UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS

ADILSON ALMEIDA DOS SANTOS

VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS DA SERINGUEIRA E SUA RELAÇÃO ESPACIAL COM ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

JERÔNIMO MONTEIRO – ES
2015

ADILSON ALMEIDA DOS SANTOS

VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS DA SERINGUEIRA E SUA RELAÇÃO ESPACIAL COM ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências para obtenção do Título de Mestre em Ciências Florestais na Área de Concentração Ciências Florestais.
Orientador: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima
Coorientador: Prof. Dr. Nilton Cesar Fiedler

JERÔNIMO MONTEIRO – ES
2015

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)
(Biblioteca Setorial de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

Santos, Adilson Almeida dos, 1986-
S237v Variáveis dendrométricas da seringueira e sua relação espacial com atributos químicos do solo/ Adilson Almeida dos Santos. – 2015.
79f. : il.

Orientador:Julião Soares de Souza Lima.
Coorientadores:Nilton Cesar Fiedler.
Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Agrárias.

1. Geologia – Métodos estatísticos. 2.Solos – Fertilidade. 3. Krigagem.4. Solos florestais. 5. Produção florestal. 6. Dependênciaespacial. I.Lima, Julião Soares de Souza.II.Fiedler, Nilton Cesar. III.Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências Agrárias. IV. Título.

CDU: 630

VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS DA SERINGUEIRA E SUA RELAÇÃO ESPACIAL COM ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

ADILSON ALMEIDA DOS SANTOS

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências para obtenção do Título de Mestre em Ciências Florestais na Área de Concentração Ciências Florestais.

Aprovada em 26 de Agosto de 2015

_____
Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima (Orientador)
Universidade Federal do Espírito Santo

_____
Prof. Dr. Samuel de Assis Silva (Membro externo)
Universidade Federal do Espírito Santo

_____
Prof. Dr. José Carlos Lopes (Membro interno)
Universidade Federal do Espírito Santo

Dedico este trabalho aos meus pais, Virgílio e Francisca, e à minha esposa, Joice, por todo amor e incentivo a mim oferecido no decorrer desta jornada.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar agradeço a Deus, que acima de tudo é o principal responsável por esta conquista, por me guiar e me fortalecer em todos os momentos.

Agradeço aos meus pais que sempre primaram por minha educação. Obrigado Sr. Virgílio e à Srª. Francisca (Chica) por terem me possibilitado estudar e por me apoiarem em minhas decisões, sendo sempre tão presentes.

Agradeço à minha esposa, Joice, pelo amor, companheirismo e paciência.

Agradeço à minha família e amigos pelos momentos compartilhados e pelo apoio prestado;

Não posso deixar de agradecer ao meu orientador, Professor Julião Soares de Souza Lima e ao meu coorientador, Nilton Cesar Fiedler, pela confiança e apoio.

Agradeço à Universidade Federal do Espírito Santo em especial ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Florestais, por ter me possibilitado a realização do mestrado em Ciências Florestais.

Agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Ensino Superior pela concessão da bolsa, fundamental para a realização do mestrado.

Por fim, agradeço a todos que de alguma forma contribuíram para o alcance desta importante conquista pessoal e profissional.

RESUMO

SANTOS, Adilson Almeida. **Variáveis dendrométricas da seringueira e sua relação espacial com atributos químicos do solo.** 2015. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Espírito Santo, Jerônimo Monteiro, ES. Orientador: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima. Coorientador: Prof. Dr. Nilton Cesar Fiedler.

A seringueira (*Hevea brasiliensis)* é a principal espécie produtora de uma das mais importantes *commodities* agrícolas: a borracha natural. Apesar da considerável importância deste produto, o cultivo de seringueira no Brasil é marcado por problemas relacionados ao manejo da cultura e incidência de pragas e doenças. O baixo conteúdo de nutrientes dos Latossolos e a alta suscetibilidade à erosão dos Argissolos, são tidos como alguns dos fatores limitantes da produção dos seringais brasileiros. Porém, tais problemas podem ser solucionados com fertilização por meio de adubação e adoção de práticas conservacionistas. Neste sentido, objetivou-se com este trabalho, avaliar a dependência espacial de variáveis dendrométricas da seringueira (clone Fx 3864) e de atributos químicos do solo. O estudo foi realizado na Fazenda Pedra Linda, no município de Nova Venécia – ES. O solo da área do experimento foi classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo, textura argilosa. As variáveis dendrométricas levantadas em campo, em três períodos diferentes, em 200 plantas de seringueira foram: circunferência da base do tronco (CBT), circunferência a altura do peito (CAP) e a altura das árvores (ALT). Buscando caracterizar a fertilidade do solo foram coletadas amostras, a uma distância de 0,50 m da planta na linha de cultivo, por meio de uma amostragem aleatória, composta por 60 pontos amostrais, nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m. Os dados foram analisados descritivamente, a as variáveis dendrométricas foram correlacionadas aos atributos do solo pela correlação linear de Pearson. Para verificar a existência e quantificar o grau de dependência espacial dos atributos e das variáveis estudadas, os dados foram submetidos a uma análise geoestatística, a partir do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas experimentais. Em análise das correlações, o K apresentou correlação significativa com todas as variáveis dendrométricas na terceira medição. Outro destaque foi a correlação entre P e todas as variáveis dedrométricas da segunda medição, à exceção da CBT. Todos os atributos estudados, à exceção do P na camada 0-0,20 m e CTC na camada 0,20-0,40 m apresentaram dependência espacial. Entre as variáveis dendrométricas apenas a CBT na terceira medição não apresentou dependência espacial. A geoestatística se mostra uma eficiente ferramenta para análise da distribuição espacial da fertilidade do solo e medidas dendrométricas da seringueira.

No entanto o número de amostra não foi suficiente para o estudo do fósforo, da CTC, na profundidade 0-0,20 m e CBT e DAP aos 24 meses da cultura.

Palavras-chave: geoestatística, fertilidade do solo, dependência espacial, krigagem

ABSTRACT

SANTOS, Adilson Almeida. **Dendrometric variables rubber and its spatial relationship with soil chemical properties.** 2015. Dissertation (Master's degree in Forest Sciences) – Federal University of Espírito Santo, Jerônimo Monteiro, ES. Advisor: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima. Co-advisor: Prof. Dr. Nilton Cesar Fiedler.

The rubber tree (*Hevea brasiliensis*) is the main species producing one of the most important agricultural commodities: natural rubber. Despite the considerable importance of this product, the rubber trees in Brazil is marked by problems related to the management of culture and incidence of pests and diseases. The low nutrient content of Latosols and high susceptibility to erosion of the ultisol, is seen as a limiting factor in the production of brazilian rubber. However, such problems can be solved with fertilization through fertilization and adoption of conservation practices. In this sense, the aim of this study was to evaluate the spatial dependence of variables dendrometric of rubber trees (hybrid Fx 3864) and soil chemical properties. The study was conducted in Fazenda Pedra Linda, in the municipality of Nova Venecia - ES. The soil of the experimental area was classified as Oxisol, clayey. The dendrometric variables raised in the countryside, in three different periods in 200 rubber plants were: circumference of the base of the trunk (CBT), circumference at breast height (CAP) and tree height (ALT). Seeking to characterize the fertility of the soil samples were collected through a random sample consisting of 60 sampling points at 0-0,20 m and 0,20-0,40 cm. Data were analyzed descriptively, to the dendrometric variables were correlated to soil attributes by Pearson correlation coefficients. To check and quantify the spatial dependence of the attributes and variables studied, the data were subjected to a geostatistical analysis from the theoretical adjustment functions to the models of experimental semivariogram. In analysis of correlations, K correlated significantly with all dendrometric variables in the third measurement. Another feature is the correlation between P and all variables dedrométricas the second measurement, except for the CBT. All attributes studied, except for the P in layer 0-20 cm CTC in the 20-40 cm layer showed spatial dependence. Among the variables just dendrometric CBT in the third measurement did not present spatial dependence. The geostatistical shown an effective tool for soil fertility analysis and dendrometric measures of rubber. However the sample number was not enough to match the study, the CTC, 0-0,20 m depth and CBT and DAP at 24 months of culture.

Keywords: geostatistics, soil fertility, spatial dependence, kriging

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Concentrações de nutrientes em folhas de seringueiras adultas com diferente nível de produtividade no estado de São Paulo. 21
Tabela 2 – Analise descritiva das variáveis dendrométricas da seringueira nos três períodos de medição, em Nova Venécia – ES. 43
Tabela 3 – Medidas descritivas dos atributos químicos do solo na área de seringueira, em Nova Venécia – ES. 46
Tabela 4 – Análise de correlação entre variáveis dendrométricas da seringueira e atributos químicos do solo em área de Latossolo Vermelho Amarelo, Nova Venécia – ES. 48
Tabela 5 – Modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonado ajustados aos dados químicos do solo em Latossolo Vermelho Amarelo cultivado com seringueira em Nova Venécia, ES, onde ($_1$) é a camada 0-0,20 m e ($_2$) a camada 0,20-0,40 m. 52
Tabela 6 – Erro médio quadrático (RMSE) e desvio das médias (MBE) na estimação de valores observados pelo método da validação cruzada. 59

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Distribuição espacial e parâmetros do semivariograma. 24
Figura 2 – Localização da área de estudo no município de Nova Venécia, ES. 33
Figura 3 – Malha amostral para determinação das variáveis dendrométricas (A) e dos atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m (B). 35
Figura 4 – Gráfico box-plot das variáveis CBT e CAP nas três medições para a seringueira. 40
Figura 5 – Gráfico box-plot das variáveis ALT e VOL nas três medições para a seringueira. 41
Figura 6 – Histogramas da altura (ALT3), Circunferência a Altura do Peito (CAP3) e Volume (VOL3) na terceira medição para a seringueira. 42
Figura 7- Histograma da distribuição do DAP da seringueira na terceira medição. 44
Figura 8 – Mapas da distribuição espacial do diâmetro a altura do peito DAP1 e DAP2. 54
Figura 9 – Mapas da distribuição espacial da circunferência da base do tronco CBT1 e CBT2. 55
Figura 10 – Mapas da distribuição espacial da circunferência a altura do peito CAP1, CAP2 e CAP3. 55
Figura 11 – Mapas da distribuição do volume VOL1, VOL2 e VOL3. 55
Figura 12 – mapas da distribuição espacial da altura das árvores da seringueira. 56
Figura 13 – Mapas da distribuição espacial da MO e do pH. 56
Figura 14 – Mapas da distribuição espacial do P e do K. 57
Figura 15 – Mapas da distribuição espacial do Ca e Mg. 57
Figura 16 – Mapas da distribuição espacial do Al e SB. 58
Figura 17 – Mapas da distribuição espacial do H+Al e da CTC. 58
Figura18 – Mapas da distribuição espacial de V e de m. 58
Figura 1A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* da matéria orgânica (MO) e do pH. 74
Figura 2A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do P e Ca. 74
Figura 3A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do Mg e Al. 74
Figura 4A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do H+Al e SB. 75
Figura 5A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* da CTC e m. 75
Figura 6A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do K e do V. 75

Figura 1B – Semivariograma escalonado pela variância para o volume (VOL) das árvores de seringueira. 76
Figura 2B – Semivariograma escalonado pela variância para a altura (ALT) das árvores de seringueira. 76
Figura 3B – Semivariograma escalonado pela variância para a circunferência à altura do peito (CAP) das árvores de seringueira. 76
Figura 4B – Semivariograma escalonado pela variância, para circunferência da base do tronco CBT) e diâmetro a altura do peito (DAP) das árvores de seringueira. 77
Figura 1C – Semivariograma escalonado para MO, pH e P. 78
Figura 2C- Semivariograma escalonado para K, Ca e Mg. 78
Figura 3C – Semivariograma escalonado para Al, SB e H+Al. 79
Figura 4C – Semivariograma escalonado para CTC, V e m. 79

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO 11
1.1 HIPÓTESE 13
1.2 OBJETIVOS 13
1.2.1 Objetivo geral 13
1.2.2 Objetivos específicos 13
2 REVISÃO DE LITERATURA 14
2.1 A PRODUÇÃO DE BORRACHA NATURAL 14
2.2 A SERINGUEIRA NO ESPIRITO SANTO 18
2.3 EXIGÊNCIA NUTRICIONAL DA SERINGUEIRA 20
2.4 A GEOESTATÍSTICA 22
2.4.1 Semivariogramas 23
2.4.1.1 Escalonamento do semivariograma 26
2.4.2 Krigagem 26
2.4.3 Cokrigagem 27
2.5 ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS FLORESTAIS 29
2.6 AMOSTRA E MÉTODOS DE AMOSTRAGEM 30
2.6.1 Amostragem aleatória simples 31
2.6.2 Amostragem aleatória estratificada 31
2.6.3 Amostragem sistemática 31
3 MATERIAL E MÉTODOS 32
3.1 LOCALIZAÇÃO DO EXPERIMENTO 32
3.2 MATERIAL CLONAL 33
3.2.1 Preparo do solo e transplantio das mudas 34
3.3 MALHA AMOSTRAL 35
3.4 VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS DA SERINGUEIRA (CLONE FX 3864) 35
3.5 ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO 36
3.6 ANÁLISE EXPLORATÓRIA E DESCRITIVA DOS DADOS 36
3.7 ANÁLISE ESPACIAL 38
3.8 DESEMPENHO DA INTERPOLAÇÃO 39
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO 40
4.1 ANÁLISE DESCRITIVA 40
4.1.1 Variáveis dendrométricas 40
4.1.2 Atributos químicos do solo 44
4.2 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO 47
4.2.1 Variáveis dendrométricas e atributos químicos do solo 47
4.2.2 Atributos químicos nas duas camadas de solo 49
4.3 ANÁLISE ESPACIAL 49
4.3.1 Mapas das variáveis dendrométricas 54
4.3.2 Mapas dos atributos químicos do solo 56
4.3.3 Erros de estimativa 59
5 CONCLUSÕES 59
6 REFERENCIA BIBLIOGRÁFICA 60
APÊNDICES 73
APÊNDICE A 74
APÊNDICE B 76
APÊNDICE C 78

1. INTRODUÇÃO

A borracha natural é um dos principais *commodities* agrícolas, sendo matéria-prima utilizada, e às vezes insubstituível, na produção de diversos produtos necessários ao bem-estar humano. Pereira et al. (2000) e Gouvêa (2009) afirmam que a seringueira [*Hevea brasiliensis* (Willd. ex Adr. de Juss.) Muell-Arg.] é a principal fonte de borracha natural cultivada no mundo, seja por meio de variedades silvestres ou de materiais resultantes da hibridização ou de outros processos de melhoramento.

Apesar da considerável importância em diversos segmentos da indústria, a produção e o comércio de borracha natural, nas últimas décadas, foi marcada por diversos momentos de declínio da produção ou desvalorização do produto, tanto em escala regional quanto global.

Destacam-se como fatos determinantes da oscilação na produção e no preço da borracha, entre outros, o início do cultivo de seringueira em países asiáticos (TOCANTINS, 2001), com consequente redução da competitividade do produto brasileiro; e a devastação de seringais pela doença mal-das-folhas, provocada pelo fungo *Microcyclus ulei* (TOCANTINS, 1960).

No entanto, nas últimas décadas, a doença mal-das-folhas, foi controlada no país, a partir da alteração geográfica das áreas de cultivo da seringueira, do desenvolvimento de materiais vegetais resistentes à doença e a adoção de novas práticas de manejo mais apropriadas ao seu cultivo.

Tal situação, no entanto, não foi capaz de resolver o problema da baixa produção de borracha no país. Atualmente, após diversas crises na cadeia da borracha, a produção de borracha natural no Brasil ainda passa por dificuldades por não ser capaz de suprir a demanda interna, em sua totalidade, devido, principalmente, à persistência de alguns fatores limitantes da produção. De acordo com IRSG (2012), no atual cenário da produção de borracha natural, o Brasil é um franco importador do extrativo, não sendo sua produção suficiente ao consumo interno.

A maior limitação da produção dos seringais brasileiros é o baixo conteúdo de nutrientes dos Latossolos e a alta suscetibilidade à erosão dos Argissolos, porém, tais problemas podem ser solucionados com fertilização por meio de adubação e da adoção de práticas conservacionistas (CENTURION et al., 2005).

Os fatores de formação do solo atuam e variam de acordo com a escala de trabalho, fazendo com que os atributos do solo tenham uma estruturação espacial (GRECO; VIEIRA, 2005), e contribuam para possível estrutura espacial dos dados das plantas de determinada área. Quando os dados apresentam tal comportamento, existe dependência espacial entre as amostras vizinhas, o que justifica o uso da geoestatística, como forma de se obter resultados regionalizados para as variáveis em estudo, possibilitando maior eficiência na distribuição de nutrientes, pela adubação, e na adoção de práticas de manejo.

Lima et al. (2010), em análise da relação entre os atributos físico-químicos do solo e características do eucalipto, notaram grande dependência espacial do perímetro à altura do peito, volume de madeira, altura das árvores, matéria orgânica do solo e pH, utilizando a cokrigagem como método de interpolação.

Roque et al. (2006), verificando a variabilidade espacial da produtividade da borracha seca (BS) e do perímetro do tronco (PT) de dois clones de seringueira em um Argissolo Vermelho-Amarelo, constataram que ambas variáveis possuíam dependência espacial, a partir do ajuste do modelo esférico para a produtividade e do modelo exponencial para o perímetro do tronco, na análise geoestatística.

A variabilidade espacial em solos é resultante da interação entre vegetação e o processo de sua formação, sendo a dependência espacial de cada atributo variável dentro do mesmo tipo de solo e entre tipos diferentes. Portanto, há a necessidade de se conhecer a variabilidade espacial para diferentes culturas, implantadas em diferentes tipos de solos como forma de entender a distribuição de nutrientes assim como a produtividade de culturas florestais e agrícolas.

O estudo da variabilidade espacial de atributos relativo às plantas, dos atributos do solo e das principais limitações à produção de uma determinada área ou região, torna-se essencial quando se tem como objetivo o manejo racional do solo, evitando a exaustão química e a degradação dos atributos físicos, visando à máxima produtividade sustentável (ORTIZ, et al., 2006), podendo ainda reduzir os custos de amostragem e análises.

1.1 HÍPOTESE

As variáveis dendrométricas da seringueira (clone Fx 3864), tais como: circunferência da base do tronco (CBT), diâmetro a altura do peito (DAP), altura das árvores (ALT) e volume (VOL), nas camadas 0-0,20 e 0,20-0,40 m, têm correlação espacial com os atributos químicos do solo.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo geral

Analisar a variabilidade espacial de variáveis dendrométricas da seringueira (clone Fx 3864), no estádio inicial de desenvolvimento, e de atributos químicos do solo e suas correlações, em uma área de Latossolo Vermelho-Amarelo em Nova Venécia-ES, como forma de subsidiar o manejo da cultura da seringueira e otimizar a produção.

1.2.2 Objetivos específicos

- Determinar a dependência espacial da circunferência da base do caule (CBC); diâmetro à altura do peito (DAP); circunferência à altura do peito (CAP); altura das árvores (ALT) e do volume das árvores (VOL) em três épocas de medições;
- Descrever a dependência espacial dos atributos químicos do solo (pH, P, K, Ca, Mg, Al, H+AL, SB, CTC, V e m) nas camadas 0-0,20 e 0,20-0,40 m;

- Correlacionar as variáveis dendrométricas em três medições com os atributos químicos do solo;
- Construir mapas temáticos por krigagem ordinária para as variáveis da seringueira e os atributos químicos do solo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 A PRODUÇÃO DE BORRACHA NATURAL

A seringueira [*Hevea brasiliensis* (Willd. ex Adr. de Juss.) Muell.-Arg.], Euphorbiaceae, nativa da região amazônica é tida como a principal fonte de borracha natural do mundo, devido principalmente à qualidade superior ao produto sintético, produzido a partir da polimerização de diferentes monômeros (IAC, 2002; GOUVÊA, 2009), e a magnitude do seu uso (PEREIRA et al., 2000; IAC, 2002; D'AGOSTINI et al., 2003; MARQUES; GONÇALVES; GALVEAS, 2007; COELHO JUNIOR et al., 2009;). É certo que outras espécies também produzam látex, porém diferem-se da *H. brasiliensis*, seja pela ocorrência geográfica da espécie, ou pela abundância e qualidade do extrativo (ANTONIO FILHO, 2013).

De acordo com D' Agostini et al. (2003) e Antonio Filho (2013), as primeiras informações sobre a principal fonte de borracha natural do mundo, a seringueira, chegaram à Europa na última década do século XV, de forma ainda incipiente, como resultado da segunda viagem de Cristóvão Colombo ao Novo Mundo. Em meados do século XVIII informações mais detalhadas sobre a borracha natural foram apresentadas à Academia de Ciência de Paris, pelo cientista Charles Marie de La Condamine, que relatou dentre outros fatos o uso de tal produto por índios e portugueses. Segundo Tocantins (1960), há também relatos de autores europeus como Anghiera (1525), Sahagum (1529), Oviedo (1536) e Torquemada (1615) sobre o uso da borracha natural pelos nativos da região descrita como Novo Mundo.

D’Agostini et al. (2003) assinalaram que apesar de toda vigilância dos portugueses em não permitir a saída do produto da seringueira, pelos estrangeiros, datam-se de 1800, exportações clandestinas da borracha. No entanto, somente em 1808 com a abertura no comércio internacional, a borracha passou a ter espaço no mercado mundial. Inicialmente a borracha brasileira era exportada na forma de manufaturados, sendo estes, em seguida deixados de lado, para a comercialização direta da borracha bruta (TOCANTINS, 2001).

Até o início da exploração comercial da borracha, a região amazônica era tida como centro fornecedor de algumas especiarias, animais, plantas cultiváveis e uma terra envolta em fantasias, para aqueles que a idealizavam de longe. Desse modo, apenas com o advento da borracha a região passou a experimentar um aspecto dinâmico de realizações sociais e passou a ser reconhecida mundialmente como *the land of rubber* (a terra da borracha), pela produção de uma das mais notáveis matérias primas ofertadas à humanidade (TOCANTINS , 1960).

Em 1823 o escocês Mackintosh aperfeiçoou as descobertas dos franceses e montou a primeira fábrica de impermeáveis de borracha (DEAN, 1989). Além disso, em 1839, Goodyear desenvolveu o processo de vulcanização e, em 1888 John Boyd Dunlop descobriu o pneumático. Tais feitos intensificaram a exploração de árvores silvestres produtoras de borracha e alavancaram a produção e exportações brasileiras do produto (ANTONIO FILHO, 2013).

Já em 1876, os ingleses contrabandearam sementes de *H. brasiliensis* da Amazônia para o Jardim Botânico de Londres. De certo, por meio de enxertos, desenvolveram variedades mais resistentes, que posteriormente foram enviadas para suas colônias na Ásia – Malásia, Ceilão e Cingapura – dando início a exploração intensiva da borracha natural (DEAN,1989).

Ademais, tal fato, principiou o declínio da economia da borracha na Amazônia. Experimentos científicos nos seringais do Sri Lanka, Tailândia, Indonésia, e principalmente na Malásia, desenvolveram formas de plantios de *H. brasiliensis* em escalas industriais, adotando um processo produtivo mais racionalizado nas fazendas, onde as seringueiras se localizavam próximas umas das outras, reduzindo o tempo de deslocamento para a extração do látex, possibilitando assim, maior controle sobre as plantações e, consequentemente, a redução dos custos produtivos e sociais (WOLFF, 1999).

Como resultado desta ofensiva, a produção asiática da borracha, que em 1905 era de 171 toneladas, enquanto o Brasil atingia 35.000 toneladas produzidas, ultrapassou a produção brasileira em 1913, atingindo 47.618 toneladas. Em continuidade à agressiva

produção de borracha natural, seis anos depois a Ásia alcançou a cifra de 381.860 toneladas, enquanto a produção brasileira permanecia praticamente estagnada em 34.285 toneladas (WOLFF, 1999).

Até a primeira década do século XX, a Amazônia vivenciou um período de altos preços da borracha e de desenvolvimento, principalmente da cidade de Manaus; construção de ferrovia para escoamento da produção; alta taxa de migração de mão de obra, principalmente do nordeste do país; e de efetivo controle da posse das terras e florestas do Acre, por parte do Brasil. No entanto, a brusca queda do valor de mercado da borracha, entre os anos de 1910 e 1920, obrigou os produtores a vender toda a sua produção por valores muito abaixo do custo de produção. Além disso, promoveu o endividamento do governo, que estocava a borracha com o intuito de elevar os preços do produto. Com isso, ocorre o fim do ciclo da borracha no Brasil, promovendo uma grave crise na região amazônica (D'AGOSTINI, 2013).

