of American Journal**, v.66, p.276-283, 2002.

SENA, M. M. et al. Discrimination of management effects on soil parameters by using principal component analysis: a multivariate analysis case study. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 67, p. 171-181, 2002.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete sample). **Biometrika**, Great Britain, v. 52, n. 3, p. 591-611, 1965.

SILVA, E.N.S. et al. Variabilidade de atributos físicos e químicos do solo e produção de feijoeiro cultivado em sistema de cultivo mínimo com irrigação. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 39, p. 598-607, 2015.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S. Multivariate analysis and geostatistics of the fertility of a humic rhodic hapludox under coffee cultivation. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v. 36, n. 2, p. 467-474, 2011.

SILVA, D. A. et al. Aporte de fitomassa pelas sucessões de culturas e sua influência em atributos físicos do solo no sistema plantio direto. **Bragantia**, Campinas, v. 70, n. 1, p.147-156, 2011.

SILVA, S. A. et al. Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 41, n. 01, p. 1-8, 2010.

SOUZA, D.M.G.; MIRANDA, L.N.; OLIVEIRA, S.A. **Acidez do solo e sua correção**. In: NOVAIS, R. F. et al. (Ed.). Fertilidade do solo. Viçosa, MG, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2007. p.205-274.

SOUZA, G.S. et al. Krigagem ordinária e inverso do quadrado da distância aplicados na espacialização de atributos químicos de um argissolo. **Scientia Agraria**, v.11, p.73-81, 2010.

SOUZA, Z.M. et al. Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.44, n.2, p.261-268, 2014.

SCHAFFRATH, V.R. et al. Variabilidade e correlação espacial de propriedades físicas de solo sob plantio direto e preparo convencional. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 32, p.1369-77, 2008.

STAHL, J. et al. Produção de massa seca e eficiência nutricional de clones de *Eucalyptus dunnii* e *Eucalyptus benthamii* em função da adição de doses de fósforo ao solo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 23, n. 2, p. 287-295, 2013.

TEDESCO, M.J. et al. **Análise de solo, plantas e outros materiais**. 2.ed. Porto Alegre: Departamento de Solos da UFRGS, 1995. 147p. (Boletim Técnico, 5).

TRANGMAR, B.B. et al. Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v.38, p.45-94, 1985.

VIEIRA, S. R.; XAVIER, M.A.; GREGO, C.R. **Aplicações de geoestatística em pesquisas com cana-de-açúcar**. In: DINARDO-MIRANDA, L.L., VASCONCELOS, A.C.M. & LANDELL, M.G.A. (Eds). Cana de açúcar. 1 ed. Ribeirão Preto: Instituto Agrônômico, p. 839-852, 2008.

WEBSTER, R.; OLIVER, M.A. **Statistical methods in soil and land resource survey**. Oxford: Oxford University Press, 1990. 316p.

WREGGE, M. S. et al. **Atlas Climático da Região Sul do Brasil**: Estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Brasília, DF: Embrapa, 2012. v. 2. 334 p.

WOJCIECHOWSKI, J.C. et al. Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 19, n. 4, p. 383-391, 2009.

YUAN, G.L. et al. Source identification and ecological risk assessment of heavy metals in topsoil using environmental geochemical mapping: Typical urban renewal area in Beijing, China. **Journal of Geochemical Exploration**, v. 136, p. 40-47, 2014.

ZIMMERMANN, B. et al. Analyzing spatial data: An assessment of assumptions, new methods, and uncertainty using soil hydraulic data. **Water Resources Research**, v.44, p.1-18, 2008.

ZONTA, J. H. et al. Variabilidade espacial do solo em área cultivada com algodoeiro no Cerrado do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.18, p.595-602, 2014.

3 CAPÍTULO II: VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES DENDROMÉTRICAS DE *Eucalyptus benthamii*

RESUMO: Objetivou-se, neste trabalho, analisar a distribuição espacial de variáveis dendrométricas de plantios comerciais de *Eucalyptus benthamii* Maiden et Cabbage em Cambissolos. Foi construída uma grade amostral de pontos espaçados de 70 x 70 m, em duas fazendas, localizada nos municípios de Palmeira e Bocaina do Sul, no estado de Santa Catarina, Brasil. Em cada ponto amostral foi instalada uma parcela circular de 10m de raio, onde foram medidos todos os diâmetros a altura do peito (dap), as alturas (h) das 15 primeiras árvores e das 5 árvores mais grossas e realizada a cubagem pelo método de Smalian. O volume (vol) de cada parcela, o dap, a h e a altura dominante (hdom) foram submetidas à análise geoestatística a partir do ajuste do semivariogramas experimental. As variáveis dendrométricas analisadas apresentaram distribuição normal de acordo com o teste Shapiro-Wilk. Os modelos esférico e exponencial foram adequados para representar a distribuição espacial das características do povoamento. O vol, a h e a hdom dos plantios analisados apresentaram forte dependência espacial sendo, portanto, de fundamental importância a utilização de técnicas de geoestatística na caracterização do plantio.

Palavras-chave: Geoestatística. Silvicultura de precisão. Manejo florestal.

3 CHAPTER II: SPATIAL VARIABILITY OF DENDROMETRIC PROPERTIES OF *Eucalyptus benthamii*

ABSTRACT: The aim of this study was to describe the spatial distribution of dendrometric variables of commercial plantations of *Eucalyptus benthamii* Maiden et Cambage in Inceptisols. A sample grid of spaced points of 70 x 70 m was constructed in two farms, located in the municipalities of Palmeira and Bocaina do Sul, in the state of Santa Catarina, Brazil. At each sampling point a circular plot of 10 m radius was installed, where were measured all the diameter at breast height (dbh), the heights (h) of the first 15 trees and the 5 thickest trees and cubed by Smalian method. The volume (vol) of each plot, the dbh, h and the dominant height (domh) were submitted to geostatistical analysis based on the adjustment of the experimental semivariograms. The dendrometric variables analyzed were normal distribution according to the Shapiro-Wilk test. The spherical and exponential models were adequate to represent the spatial distribution of the stand characteristics. The vol, a h and domh of the analyzed plantations presented a strong spatial dependence, being therefore of fundamental importance the use of geostatistical techniques in the characterization of the planting.

Keywords: Geostatistics. Precision forestry. Management of forest.

3.1 INTRODUÇÃO

O gênero *Eucalyptus* foi introduzido no Brasil em 1904 e nos últimos anos têm se intensificado seu uso, por ser uma importante matéria-prima para abastecimento do mercado brasileiro e mundial de energia, papel e celulose e madeira. No ano de 2016, o Brasil liderou o ranking global de produtividade florestal, com uma média de 35,7 m³/ha ao ano para os plantios de eucalipto (IBA, 2017). O investimento em tecnologia e pesquisa é um dos fatores responsáveis pelo destaque do setor no país e no mundo.

A caracterização dendrométrica e a estimativa de produtividade das plantações comerciais de eucalipto são realizadas utilizando parcelas representativas (por meio de um inventário florestal), com base na teoria da amostragem (SOUZA et al., 2015). Contudo, não levam em consideração as possíveis correlações entre observações vizinhas e, portanto, não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais (MELLO et al., 2005). Diversos estudos mostraram que as variáveis dendrométricas apresentam dependência espacial, sendo fundamental o uso da geoestatística para orientar técnicas de gestão em áreas plantadas de florestas (LUNDGREN et al., 2017; SOUZA et al., 2015; GUEDES et al., 2015; ASSIS et al., 2009; MELLO et al., 2009; KANEGAE JÚNIOR et al., 2007). GUEDES et al. (2015) observaram que o grau de dependência espacial se manteve ao longo dos anos para o volume e a altura dominante em plantios de eucalipto, evidenciando que o crescimento temporal das árvores não afeta a dependência espacial destas características.

O uso de técnicas geoestatísticas não só identifica a existência de dependência espacial entre observações, mas também pode ser aplicado no mapeamento, orientação da amostragem futura e na modelagem, que estima os valores de certos atributos em locais não amostrados (SOUZA et al., 2015). Na krigagem, o valor de um atributo (variável primária) é estimado através do valor de alguns desses atributos vizinhos ao que se deseja estimar (LUNDGREN et al., 2017).

Diante deste contexto, o estudo tem como objetivo analisar a distribuição espacial de variáveis dendrométricas em plantações comerciais de *Eucalyptus benthamii* localizadas em duas fazendas, nos municípios de Palmeira e Bocaina do Sul, no estado de Santa Catarina, Brasil.

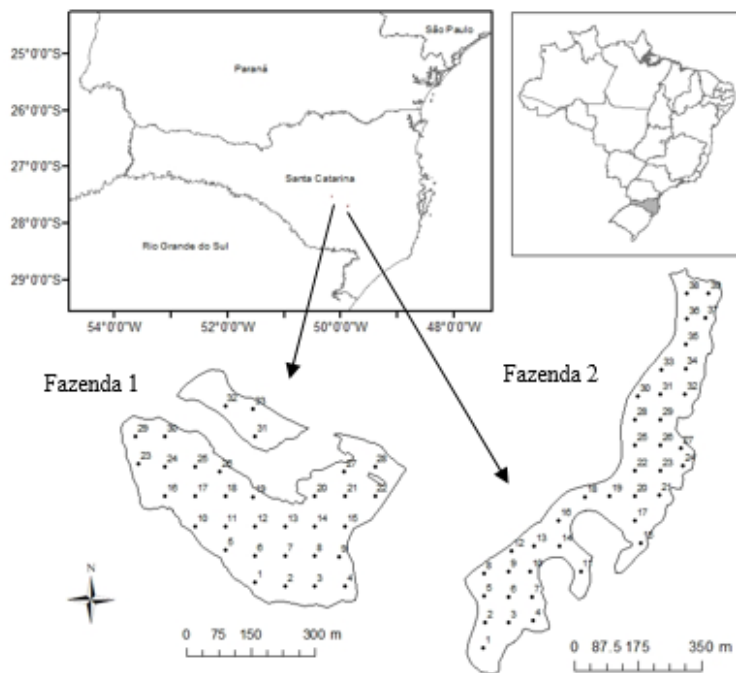
3.2 MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi conduzido em talhões com plantio clonal de *E. benthamii* localizados nos municípios de Palmeira e Bocaina do Sul, estado de Santa Catarina (Figura 5); Especificamente,

entre as coordenadas 27°30'35" e 27°30'55" de latitude sul e 50°10'03" e 50°09'56" de longitude oeste (Palmeira, Fazenda 1) e entre as coordenadas 27°40'32" e 27°41'13" de latitude sul e 49°52'42" e 49°53'04" de longitude oeste (Bocaina do Sul, Fazenda 2). Os talhões selecionados possuíam idade entre 48 e 51 meses, espaçamento 2,50m x 3,50m e estão no terceiro ciclo de rotação.

O tipo climático predominante na região é o Cfb, de acordo com o critério de Köppen, caracterizado como mesotérmico úmido, com temperatura média do mês mais frio menor que 18°C e temperatura média do mês mais quente inferior a 22°C (WREGGE et al., 2012). O solo, em ambas as fazendas, foi classificado como Cambissolo Húmico Alumínico (EMBRAPA, 2013), sendo considerado pouco desenvolvido, com horizonte B incipiente.

Figura 5- Localização da área de estudo e gride de amostragem (Fazenda 1= Palmeira; Fazenda 2= Bocaina do Sul).



Fonte: elaborada pela autora, 2018.

As unidades amostrais foram estruturadas a partir de uma malha de amostragem sistemática com intervalos de 70 m entre as parcelas utilizando-se o software ArcMap 10.3 (ESRI, 2013). O talhão da fazenda 1 possuía 17,09 ha de efetivo plantio e o talhão da fazenda 2 20,07 ha, sendo distribuídas 32 e 39 parcelas para cada talhão, respectivamente. Nas de amostra de 10m de raio (314 m²) foram medidos o diâmetro a altura do peito (dap) de todos os

indivíduos, e a altura total das 15 árvores iniciais e das cinco mais grossas, com hipsômetro Vertex IV. Os valores das coordenadas planas de cada ponto amostral foram levantados com o uso do GPS Trimble Juno.

Para o processamento do inventário, foi utilizado o programa FlorExel (ARCE et al., 2002). A estimativa da altura total (h) das árvores foi efetuada pelos modelos de regressão, selecionados com base no coeficiente de determinação (R^2) e no erro padrão de estimativa ($S_{y|x}$),

$$h = -4,1894 + 2,8729*d - 7,2800E-02*d^2, \quad (1)$$

$$h = -2,0693 + 2,5391*d + (-0,0602*d^2) \quad (2)$$

Em que,

h é a altura (m) e, d é o diâmetro (cm) a 1,30 m do solo.

O modelo (1) utilizado na fazenda 1 apresentou R^2 igual a 0,72 e $S_{y|x}$ igual a 1,6m, enquanto o modelo (2), utilizado na fazenda 2, R^2 igual a 0,63 e $S_{y|x}$ igual a 1,9m.

A cubagem rigorosa das árvores foi realizada pelo método de Smalian, que consiste em tomar as medidas de circunferência da árvore nos comprimentos 0,7; 1,3; 2,0 e a partir desse ponto, de dois em dois metros até o final do fuste da árvore. Para cálculo do sortimento, foi utilizado o polinômio de quinto grau (SCHÖEPFER, 1966). O polinômio de quinto grau é a função de afilamento mais popularmente conhecida no Sul do Brasil e tem sido frequentemente utilizada em inventários florestais quando o objetivo é quantificar multiprodutos e avaliar a evolução da forma do tronco com o avanço da idade (FIGUEIREDO FILHO et al., 2015). O modelo e os parâmetros estimados para cada fazenda foram:

$$\frac{d_i}{DAP} = 1,2530 - 5,0132 \left(\frac{h_i}{h}\right) + 23,8075 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 - 55,3747 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + 56,8921 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 - 21,5703 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\frac{d_i}{DAP} = 1,2033 - 3,9252 \left(\frac{h_i}{h}\right) + 16,4846 \left(\frac{h_i}{h}\right)^2 - 36,6495 \left(\frac{h_i}{h}\right)^3 + 36,6517 \left(\frac{h_i}{h}\right)^4 - 13,7666 \left(\frac{h_i}{h}\right)^5 + \varepsilon_i \quad (4)$$

em que:

d_i é o diâmetro da seção i (cm);

DAP é o diâmetro à altura do peito (1,30 metros do solo) (cm);

h_i a altura da seção i (m).

