

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM PRODUÇÃO VEGETAL**

ALAERT ZINI JÚNIOR

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DE
UM LATOSSOLO VERMELHO-AMARELO E DE PRODUÇÃO
DE LARANJA VAR. FOLHA MURCHA NO SUL DO ESTADO
DO ESPÍRITO SANTO**

ALEGRE

2008

ALAERT ZINI JÚNIOR

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DE
UM LATOSSOLO VERMELHO-AMARELO E DE PRODUÇÃO
DE LARANJA VAR. FOLHA MURCHA NO SUL DO ESTADO
DO ESPÍRITO SANTO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, para obtenção do título de Mestre em Produção Vegetal.

Orientador: Prof. Dr. Renato Ribeiro Passos e
Co-orientadores: Prof. Dr. Felipe Vaz Andrade
e Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima

ALEGRE

2008

ALAERT ZINI JÚNIOR

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DE UM LATOSSOLO VERMELHO-AMARELO E DE PRODUÇÃO DE LARANJA VAR. FOLHA MURCHA NO SUL DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

Dissertação apresentada à Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, para obtenção do título de Mestre em Produção Vegetal.

Aprovada em 26 de junho de 2008.

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr. Ruimário Inácio Coelho
Centro de Ciências Agrárias – UFES

Prof. Dr. João Batista Pavesi Simão
Escola Agrotécnica Federal de Alegre - EAFA

Prof. Dr. Felipe Vaz Andrade
Centro de Ciências Agrárias – UFES
(Co-orientador)

Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima
Centro de Ciências Agrárias – UFES
(Co-orientador)

Prof. Dr. Renato Ribeiro Passos
Centro de Ciências Agrárias – UFES
(Orientador)

Aos meus pais, Alaert Zini (*in memoriam*) e Maria Aparecida Robadel Zini, pela sabedoria com que souberam me criar, mesmo que em certos momentos eu não tenha aprendido. Agradeço à minha mãe, pelo sacrifício que fez e ainda faz para ver todos meus sonhos concretizados, esta vitória também é dela.

À minha alma gêmea, companheira e dedicada esposa Samira Rodrigues, meu filho Matheus, pela paciência e compreensão nos momentos de ausência. Vocês são pessoas que iluminam minha vida.

"Na natureza, nada se cria, nada se perde, tudo se transforma."

Antoine Laurent de Lavoisier

AGRADECIMENTOS

A Deus, porque sem Ele nada podemos. Agradeço a Ele por todas as oportunidades que a vida já me deu e que dará.

Aos meus familiares, pelo convívio e pelo amor que sempre tivemos uns pelos outros, especialmente a tia Marlene, meus irmãos Ariadna e Fabrício, cunhado Christian e cunhadas Cintia, Junia e Cristina, Isabel minha prima, os sobrinhos Caio, Ana Clara, Gabriela e Isabela. À Maria (a Má), minha babá, mãe, irmã, amiga, pelo carinho que sempre teve comigo, amo você. Ao tio Samir, um especial agradecimento pela valiosa ajuda no momento de conclusão deste trabalho.

Ao meu sogro e sogra, Jorge e Zahir, que me receberam como filho, com amor, respeito e apoio nos momentos necessários.

Ao professor Dr. Renato Ribeiro Passos, pela oportunidade, pela orientação e pela confiança, serei eternamente grato. Ao professor Dr. Julião Soares de Souza Lima, que me acolheu no momento certo, contribuindo muito pela realização deste trabalho. Ao co-orientador Prof. Dr. Felipe Vaz Andrade e demais membros da banca, Prof. Dr. Ruimário Inácio Coelho e Prof. Dr. João Batista Pavesi Simão, pela disponibilidade e apoio no enriquecimento deste trabalho.

Aos funcionários do laboratório de solos e de fisiologia Vegetal Marcelo de Souza, Ronaldo Maraboti e Silvio Ferraz, pelo apoio, disponibilidade e paciência.

Aos colegas de mestrado e amigos Izaias Bregonci, Vitor Brum, Rosembergue Bragança, Fernando Stocco, Moisés Zucoloto pelo incentivo para sempre continuar e pelos momentos de relaxamento quando o estresse era grande.

Ao professor Dr. Edvaldo Fialho dos Reis, pelas conversas, conselhos, compreensão e amizade.

Ao Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo (CCA-UFES), por mais uma contribuição à minha formação pessoal e profissional.

Em especial ao Sr. Dair do Nascimento, produtor dedicado, receptivo a novas tecnologias, pessoa de bom coração que abriu a porteira de sua propriedade fazendo com que este trabalho pudesse ser realizado.

A todas aquelas pessoas que direta e indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho.

ZINI JÚNIOR, A. M.Sc., Universidade Federal do Espírito Santo, junho de 2008. **VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DE UM LATOSSOLO VERMELHO-AMARELO E DE PRODUÇÃO DE LARANJA VAR. FOLHA MURCHA NO SUL DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO.** Orientador: Prof. Dr. Renato Ribeiro Passos. Co-orientadores: Prof. Dr. Felipe Vaz Andrade; Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima.

RESUMO - A laranja está entre as culturas agrícolas de maior importância para economia brasileira, trazendo garantia de renda e subsistência, principalmente para o pequeno e médio produtor rural. Tendo em vista a situação atual do manejo nutricional da cultura adotado na região, aliada à baixa fertilidade natural dos solos e elevada exigência nutricional da cultura, há necessidade de novas tecnologias a serem agregadas ao sistema de produção e disponibilizadas ao setor produtivo. Este trabalho teve como objetivo o uso da geoestatística para o estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e da produção de um pomar de laranja var. Folha Murcha. O trabalho foi conduzido numa área experimental localizada em lavoura comercial no distrito de Rive, município de Alegre-ES. A área experimental formada por uma malha regular de aproximadamente 0,2 ha, totalizando 80 pontos amostrais, espaçados 5 x 5 m entre si. Para cada ponto amostral, quatro amostras simples de solo nas profundidades 0-0,20 m e 0,20-0,40 m foram retiradas e homogeneizadas, dando origem a uma amostra composta para determinação dos atributos químicos do solo: pH em água, P, K, Ca, Mg, Al, H + Al, SB, T, V, t, m e carbono orgânico total (COT). A produção do pomar foi avaliada através do número total de frutos por planta (NFP), massa total de frutos por planta (MTF) e massa média do fruto (MMF). Para as avaliações, inicialmente, foi feita uma análise exploratória descritiva sem levar em consideração a posição espacial das amostras, fazendo a identificação das medidas de posição, dispersão e de pontos discrepantes (*outliers*), e, posteriormente, uma análise exploratória espacial, levando em consideração a posição das amostras na área para identificação de possíveis tendências. A análise da variabilidade espacial dos atributos estudados foi determinada pelos semivariogramas escalonados. Por meio do ajuste dos semivariogramas teóricos foram estimados valores para os atributos químicos do solo estudados, em posições não amostradas no campo, utilizando o método de interpolação por krigagem ordinária para confecção dos mapas que possibilitaram a

distinção de regiões com menor e maior variabilidade dos atributos avaliados. Com os resultados obtidos, pode-se concluir que: utilizando técnicas da geoestatística é possível a identificação de zonas diferenciadas do manejo da fertilidade do solo; todos os atributos apresentam estrutura de dependência espacial com grau de dependência variando entre forte e moderado, com a maioria dos atributos ajustando-se ao modelo esférico, com exceção do atributo químico do solo pH (0-0,20 m) e do atributo de produção MMF que apresentam efeito pepita puro; os atributos químicos do solo Mg (0-0,20 m) e SB (0-0,20 m) apresentam modelo linear sem patamar; é possível pelo método de krigagem ordinária, estimar os valores dos atributos químicos do solo e da produção que apresentam dependência espacial, nas duas profundidades; e o carbono orgânico total apresenta o mesmo padrão de distribuição espacial com ajuste do modelo esférico e com o mesmo alcance nas duas profundidades.

PALAVRAS-CHAVE: "*Citrus sinensis* L. Osbeck", fertilidade do solo, krigagem, geoestatística.

ZINI JÚNIOR, A. M.Sc., Universidade Federal do Espírito Santo, June 2008. Spatial variability of chemical attributes oxisol and production of a Folha Murcha orange orchard in South of the Espírito Santo. Advisor: Prof. Dr. Renato Ribeiro Passos; Co-advisors: Prof. Dr. Felipe Vaz Andrade; Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima.

ABSTRACT - The orange is among the agricultural crops of greatest importance to the Brazilian economy, bringing guarantee of income and subsistence, especially for small and medium rural producers. In view of the current state of nutritional management of culture adopted in the region, coupled to the low natural fertility of the soil and high nutritional exigency of the culture, there is need of new technologies to be aggregated to the production system and made available to the productive sector. This work had as objective the use of the geostatistics for the study of spatial variability of the chemical attributes of soil and the production of a 'Folha Murcha' orange orchard. The work was conducted in an experimental area located in commercial farming in the district of Rive, municipality of Alegre-ES. The experimental area formed by a regular grid of approximately 0.2 hectares, totaling 80 points sample, spacialized 5 x 5 m. For each sampling point, four simple samples of soil in each depths (0-0,20 m and 0,20-0,40 m) were removed and homogenized resulting in a composite sample for determining of the chemical attributes of soil: pH in water, P, K, Ca, Mg, Al, H + Al, SB, T, V, t, m and total organic carbon. The production of the orchard was evaluated by the total number of fruit per plant, total mass of fruit per plant and fruit weight. For the evaluations, initially, was made an exploratory descriptive analysis without to consider the spatial position of the samples, making the identification of measures of position, dispersion and outliers and, subsequently, an exploratory spatial analysis, considering the position of the samples in the area to identify possible trends. The analysis of the spatial variability of the attributes studied was determined by standardized semivariograms. Through the adjustment of theoretical semivariograms values were estimated for the chemical attributes of soil studied in positions not sampled in the field, using the method of interpolation by ordinary kriging for making the maps that allowed the distinction of regions with lower and higher variability of attributes evaluated. With the results is possible to conclude that: using techniques of geostatistics is possible to identify different areas of management of the soil fertility; all attributes present structure of spatial dependence with degree of dependence varying between strong and

moderate, with the most of the attributes adjusting to the spherical model, with exception of the chemical attribute of soil pH (0-0,20 m) and the attribute of production (fruit weight) that show pure nugget effect; the chemical attributes of soil Mg (0-0,20 m) and SB (0-0,20 m) show linear model without landing; it is possible by the ordinary kriging, estimate the values of the chemical attributes of soil and of the production that present spatial dependence in the two depths; and the total organic carbon shows the same spatial distribution pattern with adjust in the spherical model and with the same ranges in the two depths.

KEY WORDS: "*Citrus sinensis* L. Osbeck", soil fertility, kriging, geostatistics.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Coeficiente de correlação (r) entre os atributos químicos na profundidade de 0-0,20 m e a produção da safra 2007.....	44
Tabela 2 - Coeficiente de correlação (r) entre os atributos químicos na profundidade de 0,20-0,40 m e a produção da safra 2007.....	45
Tabela 3 – Momentos estatísticos dos atributos químicos do solo nas duas profundidades estudadas e da produção de laranja	46
Tabela 4 – Modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonados dos atributos químicos nas duas profundidades de estudo.....	52
Tabela 5 - Modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonados da produção da laranja safra 2007.....	52

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Representação de um semivariograma.....	31
Figura 2 - Imagem aérea da propriedade em 2003.....	36
Figura 3 - Visão parcial da entrelinha da área experimental e das laranjeiras com os frutos maduros.....	37
Figura 4 – Representação da malha amostral na área experimental e, em destaque, os pontos das amostras simples.....	38
Figura 5 - Mapas de isolinhas para os atributos químicos do solo, pH e Mg nas profundidades (0,20-0,40 m) e para P e K nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).....	56
Figura 6 - Mapas de isolinhas para os atributos químicos do solo, Ca, Al e H+Al nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).....	57
Figura 7 - Mapas de isolinhas para os atributos químicos do solo, T, V e t nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).....	58
Figura 8 - Mapas de isolinhas para o atributo químico do solo, m, COT nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).....	59
Figura 9 - Mapas de isolinhas para os atributos número de frutos por planta (NFP) e massa total de frutos por planta (MTF).....	59

LISTA DE EQUAÇÕES

Equação 1 - Média aritmética.....	23
Equação 2 - Variância (s^2)	23
Equação 3 – Desvio-padrão (s).....	23
Equação 4 - Coeficiente de variação (CV).....	24
Equação 5 - Variável estacionária de primeira ordem.....	27
Equação 6 - Variável estacionária de segunda ordem.....	27
Equação 7 - Variável estacionária de ordem k.....	27
Equação 8 - Variância constante independente da origem no espaço.....	27
Equação 9 - Covariância.....	27
Equação 10 - Covariância não depende da origem.....	27
Equação 11 - Variância.....	27
Equação 12 - Covariância normalizada pela variância.....	28
Equação 13 - Esperança não dependente do ponto t.....	28
Equação 14 - Variância não depende do ponto t.....	28
Equação 15 - Semivariância.....	29
Equação 16 - Quadrado médio do desvio.....	29
Equação 17 - Semivariograma experimental.....	29
Equação 18 - Modelo esférico para ajuste do semivariograma.....	31
Equação 19 - Modelo exponencial para ajuste do semivariograma.....	32

Equação 20 - Modelo linear sem patamar para ajuste do semivariograma.....	32
Equação 21 - Efeito pepita puro para ajuste do semivariograma.....	32
Equação 22 - Estimador básico de regressão linear.....	33
Equação 23 - Estimador da krigagem ordinária assumindo estacionaridade de ordem 2.....	33
Equação 24 - Volume de $\text{Fe (NH}_4)_2(\text{SO}_4)_2$ gasto na titulação para cálculo de carbono orgânico total (COT).....	39
Equação 25 - Teor de carbono orgânico total (COT).....	39

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	16
2 REVISÃO DE LITERATURA	18
2.1 A CULTURA DA LARANJA NO BRASIL	18
2.1.1 A cultura da laranja na região Sul do Estado do Espírito Santo	18
2.2 CONDIÇÕES DE CLIMA E DE SOLO	19
2.2.1 Atributos químicos do solo	20
2.3 ESTATÍSTICA CLÁSSICA.....	22
2.3.1 Análise exploratória e descritiva	22
2.3.1.1 Média aritmética (\bar{x})	23
2.3.1.2 Variância (s^2) e desvio-padrão (s)	23
2.3.1.3 Valor Mínimo e Valor Máximo	23
2.3.1.4 Coeficiente de variação (CV).....	24
2.3.1.5 Coeficientes de assimetria (C_s) e curtose (C_k) e outras análises	24
2.4 GEOESTATÍSTICA	25
2.4.1 Histórico da geoestatística	25
2.4.2 Hipóteses	26
2.4.3 Semivariograma	29
2.4.3.1 Características de um semivariograma	30
2.4.4 Krigagem	33
3 MATERIAL E MÉTODOS	35
3.1 LOCALIZAÇÃO E CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA EXPERIMENTAL.....	35
3.2 MANEJO DA CULTURA.....	36
3.3 AMOSTRAGEM DO SOLO	37
3.4 DETERMINAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO	38

3.5 COLHEITA E PRODUÇÃO DOS FRUTOS DE LARANJA.....	39
3.6 ANÁLISE DOS DADOS.....	39
3.6.1 Análise descritiva.....	39
3.6.2 Análise geoestatística.....	40
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	42
4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA.....	42
4.1.1 Análise de correlação.....	42
4.1.2 Análise Descritiva dos atributos químicos do solo e produção de laranja	45
4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL.....	49
4.3 ANÁLISE GEOESTATÍSTICA.....	50
5 CONCLUSÕES.....	59
6 REFERÊNCIAS.....	60
ANEXO.....	67

1 INTRODUÇÃO

As frutas cítricas estão entre as de maior importância para economia brasileira. Dentre as frutas cítricas, a laranja (*Citrus sinensis* L. Osbeck.) assume papel de destaque, trazendo para o pequeno e médio produtor rural garantia de renda e subsistência.

O conhecimento dos atributos químicos dos solos é de grande importância para o manejo dos solos cultivados. Num sistema ideal solo-planta, os nutrientes no solo têm de se encontrar em níveis compatíveis com os das necessidades da cultura e a acidez do solo não deve estar elevada. Caso isso ocorra, poderá haver comprometimento do desenvolvimento e da produção das plantas. Mesquita et al. (2007), em estudo feito do levantamento dos principais atributos químicos dos solos da região sul do Estado do Espírito Santo [fósforo, potássio, cálcio, magnésio, alumínio, matéria orgânica (colorimetria), acidez potencial (H + Al), CTC efetiva, CTC potencial e saturação por bases] concluíram que a maioria dos solos requerem adições de corretivos e adubos para a melhoria das condições nutricionais para as plantas.

Existe grande variabilidade dos atributos dos solos, mesmo em uma área aparentemente uniforme quanto às suas características. Para que uma amostragem do solo para fins agrícolas represente com exatidão a sua fertilidade, é necessário o conhecimento dessa variabilidade, pois assim as recomendações de calagem e adubação estariam melhor fundamentadas.

A estatística clássica assume que as variáveis em estudo não estão correlacionadas e que possuem a mesma distribuição quando analisadas em separado ou em conjunto. A normalidade e a independência dos dados são pré-requisitos básicos para o uso da estatística de Fisher. Enfim, a estatística clássica não permite testar a independência entre as amostras.

As técnicas geoestatísticas levam em consideração a distribuição espacial das medidas, o que permite definir o raio de correlação espacial entre as amostras. A geoestatística tem por objetivo estudar as variáveis que possuem algum grau de dependência espacial ou temporal. Havendo dependência espacial ou temporal, valores do atributo em estudo podem ser estimados para os locais não amostrados

dentro do campo pelo método denominado krigagem, possibilitando a construção de mapas de contornos (isolinhas ou curvas de nível) com alta precisão.

O objetivo geral deste trabalho foi estudar a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e da produção de um pomar de laranja var. Folha Murcha.

Os objetivos específicos são:

- ✓ caracterizar a área de estudo quanto à fertilidade do solo;
- ✓ determinar a variabilidade espacial da produção da laranja e o comportamento dos atributos químicos do solo por meio de técnicas geoestatísticas;
- ✓ estimar os valores dos atributos químicos do solo e da produção, em locais não medidos no pomar, por meio do método de krigagem, utilizando os parâmetros de dependência espacial dos semivariogramas, para confecção de mapas temáticos.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 A CULTURA DA LARANJA NO BRASIL

A laranja (*Citrus sinensis*) é um fruto originário, provavelmente, da Índia e China, países asiáticos e de clima subtropical úmido. Por ocasião do ano de 1493, na segunda viagem de Cristovão Colombo às Américas, ele trouxe sementes de laranja, limão e cidreira que foram plantadas na ilha de Haiti, nas Antilhas. No Brasil, foi introduzida por volta do século XVI pelos colonizadores portugueses para criar um abastecimento de vitamina C, antídoto do escorbuto que dizimava a maioria das tripulações no período dos descobrimentos e da colonização da América Latina. Os primeiros registros de plantios de laranjas e limões no Brasil foram feitos na Capitania de São Vicente. (ABECITRUS, 2008).

Segundo dados da FAO, em 2004, foram produzidas no mundo 63.039.000 de toneladas de laranjas, participando o Brasil com 28,97%, aproximadamente, E.U.A com 18,6%, o México com 6,29%, a China com 4,87% e a Espanha com 4,6% (TODA FRUTA, 2005).

O Brasil é o maior produtor mundial de laranjas, entretanto, a produção não é distribuída uniformemente entre os estados brasileiros. A safra nacional de laranja, em 2006, totalizou 18 milhões de toneladas (442,0 milhões de caixas de 40,8 kg), 1,0% superior à de 2005, quando o país produziu 17 milhões de toneladas (437,6 milhões de caixas). Segundo o IBGE (2006), o resultado manteve o Brasil na liderança da produção mundial da fruta. O Brasil é responsável por 28% do volume de frutas cítricas no mundo (ABECITRUS, 2006), porém a produtividade dos pomares é baixa, a produtividade média ficou em 22.375 kg/ha/ano. O Estado de São Paulo ainda é o maior produtor de laranja, 79,7% da produção nacional, com destaque para Bahia com 5,1% que assumiu a segunda posição, Sergipe com 4,2 caindo para terceiro, Minas Gerais com 3,2 mantendo-se em quarto (IBGE, 2006).