Com o fim do monopólio brasileiro do mercado da borracha natural, devido à explosiva ascensão asiática no setor, os ingleses, principais responsáveis pelo cultivo da seringueira na Ásia, buscavam formas de controlar o preço do produto, principalmente no período de quedas dos preços, decorrente da Primeira Guerra Mundial. A tentativa de controle dos preços, pelos ingleses, fez com que fabricantes americanos, estimulados pelo governo, iniciassem projetos de cultivo da seringueira, como forma de atender a demanda de suas indústrias (GRANDIN, 2010).

Entre os anos de 1927 e 1928, Henry Ford, americano, fabricante de veículos automotores, conseguiu do governo brasileiro a concessão de uso de mais de um milhão de hectares de terra no centro da Amazônia, livre de impostos de exportação e outros custos. Daquela concessão nascia o "projeto Ford", que visava produzir borracha natural para suprir a demanda da fábrica americana, situada em Detroit (D'AGOSTINI, 2013).

No ano de 1928, com a chegada dos navios americanos deu-se início a construção do povoado de Fordlândia, que logo se tornara cidade; e do plantio da seringueira, na área recentemente desmatada. O projeto que despertava na população a esperança de progresso para aquela região empobrecida começara a ser posto em prática. No entanto, marcado por protestos trabalhistas e pelo ataque do fungo *Microcyclus ulei,* que devastou os plantios realizados de forma adensada, o Projeto Ford foi abandonado pelos americanos em 1945 (GRANDIN, 2010).

Com o início da Segunda Guerra Mundial o mercado da borracha no Brasil ganhou uma sobrevida, no entanto, ao fim deste evento conflitoso o produto brasileiro logo perdeu

espaço, com a retomada da exploração e exportação da borracha asiática, predominante até os dias atuais.

Dados do International Rubber Study Group (2012) classificam o continente Asiático como líder mundial na produção de borracha natural, sendo a Tailândia, Indonésia, Malásia e Índia os principais produtores. Tais países, juntos, produzem aproximadamente 70% de toda borracha natural produzida no mundo. A china, também no continente asiático é maior consumidor do produto, consumindo anualmente 35,01% de toda a produção mundial.

O crescimento da indústria brasileira, principalmente, a automobilística e a farmacêutica, tem aumentado a demanda interna por borracha natural (MORENO et al, 2013). Devido à importância estratégica da borracha natural para o país, na década de 70, o Governo Federal criou o Programa de Incentivo à Produção de Borracha Natural (PROBOR), que tinha como objetivo reduzir a dependência das importações do produto em consequência da queda da produção nacional e do aumento da demanda por parte das indústrias (HAAG et al., 1986). No entanto, até os dias atuais, o Brasil ainda recorre ao mercado externo para suprir a demanda pela matéria-prima.

Nada obstante, atualmente a produção de borracha no Brasil, em relação às últimas décadas, tem aumentado consideravelmente (IBGE, 2013), estimulada pelo aumento da competitividade do produto interno (GAMEIRO, 2003), pela alteração geográfica das áreas de produção (PILAU et al., 2007), e principalmente devido a programas privados e públicos de incentivo e fomento ao cultivo (OLIVEIRA; CARMO; CRUZ, 2009; SOUZA, 2010; INCAPER, 2012; SILVA, 2013).

De acordo com Pilau et al. (2007), a *H. Brasilienses* tem como uma das principais características a grande capacidade de adaptação às diversas condições climáticas, já que tal espécie, de ocorrência natural entre as latitudes de 3°N e 15°S tem sido cultivada comercialmente desde a latitude 22°N, na Ásia, até 25°S, no Brasil.

A borracha, até a década de 60, produzida basicamente na Amazônia, hoje é produzida pelos plantios localizados além de outros, nos estados de São Paulo, Bahia, Paraná, Minas Gerais, Pernambuco, Mato Grosso, Maranhão e Espírito Santo (IBGE, 2014), utilizando-se clones resistentes ao mal-das-folhas, e em áreas de escape da doença causada pelo fungo *Microcyclus ulei*, a principal praga de algumas espécies do gênero *Hevea* (GASPAROTTO et al.,1984; SILVEIRA; FURTADO, 1995; MATOS et al., 2003).

2.2 A SERINGUEIRA NO ESPIRITO SANTO

A cultura da seringueira foi introduzida no Espírito Santo na década de 60, tendo se expandido a partir do ano de 1979, com o ingresso do estado no Programa de Incentivo à Produção de Borracha Natural (Probor II), do Governo Federal, momento também em que os primeiros trabalhos de pesquisa começaram a ser realizados (ESPÍRITO SANTO, 2013).

O estado do Espírito Santo é o 4º maior produtor de borracha do país, com uma produção de 11.500 toneladas de borracha produzida em uma área de 12.270 hectares plantados, o que representa 4,4% da produção total nacional (IBGE, 2014). O cultivo da seringueira tem se mostrado uma alternativa econômica viável para os produtores rurais do estado, seja pelo plantio individualizado ou por consórcios com outras espécies, como cacau, pimenta-do-reino e café (ESPÍRITO SANTO, 2013).

De acordo com Camargo, Marin e Camargo (2003), em zoneamento climático realizado para a cultura da seringueira no Brasil, as áreas aptas ao cultivo da seringueira, no estado do Espírito Santo, situam-se no Sudoeste do estado, enquanto todo o Norte do estado é considerado como área apta, desde que o cultivo seja feito com variedades resistentes ao mal-das-folhas e se evite áreas muito baixas.

Silva et al. (2013) constataram que o Espírito Santo possui 27,45% do território com aptidão edafoclimática para o cultivo da seringueira, e com baixo risco de ocorrência da doença mal-das-folhas, constituindo-se assim em "áreas de escape".

"Áreas de escape" ao mal-das-folhas são áreas onde o período seco dura pelo menos por três meses, com precipitação inferior a 60 mm, e onde o período de troca foliar é reduzido e ocorre baixa duração de molhamento dos folíolos (ALVARENGA; CARMO, 2008). Além disso, nestas áreas a temperatura média no mês mais frio fica abaixo de 20 °C e as pústulas do fungo causador da doença deixam de esporular (CAMARGO; MARIN; CAMARGO, 2003).

Segundo Gasparotto et al. (1984), mesmo em área de escape da doença mal-das-folhas, é muito importante a escolha dos clones a serem cultivados. Somente aqueles que têm senescências em curto período de tempo na época mais fria e seca do ano deveriam ser escolhidos para o plantio, pois a senescência de clones em períodos inapropriados pode favorecer o desenvolvimento da doença.

Apesar da maior parte dos clones de seringueira apresentar resistência completa a determinados isolados do agente causador do mau-das-folhas, *M. ulei*, estes podem ser susceptíveis a outros isolados do mesmo agente (JUNQUEIRA et al., 1998).

Para o estado do Espírito Santo, os clones apropriados e recomendados a partir de ensaios do Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (Incaper), estão divididos em três classes: Classe 1 – Clones reconhecidamente de bom desempenho em muitos locais, mas que não deve exceder 50% da área para pequenos e médios seringais – Fx 3864, RRIM 600; Classe 2 – Clones de bom desempenho comprovado ao longo do tempo e que devem ser plantados em combinações de três – PR 261, PR 255,1GT 1, PR 261, PB 235, RRIM 600, RRIM 938, RRIM 937, IRCA III, IAN 873, IAC 40, IAC 35; Classe 3 – Clones recentemente implantados no estado do Espírito Santo e recomendados para plantio em todos os municípios do estado em até 15% da área total de plantio – PB 311, PB 254, PB 312, PB 314, PB 355, RRIM 710, RRIM 711, RRIM 713, RRIM 714, RRIM 729, RRIM 901, RRIM 908, RRIM 919, IRCA 18, RRIC 100, RRIM 911, PB 350, IRCA 22, IRCA 27, RRII 105, RRIM 805 (MARQUES; GOLÇALVES; GALVEAS, 2007).

O fator que normalmente influencia a produtividade de um seringal é o clone a ser plantado. A escolha certa da planta matriz e, consequentemente, do seu clone deve propiciar alta produção durante os primeiros anos de sangria, mantendo-se constante por todo o período de exploração do látex.

De acordo com o IAC, o Fx 3864 é um clone secundário desenvolvido pela Companhia Ford, resultante do cruzamento dos clones primários PB 86 x FB 38. De caule reto, mostra-se vigoroso antes e depois do início da exploração, no Sul da Bahia. A espessura da casca virgem é moderada, com regeneração acima da média. A produção, nos primeiros dois anos, é moderada, tornando-se elevada ao final de nove anos, embora com mediana redução na senescência. Seus principais caracteres secundários são baixo índice de quebra pelo vento e seca do painel, além de boa tolerância ao mal-das-folhas. Este material apresenta produção médias aos 4 anos, entre 1.400 kg ha^{-1} ano^{-1} e 1.710 kg ha^{-1} ano^{-1} de borracha seca, em diferentes sistemas.

2.3 EXIGÊNCIA NUTRICIONAL DA SERINGUEIRA

É certo que variedades e clones de seringueira respondem diferentemente ao manejo adotado (CENTURION et al., 2005), e fatores relacionados ao solo e ao clima afetam componentes vegetativos dos materiais (PUSHPARAJAH, 1983; TERRA, 2012). Portanto, há a necessidade de se conhecer as exigências nutricionais de cada variedade e as características do solo das áreas de plantio.

Carmo e Figueiredo (1985) observaram que a seringueira se desenvolve melhor em Latossolos do que em Argissolos, pois os Argissolos apresentam horizonte subsuperficial que dificulta o desenvolvimento radicular, são mais rasos, além do relevo, que é mais acidentado e desuniformidade nas superfícies. Quanto às características físicas, os clones de seringueiras são mais adaptados aos solos mais profundos com boa aeração permeabilidade e de textura média a argilosa, evitando-se sempre solos arenosos ou muito argilosos (PEREIRA; PEREIRA, 2001).

O conhecimento das exigências nutricionais da seringueira é um requisito para o alcance de maior produtividade (VIÉGAS, 1982; BATAGLIA; CARDOSO; CARRETERO, 1988). De acordo com Haag et al. (1986), o conceito de que a seringueira é pouco exigente em nutrientes, é falso. Bataglia, Cardoso e Carretero (1988), avaliando o estado nutricional de 40 seringais em produção, instalados em diversas regiões edafoclimáticas paulistas, constataram que as produtividades mais elevadas de alguns seringais foram associadas com níveis mais altos de N e K nas folhas, com provável influência dos baixos níveis de P, tanto nas folhas como nos solos, na produtividade.

No entanto, Reis e Cabala-Rosand (1988) em avaliações da influência do fósforo na produção da borracha e recuperação da casca, após sangria, verificou que este nutriente não influencia no aumento da produção, mas proporciona um efeito sobre a renovação da casca. O que se justifica pela relevância do P nas reações bioquímicas do metabolismo de carboidratos, atuando na respiração, divisão celular e desenvolvimento de tecidos meristemáticos (ALVES; VENTORIM, 1991).

Domingues (1994), ao realizar um levantamento nutricional de seringais localizados no estado de São Paulo, constatou em todos os seringais estudados, elevada acidez e baixos teores dos nutrientes P, K, Ca Mg e baixa saturação por bases dos solos. Constatou-se ainda, que os seringais cultivados em solos com saturação por bases superior a 50% apresentavam um maior incremento anual do perímetro do caule.

Bataglia et al. (1988) ao estudarem a concentração de nutrientes em função da produtividade, em seringais adultos no estado de São Paulo, encontraram valores diferenciados (Tabela 1), com os níveis de N e K diferindo estatisticamente para os dois níveis de produtividade analisados.

Tabela 1 – Concentrações de nutrientes em folhas de seringueiras adultas com diferente nível de produtividade no estado de São Paulo.

Produtividade	N	P	K	Ca	Mg	S	B	Cu	Fe	Mn	Zn
kg ha^{-1}	---------- g kg^{-1} ----------						---------- mg kg^{-1} ----------				
< 1000	27,0	1,67	10,5	9,7	4,1	1,52	44	9,4	146	200	26
>1500	28,7	1,73	13,2	9,2	3,8	1,58	32	10,5	202	182	27

Fonte: Bataglia; Cardoso e Carreteiro (1988)

De acordo com Virgens Filho, Moreira e Castro (2001), os teores foliares de N, P, S, Cu e Zn são afetados negativamente pela ausência da calagem e da adubação, enquanto os teores de K, Ca, Mg, B, Fe e Mn não apresentam diferenças significativas.

Segundo Alves e Ventorim (1991), na cultura da seringueira, o suprimento de N está relacionado diretamente com o conteúdo de proteínas e a qualidade do látex. Sendo o K indispensável, na ativação dos processos de síntese de proteínas, além de atuar evitando o acúmulo de compostos nitrogenados solúveis; na translocação de assimilados para áreas meristemáticas, favorecendo a expansão foliar e o desenvolvimento da planta.

O íon Ca é um importante nutriente para a cultura da seringueira, estando associado à elevada produtividade de matéria seca (ROQUE et al, 2004), desempenhando papel fundamental da formação de raízes e indispensável no processo de divisão celular, já que compõe a parede celular. Já o magnésio, desempenha papel indispensável na fotossíntese, atuando como ativador de enzimas relacionadas ao metabolismo dos carboidratos e síntese dos ácidos nucléicos (REIS; CHEPOTE, 2008).

Bataglia, Cardoso e Carretero (1988), verificaram que os melhores desempenhos de seringais ocorreram quando houve aplicações de doses equilibradas dos diversos nutrientes. O que sugere a necessidade de uma adubação completa para suprimento nutricional de seringais, como melhor alternativa para seringais em produção.

2.4 A GEOESTATÍSTICA

Pesquisadores da África do Sul, em levantamentos em reservas minerais, destacando-se entre eles, o engenheiro de minas Daniel G. Krige e o estatístico H. S. Sichel desenvolveram uma técnica própria para obtenção de estimativas quantitativas. Esta metodologia, aperfeiçoada posteriormente, consistia em considerar as distâncias entre as amostras para explicar a variação nos teores de minerais (MATHERON, 1963; YAMAMOTO; LANDIM, 2013), diferentemente dos métodos clássicos de estatística que consideram a variação entre amostras como aleatória e independente.

As observações de Krige foram aperfeiçoadas posteriormente por Matheron (1963), que desenvolveu uma teoria denominada de Teoria das Variáveis Regionalizadas, definida como uma função espacial variável de um local para o outro, com uma certa continuidade, ou dependência espacial (VIEIRA et al., 1983). Durante a década de 60, Matheron publicou uma série de estudos acerca da Teoria das Variáveis Regionalizadas, que o afirmou como instituidor da Geoestatística (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Segundo Isaaks e Srivastava (1989), a geoestatística fundamenta-se na perspectiva de que, na média, as amostras próximas, no tempo e no espaço, sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes.

A Geoestatística tem uma abrangência mais ampla que a definida por Matheron (1971), sendo considerada uma subárea da Estatística e, portanto, podendo ser usada nas mais diversas áreas da ciência, através de uma série de métodos, capazes de fornecer um conjunto de técnicas necessárias ao entendimento da aparente aleatoriedade dos dados, os quais apresentam, porém, uma estruturação espacial (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Yamamoto e Landim (2013) sustentam que a Geoestatística busca caracterizar espacialmente as variáveis por meio do estudo de sua distribuição e variabilidade espacial, utilizando-se de uma amostragem sistemática realizada com base em uma malha regular de pontos igualmente espaçados e com base em uma origem escolhida aleatoriamente.

Como os processos de amostragem nem sempre são feitos com amostras em proximidade capaz de explicar toda variação existente, é necessário o processo de interpolação, ou estimativa para pontos não amostrados, que em geral, para Geoestatística, são realizados em uma malha regular de pontos para inferir a variabilidade

espacial do fenômeno em estudo, atribuindo pesos em função da distância dos pontos amostrados e da localização na área (BONA, 2014).

De acordo com Zimback (2001), em estudos de análise espacial, quando se deseja investigar a magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não com a distância, métodos geoestatísticos estimadores da correlação espacial, como variograma ou semivariograma, covariograma e correlograma, devem ser utilizados como ferramentas de determinação da continuidade espacial.

McBratney e Webster (1986) definem o semivariograma como ponto central dentre ferramentas geoestatísticas, pelo fato do mesmo descrever as variações quantitativas e interpolar valores para pontos não amostrados, que permite verificar a dependência espacial por meio da medida da variabilidade dos dados separados por uma distância h. A função do semivariograma é dada pela equação a seguir:

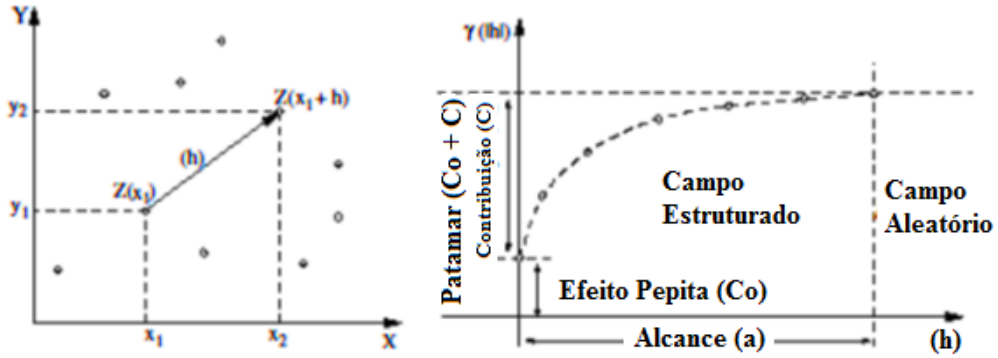
$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (01)$$

Em que: N(h) é o número de pares de valores [Z(xi), Z(xi+h)] separados por um vetor h; Z(xi) é o valor determinado em cada ponto de leitura; e Z(xi+h) é o valor medido num ponto, mais uma distância h.

2.4.1 Semivariogramas

O semivariograma expõe a medida do grau de dependência espacial dos dados e a semivariância entre amostras, determinando até que ponto as variáveis tem dependência espacial entre si e onde elas se tornam independentes (LANDIM, 2006; YAMAMOTO; LANDIM, 2013; BONA, 2014). Na análise semivariográfica (Figura 1), considera-se os parâmetros, efeito pepita, patamar e alcance, para análise dos dados e determinação da dependência espacial.

Figura 1 – Distribuição espacial e parâmetros do semivariograma



Fonte: Camargo; Druck e Câmara (2004), adaptado pelo Autor.

Guerra (1988) define o Alcance (a) como a zona de influência ou de dependência espacial de uma amostra, marcando a distância a partir da qual as amostras tornam-se independentes. Resumidamente, Camargo (2001) afirma que o Alcance (a) é distância dentro da qual as amostras se correlacionam espacialmente.

O Efeito Pepita (C_o) corresponde a cota do ponto onde o semivariograma corta o eixo das ordenadas (semivariância) (AMARAL, 2010), podendo ser resultado tanto da variabilidade do fenômeno espacial como da escala de amostragem (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

De acordo com Camargo (2001), o Patamar (C_0+C) consiste no valor do semivariograma correspondente a seu alcance (a), aproximadamente igual a variância do conjunto de dados, sendo este o ponto limite da existência de dependência espacial e ainda, início da existência de variância aleatória, que corresponde a variância total (S^2) obtida pela estatística clássica (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1985).

Os modelos gaussiano, esférico, exponencial, linear e linear com patamar são os modelos mais utilizados por diversos *softwares* geoestatísticos (AMARAL, 2010). Tais modelos são definidos conforme equações a seguir:

Esférico:

$$\gamma(h) = C_o + C\,[1{,}5\,(h/a) - 0{,}5\,(h/a)^3];\ 0 \leq h \leq a \qquad (2)$$

Vários pesquisadores (TRANGMAR et al., 1987; PAZ; TABOADA; GOMES, 1996; SALVIANO, 1996) afirmam que o modelo esférico é o mais adaptado para descrever o comportamento de semivariogramas de atributos de plantas e de solos. Neste, o patamar e o alcance são claramente identificados e geralmente o efeito pepita é pequeno em relação a este patamar (LAMPARELLI; ROCHA; BORGHI, 2001).

Exponencial:

$$\gamma(h) = C_o + C\,[1 - \exp(-h/a)];\ 0<h<d \qquad (3)$$

em que: d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido. Uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintóticamente, enquanto que o modelo esférico o atinge no valor do alcance.

Gaussiano:

$$\gamma(h) = C_o + C\,[1 - \exp(-h/a)^2];\ 0<h<d \qquad (4)$$

Semelhante no modelo exponencial, o modelo gaussiano atinge o patamar assintoticamente e o parâmetro *a* é definido como o alcance prático ou distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989). O que caracteriza este modelo é seu comportamento parabólico próximo à origem.

Linear:

$$\gamma(h) = C_o + [h(C/a)] \qquad (5)$$

Linear com patamar:

$$\gamma(h) = C_o + [h(C/a)] \text{ para } h \leq a \qquad (6)$$

$$\gamma(h) = C_o + C \text{ para } h > a. \qquad (7)$$

A grande variação nos valores do efeito pepita, variância e alcance, obtidos por cada modelo faz com que a escolha do modelo mais apropriado a cada fenômeno seja determinante para redução dos erros nos processos de interpolação (TRANGMAR et al.,1985).

No entanto, a escolha do modelo teórico do semivariograma deve ser baseada ainda na minimização da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e no maior coeficiente de determinação múltipla (R^2) do ajuste dos modelos teóricos aos semivariogramas experimentais. Sendo utilizado na sequência, também, o coeficiente de correlação da validação cruzada (valores observados *versus* valores estimados) como critério de escolha (ZIMBACK, 2001; LIMA; OLIVEIRA; QUARTEZANI, 2007).

A validação cruzada consiste na obtenção de valores estimados para pontos amostrados, e com dois valores para o mesmo ponto, estimado e real, calcula-se a diferença, ou erro, desses valores para cada local amostrado (MYERS, 1997), sendo que a estimativa é feita considerando o modelo de semivariograma de melhor ajuste (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989).

2.4.1.1 Escalonamento do semivariograma

Quando se escalona um semivariograma pela variância, o efeito pepita torna-se automaticamente uma fração do patamar (VIEIRA et al., 1998), facilitando as interpretações e comparações entre semivariogramas de diferentes atributos, já que assim pode verificar se contam com o mesmo padrão de variabilidade espacial, uma vez que assumem valores em uma escala padronizada. É usual adotar a divisão do efeito pepita e do patamar pela variância do conjunto de dados.

2.4.2 Krigagem

A Krigagem é considerada uma boa metodologia de interpolação de dados (LANDIM, 1998) de variáveis distribuídas no espaço por meio de amostras vizinhas que apresentem correlação espacial, situado em qualquer parte do campo de estudo (SILVA; LIMA; BOTTEGA, 2011; YAMAMOTO; LANDIM 2013). Esse interpolador pondera os vizinhos do ponto a ser estimado, obedecendo aos critérios de não tendenciosidade e mínima variância (SILVA JUNIOR, 2001; JAKOB, 2002).

Gonçalves (1997) sustenta a ideia de que a krigagem se diferencia de outros métodos de interpolação pela forma de atribuição dos pesos, pois pela utilização de uma “distância estatística” considera-se tanto a distância entre os pontos amostrados como a estrutura de variabilidade (semivariância), na determinação dos pesos. Portanto, para que esta

ferramenta seja usada é necessária a existência de dependência espacial definida pelo semivariograma (SALVIANO, 1996).

Landim (1998) afirma que as formas mais usuais de krigagem lineares são: simples, ordinária, universal e intrínseca. Conforme Burgess e Webster (1980), a krigagem simples consiste no método de interpolação mais comumente utilizado na ciência do solo, enquanto a krigagem ordinária é sua variação mais utilizada (ZIMBACK, 2001), distinguindo-se dos demais tipos por minimizar a variância dos erros (SILVA JUNIOR, 2001) e utilizar-se de estimadores lineares não viciados, com o objetivo de minimizar a variância destes erros de estimativa (INOUE et al., 1999).

Ortiz (2003); Roque et al. (2005); Amaral (2010); Caon (2012); Lima; Souza; Silva (2013); Oliveira et al. (2013); Bona (2014) e Lima et al. (2014a) em estudos relacionados às ciências agrárias obtiveram resultados concisos de estimativa, utilizando-se a krigagem ordinária ou simples, como interpolador.