Para se obter o volume total (V), é necessário integrar suas áreas seccionais entre o limite inferior ($h_1=0$) e superior (h_2 =altura total da árvore), conforme representação (Equação 5).

$$V = K \int_{h_1}^{h_2} d_i^2 \delta h \quad (5)$$

em que:

$$K = \pi/40000;$$

d_i = diâmetro correspondente a qualquer altura h_i ao longo do fuste.

O modelo (3) utilizado na fazenda 1 apresentou R^2 igual a 0,98 e $S_{y|x}$ igual a 0,05m³, enquanto o modelo (4), utilizado na fazenda 2, R^2 igual a 0,96 e $S_{y|x}$ igual a 0,07m³.

A análise estatística descritiva dos dados foi realizada com o uso do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2017). A normalidade dos dados foi verificada por meio do teste de Shapiro-Wilk (SHAPIRO e WILK, 1965). Em seguida, foi realizada a análise geoestatística no software GS+ (ROBERTSON, 1998) para verificar a existência e, quando houver, quantificar o grau de dependência espacial das variáveis em estudo, a partir do ajuste de modelos teóricos aos semivariogramas experimentais estimados pela equação 6, descrita por Vieira (2000).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (6)$$

em que:

$\gamma(h)$ é a semivariância;

$Z(x_i)$ é o valor determinado em cada ponto de leitura;

$Z(x_i + h)$ é o valor medido num ponto, mais uma distância “h”;

$N(h)$ é o número de pares experimentais de dados separados por uma distância “h”.

Os modelos teóricos testados foram: esférico (Equação 7), exponencial (Equação 8) e gaussiano (Equação 9). A escolha do modelo mais adequado foi baseada no maior coeficiente de determinação do semivariograma (R^2) e na menor soma de quadrados do resíduo (SQR).

$$\gamma(h)_{esf} = \begin{cases} C_0 + C \left[\left(\frac{3}{2} \right) \left(\frac{h}{A} \right) - \left(\frac{1}{2} \right) \left(\frac{h}{A} \right)^3 \right]; & \text{para } 0 \leq h \leq A \\ C_0 + C; & \text{para } h > A \end{cases} \quad (7)$$

$$\gamma(h)_{exp} = C_0 + C (1 - e^{h/A}) \quad (8)$$

$$\gamma(h)_{gau} = C_0 + C (1 - e^{h^2/A^2}) \quad (9)$$

em que:

$\gamma(h)$ = semivariância da variável $Z(x_i)$;

h = distância (m);

C_0 = efeito pepita;

C = variância a priori;

C_0+C = patamar;

A = alcance (m).

O ajuste dos modelos de semivariogramas permitiu definir os seguintes parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar (C_0+C), alcance (A_0) e índice de dependência espacial (IDE). O IDE representa a proporção percentual da dependência espacial (Equação 10); a dependência espacial foi classificada conforme o critério indicado por Cambardella et al. (1994), como forte, se for menor que 25%; moderado, se os valores estiverem entre 25% e 75%; e fraca, se o valor for maior que 75%.

$$IDE = \frac{C_0}{C_0+C} \times 100 \quad (10)$$

Na presença de dependência espacial e com base nos parâmetros dos semivariogramas ajustados, procedeu-se a interpolação dos dados para os locais não amostrados pelo método da krigagem ordinária, e confeccionaram-se os mapas temáticos (KANEGAE JUNIOR et al., 2007).

3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Valores próximos de média e mediana indicam tendência dos dados à distribuição normal, confirmado pelo teste de normalidade de Shapiro-Wilk para todas as variáveis, nas duas fazendas (Tabela 7). Embora a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, sendo conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que pode comprometer os resultados (SILVA et al., 2010).

O coeficiente de variação (CV) variou de 3,1 a 14,3% sendo o volume (vol) a característica dendrométrica que apresentou maior variabilidade, com o CV de 9,80% e 14,32% para a fazenda 1 e 2, respectivamente, considerado baixo e médio conforme os critérios propostos por Dalchiavon et al. (2012) que classifica de acordo com a magnitude do coeficiente de variação (CV) como baixo ($CV < 10\%$), médio ($10\% < CV < 20\%$), alto ($20\% < CV < 30\%$) e muito alto ($CV > 30\%$). Dados semelhantes de CV para volume foram encontrados por Mello et al. (2005) para *Eucalyptus grandis* e por Guedes et al. (2015) em povoamentos de *Eucalyptus sp.* Vidaurre et al. (2015) encontrou CV de 4,36% e 3,03% para DAP e h, respectivamente, em *Eucalyptus benthamii* aos 5 anos de idade e espaçamento 3m x 3m.

Tabela 7- Análise estatística descritiva e resultados do teste de normalidade para as características dendrométricas avaliadas nas duas fazendas.

Variável	N	Média	Mediana	DP	CV (%)	Min	Max	Cs	Ck	w
Fazenda 1										
dap	32	14,41	14,43	0,45	3,15	13,12	15,24	-0,57	0,77	ns
hdom	32	24,65	24,58	0,91	3,68	23,01	26,43	0,07	-0,99	ns
h	32	21,54	21,54	0,68	3,16	19,54	22,72	-0,52	0,63	ns
vol	32	172,32	175,94	16,89	9,80	133,00	207,87	-0,49	-0,09	ns
Fazenda 2										
dap	39	13,96	14,07	0,86	6,15	11,80	15,51	-0,42	-0,17	ns
hdom	39	24,75	24,63	1,41	5,72	22,65	28,33	0,54	-0,54	ns
h	39	21,21	21,22	0,92	4,32	18,99	23,20	-0,37	0,18	ns
vol	39	167,24	163,65	23,94	14,32	120,07	204,94	-0,09	-1,09	ns

Nota: dap (diâmetro à altura do peito, cm); hdom (altura dominante, m); h (altura, m); vol (volume, $m^3 ha^{-1}$); n (número de observações); DP (desvio padrão); CV (coeficiente de variação); Cs (coeficiente de simetria); Ck (coeficiente de curtose); W* (distribuição não normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade) e W ns (distribuição normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade).

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Os valores médios de DAP encontrados, 14,41 e 13,96 cm, foram maiores do que aqueles relatados por Maeda, Gomes e Bognola (2015) para *E. benthamii* em Neossolo Quartzarênico e menores do que encontrado por Vidaurre et al. (2015) em espaçamento 3m x 3m em Guarapuava, PR aos cinco anos de idade. Valores semelhantes para altura média, de 21,54m e 21,22m, foi relatado por Higa e Pereira (2003) para a mesma espécie em Colombo, PR, aos 8 anos de idade. Vidaurre et al. (2015) encontraram valores maiores, de 24,64m, porém aos cinco anos de idade.

Os parâmetros ajustados ao semivariograma experimental mostraram que todas as características estudadas, com exceção do dap na fazenda 1, apresentaram-se estruturadas espacialmente (Tabela 8). O efeito de pepita puro (“*nugget effect*”) significa ausência total de

dependência espacial, ou seja, tem-se uma distribuição espacial completamente aleatória e a única estatística aplicável é a estatística clássica (VIEIRA, 2000). Vieira et al. (2012) ainda apontam que o efeito pepita puro demonstra que o espaçamento utilizado durante o processo de amostragem não foi suficiente para detectar a variabilidade espacial. Ou seja, distâncias menores que 70m deveriam ser consideradas para a detecção de variabilidade espacial do dap na fazenda 1. Lima et al. (2017) também encontraram efeito pepita puro para dap em estudos envolvendo *Eucalyptus urograndis*. Segundo os autores, a causa mais provável da homogeneidade espacial observada pode estar associada à idade prematura da cultura do eucalipto, com seis meses de idade.

Para o volume, nas duas fazendas, o modelo que melhor se ajustou ao semivariograma experimental foi o exponencial, concordando com resultados encontrados por Mello et al. (2005), Mello et al. (2009) e Guedes et al. (2015). Para as demais características, o modelo esférico foi o que melhor se ajustou aos semivariogramas. Vieira et al. (2012) também encontrou melhor ajuste de dap e h utilizando o modelo esférico em plantio de *Hevea brasiliensis* (seringueira).

Tabela 8- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para as características dendrométricas de *E. benthamii*.

Atributos ^(a)	Parâmetros ^(b)					
	Modelo	C ₀	C ₀ +C	A ₀ (m)	IDE (%)	Classe
Fazenda 1						
dap	EPP	-	-	-	-	-
h	esf	0,02	0,39	130,7	4,6	Forte
hdom	esf	0,02	0,72	118,2	2,8	Forte
vol	exp	0,1	252,00	138,3	0,04	Forte
Fazenda 2						
dap	esf	0,50	1,00	1157,00	49,90	Moderada
h	esf	0,19	0,90	229,00	21,25	Forte
hdom	esf	0,37	2,36	220,00	15,61	Forte
vol	exp	61,00	588,9	129,00	10,36	Forte

^(a) dap (diâmetro altura do peito, cm); h (altura das árvores, m); hdom (altura dominante, m); vol (volume, m³); ^(b) EPP (efeito pepita puro); exp (exponencial); esf (esférico); C₀ (Efeito peita); C₀+C (Patamar); A₀ (alcance); IDE (índice de dependência espacial [(C₀ / (C₀ + C))x100], %); Classe (forte se <25%; moderada entre 25% e 75%; e fraca se > 75%, segundo Cambardella (1994).

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

O índice de dependência espacial (IDE%) foi verificado a partir da relação entre o efeito pepita e o patamar, conforme proposto por Cambardella et al. (1994). Conforme Tabela 8, verificou-se que todas as características estudadas apresentaram forte dependência espacial,

com exceção do dap, que na fazenda 1 não apresentou correlação espacial e na fazenda 2 apresentou moderada dependência espacial. Isso significa que as estimativas de vol, h e hdom poderão ser estimados através de interpolação geoestatística. De acordo com Mello et al. (2005) o fato da altura dominante ter apresentado forte correlação espacial é um ótimo indicativo do potencial da técnica de krigagem na classificação de sítio.

O alcance indica o limite da dependência espacial da variável, ou seja, determinações realizadas a distâncias maiores que o alcance tem distribuição espacial aleatória e, por isso, são independentes entre si, podendo ser aplicada a estatística clássica (SILVA et al., 2003). Quanto maior o alcance, maiores são as manchas de dependência entre vizinhos, o que ajuda a fornecer melhores estimativas para a geoestatística, ao mesmo tempo que demanda um menor número de amostras. Lundgren et al. (2016) ainda destaca que o alcance é um parâmetro particularmente importante, pois auxilia outras pesquisas do mesmo atributo a decidir o espaçamento que irão utilizar entre as amostras. Observou-se valores de alcance da h (130,7m) e hdom (118,2m) na fazenda 1, menores que aqueles encontrados na fazenda 2, 229,0m e 220,0m. Isso significa que a fazenda 2 apresenta manchas maiores de variabilidade entre os pontos amostrais. Guedes et al. (2015) estudaram a dependência espacial para variáveis dendrométricas em floresta de *Eucalyptus* sp. em diferentes idades e observaram que houve uma redução do valor do alcance com o aumento da idade e aos 3,7 anos de idade, o alcance encontrado para hdom foi de 370,87m. Vieira et al. (2012) encontrou alcance de 40 a 49m para dap e de 74 a 94m para altura, utilizando amostragem com espaçamento de 20 m x20 m em plantios de *Hevea brasiliensis*.

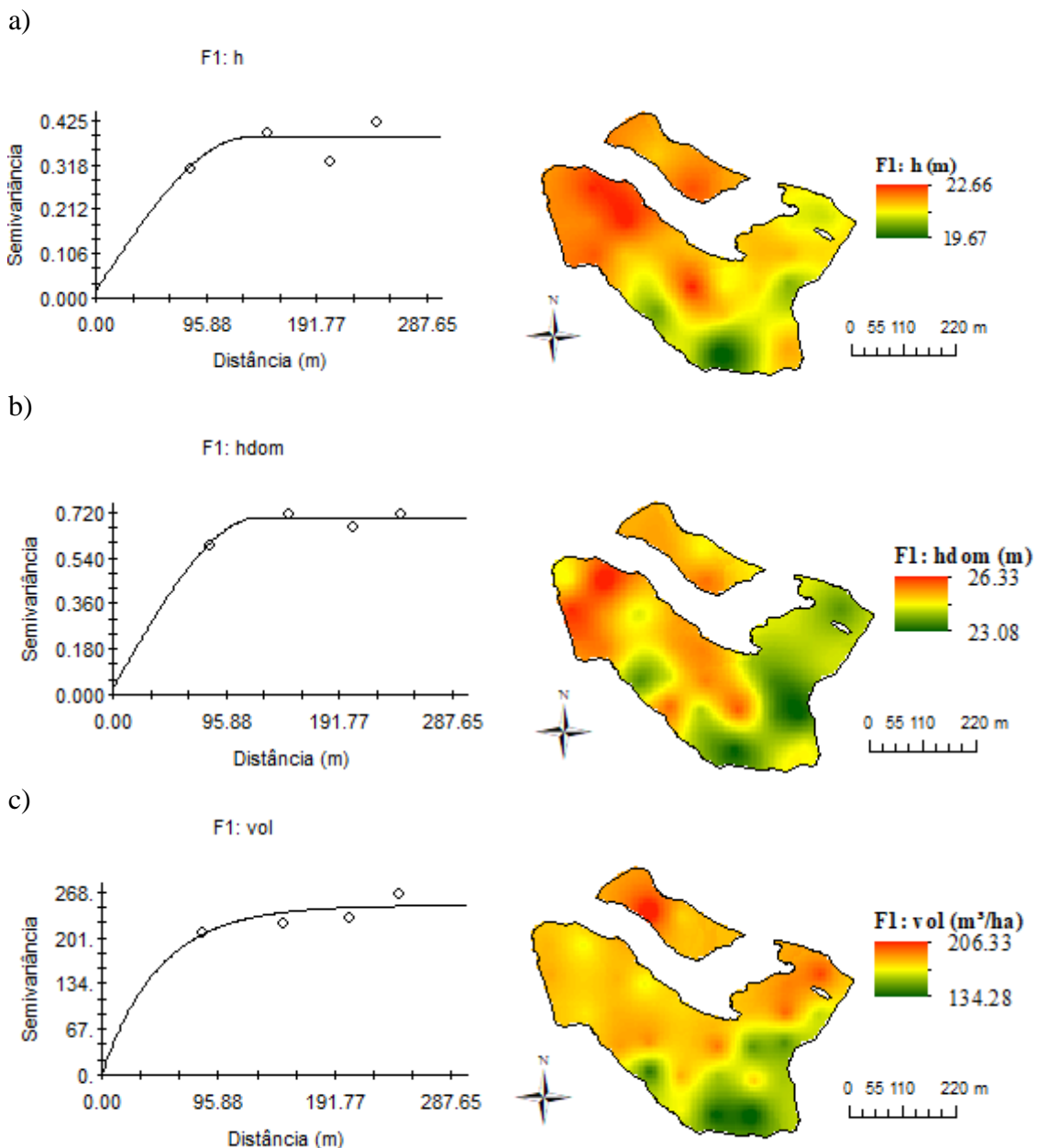
As figuras 6 e 7 representam a estrutura de dependência espacial para cada característica dendrométrica, nas duas fazendas e seus respectivos mapas de krigagem. É possível notar que a tendência de maiores ou menores alturas (Figura 6a) ficou direcionada na mesma posição do mapa onde encontram-se maiores e menores volumes (Figura 6c).