2.1.1 A cultura da laranja na região Sul do Estado do Espírito Santo

A região Sul do Estado do Espírito Santo tem como principais atividades a pecuária e a cafeicultura, entretanto, a citricultura surgiu na década de 80 como uma

esperança de renovação da renda dos agricultores locais, já que nesta época a cafeicultura e a pecuária enfrentavam crise. A escolha pela citricultura foi motivada pelo melhor desempenho econômico proporcionado pela cultura na época.

Os pomares foram plantados em terrenos declivosos, uma característica predominante nesses municípios, o que de certa forma impediu a mecanização e, que na oportunidade, contribuiu socialmente com a absorção significativa da mão-de-obra ociosa na região. Hoje, predominam pequenos pomares de cultura familiar e pouco tecnificados. São poucos os produtores que utilizam da irrigação complementar. A produção é destinada ao consumo *In natura* e a maior parte da produção é vendida na própria região (DALCOLMO, 1997).

2. 2 CONDIÇÕES DE CLIMA E DE SOLO

Os fatores climáticos podem influenciar nas principais características da laranja de diversas maneiras. O clima influi na qualidade e composição do fruto (teor de suco, de sólidos, maturação, volume de frutos, outros). A faixa de temperatura ideal para produção da laranja, segundo Rodriguez (1980), está entre 20 °C e 30 °C, tendo como níveis críticos a máxima de 36 °C e mínima de 12,8 °C, variando de acordo com a variedade. Os frutos produzidos nos climas mais frios, em geral, são mais ácidos e apresentam coloração da casca e do suco mais intensa. Nos climas mais quentes, os frutos são mais doces (MATTOS JUNIOR. et al. 2005).

Os citros podem ser cultivados em regiões com alta e/ou baixa umidade relativa do ar. Alta umidade aliada com alta temperatura favorece o aparecimento de infestações de insetos e doenças. Baixa umidade exige o uso de irrigação para compensar perdas pela alta evapotranspiração. Assim, a umidade do ar ideal deve estar em 80% (MALAVOLTA & VIOLANTE NETTO,1989).

A quantidade de água exigida pela cultura difere segundo alguns autores, estando entre 900 e 1.200 mm para Doorenbos & Kassam (1979), 1.200 mm para Coelho (1984), de 900 a 1.500 mm, para Montenegro (1986) ou de 1900-2400 mm para Malavolta & Violante Netto (1989). A distribuição inadequada de chuvas pode limitar a produção. O déficit hídrico, quando ocorrer, deve ser corrigido com irrigação.

Embora possa desenvolver-se em vários tipos de solos, a laranjeira adapta-se melhor aos solos areno-argilosos e argilosos com maior porosidade, profundos e

bem drenados, de boa fertilidade e pH na faixa 5,5 a 6,0. (MALAVOLTA, 1981). É sabido que uma boa nutrição é fator limitante para uma boa produtividade em um pomar de laranja. Plantas bem nutridas apresentam maior tolerância e resistência a pragas e doenças, maior número e melhor qualidade dos frutos.

2.2.1 Atributos químicos do solo

Segundo Prezotti et al. (2007), para um manejo sustentável do solo, é necessário conhecer, entre outros fatores, sua capacidade de retenção e os teores de nutrientes disponíveis para as plantas. Para isso existem as análises de solo, que nos fornecem informações importantes para o melhor aproveitamento racional dos recursos químicos do solo, proporcionando um melhor equilíbrio nutricional para as plantas.

Comparando solos sob mata e de dois locais em um pomar de citros, Sanches et al. (1999), concluíram que o cultivo de citros, ao longo dos anos, modifica os atributos do solo, e que as maiores modificações são constatadas na linha de cultivo. Essa constatação pode ser feita com base nas reduções do pH, da saturação por bases (V), na matéria orgânica (M0), na capacidade de troca de cátions do solo (CTC) e na atividade microbiana e pelo aumento no teor de fósforo (P). Segundo Scott & Wood (1989), a magnitude e a direção dessas modificações dependem do tipo de solo, clima e sistema de manejo utilizado.

A necessidade de calagem deve ser baseada na elevação da saturação por bases do solo a 70% (PREZOTTI et al. 2007). A quantidade de calcário a ser aplicada, baseada na elevação da saturação por bases, deverá manter o teor mínimo de Mg em $0,9 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ (MAGALHÃES, 2006).

O cálcio é um nutriente com papel fundamental no crescimento radicular das plantas cítricas. Quando a saturação de Ca no complexo de troca é inferior a 20%, há forte limitação ao crescimento das raízes no solo, na maioria das espécies cultivadas (Quaggio, 2000). Dentre os macronutrientes, o cálcio é o elemento com maior concentração proporcional nas plantas cítricas. Os teores totais desse macro nutriente superam os de potássio e nitrogênio, que são os nutrientes comumente encontrados em maiores quantidades nas plantas. Segundo Epstein & Bloom (2006), uma das funções do cálcio é atuar como agente cimentante, principalmente na forma de pectato de cálcio. O cálcio está diretamente relacionado com a atividade

meristemática, desempenhando importante papel no desenvolvimento e funcionamento das raízes, multiplicação e crescimento celular.

Sucessivas aplicações de fertilizantes de reação ácida, como os adubos nitrogenados, causam forte acidificação dos solos de pomares de fruteiras, especialmente na projeção da copa, local onde são feitas as adubações. De acordo com Foy (1984), a toxicidade por alumínio é fator limitante ao estabelecimento de diferentes culturas em solos ácidos. Fazendo com que a presença de Ca na solução do solo seja fator essencial à sobrevivência das plantas.

Em estudos com pomares de laranja Valência na safra de 1996/97, estabelecidos em solos de baixa fertilidade da região noroeste do Paraná, foram coletadas amostras de solo nas faixas de adubação e nas entrelinhas em talhões de produtividade inferior e superior. Os resultados mostraram que a produção de frutos correlacionou-se negativamente com as relações dos cátions Mg/K e Ca+Mg/K do solo das faixas de adubação dos pomares de baixa produtividade (FIDALSKI et al, 2000).

Quaggio (1991), em trabalho desenvolvido em pomar de laranja 'Valença', observou que nas amostras de solo coletadas na linha de cultivo (projeção da copa), os valores de saturação por bases foram menores do que nas amostras coletadas na entrelinha da cultura. Segundo Auler et al. (2008), as plantas de cobertura permanente (gramíneas e leguminosas) utilizadas nas entrelinhas dos pomares não comprometeram a produção de laranja. Da mesma forma, Neves et al. (2005) constataram que o pomar mantido com vegetação nas entrelinhas apresentou na camada de 0-0,10 m do solo cerca de 80 % do total de carbono orgânico (COT) do mesmo solo sob vegetação nativa de floresta, enquanto o tratamento sem vegetação apresentou 50 % desse total.

Apesar das quantidades de P requeridas pela planta cítrica serem bem menores, quando comparadas com as quantidades de Ca, N e K, em solos tropicais, onde o teor de P no solo é muito baixo, ele age como fator limitante da produção (DAVIES & ALBRIGO, 1994). Quaggio (1991) observou resposta linear ao P, até a dose de 140 kg ha⁻¹ de P, quando o teor do nutriente no solo era 4 mg dm⁻³. Nos solos onde os teores de P eram maiores que 9 mg dm⁻³, não foram observadas respostas. De acordo com Sobral et al. (2000), o fósforo apresenta efeito sobre a produção de frutos, aumentando significativamente o peso médio dos frutos, a porcentagem de

suco e a relação sólidos solúveis/acidez e diminuindo, também, significativamente a acidez e os sólidos solúveis.

A influência do K na produção e qualidade dos frutos é notada durante a maturação, quando ocorre uma diminuição no teor foliar, provavelmente pela migração do K das folhas para os frutos e tecidos lenhosos (Cohen, 1976).

2.3 ESTATÍSTICA CLÁSSICA

Por muitos anos presumiu-se que, para um determinado solo, os atributos físicos e químicos relacionados a determinada profundidade poderiam ser expressas por meio da média e da variância, a partir de um número suficientemente grande de amostras. Esse tipo de enfoque, baseado na estatística clássica, supõe que a variabilidade de determinada propriedade associada à sua média é aleatória e não contém referência à distribuição espacial das diferenças, dentro de uma mesma mancha de solo (TRANGMAR et al., 1985).

A estatística clássica assume que as variações das características do solo em qualquer ponto dentro de uma unidade amostral não são correlacionadas, e que a média das amostras é o melhor estimador das características estudadas dentro da unidade amostral (CARVALHO et al. 2002). A estatística clássica considera as amostras como independentes, não levando em consideração a sua dependência espacial.

2.3.1 Análise exploratória e descritiva

As análises exploratórias dos dados possibilitam obter uma idéia preliminar das medidas de posição e variabilidade dos dados em estudo. A análise exploratória descritiva de dados é um procedimento de grande importância na análise estatística e aplica-se para qualquer metodologia que se queira utilizar. Nesta análise preliminar dos dados tem-se o objetivo de conhecer a variável em estudo e resumí-la. Basicamente, este tipo de análise se baseia em cálculos, construção e interpretação gráfica e interpretação estatística. Para melhor entendimento segue uma rápida descrição dessas medidas.

2.3.1.1 Média aritmética (\bar{x})

É uma medida de posição bastante utilizada na estatística e tem como características principais ser uma medida não tendenciosa, precisa, eficiente e suficiente.

Vale ressaltar que nem sempre a média aritmética é a medida de posição que melhor representa uma variável. A equação para o cálculo da média é:

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (01)$$

em que: (\bar{x}) é a média aritmética; x_i é cada valor observado; e n é o número total de observações.

2.3.1.2 Variância (s^2) e desvio-padrão (s)

São as estatísticas que fornecem a idéia de variabilidade das observações em torno da média aritmética.

São calculados pelas seguintes equações:

$$\text{Variância} \quad s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad (02)$$

$$\text{Desvio-padrão} \quad s = +\sqrt{s^2} \quad (03)$$

2.3.1.3 Valor Mínimo e Valor Máximo

Estes valores permitem visualizar a menor ocorrência e a maior ocorrência nos dados e podem ser um primeiro indicativo de erros de amostragem, digitação, etc. A obtenção desses valores se faz a partir da ordenação das observações.

2.3.1.4 Coeficiente de variação (CV)

Fornece a dispersão relativa dos dados, facilitando visualizar a dimensão da dispersão dos valores observados em relação à média.

O coeficiente de variação é dado pela equação:

$$CV(\%)=100\frac{S}{\bar{X}} \quad (04)$$

2.3.1.5 Coeficientes de assimetria (C_s) e curtose (C_k) e outras análises

O coeficiente de assimetria (C_s) mostra o afastamento da variável em relação a um valor central, ou seja, tem-se 50% dos valores observados acima da observação central e 50% abaixo na distribuição simétrica. A distribuição é assimétrica, somente se esta relação for observada. Quando $C_s > 0$ tem-se a distribuição assimétrica à direita; se $C_s < 0$, a distribuição é assimétrica à esquerda; e se $C_s = 0$, a distribuição é simétrica.

O coeficiente de curtose (C_k) mostra a dispersão da distribuição dos dados em relação à normal padrão. O C_k é utilizado para caracterizar a forma da distribuição de freqüências quanto ao seu “achatamento”. Em alguns programas computacionais como o Excel, Statistica e GS⁺ existem uma padronização do valor de C_k igual a zero (0). Portanto, se $C_k = 0$ diz-se que a distribuição é mesocúrtica, se $C_k < 0$ a mesma é platicúrtica e se $C_k > 0$ temos a leptocúrtica.

Outros resultados contribuem para a análise descritiva e podem ser aplicados, como por exemplo: gráfico *box-plot*; gráficos da distribuição normal; gráfico h-dispersão, outras estatísticas (quartil, mediana, moda, etc.); e testes de normalidade (Shapiro-Wilk's e Kolmogorov-Smirnov). Esses resultados também contribuem para a descrição e conhecimento do atributo em estudo.

A distribuição de freqüências e o histograma são ferramentas que podem ser utilizadas na análise exploratória e que podem ser facilmente obtidas em programas básicos de estatística, como o Excel e Statistica ou em programas específicos de geoestatística como o GS⁺ 5.0. A distribuição de freqüências consiste em agrupar as

observações de uma variável em classes ou categorias e o histograma é uma das representações gráficas dessa distribuição.

A finalidade da distribuição de freqüências e do histograma é permitir uma visualização do comportamento do atributo em estudo, com relação à tendência de concentração de dados (tendência simétrica ou assimétrica). No entanto, somente a análise exploratória não é suficiente para descrever a variabilidade espacial, pois não consideram as posições das amostras em campo, fazendo-se necessário o uso de ferramentas que considerem a localização de cada amostra no campo.

2.4 GEOESTATÍSTICA

2.4.1 Histórico da geoestatística

A variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo tem sido uma das grandes preocupações dos pesquisadores desde o início do século XX, Smith (1910), Montgomery (1913), Robinson & Lloyd (1915), e Waynick & Sharp (1919), usando procedimentos matemáticos baseados na estatística clássica, com uso de parâmetros como média e desvio-padrão, e assumindo a hipótese de que as variações de um local para outro são aleatórias. Segundo Trangmar et al. (1985), a estatística clássica é inadequada para o estudo da variabilidade espacial porque ela assume a variação aleatória e não considera a correlação espacial e a localização relativa das amostras. Segundo Ortiz (2002), é importante considerar a variabilidade espacial dos atributos do solo na caracterização de uma área.

Segundo Takeda (2000), foi em 1951, na África do sul, quando D. G. Krige estudando dados de concentração de ouro, concluiu que a não observação das distâncias entre as amostras, não explicaria as variâncias. Krige concluiu que a variância dos dados possuía uma estruturação de dependência com a distância de amostragem.

A teoria desenvolvida a partir das observações de Krige, pelo matemático francês G. Matheron, de 1963 a 1971, foi chamada de Teoria das Variáveis Regionalizadas, sendo a base da geoestatística (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989). Matheron definiu variável regionalizada como uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com uma continuidade aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Essa continuidade ou

dependência espacial pode ser estimada por meio de semivariograma (MANZIONE, 2002).

No estudo da variabilidade do solo, a análise dos dados era realizada através do método estatístico, classicamente aplicado às amostras de populações, porém, este exige a validação de algumas hipóteses básicas, como a independência entre as observações, a variância constante e a distribuição normal dos dados. Já a geoestatística, que preconiza a dependência entre as observações, vem apresentando aplicação crescente na avaliação da variabilidade espacial de parâmetros de interesse em ciências agrárias, permitindo a interpretação dos resultados com base na estrutura da sua variabilidade natural, considerando a existência de dependência espacial dentro do espaço de amostragem (CARVALHO, 1991, citado por TAKEDA, 2000).

A análise de dependência espacial baseia-se na suposição que medições separadas por distâncias pequenas são mais semelhantes umas às outras do que aquelas separadas por distâncias maiores (LANDIM, 1998; LIMA et al., 2007).

2.4.2 Hipóteses

Um processo ou uma variável é estacionário se o seu desenvolvimento no tempo ou no espaço ocorrer de maneira mais ou menos homogênea, com oscilações aleatórias contínuas em torno de um valor médio, em que nem a amplitude média e nem as oscilações mudam bruscamente no tempo ou no espaço.

Um processo é não estacionário quando ele não apresenta as características apresentadas anteriormente, nesse caso, as características do processo dependem da origem que é tomada como referência. Processos não estacionários podem apresentar trechos estacionários (GUIMARÃES, 2004).

Ao falar-se variável $Z(t)$, entende-se: ocorrências da variável Z com uma referência x , que pode ser uma posição no tempo (unidimensional, por exemplo: t_1, t_2, \dots, t_k) ou no espaço (unidimensional, por exemplo: x_1, x_2, \dots, x_n ; ou bidimensional, por exemplo; $(x_1, y_1), (x_1, y_2), \dots, (x_n, y_n)$).

Se um processo é estacionário de ordem k , então:

$$E[Z(x)] = m_1(x) = \text{constante } \forall x \quad (05)$$

$$E[Z^2(x)] = m_2(x) = \text{constante } \forall x \quad (06)$$

$$E[Z^k(x)] = m_k(x) = \text{constante } \forall x \quad (07)$$

Se um processo é estacionário de ordem k ele também será estacionário para as ordens inferiores a k . Isto é: se $k=4$ e o processo é estacionário, os processos de ordens 1, 2 e 3, também são estacionários (GUIMARÃES, 2004).

Se a esperança matemática de uma variável aleatória é constante, independentemente da origem que se toma no espaço ou no tempo, podemos dizer que a variável é estacionária de primeira ordem e, portanto, a média será a mesma para todo o processo.

Se o segundo momento em relação à origem é constante, tem-se, então, que a variância é constante independente da origem no espaço ou no tempo e, portanto, o processo é estacionário de ordem 2.

$$\text{Var}[Z(x)] = E[Z^2(x)] - \{E[Z(x)]\}^2 = m_2(x) - [m_1(x)]^2 = \text{constante} \quad (08)$$

Considerando a covariância, ou seja, a esperança do produto do que ocorre em x e x' , com $h = x' - x$, definida como:

$$C(x, x') = E[Z(x).Z(x')] - \mu^2 \quad (09)$$

Se $Z(x)$ é estacionária, esta covariância não depende de x e x' , ou seja, da origem, mas somente da distância h entre os pontos e desta forma:

$$C(x, x'+h) = C(h) \quad (10)$$

A variância é um caso particular da covariância quando $h = 0$.

$$C(0) = E[Z^2(x)] - \mu^2 = \text{Var}[Z(x)] \quad (11)$$

Geralmente utiliza-se a função de covariância normalizada pela variância:

$$\frac{C(h)}{C(0)} \quad (12)$$

Nesse caso, chamamos $\rho(h)$ de função de correlação ou coeficiente de correlação, que nada mais é do que a correlação entre seções da variável separadas por um passo h . Portanto,

A existência de estacionaridade permite a repetição de um experimento, mesmo que as amostras sejam coletadas em pontos diferentes, em relação ao experimento inicial. Esse fato é justificado em função de que todas as amostras pertencem a populações com os mesmos momentos estatísticos (GUIMARÃES, 2004).

Para estudos de geoestatística, necessita-se, como restrição máxima, que o primeiro e segundo momento sejam constantes em relação à origem, ou seja, exige no máximo a estacionaridade de segunda ordem.

A hipótese de estacionaridade de segunda ordem assume a existência de uma covariância e assim de uma variância finita, $\text{Var}[Z(x)] = C(0)$.

A existência do semivariograma é uma hipótese mais fraca do que a existência da covariância, e existem muitos fenômenos que possuem uma grande capacidade de dispersão, isto é, que não possuem uma variância *a priori* nem uma covariância, mas um semivariograma pode ser definido. Uma hipótese mais fraca (mais abrangente) é a hipótese intrínseca.

Na hipótese intrínseca tem-se:

- a) a esperança $Z(x)$ existe e não depende do ponto x .

(13)

- b) para todo h , a variância da diferença $[Z(x+h)-Z(x)]$ existe e não depende do ponto x .

— — — (14)

A hipótese intrínseca é a hipótese mais freqüentemente usada em geoestatística, por ser menos restritiva e, portanto, o semivariograma é a ferramenta mais difundida na geoestatística, porque exige apenas a hipótese intrínseca, enquanto o autocorrelograma exige a estacionaridade de segunda ordem.

2.4.3 Semivariograma

A semivariância exige uma hipótese de estacionaridade menos restritiva em relação às outras medidas como a covariância, que exige estacionaridade de segunda ordem. Essa exigência menor no modelo de função aleatória não tem conseqüências na maioria dos casos práticos (DEUTSCH & JOURNAL, 1992). Por esse motivo, a semivariância pode ser utilizada em um maior número de situações (GUIMARÃES, 2004).

A semivariância é definida a partir dos desvios das medidas (d) em relação à reta 1:1 do gráfico de dispersão de $Z(x_i)$ em relação $Z(x_i+h)$.

$$d^2 = \frac{1}{2} [Z(x_{i+h}) - Z(x_i)]^2 \quad (15)$$

Considerando $\bar{Z} = \frac{\sum_{i=1}^n Z(x_i)}{n}$, como sendo o valor médio da variável em estudo e o erro médio em relação à média, como sendo $\bar{e}(x_i) = \frac{\sum_{i=1}^n Z(x_i) - \bar{Z}}{n}$, em que n corresponde ao número de realizações da variável regionalizada $Z(x_i)$. Entretanto, como o valor de $\bar{e}(x_i)$ é zero, considera-se o quadrado do erro $[e(x_i)]^2 = [Z(x_i) - \bar{Z}]^2$.