Na Krigagem ordinária, que é a mais utilizada, e descrita por Trangmar et al. (1985), o valor interpolado de uma variável regionalizada $Z(X_0)$, num local X_0 pode ser determinada por:

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i \, x \, Z(X_1) \qquad (8)$$

em que:

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

$Z(X_1)$= valores obtidos por amostragem no campo; e

λ_i= pesos associados ao valor medido na posição x_i

2.4.3 Cokrigagem

Em estudos de variabilidade espacial, é possível também a análise simultânea de duas variáveis regionalizadas, através da geoestatística multivariada, e com base na correlação existente entre as mesmas. Sendo a Cokrigagem, um método multivariado, que atende a tal objetivo (BONA, 2014). A cokrigagem é uma boa opção para estimativa de variáveis de difícil amostragem, seja por sua complexidade ou pelo elevado custo de análise, desde

que usada apenas quando haja uma boa correlação entre a co-variável e a variável a ser estimada.

A cokrigagem é uma variação multivariada da krigagem, pela qual, diversas variáveis regionalizadas podem ser estimadas em conjunto, caso haja correlação espacial entre si (VIEIRA, 2000). De acordo com Vieira (2000) e Yamamoto e Landim (2013), esta correlação pode ser determinada a partir do coeficiente de correlação para cada conjunto n de amostras, ou a partir da generalização do quadro de correlações entre as diferentes variáveis e cálculo da correlação entre variável $Z_1(x)$ e a variável $Z_2(x+h)$, em que para cada local amostrado obtém-se um vetor de valores em lugar de um único valor.

A análise da correlação cruzada pelo método da cokrigagem é dado pelo semivariograma cruzado expresso na equação a seguir (SOARES, 2006).

$$\gamma_{1,2(h)} = \frac{1}{2N}\left\{\sum_{i=1}^{N(h)}[Z_1(\mathrm{xi}) - Z_1(\mathrm{xi}+\mathrm{h})] * [Z_2(\mathrm{xi}) - Z_2(\mathrm{xi}+\mathrm{h})]\right\} \quad (9)$$

em que: $\gamma_{1,2(h)}$ é o semivariograma cruzado entre a variável primária e a secundária; $Z_1(xi)$ e $Z_2(xi)$ são os valores da variável primária e secundária no ponto xi; $Z_1(xi+h)$ e $Z_2(xi+h)$ são os valores da variável primária e secundária no ponto xi adicionado de uma distância h; e N é o número de pares de pontos formados para uma dada distância h.

Há uma constância do uso da cokrigagem, para realização de correlação cruzada entre variáveis primárias e secundárias. Mesmo sendo de interesse das pesquisas as variáveis primárias, as secundárias são capazes melhorar a estimativa. Este fato ocorre quando as variáveis primárias exibem baixa autocorrelação espacial, ou quando as variáveis secundárias apresentam alta continuidade (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Cruz et al. (2014), em estudo da variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo, concluíram que a cokrigagem representou muito bem as variações de matéria orgânica do solo quando utilizada como covariável, ou variável secudária, a densidade do solo. Silva et al. (2010), usando a cokrigagem, estimaram os níveis de atributos químicos do solo em função de atributos físicos. De acordo com Bottega et al. (2011), pelo uso da cokrigagem, utilizando valores de pH como co-variável, é possível estimar , com boa confiabilidade, valores de Ca e Mg.

Lima et al. (2014), objetivando estudar a variabilidade espacial das frações granulométricas, argila e areia total, de um Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado com eucalipto, concluíram que a cokrigagem constituiu-se um método eficaz no estudo da variabilidade espacial das frações de argila e areia total. Apesar dos menores alcances,

comparativamente com os obtidos por krigagem, os erros médios entre os métodos foram similares.

2.5 ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS FLORESTAIS

A princípio, o enfoque das variáveis regionalizadas estava voltado para estudos relacionados a problemas de mineração (STURARO; LANDIM, 1988). Todavia, mais recentemente as aplicações da geoestatística se voltaram para outras áreas, a exemplo da ciência do solo e da ciência florestal (LIMA et al., 2006; BONA, 2014).

Uishizima, Bernardi e Landim (2003) analisando a viabilidade do uso da geoestatística na detecção e predição do padrão espacial de *Anadenanthera peregrina* (L.) Speg, (angico) concluíram que as metodologias geoestatísticas caracterizaram a distribuição espacial da espécie, de forma regionalizada, enquanto metodologias de estatística clássica caracterizaram apenas o padrão geral da população. Neste estudo, sugeriu-se as metodologias geoestatísticas como capazes de fornecer diversos subsídios para planos de manejo florestal.

Em estudo com objetivo de determinar a viabilidade do uso da metodologia geoestatística na predição do padrão espacial da dureza, como propriedade mecânica da madeira de Paraju (*Manilkara* sp), Lima et al. (2006) constataram ser viável a aplicação da geoestatística para tal finalidade, ressaltando a necessidade de realização de outros estudos, em vista à grande variabilidade das propriedades existente em peças de madeira.

Lima et al. (2010), em análise da relação entre os atributos físico-químicos do solo e características do eucalipto, notaram grande dependência espacial do perímetro a altura do peito, volume de madeira, altura das árvores, matéria orgânica do solo e pH, e utilizando a cokrigagem, identificaram forte correlação espacial entre o volume de madeira e o pH do solo.

Roque et al. (2006), verificando a variabilidade espacial da produtividade da borracha seca (BS) e do perímetro do tronco (PT) de dois clones de seringueira em um Argissolo Vermelho Amarelo, constataram que ambas variáveis possuíam dependência espacial, a partir do ajuste do modelo esférico para a produtividade e do modelo exponencial para o

perímetro do tronco. O alcance, ou seja, distância máxima que uma variável está correlacionada espacialmente, variou de 6,80 a 8,20 m, entre materiais, para a variável produtividade, enquanto que para a variável PT, variou de 2,90 a 6,40 m, entre os dois materiais estudados.

As metodologias geoestatísticas têm sido utilizadas em diversos outros estudos relacionados às ciências do solo e florestal, principalmente nos últimos anos. O que demonstra o aumento gradativo do uso das ferramentas geoestatísticas como métodos de análise, conforme pode ser observado em Vieira et al. (2000), Silva et al. (2010), Botega et al. (2011), Lima, Souza e Silva (2013) e Lima et al. (2014).

Lima, Souza e Silva (2010), estudando a variabilidade espacial de atributos do solo, em área de vegetação natural, verificaram que o número de amostras necessárias a explicação do arranjo espacial dos dados foi inferior ao necessário em métodos da estatística clássica, considerando uma variação de 5% em torno da média.

Lima et al (2008) constataram ser viável a aplicação de métodos geoestatísticos para o estudo da variabilidade espacial da resistência do solo à penetração (RSP) em seções transversais à linha de tráfego de tratores, em áreas de plantio florestal, por tais métodos caracterizarem com maior detalhe a variabilidade espacial do efeito do tráfego de tratores florestais na colheita de madeira.

Em face ao exposto, o uso da geoestatística nas ciências do solo e florestal, ainda que de forma precoce, tem apresentado resultados satisfatórios, sendo considerado um forte aliado na obtenção de precisão de resultados e redução de custos.

2.6. AMOSTRA E MÉTODOS DE AMOSTRAGEM

Nesse item está reproduzido o que descreve Yamamoto & Landim (2013) sobre amostragens. Segundo os autores amostragem é um subconjunto de valores do fenômeno espacial que, se representativa, deve reproduzir a distribuição e variabilidade espaciais tanto em tamanho, isto é, número de pontos de dados, como em termos de distribuição dos pontos no domínio a ser estudado.

Qualquer estimativa baseada em pontos amostrais está, porém, sujeita a uma incerteza, e, nesse sentido, a metodologia geoestatística se destaca ao oferecer a incerteza associada à estimativa.

2.6.1. Amostragem aleatória simples

Em estatística, quando se fala em amostragem aleatória, a população constituída por N unidades é numerada sequencialmente e, assim, n unidades serão sorteadas sem reposição. A componente aleatória é, portanto, o número sequencial escolhido entre 1 e N. Nos estudos geoestatísticos, as observações são feitas em pontos de amostragem localizados dentro da região de estudo e, dessa maneira, a componente aleatória são as coordenadas geográficas escolhidas casualmente.

2.6.2. Amostragem aleatória estratificada

Esse tipo de amostragem é feito dividindo a região de estudo em células de dimensões fixas nas direções leste-oeste e norte-sul. Dentro de cada célula as coordenadas geográficas de um ponto são escolhidas aleatoriamente e o ponto é selecionado. Assim, no final desse processo, o número unidades selecionadas será igual ao número de células.

2.6.3. Amostragem sistemática

Essa amostragem é feita sobre os nós, cruzamento, de uma malha amostral regular definida com base em uma origem escolhida aleatoriamente. Teoricamente, a

componente aleatória seria dada pela escolha do ponto de origem, mas isso não é o que ocorre na prática, pois a malha regular é definida inicialmente pelo responsável pela amostragem para otimizar a coleta das unidades dentro da região de estudo.

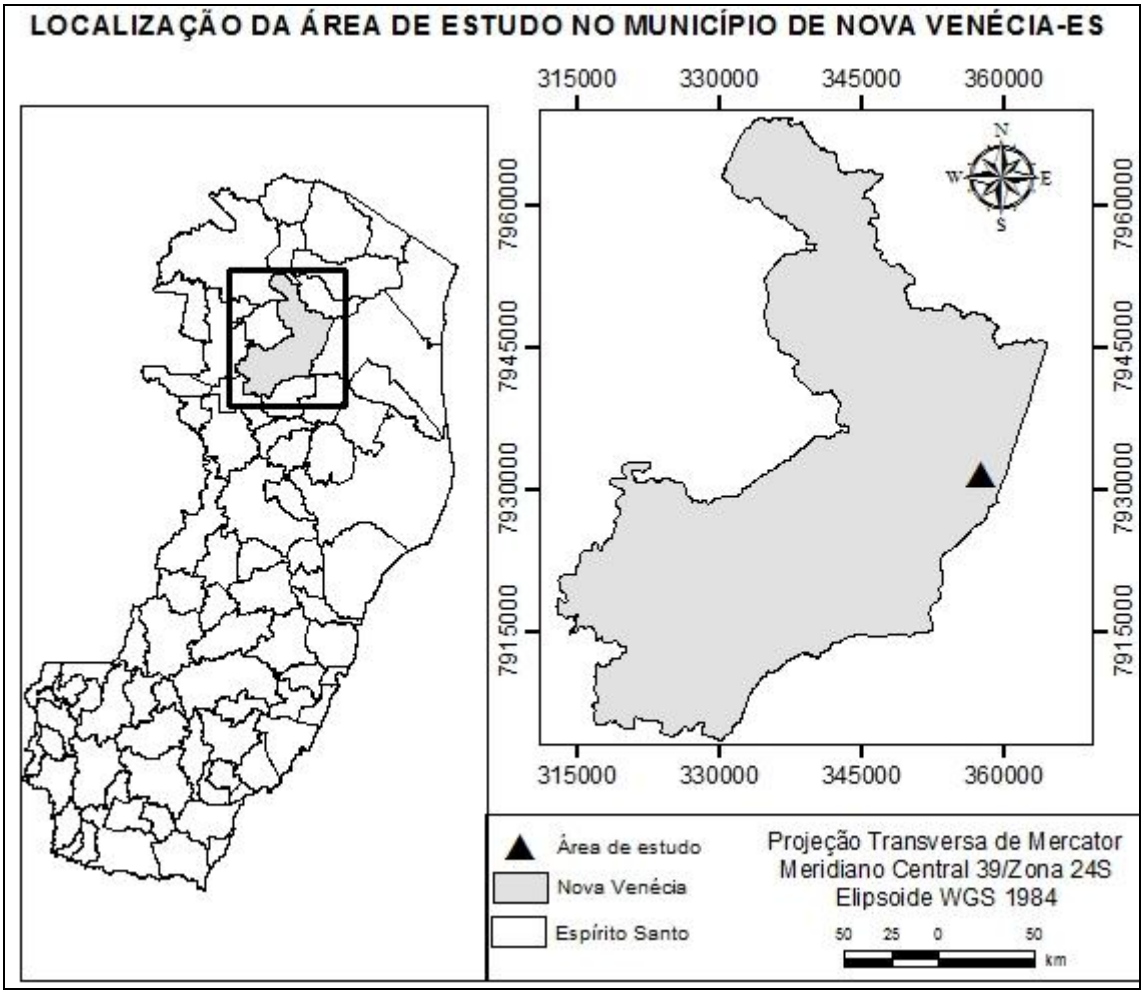
Carvalho et al, (2002) e Souza et al. (2006), os quais afirmaram que o uso do alcance do semivariograma de atributos do solo pode reduzir o número de amostras em relação ao uso dos procedimentos amostrais definidos na estatística clássica, principalmente, em grandes áreas, onde a variação dos dados tende a ser maior, devido à maior heterogeneidade do solo e paisagem, aumentando ainda mais o número de subamostras.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1. LOCALIZAÇÃO DO EXPERIMENTO

O estudo foi realizado na Fazenda Pedra Linda, no município de Nova Venécia – ES (Figura 1), coordenada central: X=357594,870, Y=7931631,215, DATUM WGS-84 (FUSO 24S). A região apresenta clima classificado como tropical quente Am, segundo classificação de Köppen e Geiger, com temperaturas elevadas de novembro a março. O município está localizado a 65 m de altitude na bacia hidrográfica do rio São Mateus. A precipitação média anual varia entre 1400 a 2200 mm, e temperatura entre 24 a 26^0C. O solo da área do experimento foi classificado com um Latossolo Vermelho Amarelo Distrófico, textura argilosa (Embrapa, 2011), com as frações granulométricas na camada de 0-0,20 m: argila 474,3 (g kg^{-1}); silte 124,1(g kg^{-1}); areia fina 288,4 (g kg^{-1}) e areia grossa 105,9 (g kg^{-1}). Na camada de 0,20-0,40 m: argila 495,6 (g kg^{-1}); silte 119,0 (g kg^{-1}); areia fina 279,0 (g kg^{-1}) e areia grossa 106,4(g kg^{-1}).

Figura 2 – Localização da área de estudo no município de Nova Venécia, ES.



Fonte: O Autor

3.2. MATERIAL CLONAL

Na área de estudo foi implantado o clone Fx 3864. De acordo com o IAC, o Fx 3864 é um clone secundário desenvolvido pela Companhia Ford, resultante do cruzamento dos clones primários PB 86 x FB 38. De caule reto, mostra-se vigoroso antes e depois do início da exploração, no Sul da Bahia. A espessura da casca virgem é moderada, com regeneração acima da média. De acordo com Marques et al. (2007) o Fx 3864 é um material considerado apto para plantio em grande escala, sendo reconhecidamente de bom desempenho em muitos locais.

3.2.1. Preparo do solo e transplantio das mudas

A área de implantação do experimento até então era ocupada por pastagem, cultivada com a espécie *Brachiaria brizantha.* A área foi roçada mecanicamente, e a subsolagem foi realizada por meio de um subsolador com três hastes, montado no sistema de levantamento hidráulico de um trator. A subsolagem foi realizada em profundidade de 0,50 m e espaçamento de 7 metros entre linhas, sobre as quais foi realizado o coveamento manual a cada 3 metros, produzindo-se covas de 0,30 m de profundidade e 0,15 m de diâmetro.

O transplantio foi realizado em janeiro de 2013 e utilizou-se hidrogel e água, como forma de proporcionar melhores condições de pegamento às mudas e o composto de NPK de fórmula 20-00-20 (0,05 kg por cova), para garantir as necessidades nutricionais da cultura. As mudas foram sombreadas, e irrigadas no dia posterior ao transplantio. O solo ao redor das mudas foi coberto com matéria vegetal morta, como forma de reduzir a perda de umidade.

Na fase inicial de desenvolvimento, o solo ao redor das mudas, foi fertilizado com Sulfato de amônia, sendo aplicada 10 gramas do composto, para cada muda aos 10, 30 e 60 dias após o transplantio. No primeiro ano da cultura, a cada 30 dias foi realizada adubação à base de NPK, formulado 20-00-20 (0,05 kg), sempre acompanhada de irrigação. A partir do segundo ano da cultura, as plantas foram adubadas com o mesmo composto de NPK a cada 60 dias.

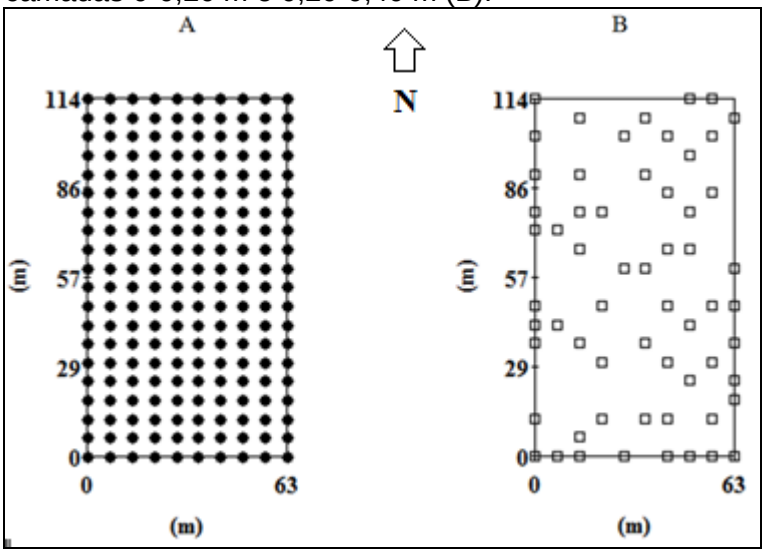
A adubação foliar foi realizada com a aplicação de um bioestimulante metabólico, na dosagem de 25 ml para 20 L de água; fertilizante foliar (3,2% N + 4,6% S + 0,8 B + 1,0% Cu + 3,2% de Fe + 2,4% Mn + 0,04% Mo e 3,0% Zn) dosado em 50 ml para 20 L de água; e concentrado de aminoácidos, na dosagem de 50 ml para 20 L de água, aplicado com pulverizador costal em intervalo de 30 em 30 dias até 120 dias após o transplantio.

No período do outono e inverno para controle de fungo foliar se fez a aplicação de fungicida preventivo na dosagem de 50 ml para 20 L de água e no controle efetivo do fungo aplicou-se o fungicida (Trifloxistrobina + Tebuconazol) na dosagem de 20 ml para 20 L de água com a aplicação feita com pulverizador costal, com auxílio de uma carreta agrícola tracionada por trator para posicionamento do aplicador.

3.3. MALHA AMOSTRAL

Na área de estudo construiu-se uma malha amostral para amostragem sistemática, que totalizam 200 pontos, no espaçamento de 6x7 m, para as medidas dendrométricas. Sendo que cada ponto amostral foi composto por uma planta de seringueira, conforme Figura 3A. Para a análise dos atributos químicos do solo foi sorteado 60 pontos amostrais na área, de forma aleatória (Figura 3B).

Figura 3 – Malha amostral para determinação: variáveis dendrométricas (A) e dos atributos químicos do solo nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m (B).



Fonte: O Autor

3.4. VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS DA SERINGUEIRA (CLONE FX 3864)

As variáveis dendrométricas levantadas em campo foram: circunferência da base do tronco (CBT), circunferência a altura do peito (CAP) e a altura das árvores (ALT). Durante o período de experimento foram realizadas três medições, sendo a primeira realizada 14 meses após o transplantio (março/2014) e as outras em agosto/2014 e janeiro/2015, em cada uma das 200 plantas da seringueira. A circunferência da base do tronco foi medida com uma fita métrica graduada em milímetros, rente ao solo. A circunferência a altura do peito foi realizada com uma fita métrica a 1,30 m de altura do solo. A altura da copa das

árvores foi determinada com uma escala graduada em centímetros, posicionada ao lado do tronco da árvore.

O volume de cada árvore, que faz parte de cada ponto amostral foi determinado, em cada medição, a partir da equação 10. O fator de forma adotado foi de 0,7, conforme utilizado por Bernardes et al. (2010) para a seringueira.

$$\mathrm{Vol} = \frac{\mathrm{CAP}^2}{4*\pi} * \mathrm{ALT} * \mathrm{f} \quad (10)$$

em que:

CAP = circunferência da altura do peito das árvores (m);

ALT = altura da copa das árvores (m); e

f = fator de forma para a seringueira (0,7).

3.5. ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

As amostras, para caracterização química do solo, foram coletadas a 0,50 m das covas na linha do transplantio, nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, anteriormente à realização do transplantio. As amostras de solo foram analisadas em laboratório comercial, conforme metodologia apresentada por Embrapa (2011). Foram quantificados os teores de: matéria orgânica (MO), pH (H_2O), Ca, Mg, K, Al e H+Al. A soma de bases (SB) foi determinada considerado o K, Ca e Mg. A CTC a pH 7 foi calculada pela soma dos teores de Ca, Mg, K e H+Al. A saturação por bases (V) foi determinada pela relação de SB pela CTC e a saturação por alumínio pela relação de Al pela CTC.

3.6. ANÁLISE EXPLORATÓRIA E DESCRITIVA DOS DADOS

Na análise dos dados os valores encontrados foram submetidos a uma análise exploratória para verificar a presença de valores discrepantes (*outliers*) e sua influência

sobre as medidas de posição e dispersão. Nessa análise utilizou-se do gráfico de caixa (*box-plot*), que adota os limites superiores (LS) e inferiores (LI) da série de dados conforme equações 11 e 12.

$$LS = Q3 + (Q3 - Q1) * 1{,}5 \quad (11)$$

$$LI = Q1 - (Q3 - Q1) * 1{,}5 \quad (12)$$

em que:

LS = limite superior;

LI = limite inferior;

Q1 = primeiro quartil; e

Q3 = terceiro quartil

Uma vez detectado os *outliers* eles foram substituídos pela média dos quatro vizinhos mais próximos, como forma de se obter valores mais próximos da média.

A análise descritiva foi realizada nos dados para determinação das medidas de posição e de dispersão. Determinou-se: a média, mediana, intervalo de confiança da média, valor mínimo, valor máximo, primeiro quartil (Q1), terceiro quartil (Q3), desvio padrão (S), coeficientes: assimetria, curtose e de variação. Depois os dados passaram por análise para certificar se os mesmos apresentavam a distribuição normal, testada pelo teste Kolmogorov-Smirnov ($p<0{,}05$). Utilizou-se também o histograma para apresentar a distribuição de frequência das variáveis dendrométricas.

Para determinar o intervalo de confiança dos valores médios utilizou-se a equação 13 para calcular o desvio padrão da amostra para cada atributo químico do solo.

$$\sigma_{\mathcal{M}} = \frac{S}{\sqrt{NO}} \quad (13)$$

em que:

S = desvio padrão da amostra; e

NO = número de amostras (60).

O intervalo de confiança de 95% de probabilidade ($IC_{95\%}$) da média da população para cada atributo foi determinado segundo a equação 14.

$$IC = \left[\mathcal{M} - \left(Z_{\frac{(1-\alpha)}{2}} * \sigma_{\mathcal{M}}\right) \leq \mu \leq \mathcal{M} + \left(Z_{\frac{(1-\alpha)}{2}} * \sigma_{\mathcal{M}}\right)\right] \quad (14)$$

em que:

$\mathcal{M}$ = valor médio de cada atributo;

$Z_{\frac{(1-\alpha)}{2}}$ = valor da distribuição t para α = 0,05 (1,96); e

μ = média da população.

A análise de variância foi realizada para comparar as médias dos atributos químicos nas duas camadas de solo. Quando significativo pelo teste F fez-se o teste de “t” ($p<0,05$). A correlação linear de Pearson ($p<0,05$) foi realizada entre os atributos químicos do solo e as variáveis dendrométricas da seringueira.

3.7. ANÁLISE ESPACIAL

Para verificar a existência e quantificar o grau de dependência espacial dos atributos químicos do solo e os relativos às medições dendrométricas, os dados foram submetidos a uma análise geoestatística, a partir do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas experimentais, com base na pressuposição de estacionaridade da hipótese intrínseca e conforme equação 15:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} * \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(xi) - Z(xi + h)]^2 \qquad (15)$$

em que:

N(h) = o número de pares de valores [Z(xi), Z(xi+h)] separados por um vetor (h);
Z(xi) = valor determinado em cada ponto de leitura;
Z(xi+h) = é o valor medido num ponto mais uma distância h.