De acordo com Journel e Huijbregts (1978), o modelo exponencial atinge o patamar assintoticamente, tendo o alcance prático determinado por 3 vezes o alcance teórico. Assim, o alcance prático médio para o volume, nas duas fazendas, é de aproximadamente 400m, menor que o encontrado por Mello et al. (2005). Isso indica que, em levantamentos efetuados nessa área, as parcelas de inventário devem ser lançadas com um espaçamento mínimo de 400m para serem consideradas independentes.

O efeito pepita (C_0) refere-se à variação não explicada pelo componente espacial e normalmente está vinculada a um problema de amostragem em menores distâncias (GUEDES et al., 2015). Observa-se que o efeito pepita (C_0) foi próximo de zero na maioria das características estudadas, o que demonstra o elevado índice de dependência espacial (IDE),

permitindo caracterizar as variáveis como altamente estruturadas. Siqueira, Vieira e Ceddia (2008) fizeram uma analogia entre os valores de coeficiente de variação (CV) e de efeito pepita (C_0), apontando que os atributos que representam valores de coeficiente de variação mais elevados também indicam maior descontinuidade entre as amostras. Os resultados encontrados corroboram com essa afirmação uma vez que o volume na fazenda 2 apresentou maior efeito pepita e maior CV%.

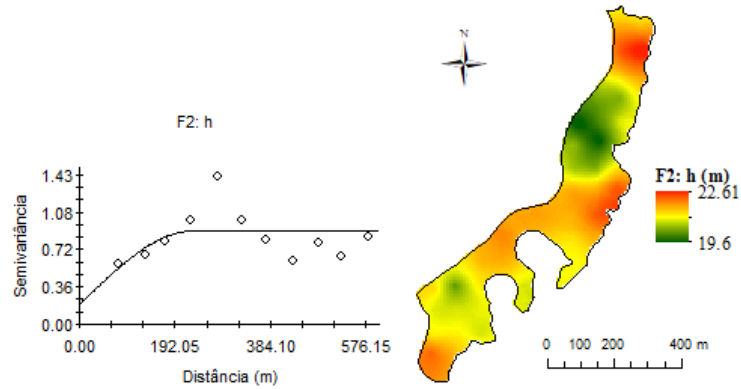
Figura 6- Semivariogramas ajustados e mapas de distribuição espacial da altura (h) (a), altura dominante (hdom) (b) e volume (vol) (c) da fazenda 1 (F1).



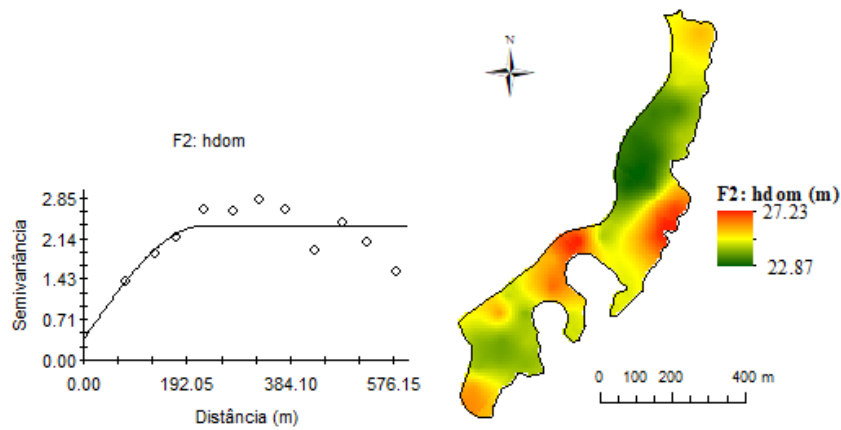
Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Figura 7- Semivariogramas ajustados e mapas de distribuição espacial da altura (h) (a), altura dominante (hdom) (b) e volume (vol) (c) da fazenda 2 (F2).

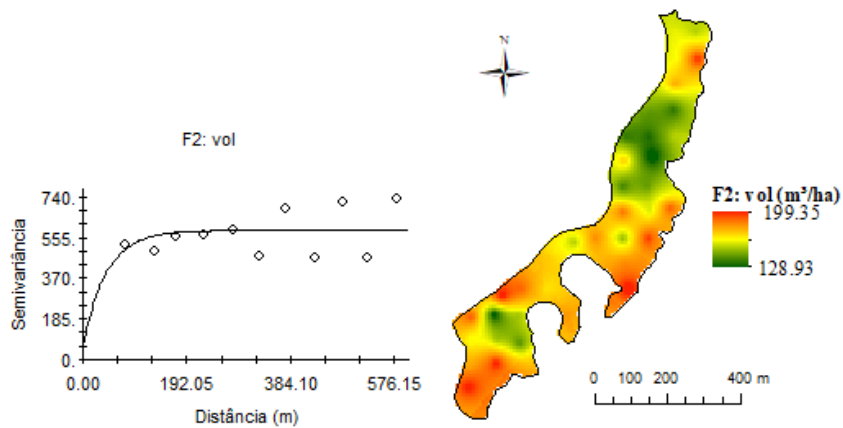
a)



b)



c)



Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Carmo et al (2015) apontam que o resultado ideal é que o efeito pepita seja mais próximo de zero. No entanto, para a maioria dos fenômenos estudados existe uma descontinuidade do semivariograma para distâncias menores que a menor distância entre as amostras. Esta

descontinuidade pode ser atribuída à imprecisão da medição, ou à variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.

Nota-se que o DAP na fazenda 2 apresentou alcance de 1157 m, ocasionando um semivariograma que cresce sem limites, para todos os valores de distância calculados. Esse semivariograma indica a presença de fenômeno com capacidade infinita de dispersão, o qual não tem variância finita e para o qual a covariância não pode ser definida (VIEIRA, XAVIER e GREGO, 2008). Segundo os autores, esse semivariograma indica também, que o tamanho do campo amostrado não foi suficiente para exibir toda a variância, e é provável que exista uma grande tendência nos dados em determinada direção.

3.4 CONCLUSÕES

Os resultados do presente estudo revelaram que as características dendrométricas altura, altura dominante e volume apresentaram-se estruturadas espacialmente, sendo o modelo esférico o que se ajustou melhor aos semivariogramas experimentais de altura e altura dominante e o modelo exponencial para o volume. Portanto, propõem-se, considerar o alcance de dependência espacial na realização de futuras amostragens nessa área de estudo pois as parcelas do inventário florestal, se lançadas a distância inferior a 400 metros, devem ser tratadas como dependentes. Os mapas de krigagem podem ser úteis na interpolação de dados em áreas não amostradas.

Não foi detectada dependência espacial para o diâmetro à altura do na fazenda 2. Nesse caso, o processamento deve se basear na estatística clássica ou, diminuir o espaçamento entre as amostragens realizadas.

REFERÊNCIAS

ARCE, J. E. et al. **Florexel – Funções florestais desenvolvidas para o Microsoft Excel®**. Curitiba: Centro de Ciências Florestais e da Madeira – CCFM, UFPR. 2002. software (suplemento)

ASSIS, A. L. de. et al. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. using geostatistics. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 166-173, abr./jun. 2009.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 58, n. 9, p. 1501-1511, Apr. 1994.

CARMO, E.J. et al. Avaliação dos interpoladores krigagem e *topo to raster* para geração de modelos digitais de elevação a partir de um “as built”. **Bol. Ciênc. Geod.**, v. 21, n. 4, p.674-690, 2015.

DALCHIAVON, F. C. et al. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférico sob Sistema Plantio Direto. **Revista Ciência Agronômica**, v.43, p. 453-461, 2012.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 3.ed. Brasília, Produção de Informação, 2013. 353p.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE (ESRI). ArcGIS for Desktop. Versão. 10.3. Redlands: ESRI, 2013.

FIGUEIREDO FILHO, A. et al. Efeito da idade no afilamento e sortimento em povoamentos de *Araucaria angustifolia*. **Floresta e Ambiente**, v.22, n.1, p. 50-59, 2015.

GUEDES, I. C. de L. et al. Continuidade espacial de características dendrométricas em povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. avaliada ao longo do tempo. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 4, p. 527-534, 2015.

HIGA, R. C. V.; PEREIRA, J. C. D. Usos Potenciais do *Eucalyptus benthamii* Maiden et Cambage. Embrapa Florestas. **Comunicado Técnico**, 100, 4p, 2003.

IBÁ –Indústria Brasileira de Árvores. Relatório IBA 2017. São Paulo. 2017

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

KANEGAE JÚNIOR, H. et al. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Árvore**, v. 31, n. 5, p. 859-866, 2007.

LIMA, E. S. et al. Variabilidade espacial das propriedades dendrométricas do eucalipto e atributos químicos de um Neossolo Quartzarênico. **Revista de Agricultura Neotropical**, Cassilândia-MS, v. 4, n. 1, p. 1-11, 2017.

LUNDGREN, W. J. C.; SILVA, J. A. A. da S.; FERREIRA, R. L. C. Influência do tipo de amostragem na estimativa de volume de madeira de eucalipto por krigagem. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 24, 2016.

LUNDGREN, W. J. C.; SILVA, J. A. A. da S.; FERREIRA, R. L. C. Estimação do volume de eucaliptos por krigagem e cokrigagem no Semiárido Pernambucano. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 23, e00140415, 2017.

MAEDA, S.; GOMES, J.B.V.; BOGNOLA, I.A. Crescimento de *Eucalyptus benthamii* submetido à aplicação de lama de cal e cinza de madeira. Embrapa Florestas. **Comunicado Técnico**, 373. 9p. 2015.

MELLO, J. M. et al. Continuidade espacial para características dendrométricas (número de fustes e volume) em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Árvore**, v. 33, n. 1, p. 185-194, 2009.

MELLO, J. M. de et al. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, Lavras, v. 11, n. 2, p. 113-126, abr./jun. 2005.

R CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2012.

ROBERTSON, G.P. **GS+: Geostatistics for the environmental sciences**. Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.

SCHÖEPFER, W. Automatisierung des massen, sorten und wertberechnung stenender waldbestände schriftenreihe Bad.Koblenz: Wurt-Forstl., 1966.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete sample). **Biometrika**, Great Britain, v. 52, n. 3, p. 591-611, 1965.

SILVA, V. R. et al. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho Amarelo Distrófico Arénico. **R. Bras. Ci. Solo**, v.27, n.6, p.1013-1020, 2003.

SILVA, S. A. et al. Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 41, n. 1, p. 1-8, 2010.

SIQUEIRA, G. M.; VIEIRA, S. R.; CEDDIA, M. B. Variabilidade de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos. **Bragantia**, Campinas, v.67, n.1, p.203-211, 2008.

SOUZA, R. M. S. et al. Evaluation of the spatial dependence of dendrometric characteristics for an *Eucalyptus* plantation. **Acta Sci., Agron.**, Maringá, v. 37, n. 4, p. 483-488, 2015.

VIDAURRE, G.B. et al. Tensão de crescimento no lenho de *Eucalyptus benthamii* e sua relação com características dendrométricas em diferentes espaçamentos. **Floresta e Ambiente**, v. 22, n. 3, p. 408-415, 2015.

VIEIRA, S. R.; XAVIER, M.A.; GREGO, C.R. **Aplicações de geoestatística em pesquisas com cana-de-açúcar**. In: DINARDO-MIRANDA, L.L., VASCONCELOS, A.C.M. & LANDELL, M.G.A. (Eds). Cana de açúcar. 1 ed. Ribeirão Preto: Instituto Agrônômico, 2008, p. 839-852.

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, v.1, p. 1-54, 2000.

VIEIRA, S.R. et al. Relação Espacial entre Características Dendrométricas de Seringueira (*Hevea Brasiliensis*) e de Atributos Físicos do Solo. **Revista Ciências da vida**, v. 32, n 2, p. 63-73, 2012.

WREGGE, M. S. et al. **Atlas Climático da Região Sul do Brasil**: Estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Brasília, DF: Embrapa, 2012. v. 2. 334 p.