Enquanto o quadrado médio do desvio deve ser:

$$MR = \frac{\sum_{i=1}^n d^2}{N(h)}, \quad (16)$$

Segundo Isaaks & Srivastava (1989), o semivariograma é dado pela seguinte equação:

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

em que: $N(h)$ = número de pares de atributos; e $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$ = valor de atributos médios na posição X_i e $x_i + h$, separados por um vetor h (distância entre amostras).

O gráfico de $\gamma(h)$ versus os valores correspondentes de h , chamado semivariograma (Figura 1), é uma função do vetor h e, portanto dependem de ambos, magnitude e direção de h .

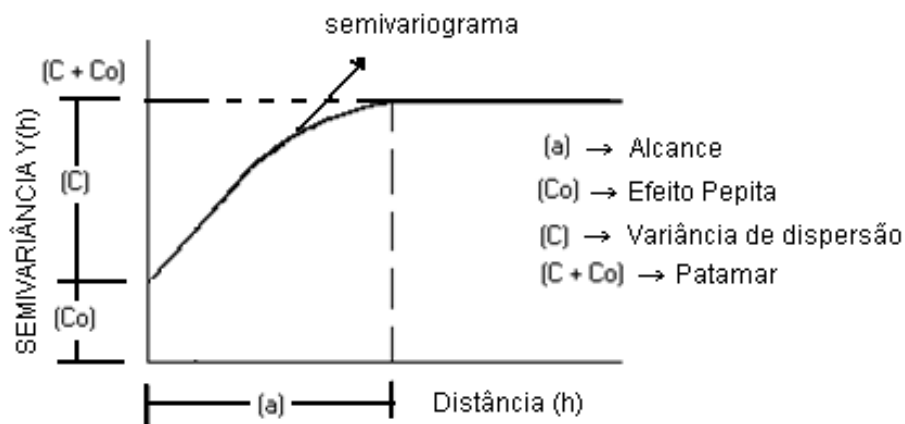


Figura 1 – Representação de um semivariograma.

2.4.3.1 Características de um semivariograma

O semivariograma é um gráfico da semivariância de medidas de amostras pareadas, como uma função da distância entre elas. Tipicamente, todos os pares de amostras possíveis são examinados e agrupados dentro de classes de distâncias (*lags*) e de direções aproximadamente iguais (DEUTSCH & JOURNAL, 1998).

O efeito pepita (C_0) corresponde à cota do ponto onde o semivariograma corta o eixo das ordenadas. Segundo Vieira et al. (1983), é uma descontinuidade na origem, gerada por erros aleatórios ou sistemáticos das amostragens ou medidas das variáveis em intervalos inferiores aos de amostragem, mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala pela amostragem.

$C+C_0$: patamar (*sill, soleira*) é a distância na qual o semivariograma atinge um valor de estabilidade, aproximando-se da variabilidade total dos valores amostrados, representa o valor da variância total da variável em estudo, em que, C (contribuição) é a variância de dispersão espacial e representa as diferenças espaciais entre os valores de uma variável tomada em dois pontos por distâncias cada vez maiores.

a : alcance (*range*) é a distância na qual o semivariograma atinge um valor de estabilidade, o limite da dependência espacial ou zona de influência de uma amostra. Ele marca a distância a partir da qual a amostra não mais influencia a amostra vizinha, início da região de independência. Para Folegatti (1996), citado por Vettorato (2003), o valor de $h = a$ representa a amplitude, e é a máxima distância de separação nas quais os pares de valores observados mantêm-se correlacionados.

Quando se calcula o semivariograma para os dados do experimento, chamado de semivariograma experimental, este apresenta os pontos referentes aos valores da semivariância para cada distância amostrada. Já os semivariogramas teóricos são semivariogramas pré-estabelecidos, que são ajustados aos semivariogramas experimentais. Os cálculos das semivariâncias para a escolha do modelo de semivariograma podem ser feitos com auxílio de programas específicos de geoestatística.

O procedimento de ajuste não é direto e automático, como no caso de uma regressão, por exemplo, mas sim iterativo, pois nesse processo o interprete (o pesquisador) faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode ou não redefinir o modelo, até obter um que seja considerado satisfatório (CAMARGO, 1997).

Os modelos matemáticos, denominados de isotrópicos por Isaaks & Srivastava (1989), são considerados básicos e são usados para ajustar os semivariogramas. Estão divididos em modelos com e sem patamar. Os modelos com patamar são referenciados na geoestatística como modelos transitivos. O modelo sem patamar é aquele que a semivariância continua aumentando enquanto a distância aumenta. Tais modelos são utilizados para modelar fenômenos que possuem capacidade infinita de dispersão.

a) Modelo esférico

Representa um fenômeno de transição bastante usado em geoestatística.

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1,5 \left(\frac{h}{a} \right) - 0,5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad 0 < h < a \quad (18)$$

É obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0) e do patamar ($C_0 + C$); posteriormente, passando-se uma reta que intercepte o eixo Y em C_0 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h = 0$. Essa reta cruzará $C_0 + C$ na distância $a = 2/3 a$. Assim sendo, o alcance (a) será $a = 3 a/2$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $1/3$ de a (VIEIRA, 1995; BATISTA, 2002).

b) Modelo exponencial

Uma diferença entre este modelo e o esférico é que ele atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto o esférico atinge o valor do alcance. O alcance (a) é

determinado visualmente como a distância após a qual o semivariograma se estabiliza. Outra diferença entre o modelo esférico e o exponencial é a distância (abscissa) em que suas tangentes atingem o patamar a partir da origem, sendo $2/3 a$ para o modelo esférico, e $a/3$ do alcance prático para o exponencial, este utilizando 95% do patamar (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978). Dessa forma o modelo esférico atinge o patamar mais rápido que o exponencial. Os parâmetros C_0 e C para o modelo exponencial são determinados da mesma maneira que para o esférico (MANZIONE, 2002).

$$\gamma(h) = C_0 + C[1 - \exp(-h/a)] \quad 0 < h < a \quad (19)$$

c) Modelo linear sem patamar

É o modelo mais simples, indica a não estacionaridade de segunda ordem e/ou que o tamanho do campo amostrado não foi suficientemente grande para exibir toda a variância, sendo possível que exista uma tendência dos dados em alguma direção (GUIMARÃES, 2000). É representado pela equação:

$$\gamma(h) = \rho(h)^\theta \quad (20)$$

em que: ρ é determinado com o valor de $y(h)$. É a reta obtida com a união do ponto experimental obtido para $h = 1$ com a origem $h = 0$.

d) Efeito pepita puro

Muitos semivariogramas apresentam uma descontinuidade na origem. Quando $|h|=0$, o valor do semivariograma é estritamente zero. Porém, quando $|h|$ tende a zero, o valor do semivariograma pode ser significativamente maior que zero, isto é, ocorre uma descontinuidade na origem. Essa descontinuidade é modelada através do modelo de efeito pepita, assim definido:

$$\begin{aligned} \gamma_0(|h|) &= \begin{cases} 0 & \text{se } |h|=0 \\ 1 & \text{se } |h| \neq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (21)$$

O efeito pepita aparece como uma constante (C_0) na equação do semivariograma.

2.4.4 Krigagem

É um método de interpolação desenvolvido por Matheron, usado para obtenção de mapas espaciais de parâmetros de solo, a partir de amostragens (MARQUES JÚNIOR & CORÁ, 1998). O termo krigagem é uma homenagem de Matheron ao pioneirismo de Daniel G. Krige, que foi quem introduziu o uso de médias móveis para avaliação pontuais em minas de ouro da África do Sul.

Segundo Silva (2006) todos os estimadores de krigagem são variantes do estimador básico de regressão linear $Z^*(u)$, que é definido através da equação:

$$Z^*(x) - m(x) = \sum_{i=1}^{n(x)} \lambda_i(x) [Z(x_i) - m(x_i)] \quad (22)$$

em que: $\lambda_i(x)$ são pesos definidos para os dados; $Z(x_i)$ são as variável aleatória; e $m(x)$ e $m(x_i)$ são valores das variáveis aleatórias $Z(x)$ e $Z(x_i)$.

Supondo-se que se queira estimar valores, z^* , para qualquer local x_0 , onde não se tem valores medidos, assumindo estacionaridade de ordem 2 e que a estimativa deve ser uma combinação linear dos valores medidos, o estimador será:

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (23)$$

em que: N é o número de valores medidos $Z(x_i)$, envolvidos na estimativa, e λ_i são os pesos associados a cada valor medido $Z(x_i)$ (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

Esse estimador nada mais é que uma média móvel ponderada. O que torna a krigagem um interpolador ótimo, então, é a maneira como os pesos são distribuídos (VIEIRA, 2000). Pontos próximos da posição a ser interpolada levam maiores pesos que os mais distantes, e ainda, as distâncias consideradas não são somente entre o ponto a ser predito e os vizinhos, mas também entre os vizinhos (SILVA JUNIOR, 2001). Com isso podemos enfatizar que, para uma mesma distância, dados agrupados, terão menores pesos, quando comparados individualmente com pontos isolados, pois estes dados trazem informações quase redundantes de uma mesma região.

Segundo Vieira (1998), para que o estimador seja ótimo, o mesmo não pode ser tendencioso (Equação 18) e deve ter variância mínima (Equação 19). Essas duas condições devem ser rigorosamente satisfeitas e, para tanto, são usadas como

ponto de partida para a dedução das equações. A condição de não tendência significa que, em média, a diferença entre valores estimados e medidos para o mesmo ponto deve ser nula. A condição de variância mínima significa que, embora possam existir diferenças ponto por ponto entre o valor estimado e o medido, essas diferenças devem ser mínimas (VIEIRA, 2000).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 LOCALIZAÇÃO E CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA EXPERIMENTAL

O experimento foi conduzido de dez/2006 a dez/2007, em um pomar comercial de laranja 'Folha Murcha', de propriedade do Sr Dair do Nascimento, no distrito de Rive, município de Alegre, micro-região do Caparaó, Estado do Espírito Santo, situado a 20°46'02" de latitude Sul e 41°24'50" de longitude oeste de "Greenwich", com altitude de aproximadamente de 130 m, clima quente e chuvoso no verão, e seco no inverno.

A área apresenta topografia com declividade média de 0,03 m m⁻¹, localizada em um platô logo abaixo de uma lavoura de palmito pupunha em uma área com declividade média de 0,35 m m⁻¹ (Figura 2). O solo da área foi classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo textura argilosa (areia grossa = 468,4 g kg⁻¹; areia fina = 112,9 g kg⁻¹; silte = 12,8 g kg⁻¹; e argila = 376,8 g kg⁻¹), de acordo com EMBRAPA (1999).



Figura 2 – Imagem aérea da propriedade em 2003.

Fonte: Google Earth.

A área experimental foi instalada em um pomar comercial de laranja, variedade 'Folha Murcha' enxertada em limão cravo com 7 (sete) anos de idade, plantado com

espaçamento entre plantas de 5 x 5 metros (Figura 3). Essa variedade, também denominada de 'Valência Folha Murcha', 'Natal Folha Murcha' e de 'Seleta Folha Murcha', tem sua origem exata de difícil estabelecimento. Acredita-se que seja um mutante natural de 'Pêra' ou 'Seleta,' descoberto no município de Araruama-RJ, que chamou a atenção principalmente por duas de suas características: o permanente enrolamento das folhas e a maturação extremamente tardia (STUCHI, 2008). A laranjeira (*Citrus sinensis* L. Osbeck.) variedade 'Folha Murcha' apresenta características agrônômicas desejáveis, como a resistência ao cancro cítrico e maturação tardia (LEITE JÚNIOR, 1992), sendo a segunda mais plantada no Norte e Noroeste do Estado do Paraná.



Figura 3 – Visão parcial da entrelinha da área experimental e das laranjeiras com os frutos maduros.

3.2 MANEJO DA CULTURA

Segundo o proprietário, são realizadas anualmente, com base em análise de solo, uma calagem superficial e três adubações para corrigir a fertilidade do solo. Em agosto de 2005, foi feita uma adubação com 06 (seis) L de esterco de curral e 06 (seis) L de palha de café sob a copa de cada planta do pomar. O controle da

vegetação nas entrelinhas do plantio (aproximadamente 80% composta por estilosante) é feito com auxílio de foice, e é feito o controle das plantas invasoras na região da projeção da copa com uso de herbicida Glifosato e enxada.

3.3 AMOSTRAGEM DO SOLO

Uma malha amostral de 10 x 8 linhas, consistindo de 80 plantas, foi construída ocupando uma área de 2000 m². As amostras de solo foram coletadas entre os meses de maio e junho/07 com o auxílio de um trado holandês nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, 60 dias após a última adubação.

Considerando a planta como o ponto amostral, foram retiradas quatro amostras simples de solo abaixo da projeção da copa (um metro distante do tronco) para cada profundidade, sendo duas ao longo da linha de plantio e duas no sentido transversal a linha de plantio, conforme representado na Figura 4.

O conjunto de quatro amostras simples, dentro da mesma profundidade, foi homogeneizado para dar origem a uma amostra composta, totalizando 80 amostras compostas para cada profundidade.

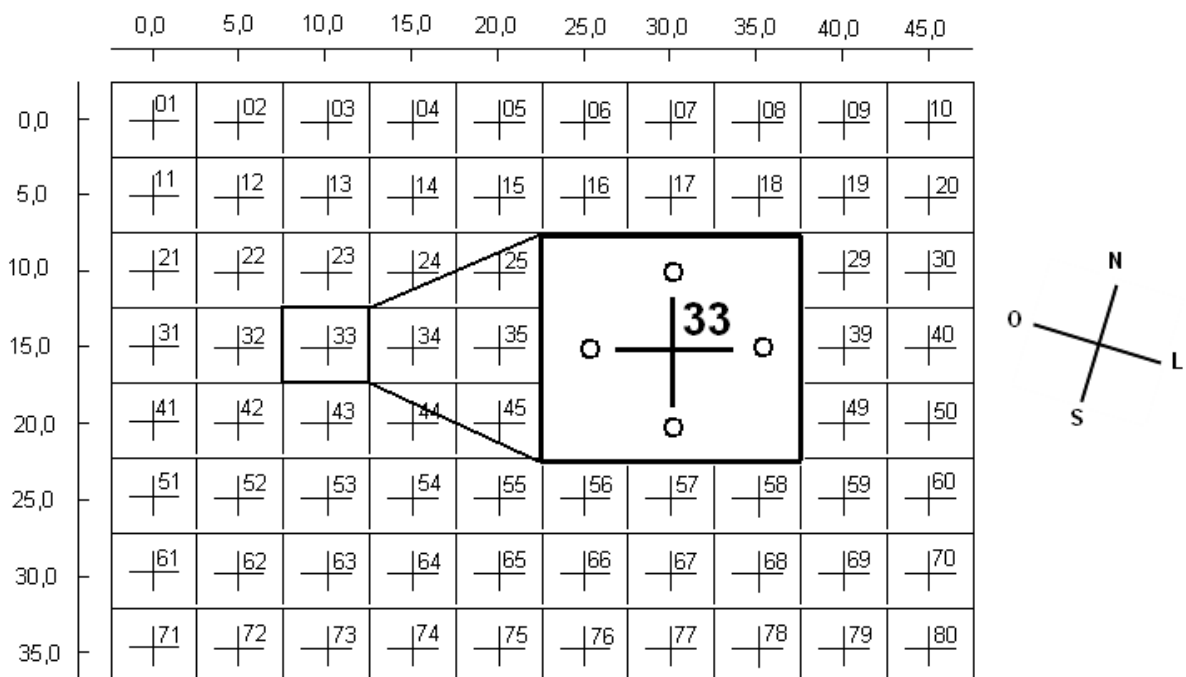


Figura 4 - Representação da malha amostral na área experimental e, em destaque, os pontos das amostras simples.

3.4 DETERMINAÇÃO DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO

Os atributos químicos do solo determinados foram: pH em água (acidez ativa) por meio de leitura em potenciômetro, na suspensão de solo e água, na relação de 1:2,5; fósforo (P) e potássio (K) utilizando o extrator Mehlich-1; cálcio (Ca), magnésio (Mg) e acidez trocável (Al) extraídos com solução de KCl mol L⁻¹; e acidez potencial (H+Al) extraída com acetato de cálcio Ca(OAc)₂ 0,5 mol L⁻¹. Com base nesses resultados, foram determinados através de cálculos: a soma de bases (SB); capacidade de troca de cátions (CTC) potencial a pH 7,0 (T); saturação por bases (V); CTC efetiva (t); e saturação por alumínio (m), segundo metodologias preconizadas pela EMBRAPA (1997).

A determinação do carbono orgânico total (COT) foi feita pelo método baseado na oxidação da matéria orgânica por via úmida, utilizando a solução de dicromato de potássio em meio ácido. O excesso de dicromato é titulado em solução de sulfato ferroso amoniacal padronizado (YEOMANS & BREMNER, 1988). Nessa análise, uma amostra do solo (aproximadamente 5 cm³) foi triturada em almofariz de porcelana até que a mesma passasse totalmente por uma peneira de 0,210 mm. Para as amostras de solo coletadas na camada de 0 – 0,20 e 0,20- 0,40 m, foram pesadas, respectivamente, 0,5 e 1,0 g de amostra do solo e colocadas em tubos de digestão, recebendo então 5 mL de K₂Cr₂O₇ 0,167 mol L⁻¹ e 7,5 mL de H₂SO₄ concentrado. Os tubos foram levados para o bloco digestor onde ficaram a uma temperatura de 170 °C por 30 minutos. Após o resfriamento (temperatura ambiente), o conteúdo dos tubos de digestão foi agitado com auxílio de um agitador vortex, posteriormente transferido para erlenmeyers de 125 mL, utilizando-se água destilada, ficando um volume próximo a 50 mL. Em seguida, foram adicionados 2 mL de ácido ortofosfórico (H₃PO₄), 0,2 g de fluoreto de sódio (NaF) e 2 a 3 gotas de ferroin.

A titulação foi feita com solução de sulfato ferroso amoniacal [Fe(NH₄)₂(SO₄)₂] 0,25 mol L⁻¹. Para cada bateria de amostras avaliadas, foram feitas 5 (cinco) provas em branco sem aquecimento e 5 (cinco) com aquecimento.

O volume (V) de $\text{Fe}(\text{NH}_4)_2(\text{SO}_4)_2$ gasto na titulação (V) foi calculado pela seguinte equação:

$$V = (V_{bc} - V_a) \frac{(V_{bs} - V_{bc})}{V_{bs}} + (V_{bc} - V_a) \quad (24)$$

em que: V_{bc} = Volume gasto de sulfato ferroso amoniacal na titulação do branco com aquecimento; V_{bs} = Volume gasto de sulfato ferroso amoniacal na titulação do branco sem aquecimento; V_a = Volume gasto de sulfato ferroso amoniacal na titulação da amostra.

O teor de COT, em g kg^{-1} , foi calculado pela equação:

$$\text{COT} = \frac{VM_3}{m_{\text{solo}}} \quad (25)$$

em que: $3 = 12[(3/2)(1/6)]$, sendo 12: massa molar do carbono (g mol^{-1}); 3/2: relação de três moles de CO_2 produzidos para dois moles de $\text{Cr}_2\text{O}_7^{2-}$ produzidos; 1/6 relação molar entre um mol de Fe^{2+} oxidado para seis moles de $\text{Cr}_2\text{O}_7^{2-}$ reduzidos na titulação; m_{solo} = massa da amostra de solo (kg); e M = concentração do $\text{Fe}(\text{NH}_4)_2(\text{SO}_4)_2$ (mol L^{-1}).

3.5 COLHEITA E PRODUÇÃO DOS FRUTOS DE LARANJA

As frutas cítricas fazem parte do grupo dos frutos não climatérios, segundo os botânicos, isto é, a evolução da maturação cessa no momento da colheita. Por isso é conveniente esperar até que as laranjas estejam maduras para a colheita, quando os frutos tendem a ser mais doces e menos ácidos (MATTOS JUNIOR. et al. 2005). Por esse motivo a colheita (manual) foi feita entre os meses de novembro e dezembro de 2007, onde todas as plantas tiveram os frutos contados e pesados, obtendo-se o número de frutos por planta (NFP), massa total dos frutos por planta (MTF) e massa média do fruto (MMF).