Os semivariogramas experimentais foram ajustados a modelos teóricos, cujos parâmetros são conhecidos como: efeito pepita (C_0), que indica a descontinuidade na origem; patamar (C_0+C), onde o semivariância se estabiliza, valor próximo da variância dos dados e alcance (a) indica a distância a partir da qual os dados amostrais são independentes, que representa a distância na qual o semivariograma atinge o valor do patamar.

Dependendo do comportamento da semivariância os modelos podem ser classificados em: modelos com patamar, que representam a estacionaridade, ou satisfazendo a hipótese intrínseca, em que a variância depende da distância entre as amostras e não da sua localização no espaço; e modelos sem patamar, os semivariogramas não estabilizam em nenhum patamar (VIEIRA, 2000).

A escolha do modelo de melhor ajuste foi baseada na minimização da soma de quadrados dos resíduos (SQR) e no coeficiente de determinação múltipla (R^2) do ajuste dos modelos teóricos aos semivariogramas experimentais. Na sequência o coeficiente de correlação (r-vc) entre os valores observados e os estimados pela validação cruzada também foi analisado como critério de escolha. Quando apresentar o mesmo coeficiente de determinação, o modelo escolhido foi o que apresentou o menor efeito pepita (C_0).

Comprovada a dependência espacial dos atributos e definido os parâmetros dos semivariogramas teóricos, utilizou-se para interpolação dos dados o método krigagem ordinária para estimação de valores em locais não medidos, de forma a construir mapas temáticos (isolinhas) para cada atributo químico do solo e das variáveis das plantas.

As análises estatísticas foram realizadas no *software* Statistica 7.0 e as análises geoestatísticas, bem como os métodos de interpolação, pelo *software* GS+.

3.8. DESEMPENHO DA INTERPOLAÇÃO

O desempenho foi baseado no erro médio quadrático (RMSE- *root mean square error*) (eq. 16) e no desvio das médias (MBE- *mean bias error*) (eq. 17) com os valores observados e estimados produzidos pela validação cruzada, conforme equações 02 e 03 (ALVES e VECCHIA, 2011).

$$\mathrm{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\mathrm{VOBS\text{-}VEST}\right)^2} \quad (16)$$

$$\mathrm{MBE} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\mathrm{VOBS\text{-}VEST}\right) \quad (17)$$

em que:
VOBS = são os valores observados;
VEST = os valores estimados pela validação cruzada; e n= número de observações.

O RMSE é a medida da magnitude média dos erros estimados e sempre apresenta valor positivo, sendo, quanto mais próximo de zero, maior a qualidade dos valores medidos ou estimados. O MBE indica o grau de subestimação (valor negativo) ou superestimação (valor positivo) do modelo.

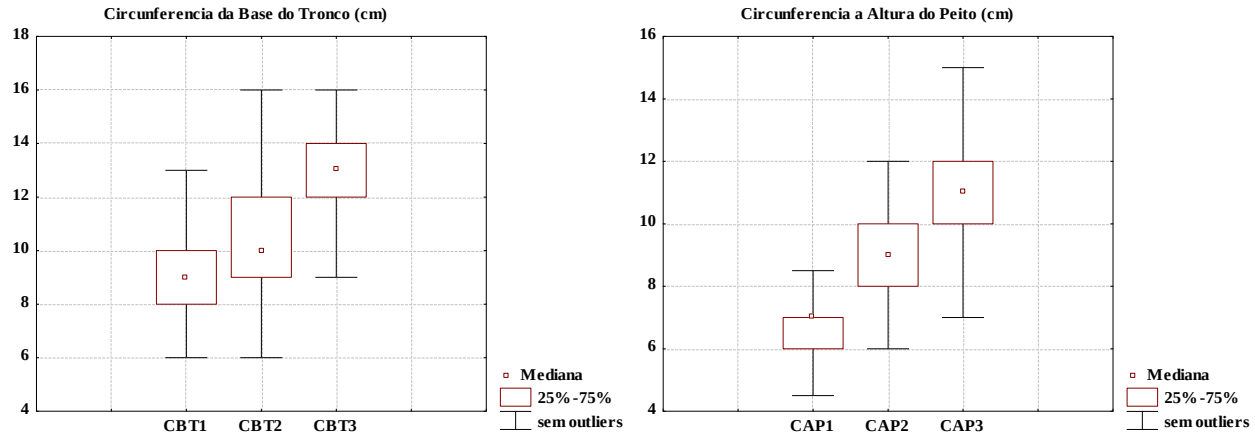
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA

4.1.1 Variáveis dendrométricas

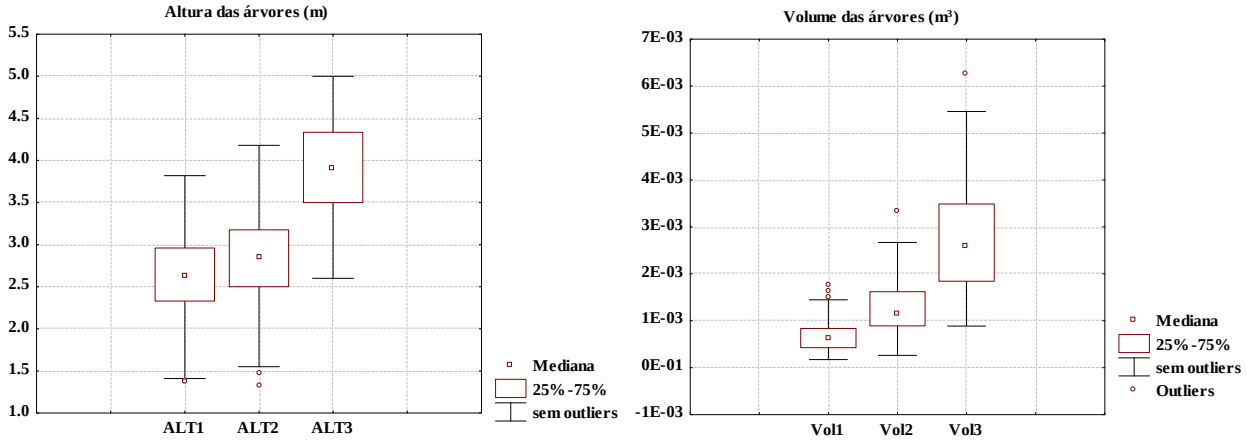
Nas Figuras 4 e 5 estão os *box-plots* para as variáveis dendrométricas da seringueira, nos quais se verifica para a CBT2 maior amplitude entre o primeiro quartil (Q1) e o terceiro quartil (Q3). A CBT1 e a CBT2 apresenta baixa variação ao redor das medianas, isto se dá em decorrência do pouco tempo, quatro meses, de intervalo entre a primeira e a segunda medição. A CAP3 apresentou maior amplitude em relação às demais medições. Estas variáveis não apresentaram pontos discrepantes (*outliers*).

Figura 4 – Gráfico *box-plot* das variáveis CBT e CAP nas três medições para a seringueira.



Na Figura 5 verifica-se, nos *box-plots*, a presença de pontos discrepantes unilateral a esquerda, abaixo do limite inferior (LI), para ALT1 e ALT2 e para os volumes pontos discrepantes (outliers) à direita, acima do limite superior (LS). Como o volume é calculado em função da ALT, observa-se que os *outliers* presentes não influenciaram na determinação dos mesmos. Para essas variáveis não foi feita a remoção dos dados discrepantes por estarem próximos do LI e LS.

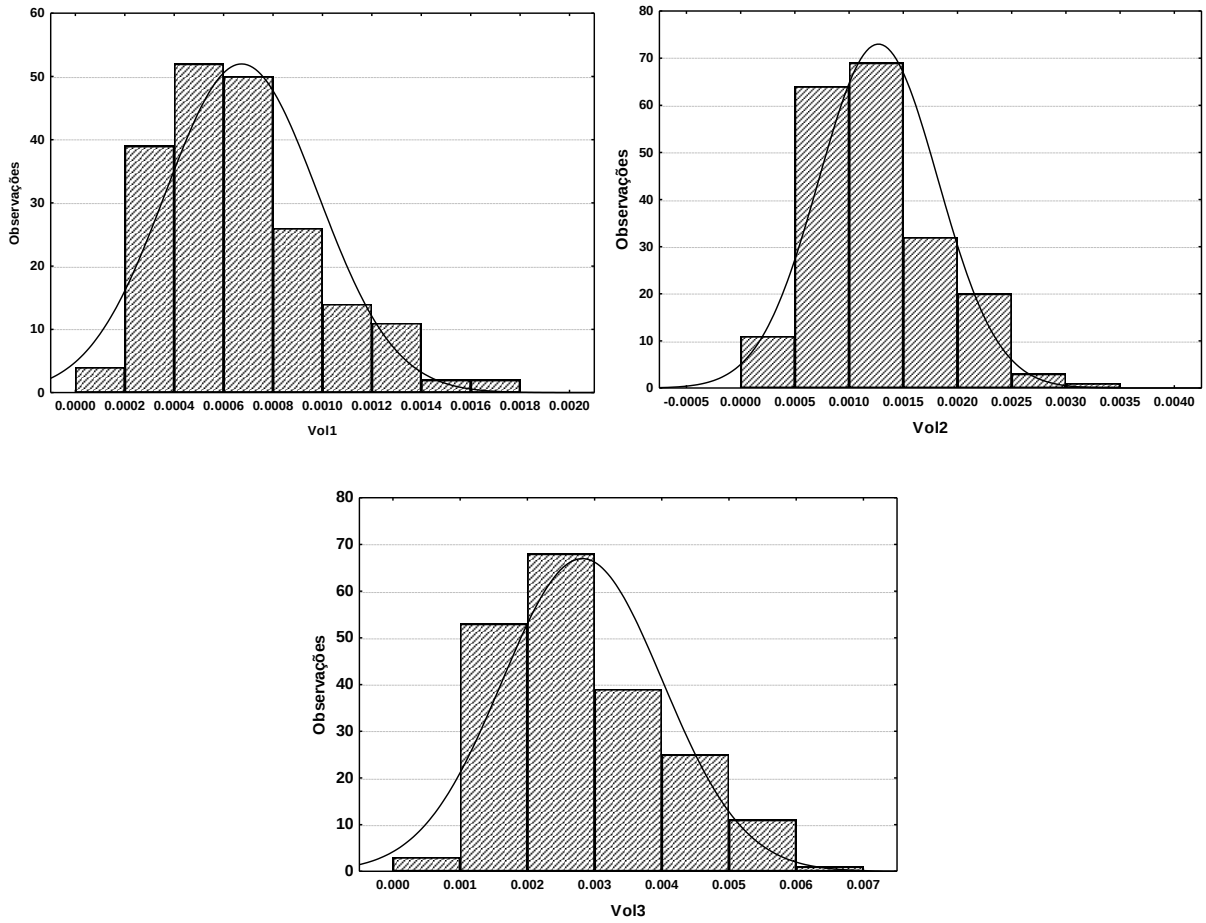
Figura 5 – Gráfico *box-plot* das variáveis ALT e VOL nas três medições para a seringueira.



Os histogramas da distribuição dos volumes das árvores de seringueira nas três determinações estão apresentados na Figura 6.

Na primeira medição (1), para a classe volumétrica da seringueira, verifica-se que 52 indivíduos se encontram na faixa de $4{,}0.10^{-4}$ a $6{,}0\ .10^{-4}$ m^3. Para a segunda medição (2) 69 árvores ficaram com os valores do volume entre $1{,}0.10^{-3}$ a $1{,}5.10^{-3}$ m^3. Na terceira medição (3) 68 árvores se encontram com volumes na faixa da classe de $2{,}0.10^{-3}$ a $3{,}0\ .10^{-3}$ m^3. Observa-se praticamente o mesmo número de indivíduos entre os valores médios na segunda e terceira medição.

Figura 6 – Histogramas do volume (m³) nas três medições para a seringueira em Latossolo Vermelho Amarelo, em Nova Venécia, ES.



A análise descritiva das variáveis dendrométricas da seringueira (clone Fx 3864) está na Tabela 2, onde se verifica distribuição assimétrica à direita para todas as variáveis com concentração de valores abaixo da média, com exceção para a ALT1, ALT2 e CBT3. Quanto à curtose, as variáveis CBT1, VOL1 e VOL2, apresentaram-se positiva, com distribuição leptocurtica, com concentração de valores em torno da média. Apesar da média e a mediana apresentarem valores próximos, somente as variáveis ALT1, VOL1, ALT2, VOL2 e ALT 3 apresentaram distribuição normal pelo teste Kolmogorov- Smirnov ($p<0,05$).

As alturas dominantes foram de 3,82 m; 4,18 m e 5,0 m para as medições 1, 2 e 3, respectivamente. A relação entre os DAP2/DAP1 é de 1,32:1 e para os DAP3/DAP2 é de 1,26:1. Segundo Roque et al. (2006), à medida que a variável DAP aumenta, a produtividade da borracha também tende a aumentar, quando na fase de produção. Bernardes et al. (2010) determinaram o volume médio da seringueira aos 23 meses após o transplantio para o clone RRIM 600, encontrando um valor de $4,5.10^{-3}$ m^3 em um sistema agroflorestal na região Noroeste de São Paulo, cultivada em fileira dupla no

espaçamento 6x2,5 intercalada com cedro e mogno. O valor médio de volume aos 20 meses pós transplantio para o clone em estudo (Fx 3864) foi de $2{,}8.10^{-3}$ m^3.

Tabela 2 – Analise descritiva das variáveis dendrométricas da seringueira nos três períodos de medição, em Nova Venécia – ES.

	$\mathcal{M}$	Md	Min	Max	Q1	Q3	S	Ks	Kc	CV(%)
CBT1 (cm)	8,75	9,00	6,00	13,00	8,00	10,00	1,47	0,38	0,10	16,85
ALT1(m)*	2,59	2,63	1,37	3,82	2,33	2,96	0,53	-0,33	-0,21	20,28
CAP1 (cm)	6,60	7,00	4,50	8,50	6,00	7,00	1,08	0,07	-0,99	16,31
DAP1(cm)	2,11	2,23	1,27	3,18	1,91	2,23	0,37	0,32	-0,26	17,57
VOL1 (m^3)*	6,7E-4	6,13E-4	1,74E-4	1,74E-3	4,3E-4	8,4E-4	3,1E-4	0,90	0,56	46,27
CBT2 (cm)	10,72	10,00	6,00	16,00	9,00	12,00	1,85	0,18	-0,54	17,24
ALT2 (m)*	2,82	2,85	1,31	4,18	2,50	3,18	0,57	-0,12	-0,13	20,26
CAP2 (cm)	8,72	9,00	6,00	12,00	8,00	10,00	1,23	0,02	-0,23	14,09
DAP2 (cm)	2,78	2,86	1,91	3,82	2,55	3,18	0,39	0,02	-0,23	14,09
VOL2 ((m^3)*	1,26E-3	1,15E-3	2,6E-4	3,37E-3	8,9E-4	1,62E-3	5,5E-4	0,77	0,48	43,41
CBT3 (cm)	12,91	13,00	9,00	16,00	12,00	14,00	1,76	-0,32	-0,64	13,84
ALT3(m)*	3,94	3,90	2,60	5,00	3,50	4,34	0,63	0,14	-0,79	16,03
CAP3 (cm)	11,00	11,00	7,00	15,00	10,00	12,00	1,65	0,11	-0,61	15,02
DAP3 (cm)	3,50	3,50	2,23	4,77	3,18	3,82	0,53	0,11	-0,61	15,02
VOL3(m3)	2,80E-3	2,57E-3	8,9E-4	6,2E-3	1,84E-3	3,49E-3	1,19E-3	0,71	-0,24	42,52

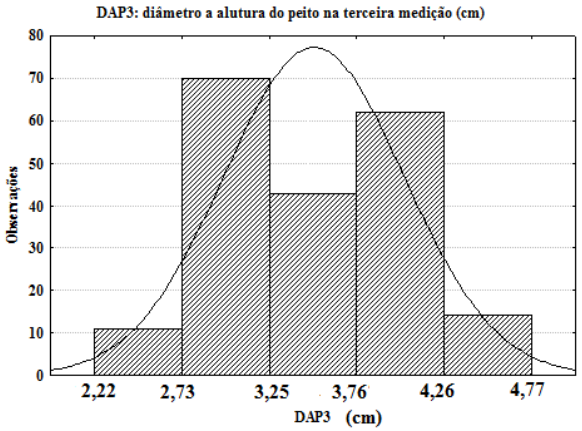
1: medidas feitas em março de 2014; 2: medidas feitas em julho de 2014 e 3: medidas feitas em janeiro de 2015; $\mathcal{M}$: média; Md: mediana; Min: valor mínimo; Max: valor máximo; Q1: primeiro quartil; Q3: terceiro quartil; S: desvio padrão; Ks: coeficiente de assimetria; Kc: coeficiente de curtose; CV: coeficiente de variação e * distribuição normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ($p<0{,}05$).

Bernardes et al. (2010) afirmaram que quando 75% das árvores estão com o seus DAPs na maior classe de diâmetro, nos 23 meses, é um indicativo de um padrão favorável a época de início de extração do látex, ou seja, indivíduos com diâmetros próximos leva a um maior rendimento da borracha, pela relação direta do rendimento de látex e o diâmetro das árvores. No entanto, nesse presente estudo não observa este fato, pois, conforme Figura 7, tem-se uma concentração dos maiores DAPs nas menores classes. No entanto, considerando os indivíduos da classe do DAP médio e os nas classes acima, tem-se 120 indivíduos, o que é um indicativo de ter na área na época da extração maior número de indivíduos acima do DAP médio.

O coeficiente de variação (CV), por ser uma medida adimensional e possibilitar a comparação da variabilidade de duas variáveis, foi utilizado para avaliar a variabilidade dos dados, sendo que os valores foram classificados conforme os critérios proposto por Gomes e Garcia (2002): baixo (CV < 10%); médio (10% < CV > 20%); alto (20% < CV > 30%), e muito alto (CV >30%). Assim, com média variação estão 66,67% dos dados; alta variação para 13,33% e muito alta variação para 20,0%, que nesse caso correspondem

aos volumes 1, 2 e 3. O volume é uma medida determinada de forma indireta e sofre a influencia da variabilidade das variáveis utilizadas no seu cálculo (CAP e ALT).

Figura 7 – Histograma da distribuição do Diâmetro à Altura do Peito (DAP) da seringueira na terceira medição.



Os valores médios do volume aumentaram da primeira para a terceira medição e o coeficiente de variação foi diminuindo. Este comportamento também foi encontrado por Vieira et al. (2010) para a cultivar PB 235, com acompanhamento do desenvolvimento do perímetro do caule por sete anos seguidos de medições.

4.1.2 Atributos químicos do solo

A estatística descritiva dos atributos químicos do solo, como média ($\mathcal{M}$), mediana (Md), valor mínimo (Min), valor máximo (Max), desvio padrão (S) e coeficiente de variação (CV) está apresentada na Tabela 3. Na análise exploratória não se verificou a presença de pontos discrepantes (*outliers*).

As medidas de tendência central, média e mediana, apresentaram valores próximos para a maioria dos atributos químicos. O coeficiente de assimetria (Ks) foi positivo para 50% dos atributos, assimetria à direita, com a média maior que a mediana, apresentando concentração de valores abaixo da média. O coeficiente de curtose foi positivo para de 33,3% dos atributos, ou seja, distribuição leptocurtica, e para 66,6% negativo, com distribuição platicurtica, com menor concentração de valores em torno da média. O teste

Kolmogorov-Smirnov ($p<0,05$) mostrou que todos os atributos apresentaram distribuição normal.

Com relação ao teste de Tukey ($p<0,05$), entre as médias nas duas camadas do solo verifica-se que os valores médios de todos os atributos apresentaram diferenças significativas entre as camadas de 0-0,20 e 0,20-0,40 m na área cultivada com seringueira, com exceção para o K. Cabe lembrar, que se esperam maiores concentrações de nutrientes no solo na linha de transplantio das mudas clonais da seringueira, pelo processo mecanizado utilizado no preparo do solo. Esta variação sugere que a camada é um fator importante no estudo da dependência espacial.

O intervalo de confiança (IC) da média da população para cada atributo é maior para aqueles que apresentam maiores variabilidade na área de estudo, ou seja, maiores coeficientes de variação e maior erro de padrão da média, o seu valor depende da unidade métrica. O atributo P_{12}, nas duas camadas de solo, apresentou os maiores CVs, portanto, maior amplitude para a média populacional. Pode-se afirmar que quanto menor o erro padrão da média, mais próximas as médias amostrais estão da média populacional.

A maior concentração do pH e dos teores dos cátions Ca e Mg, na camada de 0-0,20 m, provavelmente, devido à fixação desses dois elementos pelas cargas negativas presentes na camada da superfície do solo, influenciados pela calagem realizada na área.

A variabilidade do K no solo não deve estar relacionada somente às linhas de adubação, mas também, à localização das plantas, pois segundo Carvalho et al. (2002) esse elemento não forma compostos orgânicos no tecido das plantas, e é facilmente transportado da parte aérea para o solo, após a chuva, Desse modo, tende a concentrar maiores teores próximo às plantas, e diminuir com o afastamento da mesma.

Segundo Gomes e Garcia (2002), a variabilidade de um atributo pode ser classificada de acordo com a magnitude do seu coeficiente de variação (CV), que pode ser baixa, média, alta e muito alta, que neste estudo temos: baixa ($CV<10\%$) para pH_{12} e CTC_{12}: média ($10\% \leq CV \leq 20\%$) para K_{12}, Al_1, $H+Al_{12}$, SB_{12} e V_1: alta ($20\% < CV \leq 30\%$) para MO_{12}, Ca_{12}, Mg_1, Al_2, e V_2, e muito alta ($CV>30$) P_{12}, Mg_2 e m_{12}. Os atributos P_{12} e K_{12} apresentaram variabilidade muito alta e média, respectivamente. No caso do P, a baixa mobilidade no perfil condiciona estes resultados, independentemente do preparo. Quanto ao K, apesar da variabilidade ser bastante dependente do preparo em virtude da sua mobilidade, tal conclusão não foi observado com base nos CVs. Rogue et al. (2005) encontraram na camada de 0-0,20 m maiores CVs para o P (46,3% e 65,0%), o K (36,5% e 27,4%) e os menores foram para pH (4,4% e 6,7%), respectivamente, para o cultivo dos clones de seringueira PB 235 e RRIM 600.

Tabela 3 – Medidas descritivas dos atributos químicos do solo na área de seringueira, em Nova Venécia – ES.