4 CAPÍTULO III: ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO E TEORES FOLIARES RELACIONADOS COM A PRODUTIVIDADE DE *Eucalyptus benthamii* EM CAMBISSOLO HÚMICO

RESUMO: A concentração de nutrientes nas folhas é considerada ótimo indicador do estado nutricional das plantas, para identificar níveis críticos limitantes ao crescimento. O objetivo deste estudo foi caracterizar a variabilidade espacial dos teores foliares de nutrientes e relacioná-los com os nutrientes do solo e com a produtividade de *Eucalyptus benthamii* em Cambissolo Húmico. Os dados foram obtidos em plantios clonais, situados em duas fazendas, nos municípios de Palmeira (Fazenda 1) e Bocaina do Sul (Fazenda 2). As amostras de folhas, solo e os dados de inventário foram coletados em uma grade regular de 70m, totalizando 32 parcelas na fazenda 1 e 39 na fazenda 2. Para determinação das características químicas do solo foram coletadas cinco subamostras na profundidade de 0 a 20cm para compor uma única amostra por parcela. Os teores de N, P, K, Ca, Mg, S, B, Cu, Fe, Mn e Zn foram determinados analisando-se folhas recém-maduras (3ª, 4ª, 5ª e 6ª folha em relação à extremidade mais distante do caule), de ramos situados no meio da copa, totalizando aproximadamente, 30 folhas. Para a obtenção do volume foram instaladas parcelas circulares de 10m de raio, onde foram medidos todos os diâmetros a altura do peito (dap), as alturas (h) das 15 primeiras árvores e das 5 árvores mais grossas e realizada a cubagem pelo método de Smalian. Os dados foram analisados pela estatística descritiva e após realizadas correlações lineares entre as variáveis dendrométricas, os atributos do solo e os teores foliares. A produtividade do eucalipto foi analisada por meio de modelos de regressão múltipla, envolvendo 25 variáveis do solo e foliar. O modelo final para a fazenda 1 ficou constituído por somente uma dessas variáveis, a matéria orgânica. E na fazenda 2, por sete dessas variáveis: B, Ca, Mn, Zn do solo e teores de N, P e Zn das folhas. Os modelos de regressão múltipla apresentaram R^2_{aj} de 0,22 e 0,62, para as fazendas 1 e 2, respectivamente. A dependência e a correlação espacial foram determinadas pelo cálculo do semivariograma simples e cruzado. Foram construídos os mapas temáticos a fim de identificar diferentes zonas de manejo. O teor de matéria orgânica na fazenda 1 e o teor foliar de P na fazenda 2 apresentaram forte dependência espacial com o volume de madeira. O uso da geoestatística mostrou ser eficiente na definição de zonas de manejo de *E. benthamii* em Cambissolo. Embora as duas áreas de estudo tenham o mesmo tipo de solo e mesma espécie plantada, os atributos que favoreceram a produtividade foram diferentes para as duas fazendas, indicando que o programa de adubação não deve ser o mesmo para todas as áreas da empresa.

Palavras-chave: Diagnose foliar. Cokrigagem. Análise de regressão múltipla.

4 CHAPTER III: SOIL CHEMICAL PROPERTIES AND FOLIAR CONTENTS RELATED TO THE PRODUCTIVITY OF *Eucalyptus benthamii* IN INCEPTISOL

ABSTRACT: The concentration of nutrients in the leaves is considered an excellent indicator of the nutritional state of the plants, allowing the identification of critical levels limiting the growth. The objective of this study was to characterize the spatial variability of foliar nutrient contents and to relate them to soil nutrients and yield of *Eucalyptus benthamii* under Inceptisol. The data were obtained in clonal plantations located in two farms, in the municipalities of Palmeira (Farm 1) and Bocaina do Sul (Farm 2). Samples of leaves, soil and inventory data were collected in a regular grid of 70m, totaling 32 plots on farm 1 and 39 on farm 2. To determine the chemical characteristics of the soil, five subsamples were collected at depth of 0 to 20cm to compose a single sample per plot. The N, P, K, Ca, Mg, S, B, Cu, Fe, Mn and Zn contents were determined by analyzing newly mature leaves (3rd, 4th, 5th and 6th leaves with respect to the furthest end of the stem), of branches located in the middle of the canopy, totaling approximately 30 leaves. In order to obtain the volume, circular plots of 10m radius were installed, where were measured all the diameter at breast height (dbh), the heights (h) of the first 15 trees and the 5 thickest trees and cubed by Smalian method. Data were analyzed by descriptive statistics and after linear correlations between dendrometric variables, soil attributes and leaf contents. Eucalyptus productivity was analyzed using multiple regression models, involving 25 soil and foliar variables. The final model for farm 1 was constituted by only one of these variables, the organic matter content. And on farm 2, for seven of these variables: B, Ca, Mn, Zn of the soil and N, P and Zn foliar contents. The multiple regression models showed R^2_{aj} of 0.22 and 0.62 for farms 1 and 2, respectively. The dependence and the spatial correlation were determined by the calculation of the simple and crossed semivariogram. Thematic maps were constructed to identify different management areas. The organic matter content in farm 1 and the foliar content of P in farm 2 presented a strong spatial dependence on the volume of wood. The use of geostatistics showed to be efficient in the definition of management zones of *E. benthamii* in Inceptisols. Although the two study areas have the same type of soil and the same planted species, the attributes that favored productivity were different for both farms, indicating that the fertilization program should not be the same for all areas of the company.

Keywords: Foliar diagnosis. Cokriging. Multiple regression analysis.

4.1 INTRODUÇÃO

A área total de florestas plantadas no Brasil totalizou 7,8 milhões de hectares em 2016, crescimento de 0,5% em relação ao ano de 2015, devido exclusivamente ao aumento das áreas com eucalipto, que ocupam aproximadamente 5,7 milhões de hectares, constituindo a essência florestal mais plantada no país (IBA, 2017). O interesse na espécie surgiu devido ao eucalipto apresentar uma adaptação fácil a diferentes condições ambientais existentes no Brasil, latitude similar com a Austrália e devido a propriedades que lhe dão várias possibilidades no uso da madeira (CASTRO et al., 2016).

O *Eucalyptus benthamii* Maiden & Cambage vem apresentando elevadas taxas de crescimento, indivíduos adultos alcançam de 30 a 45 m de altura, e tem exibido capacidade de crescer em diversos sítios, incluindo aqueles sujeitos a secas e geadas (FAO et al., 2004). No entanto, Higa e Pereira (2003) apontam que o *E. benthamii* têm preferência por solos férteis. Entre os atributos químicos do solo de influência direta sobre o crescimento das plantas, pode-se destacar o K e o P, conforme relatado por Dias et al. (2015) e Stahl et al. (2013).

Diversos trabalhos têm correlacionado variáveis físicas e químicas do solo e a produtividade e utilizado a geoestatística para definir diferentes zonas de manejo (LIMA et al., 2010; BOGNOLA et al., 2010; BELLOTE e DEDECEK, 2006; RIGATTO, DEDECEK e MATTOS, 2005). Para Silva et al. (2010) o método da *cokrigagem* é eficiente em estudos de análise de dependência espacial dos atributos do solo e produtividade, pois descreve a variação espacial e/ou temporal simultânea de duas variáveis aleatórias que estão fortemente associadas entre si. Lima et al. (2016) estimaram por *cokrigagem* a produtividade do café conilon pelos números de ramos produtivos. Lima et al. (2010) utilizou a *cokrigagem* para identificar atributos do solo com melhor interação espacial com a produtividade de madeira de eucalipto. Gontijo et al. (2012) adotou o semivariograma cruzado para verificar a correlação espacial entre os teores dos micronutrientes avaliados no solo e a produtividade da lavoura de pimenta-do-reino.

Segundo Wadt (2004), a folha é o órgão onde ocorre a maioria das atividades metabólicas e o seu status nutricional e fisiológico pode influenciar o crescimento das plantas. No entanto, há escassez de trabalhos no que tange a compreensão da relação entre produtividade, nutrientes no solo e tecido foliar e a variabilidade espacial desses atributos.

Diante do exposto, objetivou-se neste trabalho identificar teores de nutrientes foliares e atributos do solo que estão relacionados à produtividade de *E. benthamii* em dois talhões sob

Cambissolo, usando estatística clássica e geoestatística, visando à adoção da silvicultura de precisão nas práticas de manejo da fertilidade do solo.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo, a metodologia de coleta das amostras de solo e dendrométricas, assim como a análise dos dados, foram descritas nos capítulos 1 e 2. É importante ressaltar que neste capítulo foram utilizadas as análises de solo realizadas na profundidade de 0 a 20 cm.

A coleta de folhas foi realizada utilizando a mesma malha de amostragem com espaçamento regular de 70m x 70m (descrita nos capítulos anteriores), onde a árvore central foi derrubada, viabilizando a coleta das folhas e a cubagem da árvore. Ao total, foram 32 amostras de folhas na fazenda 1 em 17,09 ha e 39 na fazenda 2, de 20,07 ha.

A metodologia utilizada para determinação dos teores de N nas folhas foi a de Kjeldahl (GALVANI e GAERTNER, 2006); para P, K, Ca, Mg, S, Cu, Zn, Fe, Mn e B nas folhas a metodologia utilizada foi digestão úmida nítrico-perclórica com determinação dos nutrientes em ICP-OES; B foi determinado utilizando a metodologia digestão seca/ ICP-OES, conforme descrito por Carmo et al. (2000).

Para cada compartimento estudado (planta, solo e folha), efetuou-se a análise descritiva clássica, com auxílio do software estatístico R (R CORE TEAM, 2017). Para testar-se a hipótese de normalidade foi utilizado o teste de Shapiro e Wilk (SHAPIRO e WILK, 1965).

Foram realizadas análises de correlações lineares simples para as combinações, duas a duas, entre todos os atributos estudados, assim como as análises de regressões para o grupo de variáveis de maior interesse.

As variáveis que afetaram positivamente o volume, identificadas a partir da análise de regressão múltipla, foram submetidas à análise geoestatística a fim de identificar a dependência e a correlação espacial com o intuito de criar zonas específicas de manejo.

A análise da dependência espacial foi realizada pelo cálculo do semivariograma simples, determinando-se o efeito pepita (C_0), o alcance (A_0) e o patamar ($C_0 + C$). Contudo, para aqueles que apresentaram interdependência espacial, calcularam-se também seus semivariogramas cruzados, usando o software GS+, *Geostatistics for the Environmental Sciences*, v. 7.0. (ROBERTSON, 2000). Segundo Vieira (2000), para estimar valores, Z_2^* , para qualquer local, X_0 , o valor estimado deve ser uma combinação linear de ambos Z_1 e Z_2 , ou seja:

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_i Z_1(x_i) + \sum_{i=1}^{N_2} \lambda_i Z_2(x_i)$$

em que:

N_1 e N_2 são os números de vizinhos de Z_1 e Z_2 , respectivamente;

λ_1 e λ_2 são os pesos associados a cada valor de Z_1 e Z_2 .

A cokrigagem é uma extensão multivariada da krigagem e depende de um modelo linear de co-regionalização que explore não apenas a autocorrelação na variável primária, mas também a correlação cruzada entre a variável primária e as variáveis secundárias (KUNKEL et al., 2011). De acordo com Silva et al. (2010), ela é utilizada quando existe dependência espacial para cada variável em estudo e também entre as variáveis, tornando possível utilizar esta técnica na estimativa de valores não amostrados.

O índice de dependência espacial (IDE), calculado pela relação entre o efeito pepita (C_0) e o patamar ($C_0 + C$), foi classificado conforme proposto por Cambardella et al. (1994), como forte se for menor que 25%; moderado, se os valores estiverem entre 25% e 75%; e fraca dependência espacial, se o valor for maior que 75%.

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os teores de Mn apresentaram valor de dispersão considerado muito alto ($CV > 30\%$) nas duas fazendas (Tabela 9), conforme o critério proposto por Dalchiavon et al. (2012). Esses resultados foram semelhantes aos obtidos por Matos et al. (2012), que encontraram CV em torno de 49% para Mn em folhas de eucalipto.

Os teores foliares encontrados foram semelhantes àqueles reportados por Souza (2015) em plantios de *E. benthamii* aos seis anos de idade com exceção do K e Fe que apresentaram teores maiores (1,1% de K e 129,49 mg kg⁻¹ de Fe) e do B que apresentou teor menor (24,59 mg kg⁻¹) do que o encontrado no presente trabalho.

De acordo com os valores indicados pela CQFS-RS/SC (2016) (Tabela 10), os tecidos foliares das duas fazendas estudadas apresentam teores médios de N, P, S, Cu e B dentro da faixa de suficiência para a cultura do eucalipto (Tabela 9). Os teores médios de K, Ca, Mg, Fe e Zn encontram-se abaixo da faixa de suficiência e somente o Mn encontra-se acima do recomendado.

Tabela 9- Parâmetros da estatística descritiva do teor foliar de nutrientes e do volume de *E. benthamii* nas duas fazendas em estudo.

Atributo	Média	Variância	DP	CV	Cs	Ck	w
Fazenda 1							
N (%)	2,04	0,04	0,19	9,54	-0,28	-0,11	*
P (%)	0,14	0,00	0,01	10,26	-0,19	-0,51	*
K (%)	0,78	0,01	0,11	13,57	0,47	-0,80	*
Ca (%)	0,36	0,00	0,06	17,03	0,46	-1,24	ns
Mg (%)	0,20	0,00	0,04	18,15	0,13	-0,56	*
S (%)	0,15	0,00	0,01	8,20	-0,30	-1,06	ns
Cu (mg kg ⁻¹)	7,53	1,48	1,22	16,17	0,92	0,33	ns
Zn (mg kg ⁻¹)	16,72	4,66	2,16	12,91	1,36	1,10	ns
Fe (mg kg ⁻¹)	52,50	184,19	13,57	25,85	-1,01	0,52	ns
Mn (mg kg ⁻¹)	733,16	106734,59	326,70	44,56	1,31	1,18	ns
B (mg kg ⁻¹)	35,13	27,66	5,26	14,97	0,73	0,29	*
Fazenda 2							
N (%)	2,02	0,05	0,23	11,25	0,37	0,29	*
P (%)	0,13	0,00	0,02	18,09	0,52	-0,83	ns
K (%)	0,73	0,02	0,13	17,06	0,61	0,26	*
Ca (%)	0,39	0,01	0,08	21,26	0,88	-0,52	ns
Mg (%)	0,22	0,00	0,05	24,26	0,80	0,36	ns
S (%)	0,16	0,00	0,02	11,61	0,36	0,00	*
Cu (mg kg ⁻¹)	6,28	2,31	1,52	24,21	1,46	2,94	ns
Zn (mg kg ⁻¹)	14,44	8,99	3,00	20,77	0,50	-0,65	*
Fe (mg kg ⁻¹)	66,38	168,61	12,99	19,56	0,49	-0,52	*
Mn (mg kg ⁻¹)	674,67	69529,12	263,68	39,08	0,56	-0,59	ns
B (mg kg ⁻¹)	38,62	52,30	7,23	18,73	0,85	0,97	*

Nota: DP (desvio padrão); CV (coeficiente de variação); Cs (coeficiente de simetria); Ck (coeficiente de curtose); W* (distribuição não normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade) e W ns (distribuição normal pelo teste Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade).

Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Os teores observados de N nas folhas situam-se dentro da faixa adequada de 18 a 24 g kg⁻¹ sugerida por Dell, Malajczuk e Grove (1995) e abaixo daquela indicada por Silveira, Gava e Malavolta (2005) de 22 a 27 g kg⁻¹, que alcançaram a máxima produtividade de *E. grandis*, aos dois anos de idade, com teor de de 24,8 g kg⁻¹ de N nas folhas. O teor de Ca encontrado está abaixo da faixa adequada segundo indicado por Silveira, Gava e Malavolta (2005) de 7,1 a 11 g kg⁻¹. A insuficiência desse nutriente, segundo Santana et al. (2008), pode limitar a produtividade dos próximos ciclos uma vez que o Ca é o elemento mais exportado (aproximadamente 75%) com a colheita do tronco. Schonau e Herbert (1982) consideram que

o teor de P das folhas de 0,17% seja adequado para o desenvolvimento das plantas de *E. grandis*, com idades variando de 6 a 36 meses.

De um modo geral as concentrações de nutrientes obedecem a seguinte ordem: folhas > galhos > casca > madeira (SALVADOR et al., 2016). Segundo Viera e Schumacher (2011), a maioria dos nutrientes se concentram nas folhas pelo fato delas possuírem maior atividade metabólica e conter a maioria das células vivas, responsáveis pela fotossíntese e pela transpiração. Em estudo realizado por Salvador et al. (2016), que quantificaram os nutrientes foliares de *E. saligna* em diferentes idades, observou-se que aos 3,6 anos de idade as maiores concentrações de N, P e K estão localizadas nas folhas. Por outro lado, nessa mesma idade, verificou-se grande teor de Ca armazenado na casca. Esse fato pode estar relacionado ao baixo teor de Ca encontrado nas folhas no presente estudo (Tabela 9).

Tabela 10- Faixas de suficiência de macronutrientes e micronutrientes para eucalipto.

Macronutriente	Faixa de suficiência	Micronutriente	Faixa de suficiência
	%		mg kg ⁻¹
N	1,50 – 2,00	B	30 – 50
P	0,10 – 0,13	Cu	7 – 10
K	0,90 – 1,30	Fe	150 – 200
Ca	0,60 – 1,00	Mn	400 – 600
Mg	0,50 – 0,80	Zn	35 – 50
S	0,15 – 0,20		

Fonte: CQFS-RS/SC (2016).

Observa-se que mesmo em plantios de mesmo material genético e mesmo tipo de solo as correlações encontradas (Tabela 11) entre os teores foliares e crescimento, nas duas fazendas, foram diferentes.

Na fazenda 1 P e K apresentaram correlação positiva com volume e altura, respectivamente, enquanto na fazenda 2, ambos apresentaram correlação negativa com dap e vol. Além de P e K, os teores foliares de Ca, Mg, S, Zn e Fe também apresentaram correlação significativa e negativa na fazenda 2 quando correlacionados com dap e vol.

Vários trabalhos envolvendo adubação de eucalipto já comprovaram que a espécie responde positivamente à adubação fosfatada, potássica e à aplicação de calcário dolomítico para suprimento de Ca e Mg (DIAS et al., 2015; STAHL et al., 2013; ROCHA et al., 2008; BARROS, NEVES e NOVAIS, 2005; SILVEIRA e GAVA, 2004) e por esse motivo espera-se encontrar relação positiva entre o crescimento e os teores desses nutrientes, tanto no solo, quanto em outros órgãos da planta. No entanto, Guimarães, Floriano e Vieira (2015)

Tabela 11- Matriz de correlação linear simples entre a produtividade de *E. benthamii* e atributos químicos do solo e teores de nutrientes foliares em dois cambissolos.

		Teores foliares																
		dap	h	hdom	vol	N	P	K	Ca	Mg	S	Cu	Zn	Fe	Mn	B		
		Fazenda 1																
		dap				0,12	0,27	0,33	0,08	0,27	0,05	-0,19	0,34	0,11	-0,15	0,02		
		h				0,17	0,25	0,45	0,08	0,16	0,14	-0,06	0,36	0,06	-0,18	-0,04		
		hdom				0,24	0,1	0,39	0,01	-0,05	0,27	-0,1	0,28	-0,05	-0,21	-0,18		
		vol				0,11	0,48	0,21	-0,09	0,3	0,09	-0,44	0,14	0,15	-0,27	-0,28		
Teores no solo	pH	-0,04	0,26	0,09	-0,24	-0,08	-0,3	0,17	0,03	-0,27	-0,27	0,01	-0,06	-0,3	0,21	0,16		
	P	-0,16	-0,07	0,02	-0,13	0	0,09	0,15	0,41	0	0,19	0,29	0,24	0,09	0,47	0,35		
	K	-0,36	-0,05	0,27	-0,18	0,07	-0,15	0,28	0,38	-0,05	0,18	0,21	0,19	-0,04	0,46	0,36		
	MO	-0,27	-0,28	-0,23	-0,5	-0,07	-0,45	-0,36	-0,02	-0,13	-0,32	0,26	-0,25	-0,17	-0,07	0,13		
	Al	0,06	0,12	0,26	0,48	0,36	0,48	-0,02	-0,07	0,32	0,28	-0,18	0,15	0,14	-0,22	-0,45		
	Ca	-0,12	0	0,06	-0,34	0,16	-0,26	0,1	0,13	-0,18	-0,06	0,19	0,12	-0,27	0,18	0,21		
	Mg	-0,04	-0,08	0,13	-0,26	0,21	-0,27	-0,03	-0,03	-0,1	-0,12	0	-0,15	-0,23	-0,15	0,04		
	Al+H	0,14	0,16	0,24	0,43	0,26	0,39	-0,14	0,1	0,44	0,19	-0,09	0,18	0,21	-0,26	-0,38		
	CTC _{ph7,0}	0,14	0,16	0,25	0,41	0,27	0,38	-0,13	0,11	0,44	0,19	-0,09	0,19	0,2	-0,26	-0,37		
	S	-0,1	-0,37	-0,42	-0,37	-0,42	-0,58	-0,35	-0,44	-0,43	-0,54	-0,16	-0,27	-0,29	-0,15	0,14		
	Zn	-0,29	-0,39	-0,27	-0,45	-0,04	-0,29	0	0,12	-0,12	-0,09	0,15	-0,1	-0,1	0,27	0,23		
	Cu	-0,26	-0,38	-0,32	-0,44	-0,25	-0,37	-0,17	0	-0,18	-0,17	0	-0,21	-0,18	0,19	0,25		
	B	-0,07	-0,2	-0,29	-0,24	-0,22	-0,42	-0,24	-0,2	-0,14	-0,49	-0,15	-0,16	-0,27	-0,23	-0,11		
	Mn	-0,14	-0,26	-0,28	-0,33	-0,27	-0,25	0,08	0,04	-0,21	0	0,12	-0,02	-0,12	0,44	0,17		
			Fazenda 2															
			dap				-0,28	-0,51	-0,41	-0,49	-0,44	-0,39	-0,3	-0,61	-0,37	0,05	0,33	
		h				-0,24	-0,1	-0,21	-0,22	-0,17	-0,09	0,02	-0,17	-0,14	-0,07	0,05		
		hdom				-0,19	-0,14	0,09	-0,19	-0,26	0,02	0,11	-0,11	0,01	-0,05	0,1		
		vol				-0,36	-0,34	-0,42	-0,42	-0,35	-0,33	-0,24	-0,44	-0,25	-0,02	0,17		
Teores no solo	pH	0,07	-0,07	-0,07	0,14	-0,42	-0,13	-0,01	-0,17	-0,2	-0,18	-0,28	-0,26	-0,01	0,04	-0,16		
	P	-0,18	-0,15	0,22	-0,21	0,04	-0,11	0,12	-0,05	-0,05	-0,03	-0,09	-0,07	-0,04	0	0,08		
	K	0,03	-0,01	0,36	-0,09	-0,18	-0,45	0,13	-0,31	-0,48	-0,18	-0,3	-0,4	-0,1	0,06	0,1		
	MO	-0,5	-0,23	0,01	-0,5	0,19	0,35	0,06	0,34	0,5	0,29	0,23	0,36	-0,02	-0,51	-0,17		
	Al	-0,06	-0,01	0,13	-0,2	0,22	-0,1	0,22	-0,06	-0,17	0,11	0,07	-0,04	0,05	0,14	0,12		
	Ca	-0,11	-0,23	-0,26	-0,14	-0,33	-0,04	-0,08	-0,1	-0,04	-0,18	-0,25	-0,12	-0,12	-0,02	-0,33		
	Mg	-0,18	-0,1	-0,17	-0,19	-0,32	0,22	0	0,15	0,24	0,04	-0,08	0,11	-0,13	-0,17	-0,46		
	Al+H	0,14	0,13	0,14	-0,02	0,07	-0,07	0,07	-0,09	-0,04	0,01	0,1	-0,09	0	-0,08	0,24		
	CTC _{ph7,0}	0,13	0,12	0,13	-0,03	0,04	-0,07	0,07	-0,09	-0,04	0	0,08	-0,1	-0,01	-0,09	0,22		
	S	0,18	-0,08	-0,05	0,06	-0,04	-0,39	-0,26	-0,16	-0,15	-0,24	-0,32	-0,41	-0,07	0,02	0,34		
	Zn	-0,19	-0,22	0,07	-0,37	-0,03	-0,08	0,09	-0,13	-0,09	-0,09	-0,18	-0,04	-0,12	0,02	-0,09		
	Cu	-0,02	-0,04	0,11	0,16	-0,08	0,21	0,03	-0,04	0,09	0,08	0,24	0,09	0,2	-0,01	0,28		
	B	0,07	-0,12	-0,05	-0,09	0,11	-0,2	0,04	-0,09	-0,14	-0,09	-0,05	-0,32	-0,06	0,37	0,3		
	Mn	0,09	-0,03	-0,02	0,12	-0,15	-0,21	0,09	-0,16	-0,33	-0,2	-0,14	-0,18	0,03	0,42	-0,05		

Nota: dap (diâmetro à altura do peito, cm); h (altura, m); hdom (altura dominante, m); vol (volume, m³ ha⁻¹); Valores destacados em negrito indicam que o efeito é significativo para o intervalo de confiança de 95% (p < 0,05).
Fonte: elaborada pela autora, 2018.

identificaram interação negativa ($r = -0,58$) entre os teores de P no solo e o volume de *E. saligna* aos 28 meses de idade. Burns et al. (2011) estudou a relação entre o crescimento de *E. grandis* e as concentrações foliares de N, P e a relação N:P em um plantio em quarta rotação que não havia respondido à fertilização com esses nutrientes.

Os autores encontraram apenas fraca correlação positiva entre o crescimento da altura e a concentração foliar de P e negativa entre o crescimento e a relação N: P nas mudas que segundo eles, pode ser devido aos resíduos de colheita, que foram deixados no local sem queimar. Morales (2007) também encontrou correlação negativa entre os teores de P, nas acículas de *Pinus taeda* aos seis anos de idade, com altura (-0,69) e com o volume (-0,52); e entre os teores de Mg com dap (-0,50) e com a altura (-0,49) e sugeriu que essa relação negativa pode estar associada ao efeito da diluição desse elemento no tecido, nas árvores de maior crescimento.

A interação negativa entre crescimento e os teores foliares de Ca encontrados na fazenda 2 (-0,49) com dap também foram relatados por Sgarbi (2002) em plantios de *Eucalyptus* sp. na região de Lençóis Paulista, SP. Silveira et al. (2005) também verificaram uma relação inversa entre a concentração foliar de Ca e a produtividade de madeira em povoamentos de *E. grandis* e sugeriram que esse efeito depressivo do Ca sobre a produtividade foi devido ao excesso desse nutriente à aplicação de 10 a 20 t ha⁻¹ de “lama de cal” (sub-produto rico em Ca) em solos de textura arenosa (90 a 96% de areia) e observaram ainda, o desequilíbrio nutricional do excesso de Ca competindo com a absorção de Mg e de K. A ausência de correlação significativa entre o teor de Ca nas folhas e a h e hdom corrobora a afirmação de Barros, Neves e Novais (1990) indicando que as respostas do eucalipto a Ca relacionam-se mais ao crescimento em diâmetro do que em altura. Bellote e Ferreira (1993) encontraram correlação positiva entre a altura e os teores foliares de K em *E. grandis* aos três anos de idade. A correlação negativa encontrada entre o crescimento e os teores foliares de K, Ca e Mg na fazenda 2 pode estar relacionada ao acúmulo desses nutrientes em diferentes componentes das árvores, pois, conforme relatado por Souza (2015), as concentrações encontradas nos frutos de *E. benthamii* para K e na casca para Ca e Mg foram maiores do que o observado nas folhas. Correlações negativas entre a produtividade e os teores foliares de Ca e Mg também foram relatadas por Tecchio et al. (2006) em videiras, evidenciando o efeito antagônico entre esses elementos e o teor de potássio no solo.

Dentre os micronutrientes avaliados, o Zn apresentou correlação positiva com a h (0,36) na fazenda 1 e negativa com o dap (-0,61) e com o volume (-0,44) na fazenda 2; o Cu apresentou correlação negativa com o volume (-0,44) somente na fazenda 1 e Fe com o dap (-0,37) na

fazenda 2. Sgarbi (2002) também observou correlação negativa do Cu com o índice de sítio do *Eucalyptus* sp.

Foi encontrada correlação significativa e negativa somente na fazenda 2 entre o volume e o teor de N nas folhas (Tabela 11). A ausência de correlação entre o N e o crescimento pode estar relacionado à idade avançada dos plantios. Laclau et al. (2009) observaram efeitos da adubação nitrogenada no crescimento de *E. grandis* apenas nos primeiros 24 meses após o plantio.