3.6 ANÁLISE DOS DADOS

3.6.1 Análise descritiva

Com base nos dados obtidos em laboratório (análise química do solo) e os coletados em campo (produção dos frutos de laranja), foi realizada uma análise descritiva com auxílio do *software* Microsoft Office Excel 2007, avaliando-se por meio das

estatísticas (média, mediana, valores máximos e mínimos, desvio-padrão, variância, coeficiente de variação, assimetria e curtose) o comportamento geral de dispersão e distribuição dos atributos estudados. A hipótese de normalidade foi testada pelo teste Shapiro-Wilk's ($p < 0,05$) e a comparação entre médias nas duas profundidades pelo teste t - Student ($p < 0,05$). Os dados discrepantes foram eliminados com base nos critérios sugeridos por Hoaglin et al. (1983), que considera discrepantes os valores superiores (L_s) e inferiores (L_i) extremos estimados por: $L_i = Q_i - 1,5 A_i$ e $L_s = Q_s + 1,5 A_i$. Sendo Q_i e Q_s respectivamente o quartil inferior (primeiro) e superior (terceiro) e A_i a amplitude interquartilica.

Foi feita uma análise de correlação entre os atributos estudados. E sabendo que uma perfeita correlação entre duas variáveis deve possuir um coeficiente de correlação (r) igual a 1,0 (correlação direta) ou -1,0 (correlação inversa), e entendendo que tal situação na prática é praticamente impossível, os valores de cada coeficiente foram classificados de acordo com o proposto por Kitamura (2004), que diz: a) extremamente alto: se $0,80 \leq r \leq 1,00$ ou $-0,80 \geq r \geq -1,00$; b) alto: se $0,60 \leq r < 0,80$ ou $-0,60 \geq r < -0,80$; c) moderado: se $0,40 \leq r < 0,60$ ou $-0,40 \geq r < -0,60$; d) baixo: se $0,20 \leq r < 0,40$ ou $-0,20 \geq r < -0,40$; e e) nulo: se $0,0 \leq r < 0,20$ ou $-0,0 \geq r < -0,20$.

3.6.2 Análise geoestatística

A geoestatística trabalha com a suposição de que medições separadas por distâncias pequenas são mais semelhantes que medições separadas por distâncias maiores (VIEIRA et al. 2002). A hipótese geoestatística pressupõe a inexistência de tendências associadas às posições espaciais. Quanto mais próximo estiverem os pontos amostrados, maior será sua semelhança e, portanto, menor a semivariância; e quanto maior a distância entre os pontos amostrados, menor será a semelhança e, conseqüentemente, maior a variância. Assumida a hipótese, estima-se e classifica-se o grau de dependência espacial.

A análise da dependência espacial foi realizada com base nas semivariâncias estimadas pelo gráfico, segundo a Equação 17 da página 30, denominado de semivariograma.

Para verificar a dependência espacial, ajustar os dados e confeccionar os mapas foi realizado a análise geoestatística com auxílio do *software* estatístico GS⁺ 5.0. No ajuste dos modelos matemáticos aos dados, foram utilizados os modelos: esférico, exponencial, linear sem patamar e efeito pepita puro, definindo os parâmetros efeito pepita (C_0), patamar (C_0+C), alcance de dependência espacial (a) e o índice de dependência espacial (IDE). O IDE é determinado pela relação $C/(C_0+C)$ e classificado, conforme definido por Zimback (2001), sendo baixo ($IDE < 25\%$), médio (IDE entre 25% a 75%) e forte ($IDE > 75\%$).

O *software* GS⁺ 5.0 utiliza o método dos mínimos quadrados para ajuste dos modelos teóricos aos dados. O modelo ajustado foi escolhido segundo a menor soma de quadrados dos resíduos (SQR), maior coeficiente de determinação (R^2) e coeficiente de correlação entre os valores observados e os estimados pelo método da validação cruzada (R-VC). Comprovada a dependência espacial, os mapas temáticos foram construídos pelo método de interpolação krigagem ordinária, estimando valores para locais não medidos.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA

4.1.1 Análise de correlação

Os coeficientes de correlação (r) entre os atributos químicos do solo, nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, do pomar de laranja em estudo, podem ser vistos nas Tabelas 1 e 2.

Seguindo os limites de correlação propostos por Kitamura (2004) para r , verifica-se na Tabela 1, para profundidade de 0-0,20 m, que a SB apresenta correlação extremamente alta para Ca, Mg, V e m; alta para Al, moderada para pH, H+Al e t; e baixa para K, T e COT.

A correlação do atributo SB com Ca, Mg e K é de se esperar, pois a SB refere-se a soma dos valores desses três elementos. A correlação de SB com V, T, Al, t e m é explicada pelo fato das bases fazerem parte dos cálculos desses atributos. Quatezani (2008), em um solo de textura média sob cultivo de pimenta-do-reino, no norte do Estado do Espírito Santo, não encontrou correlação entre o K e a SB em duas colheitas. Oliveira (2007), em solo cultivado com café conilon no sul do Estado, encontrou os maiores valores de coeficiente de correlação para SB com V e Ca com SB.

Para a profundidade 0,20-0,40 m (Tabela 2), observa-se que a SB apresenta correlação extremamente alta para pH, Ca, Al e m; alta para K, Mg e V; moderada para H+Al; e baixa para T, t e massa média do fruto (MMF).

Tabela 1 - Coeficientes de correlação (r) entre os atributos químicos do solo na profundidade de 0-0,20 m e a produção da safra de laranja em 2007

Atributos	pH	P	K	Ca	Mg	Al	H+Al	SB	T	V	t	m	COT	NTF	MTF	MMF
pH	1,00	-	-	0,62*	0,40*	-0,60*	-0,57*	0,60*	-	0,69*	-	-0,65*	-	-	-	-
P	-	1,00	-	-	-	-	0,31*	-	0,28*	-0,22*	-	-	-	-	-	-
K	-	-	1,00	-	0,34*	-0,29*	-	0,35*	-	0,26*	-	-0,33*	-	-	-	-
Ca	-	-	-	1,00	0,56*	-0,63*	-0,36*	0,90*	0,31*	0,72*	0,48*	-0,77*	-	-	-	-
Mg	-	-	-	-	1,00	-0,50*	-0,36*	0,85*	0,27*	0,70*	0,56*	-0,66*	-0,32*	-	-	-
Al	-	-	-	-	-	1,00	0,60*	-0,66*	-	-0,75*	0,24*	0,96*	-	-	-	-
H+Al	-	-	-	-	-	-	1,00	-0,41*	0,72*	-0,86*	-	0,58*	0,33*	-0,25*	-	-
SB	-	-	-	-	-	-	-	1,00	0,34*	0,81*	0,57*	-0,83*	-0,28*	-	-	-
T	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-0,27*	0,56*	-	-	-	-	-
V	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	0,22*	-0,84*	-0,37*	-	-	-
t	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-	-	-	-	-
m	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-	-	-	-
COT	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-	-	-
NTF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	0,87*	-0,26*
MTF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	0,22*
MMF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00

pH = pH em água; P = fósforo; K = potássio; Ca = cálcio; Mg = magnésio; Al = alumínio; H+Al = acidez potencial; SB = soma de bases; T = capacidade de troca de cátions potencial; V = saturação por bases; t = capacidade de troca de cátions efetiva; m = saturação por alumínio; COT = carbono orgânico total; NTF = número total de frutos por planta; MTF = massa total de frutos por planta; MMF = massa média do fruto; e *significativo pelo teste t em nível de 5% de probabilidade.

Tabela 2 - Coeficientes de correlação (r) entre os atributos químicos do solo na profundidade de 0,20-0,40 m e a produção da safra de laranja em 2007

Atributos	pH	P	K	Ca	Mg	Al	H+Al	SB	T	V	t	m	COT	NTF	MTF	MMF
pH	1,00	-	0,61*	0,80*	0,31*	-0,90*	-0,50*	0,83*	-	0,71*	-	-0,91*	-	-	-	-
P	-	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
K	-	-	1,00	0,36*	-	-0,49*	-0,31*	0,61*	-	0,51*	0,23*	-0,56*	-	-	-	-
Ca	-	-	-	1,00	-	-0,83*	-0,45*	0,82*	-	0,67*	-	-0,86*	-	-	-	0,26*
Mg	-	-	-	-	1,00	-0,28*	-	0,64*	0,28*	0,43*	0,60*	-0,45*	-	-	-	-
Al	-	-	-	-	-	1,00	0,58*	-0,81*	-	-0,75*	0,27*	0,96*	0,24*	-	-	-
H+Al	-	-	-	-	-	-	1,00	-0,46*	0,74*	-0,90*	-	0,55*	0,38*	-	-	-0,32*
SB	-	-	-	-	-	-	-	1,00	0,25*	0,78*	0,35*	-0,93*	-	-	-	0,27*
T	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-0,39*	0,44*	-	0,34*	-	-	-
V	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-	-0,79*	-0,31*	-	-	0,37*
t	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-	-	-	-	-
m	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-	-	-	-0,25*
COT	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	-	-	-
NTF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	0,87*	-0,26*
MTF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00	0,22*
MMF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,00

pH = pH em água; P = fósforo; K = potássio; Ca = cálcio; Mg = magnésio; Al = alumínio; H+Al = acidez potencial; SB = soma de bases; T = capacidade de troca de cátions potencial; V = saturação por bases; t = capacidade de troca de cátions efetiva; m = saturação por alumínio; COT = carbono orgânico total; NTF = número total de frutos por planta; MTF = massa total de frutos por planta; MMF = massa média do fruto; e *significativo pelo teste t em nível de 5% de probabilidade.

4.1.2 Análise Descritiva dos atributos químicos do solo e produção de laranja

A Tabela 3 apresenta os resultados da análise descritiva e teste t para os atributos químicos do solo na profundidade 0-0,20 m e 0,20-0,40 m e da produção de laranja.

Tabela 3 – Momentos estatísticos dos atributos químicos do solo nas duas profundidades estudadas e da produção de laranja na safra 2007

ATRIBUTOS	\bar{x}	Md	Valores		Coeficientes			DN
			Min	Max	CV	C _s	C _k	
pH ¹ em água	4,3a	4,3	3,9	4,7	4,7	0,2	-0,6	*
pH ² em água	4,3a	4,2	3,8	4,9	5,1	0,7	0,6	*
P ¹ (mg dm ⁻³)	23,8a	23,3	3,9	53,8	52,4	0,3	-0,7	ns
P ² (mg dm ⁻³)	9,4b	9,7	4,4	15,9	10,6	0,2	-0,4	ns
K ¹ (mg dm ⁻³)	71,5a	70,2	39,0	114,1	25,2	0,5	-0,4	*
K ² (mg dm ⁻³)	77,0a	73,8	39,9	176,2	32,3	1,6	3,5	*
Ca ¹ (cmol _c dm ⁻³)	0,8a	0,8	0,5	1,6	25,1	0,9	1,6	*
Ca ² (cmol _c dm ⁻³)	0,6b	0,6	0,3	1,1	33,3	0,9	0,3	*
Mg ¹ (cmol _c dm ⁻³)	0,8a	0,7	0,5	1,2	18,3	0,6	0,0	ns
Mg ² (cmol _c dm ⁻³)	0,7a	0,8	0,2	1,0	37,5	-0,7	1,1	*
Al ¹ (cmol _c dm ⁻³)	0,8b	0,8	0,1	1,4	34,2	0,3	0,0	ns
Al ² (cmol _c dm ⁻³)	1,0a	1,1	0,4	1,5	30,0	-0,8	-0,2	*
H+Al ¹ (cmol _c dm ⁻³)	2,1a	2,1	1,2	3,2	19,8	0,3	-0,1	*
H+Al ² (cmol _c dm ⁻³)	1,9b	1,9	1,0	2,6	15,8	-0,2	-0,5	ns
SB ¹ (cmol _c dm ⁻³)	1,7a	1,7	1,2	2,7	18,1	0,6	0,0	*
SB ² (cmol _c dm ⁻³)	1,5b	1,5	1,0	2,3	20,0	0,7	0,3	*
T ¹ (cmol _c dm ⁻³)	3,8a	3,8	3,0	5,1	10,9	0,4	0,2	ns
T ² (cmol _c dm ⁻³)	3,4b	3,5	2,6	3,9	8,8	-0,7	0,5	*
V ¹ (%)	45,8a	44,7	30,9	63,3	17,2	0,3	-0,6	ns
V ² (%)	45,4a	44,5	27,5	87,4	20,7	1,2	3,7	*
t ¹ (cmol _c dm ⁻³)	2,5a	2,5	2,0	3,1	9,7	0,2	-0,2	ns
t ² (cmol _c dm ⁻³)	2,6a	2,6	2,0	2,9	7,1	-0,7	0,1	*
m ¹ (%)	29,9b	30,6	4,2	51,9	34,2	-0,1	-0,4	ns
m ² (%)	40,1a	43,5	13,3	59,9	27,4	-0,9	0,0	*
COT ¹ (g kg ⁻¹)	11,3a	10,	6,3	19,0	27,8	0,8	-0,2	*
COT ² (g kg ⁻¹)	7,2b	7,1	5,3	9,3	13,9	0,3	-1,0	*
NFP	319,7	329,5	56,0	634,0	32,8	0,17	0,14	ns
MTF (kg planta ⁻¹)	53,5	53,3	14,4	101,7	31,8	0,14	-0,17	ns
MMF (kg fruto ⁻¹)	0,17	0,17	0,13	0,22	11,8	0,23	-0,34	ns

Médias, na coluna, seguidas da mesma letra não apresentam diferença significativa a 5% de probabilidade pelo teste t, para um mesmo atributo.

¹ = profundidade de 0 – 0,20 m; ² = Profundidade de 0,20 – 0,40 m; n= número de amostras; \bar{x} = média; Md= mediana, S= desvio-padrão; Min.= valor mínimo; Max.= valor máximo; CV= coeficiente de variação; C_s= coeficiente de simetria; C_k= coeficiente de curtose e ns= distribuição normal; * = não se comporta como distribuição normal pelo teste Shapiro-wilk's; NFP= número de frutos por planta; MTF= massa total de frutos por planta; e MMF= massa média do fruto.

Com base nos valores médios de produção da massa total de frutos por planta (MTF), pode-se estimar a produtividade média de laranja do pomar cítrico em cerca de 21.400 kg ha⁻¹. Esse valor é inferior ao de produção média de laranja do Brasil, que corresponde a 22.375 kg ha⁻¹, segundo IBGE (2006).

A interpretação da fertilidade do solo neste trabalho foi baseada nos valores médios dos atributos químicos do solo para duas profundidades, 0-0,20 m e 0,20-0,40 m, segundo o Manual de Recomendação de Calagem e Adubação para o Estado do Espírito Santo (PREZOTTI et al, 2007). Os valores médios dos atributos químicos do solo na profundidade de 0-0,20 m apresentam-se: alto para P (> 10 mg dm⁻³), acidez (pH em água < 5,0); médios para K (60-150 mg dm⁻³), Mg (0,5-1,0 cmol_c dm⁻³), Al (0,3-1,0 cmol_c dm⁻³), t (2,5-6,0 cmol_c dm⁻³) e m (20-40 %); e baixos para Ca (< 1,5 cmol_c dm⁻³), H+Al (< 2,5 cmol_c dm⁻³), SB (< 2,0 cmol_c dm⁻³), T (< 4,5 cmol_c dm⁻³), V (< 50 %) e COT (< 15,0 g kg⁻¹). Na profundidade de 0,20-0,40 m, os valores se apresentam: alto para m (> 40 %), acidez (pH em água < 5,0); médios para P (10-20 mg dm⁻³), K (60-150 mg dm⁻³), Mg (0,5-1,0 cmol_c dm⁻³), Al (0,3-1,0 cmol_c dm⁻³) e t (2,5-6,0 cmol_c dm⁻³); e baixos para Ca (< 1,5 cmol_c dm⁻³), H+Al (< 2,5 cmol_c dm⁻³), SB (< 2,0 cmol_c dm⁻³), T (< 4,5 cmol_c dm⁻³), V (< 50 %) e COT (< 15,0 g kg⁻¹).

Esses resultados estão diretamente relacionados com o manejo da fertilidade do solo adotado pelo produtor. A acidez elevada do solo, revelada pelo baixo valor de pH, e dos teores de Ca e Mg, respectivamente, baixos e médios, indicam que a aplicação superficial de calcário nesse solo tem sido insuficiente para aumentar o pH do solo e os teores destes nutrientes, mesmo na camada superficial do solo (0-0,20 m), de tal forma que atendam à cultura da laranja, que é bastante exigente em nutrientes, como o Ca e Mg. Essa baixa disponibilidade de nutrientes poderá comprometer a produção de frutos, tanto quantitativamente quanto qualitativamente.

Em função dos resultados obtidos nas análises químicas, percebe-se a necessidade do uso de corretivos de acidez e de adubos, para aumentar o pH, elevar o nível de bases, como Ca, Mg, K, de P na camada sub-superficial (0,20-0,40 m), neutralizar o Al, aumentar a CTC efetiva (t) e potencial (T), em ambas as profundidades. Segundo Prezotti & Bragança (1995) a calagem é uma prática de alto retorno econômico ao produtor, já que o calcário é um insumo de baixo custo no Espírito Santo.

É recomendável para este solo, também, o uso de gesso agrícola, pois segundo Prezotti et al. (2007), este é recomendado quando a análise de solo na camada de

0,20-0,40 m apresentar o teor de $\text{Ca} \leq 0,5 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ e/ou $m > 40\%$. Segundo os mesmos autores, o gesso deve ser utilizado de forma suplementar ao calcário, ou seja, apenas aplicado após a calagem e sem interferir na dosagem do calcário.

Em estudos em lavouras de café, Guimarães (1992) relatou a dificuldade da correção da fertilidade e da acidez em lavouras já implantadas, dificuldade essa em razão de a incorporação de calcário afetar pouco o sistema radicular, sendo o calcário, quase sempre, aplicado superficialmente ou incorporado na camada superficial do solo, em média, na profundidade de até 10 cm. Essa mesma dificuldade pode ser descrita para lavouras de citros adultas, que apresentam segundo Moreira (1988), 45,46% das radículas em até 15 cm de profundidade.

Observa-se que do total de 13 atributos químicos do solo estudados na profundidade de 0-0,20 m, seis (46,15%) apresentam assimetria negativa e sete (53,85%) apresentam assimetria positiva e na profundidade de 0,20-0,40 m, do total de 13 atributos químicos do solo, somente um (7,69%) apresenta assimetria negativa (Tabela 3). Quando a distribuição tem assimetria positiva a média é maior que a mediana, mostrando assim, tendência para concentração de valores abaixo da média.

Na profundidade de 0-0,20 m do solo, os atributos P, Mg, Al, T, V, t, m e os de produção de laranja NFP e MMF apresentam distribuição normal pelo teste Shapiro-Wilk's ($p \leq 0,05$), sendo que na profundidade de 0,20-0,40 m, os atributos que apresentam distribuição normal são P e H+Al (Tabela 3). Segundo Costa Neto (1990) e Libardi et al (1996), semelhanças entre as medidas de posição (média e mediana) sugerem um possível ajuste dos dados à distribuição normal. Portanto, pode-se considerar que todos os atributos estudados, com exceção do K na profundidade de 0,20-0,40 m, apresentam distribuição normal (DN), por apresentarem médias próximas às medianas e baixos coeficientes de assimetria (C_s) e de curtose (C_k), sendo que o atributo V apresenta proximidade entre a média e a mediana, porém com valores altos de C_s e C_k .

Do total dos atributos químicos do solo avaliados e de produção de laranja, 11 (37,93%) apresentam distribuição de frequência leptocúrtica, ou seja, com curtose maior que zero (positiva), o que demonstra tendência de maior homogeneidade dos dados, com maior concentração em torno da média, conforme encontrado por Manzione (2002) e Azevedo (2004). Os atributos que apresentam distribuição de

freqüência platicúrtica, ou seja, com curtose negativa são: pH, P, K, V, t, m, COT, H+Al (na profundidade de 0-0,20 m) e P, Al, COT, H+Al (na profundidade de 0,20-0,40m); e MTF e MMF para produção de laranja, indicando a tendência de esses atributos apresentarem maior variabilidade em torno da média.

Classificando os valores do coeficiente de variação (CV), conforme Warrick & Nielsen (1980), em: baixo ($<12\%$), médio ($12\% \leq CV \leq 60\%$) alto ($> 60\%$), tem-se que: os atributos químicos do solo pH, T e t na profundidade de 0-0,20 m e pH, P, T e t na profundidade de 0,20-0,40 m e MMF para produção de laranja apresentam CV baixo; e os atributos químicos do solo P, K, Ca, Mg, Al, H+Al, SB, V, m e COT na profundidade de 0-0,20 m e K, Ca, Mg, Al, H+Al, SB, V, m e COT na profundidade de 0,20-0,40 m, NFP e MTF para produção de laranja apresentam CV médio. Quartezani (2008) e Oliveira (2007) encontraram resultados semelhantes a estes, trabalhando com amostras de solo na profundidade de 0-0,20 m em lavouras de pimenta-do-reino e café conilon, respectivamente.