Atributos		$\mathcal{M}$	$IC_{95\%}$	Md	Min	Max	Q1	Q3	S	Ks	Kc	CV (%)
MO_1	(dag kg^{-1})	2,1a	2,1±0,13	2,1	1,3	3,3	1,7	2,5	0,51	0,35	-0,60	24,8
MO_2	(dag kg^{-1})	1,8b	1,8±0,13	1,8	0,9	2,8	1,4	2,2	0,50	0,12	-0,82	27,8
pH_1	(em H_2O)	5,1a	5,1±0,05	5,1	4,6	5,4	5,0	5,2	0,19	-0,52	0,41	3,7
pH_2	(em H_2O)	4,8b	4,8±0,06	4,9	4,3	5,3	4,7	5,0	0,25	-0,20	-0,69	5,2
P_1	($mgdm^{-3}$)	9,4a	9,4±1,04	8,5	4,0	18,1	5,6	12,0	4,12	0,63	-0,80	43,8
P_2	($mgdm^{-3}$)	6,1b	6,1±0,93	5,1	1,7	14,8	3,1	8,2	3,67	0,99	0,04	59,7
K_1	($mgdm^{-3}$)	88,2a	88,2±3,88	92,0	57,0	117,0	81,0	97,0	15,34	-0,55	-0,12	17,4
K_2	($mgdm^{-3}$)	85,0a	85,0±2,88	85,7	59,0	104,0	79,0	91,5	11,36	-0,18	-0,22	13,4
Ca_1	($cmol_cdm^{-3}$)	2,0a	2,0±0,12	2,1	1,1	2,9	1,8	2,3	0,47	-0,38	-0,31	22,9
Ca_2	($cmol_cdm^{-3}$)	1,5b	1,5±0,11	1,6	0,5	2,5	1,3	1,9	0,45	-0,37	-0,37	28,8
Mg_1	($cmol_cdm^{-3}$)	0,6a	0,6±0,04	0,7	0,2	1,0	0,5	0,7	0,17	-0,40	-0,15	27,1
Mg_2	($cmol_cdm^{-3}$)	0,4b	0,4±0,04	0,5	0,2	0,7	0,3	0,5	0,15	0,00	-0,76	33,4
Al_1	($cmol_cdm^{-3}$)	0,5b	0,5+0,02	0,5	0,3	0,6	0,4	0,5	0,09	-0,19	-0,08	19,8
Al_2	($cmol_cdm^{-3}$)	0,6a	0,6±0,04	0,6	0,3	1,0	0,5	0,7	0,16	0,07	0,29	25,3
$H+Al_1$	($cmol_cdm^{-3}$)	6,3b	6,3±0,19	6,4	4,6	7,6	5,9	6,9	0,76	-0,31	-0,39	12,1
$H+Al_2$	($cmol_cdm^{-3}$)	6,7a	6,7±0,17	6,8	4,8	8,2	6,3	7,1	0,68	-0,36	0,50	10,1
SB_1	($cmol_cdm^{-3}$)	2,7a	2,7±0,08	2,8	2,1	3,3	2,5	2,9	0,30	-0,42	-0,34	11,0
SB_2	($cmol_cdm^{-3}$)	2,2b	2,2±0,07	2,2	1,6	3,0	2,0	2,3	0,28	0,71	0,56	12,8
CTC_1	($cmol_cdm^{-3}$)	9,2a	9,2±0,16	9,2	8,1	10,6	8,8	9,6	0,64	0,39	-0,52	6,9
CTC_2	($cmol_cdm^{-3}$)	8,9b	8,9±0,09	9,0	8,2	9,8	8,8	9,2	0,36	-0,24	0,31	4,1
V_1	(%)	29,8a	29,8±1,28	31,0	18,0	36,0	27,0	33,5	5,06	-0,97	0,26	16,9
V_2	(%)	25,0b	25,0±1,70	25,0	11,0	41,0	21,0	30,0	6,70	-0,03	-0,39	26,9
m_1	(%)	5,6b	5,6±0,55	5,2	1,9	10,6	4,2	6,8	2,15	0,76	0,19	38,2
m2	(%)	8,1a	8,1±0,81	7,1	3,2	16,2	6,0	10,4	3,20	0,61	-0,49	39,3

1: camada de 0-0,20 m; 2: camada de 0,20-0,40 m; NO: número de observações; $\mathcal{M}$: valor médio da amostra; Md: mediana; Min: valor mínimo; Max: valor máximo; S: desvio padrão; e CV: coeficiente de variação.Médias seguidas de mesma letra, em coluna, não diferem significativamente pelo teste Tukey ($p<0,05$).

Considerando as camadas de amostragens, tem-se, comparativamente, com CVs menores que 20% onze atributos, sendo que seis deles na camada de 0-0,20 cm. Marques Junior et al. (2008) encontraram CVs menores, para todos atributos químicos em um solo cultivado com cana-de-açúcar, na camada de 0-0,20 m em relação a camada 0,60-0,80 m. Esta variação entre os CVs dos diferentes atributos do solo é esperada visto que a variabilidade dos atributos químicos do solo é consequência de complexas interações dos processos de formação do solo, da cultura e de práticas de manejo do solo, que com a mecanização tende a homogeneizar a camada superficial do solo.

Os teores médios da matéria orgânica (MO_{12}) obtidos nas duas camadas são 2,1 e 1,8 dag kg^{-1}, de média classificação entre 1,5 a 3,0 dag kg^{-1}, segundo Prezotti et al. (2007), com maior valor médio em superfície (0-0,20 m). No entanto, Lima et al. (2013) encontraram valores de 2,6 e 2,5 dag kg^{-1} para área de vegetação natural em estado de regeneração e em pastagem, respectivamente, porém sem apresentar diferença

significativas entre os valores, nas camadas 0-0,20 m e 0,20-0,40 m. Souza et al. (2004) e Albuquerque et al. (2005) encontraram maiores teores de MO em áreas de floresta nativa sem antropismo, que segundo os autores este fato se dá pelo aporte de resíduos orgânicos ao solo. O sistema radicular volumoso da *Brachiaria,* que ocupava a área antes da implantação da seringueira*,* acarreta aumento em profundidade, conforme relatado por Moreira e Siqueira (2002), o que também pode ter influenciado os maiores teores de MO na camada de 0-0,20 m.

Solos com baixa capacidade de troca de cátions (CTC) o valor da matéria orgânica não é acentuado, podendo mesmo ser crítico na retenção de bases pelo solo. Este solo apresenta condições para acelerar a mineralização da MO, sendo a fração orgânica a maior responsável pelos atributos físico-químicos do solo, o que vem diminuir em muito as possibilidades de trocas de catíons entre as plantas e o solo.

Como a seringueira é uma cultura perene, tem-se em Prezotti et al. (2007), que para os seguintes atributos com os níveis desejáveis no solo: o pH na camada 0-0,20 m com uma acidez média (5,0 a 5,9), o P_{12} abaixo dos valores recomendados para solo com média fertilidade (20 a 30 mg dm^{-3}), o K_{12} se encontram com teores dentro do intervalo médio (entre 60 a 150 mg dm^{-3}). Os demais atributos químicos se encontram com seus valores médios dentro dos respectivos intervalos propostos por Prezotti et al. (2007) como: Ca_{12} (1,5 a 4,0), Mg_1 (0,5 a 1,0), Al_{12} (0,3 a 1,0), SB_{12} (2,0 a 5,0) e CTC_{12} (4,5 a 10,0) ($cmol_c$ dm^{-3}). Entretanto, a saturação por alumínio (m_{12}) apresentou valores menores que 20% (baixos) e também o Mg_2 e o V_{12} com valor abaixo do mínimo recomendado 0,5 $cmol_c$ dm^{-3} e menor que 50%, respectivamente. No geral, o solo se apresenta com fertilidade entre os valores médios para a seringueira, sendo o fosforo (P_{12}) nas duas camadas como o nutriente limitante para o desenvolvimento da cultura.

4.2 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO

4.2.1 Variáveis dendrométricas e atributos químicos do solo

Na correlação linear de Pearson ($p<0,05$) entre as variáveis dendrométricas e os atributos químicos do solo (Tabela 4), observa-se que somente os elementos químicos P,

K e Al apresentaram correlações baixas, entre 20% a 40%, porém significativas. Na primeira medição (1) as variáveis CBT1 e CAP1 apresentaram correlação positiva com K_1 e negativo com o Al_1, respectivamente. Este fato mostra que em presença de menor acidez no solo proporciona às plantas maior desenvolvimento da CAP1. Na segunda medição (2) o potássio (K_1) apresenta correlação com CBT2 e ALT2. O fósforo (P_1) correlacionou com ALT2, CAP2, DAP2 e VOL2. A variável ALT2 correlacionou com P_1 e K_1 na camada um e com o P_2 na camada dois do solo. Na medição (3) todas as variáveis dendrométricas estudadas correlacionaram com o K_1. As variáveis CBT3 e ALT3 também correlacionaram com o P_2. As correlações positivas indicam que essas variáveis dendrométricas apresentam maiores valores em locais onde se tem maior concentração desde elemento no solo, próximo às árvores,

Bataglia, Cardoso e Carretero (1998) mostraram que o desenvolvimento avaliado pelas medidas da CAP da seringueira foi influenciado, principalmente, pelos efeitos dos nutrientes N e P, enquanto na porcentagem de plantas aptas a entrar em sangria os efeitos significativos foram relacionados aos nutrientes N e K, evidenciando a ação do K sobre a uniformidade do crescimento das plantas. Virgens Filho et al. (2001) afirmam que apesar de ser cultivada em um solo com baixas concentrações de K, a seringueira mostrou-se eficiente na sua absorção.

Tabela 4 – Análise de correlação entre variáveis dendrométricas da seringueira e atributos químicos do solo em área de Latossolo Vermelho Amarelo, Nova Venécia – ES.

	P_1	K_1	Al_1	P_2
		Primeira medição		
CBT1	0,25	**0,26***	-0,08	0,23
ALT1	0,04	0,11	-0,06	0,14
CAP1	0,17	-0,08	**-0,27**	-0,01
DAP1	0,20	-0,06	-0,25	0,00
VOL1	0,25	0,09	-0,19	0,09
		Segunda medição		
CBT2	0,17	**0,35***	0,04	0,19
ALT2	**0,29***	**0,33***	-0,10	**0,28***
CAP2	**0,27***	0,17	-0,16	0,18
DAP2	**0,27***	0,17	-0,16	0,18
VOL2	**0,29***	0,23	-0,13	0,23
		Terceira medição		
CBT3	0,18	**0,35***	0,05	**0,26***
ALT3	0,25	**0,28***	0,08	**0,27***
CAP3	0,07	**0,37***	0,16	0,16
DAP3	0,07	**0,37***	0,16	0,13
VOL3	0,14	**0,34***	0,15	0,18

*significativo a 5%, pela correlação de Pearson.

4.2.2 Atributos químicos nas duas camadas de solo

A correlação de Pearson, bem como os *box-plots* entre os atributos químicos estão no Anexo A (Figuras de 6 a 12). Segundo classificação de Kitamura et al. (2007) os atributos MO_1xMO_2, Ca_1xCa_2, Mg_1xMg_2, K_1xK_2,V_1xV_2 e m_1xm_2 apresentam alta correlação (60% < r < 80%); média para P_1xP_2 e SB_1xSB_2 (40% < r <60%) e baixa para Al_1xAl_2 e $H+Al_1xH+Al_2$ (20% < r <40%). Os atributos pH, K e CTC não apresentaram correlação significativa ($p<0,05$) entre as camadas de solo. De certa forma, as correlações existentes entre camadas é um reflexo da prática de adubação dotada.

Segundo Figueiredo Filho e Silva Junior (2009), em termos estatísticos, duas variáveis se associam quando elas guardam semelhanças na distribuição dos seus valores. Mais precisamente, elas podem se associar a partir da distribuição das frequências ou pelo compartilhamento de variância. No caso da correlação de Pearson (r) vale esse último parâmetro, ou seja, ele é uma medida da variância compartilhada entre duas variáveis. Por outro lado, o modelo linear supõe que o aumento e/ou decréscimo de uma unidade em uma variável leva o mesmo comportamento na outra variável.

4.3 ANÁLISE ESPACIAL

Nesta análise os atributos que apresentam ausência de dependência espacial, efeito pepita puro (EPP) foram, químicos: P_2 e CTC_1 e as variáveis dendrométricas: CBT3 e DAP3.

Para os atributos que apresentam dependência espacial observou-se que o ajuste dos modelos teóricos permitiu construir semivariogramas com patamares (C_0+C) definidos (Tabela 5). Dessa forma, a hipótese intrínseca, que é exigência mínima para a análise geoestatística, foi atendida. Segundo Isaaks e Srivastava (1989), mais importante que a normalidade dos dados é a ocorrência do efeito proporcional, em que a média e a variância dos dados não são constantes. Evento esse não observado, ou seja, ocorrência de estacionaridade de segunda ordem necessária ao uso da geoestatística. Segundo

Webster (2000), para dados obtidos na natureza, o ajuste de uma distribuição teórica é apenas aproximado. Somente o atributo Mg_1 não apresentou distribuição normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov ($p<0,05$).

De acordo com Mcbratney e Webster (1986), os modelos matemáticos de semivariogramas que mais se ajustam aos atributos do solo são o esférico (ESF) e o exponencial (EXP). Nesse estudo, para os atributos químicos (Tabela 6), o modelo exponencial ajustou-se a 41,66% e o esférico a 50,0% dos atributos. Os demais 8,33% apresentaram efeito pepita puro (EPP).

O efeito pepita (C_0) apresentou valores baixos, próximos de zero, para a quase totalidade dos atributos químicos, com exceção para pH_2, P_1, K_{12}, Mg_2, SB_2, CTC_2 e V_2 que apresentam C_0 maior que 0,30. Ele indica a variância não explicada ou ao acaso, frequentemente causada por erros de medições ou variações dos atributos que não podem ser detectadas na escala de amostragem (VIEIRA, 2000). Os atributos químicos na camada de 0,20-0,40 m apresentaram os maiores efeito pepita.

O efeito pepita (C_0), também denominado variância aleatória, reflete a incerteza em pequenas distâncias, principalmente pela falta de conhecimento da distribuição espacial da variável em estudo. Quanto maior for o efeito pepita, maior a variabilidade e, consequentemente, a amostragem se torna insuficiente para esse nível de variabilidade espacial (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Segundo Carvalho et al. (2002), pode-se adensar as amostras de solo em uma área em diversas direções, fornecendo maior precisão no valor do efeito pepita (C_0), devido à proximidade da retirada das amostras, mas apresentaria o inconveniente de assumir que esses adensamentos apresentariam os mesmos resultados em qualquer posição dentro da área estudada.

O alcance (a) representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si, ou seja, os valores nos pontos localizados numa área com distancia igual ao alcance são mais homogêneos. Relacionando os alcances em ordem crescente na camada de 0-0,20 m temos 18,0 m (MO_1); 25,0 m (P_1); 32 m ($H+Al_1$); 36,0 m (K_1); 40,0 m (pH_1); 60,0 m (Mg_1); 65,0 m (Ca_1 e m_1); 68,0 m (SB_1); 70,0 m (Al_1) e 80,0 m (V_1). Na camada de 20-40 cm o alcance apresentou os seguintes valores: 19,0 m (MO_2); 22,0 m ($H+Al_2$); 26,0 m (K_2); 33,0 m (Al_2); 56,0 m (SB_2); 60,0 m (Mg_2 e CTC_2); 68,0 m (Ca_2); 75,0 m (V_2 e m_2) e 80,0 m (pH_2).

Em linhas gerais os alcances variaram dentro de certo padrão de distribuição espacial na área. Sabe-se que quanto maior for o alcance de dependência espacial maior é a continuidade espacial e maior o número de pontos vizinhos utilizados para estimar valores

para locais não amostrados, no método de interpolação. Considerando a proximidade dos alcances e mesmo modelo de ajustes de semivariograma, temos na camada de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m o mesmo padrão de distribuição espacial na área para Ca, Mg e SB, sugerindo existir correlação espacial entre esses atributos, uma vez que a SB é composta das bases Ca e Mg. Os atributos V_2 e m_2 também apresentam o mesmo padrão espacial, uma vez que apresentam correlação inversa, em que V está alta a m esta baixa e vice-versa.

Fazendo esta análise para um mesmo atributo nas duas camadas de solo verifica-se que MO, K, Ca, Mg, H+Al, V e m apresentam correlação espacial, o que se espera semelhança ente os seus respectivos mapas na área.

Todas as variáveis dendrométricas apresentaram dependência espacial com ajustes ao modelo exponencial, com exceção para DAP3 e CBT3, pois apresentaram EPP, ou seja, distribuição aleatória na área de estudo. Os maiores alcances foram obtidos para as variáveis na primeira medição (1). Vieira et al. (2010) ajustaram semivariogramas escalonados exponencial para o perímetro da seringueira resultando em uma dependência espacial moderada.

Observa-se nas Figuras 1B a 4B, apêndice, os semivariogramas escalonados pela variância dos dados, para o VOL1, VOL2, VOL3, ALT1, ALT2, ALT3, CBT1, CBT2, CAP1, CAP2, CAP3, DAP1 e DAP2. Verifica-se a semelhança entre os semivariogramas indicando que a distribuição espacial do crescimento das árvores de seringueira, primeira e segunda medição, permaneceu aproximadamente constante com o tempo, ou seja, as menores e maiores medidas das variáveis em um determinado local ficaram menores e maiores durante todo o período estudado.

Analisando os alcances próximos e o mesmo modelo de ajuste temos o mesmo padrão de distribuição para um mesmo atributo dendrométrico, na primeira e na segunda medição. Vê-se que os volumes que são calculados pelas variáveis CAPs e ALTs apresentam o padrão de distribuição espacial destas variáveis. As variáveis VOL3, CAP3 e ALT3 apresentam o mesmo padrão espacial, porém, distintos das outras medições. As variáveis dendrométricas apresentaram alcances menores que os atributos químicos de solo, indicando maior descontinuidade da área de estudo, com exceção para as variáveis da terceira medição, que apresentam alcances entre 110 a 130 m.

Tabela 5 – Modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonado ajustados aos dados químicos do solo em Latossolo Vermelho Amarelo cultivado com seringueira em Nova Venécia, ES, em que ($_1$) é a camada 0-0,20 m e ($_2$) a camada 0,20-0,40.

Atributos		Modelo	C_0	C_0+C	a (m)	R^2(%)	GDE(%)
Atributos químicos (Escalonado)							
MO_1	(dag dm^{-3})	EXP	0,03	0,95	18,0	93,0	3,0
MO_2	(dag dm^{-3})	EXP	0,03	1,13	19,0	73,0	1,0
pH_1	(em H_2O)	EXP	0,32	1,00	40,0	60,0	33,0
pH_2	(em H_2O)	EXP	0,48	1,10	80,0	83,0	44,0
P_1	($mgdm^{-3}$)	ESF	0,32	1,05	25,0	96,0	30,0
P_2	($mgdm^{-3}$)	EPP	1,00	1,00	-	-	-
K_1	($mgdm^{-3}$)	EXP	0,33	1,04	36,0	84,0	32,0
K_2	($mgdm^{-3}$)	EXP	0,50	1,08	26,0	89,0	46,0
Ca_1	($cmol_cdm^{-3}$)	ESF	0,06	1,15	65,0	90,0	3,0
Ca_2	($cmol_cdm^{-3}$)	ESF	0,14	1,16	68,0	90,0	11,0
Mg_1	($cmol_cdm^{-3}$)	ESF	0,10	1,12	60,0	92,0	9,0
Mg_2	($cmol_cdm^{-3}$)	ESF	0,36	1,10	60,0	99,0	32,0
Al_1	($cmol_cdm^{-3}$)	EXP	0,26	1,17	70,0	82,0	22,0
Al_2	($cmol_cdm^{-3}$)	EXP	0,12	1,03	33,0	78,0	11,0
$H+Al_1$	($cmol_cdm^{-3}$)	EXP	0,14	1,04	32,0	96,0	13,0
$H+Al_2$	($cmol_cdm^{-3}$)	ESF	0,03	0,95	22,0	99,0	13,0
SB1	($cmol_cdm^{-3}$)	ESF	0,15	1,17	68,0	93,0	13,0
SB2	($cmol_cdm^{-3}$)	ESF	0,38	1,09	56,0	84,0	35,0
CTC_1	($cmol_cdm^{-3}$)	EPP	1,00	1,00	-	-	-
CTC_2	($cmol_cdm^{-3}$)	EXP	0,58	1,17	60,0	70,0	50,0
V_1	(%)	ESF	0,00	1,28	80,0	89,0	1,0
V_2	(%)	ESF	0,34	1,17	75,0	86,0	29,0
m_1	(%)	ESF	0,02	1,19	65,0	99,0	2,0
m_2	(%)	ESF	0,20	1,20	75,0	94,0	16,0
Variáveis dendrométricas (Escalonado)							
VOL1	m^3	EXP	0,21	1,08	17,0	91,0	20,0
VOL2	m^3	EXP	0,12	1,00	14,0	92,0	17,0
VOL3	m^3	EXP	0,75	1,17	130,0	73,0	65,0
DAP1	cm	EXP	0,09	1,00	13,0	92,0	9,0
DAP2	cm	EXP	0,09	1,00	11,0	81,0	9,0
DAP3	cm	EPP	1,00	1,00	-	-	-
CBT1	cm	EXP	0,11	1,01	10,0	90,0	11,0
CBT2	cm	EXP	0,09	1,00	10,0	85,0	10,0
CBT3	cm	EPP	1,00	1,00	-	-	-
CAP1	cm	EXP	0,12	1,03	14,0	90,0	12,0
CAP2	cm	EXP	0,09	1,00	11,0	81,0	10,0
CAP3	cm	ESF	0,85	1,12	110,0	70,0	76,0
ALT1	m	ESF	0,004	0,96	12,5	95,0	1,0
ALT2	m	ESF	0,06	0,96	12,5	95,0	6,0
ALT3	m	ESF	0,77	1,20	110,0	70,0	64,0

ESF: modelo esférico; EPP: modelo efeito pepita puro; e EXP: modelo exponencial.

Os atributos de solo e os relativos às plantas que apresentam baixos valores de efeito pepita e que segundo Isaaks e Srivastava (1989) esse parâmetro (C_0) é importante durante o processo de interpolação por krigagem, pois quanto maior for a diferença do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar (C_0+C) do semivariograma que é representada pelos valores do grau de dependência espacial (GDE), maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa, e maior a confiança que se pode ter na estimativa para os locais não amostrados.

Os semivariogramas ajustados aos dados dos atributos químicos do solo estão apresentados no Apêndice C, Figuras 1C a 4C

Segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), os atributos químicos do solo e os relativos às plantas apresentam forte grau de dependência (GDE < 25,0%) para MO_{12}, Ca_{12} Mg_1, Al_{12}, $H+Al_{12}$, SB1, V_1, $m_{12,}$ VOL1, VOL2, DAP1, DAP2, CBT1, CTB2, CAP1, CAP2, ALT1 e ALT2; moderado (25% < GDE < 75%) para pH_{12}, P_1, K_{12}, Mg_2, SB_2, CTC_2, V_2 VOL3, ALT3 e fraca (GDE>75%) para CAP. Quanto maior for o GDE menos a variância espacial está contribuindo na variância total dos dados.

Segundo afirmação de Vieira et al. (2012), neste estudo em particular com atributos de solo e de plantas, deve-se ter em mente que os valores de efeito pepita (C_0) representam distintas grandezas, uma vez que se espera que as variáveis dendrométricas das plantas da seringueira apresentem uma população amostral mais estável que os atributos químicos do solo estudados. Isso se deve porque a variabilidade espacial das variáveis dendrométricas é representada pela integração de uma serie de fatores do sistema solo-planta-atmosfera, enquanto os atributos do solo são mais suscetíveis ao tipo de manejo praticado na área. Assim, as variáveis dendrométricas das árvores da seringueira são mais estáveis no tempo, e por isso apresentam menores valores de efeito pepita (C_0), quando comparado aos atributos de solo.

Os modelos escolhidos apresentam R^2 superiores a 70%, ou seja, a maior parte da variabilidade existente nos valores da semivariância estimada é explicada no ajuste. De acordo com GS+ (2004), a soma de quadrados dos resíduos (SQR) é um parâmetro mais robusto do que o R^2 e propicia uma medida mais exata do modelo que se ajusta aos dados. Posto isto, os dois parâmetros foram usados na escolha dos melhores modelos, assim como a correlação significativa entre os valores observados e os estimados pela validação cruzada.

Fez-se também o teste de Tukey ($p<0,05$) para comparar as médias entre os valores observados e os estimados, não mostrando assim diferença significativa entre as médias para todos os atributos, ou seja, as médias para um mesmo atributo entre os valores observados e os estimados, em função do ajuste de semivariograma, não diferem em nível de 5% de probabilidade.

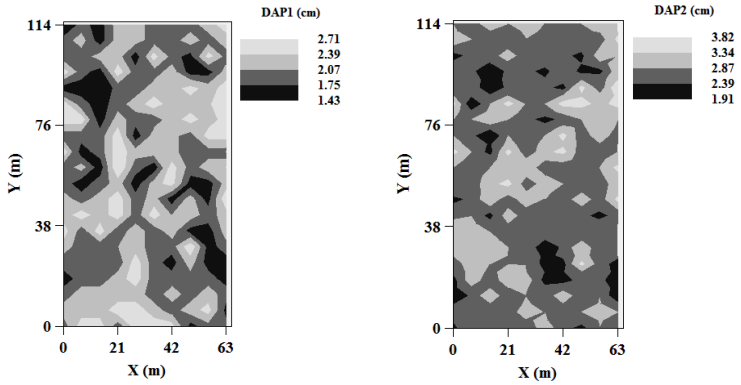
4.3.1 Mapas das variáveis dendrométricas

Os mapas das variáveis dendrométricas mostrados nas Figuras 8 a 12 foram construídos por krigagem ordinária, em pixel de 7x3 m, sendo 3 m entre plantas na linha e 7 m na entrelinha, que é o espaçamento da cultura. Verifica-se que nas duas medições realizadas nas árvores da seringueira, as variáveis apresentam um padrão espacial similar. Esse fato pode estar relacionado pelo pequeno intervalo de medições, sendo a primeira em março/2014 e a segunda em agosto/2014.

Apesar do efeito pepita alto encontrados nos semivariogramas escalonados para VOL3, CAP3 e ALT3, não se pode afirmar, neste estudo, se com o passar do tempo e por ser clones, que o desenvolvimento das árvores caminhará para menor variabilidade dessas variáveis, ficando mais homogêneas tanto em pequenas e em maiores distâncias de amostragens. Visto que, é consensual na análise espacial que as amostras coletadas em coordenadas geográficas próximas apresentam menor variabilidade e à medida que se distanciam, a variância espacial vai aumentando até atingir a variância dos dados.