A ausência ou baixa correlação das variáveis dendrométricas com os nutrientes no solo pode estar associada à avançada idade das plantas. Sabe-se, por exemplo, que o *Eucalyptus benthamii* responde à adubação fosfatada conforme relatado por Stahl et al. (2013) e Dias et al. (2015). No entanto, os autores identificaram essa relação positiva nos primeiros meses de crescimento. De acordo com Novais, Rêgo e Gomes (1982), a exigência de P pelo eucalipto diminui com o aumento da idade das plantas, sendo o nível crítico de P muito maior nas fases iniciais do que na fase de manutenção das árvores. Leite et al. (2011) também observaram que a demanda de Ca, Mg, P e K por eucalipto foram maiores nos primeiros dois anos da rotação, enquanto para o N, a demanda foi crescente até o sétimo ano.

A matéria orgânica apresentou correlação negativa com volume na fazenda 1 e com dap e volume na fazenda 2. Esse comportamento também foi observado em estudos com *E. camaldulensis* (LIMA et al., 2010) e em *Pinus* (BOGNOLA et al., 2010). Os últimos autores sugerem que a explicação desse comportamento se deve à relação entre a matéria orgânica e a água disponível no solo. Como a MO retém a maior parte da água, pode causar um desbalanço entre a relação de água disponível e o ar do solo, favorecendo à primeira em detrimento da segunda, podendo dificultar a aeração do solo e conseqüentemente, o crescimento das plantas. A correlação negativa encontrada com a umidade gravimétrica do solo e o volume corrobora com essa análise (não apresentados).

Ao contrário do esperado, o Al apresentou correlação positiva com o volume na fazenda 1. Silva et al. (2004) testaram a tolerância de Al em seis espécies de clones de *Eucalyptus* e observaram que todos os clones foram tolerantes ao Al e inclusive, atividades de Al^{3+} de baixo a intermediário foram benéficas para o crescimento da raiz. Comportamento positivo do Al no crescimento de eucalipto também foi reportado por Mullette, Hannon e Elliott (1975) e Tahara et al. (2008). Osaki, Watanabe e Tadano (1997) classificaram as espécies *M. malabathricum*, *M. cajuputi*, *A. mangium*, and *I. Barbatum* como plantas estimuladas pelo Al uma vez que, durante a sua aplicação, as raízes laterais foram desenvolvidas, o que não aconteceu na ausência de Al. Segundo os autores, a estimulação do crescimento radicular e o aumento de P ocorre

devido à precipitação do complexo Al-P na superfície da raiz e/ou no espaço livre de Donnan (apoplasto) e de alguma forma as plantas usam o P precipitado. Ainda, segundo os autores supracitados, o N, P e K foram responsáveis pela estimulação do crescimento radicular induzido por Al. Essa hipótese é relevante, uma vez que foi encontrada correlação positiva entre o Al e os teores de P (0,54) e K (0,64) na fazenda 2 (dados apresentados no Capítulo 1). Outras pesquisas realizadas com eucalipto também sugerem um efeito positivo do pH na absorção de P e produtividade. Dias et al. (2015) avaliaram a resposta inicial do *E. benthamii* à diferentes fontes de adubação fosfatada em solos sem e com calagem e observaram que os tratamentos sem calagem tiveram melhores respostas que os tratamentos com calagem e uso concomitante dos fosfatos naturais. Lima et al. (2010) encontrou variação inversamente proporcional entre o volume de eucalipto e o pH e sugeriram que esse comportamento está relacionado à tolerância da espécie à acidez do solo. Morales (2007) encontrou correlação significativa positiva do Al com todas as variáveis dedométricas de *Pinus taeda* aos 6 anos de idade. No entanto, esses resultados diferem do relatado por Guimarães, Floriano e Vieira (2015) que encontraram correlação de crescimento de *Eucalyptus saligna* em Latossolos e Neossolos negativa com saturação por Al (m), aos 28 meses de idade. Segundo os autores, o nível crítico médio estimado para promover 80% de rendimento relativo das plantas foi de 79% para a saturação por Al. De acordo com Quintal et al. (2017), o impacto do Al no crescimento das plantas, tanto tóxico quanto benéfico, depende da concentração do metal e varia de acordo com para as espécies de plantas, que inclui o genótipo dentro do mesmo espécies, idade fisiológica, condições de crescimento e duração de exposição ao metal. Os autores, após revisão sobre o tema, sugerem que os benefícios do Al estejam associados ao estímulo do crescimento das plantas (raízes e rebentos), à absorção de nutrientes, à defesa de patógenos, ao alívio do estresse abiótico e ao aumento do metabolismo e atividade antioxidante.

Foi observada correlação significativa negativa entre dap e K para a fazenda 1 e comportamento contrário na fazenda 2, onde observou-se correlação positiva entre o K e hdom. A correlação negativa entre o K e o dap pode estar relacionada ao déficit hídrico. Legoas (2016) detectou efeito negativo do K no incremento do DAP em período seco (precipitação <10mm) pois segundo o autor, nessa condição as árvores de eucalipto nutridas com K reduziram ou paralisaram a sua atividade cambial. Diferente dos resultados encontrados por Teixeira et al. (2008) que trabalharam com mudas de *E. grandis*, *E. urophylla*, *E. camaldulensis* e de um híbrido entre *E. urophylla* x *E. grandis*, e encontraram que a aplicação de K influenciou a taxa fotossintética (*A*), a condutância estomática (*gs*), a transpiração (*E*) e a eficiência no uso da água (EUA). De acordo com esses autores, plantas deficientes em K apresentaram menor *A* e

maior *gs* e *E*, com conseqüente menor EUA. Stahl (2009) avaliou o desenvolvimento inicial e a resposta de *E. dunnii* e *E. benthamii* à adubação com diferentes doses de fósforo e potássio. Enquanto o clone de *E. dunnii* apresentou resposta linear à adubação fosfatada e potássica até a idade de dezoito meses, o *E. benthamii* não respondeu à adubação potássica. Além disso deve-se considerar o efeito interiônico entre K, Ca e Mg, que ocorre na forma de inibição competitiva. Segundo Malavolta (1980), esse processo ocorre quando dois elementos se combinam pelo mesmo sítio ativo do carregador. Segundo Silveira e Malavolta (2000), um exemplo clássico é dado pelas altas doses de potássio no meio, inibindo a absorção de Ca e Mg, chegando muitas vezes a causar a deficiência desses dois nutrientes, com queda de produção.

Embora haja vários trabalhos realizados que comprovem a resposta positiva do eucalipto à adubação fosfatada, não se observaram correlações significativas entre o crescimento de eucalipto e os teores de P no solo. Kainer, Wadt e Staudhammer (2007) ao correlacionarem atributos químicos do solo com a produção de frutos da castanheira observaram correlação negativa entre o teor de P e a produção.

O enxofre apresentou correlação negativa na fazenda 1 com h, hdom e vol. Rocha et al. (2015) comentam que apesar de sua essencialidade às plantas, o S é pouco estudado em comparação com os outros elementos, como o N, P e o K, devido à baixa ou falta de resposta dos cultivos à aplicação desse nutriente via fertilizante. Segundo Alvarez et al. (2007), fornecendo apenas S a um solo com deficiência em P, a resposta das culturas pode até ser negativa, comprometendo algumas vias metabólicas na ausência de P. Segundo os autores, a deficiência em S ocorre, frequentemente, em solos arenosos e com baixos teores de matéria orgânica, principalmente, para as culturas mais exigentes neste nutriente, como as leguminosas, oleaginosas e crucíferas.

Dentre os micronutrientes estudados, o Zn apresentou correlação negativa com o volume nas duas fazendas e o Cu apenas na fazenda 1. Rodrigues et al. (2010) apontam que têm aumentado o aparecimento de sintomas de deficiência de micronutrientes na silvicultura, principalmente de B e, mais recentemente, de Cu e de Zn, sobretudo em áreas de Cerrado. No entanto, segundo Abreu, Lopes e Santos (2007) a deficiência desses micronutrientes está associado a pH maiores que 6,5. Silva et al. (2015) observaram redução em 35, 56, 60 e 81% na massa seca da parte aérea das mudas de *C. citriodora*, *E. saligna*, *E. grandis* e *E. dunnii*, respectivamente com o aumento das doses de zinco.

Entre os nutrientes analisados na relação solo:folhas observou-se correlação negativa entre pH:N (-0,42), indicando que quanto menor o pH do solo maior é a absorção de N. Segundo Cantarella (2007), quando o N é absorvido na forma de NH_4^+ provoca aumento da acidez. Além

disso, como o N é absorvido em grandes quantidades, a mudança de pH pode resultar no aumento ou na redução da disponibilidade de alguns elementos, como observado com o Al (0,36) e S (-0,42) na fazenda 1 e com Ca (-0,33) e Mg (-0,32) na fazenda 2. Segundo Alvarez et al. (2007) o equilíbrio entre as concentrações de N e S no solo e na planta reflete no crescimento e a adição de doses mais elevadas de um deles elementos pode levar à menor disponibilidade do outro.

O teor de matéria orgânica no solo apresentou correlação negativa com P (-0,45) e K (-0,36) na fazenda 1 e positiva com P (0,35), Ca (0,35) e Mg (0,50) na fazenda 2. A interação positiva com o Ca e Mg se deve provavelmente ao aumento da CTC do solo provocado pela MO, que contribui segundo Silva e Mendonça (2007) com 20 a 90% da CTC em solos minerais, proporcionando maior retenção de cátions. Já a correlação negativa encontrada com P e K na fazenda 1 pode estar relacionada ao pH do solo, uma vez que a MO pode apresentar comportamento acidificante e nessas condições, diminui principalmente, a disponibilidade de P. Entre os micronutrientes, observou-se correlação positiva da MO com Zn (0,36) e negativa com Mn (-0,51), ambos na fazenda 2, indicando que quanto maior o teor de MO, menor a absorção de Mn pelas plantas, corroborando com os resultados apresentados por Leite et al. (2003) onde o reduzido teor de MO e de pH foram favoráveis à absorção de Mn em Neossolo Quartzarênico. De acordo com Ernani (2016) isso ocorre, pois, muitos compostos orgânicos presentes no solo têm a habilidade de formar complexos estáveis com vários cátions metálicos, incluindo Fe, Cu, Zn, Mn e Al. Segundo o autor, a formação desses complexos organometálicos diminui a disponibilidade dos cátions complexados às plantas em função do decréscimo da atividade deles na solução do solo.

Na fazenda 1, observou-se aumento dos teores foliares de Ca, Mn e B à medida que se aumentou os teores de P e K no solo. A acidez potencial (Al+H) apresentou correlação positiva com o P (0,39) e com o Mg (0,44) e negativa com o B (-0,38), todas na fazenda 1. O mesmo comportamento foi observado para CTC que apresentou correlação positiva com P (0,38), com Mg (0,44) e negativa com B (-0,37).

Na fazenda 2 observou-se a interação negativa entre o teor de K no solo e a concentração foliar de P (-0,45) e Mg (-0,48). Oliveira, Carmello e Mascarenhas (2001) observaram em plantios de soja que o aumento do K disponível no solo intensificou o efeito competitivo sobre o Mg, diminuindo sua concentração na parte aérea.

Os únicos elementos que tiveram correlação significativa entre seus teores no solo e os teores foliares foram o S (-0,54) na fazenda 1 e Mn (0,42) na fazenda 2.

Na Tabela 12, estão apresentadas as equações de regressão linear múltipla ajustadas para estimar o volume de *E. benthamii* (variável dependente) em função dos demais atributos químicos do Cambissolo e teores de nutrientes foliares (variáveis independentes). Assim, nota-se que 22,00% ($R^2_{aj}=0,22$) da variação da produtividade pôde ser explicada pela variação dos teores de matéria orgânica na fazenda 1 (Tabela 12 -Equação 1). Na fazenda 2, os teores no solo de B, Ca, Mn e Zn e as concentrações foliares de N, P e Zn explicaram 62% da produtividade (Tabela 12 - Equação 2).

O efeito negativo da MO sobre o volume na fazenda 1 não significa que ela seja prejudicial ao desenvolvimento da floresta e sim, reflete a sua importância no sistema solo-planta, uma vez que interfere nas propriedades químicas e físicas do solo e inclusive na absorção de alguns nutrientes, conforme já discutido.

Tabela 12- Equações de regressão linear múltipla obtidas para estimar a produtividade de *E. benthamii* pelo método *Stepwise* a partir dos atributos do solo e teores foliares.

Equação	Equação de regressão	N	R^2_{aj}
1	$vol=218,82-9,28(MO)$	32	0,22*
2	$vol= 327,93-28,76 (B)-69,71(Ca)+0,96(Mn)-63,62(Zn)-36,97(N \text{ foliar}) +675,73(P \text{ foliar}) -8,57 (Zn \text{ foliar})$	39	0,62*

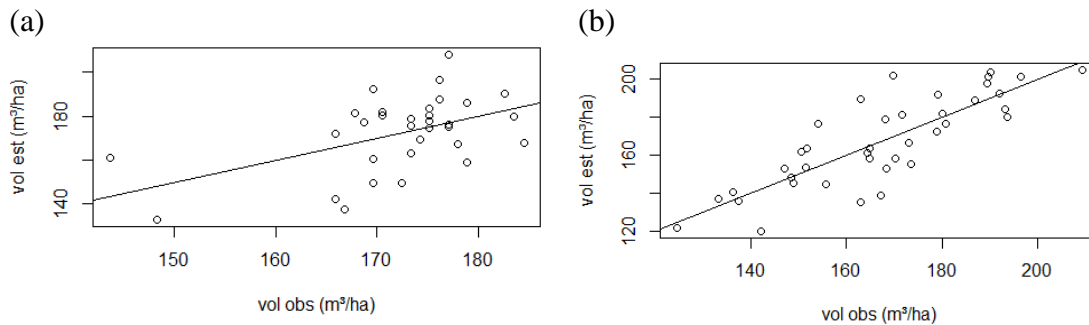
Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Na fazenda 2, apresentaram efeito negativo sobre o volume os teores de: B, Ca e Zn no solo e Zn foliar e N foliar; e diretos: Mn no solo e P foliar. O Ca e o Zn, embora tenham resultado em um efeito negativo sobre o volume, apresentaram teores foliares abaixo do recomendado para a cultura (Tabela 9). Para o Zn no solo, não há recomendação desse nutriente para a cultura do eucalipto apenas orienta-se a aplicação de 1,5 kg de Zn/ha em situações de baixa CTC ($<7,5 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) e baixo teor de matéria orgânica ($<2,5\%$). Rocha et al. (2013) avaliando o efeito de doses de fósforo (P) no crescimento de mudas de *E. urograndis*, observaram que o maior acúmulo de Zn na parte aérea ocorreu na dose de $3,9 \text{ mg planta}^{-1}$ de P e a partir desta dose, houve decréscimo. Comportamentos antagônicos entre Zn e P também foram observados em café (POZZA et al., 2009), orquídeas (NOVAIS et al., 2016); trigo (OVA et al., 2015). Para Marschner (2012), a interação fisiológica do P e do Zn parece inferir em um antagonismo mútuo toda vez que ambos os nutrientes excedem seus valores críticos. Araújo e Machado (2006) também comentam que na interação mais comum entre P e Zn, a adição de P diminui a concentração de Zn na parte aérea. Segundo os autores, isto ocorre quando os dois

nutrientes estão presentes na planta em teores limitantes e o fósforo adicionado dilui a quantidade de zinco, induzindo deficiência deste elemento.