Com a finalidade de comparar e verificar diferenças significativas da fertilidade do solo, nas duas profundidades, aplicou-se o teste t de Student ($p \leq 0,05$), conforme apresentado na Tabela 3. Ressalta-se que, para a aplicação desse teste existe a pressuposição de distribuição normal dos atributos. Na prática, segundo Stevenson (2001), quando o número de observações (n) aumenta além de 30, a necessidade de admitir a normalidade diminui.

Os atributos químicos do solo pH, K, Mg, V e t não diferem significativamente, em nível de 5% de probabilidade pelo teste t, quando comparados às duas profundidades. Os teores de P na camada 0-0,20 m se mostraram altos ($> 20 \text{ mg dm}^{-3}$), enquanto na camada 0,20-0,40 m se apresentam baixos ($<10 \text{ mg dm}^{-3}$), indicando a baixa mobilidade desse nutriente no solo, havendo maior concentração deste na camada superficial (0-0,20 m), em função da aplicação do adubo fosfatado (superfosfato simples) ser feita na superfície do solo. De acordo com Novais & Smith (1999), em solos muito ácidos, o P forma compostos de baixa solubilidade com fosfatos de Fe, Al e Mn. Dos adubos fosfatados aplicados, 20-30% ficam disponíveis na solução do solo, a maior parte fica adsorvida na fase sólida do solo, não prontamente disponível.

Já os atributos químicos do solo: Ca, H+Al, SB, T e COT tiveram uma diminuição significativa de seus valores médios na camada de 0,20-0,40 m em relação à

camada mais superficial (0-0,20m), porém essas mudanças não foram suficientes para que houvesse mudança em sua classificação, quanto aos níveis que se encontram no solo, segundo Prezotti et al. (2007).

Os valores baixos de carbono orgânico total (COT) encontrados nas duas profundidades do solo, de acordo com Alvarez V. et al. (1999), podem estar relacionados com a amostragem realizada na projeção da copa da laranjeira, região esta que os tratos culturais, como o controle das plantas invasoras na região da projeção da copa, diminui a vegetação e, conseqüentemente, a contribuição com aporte de resíduos orgânicos nessa região do solo. Se a amostragem fosse feita nas entrelinhas da cultura da laranja, provavelmente os teores de COT seriam superiores, em função da influência da cobertura vegetal (leguminosa) sobre esse atributo. Araújo et al. (2007) encontraram teores de COT significativamente superiores em áreas com vegetação em relação às áreas sem vegetação. Resultados semelhantes foram obtidos por Duda et al (1999) e Sattler (2006). A adubação química (NPK) na região da projeção da copa, favorecendo a mineralização da matéria orgânica, também pode ter contribuído para esse comportamento. Os teores de COT encontrados na profundidade de 0-0,20 m apresentam diferença significativa em relação aos valores médios obtidos na profundidade de 0,20-0,40 m.

4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL

Segundo Isaaks & Srivastava (1989), mais importante que a normalidade dos dados é a verificação do chamado efeito proporcional, verificando se há indícios de tendência dos dados, ou seja, nenhuma proporcionalidade ou outra relação entre a média e o desvio-padrão deve ser constatada (SCHERPINSKI, 2003). A estacionaridade dos dados amostrais foi identificada por meio dos gráficos de média *versus* desvio-padrão por linha e coluna (APÊNDICES A, B, C, D e E).

Na profundidade de 0 - 0,20 m, os atributos P e Al apresentam correlação significativa ($p \leq 0,05$) entre o desvio-padrão e a média dos dados. No entanto, na profundidade de 0,20 - 0,40 m, os atributos que apresentam tendência o K, o são Mg e o T. Como a correlação do desvio-padrão com a média dos dados para os atributos citados acima é baixa, considerou-se distribuição isotrópica nas duas

profundidades, como para os demais dados, indicando estacionaridade necessária para aplicar as técnicas de geoestatística.

4.3 ANÁLISE GEOESTATÍSTICA

A geoestatística foi utilizada para verificar a existência e, neste caso, quantificar o grau de dependência espacial dos valores dos atributos estudados, a partir do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas, sendo que os dados dos ajustes para os atributos químicos do solo são apresentados na Tabela 4 e os de produção de laranja na Tabela 5. Os gráficos dos semivariogramas escalonados dos atributos estudados podem ser observados nos APÊNDICES F, G, H, I e J.

O pH na profundidade de 0-0,20 m e a MMF apresentam efeito pepita puro (EPP), indicando que as amostras são independentes entre si para distâncias maiores que a menor distância adotada na amostragem (5 m) e que a média dos valores é a estatística que melhor representa os dados. Considerando todos os atributos de solo e os de produção de laranja, verifica-se que o modelo esférico (ESF) apresenta ajuste para 55% dos dados, o exponencial (EXP) para 31% e 7% para o efeito pepita (EPP) e 7% para o linear (LIN). O atributo Mg apresenta um ajuste linear (LIN) na profundidade de 0,20 - 0,40 m. Esse fato está relacionado com a correlação negativa apresentada entre o desvio-padrão e a média dos dados. Tentou-se retirar essa tendência considerando modelos de regressão, tendo como variável dependente o atributo e como independente as coordenadas dos pontos (x, y). Nesse caso, trabalhou-se com os resíduos, mas não se conseguiu definir o patamar no ajuste do semivariograma. Talvez, se tivesse trabalhado em uma malha amostral mais adensada, o resultado do ajuste poderia ser diferente para o Mg de 0,20-0,40 m.

Os atributos que apresentam maior índice de dependência espacial (IDE) são K e H+Al na profundidade de 0,20-0,40 m, sendo que ambos apresentaram ajuste pelo modelo exponencial e alcance de 17 m e 15 m, respectivamente. Quanto maior for o IDE e o alcance para um determinado atributo, menores serão os erros nas estimativas de valores não amostrados, utilizando o método de interpolação krigagem ordinária.

Tabela 4 – Modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonados dos atributos químicos nas duas profundidades

Profundidade de 0-0,20m									
Atributo	Mod.	C ₀	a (m)	C ₀ +C ₁	B	IDE (%)	R ²	R-VC	Sig.
pH	EPP	1,00	-	1,00	-	-	-	-	-
P	ESF	0,14	19,7	1,05	-	87 F	81	0,79	0,0000
K	EXP	0,57	42,9	1,14	-	50 M	87	0,33	0,0030
Ca	EXP	0,60	18,0	1,05	-	43 M	58	0,32	0,4100
Mg	LIN	0,72	-	1,28	0,01	43 M	88	-	-
Al	ESF	0,40	14,0	1,01	-	60 M	83	0,51	0,0000
H+Al	ESF	0,41	14,0	1,03	-	60 M	90	0,48	0,0000
SB	LIN	0,79	-	1,20	0,01	34 M	78	-	-
T	ESF	0,58	10,0	1,03	-	44 M	36	0,22	0,0740
V	ESF	0,54	28,0	1,08	-	50 M	75	0,46	0,0000
T	ESF	0,52	12,0	1,00	-	49 M	50	0,22	0,0400
M	EXP	0,38	15,0	1,04	-	63 M	85	0,45	0,0000
COT	ESF	0,40	12,0	1,02	-	60 M	30	0,59	0,0000
Profundidade de 0,20 - 0,40 m									
pH	ESF	0,40	12,0	1,03	-	61 M	88	0,38	0,0004
P	ESF	0,33	21,0	1,10	-	70 M	85	0,58	0,0000
K	EXP	0,26	17,0	1,25	-	80 F	78	0,36	0,0009
Ca	ESF	0,60	31,3	1,10	-	50 M	77	0,39	0,0000
Mg	ESF	0,53	25,0	1,07	-	50 M	66	0,39	0,0000
Al	ESF	0,52	27,0	1,08	-	52 M	78	0,49	0,0000
H+Al	EXP	0,40	15,0	1,02	-	81 F	58	0,33	0,0000
SB	EXP	0,26	14,4	1,01	-	74 M	50	0,40	0,0000
T	EXP	0,50	18,0	1,05	-	52 M	65	0,35	0,0000
V	EXP	0,40	18,0	1,17	-	66 M	98	0,32	0,0000
T	EXP	0,33	25,5	1,09	-	70 M	78	0,47	0,0000
M	ESF	0,53	25,0	1,06	-	50 M	74	0,45	0,0000
COT	ESF	0,60	12,0	0,98	-	40 M	54	0,40	0,0000

Mod= modelo; ESF= esférico; EXP= exponencial; EPP= efeito pepita puro; C₀= efeito pepita; C₀+C₁= patamar; a= alcance; B= inclinação da reta; IDE= índice de dependência espacial (F= forte; M= moderado); R²=Coeficiente de determinação múltipla; R²VC= coeficiente de determinação múltipla da validação cruzada; e Sig= nível de significância da validação cruzada.

Tabela 5 - Modelos e parâmetros dos semivariogramas escalonados da produção da laranja safra 2007

Atributo	Mod.	C ₀	a (m)	C ₀ +C ₁	IDE (%)	R ²	R-VC	Sig.
NFP	ESF	0,60	12,0	1,05	43 M	85	0,33	0,03
MTF	ESF	0,50	12,0	1,05	52 M	81	0,49	0,003
MMF	EPP	1,03	-	1,03	-	-	-	-

Mod= modelo; ESF: esférico; EXP= exponencial; EPP= efeito pepita puro; C₀= efeito pepita; C₀+C₁= patamar; a= alcance; B= inclinação da reta; IDE= índice de dependência espacial; R² = coeficiente de determinação múltipla; R²VC= coeficiente de determinação múltipla da validação cruzada; Sig= nível de significância da validação cruzada; NFP= número de frutos por planta; MTF= massa total de frutos por planta; e MMF= massa média do fruto.

O alcance da dependência espacial é um parâmetro importante no estudo do semivariograma, uma vez que indica a zona de influência de uma amostra, ou seja, define a distância máxima até onde o valor de uma variável possui relação de dependência espacial com o seu vizinho (GUERRA, 1988).

Os atributos que apresentam os maiores alcance são: K (43 m), V (28 m) na profundidade de 0-0,20 m e Ca (31,3 m), Al (27 m) na profundidade de 0,20-0,40 m. Os atributos que apresentam menor alcance são: T (10 m), t (12 m) e COT (12 m) na profundidade de 0-0,20 m, pH, COT na profundidade de 0,20-0,40 m e os dados de produção NFP e MTF (todos com 12 m). Observa-se que há variação dos valores de alcance para um mesmo atributo em diferentes profundidades, com exceção para o COT. Os atributos de produção (NFP e MTF) apresentam o mesmo padrão de distribuição espacial, com ajuste do mesmo modelo ESF e mesmo alcance (12 m) de dependência espacial, o que já era esperado devido a correlação de 87% entre esses atributos. Com relação à distribuição espacial, caracteriza como de baixa continuidade, o que representa grande variabilidade espacial da produção entre os pés na área.

O alcance corresponde ao raio das áreas consideradas homogêneas para cada variável estudada. Dessa forma, todos os vizinhos situados dentro de um círculo com esses raios podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles (VIEIRA & LOMBARDI NETO, 1995). Segundo Oliveira et al. (1999), o conhecimento dos valores do alcance e as localizações das áreas onde estão concentrados os maiores e/ou menores valores de determinado atributo químico, são importantes para o planejamento do manejo da fertilidade do solo e das práticas de amostragens do solo.

Após aceitação dos modelos ajustados, foram construídos mapas com o uso da técnica de krigagem ordinária, para cada atributo químico do solo e para cada atributo da produção que apresentaram dependência espacial (Figura 5, 6, 7, 8 e 9).

Segundo classificação de Azevedo (2004), para os valores de R^2 dos semivariogramas ajustados, verifica-se, para os atributos químicos do solo, nas duas profundidades estudadas, e produção de laranjas, que: 15 atributos químicos e dois de produção de laranja apresentam valores de R^2 maiores que 75%; oito atributos apresentam valores de R^2 entre 50 e 75%; e somente dois atributos apresentam R^2 menores que 50% (Tabelas 4 e 5). De acordo com Silva et al. (2003), isso indica que

os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais para esses atributos. Com relação à validação cruzada, os coeficientes de correlação (R-VC) entre os valores observados e os estimados pelos modelos teóricos de semivariogramas para os atributos químicos do solo nas duas profundidades são significativos ($p \leq 0,05$), com exceção para K e T na profundidade de 0,20-0,40 m.

Segundo Azevedo (2004), os mapas de variabilidade espacial permitem localizar as áreas com problemas e testar a eficiência das práticas utilizadas para solucioná-los, indicando que podem eficientemente ajudar na identificação e estabelecimento de zonas de manejo de áreas agrícolas, que possibilitem a adoção de tratamentos diferenciados, de acordo com as necessidades específicas do solo.

Observando os mapas, é possível identificar as áreas mais problemáticas, o que não é possível com os procedimentos clássicos, quando se utiliza a média do conjunto de dados de cada atributo para análise. Esse fato está de acordo com a afirmação de Castrignano et al. (2000) e Azevedo (2004), em que a estatística clássica não pode separar as diferentes fontes de variação espacial que estariam influenciando as propriedades do solo. Segundo Lima & Silans (1999), a geoestatística permite detectar a existência de uma estrutura ou de organização na distribuição espacial dos parâmetros e a partir daí, com a técnica de krigagem, mapear e identificar no campo os locais e suas respectivas representações de valores.

Nas Figuras 6 e 7, pode-se observar a semelhança entre os mapas de pH e Ca, na profundidade de 0,20-0,40 m, sendo que nas regiões do mapa em que o pH apresenta valores mais baixos, o mesmo comportamento se observa com o Ca. O mapa de Al na profundidade de 0,20-0,40 m também apresenta forma parecida, porém com valores inversos, ou seja, nas regiões do mapa com menores valores de pH e Ca, os valores de Al são altos. Para profundidade de 0-0,20 m, o mapa mostra nitidamente a pobreza de Ca nesse solo.

Também na Figura 6, pode-se observar nos dois mapas referentes ao Al, que na profundidade de 0,20-0,40 m há uma maior concentração deste elemento, o que é prejudicial ao desenvolvimento do sistema radicular da cultura da laranja, já que o Al é considerando um elemento tóxico às plantas.

O COT apresenta o mesmo padrão de distribuição espacial, com mesmo modelo de ajuste e alcance, porém, apresenta diferença estatística do valor médio entre as camadas, com maior concentração na camada de 0-0,20 m, mostrando zonas com maiores concentrações em posições diferentes na área (Figura 8). Na verdade, a distribuição espacial do COT na área, pode não estar representando verdadeiramente a sua distribuição pelo fato da amostragem de solo ter sido feita na projeção da copa da planta e não na entrelinha da cultura da laranja. Nesta região, que tem como cobertura vegetal predominante a leguminosa estilosa, é esperado que os teores de COT no solo sejam superiores aos observados na região da projeção da copa.

Em relação à produção de laranja, observa-se semelhança na distribuição espacial das isolinhas (Figura 9), indicando, o que era de se esperar, uma correlação espacial alta entre o número de frutos por planta (NFP) e a massa total de frutos por planta de laranja (MTF).

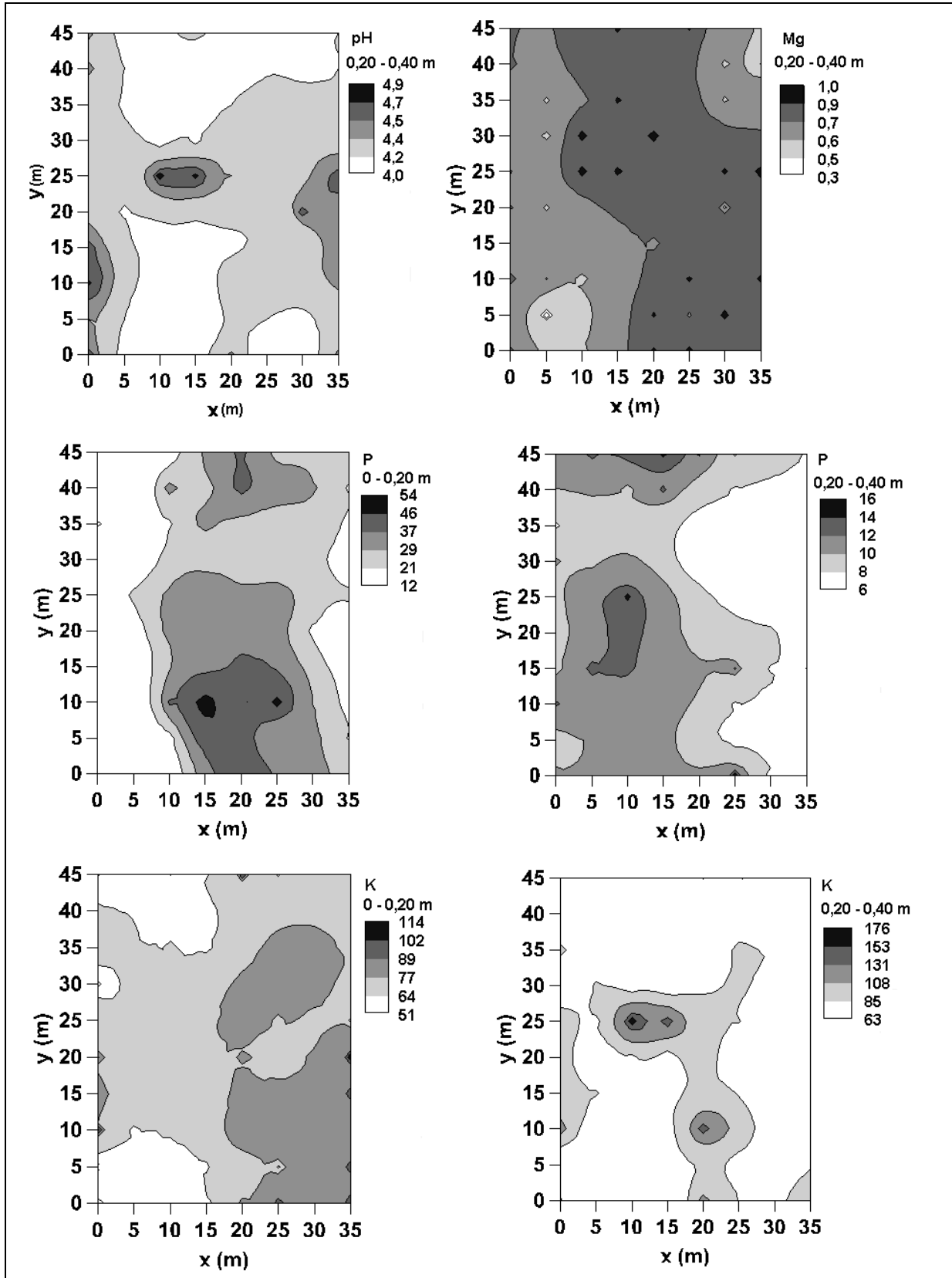


Figura 5 - Mapas de isolinhas para os atributos químicos do solo, pH e Mg na profundidade de 0,20-0,40 m e para P e K nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).