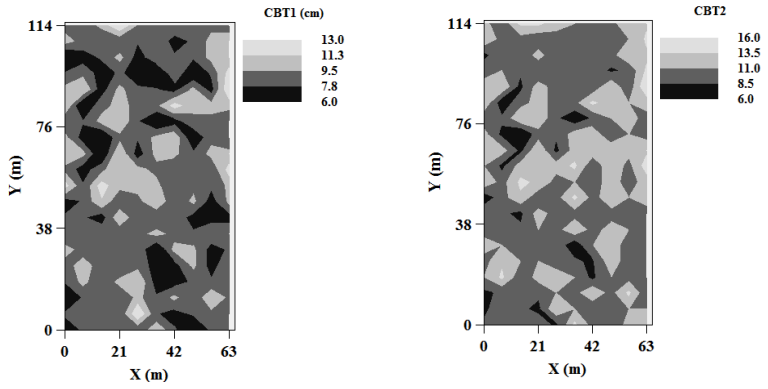
Na Figura 8 tem-se que o DAP1 apresentou maior área na classe de 2,07 a 2,71 cm, enquanto o DAP2 a maior área ficou na classe de diâmetro entre 2,39 a 2,87 cm.

Figura 8 – Mapas da distribuição espacial do diâmetro a altura do peito (DAP1 e DAP2).



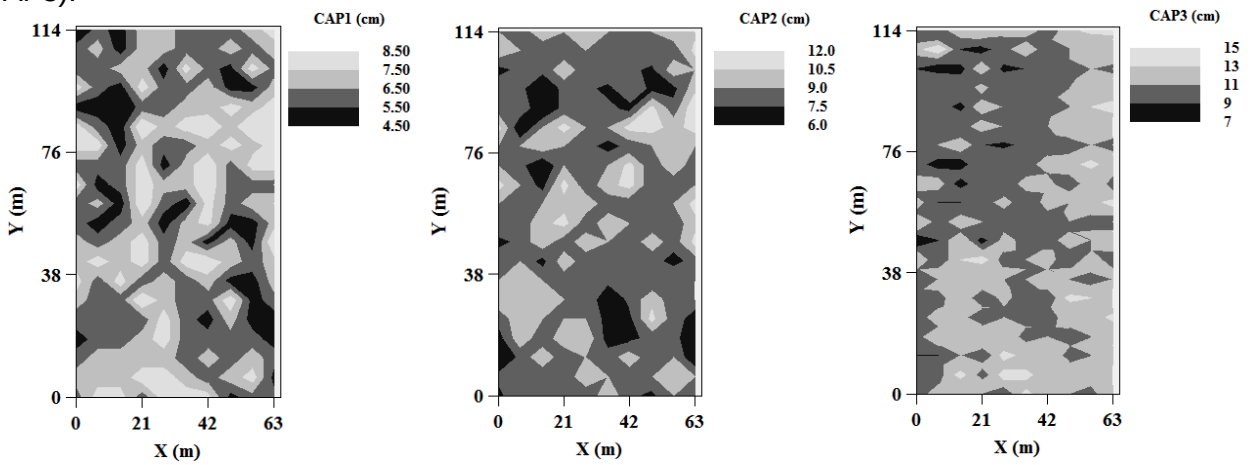
Na Figura 9 a CBT 1 e 2 apresentam padrão espacial de distribuição entre as medições um e dois.

Figura 9 – Mapas da distribuição espacial da circunferência da base do tronco (CBT1 e CBT2)



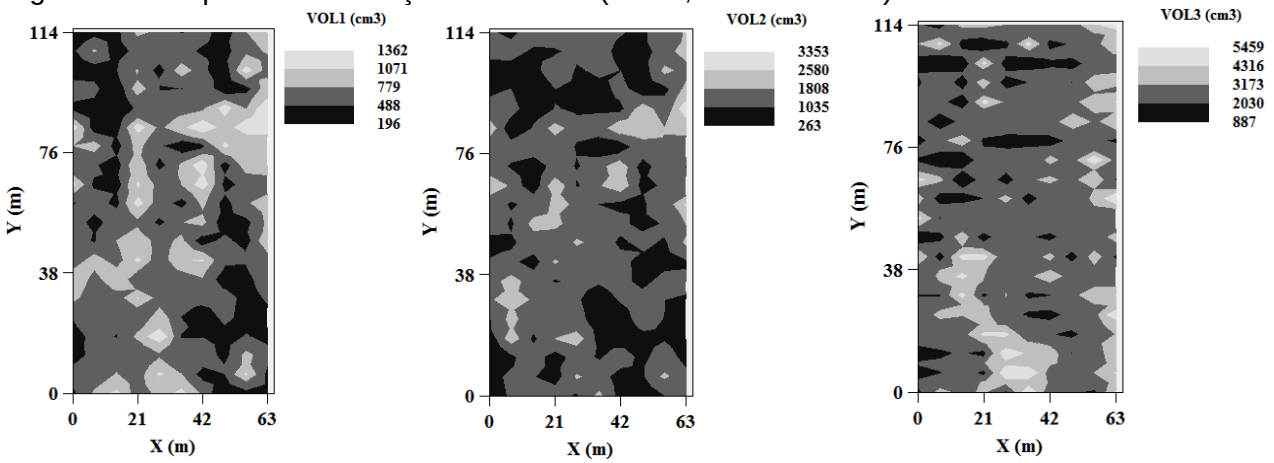
Na Figura 10 mostra valores de CAP1 compreendido na classe maior que 6,5 cm, enquanto a CAP2 na classe entre 7,5 e 9,0. A CAP3 ficou com maiores valores entre 9 a 13 cm, com quase totalidade da área.

Figura 10- Mapas da distribuição espacial da circunferência a altura do peito (CAP1, CAP2 e CAP3).



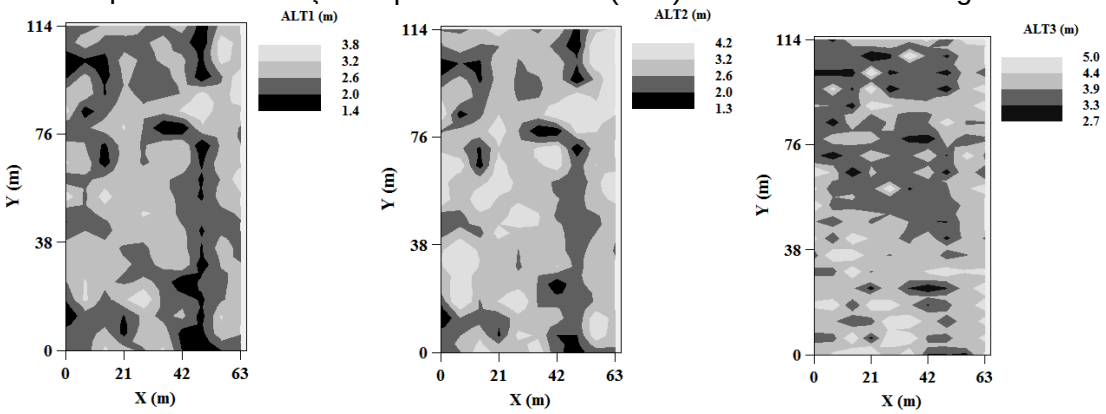
As cores claras nos mapas da Figura 11 apresentam as árvores como os maiores volumes (cm^3) (efeito de escala). De certa forma, os locais com as árvores de maiores e menores volumes, são coincidentes na área.

Figura 11 – Mapas da distribuição do volume (VOL1, VOL2 e VOL3).



Os mapas da altura das árvores (Figura 12), quanto à forma, apresentam similaridades, principalmente nas duas primeiras medições. As árvores que apresentam as maiores alturas estão correlacionadas com os maiores volumes e CAP, o que é de se esperar, uma vez que o volume é calculado utilizando-se a variável altura e CAP.

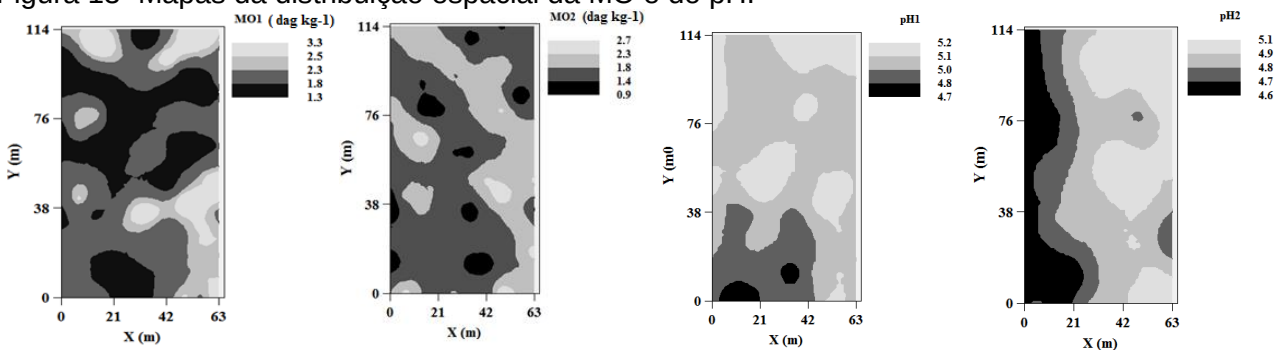
Figura 12 – Mapas da distribuição espacial da altura (ALT) das árvores da seringueira.



4.3.2 Mapas dos atributos químicos do solo

Os mapas dos atributos químicos do solo foram interpolados por krigagem ordinária em pixel de 1x1 m. O atributo químico do solo MO apresentou alcances 18 e 19 m, respectivamente, na camada de solo um e na camada dois. Observa-se, assim, maior variabilidade, ou seja, maior descontinuidade no solo, representada pelas circunferências nos mapas, o chamado “olho de boi”. Na vertical, este atributo apresentou baixa variabilidade, com semelhança entre os mapas. O pH apresentou maior área para valores acima de 5,0 (camada 0-0,20 m) e maior que 4,8 na segunda camada.

Figura 13- Mapas da distribuição espacial da MO e do pH.

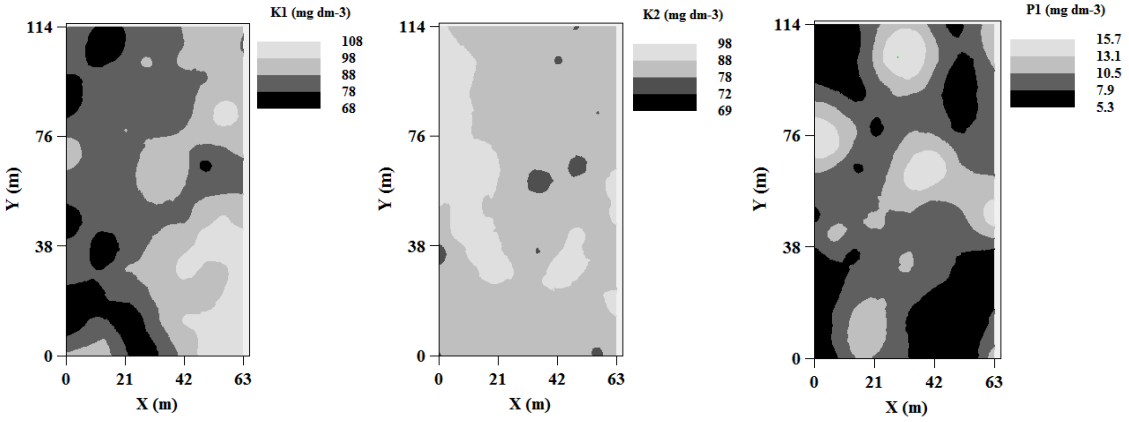


O atributo fosforo (P_1) apresenta valores maiores que 10,5 mg dm^{-3} em ilhas na área, mostrando descontinuidade espacial. Com relação ao K, verificam-se menores teores na camada 0,20-0,40 m, porém, não apresentando diferença significativa entre as camadas de solo. A amplitude total na camada 0-0,20 m é maior que na camada de 0,20-0,40 m.

Considerando a distribuição espacial mostrado nos mapas dos atributos químicos no solo verifica-se que no sentido da linha de transplantio tem-se maior continuidade espacial para quase totalidade dos atributos.

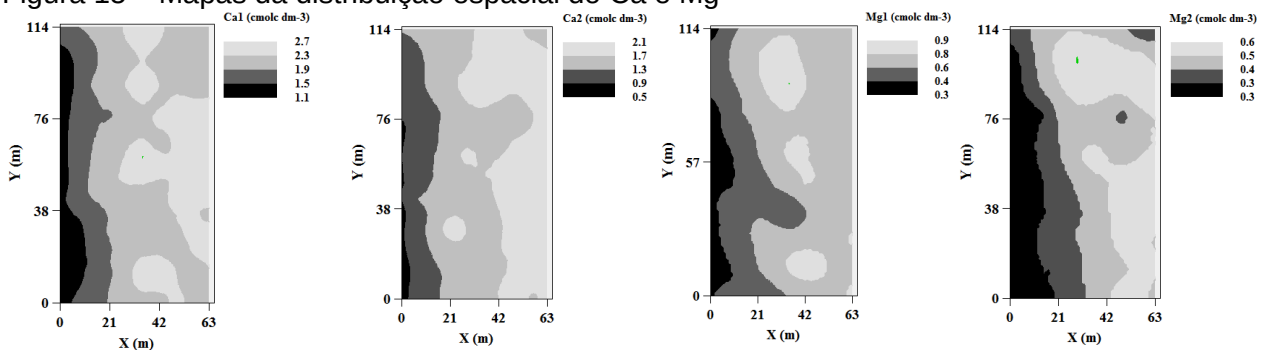
Da parte central para a direita da área, as maiores concentrações dos atributos químicos pH, K, Ca, Mg, SB, CTC e V destacam-se tanto na camada de 0-0,20 m como na 0,20-0,40 m.

Figura 14 – Mapas da distribuição espacial do P e do K.



Tendo em vista a correlação linear apresentada do K com as variáveis dendrométricas, principalmente na terceira medição, ao analisar os mapas destes atributos percebe-se que a região à direita da área corresponde com os maiores valores das variáveis dendrométricas, sugerindo que, de alguma forma, a concentração do elemento K no solo está influenciando no desenvolvimento da seringueira, na idade que foi realizado este estudo.

Figura 15 – Mapas da distribuição espacial do Ca e Mg



Os atributos químicos Al, H+Al e m apresentam correlação espacial inversa com as bases K, Ca e Mg, nas duas camadas, ou seja, apresentam correlação espacial negativa.

Figura 16 – Mapas da distribuição espacial do Al e SB.

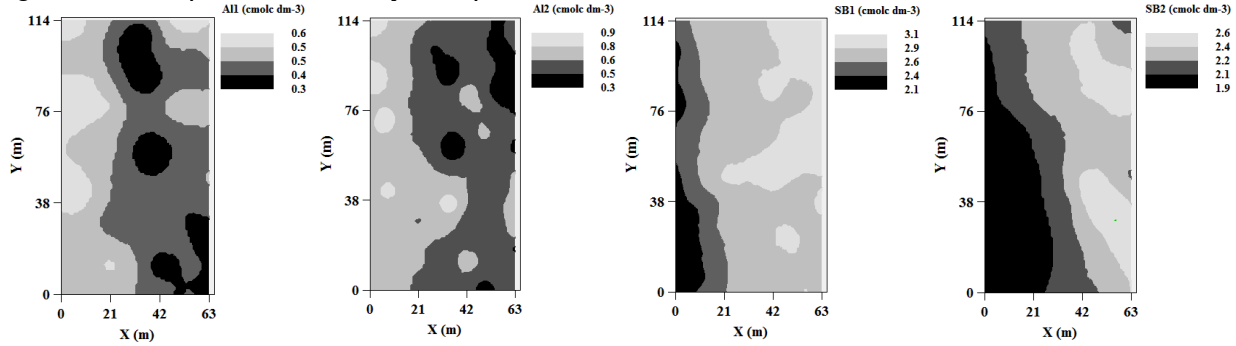
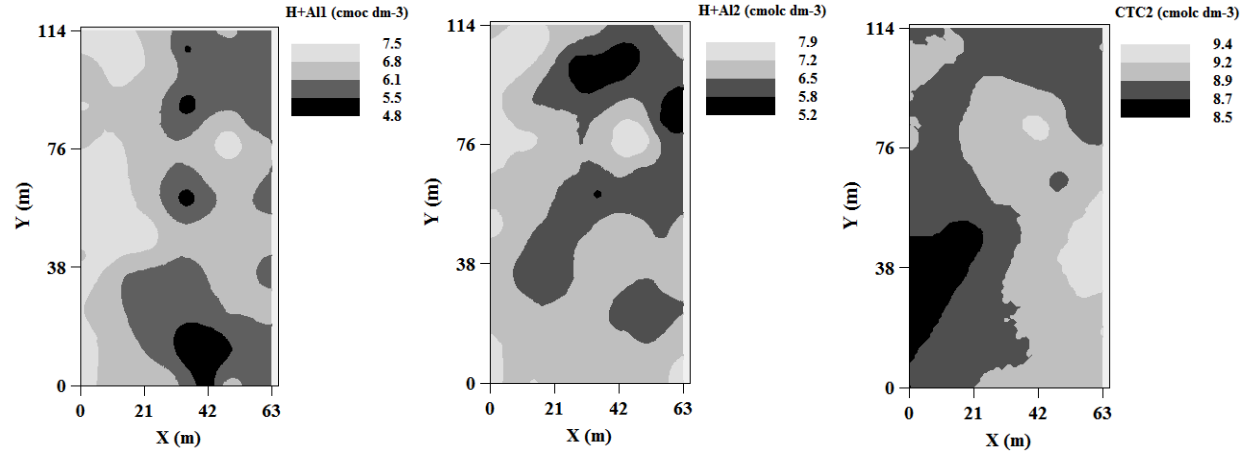
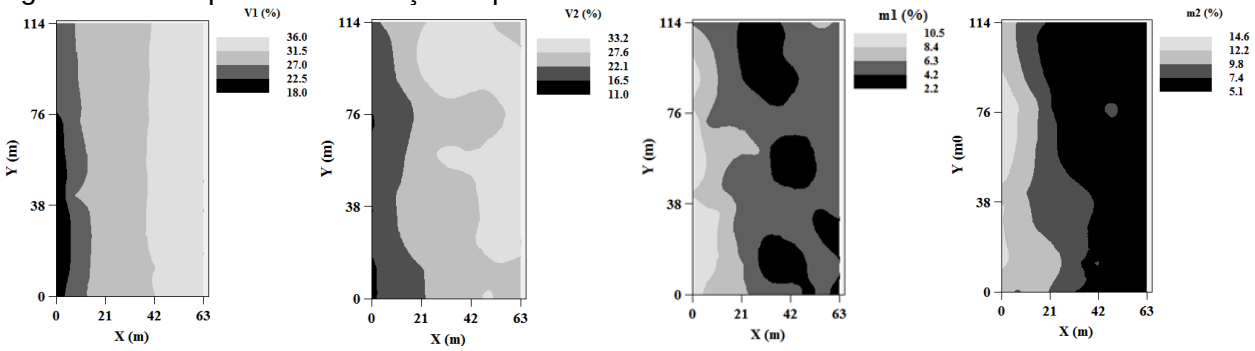


Figura 17 – Mapas da distribuição espacial do H+Al e da CTC.



A saturação por bases (V), apesar dos valores médios abaixo da recomendação (50%) encontrado nas duas camadas de solo, mostra nitidamente a continuidade espacial na direção da linha de transplantio, como mencionado anteriormente. Os alcances encontrados para V_1 foi de 80,0 m e para V_2 de 75,0 m.

Figuras 18 – Mapas da distribuição espacial de V e de m.



4.3.3 Erros de estimativa

Na Tabela 7 estão os dados dos erros considerando a escolha dos modelos teóricos de semivariogramas ajustados aos dados utilizando o método da validação cruzada, em que o valor observado em um determinado ponto amostral é retirado do conjunto de dados e com o modelo escolhido estima-se novo valor para o ponto amostral em questão. Verifica-se que os atributos P_1, K_1 e K_2 apresentam os erros (RMSE) 3,860, 15,702 e 11,706 para os modelos ESF e EXP, respectivamente. Esses valores encontrados sugerem que o numero de pontos amostrais e/ou o tamanho da área experimental não foi suficiente para determinar com precisão a informação com dependência espacial para esses atributos, pois quanto mais próximo de zero melhor é o RMSE. Os valores positivos e os negativos de MBE nas duas camadas foram para seis e cinco atributos, respetivamente, alternado para Mg, V e m. O sinal positivo indica que o método de interpolação com os modelos escolhidos estão superestimando os valores na área, enquanto os valores negativos estão subestimando os valores observados. Outra observação a fazer é no sentido de padronizar a escala de medição, para facilitar a comparação dos erros entre os atributos.

Tabela 7 – Erro médio quadrático (RMSE) e desvio das médias (MBE) na estimação de valores observados pela validação cruzada.

	MO	pH	P	K	Ca	Mg	Al	H+Al	SB	CTC	V	m
						Camada 0,0-0,20 m						
$RMSE_1$	0,538	0,208	3,860	15,702	0,333	0,106	0,079	0,698	0,227	-	1,472	1,482
MBE_1	0,0002	-0,007	0,149	0,235	0,002	0,002	-0,0007	-0,026	-0,03	-	0,015	-0,028
						Camada 0,20-0,40 m						
$RMSE_2$	0,542	0,226	-	11,706	0,348	0,126	0,156	0,703	0,213	0,363	5,155	2,304
MBE_2	0,014	-0,015	-	0,353	0,0005	-0,0008	0,001	0,042	-0,019	-0,006	-0,004	0,01

5 CONCLUSÕES

- A geoestatística se mostra uma eficiente ferramenta para análise espacial da fertilidade do solo e medidas dendrométricas da seringueira. No entanto o número de amostra não foi suficiente para o estudo do P, CTC, m, na camada 0-0,20 m e CBT e DAP aos 24 meses da cultura, o que sugere a utilização de uma amostragem superior a 60

pontos, para análise do solo e uma malha mais densa para as referidas variáveis dendrométricas. No entanto, nota-se que aos 24 meses as variáveis dendrométricas já caminham para o efeito pepita puro, também em função da redução da heterogeneidade do plantio com o passar do tempo.

- O K, o P e o Al foram os únicos atributos químicos que apresentaram correlação com ao menos uma variável dedrométrica, sendo a maior parte das correlações identificadas no período da segunda e terceira medição, ocorridas aos 19 e 25 meses de desenvolvimento da cultura.
- Os modelos de semivariograma esférico e exponencial foram os que apresentam melhor ajuste tanto para o estudo das variáveis dendrométricas quanto para os atributos químicos do solo.

6 REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, J. A.; ARGENTON, J.; BAYER, C.; WILDNER, L. P.; KUNTZE, M. A. G. Relação de atributos do solo com a agregação de um Latossolo Vermelho sob sistemas de preparo e plantas de verão para cobertura do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 29, n. 3, p. 415-424, 2005.

ALVARENGA, A. P.; CARMO, C. A. F. S. Implantação e condução do seringal. In: _____**Seringueira**. Viçosa: Epamig, 2008, 894 p.

ALVES, E. D. L.; VECCHIA, F. A. S. Análise de diferentes métodos de interpolação para a precipitação pluvial no Estado de Goiás. **Acta Scientiarum**, v. 33, n. 2, p. 193-197, 2011.

ALVES, R. N. B.; VENTORIM, N. Variação de macro e micronutrientes em função de níveis de NPKMg em viveiro de seringueira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**,v.26,1991.

AMARAL,L.P. **Geoestatística na caracterização do solo e da vegetação em floresta ombrófila mista.** Guarapuava: Unicentro, 2012. 133 f. Dissertação (Programa de Pós-graduação em Agronomia) Universidade Estadual do Centro Oeste, Guarapuava, 2012.

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

ANTONIO FILHO, F. D. Riqueza e miséria do ciclo da borracha na Amazônia brasileira: um olhar geográfico por intermédio de Euclides da Cunha. In: GODOY, P.R.T. (Org.). **História do pensamento geográfico e epistemologia em Geografia.** São Paulo: Cultura Acadêmica, 2010. 289 p.

BATAGLIA, O. C.; CARDOSO, M.; CARRETERO, M. V. Situação nutricional de seringais produtivos no Estado de São Paulo. **Bragantia**, v. 47, p. 109-123, 1988.