A dispersão dos valores de volume estimados e observados do *E. benthamii* para cada fazenda é evidenciada na figura 8.

Figura 8- Diagrama de dispersão do volume ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) do *E. benthamii* observado (eixo X) e estimado (eixo Y) estabelecido pelo modelo de regressão na fazenda 1 (a) e na fazenda 2 (b).



Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Ressalta-se que, além do estágio nutricional, inúmeros outros fatores podem afetar a produtividade dos plantios de eucalipto. Por esse motivo, a obtenção de um conjunto de atributos químicos e foliares que explique 62% da produtividade pode ser considerado bastante satisfatório.

A partir dos parâmetros dos semivariogramas gerados, observou-se que Ca e N foliar apresentaram efeito pepita puro, indicando ausência total de dependência espacial (Tabela 13). De acordo com Guimarães (2004) esse comportamento indica que a distribuição espacial do atributo na área de estudo é homogênea, aleatória ou a malha amostral utilizada não possui pontos suficientes para detectar a dependência que, se existir, será manifestada a distâncias menores que o menor espaçamento entre amostras.

Os maiores coeficientes de regressão foram observados nos semivariogramas individuais da MO na fazenda 1 (0,95) e P foliar (0,97) e Zn foliar (0,94) na fazenda 2. Para os semivariogramas cruzados, o volume em função da MO na fazenda 1 ajustou o modelo com R^2 de 0,98 na fazenda 1 e na fazenda 2 de 0,79 com o teor de P foliar. O baixo coeficiente de regressão é decorrente da dispersão da nuvem de pontos em torno da reta ideal, conforme observado nos demais parâmetros dos semivariogramas ajustados (Tabela 13).

Tabela 13- Parâmetros dos semivariogramas simples e cruzados para os atributos do *E. benthamii* nas fazendas 1 e 2.

Atributos ^(a)	Parâmetros ^(b)							
	Modelo	C ₀	C ₀ +C	A ₀ (m)	R ²	SQR	IDE	Classe
Fazenda 1								
MO	esf	1,00E-03	0,74	164,00	0,95	2,60E-03	0,13	Forte
Vol=f (MO)	gau	-2,67	-11,35	266,60	0,98	0,22	23,52	Forte
Fazenda 2								
B	esf	1,00E-04	0,08	74,00	0,00	7,75E-03	0,12	Forte
Ca	EPP	-	-	-	-	-	-	-
Mn	esf	1,02	8,17	147,0	0,11	47,2	12,48	Forte
Zn	esf	1,00E-05	0,02	119,00	0,03	5,91E-04	0,04	Forte
N foliar	EPP	-	-	-	-	-	-	-
P foliar	gau	1,8E-04	2,4E-03	1021,0	0,97	1,44E-08	7,56	Forte
Zn foliar	gau	3,61	23,47	747,00	0,94	5,92	15,38	Forte
Vol=f (P foliar)	gau	-0,04	-0,23	324,00	0,79	0,01	16,90	Forte
Vol=f (Zn foliar)	esf	-0,03	-1,62	170,00	0,05	4,38	1,91	Forte

^(a) MO: matéria orgânica; vol: volume (m³ ha⁻¹) ^(b) esf: esférico; EPP: efeito pepita puro; gau: gaussiano; C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; A₀ (m): alcance; R²: coeficiente de determinação; SQR: soma do quadrado dos resíduos; IDE (%): índice de dependência espacial; Classe: considerada fraca dependência espacial (IDE > 75%), moderada (25% < IDE < 75%) e forte (IDE < 25%), de acordo com critério estabelecido por Cambardella et al. (1994).

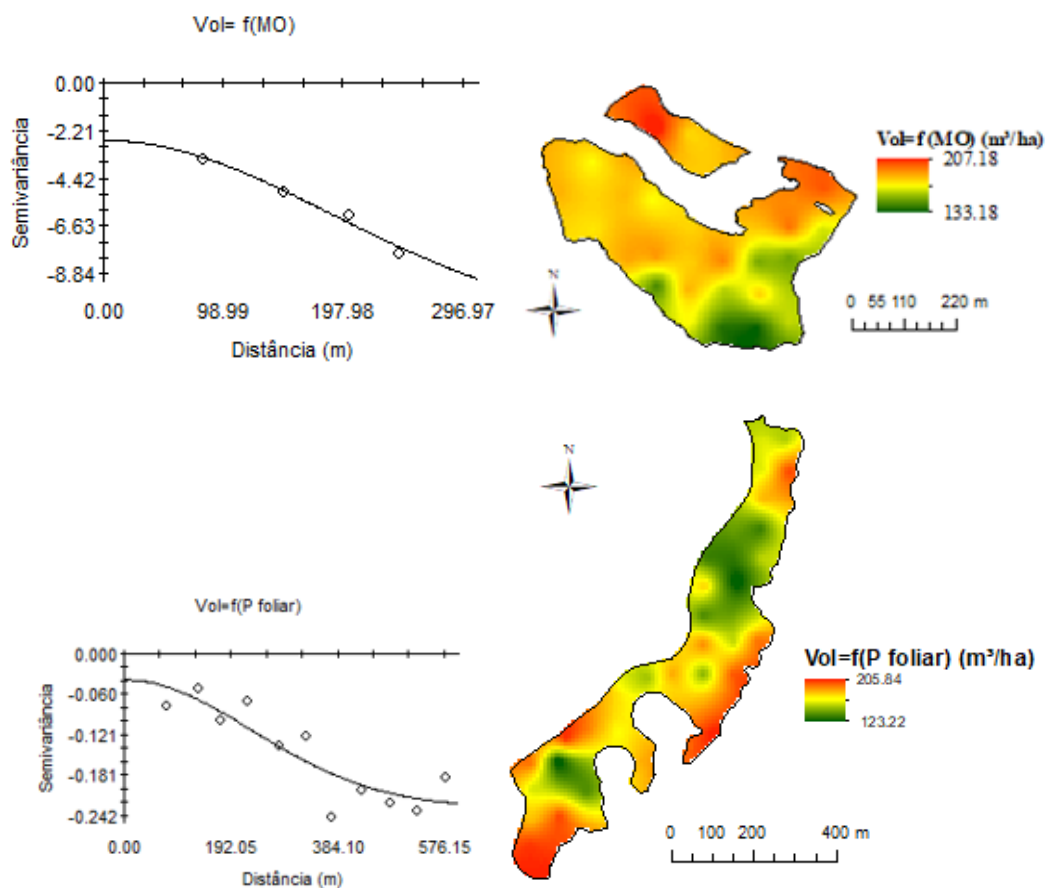
Fonte: elaborada pela autora, 2018.

A ausência de dependência espacial para a maioria das variáveis pode estar relacionada ao manejo de adubação adotado e/ou à amostragem utilizada. Para a primeira hipótese, podemos nos basear no estudo realizado por Corá et al. (2004), concluindo que o manejo no solo realizado ao longo do tempo alterou a dependência espacial dos atributos do solo na camada superficial de forma a diminuir a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. De acordo com os autores, áreas pedologicamente diferentes, quando submetidas ao mesmo manejo, podem apresentar-se semelhantes em seus atributos. Assim, a adubação homogênea dos talhões pode estar contribuindo para a ausência da variabilidade espacial para alguns nutrientes. Essa hipótese vai ao encontro da variabilidade espacial encontrada para o P. Além de sua aplicação ser manual e localizada, contribuindo para a geração de “manchas de fertilidade”, trata-se de um nutriente pouco móvel no solo, sendo comum a ocorrência de valores extremos no solo (VIEIRA et al., 2010). A segunda hipótese, que pode estar relacionada à ausência de dependência espacial, é a pequena amostragem utilizada. Na literatura variadas amostragens são relatadas, em estudos de dependência espacial envolvendo os atributos do solo. Dalchiavon et al. (2012) realizou, aproximadamente, 40 amostras por ha. Carvalho et al. (2012) construiu uma malha de 120 pontos em 3,5 ha, ou seja, 34 amostras por ha. Ortiz et al. (2006) encontrou dependência espacial para os atributos do solo utilizando amostragem de 50m x 50m, totalizando 4

amostras por ha. De acordo com o estudo realizado por Souza et al. (2014), a redução no número de pontos e o aumento do intervalo de amostragem resultou em aumento do efeito pepita e do alcance. Segundo os autores, isto está associado a uma menor porção da variabilidade associada à dependência espacial e menor detalhamento da variabilidade.

Os semivariogramas cruzados que apresentaram bons ajustes (Tabela 13) estão apresentados na figura 9, assim como o mapa de cokrigagem gerado.

Figura 9- Semivariogramas cruzados e mapas de cokrigagem do volume em função da matéria orgânica na fazenda 1 e do volume em função do teor de P foliar na fazenda 2.



Fonte: elaborada pela autora, 2018.

Os modelos teóricos que melhor se ajustaram à semivariância dos dados, foram o esférico e o gaussiano. De acordo com Bottega et al. (2013) esses modelos representam, respectivamente, baixa e elevada continuidade da variabilidade espacial.

Por terem revelado estreita relação espacial com o volume, a MO na fazenda 1 e o teor de P foliar na fazenda 2, tiveram bom desempenho no delineamento de zonas específicas de manejo do eucalipto. Assim, levando em consideração a estrutura de dependência espacial e se

a intenção for aumentar a produtividade, esses atributos podem ser utilizados como indicadores do volume e uma importante ferramenta para acompanhar a produção e obter uma predição precisa do volume de madeira da floresta.

4.4 CONCLUSÕES

Na análise conjunta dos nutrientes presentes no solo e nos teores foliares foi possível identificar aqueles que contribuíram significativamente no volume sendo a matéria orgânica o principal atributo na fazenda 1, responsável por 22% da variação e na fazenda 2 foram B, Ca, Mn e Zn no solo e Zn, N e P foliares, responsáveis por 62% da variação total.

Apesar dos talhões estudados serem semelhantes em relação ao material genético, idade e solo, os atributos que favoreceram a produtividade foram diferentes para as duas fazendas, indicando que o programa de adubação não deve ser o mesmo para todas as áreas da empresa.

O teor de matéria orgânica na fazenda 1 e o teor foliar de P na fazenda 2, por apresentarem dependência espacial com o volume de madeira, foram indicadoras de zonas específicas de manejo. Assim o uso da geoestatística mostrou ser eficiente na definição de zonas de manejo de *E. benthamii* em Cambissolo.

REFERÊNCIAS

- ABREU, C.A.; LOPES, A.S.; SANTOS, G. **Micronutrientes**. In: NOVAIS, R. F. et al. (Ed.). Fertilidade do solo. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p. 645-736, 2007.
- ALVAREZ, V. H. et al. **Enxofre**. In: NOVAIS, R. F. et al. (Ed.). Fertilidade do solo. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p. 595-644, 2007.
- ARAÚJO, A. P.; MACHADO, C. T. T. **Fósforo**. In: FERNANDES, M. S. (Ed.). Nutrição mineral de plantas. Viçosa: SBCS, 2006. p. 253-280
- BARROS, N.F.; NEVES, J.C.L.; NOVAIS, R.F. **Recomendação de fertilizantes minerais em plantios de eucalipto**. In: GONÇALVES, J.L.M.; BENEDETTI, V. (Eds). Nutrição e fertilização florestal. Piracicaba: IPEF, p. 270-283, 2005.
- BELLOTE, A.F.J.; DEDECEK, R.A. **Atributos físicos e químicos do solo e suas relações com o crescimento e a produtividade do *Pinus taeda***. Colombo: Embrapa Florestas, p.21-38. 2006. (Boletim de Pesquisa Florestal, 53)
- BELLOTE, A.F.J.; FERREIRA, C.A. **Nutrientes minerais e crescimento de árvores adubadas de *Eucalyptus grandis*, na região do cerrado, no Estado de São Paulo**. Boletim Pesquisa Florestal, 26/27: 17-65, 1993.
- BOGNOLA, I. A. et al. Influência de propriedades físico-hídricas do solo no crescimento de *Pinus taeda*. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 30, n. 61, p. 37-49, 2010.
- BOTTEGA, E. L. et al. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no Cerrado brasileiro. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013.
- BURNS, S. L. et al. Relationship between height growth and foliar nutrient N and P concentration in a *Eucalyptus grandis* plantation in northeastern Argentina. **Journal of Sustainable Forestry**, v.30, p. 313–320, 2011.
- CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.
- CANTARELLA, H. **Nitrogênio**. In: NOVAIS, R.F. et al. (Eds.). Fertilidade do solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p.375-470, 2007.

CARMO, C.A.F.S. et al. **Métodos de análise de tecidos vegetais utilizados pela Embrapa Solos**. Rio de Janeiro, Embrapa Solos, 2000. 41p.

CARVALHO, M.P. Produtividade de madeira do eucalipto correlacionada com atributos do solo visando ao mapeamento de zonas específicas de manejo. **Ciência Rural**, v.42, n.10, 2012.