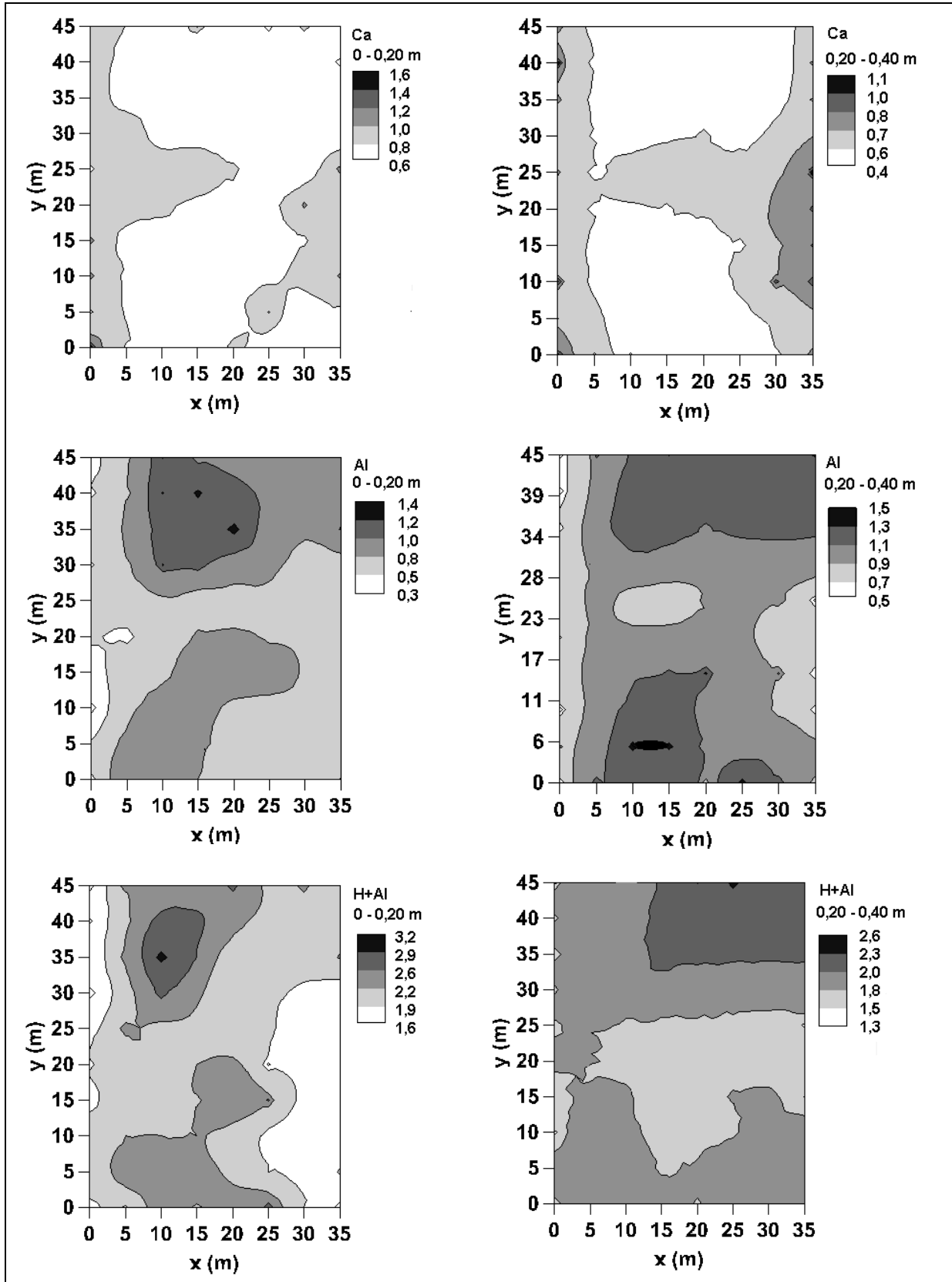


Figura 6 - Mapas de isolinhas para os atributos químicos do solo, Ca, Al e H+Al nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).

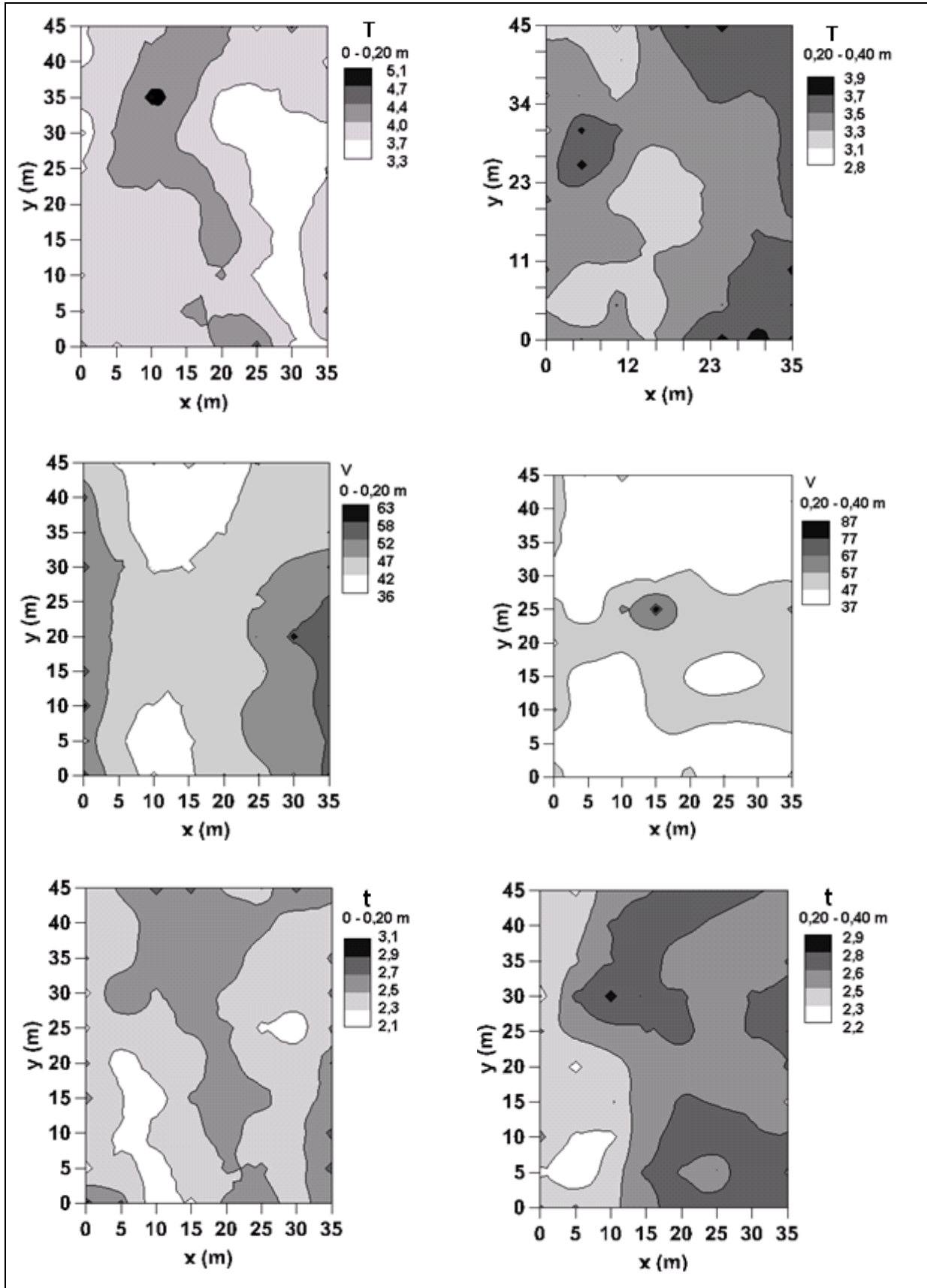


Figura 7 - Mapas de isolinhas para os atributos químicos do solo, T, V e t nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).

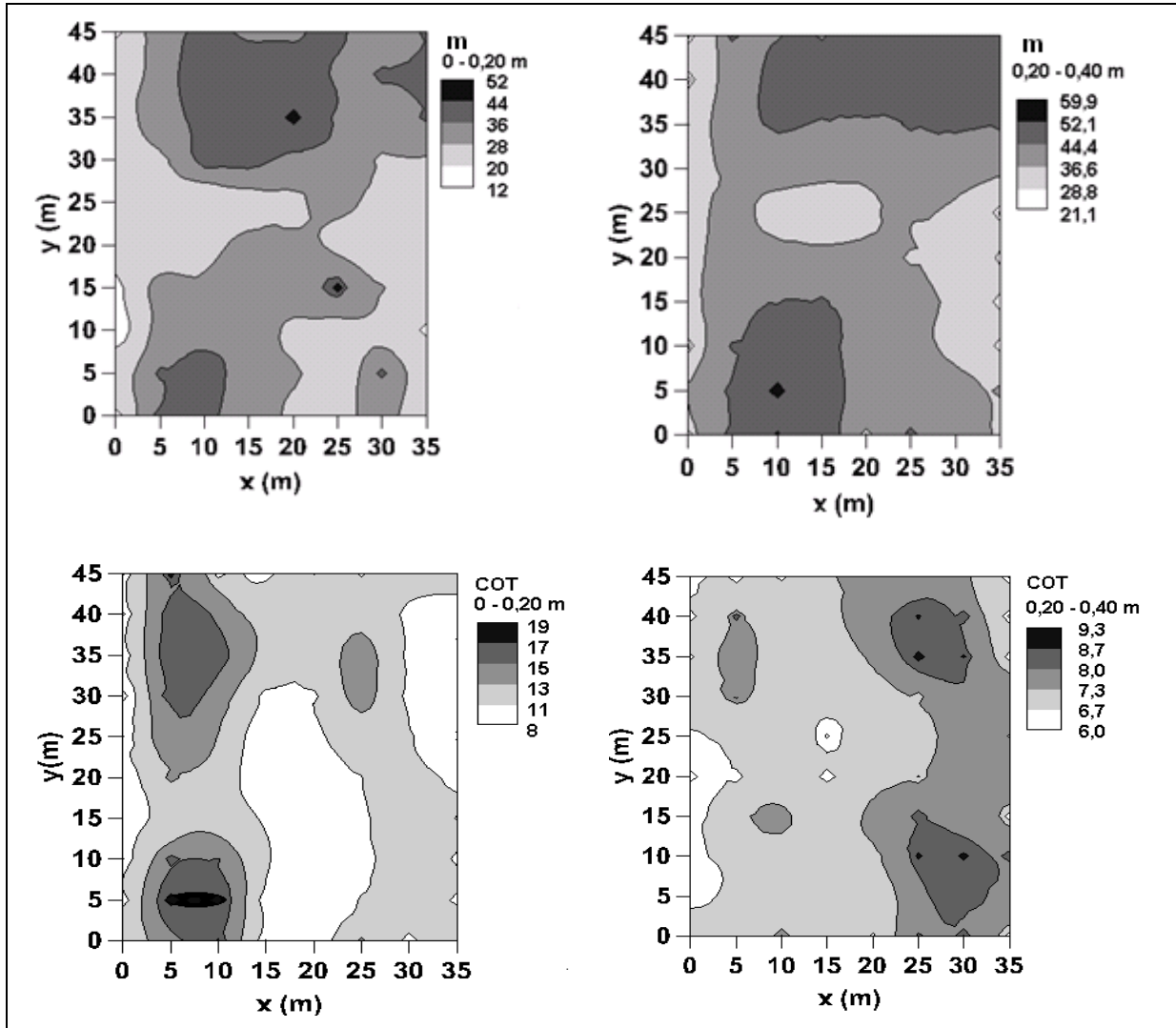


Figura 8 - Mapas de isolinhas para os atributos químicos do solo, m e COT nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m).

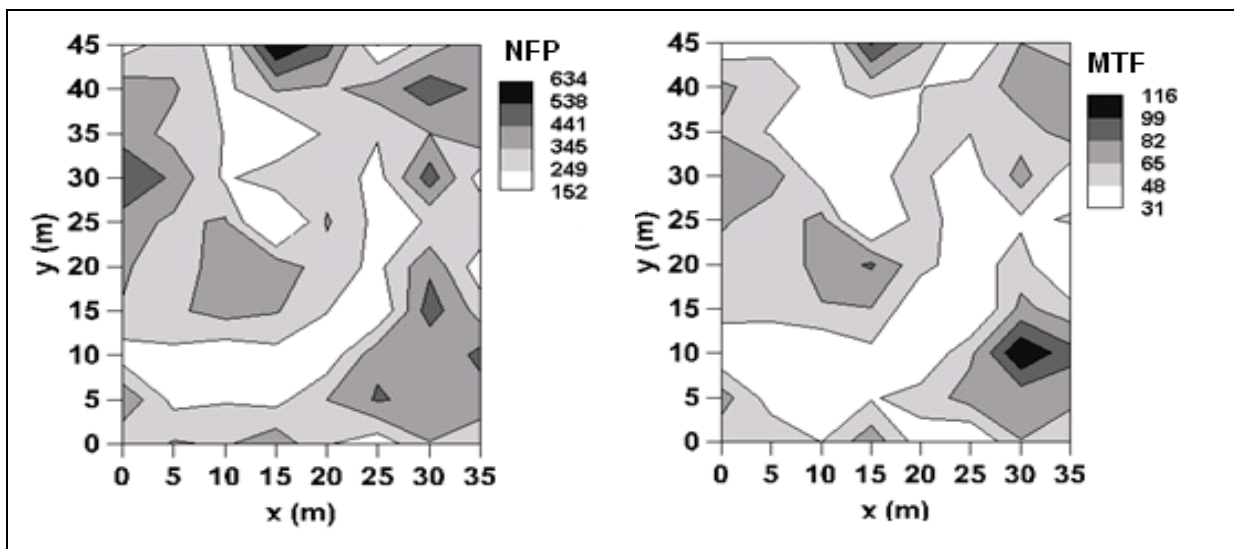


Figura 9 - Mapas de isolinhas para o número de frutos por planta (NFP) e a massa total de frutos por planta (MTF).

5 CONCLUSÕES

Utilizando a geoestatística como ferramenta para determinar a variabilidade espacial de atributos químicos do solo e da produção de um pomar de laranja, conclui-se que:

- utilizando técnicas da geoestatística, por meio do mapeamento dos atributos estudados, é possível a identificação de zonas diferenciadas do manejo da fertilidade do solo mostrando para cada atributo químico estudado, regiões com maiores ou menores teores;
- todos os atributos apresentam estrutura de dependência espacial com grau de dependência variando entre forte e moderado, com a maioria dos atributos ajustando-se ao modelo esférico, com exceção do atributo químico do solo pH (0-0,20 m) e do atributo massa média do fruto (MMF) que apresentam efeito pepita puro;
- os atributos químicos do solo Mg (0-0,20 m) e SB (0-0,20 m) apresentam modelo linear sem patamar, indicando que a densidade de pontos amostrais não é suficiente para definir o patamar no semivariograma, mesmo trabalhando com os resíduos dos dados;
- é possível, pelo método de krigagem ordinária, utilizando os parâmetros de dependência espacial dos semivariogramas, estimar os valores dos atributos químicos do solo nas duas profundidades e da produção de laranja que apresentam dependência espacial;
- o carbono orgânico total apresenta o mesmo padrão de distribuição espacial com ajuste do modelo esférico e com o mesmo alcance nas duas profundidades;
- a análise da fertilidade do solo, em ambas as profundidades, revela que este solo apresenta acidez elevada e baixos teores de nutrientes, como o cálcio, o que pode estar acarretando a redução da produção do pomar de laranja, a qual se encontra abaixo da média nacional.

Práticas como a correção da acidez do solo e aplicação de nutrientes em níveis adequados, de acordo com os mapas temáticos, são fundamentais para a melhoria das condições químicas do solo e, conseqüentemente, da produção do pomar de laranja.

6 REFERÊNCIAS

- ABECITRUS. **Produção de laranja**. Disponível: http://abecitrus.com.br/historia_br.html. Acesso em : 10 jun. 2008.
- ABECITRUS. **Produção de laranja**. Disponível: http://www.abecitrus.com.br/produção_br.html. Acesso em : 28 ago.2006.
- ALVAREZ V., V. H.; NOVAIS, R. F. de ; BARROS, N. F. de ; CANTARUTTI, R. B. ; LOPES, A. S. Interpretação dos Resultados das Análises de Solos. In: RIBEIRO, A. C; GUIMARÃES, P. T. G.; ALVAREZ V.,V. H. (Org.). **Recomendações para uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais**. 1 ed. Viçosa: Imprensa Universitária, 1999, v. 1, p. 25-32.
- AULER, PEDRO ANTONIO MARTINS et al . Produção de laranja 'Pêra' em sistemas de preparo de solo e manejo nas entrelinhas. **Rev. Bras. Ciênc. Solo** , Viçosa , v. 32, n.1, 2008.
- ARAUJO, J. K. S. ; GALINDO, I. C. L ; RIBEIRO, M. R. ; ANDRADE, F. M. ; FERREIRA, R. F. A. L. . **Uso de indicadores relacionados com a matéria orgânica na avaliação da qualidade do solo, em áreas sob diferentes níveis de degradação em Floresta, PE.** 2007. Disponível em: <http://www.adtevento.com.br/jepex/cdrom/resumos/R0401-1.pdf>. Acesso em: maio 2008.
- AZEVEDO, E. C. **Uso de geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico da degradação de um solo argiloso sob pastagem no estado de Mato Grosso**. 2004. 132f. Tese (doutorado) – Unicamp, Campinas, 2004.
- BATISTA I. F. **Variabilidade espacial da umidade do solo em irrigação por gotejamento sob cultivo protegido**. 2002. 113f. Dissertação (Mestrado em Agronomia/ Irrigação e Drenagem) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2002.
- CAMARGO, E. C. G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (Spring)**. 1997. 123f. Dissertação (Mestrado) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. São José dos Campos, 1997.
- CARVALHO, J. R. P. de; SILVEIRA, P. M. da; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesq. Agropec. bras**, Brasília, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, ago. 2002.
- CASTRIGNANO, A.; GIUGLIARINI, L.; RISALIT, R. Study of spatial relationships among some soil physic-chemical of a field in central Italy using multivariate geoestatistics. **Geoderma**, v. 97, n. 1-2, p. 39-60, 2000.
- COELHO, Y. S. **Fatores climáticos e aspectos fisiológicos da cultura dos citros**. In: CURSO INTENSIVO NACIONAL DE FRUTICULTURA, 2., 1984, Cruz das Almas. Cruz das Almas: EMBRAPA-CNPMF, 1984. 16p. Apostila.
- COHEN, A. **Citrus fertilizacion**. Bern: International Potash Institute, 1976. 45 p. (International Potach Institute. Bulletin, 4).

- COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. 10. Ed. São Paulo: Edgard Blücher, 1990. 264p.
- DALCOLMO, J. M. **Avaliação de leguminosas perenes para cobertura de solo em pomar cítrico no município de Jerônimo Monteiro, ES**. 1997. 105 f.
Dissertação (Mestre em Agronomia) - Fitotecnia, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro - UFRJ, Seropédica, RJ. 1997.
- DAVIES, F.S.; ALBRIGO, L.G. **Citrus**. 2.ed. Florida: CABI Publishing, 1994. 254p.
- DEUTSCH, C.V.; JOURNEL, A.G. **GSLIB: geostatistical software library**. New York: Oxford Univ. Press, 1998.
- DEUTSCH, C.V.; JOURNEL, A.G. **GSLIB: geostatistical software library and user's guide**. New York: Oxford University Press, 1992. 336p.
- DOORENBOS, J.; KASSAM, A.H. **Yield response to water**. Rome: FAO, 1979, 193p. Irrigation and Drainage Paper 33
- DUDA, G.P.; CAMPELLO, E.F.C.; MENDONÇA, J.L.; DOMINGOS, M. Avaliação de frações da matéria orgânica do solo para caracterização de áreas degradadas. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v.23, p.723-728, 1999.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solos**. 2 ed. rev. e atual. Rio de Janeiro: EMBRAPA, 1997. 212p.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: Embrapa Produção de Informação; Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1999. 412p.
- EPSTEIN, E; BLOOM, A. J. **Nutrição mineral de plantas: princípios e perspectivas**. 2 ed. Londrina: Editora Planta, 2006. 416p.
- FIDALSKI, J.; AULER, P. A. M.; TORMEM, V. Relations among Valencia orange yields with soil and leaf nutrients in Northwestern Paraná, Brazil. **Braz. arch. biol. technol.** , Curitiba, v. 43, n. 4, 2000 . Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1516-89132000000400006&lng=en&nrm=iso&tlng=en. Acesso em jun, 2008.
- FOY, C.D. Physiological effects of hydrogen, aluminum and manganese toxicities in acid soil. In: ADAMS, F. (Ed.). **Soil acidity and liming**. Madison: American Society of Agronomy, 1984. p.57-97.
- GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional**. Ministério das Minas e Energia/ Departamento de Produção Mineral, Brasília, 1988. 145p.
- GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. Uberlândia-MG UFU/FAMAT, 2004. Disponível em: <http://www.famat.ufu.br/prof/ednaldo/geoest/apgeo1.pdf>. Acesso em: fev. 2008.
- GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho-Escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. 2000. Tese (Doutorado em Agronomia) Área de concentração: Água e Solo, FEAGRI/UNICAMP, Campinas- SP: 2000.
- GUIMARÃES, P. T. G. O uso do gesso agrícola na cultura do cafeeiro. In: SEMINÁRIO SOBRE O USO DO GESSO NA AGRICULTURA., 1992, Uberaba. **Anais ... IBRAFOS**, 1992. P 175-190.