BATAGLIA, O. C.; SANTOS, W. R.; IGUE, T.; GONÇALVES. P. S. Resposta da seringueira clone RRIM 600 à adubação NPK em solo Podzólico Vermelho-Amarelo. **Bragantia**, v. 57, n. 2, p. 367-37, 1998.

BATAGLIA, O.C.; CARDOSO, M.; CARRETERO, M.V. Situação nutricional de seringais produtivos no Estado de São Paulo. **Bragantia**, v. 47, p. 109-123, 1988.

BERNARDES, M. S.; GUIDUCCI, E. P.; GUIDUCCI, G. M. V. Avaliação do desenvolvimento de seringueira, mogno-brasileiro e cedro australiano plantados em consórcio na região de São José do Rio Preto - SP. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE HEVEICULTURA, 2., 2010, Ilhéus. **Anais...** Ilhéus: CEPLAC, 2010. CD ROM.

BONA, D. A. O. **variabilidade espacial do diâmetro a altura do peito do eucalipto e das frações granulométricas do solo utilizando análise multivariada e geoestatística.** Jerônimo Monteiro, 2014. 59 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Espírito Santo, Jerônimo Monteiro, 2014.

BOTTEGA, E. L.; SILVA, S. A.; COSTA, M. M.; BOTTEGA, S. P. Cokrigagem na estimativa dos teores de Ca e Mg em um Latossolo Vermelho distroférrico. **Revista Ciência Agronômica**, v. 42, n. 4, p. 821-828, 2011.

BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. **Journal of Soil Science**, v. 31, n. 2, p. 333–341, 1980.

CAMARGO, E.; DRUCK, S.; CÂMARA, G. 3. Análise de Superfícies por Geoestatística Linear. In: DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. Análise Espacial de Dados Geográficos. Brasília: EMBRAPA, 2004.

CAMARGO. A. P., MARIN. F. R., CAMARGO, M. B. P. **Zoneamento climático da heveicultura no Brasil.** Brasília: EMBRAPA-Documentos, 2003.

CAMARGO. E. C. G. **Geoestatística: Fundamentos e aplicações.** São José dos Campos: INPE, 2001. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf>. Acesso em: 14 jun. 2015.

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

CAON, D. **Espacialização e mapeamento da fertilidade em diferentes camadas do solo e densidades amostrais.** Guarapuava: Unicentro, 2012. 56 f. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em Agronomia) Universidade Estadual do centro Oeste, Guarapuava, 2012.

CARMO, D. N.; FIGUEIREDO, M. S. Solos para seringueira: manejo e conservação. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 11, n. 121, p. 13-17, 1985.

CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, 2002.

CENTURION, M. A. P. C.; CENTURION, J. F.; ROQUE, C. G.; PRADO, R. M.; NATALE, W. Efeito do manejo da entrelinha da seringueira sobre as propriedades químicas do solo, o estado nutricional e o crescimento. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 29, n. 2, p.185-193, 2005.

CLINE, M. G. Principles of soil sampling. **Soil Science**, Baltimore, v. 58, p. 275 - 288, 1944.

COELHO JÚNIOR, L. M.; REZENDE, J. L. P.; BORGES, L. A. C.; OLIVEIRA, A. D. Análise temporal da borracha natural brasileira. **Cerne,** Lavras, v.15, n. 1, p.19-26, 2009.

CRUZ, L. E. C.; FILIPPINI, J. M. A.; PARFITT, J. M. B.; PILLON, C. N. Estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo em um agroecossistema de arroz irrigado para suporte à Agricultura de Precisão. In: BERNARDI, A. C. de C.; NAIME, J. de M.; RESENDE, A. V. de; BASSOI, L. H.; INAMASU, R. Y. (Ed.). **Agricultura de precisão:** resultados de um novo olhar. Brasília: Embrapa, 2014. p. 209-216.

D'AGOSTINI, S.; BACILIERI, S.; VITIELLO, N.; HOJO, H.; BILYNSKYJ, M. C. V.; BATISTA FILHO, A.; REBOUÇAS M. M. Ciclo Econômico Da Borracha – Seringueira *Hevea Brasiliensis* (Hbk) M. Arg. **Páginas do Instituto Biológico**, São Paulo: v. 70, n. 2, p. 205-206, 2003.

DEAN, W. Luta pela borracha no Brasil. São Paulo: **Nobel**, 1989.

DOMINGUES, F. A. **Nutrição mineral e crescimento de seringais em início de explotação no Estado de São Paulo**. Piracicaba, 1994. 59f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 1994.

EMBRAPA - EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA, **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**, 2. ed, Rio de Janeiro: EMBRAPA/CNPS, 2011. 306p.

EMBRAPA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos.** Rio de Janeiro: 2013. 412 p.

EMBRAPA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISAS AGROPECUÁRIAS**. Manual de métodos de análise de solo.** 3. Ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos,2011. 212 p. (Documentos).

ESPÍRITO SANTO (Estado). Seringueira: Pesquisa e Desenvolvimento no Espírito Santo. **.Net**, Vitória, Jul. 2013. Disponível em: <http://www.es.gov.br/Noticias/162411/seringueira-pesquisa-e-desenvolvimento-no-espirito-santo.htm>. Acesso em 21 Abr. 2015.

FIGUEIREDO FILHO, D. B.; SILVA JÚNIOR, J. A. Desvendando os Mistérios do Coeficiente de Correlação de Pearson (r). **Revista Política Hoje**, Pernambuco, v. 18, n. 1, 2009.

GAMEIRO, A. H. **Análise das importações de borracha indica setores passíveis de investimentos**. Piracicaba: CEPEA, 2003.

GAMMA DESIGN SOFTWARE, **GS+® - Geostatistics for the Environmental Sciences**, Version 7.0. Michigan: 2004, 1 CDROM.

GASPAROTTO, L.; TRINDADE, D. R.; SILVA, H.M. **Doenças da seringueira. Manaus**, EMBRAPA/CNPSD, Circular Técnica, 4. 1984.

GOMES, P. F.; GARCIA, C, H, **Estatística aplicada a experimentos agronômicos e florestais**: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos, Piracicaba: FEALQ, 2002. 309 p.

GOUVÊA, L. R. L. **Divergência genética em seringueira estimada através de técnicas multivariadas e marcadores moleculares microssatélites.** Campinas: IAC, 2009. 89 f. Dissertação (Mestrado em agricultura tropical) Instituto Agronômico de Campinas, Campinas, 2009.

GRANDIN, G. **Fordlandia:** ascensão e queda da cidade esquecida. Rio de Janeiro: Rocco, 2010. 400 p.

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

GUERRA, P. A. G. **Geoestatísitca Operacioanal**. Brasília: MME/DNPM, 1988. 145 p.
HAAG, H. P.; BUENO, N.; PEREIRA, J. P. Exigências minerais em uma cultura de seringueira. In: SIMPÓSIO SOBRE A CULTURA DA SERINGUEIRA NO ESTADO DE SÃO PAULO, 1., Piracicaba, 1986. **Anais...** Campinas: Fundação Cargill, 1986. p. 33-82.

INCAPER. Plantio de seringueiras cresce e estimula economia agrícola capixaba **.Net**, Vitória, ago. 2012. Disponível em: <http://www.incaper.es.gov.br/noticia_completa.php?id=2388>. Acesso em 20 jun. 2015.

INOUE, N.; XAVIER, S. R.; ROMANEL, C. Análise geoestatística do subsolo da usina nuclear de Angra 2. In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA - GIS BRASIL, 5., Salvador, 1999. **Anais...** Salvador: Sagres/Fatogris, 1999. CD-ROM.

INSTITUTO AGRONÔMICO DE CAMPINAS. **Programa seringueira**. São Paulo: IAC, 2002. 30 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção Agrícola Municipal 2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção Agrícola Municipal 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.

INTERNATIONAL RUBBER STUDY GROUP. Production of natural rubber. Ruber **Statistical Bulletin**, Wembley, v. 6, n. 7-9, p. 14-15, 2012.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, M. **An introduction to applied geostatistics.** New York: Oxford Univ.: 1989. 600 p.

JAKOB, C. Ice clouds in Numerical Weather Prediction models - progress, problems and prospects. In: LYNCH, D. **Cirrus: History and Definition.** New York: Oxford University Press, p. 327-345, 2002.

JUNQUEIRA, N. T. V.; CHAVES, G. M.; ZAMBOLIM, L.; ALFENAS, A. C.; GASPAROTTO, L. Reação de clones de seringueira a vários isolados de *Microcyclus ulei.* **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v. 23, n. 8, 877-893, 1988.

KITAMURA, A. E.; CARVALHO, M. P.; LIMA, C. G. R. Relação entre a variabilidade espacial das frações granulométricas do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência de Solo**, v. 31, n. 2, p. 361-369, 2007.

KÖPPEN, W.; GEIGER, R. **Klimate der Erde.** Gotha: Verlag Justus Perthes. 1928.

LAMPARELLI, R.A.C.; ROCHA, J.V.; BORGHI, E. **Geoprocessamento e agricultura de precisão**: fundamentos e aplicações. Guaíba: Agropecuária, 2001. 118 p.

LANDIM, P. M. B. Sobre Geoestatística e mapas. **Terra e Didatica**, v. 2, n. 1, p. 19-33, 2006.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatísitica de dados geológicos**. São Paulo: Editora UNESP, 1998. 226 p.

LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, P. C.; OLIVEIRA, R. B.; XAVIER, A. C. Métodos geoestatísticos no estudo da resistência do solo à penetração em trilha de tráfego de tratores na colheita de madeira. **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 32, n. 5, p. 931-938, 2008.

LIMA, J. S. S.; BONA, D. A. O.; FIEDLER, N. C.; PEREIRA, D. P. Distribuição espacial das frações granulométricas argila e areia total em um Latossolo Vermelho-Amarelo**.** **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v. 38, n. 3, p. 513-521, 2014.

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

LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, R. B.; QUARTEZANI, W. Z. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho Amarelo sob cultivo de pimenta-do-reino. **Engenharia na Agricultura**, v. 15, p. 290-298, 2007.

LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; SILVA, S. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração. **Revista Árvore**, v. 34, n. 1, p.127-136, 2010.

LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; SILVA, S. A. Distribuição espacial da matéria orgânica, grau de floculação e argila dispersa em água em área de vegetação natural em regeneração e pastagem. **Revista Árvore**, v, 37, n, 3, p, 539-546, 2013.

MARQUES JÚNIOR, J.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T.; BARBIERI, D. M.; Variabilidade espacial de matéria orgânica, P, K e CTC de um Latossolo cultivado com cana-de-açúcar por longo período. **Revista de Biologia e Ciências da terra**, v. 8, n. 1, p.143-152, 2008.

MARQUES, P. C.; GONÇALVES, P. S.; GALVÊAS, P. A. O. **3ª recomendação para o estado do Espírito Santo**. Vitória, ES:DCM-Incaper, 2009.

MARQUES, P. C.; GONÇALVES, P. S.; GALVEAS, P. A. O. **2ª Recomendação para o estado do Espírito Santo**. Vitória, DCM-Incaper, Documento 143, 2007.

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

MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its applications**. Paris: Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathematique de Fontainebleu, 1971. 211 p.

MATIAS, S. S. R.; NÓBREGA, J. C. A.; NÓBREGA, R. S. A.; ANDRADE, F. R.; BAPTISTEL, A. C. Variabilidade espacial de atributos químicos em latossolo cultivado de

modo convencional com soja no cerrado Piauiense. **Revista Agro@mbiente**, v. 9, n. 1, p. 17-26, 2015.

MATTOS, C. R. R.; GARCIA, D.; PINARD, F.; LE GUEN, V. Variabilidade de isolados de Microcyclus ulei no Sudeste da Bahia. **Fitopatologia Brasileira** v. 28, n. 5, p. 502-507, 2003.

MCBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, 37, p. 617-639.1986.

MONTESINOS, M. G.; CÁMARA, J. M. F.; TOMÉ, J. M.; CÁMARA, M. A.O.; GARCÍA, F. H.; VICENTE, R. M.; DÍEZ, M. B. Número de submuestras necessarias para la obtención de una muestra de suelo representativa, **Agrícola Vergel**, v, 241, p,9-18, 2002.

MOREIRA, F. M.; S.; SIQUEIRA, J. O. **Microbiologia e bioquímica do solo.** Lavras: UFLA, 626p. 2002.

MORENO, R. M. B.; MARTINS, M. A.; MATTOSO, L. H. C.; CORRADINI , E.; JOB, A. E.; GONÇALVES, P. S. Monitoramento das propriedades térmicas das borrachas naturais de novos clones: 301 e IAC 303. **Polímeros**, v. 23, n. 5, p. 649-653, 2013.

MYERS, J. C. **Geostatistical error management:** Qualifying uncertainty for enviromental sampling and mapping. New York: Van Nostrand Reinhold, 1997. 571 p.

OLIVEIRA, A. B.; CARMO, C. A. F. S.; CRUZ, R. B. (Coord.). **A cultura da seringueira no Estado do Rio de Janeiro: perspectivas e recomendações técnicas.** Niterói: PESAGRO-RIO, 2009. 136 p.

OLIVEIRA, I. A.; MARQUES JUNIOR, J.; CAMPOS, M. C. C.; AQUINO, R. A.; SIQUEIRA, D. S.; FREITAS, L. Spacial variability and sampling density of chemical attributes in archaeological black earth and native forest soil in manicoré, AM. **Floresta**, Curitiba, v. 44, n. 4, p. 735 - 746, 2014.

OLIVEIRA, I. R.; TEIXEIRA, D. B.; PANOSSO, A. R.; CAMARGO, L. A.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Modelagem geoestatística das incertezas da distribuição espacial do fósforo disponível no solo, em área de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 37, p. 1481-1491, 2013.

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

PAZ, A.; TABOADA, M.T.; GÓMEZ, M.J. Spatial variability in topsoil micronutrients contents in one-hectare cropland plot. **Communication in Soil Science and Plant Analysis**, v.27, n.3/4, p.479-503, 1996.

PEREIRA, A. V; PEREIRA, E. B. C. **Cultura da Seringueira no Cerrado.** Planaltina: Embrapa Cerrados, 2001. 59 p.

PEREIRA, J. P.; DORETTO, M.; LEAL, A. C.; CASTRO, A. M. G.; RUCKER, N. A. **Cadeia produtiva da borracha natural: análise diagnóstica e demandas atuais no Paraná**. Londrina: IAPAR, 2000. 85 p.

PILAU, F. G.; MARIN, F. R.; CAMARGO, M. B. P.; ASSAD, E. D.; PINTO, H. S.; BARBARISI, B. F. Zoneamento agroclimático da heveicultura para as regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 15, n. 2, p. 161-168, 2007.

PREZOTTI, L. C.; GOMES, J. A.; DADALTO, G. G.; OLIVEIRA, J. A. **Manual de recomendação de calagem e adubação para o Estado do Espírito Santo – 5ª aproximação**, Vitoria, ES: SEEA/INCAPER/CEDAGRO, 2007, 305p.

PUSHPARAJAH, E. Problems and potentials for establishing Hevea under difficult environmental conditions. **Planter**, v. 50, p. 242-251, 1983.

PUSHPARAJAH, E.; TENG, T. K. Factors influencing leaf nutrient leveis in rubber. In: RUBBER RESEARCH INSTITUTE OF MALAYA PLANTERS CONFERENCE, Kuala Lumpur, 1976, **Anais…** Kuala Lumpur, Rubber Research Institute of Malaya, 1972. p.140-154.

REIS, E.L.; CABALA-ROSAND, P. Eficiência dos fertilizantes aplicados nas fases de pré e pós-sangria da seringueira**.** **Revista Theobroma**, Ilhéus, v. 18, n. 3, p. 189-200, 1988.

REIS, E. L.; CHEPOTE, R. E. S. Solos e nutrição da seringueira. In: ALVARENGA, A. P.; CARMO, C.A.F.S. **Seringueira**. Viçosa – MG: EPAMIG, 2008.

ROQUE, C. G.; CENTURION, J. F.; PEREIRA, G. T.; BEUTLER, A. N.; FREDDI, O. S.; ANDRIOLI, I. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n. 70, p. 59-66, 2006.

ROQUE, C. G.; CENTURION, J. F.; PEREIRA, G. T.; BEUTLER, A. N.; FREDDI, O. S.; ANDRIOLI, I. Variabilidade espacial de atributos químicos em argissolo vermelho-amarelo cultivado com seringueira. **Revista de Ciências Agro-Ambientais**, v. 3, p. 26-45, 2005.

ROQUE, C.G., PRADO, R.M., NATALE, W. Estado nutricional e produtividade da seringueira em solo com calcário aplicado superficialmente. **Pesquisa agropecuária brasileira**, v. 9, n. 5, p.485-490, 2004.

SALVIANO, A. A. C. **Variabilidade de atributos de solo e de Crotalaria juncea em solo degradado do município de Piracicaba-SP.** Piracicaba, 1996. 91p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

SILVA JUNIOR, R. L. **Variabilidade espacial do índice de cone correlacionada com mapas de produtividade**. Piracicaba, 2001. 132f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

SILVA, F. C (Ed.). **Manual de análises químicas de solos, plantas e fertilizantes**. 1. Ed. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 1999. 370p.

SILVA, M. S. S. **Subsídio da borracha e sua relação com os moradores da Resex Chico Mendes: uma análise das contribuições socioeconômicas e ambientais.** Manaus, 2013. 124 f. Dissertação (Mestrado em Gestão de Áreas Protegidas na Amazônia). INPA, Manaus, 2013.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; BOTTEGA, E. L. Cokrigagem no estudo da relação espacial entre atributos químicos e físicos do solo. In: SIMPÓSIO DE GEOESTATISTICA APLICADA EM CIÊNCIAS AGRARIAS, 2., Botucatu, 2011. **Anais...** Botucatu, FCA, 2009. CD-ROM.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; BOTTEGA, E. L. Variabilidade espacial da precipitação pluviométrica para o estado do Espírito Santo utilizando métodos multivariados. **Revista Brasileira Ciências Agrárias**, Recife, v. 6, n. 4, p. 703-709, 2011.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; OLIVEIRA, R, B.; SILVA, A, F. Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Amarelo. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 41, n. 1, p. 1-8, 2010.

SILVEIRA, A. P.; FURTADO, E. L. **Doenças da Seringueira no Estado de São Paulo.** São Paulo: Instituto Biológico, Boletim Técnico, 1995.

SILVEIRA, P. M.; ZIMMERMANN, F. J. P.; SILVA, S. C.; CUNHA. A. A. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um Latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 10, p. 2057-2064, 2000.

SOARES, A. **Geoestatística para ciências da terra e do ambiente**. Lisboa, Portugal: IST Press, 2006. 213 p.

SOUZA, G. S.; LIMA, J. S. S.; XAVIER, A. C.; ROCHA, W. S. D. Krigagem ordinária e inverso do quadrado da distância aplicados na espacialização de atributos químicos de um argissolo. **Scientia Agraria**, Curitiba, v. 11, n. 1, p. 73-81, 2010.

SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 21, n. 3, p. 1-10, 1997.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; MONTANARI, R. Otimização amostral de atributos de latossolos considerando aspectos solo-relevo. **Ciência Rural**, v. 36, n. 3, p.892-836, 2006.

SOUZA, Z. M.; LEITE, J. A.; BEUTLER, A.N. Comportamento de atributos físicos de um Latossolo Amarelo sob agroecossistemas do Amazonas. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 24, n. 3, p. 654-662, 2004.

STURARO J. R.; LANDIM P. M. B. Estudo do Nível Piezométrico por Análise Estatística. **Geociências**, São Paulo, v. 7, n. 3, p.201-210, 1988.

TERRA, M. I. T. **Dinâmica de crescimento de clones de seringueira** (*Hevea brasiliensis* (Willd. ex Adr Jussieu) Muell. Arg.) **na região Noroeste de Minas Gerais**. Lavras: UFLA, 2012. 60 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012.

TOCANTINS, L. **Amazo□nia:** Natureza, Homem E Tempo. Rio de Janeiro: Conquista, 1960. 247 p.

TOCANTINS, L. **Formação histórica do Acre**. 4. ed. Brasília, DF: Senado Federal, 2001.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Applications of geoestatistics to spatial studies of soil proprieties. **Advances in Agronomy**,v. 38, p. 45-94, 1985.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; WADE, M. K.; UEHARA, G.; SUDJADI, M. Spatial variation of soil properties and rice yield on recently cleared land. **Soil Science Society of America Journal**, v. 51, p. 668-674, 1987.

USHIZIMA, T. M.; BERNARDI, J. V. E.; LANDIM, P. M. B. Estudo da distribuição espacial do angico (Anadenanthera peregrina) na floresta estadual Edmundo Navarro de Andrade em Rio Claro, SP, Brasil, empregando metodologia geoestatística. **HOLOS Environment**, v. 3, n. 1, p. 59-73, 2003.

VIEGAS, R. M. F. Atividades de estatistica nas unidades de pesquisa. In: ENCONTRO DE MÉTODOS QUANTITATIVOS DA EMBRAPA, 2., 1986, Brasília, DF. **Anais...** Brasilia: EMBRAPA-DMQ, 1987. p.187-192.

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

VIEIRA, S. R. **Geoestatística em estudos de variabilidade espacial**. Campinas: IAC, 1998.

VIEIRA, S. R.; BRANCALIÃO, S. R.; GRECO, C. R.; MARTINS, A. L. M. Variabilidade espacial de atributos físicos de um argissolo vermelho-amarelo cultivado com leguminosas consorciada com a seringueira. **Bragantia**, Campinas, v. 69, n. 2, p. 423-432, 2010.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geoestatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983.

VIEIRA, S. R.; PIERRE, L. H.; GREGO, C. R.; SIQUEIRA, G. M. Relação Espacial entre Características Dendrométricas de Seringueira (*Hevea Brasiliensis*) e de Atributos Físicos do Solo. **Revista de Ciência da Vida**, v. 32, n. 2, p. 63-73, 2012.

VIRGENS FILHO, A. C.; MOREIRA, A.; CASTRO, P. R. C. Efeito da calagem e adubação da seringueira no estado nutricional e produção de borracha seca. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 36, n. 8, p. 1019-1026, 2001.

VIRGILLITO, S. B. **Estatística aplicada**. 4 ed. São Paulo: Edicon, 2012. 589 p.

WEBSTER, R, Is soil variation random? **Geoderma**, v. 97, n. 1-2, p. 149-163, 2000.

WOFF, C. S. **Mulheres da Floresta:** uma história do Alto Juruá - Acre (1890 - 1945). São Paulo: Huicitec, 1999, 291 p.

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

ZIMBACK, C. R. L. 2001. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo. Botucatu:** UNESP, 2001, 114f. Tese (Livre-Docência) - Faculdade de Ciências Agronómicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Gráficos das correlações de atributos químicos entre camadas do solo.

Figura 1A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* da matéria orgânica (MO) e do pH.

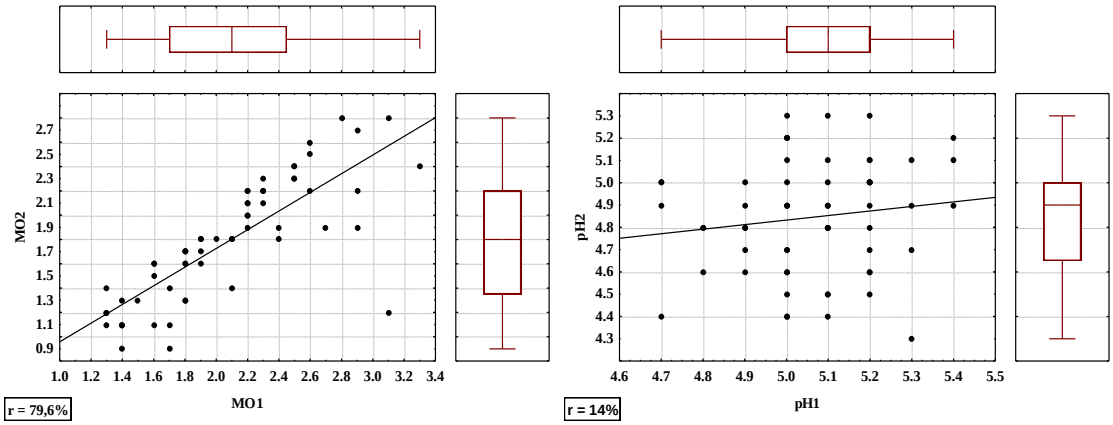


Figura 2A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do P e Ca.