CASTRO, A. F. N. M. et al. Correlations between age, wood quality and charcoal quality of *Eucalyptus* clones. **Árvore**, Viçosa, v.40, n.3, p.551-560, 2016.

CORÁ, J.E. et al. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **R. Bras. Ci. Solo**, v.28, p.1013-1021, 2004.

CQFS-RS/SC- Comissão de Química e Fertilidade do Solo –RS/SC. **Manual de calagem e adubação para os Estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina**. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. 2016. 376p.

DALCHIAVON, F. C. et al. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférrico sob Sistema Plantio Direto. **Revista Ciência Agronômica**, v.43, p. 453-461, 2012.

DELL, B.; MALAJACZUK, N.; GROVE, T.S. **Nutrient disorders in plantation Eucalypts**. Camberra: Australian Centre for International Agricultural Research, 1995. 104p.

DIAS, L. et al. Eficiência relativa de fosfatos naturais na adubação de plantio de mudas de *Eucalyptus dunnii* maiden e *Eucalyptus benthamii* maiden et cambagem em solo sem e com calagem. **Ciência Florestal**, 25 (1), p. 37-48, 2015.

ERNANI, P.R. **Química do solo e disponibilidade de nutrientes**. Lages: O Autor, 2016, 256p.

Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAO. Forest & Landscape Denmark – FLD. International Plant Genetic Resources Institute – IPGRI. Forest genetic resources conservation and management. Rome: International Plant Genetic Resources Institute; 2004.

GALVANI, F.; GAERTNER, E. **Adequação da metodologia Kjeldahl para determinação de nitrogênio total e proteína bruta**. EMBRAPA Pantanal - Circular Técnica 63, 2006.

GONTIJO, I. et al. Variabilidade e correlação espacial de micronutrientes e matéria orgânica do solo com a produtividade da pimenta do reino. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, MG, v. 36, n. 1, p. 1093-1102, 2012.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. Uberlândia: Universidade Federal de Uberlândia. 76 p. 2004.

GUIMARÃES, C.D.C.; FLORIANO, E.P.; VIEIRA, F.C.B. Limitações químicas ao crescimento inicial de *Eucalyptus saligna* em solos arenosos do Pampa Gaúcho: estudo de caso. **Ciência Rural**, v.45, p.1183-1190, 2015.

HIGA, R. C. V.; PEREIRA, J. C. D. Usos Potenciais do *Eucalyptus benthamii* Maiden et Cambage. Embrapa Florestas. **Comunicado Técnico**, 100, 4p, 2003.

IBÁ –Indústria Brasileira de Árvores. **Relatório IBA 2017**. São Paulo. 2017

KAINER, K.A.; WADT, L.H.O.; STAUDHAMMER, C.L. Explaining variation in Brazil nut fruit production. **Forest Ecology and Management**, v.250, p.244-255, 2007.

KUNKEL, M. L. et al. A simplified approach for estimating soil carbon and nitrogen stocks in semi-arid complex terrain. **Geoderma**, v. 165, p. 1–11, 2011.

LACLAU, J. P. et al. Influence of nitrogen and potassium fertilization on leaf lifespan and allocation of above-ground growth in *Eucalyptus* plantations. **Tree Physiology**, Dordrecht, v. 29, n. 1, p. 111-124, 2009.

LEGOAS, R. C. **Efeitos do potássio e do sódio no crescimento e nas propriedades do lenho de árvores de *Eucalyptus grandis* sob duas condições de regime hídrico**. Dissertação (Mestrado em Ciências, Programa Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, São Paulo, Piracicaba, 134 p, 2016.

LEITE, U. T. et al. Níveis críticos de boro, cobre, manganês e zinco em milho. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 19, n. 2, p. 115-125, 2003.

LEITE, F. P. et al. Nutrient relations during an *Eucalyptus* cycle at different population densities. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 35, p. 949-959, 2011.

LIMA, J.S.S. et al. Estimativa da produtividade de café conilon utilizando técnicas de cokrigagem. **Ceres**, Viçosa, v. 63, n. 1, p. 54-61, 2016.

LIMA, C.G.R. et al. Atributos físico-químicos de um Latossolo do cerrado brasileiro e sua relação com características dendrométricas do eucalipto. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v.34, n.1, p.163-173, 2010.

MALAVOLTA, E. **Elementos de nutrição mineral de plantas**. Piracicaba: Ceres, 251 p., 1980.

MARSCHNER, H. **Mineral nutrition of higher plants**. London, Academic Press, 651p, 2012.

MATOS, G. S. B. et al. Desenvolvimento inicial e estado nutricional de clones de eucalipto no nordeste do Pará. **Acta Amazonica**, Manaus, AM, v. 42, n. 4, p. 491-500, 2012.

MORALES, C. A. S. **Relação entre atributos do solo com a produtividade de *Pinus taeda***. Dissertação (Mestrado) - Universidade para o Desenvolvimento do Estado de Santa Catarina, Lages, 133 p, 2007.

MULLETTE, K.F.; HANNON, N.F.; ELLIOTT, A.G.L. Insoluble phosphorus usage by *Eucalyptus*. **Plant Soil**, Dordrecht, v. 41, n. 1, p. 199-205, 1974.

NOVAIS, S.V. et al. Phosphorus-Zinc Interaction and Iron and Manganese in Uptake in the Growth and Nutrition of *Phalaenopsis* (Orchidaceae). **R. Bras. Ci. Solo**, vol. 40, p. 1-10, 2016.

NOVAIS, R. F.; RÊGO, A. K.; GOMES, J. M. Níveis críticos de fósforo para eucalipto. **Árvore**, v. 6, n. 1, p. 29-37, 1982.

OVA, E.A. et al. High phosphorus supply reduced zinc concentration of wheat in native soil but not in autoclaved soil or nutrient solution. **Plant Soil**, v. 393, p. 147-162, 2015

OLIVEIRA, F.A.; CARMELLO, Q.A.C.; MASCARENHAS, H.A.A. Disponibilidade de potássio e suas relações com cálcio e magnésio em soja cultivada em casa-de-vegetação. **Scientia Agricola**, v.58, n.2, p.329-335, 2001.

ORTIZ, J.L. et al. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, v.72, p.67-79, 2006.

OSAKI, M. T.; WATANABE, T.; TADANO, T. Beneficial effect of aluminum on growth of plants adapted to low pH soils. **Soil Sci. Plant Nutr.**, v. 43, p. 551–563, 1997.

POZZA, A. A. A. et al. Adubação foliar de sulfato de zinco na produtividade e teores foliares de zinco e fósforo de cafeeiros arábica. **Acta Scientiarum**, v. 31, p. 49-57, 2009.

QUINTAL, E.B. Aluminum, a Friend or Foe of Higher Plants in Acid Soils. **Frontiers in Plant Science**, v. 8, 2017.

R Core Team (2017). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

RIGATTO, P. A.; DEDECEK, R. A.; MATTOS, J. L.M. Influência dos atributos do solo sobre a produtividade de *Pinus taeda*. **Árvore**, v.29, n.5, p.701-709, 2005.

ROBERTSON, G.P., 2000. **GS+: Geostatistics for the Environmental Sciences**. Gamma Design Software, Plainwell, MI.

ROCHA, J.B.O. et al. Efeito da calagem na nutrição mineral e no crescimento inicial do eucalipto a campo em Latossolo húmico da Zona da Mata (MG). **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 36, n. 80, p. 255-263, 2008.

ROCHA, J.H.T. et al. Produção e desenvolvimento de mudas de eucalipto em função de doses de fósforo. **Cerne**, Lavras, v. 19, n. 4, p. 535-543, 2013.

ROCHA, J.H.T. **Nutrição e fertilização com enxofre e uso de gesso em plantações de eucalipto**. Instituto de Pesquisas e estudos florestais (IPEF) - Circular Técnica 63, 2015.

RODRIGUES, F.A.V. et al. Disponibilidade de cobre para mudas de eucalipto em solos de cerrado. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v. 34, n. 6, p. 1923-1932, 2010.

SALVADOR, S.M. et al. Biomassa e estoque de nutrientes em plantios clonais de *Eucalyptus saligna* Smith. em diferentes idades. **Scientia Forestalis**, v. 44, n. 110, p.311-321, 2016.

SANTANA, R.C. et al. Alocação de nutrientes em plantios de eucalipto no Brasil. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 32, p. 2723-2733, 2008.

SCHONAU, A.P.G.; HERBERT, M.A. Relationship between growth rate and foliar concentration of nitrogen, phosphorus and potassium for *Eucalyptus grandis*. **South African forestry journal**, Pretoria, v.120, p. 19-23, 1982.

SGARBI, F. **Produtividade do *Eucalyptus sp.* em função do estado nutricional e da fertilidade do solo em diferentes regiões do Estado de São Paulo**. Dissertação Mestrado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, São Paulo. 114p., 2002.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete sample). **Biometrika**, Great Britain, v. 52, n. 3, p. 591-611, 1965.

SILVA, R. F. da. et al. Acumulação e translocação de zinco em mudas de espécies do gênero *Eucalyptus* e *Corymbia*. **R. Bras. Eng. Agríc. Ambiental**, v.19, n.11, p.1114–1120, 2015.

SILVA, S. A. et al. Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo. **Revista Ciência Agrônômica**, v. 41, n. 01, p. 1-8, 2010.

SILVA, I. R.; MENDONÇA, E. S. **Matéria orgânica do solo**. In: NOVAIS, R. F. et al. (Ed.). Fertilidade do solo. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, p. 275-374, 2007.

SILVA, I.R. et al. Responses of eucalypt species to aluminum: the possible involvement of low molecular weight organic acids in the Al tolerance mechanism. **Tree Physiology**, v.24, p.1267-1277, 2004.

SILVEIRA, R. L. V. A.; GAVA, J. L. **Nutrição e adubação fosfatada em eucalipto**. In: YAMADA, T.; ABDALLA, S. R. S. Fósforo na agricultura brasileira. Piracicaba: POTAFOS, p. 495-536, 2004.

SILVEIRA, R.L.V.A. et al. **Avaliação do estado nutricional do *Eucalyptus*: diagnose visual, foliar e suas interpretações**. In: GONÇALVES, J.L.M.; BENEDETTI, V. (Eds.). Nutrição e fertilização florestal. Piracicaba: IPEF, p.79-104, 2005.

SILVEIRA, R. L. V. A.; GAVA, J. L.; MALAVOLTA, E. O potássio na cultura do eucalipto. In: YAMADA, T.; ROBERTS, T. L. Potássio na agricultura brasileira. Piracicaba: POTAFOS, p. 523-590, 2005.

SILVEIRA, R.L.V.; MALAVOLTA, E. **Nutrição e adubação potássica em *Eucalyptus***. Informações Agrônômicas, n.91, p.1-12, 2000. (Encarte Técnico-Potafós).

SOUZA, H.P. **Nutritional characterization of *Eucalyptus benthamii* Maiden & Cambage in seed production area.** Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais e Engenharia Florestal) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2015.

SOUZA, Z.M. et al. Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.44, n.2, p.261-268, 2014.

STAHL, J. et al. Produção de massa seca e eficiência nutricional de clones de *Eucalyptus dunnii* e *Eucalyptus benthamii* em função da adição de doses de fósforo ao solo. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.23, n.2, p.287-295, 2013.

STAHL, J. **Resposta inicial de *Eucalyptus* spp. à adubação fosfatada e potássica no planalto sul catarinense.** Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) - Universidade do Estado de Santa Catarina, Lages, 2009.

TAHARA, K. et al. Role of aluminum-binding ligands in aluminum resistance of *Eucalyptus camaldulensis* and *Melaleuca cajuputi*. **Plant Soil**, v. 302, p.175-187, 2008.

TECCHIO, M.A. et al. Correlação entre a produtividade e os resultados de análise foliar e de sol oem vinhedos de Niagara Rosada. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 30, n. 6, p. 1056-1064, 2006.

TEIXEIRA, P. C. et al. *Eucalyptus* sp. seedling response to potassium fertilization and soil water. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 18, n. 1, p. 47-63, 2008.

VIEIRA, S.R. **Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo.** In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H. & SCHAEFER, G.R., eds. Tópicos em ciência do solo. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.1, p.1-54, 2000.

VIEIRA, S.R. et al. Variabilidade espacial dos teores foliares de nutrientes e da produtividade da soja em dois anos de cultivo em um Latossolo Vermelho. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 34, p. 1503-1514, 2010.

VIERA, M.; SCHUMACHER, M. Biomassa em monoespecíficos de Eucalipto e Acácia - negra e do milho em sistema agrossilvicultural. **Cerne**, Lavras, v. 17, n. 2, p. 259-265, 2011.

WADT, P.G.S. Nutritional status of *Eucalyptus grandis* clones evaluated by critical level and DRIS methods. **Revista Árvore**, v. 28, n.1, p.15-20, 2004.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A técnica de estatística multivariada – análise fatorial exploratória- foi eficiente para reduzir a dimensão dos dados e criar grupos (fatores) relacionados à fertilidade, acidez, estrutura e textura do solo.

A existência de dependência espacial, tanto para variáveis de solo quanto para variáveis dendrométricas, indica que é importante a delimitação de zonas de manejo e que as informações não devem ser analisadas com base somente na estatística clássica. A interpolação de valores em locais não amostrados é uma ferramenta útil para a tomada de decisões estratégicas.

A estatística clássica em conjunto com a geoestatística possibilitou a identificação de atributos do solo e teores de nutrientes foliares que favoreceram o aumento do volume em talhões de *E. benthamii*. Para a elaboração de modelos de predição de volume mais precisos, recomenda-se levar em consideração as características físicas do solo e variáveis climáticas do local. No entanto, à medida em que se aumenta o número de parâmetros de um modelo, a amostragem deverá ser mais densa e/ou realizada em talhões maiores.

Os resultados positivos encontrados para o Al merecem destaque e atenção em trabalhos futuros. Diferente do que se acredita, ele pode, através de relações indiretas com outros nutrientes ou com a biota, ser benéfico para a cultura do eucalipto. Trabalhos que contemplem o monitoramento em diferentes estágios de crescimento devem ser realizados a fim de esclarecer as interações que envolvem esse elemento.