HOAGLIN, D. C.; MOSTELLER, F.; TYKEY, J. W. **Análise exploratória de dados: técnicas robustas**, um guia. Lisboa: Salamandra, 1983. 446p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Produção Agrícola Municipal 2006 **Produção Agrícola Municipal: Culturas temporárias e permanentes**. volume 33. 2006. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pam/2006/pam2006.pdf>. Acesso em: 22 de abril de 2008. Produção Agrícola Municipal 2006Produção Agrícola Municipal 2006

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

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

KITAMURA, E. A. **Inter-relação da variabilidade espacial da granulometria do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto**. 2004. 109f. Dissertação (Mestrado em sistema de produção) – UNESP – Ilha Solteira, 2004.

LANDIM, P. M. B. Análise estatística de dados geológicos. Rio Claro: **Editora UNESP**, 1998. 226p.

LEITE JÚNIOR, R.P. Cultivares copa e porta-enxertos. In: IAPAR. **A citricultura no Paraná**. Londrina, 1992. cap.4, p.91-116. (Circular, 72).

LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O.; TUON, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, 20:1-12, 1996.

LIMA, J. S. de S.; DE 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**, Viçosa, MG, v.15, n.3, p. 290-298, Jul./Set., 2007.

LIMA, C.A.G.; SILANS, A.P. Variabilidade espacial da infiltração de água no solo. **Pesq. Agropec. Bras.**, 34:2311-2320, 1999.

MAGALHÃES, A. F. J. Nutrição mineral e adubação dos citros irrigados. Cruz das Almas, BA: Embrapa Mandioca e Fruticultura Tropical, **Circular técnico on line**, n. 79, 2006. 12 p.

MALAVOLTA, E. **Nutrição mineral e adubação da laranja**. 2ª Ed. Piracicaba-SP: Ultrafertil, 1981. 63 p.

MALAVOLTA, E.; VIOLANTE NETTO, A. **Nutrição mineral, calagem, gessagem e adubação dos citros**. Piracicaba-SP: POTAFOS, 1989. 153p.

MANZIONE, R. L. **Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em Araguari-MG**. 2002. 155f. Dissertação (Mestre em Agronomia) - Energia na Agricultura, Faculdade de Ciências Agrônômicas da UNESP - Campus de Botucatu, Botucatu-SP, 2002.

MARQUES JUNIOR, J.; CORÁ, J. E. Atributos do solo para agricultura de precisão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA: Mecanização e agricultura de precisão, 27., 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Lavras: Universidade Federal de Lavras/Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1998. p.31-70.

- MATTOS JUNIOR, D.; DE NEGRI, J.D.; FIGUEIREDO, J. O. de; POMPEU JUNIOR, J. **CITROS: principais informações e recomendações de cultivo.** Texto preparado para a versão eletrônica do Boletim Técnico 200 (IAC). 17 de março de 2005. Disponível em: http://www.iac.sp.gov.br/Tecnologias/Citros/Citros.htm#_ftn1. Acesso em 24 de abril de 2008.
- MESQUITA, L.F.; COSER, S.M.; RODRIGUES, W.N.; ANDRADE, F.VPASSOS, .; R.R.; CATEN, A.; ROSADO, T.L. Levantamento dos principais atributos químicos dos solos da região sul do Estado do Espírito Santo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 31., 2007, Gramado. **Anais...** Gramado: Serrano Centro de Convenções, 2007. 1 CD-RON.
- MONTENEGRO, H. W. S. Exigências em clima e solo dos citros. In: ENCONTRO PARANAENSE DE CITRICULTURA, 1., 1986, Londrina. **Anais.** Londrina: Fundação Instituto Agrônômico do Paraná, 1986. P. 49-57.
- MOREIRA, C. S. Manejo de solo em pomar cítrico. **Laranja**, v.2, n. 9, p. 423-436, 1988.
- NEVES, C.S.V.J.; FELLER, C.; LARRÉ-LARROUY, M.C. Matéria orgânica das frações de um Latossolo Vermelho distroférico sob diferentes sistemas de uso e manejo. **Semina Ci. Agr.**, Londrina, 26:17-24, 2005.
- NOVAIS, R.F.; SMITH, T.J. Fósforo em solo e planta em condições tropicais. Viçosa: DPS/UFV, 1999. 399p.
- OLIVEIRA, J.J.; CHAVES, L.H.G.; QUEIROZ, J.E.; LUNA, J.G. de. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v.23, n.4, p.783-789, 1999.
- OLIVEIRA, R. B. de. **Mapeamento e correlação de atributos do solo e de plantas de café conilon para fins de agricultura de precisão.** 2007. 129 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal). CCA-UFES, Alegre-ES, 2007.
- ORTIZ, G. C. **Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo.** 2002. 91 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Estatística e Experimentação Agrônômica, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.
- PREZOTTI, L. C.; BRAGANÇA, S. M. Nutrição do cafeeiro. In: COSTA, E. B. da; SILVA, A. E. S.; ANDRADE NETO, A. P. M.; DAHER, F. A. (Org.). **Manual técnico para a cultura do café no Espírito Santo.** Vitória: Graficunha, 1995, v. 1, p. 42-53.
- PREZOTTI, L. C.; GOMES, J. A.; DADATO, G. G.; OLIVEIRA, J. A. de. **Manual de recomendação de calagem e adubação para o Espírito Santo – 5ª aproximação.** Vitória, ES, SEEA/INCAPER/CEDAGRO, 2007. 305p.
- QUAGGIO, J.A. **Acidez e calagem em solos tropicais.** Campinas: Instituto Agrônômico, 2000. 111p.
- QUAGGIO, J. A. **Resposta da laranja ‘Valência’ (*Citrus sinensis* L. Osbeck) sobre ‘limão cravo’ (*Citrus limonia* L. Osbeck) à calagem e ao equilíbrio de bases num Latossolo Vermelho-Escuro de textura argilosa.** 1991. 107 f. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1991.
- QUARTEZANI, W. Z. **Geoestatística no estudo da variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo e da produtividade da pimenta-do-reino.**

2008. 96 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal). CCA-UFES, Alegre-ES, 2008.

RODRIGUEZ, O. Nutrição e adubação dos citros. In: RODRIGUEZ, O.; VIEGAS, F. (Coords.). **Citricultura brasileira**. Campinas: Fund. Cargill, 1980. v.2, p.387-428.

SANCHES, A. C.; SILVA, A. P.; TORMENA, C. A.; RIGOLIN, A. T. Impacto do cultivo de citros em propriedades químicas, densidade do solo e atividade microbiana de podzólico vermelho-amarelo. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa-MG, v. 23, p. 91-99, 1999.

SATTLER, M. A. **Variabilidade espacial de atributos de um Argissolo vermelho-amarelo sob pastagem e vegetação nativa na bacia hidrográfica do Itapemirim**. 2006. 80 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal). CCA-UFES, Alegre-ES, 2006.

SCHERPINSKI, N. I. **Variabilidade de atributos físico-hídricos e do rendimento de grãos de soja em um Latossolo Vermelho sob sistema de plantio direto e convencional**. 2003. 107 f. Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Unioeste, Cascavel, 2003.

SCOTT, H.D.; WOOD, L.S. Impact of crop production on the physical status of a Typic Albaqualf. **Soil Sci. Soc. Am. J.**, 53:1819-1825, 1989.

SILVA JÚNIOR, R. L. de. **Variabilidade espacial do índice de cone correlacionada com mapas de produtividade**. 2001. 132f. Dissertação (Mestrado). ESALQ – USP. Piracicaba, 2001,

SILVA, J. M. da. **Métodos geoestatísticos no estudo de atributos químicos e físicos do solo em dois sistemas de cultivo da soja no cerrado**. 2006. 106f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal). CCA-UFES, Alegre-ES, 2006.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo vermelho-amarelo distrófico arênico. **Rev. Bras. Ciênc. Solo**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 1013-1020, 2003.

SOBRAL, L. F.; SOUZA, L. F. S.; MAGALHÃES, A. F. J.; SILVA, J. U. B.; LEAL, M. L. S. Resposta da laranja-pêra à adubação com nitrogênio, fósforo e potássio em um Latossolo Amarelo dos tabuleiros costeiros. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v. 35, n. 2, p. 307-312, fev. 2000.

STEVENSON, W. **Estatística aplicada à administração**. São Paulo: HARBRA. 2001. 495 p.

STUCHI, E. S. **Laranjeira ‘Folha Murcha’**: uma boa opção ao citricultor. Disponível em: <http://www.megaagro.com.br/frutas/laranjeira.asp>. Acesso em: maio de 2008.

TAKEDA, E. Y. **Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de uma associação de solos sob a videira (Vitis vinifera, L.) em Vitória Brasil-SP**. 2000. 102f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Produção Vegetal, Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira, 2000.

TODA FRUTA. **Principais países e quantidades de frutas produzidas no mundo**. 2005. Disponível em: http://www.todafruta.com.br/todafruta/mostra_conteudo.asp?conteudo=9773. Acesso em: 12 de junho de 2008.

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

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

VIEIRA, S. R. **Curso de atualização em conservação do solo**: Uso de geoestatística. Campinas, IAC, v. 1 e 2, 1995.

VIEIRA, S. R. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. **GIS Brasil'98**, Curso P, Curitiba, PR, 1998, 53p.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F. de; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-45.

VIEIRA, S. R. et al. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ V, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R.; BARROS, N. F.; MELLO, J. W. V.; COSTA, L. M., (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, 2002. v. 2, p.1-45.

VIEIRA, S.R.; LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v. 54, p. 405-412, 1995.

VETTORATO, J. A. **Mapeamento da fertilidade do solo utilizando sistema de informação geográfica**. 2003. 96 f. Dissertação (Mestre em Agronomia) - Energia na Agricultura, Faculdade de Ciências Agrônômicas da UNESP - Campus de Botucatu, Botucatu, 2003.

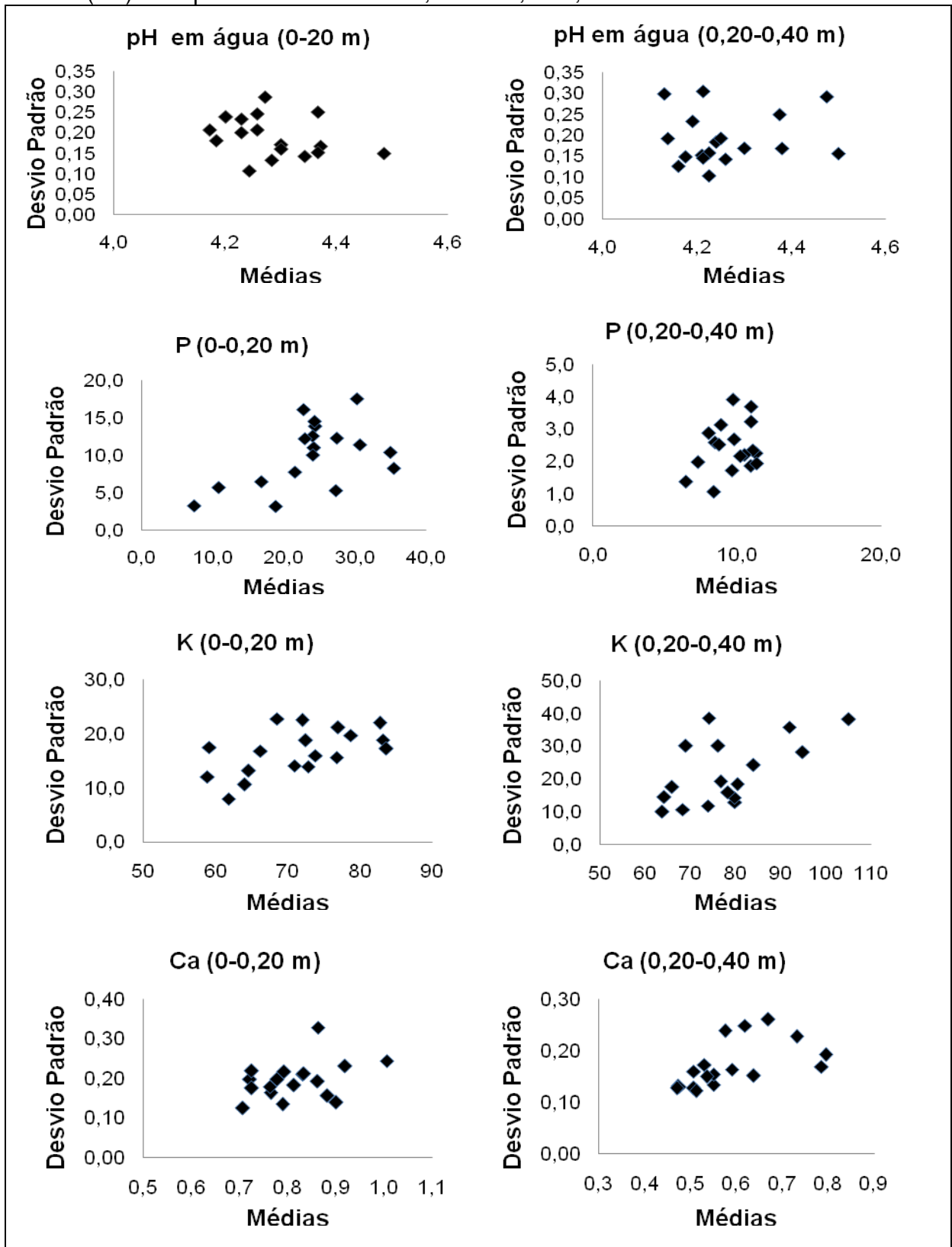
WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D., (Ed.). **Application of soil physics**. New York: Academic Press, 1980. p. 319-324.

YEOMANS, J. C.; BREMNER, J. M. A rapid and precise method for routine determination of organic carbon in soil. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, v. 19, p. 1467-1476, 1988.

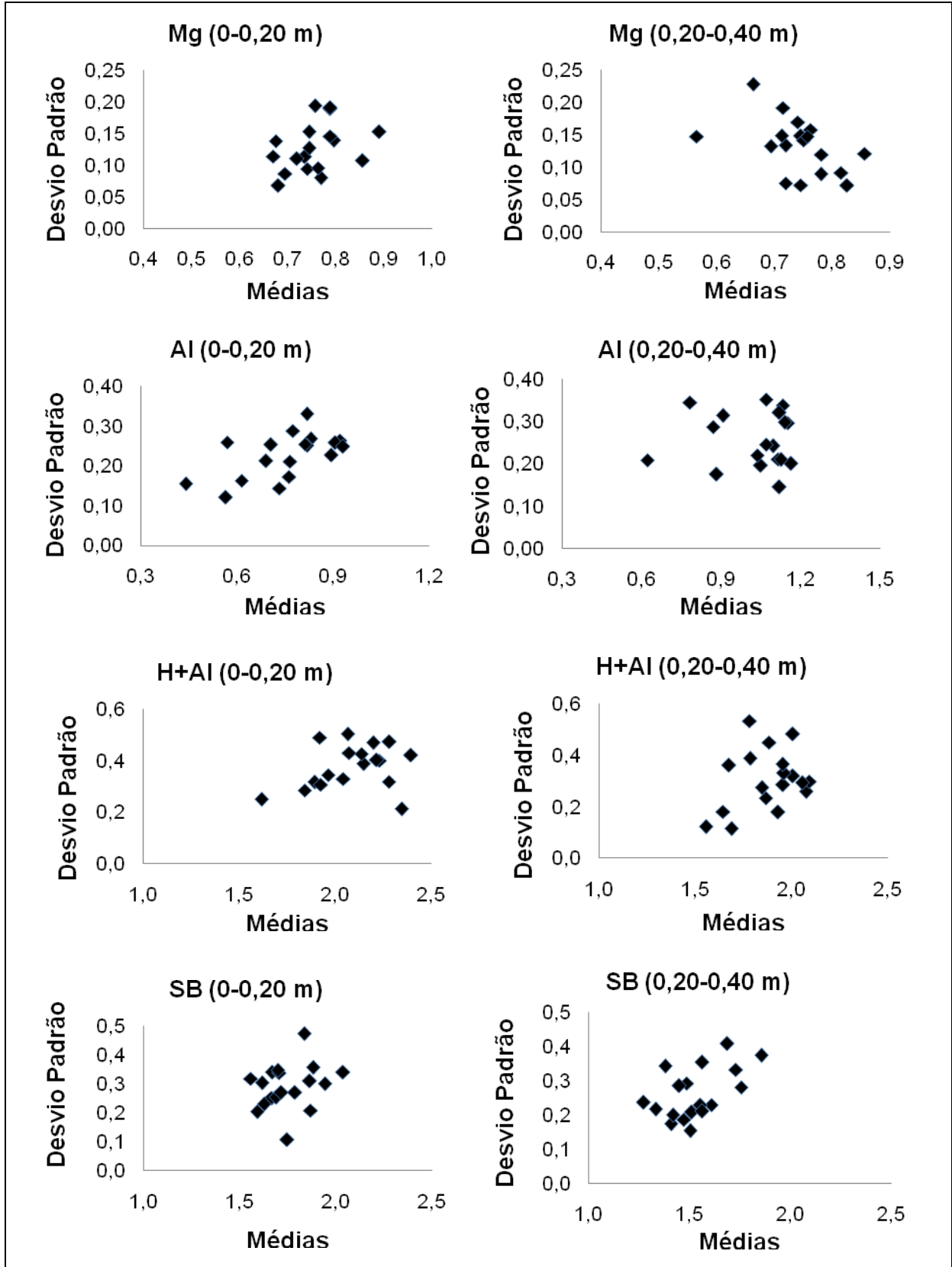
ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114 f. Tese (Livre-docência em Levantamento do solo e fopeologia) – FCA-UNESP, Botucatu, 2001.

APÊNDICES

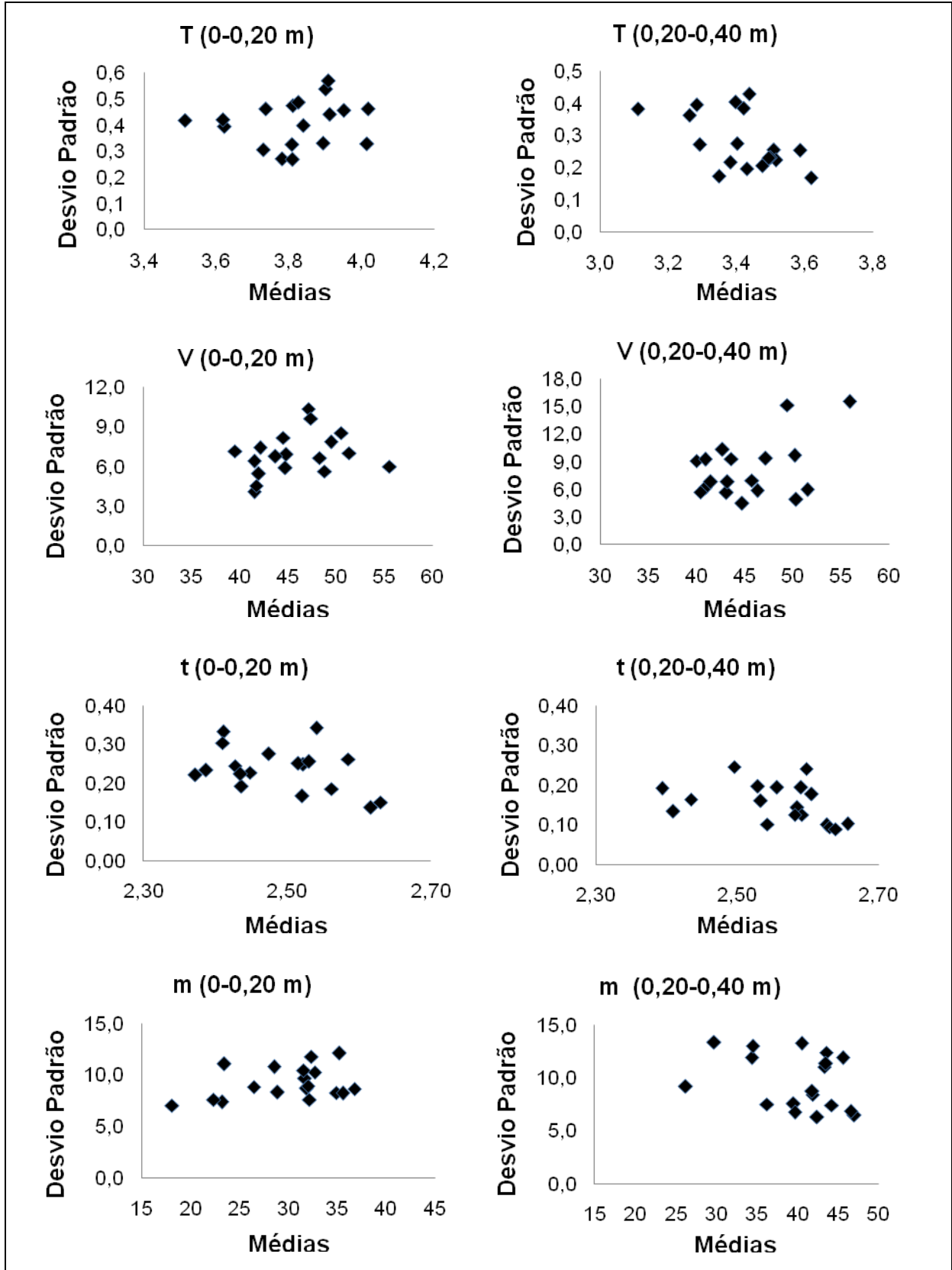
APÊNDICE A- Gráfico do desvio-padrão *versus* a média dos dados em linhas e colunas para os atributos químicos do solo: pH em água, fósforo (P), potássio (K) e cálcio (Ca) nas profundidades de 0-0,20m e 0,20-0,40m do solo