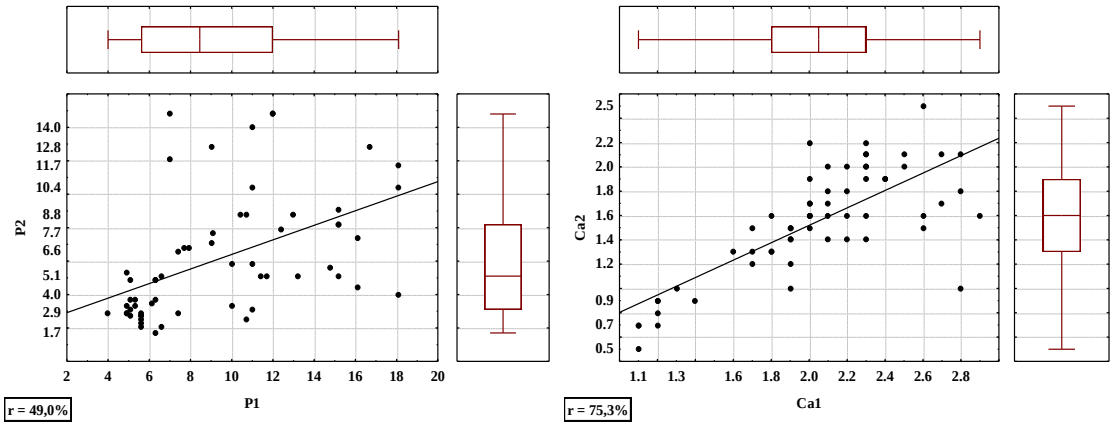


Figura 3A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do Mg e Al

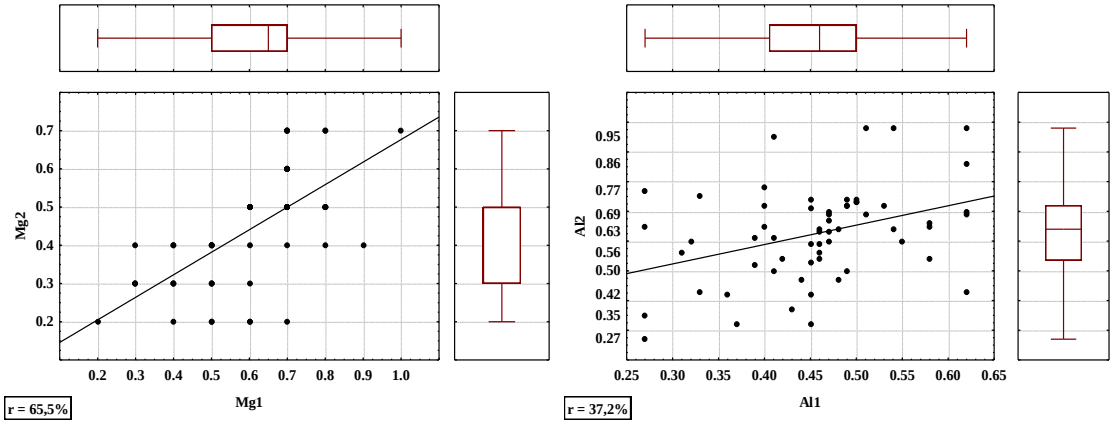


Figura 4A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do H+Al e SB.

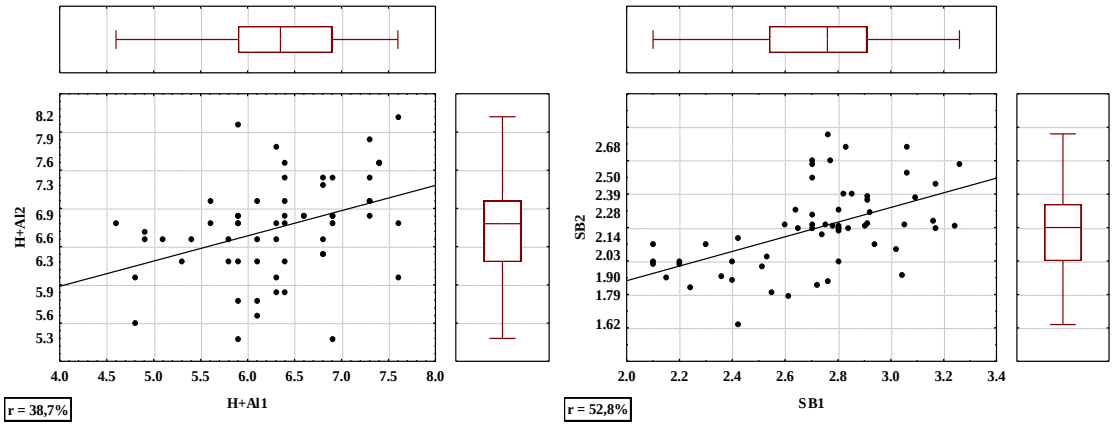


Figura 5A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* da CTC e m.

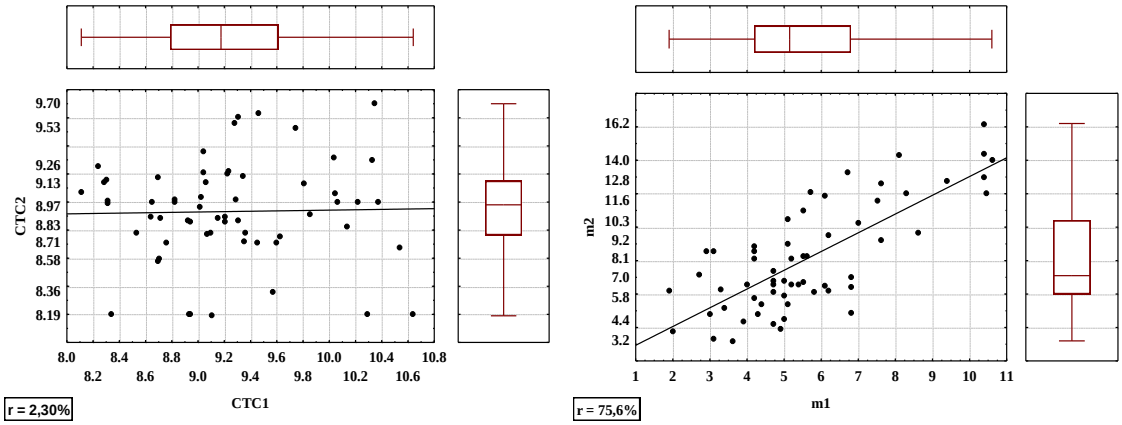
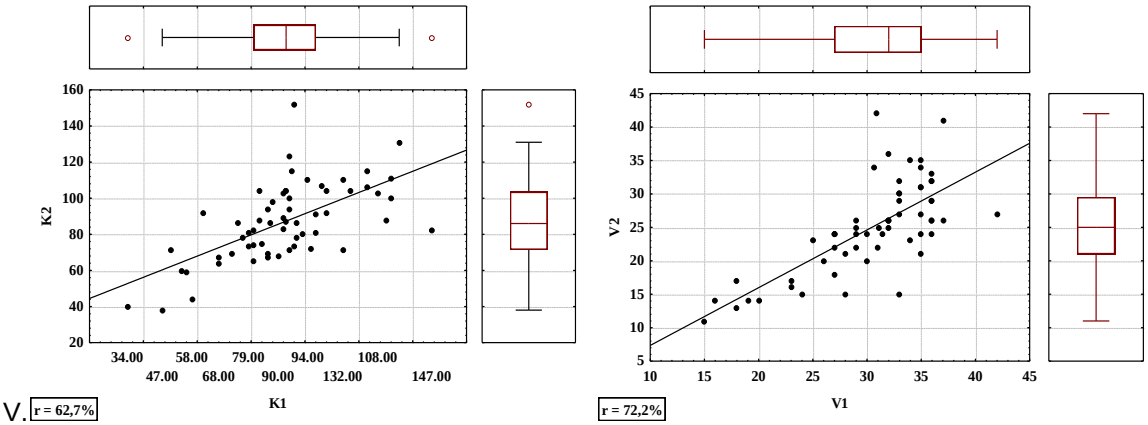


Figura 6A – Gráficos das correlações entre as camadas e do *box-plot* do K e do



V. r = 62,7%

r = 72,2%

APÊNDICE B – Semivariogramas escalonados de variáveis dendrométricas

Figura 1B – Semivariograma escalonado pela variância para o volume (VOL) das árvores de seringueira.

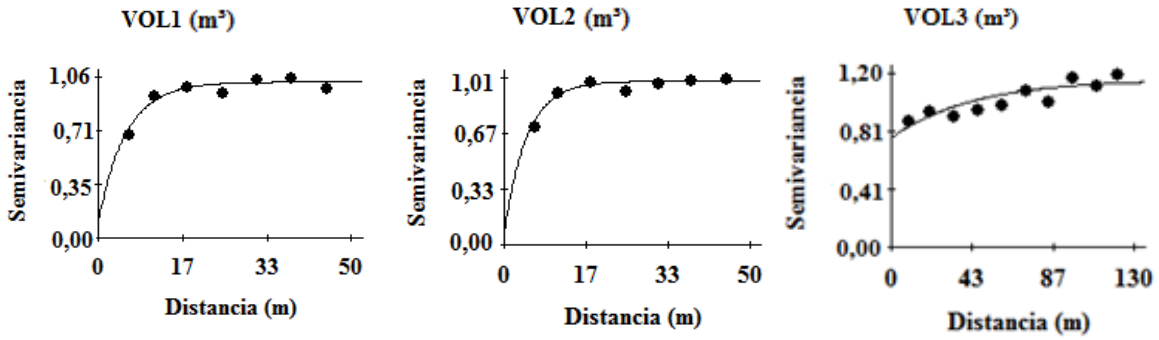


Figura 2B – Semivariograma escalonado pela variância para a altura (ALT) das árvores de seringueira.

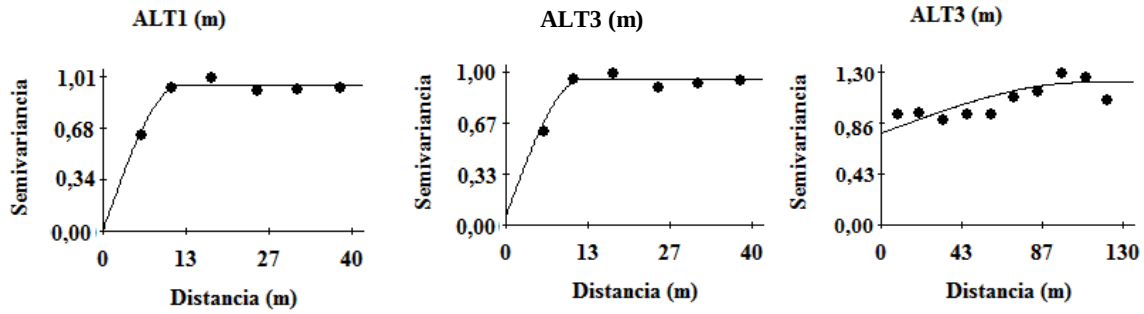


Figura 3B – Semivariograma escalonado pela variância para a circunferência a altura das peito (CAP) das árvores de seringueira.

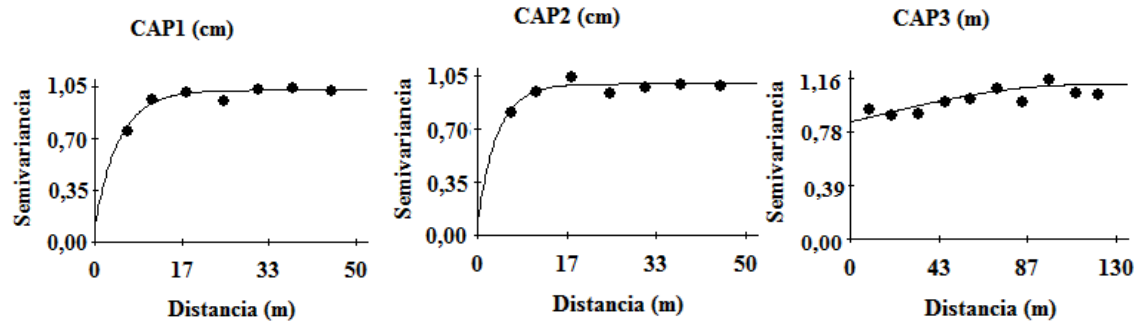
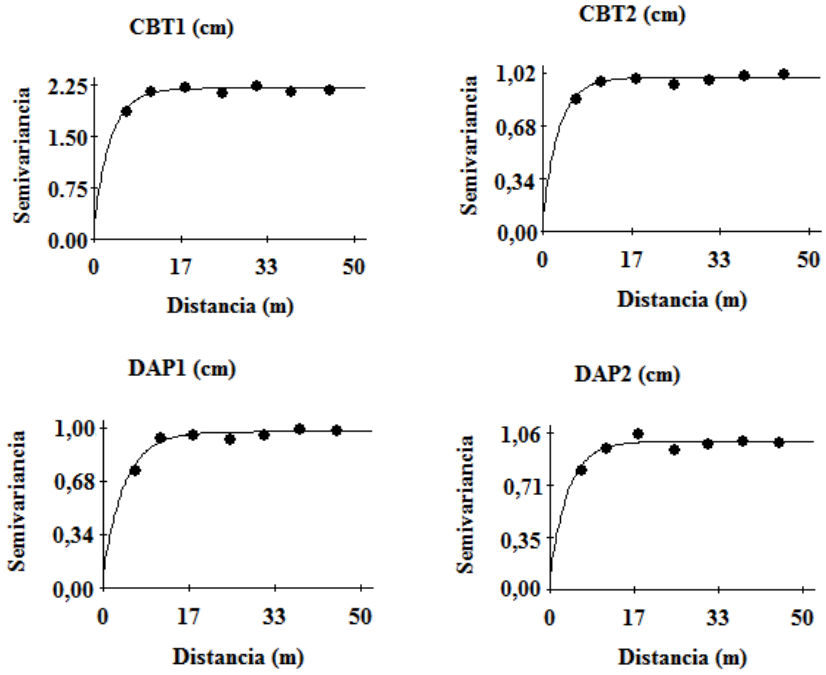


Figura 4B – Semivariograma escalonado pela variância para circunferência da base do tronco (CBT) e diâmetro a altura do peito (DAP) das árvores de seringueira.



APÊNDICE C – Semivariogramas escalonados dos atributos químicos do solo.

Figura 1C – Semivariograma escalonado para a MO, pH e P.

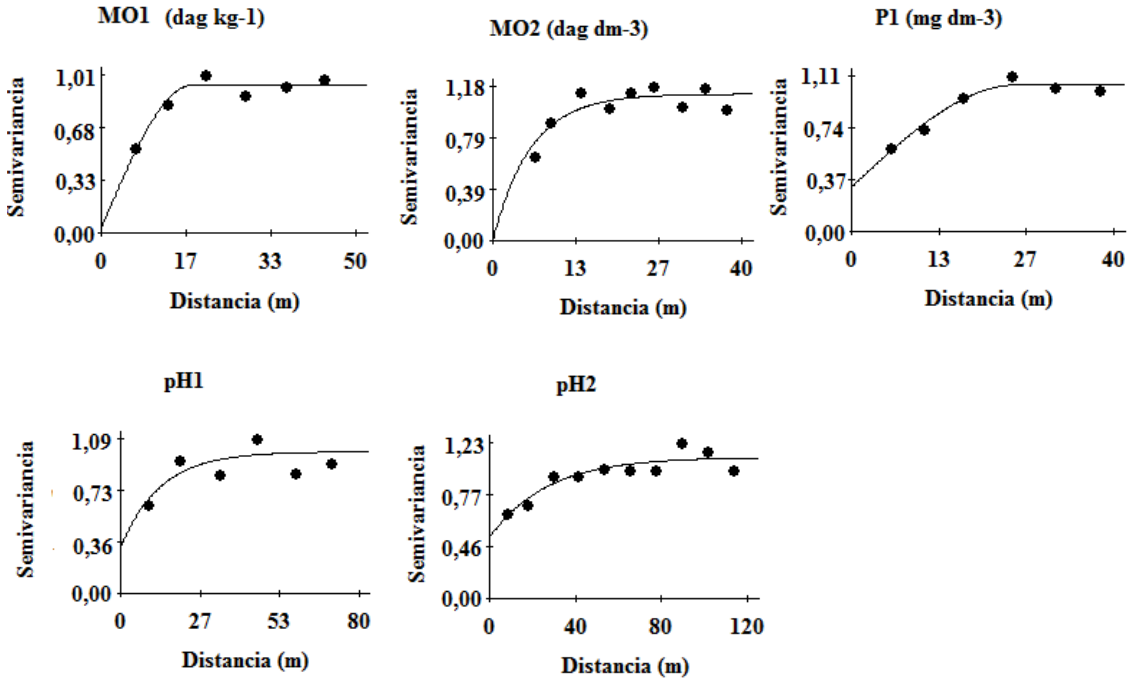


Figura 2C- Semivariograma escalonado para K, Ca e Mg.

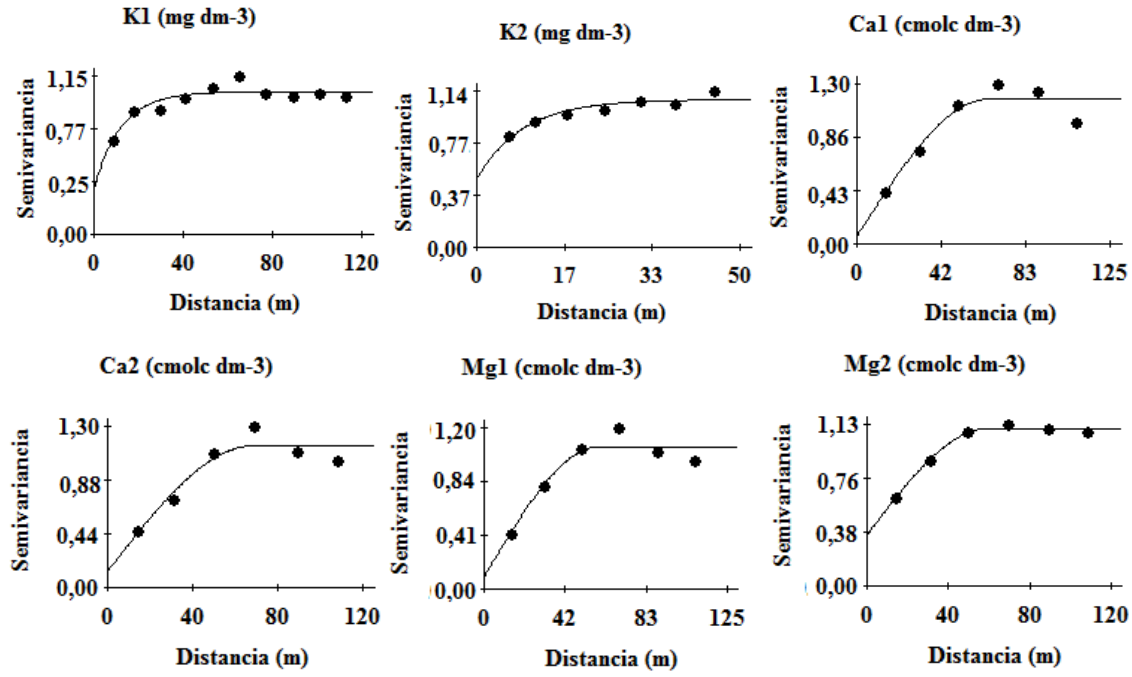


Figura 3C – Semivariograma escalonado para Al, SB e H+Al.

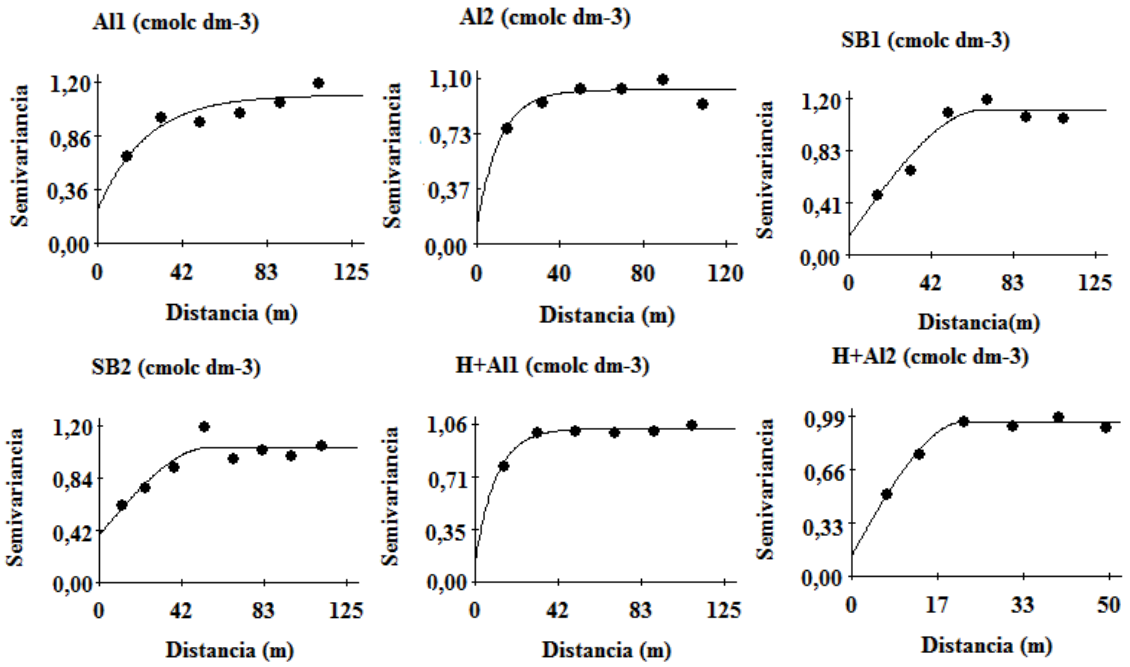
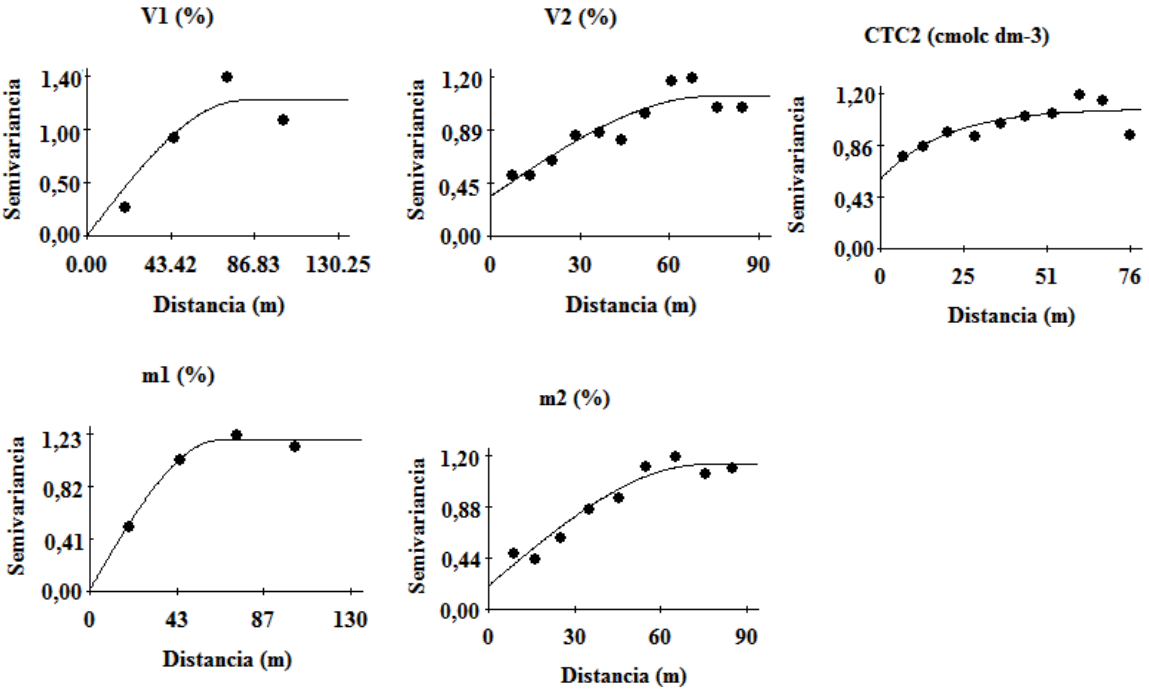



Figura 4C – Semivariograma escalonado para CTC, V e m.