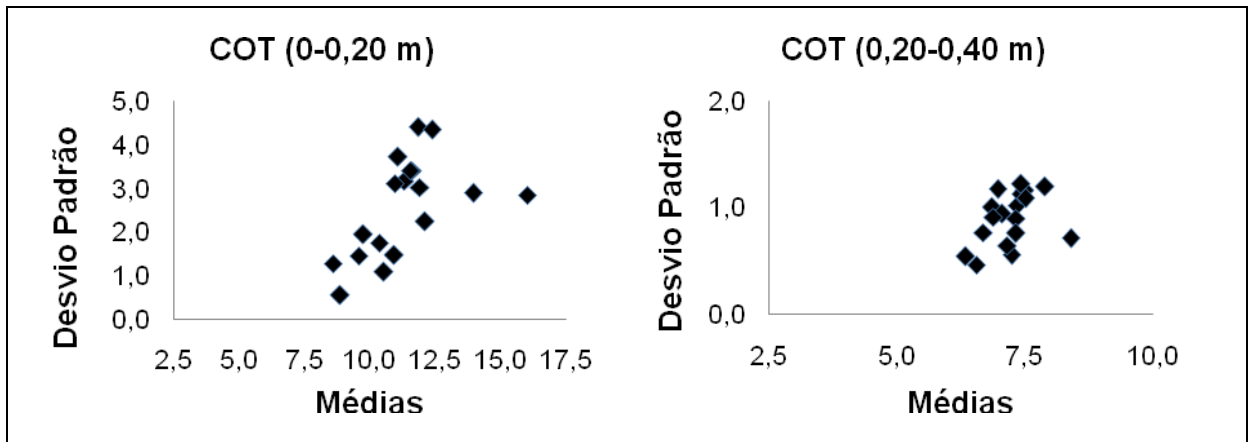
APÊNDICE B - Gráfico do desvio-padrão *versus* a média dos dados em linhas e colunas para os atributos químicos do solo: magnésio (Mg), alumínio (Al), acidez potencial e soma de bases (H+Al) nas profundidades de 0-0,20m e 0,20-0,40m do solo



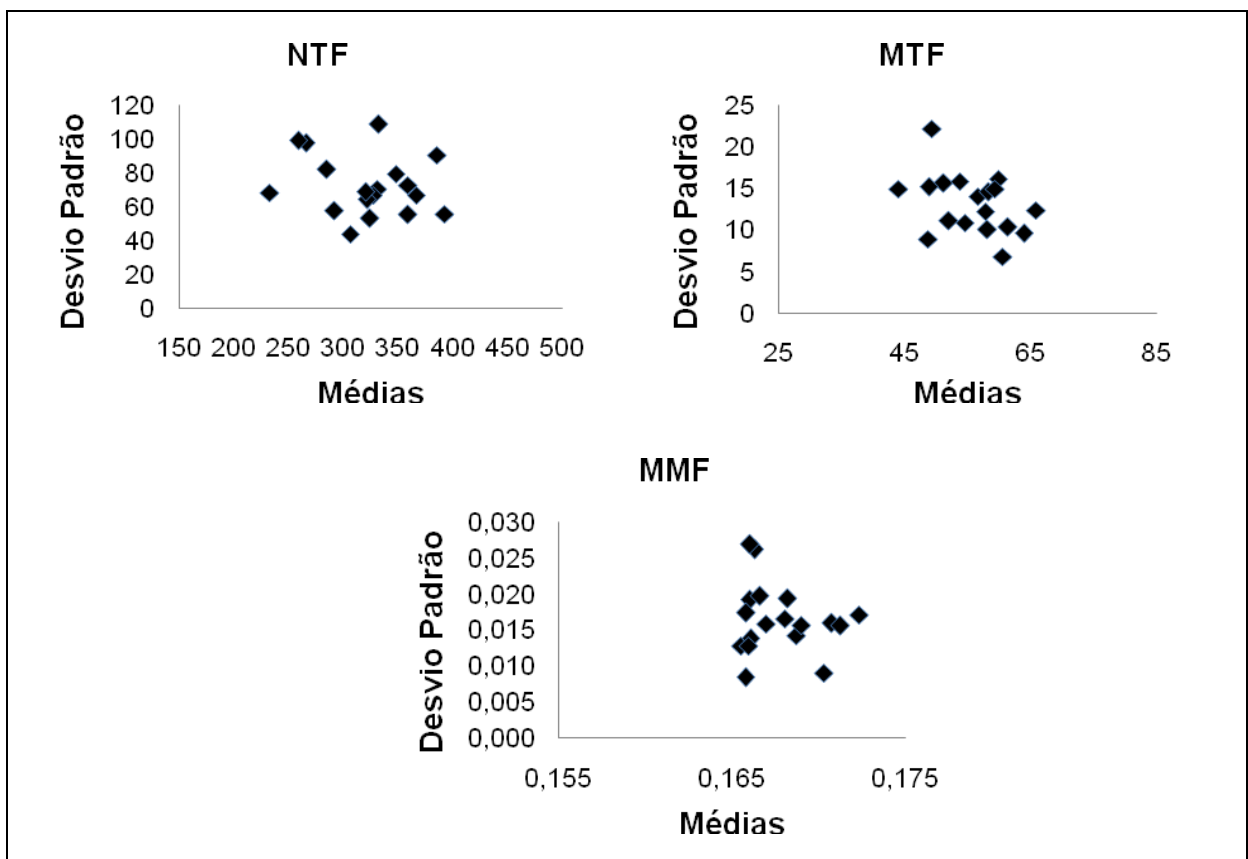
APÊNDICE C - Gráfico do desvio-padrão *versus* a média dos dados em linhas e colunas para os atributos químicos do solo: CTC potencial (T), saturação por bases (V), CTC efetiva (t) e saturação por alumínio (m) nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40m do solo



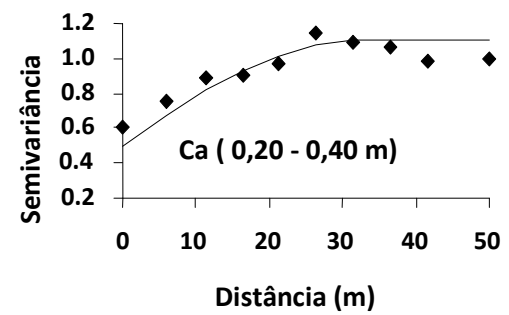
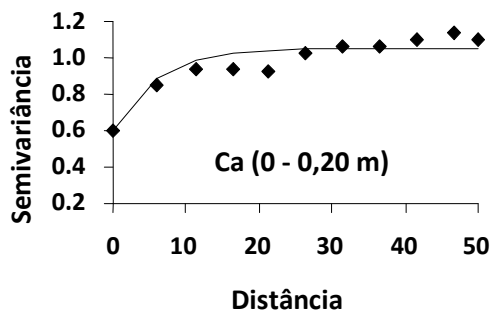
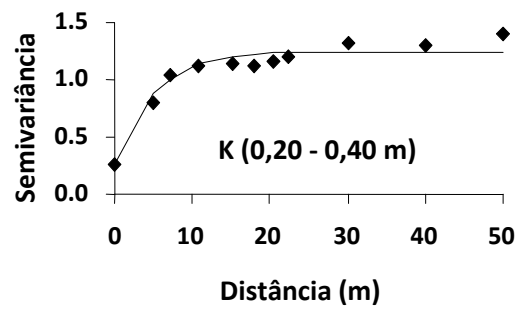
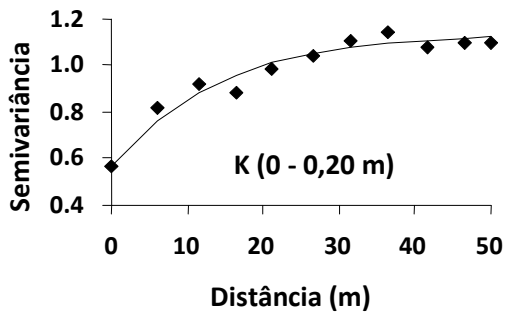
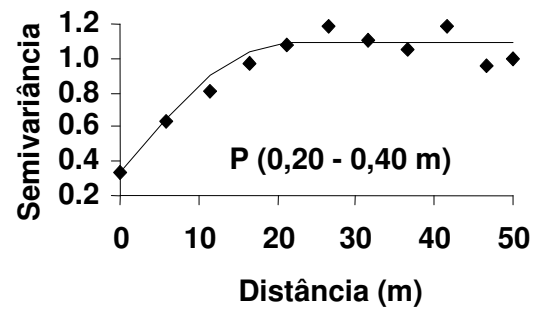
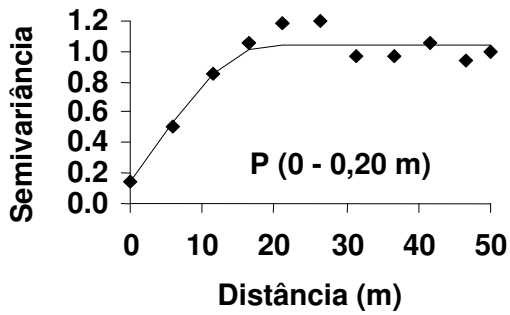
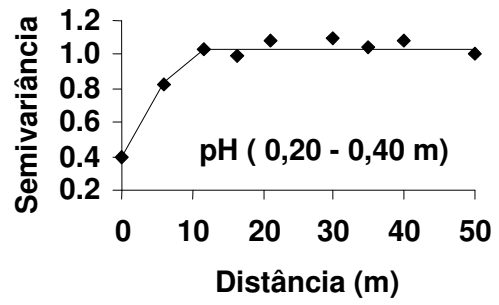
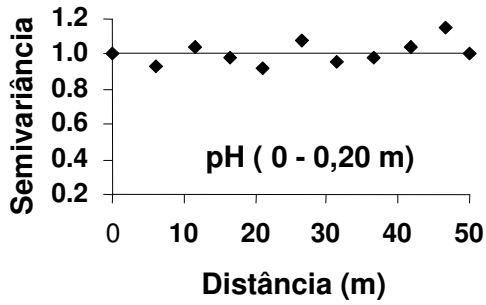
APÊNDICE D - Gráfico do desvio-padrão *versus* a média dos dados em linhas e colunas para o atributo químico do solo: carbono orgânico total (COT) nas profundidades de 0-0,20 m e 0,20-0,40m do solo



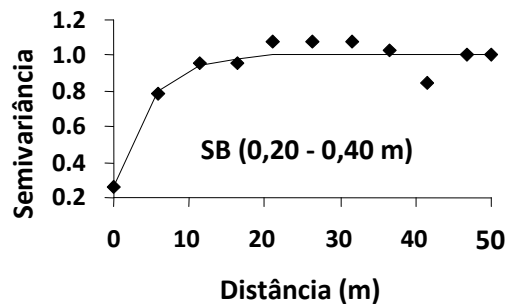
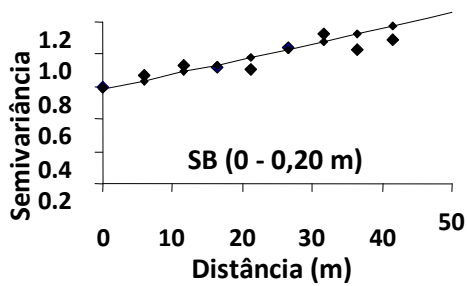
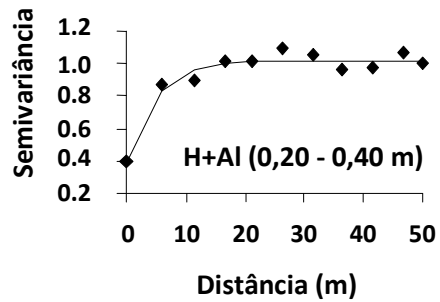
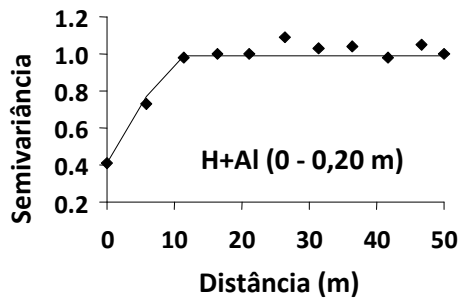
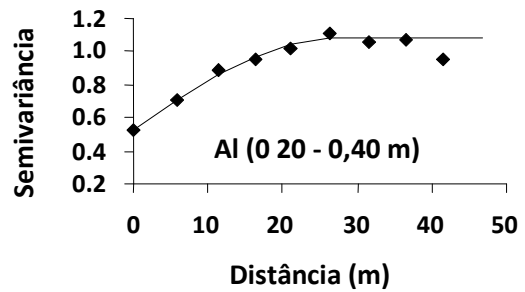
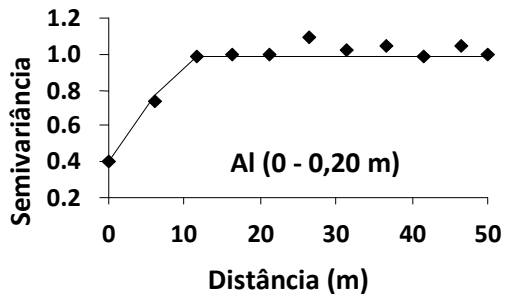
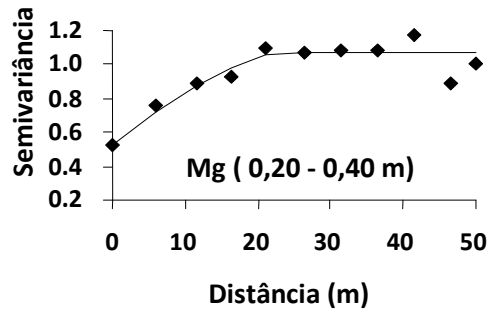
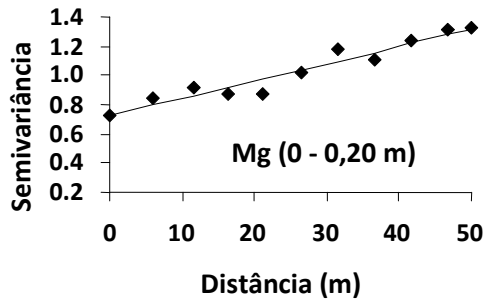
APÊNDICE E - Gráfico do desvio-padrão *versus* a média dos dados em linhas e colunas para os atributos de produção de laranja



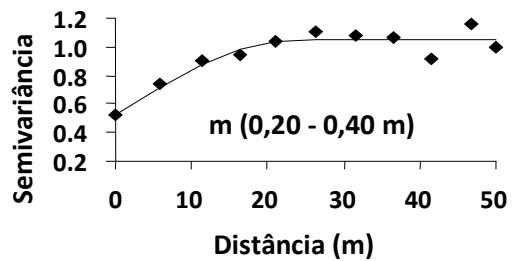
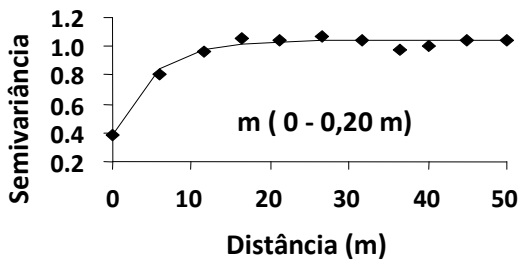
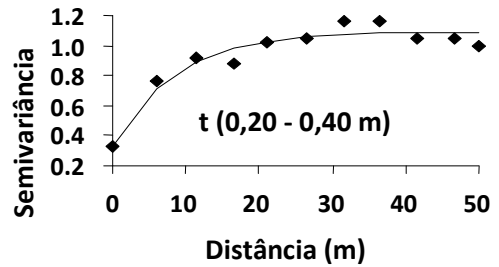
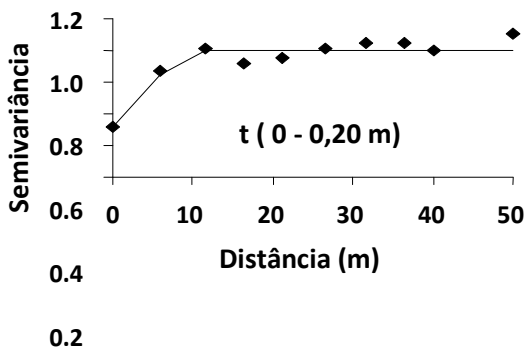
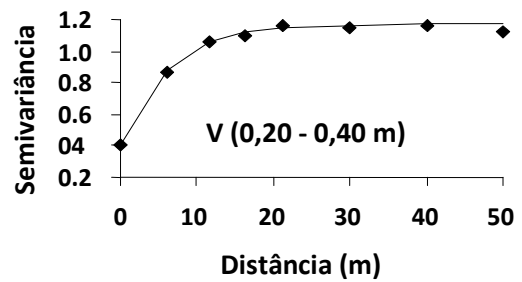
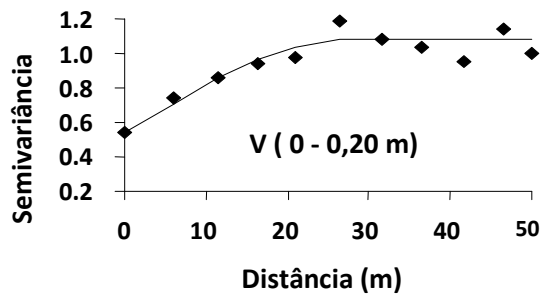
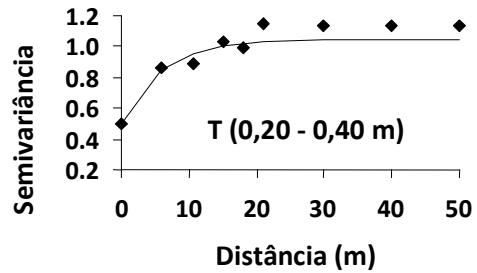
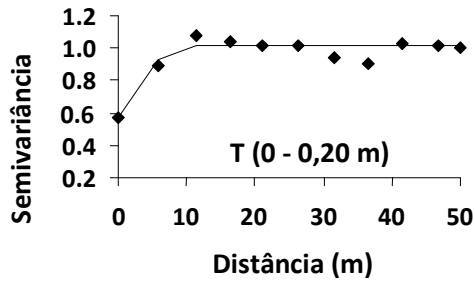
APÊNDICE F - Semivariograma escalonado dos atributos pH em água, P, K e Ca nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m)



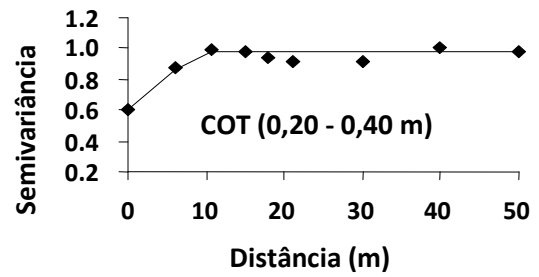
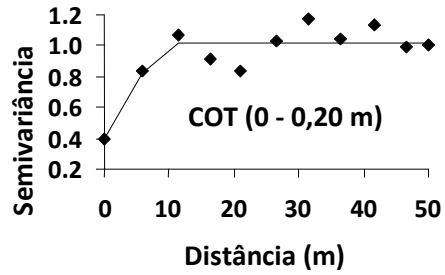
APÊNDICE G - Semivariograma escalonado dos atributos Mg, Al, H+Al, e SB nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m)



APÊNDICE H - Semivariograma escalonado dos atributos T, V, t, m e COT nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m)



APÊNDICE I - Semivariograma escalonado do atributo COT nas duas profundidades de amostragem (0-0,20 m e 0,20-0,40 m)



APÊNDICE J - Semivariograma escalonado dos atributos de produção de laranja

